# دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»

**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤**

**صاحب امتیاز:** دانشگاه شاهد
**ویراستار ادبی (انگلیسی):** میلا ملک‌الکلامی

**مدیر مسئول:** رسول روشن چسلی
**شاپای چاپی:** ۲۱۸۸-۲۳٤٥

**سردبیر:** رسول روشن چسلی
**شاپای الکترونیکی:** ٤۷۸٤-۲۳٤٥

**مدیر اجرائی:** لیلا هاشمی

این نشریه براساس مصوبه کمیسیون نشریات علمی کشور (وزارت علوم، تحقیقات و فناوری) از تاریخ ۱ خرداد ۱۳۸۰ دارای اعتبار علمی پژوهشی است.



مجوز انتشار این نشریه با عنوان «روانشناسی بالینی و شخصیت» (عنوان سابق: دانشور رفتار) مورد موافقت هیئت نظارت بر مطبوعات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی قرار گرفته است.

## اعضای هیئت تحریریه

| نام و نام خانوادگی | مرتبه علمی |
|---|---|
| ۱- محمدعلی اصغری مقدم | استاد روانشناسی بالینی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران |
| ۲- غلامعلی افروز | استاد روانشناسی دانشگاه تهران، تهران، ایران |
| ۳- علی دلاور | استاد روش‌های تحقیق و آمار دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران |
| ٤- رسول روشن چسلی | استاد روانشناسی دانشگاه شاهد،تهران،ایران |
| ٥- فیروزه سپهریان آذر | استاد روانشناسی دانشگاه ارومیه،ارومیه،ایران |
| ٦- فرامرز سهرابی اسمرود | استاد روانشناسی بالینی دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران |
| ۷- محمدرضا شعیری | دانشیار روانشناسی دانشگاه شاهد، تهران، ایران |
| ۸- حسین شکرکن | استاد روانشناسی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران |
| ۹- مهناز علی‌اکبری دهکردی | استاد روانشناسی دانشگاه پیام نور مرکز تهران جنوب، تهران، ایران |
| ۱۰- ابوالقاسم عیسی‌مراد رودبنه | دانشیار روانشناسی دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران |
| ۱۱- علی فتحی آشتیانی | استاد روانشناسی دانشگاه علوم پزشکی بقیه‌الله (عج)، تهران، ایران |
| ۱۲- ابوالقاسم یعقوبی | استاد دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران |

صفحه‌آرا: ام‌البنین خزائی



نشانی: تهران، آزاد راه تهران ـ قم (خلیج فارس) روبروی حرم امام خمینی (ره)، دانشگاه شاهد

فاکس: ۰۲۱-۵۱۲۱۵۱۲۴ صندوق پستی: ۳۳۱۹۱۱۸۶۵۱

تلفن دفتر مجله: ۰۲۱-۵۱۲۱۵۱۲۶

E-mail: cpap@shahed.ac.ir
cpap.shahed.ac.ir

# اهداف و چشم‌انداز مجله

نشریه علمی روانشناسی بالینی و شخصیت، با هدف کمک به پیشبرد و توسعه علمی در حوزه‌های مختلف مرتبط با روانشناسی بالینی و شخصیت به انتشار مقالات پژوهشی اصیل (Original Article) پژوهشگران مختلف می‌پردازد.

برخی از زمینه‌های موضوعی قابل انتشار در این نشریه عبارتند از:

روان‌سنجی، روان‌درمانی، افسردگی، اضطراب، سلامت روان، شخصیت، رضایت زناشویی، کیفیت زندگی، سازگاری زناشویی، باورهای فراشناختی، شناخت‌درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی، حرمت خود، ذهن‌آگاهی، خودکارآمدری، پرخاشگری، درمان شناختی رفتاری، تعارضات زناشویی، ویژگی‌های شخصیتی.

# راهنمای نویسندگان

## بند اول: نحوهٔ نگارش و ارسال مقاله

۱. مجله علمی «روانشناسی بالینی و شخصیت» پذیرای مقاله‌های پژوهشی و مروری اصیل و بدیع تخصصی است که بر اساس ساختار مندرج در راهنمای نویسندگان مجله تنظیم شده باشد.
۲. تمام و یا قسمتی از مقاله ارسالی در هیچ مجله دیگری منتشر نشده باشد و در صورتی که مقاله قبلاً در کنفرانس‌های علمی ارائه شده است، مراتب با ذکر مشخصات کامل کنفرانس مربوطه اعلام گردد.
۳. تا هنگامی که پاسخ پذیرش از نشریه دریافت نشده، مقاله خود را برای نشریه دیگری ارسال نفرمایند.
۴. زبان رسمی مجله فارسی است و مقاله باید به زبان فارسی سلیس و روان نگارش شده باشد.
۵. در متن از به کاربردن کلمات یا اصطلاحات انگلیسی که معادل فارسی قابل فهم دارند خودداری شود. در موارد لازم و ضروری، صورت فارسی واژه در متن و معادل انگلیسی آن در پانویس آورده شود.
۶. مقالات رسیده، توسط سردبیر، هیئت تحریریه و داوران مورد ارزیابی و داوری قرار می‌گیرد و در صورت تایید، پس از انجام اصلاحات (در صورت لزوم) و ویرایش با رعایت نوبت، منتشر خواهد شد.
۷. همراه مقاله ارسالی، نامه‌ای با امضای نویسنده(گان) مقاله، مبنی بر موافقت ایشان برای انتشار مقاله و عدم ارسال همزمان مقاله به مجلات دیگر، ضمیمه شود.
۸. مجله در رد، قبول، ویرایش، تلخیص و اصلاح مقالات، آزاد است و مقالات ارسالی، مسترد نخواهد شد.
۹. ترتیب درج مقالات تابع مقررات خاص خود مجله است و به درجه علمی و شخصیت نویسندگان آن بستگی ندارد.
۱۰. مسئولیت صحت و سقم مندرجات مقاله به عهده نویسنده است.
۱۱. چنانچه مقاله در مهلت اعطا شده به نویسندگان مورد بازنگری قرار نگیرد و در مدت زمان تعیین شده به مجله عودت داده نشود، مجله می‌تواند مقاله را از دستور کار خارج کند. در اینگونه موارد، امکان ارسال مجدد مقاله مذکور به مجله وجود نخواهد داشت.
۱۲. تایپ در محیط نرم‌افزار Microsoft Office Word با تنظیم های کامل زبان فارسی، انجام شود.
۱۳. از قلم بولد شده B Nazanin با اندازه ۱۲ برای تایپ متن فارسی، قلم معمولی B Zar با اندازه ۱۱ برای چکیده فارسی و نیز قلم Time new roman با شماره ۹ برای متن انگلیسی، استفاده کنید.
۱۴. عنوان (با فونت بولد شده B Traffic با شماره ۲۰).
۱۵. مقاله ارسالی باید دارای صفحه عنوان (انگلیسی و فارسی)، اسامی نویسنده(گان) انگلیسی و فارسی، چکیده مبسوط انگلیسی، چکیده غیرمبسوط انگلیسی و فارسی، واژگان کلیدی (انگلیسی و فارسی) باشد.
۱۶. نویسنده و یا فهرست مشخصات نویسندگان به شکل نمونه زیر (رعایت موارد ذیل، جهت درج مشخصات نویسنده/گان، در چکیده فارسی و انگلیسی، ضروری است به علاوه توصیه می شود؛ آخرین شماره چاپ شده مجله را برای تنظیم مقاله خود، ملاحظه کنید)؛
   - نام و نام خانوادگی نویسنده/ نویسندگان (در چکیده فارسی با قلم بولد شده BZar با شماره ۱۱).
   - شماره گذاری روی اسامی نویسنده/گان و زیر نویس مشخصات آنان به ترتیب با رعایت؛ ۱) سطح تحصیلی/ مرتبه علمی، ۲) گروه آموزشی، ۳) نام دانشگاه (در چکیده فارسی با قلم معمولی B Lotus با شماره ۱۱).
   - ستاره گذاری و تعیین نویسنده مسئول در صورت تعدد نویسندگان به همراه آدرس پست الکترونیک وی (در چکیده فارسی با قلم معمولی BZar با شماره ۹).
۱۷. رسم جداول، تایپ اعداد و ارقام" به فارسی بوده و "اعداد اعشاری" نیز به شکل نمونه (۳/۴۷) تایپ شود . از " فاصله گذاشتن"به وسیله ،"تب" و یا "اینتر" در این جا، خودداری شود.
۱۸. منحنی‌ها، نمودارها و اشکال به صورت سیاه و سفید و به کمک نرم‌افزار Microsoft Office Word ترسیم و تنظیم، شده باشند.

# راهنمای نویسندگان

۱۹. جداول و نمودارها باید به وسیله شماره، مشخص گردند و در متن مقاله نیز با همان شماره، مورد اشاره قرار گیرند. (مانند جدول ۱، نمودار ۲)

۲۰. اسامی و اصطلاحات لاتین باید در زیر همان صفحه، زیرنویس شوند.

۲۱. عناوین مندرج در مقاله شماره‌گذاری نشوند.

۲۲. ضمائم و یادداشت‌ها در انتهای مقاله و بعد از مراجع آورده شوند.

۲۳. نشریه حق رد یا قبول مقالات را برای خود محفوظ می‌دارد.

۲۴. نشریه از دریافت پیشنهادها و انتقادات سازنده در جهت بهبود کیفیت انتشار مقالات استقبال می‌کند.

۲۵. ارسال مقاله تنها از طریق سایت مجله به نشانی زیر https://cpap.shahed.ac.ir/ و پس از ثبت‌نام در آن امکان‌پذیر است.

۲۶. جهت مشاهده منشور اخلاقی به سایت مجله مراجعه شود: صفحه اصلی- اطلاعات نشریه- اصول اخلاقی انتشار مقاله

۲۷. **کد اخلاق: اخذ کد اخلاق از دانشگاه مربوط یا دانشگاه هایی که کمیته اخلاق دارند.**( در صورت امکان)

۲۸. برای دریافت پذیرش نهایی، لازم است مقاله علاوه بر فورمت فعلی، بر اساس قالب زودآیند و سایر قالب‌های مورد نظر مجله که در صورت موفقیت‌آمیز بودن نتایج داوری و تأئید کلیه اصلاحات انجام شده به نویسنده اعلام خواهد شد نیز آماده و در سامانه بارگذاری شود. ضروری است محتوای کلیهٔ نسخه‌های ارسالی مقاله (اعم از نسخهٔ زودآیند، نسخهٔ معمولی بدون کامنت، و نسخهٔ معمولی تغییرات برجسته شده)، به لحاظ محتوا و ساختار مقاله بطور دقیق با یکدیگر یکسان باشند [فورمت زودآیند در صفحه اصلی سامانه مجله موجود است].

۲۹. در هنگام ارسال مقاله در مرحله اولیه، لازم است دو نسخه از فایل مقاله مشتمل بر **نسخه بی نام** و **نسخه با نام** نویسندگان بارگذاری شود.

۳۰. فرم تعهد نویسنده تکمیل شود.

۳۱. فرم تعارض منافع تکمیل شود.

۳۲. فایل مشخصات نویسندگان

۳۳. انصراف نویسنده مسئول از بررسی مقاله تنها تا یک هفته پس از ارسال مقاله به نشریه امکان‌پذیر است. پس از آن که مقاله وارد فرآیند داوری شد، امکان انصراف وجود ندارد. در صورت تمایلِ نویسنده مسئول به ارسال درخواست بازپس‌گیری مقاله پس از فرصت تعیین شده، این درخواست باید الزاماً از طریق گزینه مربوطه در سامانه مجله ارسال شود. شایان ذکر است موافقت سردبیر با درخواست بازپس‌گیری مقاله، نویسنده مسئول موظف است به نمایندگی از کلیه نویسندگان، هزینه‌های بررسی و داوری را پرداخت کند. در صورت استنکاف نویسنده از پرداخت هزینه‌های تعیین شده، مجله می‌تواند بدون اجازهٔ مجدد نویسنده و در صورت صلاحدید، مقاله مذکور را با رعایت حقوق معنوی نویسندگان آن، منتشر کند.

۳۴. ارسال هم‌زمان مقاله به مجلات یا همایش‌های دیگر پیش از دریافت تصمیم نهایی مجله در خصوص مقاله، تخلف پژوهشی محسوب می‌شود و در این صورت مطابق مقررات عمل خواهد شد.

۳۵. مجله حق ارزیابی رعایت موازین اخلاقی، موارد سرقت علمی و سلب اعتبار مقالات را برای خود محفوظ می‌دارد و در هر مرحله از فرایند ارزیابی مقاله یا حتی پس از انتشار، می‌تواند در خصوص قرار دادن نام نویسندگان متخلف در لیست سیاه و سلب اعتبار مقالات یاد شده اقدام کند.

## بند دوم: ترتیب و جزئیات عناوین داخلی و ساختار مقاله

با عنایت به لزوم رعایت نقطه‌نظرات نگارشی و ساختار مقالات مجله، لازم است نویسندگان محترم ساختار و عناوین داخلی مقاله را چه به لحاظ ترتیب و چه به لحاظ شکلی و نحوهٔ نگارش، بطور دقیق مورد بررسی قرار دهند و پس از اطمینان از مطابقت داشتن مقاله با کلیهٔ موارد ذکر شده، نسبت به ارسال آن اقدام کنند. ساختار و کلیدواژگان درونی مقالات مجله به ترتیب زیر است:

# راهنمای نویسندگان

**عنوان انگلیسی مقاله**

نام و نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان به ترتیب نویسندهٔ اصلی، نویسنده دوم و بقیه همراه با مرتبهٔ علمی، سازمان متبوع و کد ORCID آنها در پاورقی اولین صفحه درج شود. علاوه بر این، لازم است نویسنده مسئول (نویسنده عهده‌دار مکاتبات) مشخص باشد.

**چکیده کوتاه یا مختصر به زبان انگلیسی**

چکیده انگلیسی نیز بین 200 تا 250 واژه باشد .همچنین باید از لحاظ مفهوم، منطبق با چکیده مختصر فارسی باشد و بخشهای مختلف آن شامل: Introduction, Method, Results, Discussion and conclusion, Keywords
هر یک از این بخشها در یک پارگراف مجزا نوشته شود.
اندازه قلم و فونت بخشهای مختلف چکیده انگلیسی به صورت زیر نوشته شود:
(Times New Roman, Font size: 9, Bold)
چکیده مبسوط یا گسترده انگلیسی در واقع شرح کاملتر و مفصلتر چکیده کوتاه انگلیسی است .این چکیده باید شامل بخش‌های Introduction، Method، Results، Conclusion،Ethical Considerations (ملاحظات اخلاقی شامل Compliance with ethical guidelines، Funding، Authors' contribution، Conflict of interest، و Acknowledgements) باشد.

**نحوه تدوین چکیده مبسوط انگلیسی**

**(Introduction بین 200 تا 250 واژه)**

کلمه Introduction با فونت Times New Roman ، اندازهٔ قلم ۹ و بولد باشد؛ ولی متن توضیحات این بخش بولد نباشد.
در این بخش موارد مهمی مانند دامنه موضوع، مبانی نظری و پژوهشی، اهمیت و ضرورت، تصریح مسئله پژوهش، و در نهایت هدف مقاله به اختصار نوشته شود .این بخش در واقع تلخیص بخش نخست مقاله کامل شما تا قبل از بخش روش است.

**(Method بین 200 تا 250 واژه)**

کلمه Method با فونت Times New Roman ، اندازهٔ قلم ۹ و بولد باشد؛ ولی متن توضیحات این بخش بولد نباشد.
در این بخش که در واقع تلخیص بخش روش در متن کامل مقاله شما است و شامل نوع مطالعه، تعریف جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری، ابزارها، روش اجرا و روش تحلیل است (اگر مطالعه از نوع مداخلهای است، برنامه مداخلهای قبل از روش اجرا توضیح داده شود.)

**(Results بین 300 تا 350 واژه)**

کلمه Results با فونت Times New Roman ، اندازهٔ قلم ۹ و بولد باشد؛ ولی متن توضیحات این بخش بولد نباشد.
یافته های اصلی پژوهش شامل یافته های توصیفی و استنباطی به صورت خلاصه گزارش شود .این بخش نیز در واقع تلخیص بخش یافته های متن کامل مقاله شما است .لازم نیست پیش فرض های آزمونهای مورد نظر گزارش شود و فقط در یک جمله تصریح شود که مفروضه‌ها رعایت شده است جدول‌ها و یا نمودارهای ضروری، شماره‌گذاری و ارائه شوند. (بیش از دو جدول نباشد).

**(Conclusion بین 200 تا 250 واژه)**

کلمه Conclusion با فونت Times New Roman ، اندازهٔ قلم ۹ و بولد باشد؛ ولی متن توضیحات این بخش بولد نباشد.
نتیجه گیری باید شامل موارد زیر باشد: (۱) اصول و تعمیم های حاصل از نتایج، (۲) استثنا، مشکلات یا محدودیت های کار، (۳) کاربرد نظری و عملی، (۴) نتیجه‌گیری‌ها و پیشنهادها.
کل چکیده مبسوط حداکثر ۴ صفحه

# راهنمای نویسندگان

**بخش ملاحظات اخلاقی به زبان انگلیسی**

این بخش در پایان چکیده مبسوط به زبان انگلیسی به ترتیب با یک عنوان کلی Ethical Considerations و شامل زیرعنوان‌های زیر نوشته شود (تأکید میشود توضیحات هر یک از بخش های زیر باید به زبان انگلیسی نوشته شود):

**Ethical Considerations (اندازه قلم ۹)**

**Compliance with ethical guidelines (اندازه قلم ۹)**

کد اخلاق، شماره و تاریخ صدور مجوزهای لازم برای اجرای مطالعه در این بخش ذکر شود .اگر مقاله برگرفته از پایان نامه است کد پایان نامه و تاریخ تصویب پروپوزال و یا تاریخ دفاع ذکر شود .اگر مقاله برگرفته از طرح پژوهشی است، کد طرح و تاریخ تصویب یا دفاع از طرح پژوهشی ذکر شود .همچنین رضایت افراد نمونه و اصولی مانند محرمانه ماندن اطلاعات و رعایت اصل رازداری در این قسمت تصریح شود.

**Funding (اندازه قلم ۹)**

در این بخش توضیح دهید که از چه سازمان یا مؤسس های بودجه لازم برای اجرای پژوهش دریافت کردید .اگر حامی مالی نداشتید میتوانید بنویسید که این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

**Authors' contribution (اندازه قلم ۹)**

در این قسمت باید توضیح دهید که نقش هر یک از نویسندگان در مقاله چه بوده است .اگر مقاله برگرفته از طرح پژوهشی بوده است میتوانید نام مجری و همکاران را بنویسید .توضیحاتی مانند اجرا کننده مطالعه، نویسنده مقاله، ویراستار علمی، تحلیلگر، و یا استاد راهنما، استاد مشاور و نظایر آن را می توانید به عنوان نقش هر نویسنده در این قمست توضیح دهید.

**Conflict of interest (اندازه قلم ۹)**

در این قسمت در یک جمله بنویسید که آیا در ارائه نتایج پژوهش، تضاد منافع وجود داشته است یا نه.

**Acknowledgements (اندازه قلم ۹)**

در این قسمت از افراد نمونه، مؤسسات صادر کننده مجوزهای لازم، استادان راهنما و مشاور، و هر فرد یا سازمانی که در انجام مطالعه به شما کمک کرده است، تشکر و قدردانی کنید و دقیق دلایل تشکر و قدردانی را بنویسید.

*جهت بهبود کیفیت نگارش چکیده انگلیسی مقالات، لازم است نویسندگان قبل از ارسال مقاله، متن چکیده را در سامانه Grammarly قرار دهند و پس از رفع ایرادات گرفته شده چکیده را برای نشریه ارسال کنند.

**عنوان فارسی مقاله**

نام و نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان به ترتیب نویسندهٔ اصلی، نویسنده دوم و بقیه همراه با مرتبهٔ علمی، سازمان متبوع و کد ORCID آنها در پاورقی اولین صفحه درج شود. علاوه بر این، لازم است نویسنده مسئول (نویسنده عهده‌دار مکاتبات) مشخص باشد.

**چکیده فارسی غیرمبسوط و ساختاریافته** مقاله بین ۲۰۰ تا ۳۰۰ واژه، شامل بخش‌های: مقدمه، روش، نتایج، بحث و نتیجه گیری و کلید واژه‌ها

**مقدمه**

**فرضیه‌ها یا سوال‌های پژوهش**( درصورت موجود بودن)

# راهنمای نویسندگان

**روش :** شامل( نوع پژوهش ، آزمودنی : جامعه آماری و نمونه پژوهش ، ابزارهای پـژوهش، شـیوه انجـام پـژوهش و شـیوه تحلیـل داده‌ها.)

**نتایج**

**بحث و نتیجه گیری**

**محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش( در صورت موجود بودن)**

**ملاحظات اخلاقی به زبان فارسی**

این بخش که عنوان کلی ملاحظات اخلاقی نام دارد در پایان متن کامل مقاله به زبان فارسی به ترتیـب شـامل مـوارد زیـر نوشـته شود:

**پیروی از اصول اخلاق پژوهش**

کد اخلاق، شماره و تاریخ صدور مجوزهای لازم برای اجرای مطالعه در این بخش ذکر شود .اگر مقاله برگرفته از پایان نامه ، رسـاله طرح پژوهشی است، ذکر شود.

**حامی مالی**

در این بخش توضیح دهید که از چه سازمان یا مؤسسهای بودجه لازم برای اجرای پژوهش دریافت کردید .اگر حامی مالی نداشتید میتوانید بنویسید که این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است .

**سپاسگزاری( در صورت موجود بودن) تقدیر و تشکر (Acknowledgement and Funding):** [در نسخه بـا نـام مقالـه، درج اطلاعات «تقدیر و تشکر» در قسمت انتهایی مقاله (پیش از فهرست منابع) ضروری است. شایان ذکر است در نسخه بی‌نام مقاله به منظور حفظ محرمانگی، صرفاً درج عنوان «تقدیر و تشکر» کفایت می‌کند و نباید اطلاعات ذیل آن درج شـود. بـدیهی است، پس از نهایی شدن مراحل داوری که از نویسنده خواسته می‌شود تا نسخه‌های نهایی مقاله را بر اساس قالـب‌هـای مـورد نظر مجله بارگذاری کنند، تکمیل اطلاعات این بخش توسط نویسنده ضروری است].

**منابع:**فهرست منابع و همچنین استناددهی درون‌متنی بر اساس سبک استناددهی ونکوور (Vancouver Style) باشد.

**پیوست‌ها** [در صورت موجود بودن]

مقالات ارزیابی تستها پیوست باشد.

## بند سوم: شیوه ارجاع دهی در متن و تنظیم فهرست منابع

۱. استناددهی (ارجاع‌دهی) هم در متن و هم در فهرست منابع مقاله باید براساس سبک استناددهی ونکوور(Vancouver Style) باشد.

۲. استناددهی در متن مقاله را از ابتدای مقاله و از شماره ۱ شروع و تنها با ذکر شماره منبع مورد اسـتفاده در داخـل کروشـه [ ]، انجام داده و تا آخرین منبع استفاده شده، ادامه دهید (از گذاشتن پرانتز در متن مقاله و ذکر؛ فامیل مولـف، سـال و صـفحه در آن، خودداری کنید). چنانچه استفاده از منبعی، تکرار شده است، شماره همان منبع مورد اسـتفاده را مجـددا در مـتن، اشـاره کنید.

۳. در فهرست منابع پایانی، منابع مورد استفاده را به ترتیب شماره آن در متن مقاله، پشت سر هم قرار دهید. نحوه ذکر مشخصات کتابشناختی منابع مورد استفاده باید به سبک ونکوور باشد.

نمونه فهرست منابع بر اساس سبک ونکوور لینک می‌باشد.

برای تمامی استنادهای درون متن، در فهرست منابع اطلاعات کتابشناختی کامل منبع مورد نظر وجود داشته باشد.

برای تمامی منابع مندرج در فهرست منابع، حتماً استناد درون متنی وجود داشته باشد.

# راهنمای نویسندگان

منابع مندرج در فهرست منابع، منابع واقعی باشند و Fake نباشند. (از طریق جستجو در اینترنت برای تک تک منابع از این امر اطمینان حاصل شود).

برای تمامی منابع در صورتی که DOI دارند، حتماً DOI در اطلاعات کتابشناختی درج شود. در صورتی که DOI ندارند، URL منابع بجای آن درج شود.

منابع فارسی در فهرست منابع بر اساس اطلاعات کتابشناختی انگلیسی که خود مجله در خصوص مقاله ارائه کرده است (شکل انگلیسی نام نویسنده، عنوان مقاله و عنوان مجله با آنچه در مقاله آمده است مطابقت داشته باشد) به انگلیسی ترجمه شده باشد و در انتها حتماً عبارت [In Persian] درج شده باشد.

نویسندگان در ارجاعات خود به حداقل دو مقاله از شماره های قبلی نشریه روان شناسی بالینی و شخصیت ارجاع و آن ها را در فهرست منابع مقاله خود، رنگی کنند.

مقاله های پژوهشی حوزه فرهنگ ایثار و شهادت چنانچه در راستای حیطه موضوعی نشریه باشند، در اولویت قرار می گیرند.

توجه: هزینه انتشار مقاله در نشریه روانشناسی بالینی و شخصیت، یک میلیون ریال (صد هزار تومان) می باشد.

یادآوری: مقاله‌ای که بر اساس راهنمای نویسندگان مجله تهیه و تنظیم نشده باشد، از دستور کار ارزیابی‌های علمی مجله خارج می‌شود.

# فهرست مطالب

## «جستارهایی در روان‌شناسی بالینی و شخصیت»


**اثربخشی شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده، رگه و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی در بیماران زن مبتلا به اختلال وسواس اجباری**

*مهدیه رحمانیان، محیا اسدی خانوکی، مژگان آگاه هریسس و عزت اله کردمیرزا نیکوزاده* ..... ۱

**مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی خردمدار با زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی**

*نازنین خوشبخت، محمدحسن آسایش، یاسر رضاپور میرصالح و زهرا جهانبخشی* ..... ۱۳

**تدوین مدل ساختاری اعتیاد به بازی‌های اینترنتی بر اساس تکانشگری با میانجی‌گری راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در نوجوانان شهر تهران**

*علیرضا کیومرثی لاریجانی، سیدابوالقاسم مهری‌نژاد و نعمت ستوده اصل* ..... ۳۱

**پیش‌بینی دلزدگی زناشویی بر اساس سواد سلامت جنسی در زنان متأهل: با نقش میانجی‌گری رضایت جنسی**

*مهسا نجفی، فروغ اسرافیلیان، و پرویز آزادفلاح* ..... ۴۷

**مقایسه اثربخشی درمان روان‌نمایشگری و آموزش تقویت رابطه به شیوه «محکم مرا در آغوش بگیر» بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی**

*زهرا جمشیدی بورخانی، سعید ایمانی، علیرضا جعفری و محمد قمری* ..... ۶۱

**مقایسه اثربخشی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در زنان دارای دلزدگی زناشویی**

*عباس طریقی شادمهانی، شهنام ابوالقاسمی و عبدالحسن فرهنگی* ..... ۷۷

**مدل‌یابی معادلات ساختاری بررسی نقش میانجی احساس تنهایی در پیش‌بینی نوموفوبیا با توجه به سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان**

*حدیث رشنو و علی سیاه منصوری* ..... ۹۳

**بررسی رابطه ترس از صمیمیت و افکار پارانویاگونه با مشکلات زناشویی: نقش میانجی سبک‌های دلبستگی**

*فرشته پور محسنی کلوری و رضا افسر* ..... ۱۱۱

**مقایسه اثربخشی مداخلهٔ مبتنی بر یوگا و مداخلهٔ مثبت‌نگر بر شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر**

*هدی ستاری، مرضیه علیوندی وفا، لعیا فرزدی و امیر پناه‌علی* ..... ۱۲۳

**مقایسه طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی هگزاکو بین زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری**

*ندا لاهوتی آذر و الهام آقائی* ..... ۱۳۹

# فهرست مطالب

**اثربخشی آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی نوجوانان**

*فریدون رمضانی، بهمن کرد تمینی، فرهاد کهرازئی و علی عرب* ..... ۱۵۳

**تدوین و امکان‌سنجی پروتکل درمان فراشناختی- تحلیلی برای افزایش توانمندی من و کاهش اضطراب و افسردگی پرستاران بخش‌های کووید۱۹**

*رحیم شه‌بخش، علی سلیمانی ، محسن کچویی و حجت اله فراهانی* ..... ۱۶۷

**مسیر ارتباط‌دهنده روان زخم به احساس تنهایی در افراد با تجربهٔ سوگ رمانتیک: نقش میانجی سبک‌های دلبستگی بین فردی و دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی**

*رسول حشمتی، رویا فتحعلی‌زاده، مجتبی احمدی فارسانی و مونیکا پلرون* ..... ۱۸۹

**مقایسه الگوهای بالینی و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر با و بدون خود آسیب‌زنی**

*آذر کیامرثی* ..... ۲۰۵

## «ارزیابی بالینی و شخصیت»

**ارزیابی مدل تحلیل عاملی تائیدی بایفکتر از بعدپذیری و ارزش خرده - دامنه‌های مقیاس‌های روان‌شناختی**

*نورالله یوسفی و علیرضا پیرخائفی* ..... ۲۱۵

**بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در کودکان ۱۶- ۱۰ ساله استان گلستان**

*محسن جلالی و الناز پوراحمدی* ..... ۲۴۵

**چکیده انگلیسی** ..... ۳۱۱- ۲۶۳

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۲-۱**
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19103.1544

**مقاله پژوهشی**

# اثربخشی شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده، رگه و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی در بیماران زن مبتلا به اختلال وسواس اجباری

**نویسندگان**

**مهدیه رحمانیان [1*]، محیا اسدی خانوکی [2]، مژگان آگاه هریس [3]، عزت اله کردمیرزا نیکوزاده [4]**

۱. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
۲. کارشناسی ارشد، گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. ma.asadi.khanooki@gmail.com
۳. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. m_agah@pnu.ac.ir
٤. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. Kordmirza@pnu.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۵/۱۸

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۱/۲۷

**مقدمه:** پژوهش‌ها نشان‌داده‌اند که اختلال وسواس اجباری اغلب با سطوح بالایی از استرس ادراک شده، اضطراب و علائم روان‌تنی همراه است که می‌تواند این اختلال را تشدید کرده و مانع پیشرفت درمان شود. پژوهش حاضر با هدف بررسی اثربخشی شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده، رگه اضطراب و اضطراب حالت و علایم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری انجام شد.

**روش:** این پژوهش، نیمه آزمایشی با طرح پیش آزمون، پس آزمون و پیگیری است. جامعهٔ پژوهش زنان مبتلا به اختلال وسواس اجباری بود که در سال‌های ۱۴۰۰-۱۴۰۱ به کلینیک‌های درمانی شهر تهران و تبریز مراجعه کردند.. نمونه شامل ۳۰ نفر در دوگروه آزمایش (۱۵ نفر) و گروه گواه (۱۵ نفر) به روش در دسترس انتخاب شدند. گروه آزمایش به مدت ۸ جلسه تحن درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی قرار گرفت در حالی‌که گروه گواه هیچ درمانی دریافت نکرد. برای بررسی اثر بخشی، از تحلیل واریانس با اندازه گیری مکرر در نرم افزار spss نسخه ۲۶ استفاده شد.

**نتایج:** نتایج تحلیل استرس ادراک شده، اضطراب رگه، اضطراب حالت و علائم روان‌تنی نشان داد که درمان(۰/۰۰۰۵) با استفاده از آلفای تعدیل شده بن فرونی و حد معنی داری ذهن‌آگاهی مؤثر بر کاهش استرس ادراک شده، اضطراب رگه، اضطراب حالت و علایم روان‌تنی بیماران وسواس اجباری دارد.

**بحث و نتیجه‌گیری:** این پژوهش نشان داد که شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی یک مداخله مؤثر برای کاهش استرس ادارک شده اضطراب و علائم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری است.

**کلیدواژه‌ها**

اختلال وسواس اجباری، استرس ادراک شده، رگه اضطراب و حالت اضطراب، شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی، علایم روان‌تنی.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

m.rahmanian@pnu.ac.ir

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٢-١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 1-12

**مقدمه**

اختلال وسواس اجباری[1] با شیوع تخمینی حدود ۲ درصد، یک اختلال شایع روانپزشکی است [۱] که با افکار مزاحم، شناخته شده به عنوان وسواس و رفتارهای تکراری یا اعمال ذهنی به عنوان اجبار شناخته می‌شود [۲]. این وسواس‌ها معمولاً ناخواسته هستندو باعث ناراحتی قابل توجهی می‌شوند و افراد را به انجام اجبار به عنوان راهی برای کاهش اضطراب مرتبط با وسواس‌ها سوق می‌دهند [۳]. این اختلال با تأثیر بر عملکرد و کیفیت زندگی افراد [۴]، می‌تواند به طور همزمان با سایر شرایط مانند اختلالات اضطرابی، افسردگی، اسکیزوفرنی و اختلالات طیف اوتیسم ظاهر شود [۵]. وسواس اجباری دو دوره اوج دارد: نخستین در دوران کودکی و دیگری در اوایل بزرگسالی (یعنی ۲۰-۲۹ سالگی) [۶] و بروز این اختلال بعد از ۵۰ سالگی نسبتاً نادر است [۷].

این بیماری همه گیر با ایجاد ترس و استرس در بسیاری از بیماران [۸] و با افزایش سطح کورتیزول بر مکانیسم‌های عصبی مرتبط با وسواس تأثیر دارد [۳]. علاوه بر این، سطوح بالاتر استرس ادراک شده[2] شدت علائم وسواسی را بیشتر می‌کند [۹]. استرس یک حالت روان‌شناختی است که در آن افراد تهدیدی را برای سلامت جسمانی و روانی خود درک می‌کنند [۱۰] و استرس ادراک شده، ارزیابی ذهنی یک فرد در رابطه با استرسی است که تجربه می‌کند، که ممکن است همیشه با عوامل استرس‌زای خارجی همسو نباشد [۱۱]. استرس ادراک شده بالاتر با پریشانی عاطفی، افسردگی، ترس و سایر پیامدهای روانی منفی مرتبط است [۱۲].

اختلال وسواس اجباری با اضطراب رابطه دارد به طوری که تحقیقات نشان داده است که بیش از ۷۵ درصد از جوانان مبتلا به اختلال وسواس اجباری با تشخیص اضطراب همراه هستند [۱۳]. افکار وسواسی اضطراب را ایجاد می‌کند و اضطراب شدت وسواس را افزایش می‌دهد و سیکل معیوبی از وسواس - اضطراب ایجاد می‌شود [۱۴]. همچنین اضطراب رگه می‌تواند آمادگی فرد برای ابتلا به وسواس را افزایش دهد [۱۵]. اضطراب با نگرانی، ترس و تنش در پاسخ به تهدیدات نامطمئن یا مبهم مشخص می‌شود [۱۶] که می‌تواند در فعالیت‌های روزانه اختلال ایجاد کند [۱۷]. اضطراب رگه و حالت اضطراب[3] از طریق انواع علائم فیزیکی، ذهنی و عاطفی [۱۸] همچون بی قراری، عصبی بودن و ترس همراه است [۱۹، ۲۰]. حالت اضطراب مفهومی است که بین اضطراب موقت تجربه شده در موقعیت‌های خاص (حالت اضطراب) و تمایل پایدارتر به سمت اضطراب به عنوان یک ویژگی شخصیتی (اضطراب صفت) تمایز قائل می‌شود [۲۱]. حالت اضطراب با واکنش‌های روان‌شناختی و فیزیولوژیکی گذرا به شرایط نامطلوب مشخص می‌شود، در حالی که رگه اضطراب نشان‌دهندهٔ تفاوت‌های فردی پایدار در پاسخگویی به اضطراب است [۲۲]. رگه اضطراب، در ترکیب با حالت اضطراب، می‌تواند بر چگونگی تجربه اضطراب در زمینه‌های خاص تأثیر بگذارد [۲۳].

افراد مبتلا به اختلال وسواس فکری - اجباری اغلب علائم فیزیکی مانند سردرد، خستگی و اختلالات گوارشی را گزارش می‌کنند [۲۴]؛ به این معنا که علائم روان‌تنی[4] در بیماران مبتلا به اختلال وسواس فکری - اجباری وجود دارد [۲۵]. علائم روان‌تنی می‌تواند به تشدید پریشانی روانی در این بیماران بی‌انجامد [۲۶].

علائم روان‌تنی که تظاهرات جسمانی پریشانی روانی هستند [۲۷]. اصطلاح «علائم روان‌تنی» طیفی از شرایط را در بر می‌گیرد و اغلب به جای عباراتی مانند «علائم عملکردی»، «پریشانی علائم جسمی» و «پریشانی بدنی» برای توصیف درد و رنج شخص مرتبط با علائم جسمانی استفاده می‌شود [۲۸]. این علائم اغلب فاقد یک توضیح جسمی واضح هستند و تصور می‌شود تحت تأثیر عوامل روانی یا عاطفی قرار دارند. علائم روان‌تنی می‌تواند به روش‌های مختلفی از جمله شکایات جسمی، درد و علائم خودمختار ظاهر شود [۲۹]. تحقیقات ارتباط قوی بین علائم روان‌تنی و شاخص‌های بهزیستی روان‌شناختی، مانند علائم افسردگی و سطوح استرس را نشان داده است [۳۰].

خط نخست درمان دارویی برای اختلال وسواس اجباری معمولاً شامل استفاده از مهارکننده‌های انتخابی بازجذب سروتونین مانند فلوکستین و سرترالین است که به طور

1 . Obsessive - Compulsive Disorder (OCD).
2 . Perceived Stress.
3 . State -Trait Anxiety.
4 . Psychosomatic Symptoms.

مؤثر علائم وسواس را در بسیاری از بیماران کاهش می‌دهد [۳۱، ۳۲]. این عوارض جانبی گاهی اوقات می‌تواند منجر به قطع درمان شود و مدیریت بیماری را پیچیده‌تر کند [۳۲]. درمان شناختی رفتاری، به ویژه از طریق مؤلفه‌ای که به عنوان پیشگیری از مواجهه و پاسخ شناخته می‌شود، به عنوان مؤثرترین مداخله روان‌شناختی برای اختلال وسواس اجباری شناخته می شود [۳۳]. اما علی‌رغم اثربخشی این درمان‌ها، توجه به این نکته مهم است که بخش قابل‌توجهی از بیماران - تقریباً ۴۰ تا ۶۰ درصد بیماران با این روش‌های درمانی به تسکین کامل علائم نمی‌رسند [۳۴]. یکی از درمان‌های مؤثر در زمینهٔ اختلال وسواس اجباری، شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی[5] است [۳۵]. شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی درمانی است که عناصر درمان شناختی رفتاری را با مدیتیشن ذهن‌آگاهی ترکیب می‌کند [۳۶]. ذهن‌آگاهی از طریق ترکیب سرزندگی و واضح دیدن تجربیات، می‌تواند تغییرات مثبتی را در شادکامی و بهزیستی ایجاد نماید [۳۷]. تمرین‌های ذهن‌آگاهی بیماران را تشویق می‌کند تا با افکار وسواسی خود بدون قضاوت مقابله کنند و حس کنترل بیشتری بر پاسخ‌های احساسی خود تقویت کنند [۳۸]. شواهد از اثربخشی شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی پشتیبانی می‌کنند و بهبود علائم و عملکرد را در بزرگسالان مبتلا به اختلالات خلقی و روان‌پریشی نشان می‌دهند [۳۹]. درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی به عنوان یک مداخلهٔ مؤثر برای رسیدگی به استرس، اضطراب و علائم روان‌تنی شناخته شده است [۴۰]. به طور کلی اختلال وسواس اجباری یکی از بیماری‌های شایع است که مشکلاتی را برای بیماران پدید می‌آورد. پژوهش‌ها حاکی از آن است که این بیماری اغلب با سطوح بالایی از استرس درک شدهٔ اضطراب و علائم روان‌تنی همراه است که می‌تواند این اختلال را تشدید کند و مانع پیشرفت درمان شود. پرداختن به این علائم مرتبط برای بهبود نتایج درمان و بهزیستی کلی ضروری است. در حالی که اختلال وسواس اجباری یکی از اختلالات شایع روانپزشکی است، درمان‌های متعارف همچون دارودرمانی و درمان شناختی - رفتاری برای بخش قابل توجهی از بیماران (۴۰-۶۰ درصد) پاسخگوی کامل نیستند. این محدودیت، همراه با عوارض جانبی داروها و نرخ بالای بازگشت، ضرورت بررسی مداخلات جایگزین را آشکار می‌سازد. مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی در درمان شرایط مختلف سلامت روان، از جمله افسردگی و اختلالات اضطرابی، نویدبخش بوده است. شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی عناصر مدیتیشن ذهن‌آگاهی و شناخت درمانی را ترکیب می‌کند، که ممکن است به بیماران کمک کند تا رابطهٔ انطباقی بیشتری با افکار و احساسات خود ایجاد کنند و در نتیجه استرس، اضطراب و علائم روان‌تنی را کاهش دهند. مطالعات پیشین نشان داده‌اند، شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی می‌تواند رویکردی امیدوارکننده باشد، اما پژوهش‌های محدودی اثربخشی آن را بر اختلال وسواس اجباری و علائم همراه مانند استرس، اضطراب و نشانگان روان‌تنی بررسی کرده‌اند. از این رو، پژوهش حاضر با هدف ارزیابی تأثیر این مداخله درمانی نوین بر کاهش چندبعدی علائم در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری انجام شد تا بتواند راهکاری مکمل و کم‌عارضه برای درمان این اختلال پیچیده ارائه دهد. پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر بخشی شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده، رگه و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری انجام شد.

## فرضیه‌ها یا سوال های پژوهش

شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری اثربخش است.

شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش رگه اضطراب و حالت اضطراب در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری اثربخش است.

شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش علایم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری اثربخش است.

## روش

### نوع پژوهش

روش تحقیق حاضر به‌صورت نیمه آزمایشی با طرح پیش آزمون، پس آزمون و پیگیری بود. در این پژوهش، جامعهٔ آماری شامل زنان مبتلا به اختلال وسواس اجباری

5 . Mindfulness Based Cognitive Therapy.

مراجعه کننده به کلینیک‌های درمانی در تهران در بازه زمانی سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۰۱ است. نمونه‌گیری به صورت در دسترس انجام شد و ۳۰ نفر به صورت تصادفی به دو آزمایش و کنترل، هر کدام شامل ۱۵ نفره تخصیص یافتند. معیارهای ورود به پژوهش شامل کسب نمره بالاتر از میانگین در مقیاس وسواس اجباری ییل - براون، نداشتن اختلالات روانی دیگر، برخورداری از سواد خواندن و نوشتن، داشتن سن بین ۲۵ تا ۵۰ سال و شرکت نداشتن همزمان در درمان‌های دیگر بود. معیارهای خروج شامل غیبت بیش از دو جلسه از جلسات درمانی، شروع مصرف داروی خاص یا ورود به درمان‌های دیگر و بی‌تمایل به ادامه شرکت در پژوهش بود. این پژوهش با کد اخلاق IR.PNU.REC.1400.134انجام شد. در این پژوهش، تمام اصول اخلاقی مانند حفظ محرمانگی، آگاهی دادن به آزمودنی‌ها و گرفتن رضایت آگاهانه از آن‌ها رعایت شد.

**ابزار پژوهش**

**پرسش‌نامه استرس ادراک شده:** پرسش‌نامهٔ استرس ادراک شده در سال ۱۹۸۳ م. توسط کوهن و همکاران تهیه شده و برای سنجش استرس عمومی درک شده در یک ماه گذشته به کار می‌رود. افکار و احساسات دربارهٔ حوادث استرس‌زا، کنترل، غلبه، کنار آمدن با فشار روانی و استرس تجربه شده را مورد سنجش قرار می‌دهد. همچنین این مقیاس، عوامل خطرزا در اختلالات رفتاری را بررسی کرده و فرایند روابط تنش‌زا را نشان می‌دهد. نحوهٔ نمره‌گذاری پرسش‌نامه به این شکل است که بر اساس طیف ۵ درجه‌ای لیکرت هرگز = ۰، تقریباً هرگز= ۱، گاهی اوقات= ۲، اغلب اوقات= ۳ و بسیاری از اوقات= ۴ امتیاز تعلق می‌گیرد. ثبات درونی به روش آلفای کرونباخ بر روی بیماران قلبی و عروقی ضریب ۰/۸۵ به دست آمده است. برای بررسی همسانی درونی پرسش‌نامه از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب آن ۷۲.۰ به دست آمده و روایی پرسش‌نامه نیز به روش تأیید عاملی ضریب ۰/۹۷ محاسبه شده است. روایی همگرا نیز با پرسش‌نامه احساس تنهایی تأیید شد و ضریب ۵۶/ به دست آمد [۴۱].

**پرسش‌نامه رگه و حالت اضطراب:** نخستین فرم پرسش‌نامه حالت – رگه اضطراب اسپیلبرگر (STAI-X) در سال ۱۹۷۰م توسط اسپیلبرگر و همکاران ارائه شد. در مقیاس حالت اضطراب، هدف اصلی اندازه‌گیری اضطراب با شدتی از کم به زیاد است. پرسش‌نامهٔ اضطراب اسپیلبرگر از ۴۰ پرسش تشکیل شده که ۲۰ پرسش نخست حالت اضطراب و ۲۰ پرسش دوم رگه اضطراب را مورد سنجش قرار می‌دهد. مقیاس حالت اضطراب (اضطراب آشکار) شامل ۲۰ جمله است که احساسات فرد را در «این لحظه و زمان پاسخگویی» ارزشیابی می‌کند. مقیاس رگه اضطراب (اضطراب پنهان) هم شامل ۲۰ جمله است که احساساست عمومی و معمولی افراد را می سنجد.

مقیاس حالت - صفت اشپیلبرگر دارای ۴۰ پرسش است. از پرسش ۱ تا ۲۰ خرده‌مقیاس اضطراب حالت با چهار گزینه (به هیچ وجه، گاهی، عموماً، خیلی‌زیاد) و از پرسش ۲۱ تا ۴۰ خرده‌مقیاس اضطراب صفت با چهار گزینه (تقریباً، هرگز، گاهی‌اوقات، تقریباًهمیشه) شامل می‌شود. مجموع نمره‌های آزمون در هر مقیاس و درکل محاسبه وارزیابی می‌گردد. پرسش‌نامه رگه حالت اضطراب ابزاری پایا و دارای روایی مطلوب است که در جمعیت‌های مختلف قابل استفاده است و ضریب آلفای کرونباخ برای آن ۰/۹۲ و ۰/۹۰ گزارش شده است [۴۲].

**علائم روان‌تنی:** پرسش‌نامه علائم روان‌تنی دارای ۱۸ عبارت است که توسط پاول و انرایت در سال ۱۹۹۱ م به منظور سنجش نشانه‌های جسمی همچون تپش قلب، سرگیجه و ... تهیه شده است. نمره‌گذاری این پرسش‌نامه در ۴ درجه (۰، ۱، ۲ و ۳) است. نمرهٔ بین ۱۸ تا ۳۶: میزان نشانه‌های جسمی همچون تپش قلب، سرگیجه و ... متوسط است. نمرهٔ بالاتر از ۳۶: میزان نشانه‌های جسمی همچون تپش قلب، سرگیجه و ... بالا است. اعتبار این پرسش‌نامه از طریق دوبار اجرا به فاصله دو هفته در شهر اصفهان ۰/۶۸ به دست آمد، همچنین روایی آن مورد تأیید قرار گرفته است [۴۳].

**پرسش‌نامه وسواس اجباری:** این پرسش‌نامه توسط هاجسون و راچمن در سال ۱۹۷۷م به منظور پژوهش در مورد نوع و حیطه مشکلات وسواسی تهیه شده است. این پرسش‌نامه شامل ۳۰ ماده، تشکیل شده که پاسخ‌های آن به شکل درست یا نادرست است. این پرسش‌نامه به ویژه برای ارزیابی تغییرات در نتیجه اجرای درمان مفید است. در پژوهشی با چهل بیمار، هاجسون و راچمن نشان داد که نمرهٔ کل این پرسش‌نامه نسبت به تغییرات درمانی حساس است. این پرسش‌نامه ابزارمناسبی برای بررسی

سبب‌شناسی، سیر و پیش آگاهی انواع مختلف شکایت‌های وسواسی است. روایی همگرا و پایایی با روش آزمون - بازآزمون مجدد این پرسش‌نامه رضایت بخش گزارش شده است. آلفای کرونباخ ۰/۸۵ گزارش شده است. در ایران نیز محمدخانی و فرجاد روایی محتوایی این آزمون را مورد تأیید و همچنین پایایی آن را ۰/۷۵ گزارش کرده‌اند [۴۴].

**شیوۀ انجام پژوهش**

پرسش‌نامه‌های مربوطه به آزمودنی‌ها ارائه شد و گروه آزمایش به مدت ۸ جلسه درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی، هر کدام له مدت ۴۵ دقیقه دریافت کرد؛ در حالی‌که گروه گواه هیچ درمانی دریافت نکرد. پروتکل درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی برگرفته از پروتکل باون و مارلات [۴۵] بود. مداخله توسط یک روان‌شناس بالینی اجرا شد. پس از آن، دوباره پرسش‌نامه‌های پژوهش به آزمودنی‌ها داده شد. همچنین پس از گذشت ۶ ماه برای پیگیری نتایج، پرسش‌نامه‌ها مجدد به آزمودنی ها داده شد. برای بررسی اثر بخشی مداخله مبتنی بر ذهن‌آگاهی از تحلیل واریانس با اندازه گیری مکرر در نرم افزار SPSS نسخۀ ۲۶ استفاده شد.

**جدول ۱. خلاصه جلسات درمانی ذهن‌آگاهی**

| جلسه | شرح |
|---|---|
| جلسه اول | معرفی شرکت‌کنندگان و شرح مختصری از ۸ جلسه؛<br>تکنیک خوردن کشمش و سپس به مدت ۳۰ دقیقه مدیتیشن‌اسکن بدن؛<br>تکلیف خانگی: حضور در لحظه و بسط‌دادن تکنیک خوردن کشمش به سایر فعالیت‌ها. |
| جلسه دوم | انجام مدیتیشن اسکن بدن و بحث در مورد آن؛<br>بررسی تکالیف خانگی؛<br>تفاوت بین افکار و احساسات؛<br>انجام مدیتیشن؛<br>تکلیف: ذهن‌آگاهی یک رویداد خوشایند، انجام مدیتیشن نشسته و اسکن بدن. |
| جلسه سوم | تمرین دیدن و شنیدن؛<br>مدیتیشن نشسته؛<br>بحث در مورد تکالیف خانگی؛<br>انجام یکی از تمرین‌های حرکات ذهن آگاه؛<br>تکالیف: مدیتیشن نشسته، اسکن بدن، تمرین ۳ دقیقه‌ای فضای تنفسی. |
| جلسه چهارم | مدیتیشن نشسته همراه با توجه به تنفس؛<br>بحث در مورد پاسخ‌های استرس و واکنش یک فرد به موقعیت‌های دشوار؛<br>تمرین قدم‌زدن ذهن آگاه؛<br>تکالیف: مدیتیشن نشسته، اسکن بدن یا یکی از حرکات بدنی ذهن آگاه و تمرین فضای تنفسی ۳ دقیقه‌ای (در یک رویدادناخوشایند). |
| جلسه پنجم | انجام مدیتیشن نشسته؛<br>ارائه و اجرای حرکات ذهن آگاه بدن؛<br>تکالیف: مدیتیشن نشسته، فضای تنفسی سه‌دقیقه‌ای در یک رویدادناخوشایند و ذهن آگاهییک فعالیت جدید روزمره. |
| جلسه ششم | تمرین فضای تنفسی سه‌دقیقه‌ای؛<br>بحث در مورد تکالیف خانگی؛<br>ارائه تمرینی با عنوان خلق، فکر، دیدگاه‌هایی جداگانه؛<br>پذیرش احساسات به‌عنوان احساس؛<br>تکالیف: انتخاب ترکیبی از مدیتیشن‌ها که ترجیح شخصی باشد به‌علاوه انجام فضای تنفسی سه دقیقهای در یک رویداد ناخوشایند و ذهن آگاهییک فعالیت جدید روزمره. |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۲-۱
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 1-12

**ادامه جدول ۱. خلاصه جلسات درمانی ذهن‌آگاهی**

| جلسه | شرح |
|---|---|
| جلسه هفتم | مدیتیشن چهاربعدی؛<br>تمرین جلسه: بهترین راه مراقبت از خودم چیست؛<br>آموزش‌پذیرش بدون قضاوت و داوری؛<br>تکالیف: مدیتیشن، تمرین تنفسی سه‌دقیقه‌ای در یک رویداد ناخوشایند، ذهن آگاهییک فعالیت روزمرهٔ جدید. |
| جلسه هشتم | اسکن بدن؛<br>تمرین فضای تنفسی سه‌دقیقه‌ای؛<br>بحث در مورد روش‌های کنارآمدن با موانع انجام مدیتیشن؛<br>مطرح‌شدن پرسش‌هایی درمورد کل جلسات. |

## شیوه تحلیل داده‌ها

برای بررسی اثربخشی مداخله مبتنی بر ذهن‌آگاهی از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر در نرم افزار SPSS نسخهٔ ۲۶ استفاده شد.

## نتایج

داده‌های جمعیت‌شناختی نشان می‌دهد دامنهٔ سنی گروه ازمایش ۲۸- ۴۰ سال بود. دامنهٔ سنی گروه گواه ۲۷-۴۲ سال بود. گروه آزمایش ۱۱ نفر متأهل و ۴ نفر مجرد بودند. گروه گواه ۹ نفر متأهل و ۶ نفر مجرد بودند.

**جدول ۲: میانگین و انحراف‌معیار متغیرهای وابسته دو گروه در مراحل مختلف سنجش**

| متغیر وابسته | گروه | پیش‌آزمون | پس‌آزمون | پیگیری |
|---|---|---|---|---|
| | | میانگین ± انحراف معیار | میانگین ± انحراف معیار | میانگین ± انحراف معیار |
| استرس ادراک شده | آزمایش | ۹/۳۵±۵۵/۶۰ | ۴/۱ ±۳۹/۳۳ | ۴/۷۲ ±۳۷/۲۷ |
| | کنترل | ۵/۷۳ ±۵۷/۸۰ | ۵/۷۵ ±۵۷/۵۳ | ۵/۷۵ ±۵۷/۵۳ |
| رگه اضطراب | آزمایش | ۶/۰۶ ±۵۷/۴۷ | ۴/۹۹ ±۴۱/۸۷ | ۴/۷۲ ±۴۰/۹۳ |
| | کنترل | ۵/۶۴ ±۵۶/۴۰ | ۵/۷۱ ±۵۶/۲۰ | ۵/۷۱ ±۵۶/۲۰ |
| حالت اضطراب | آزمایش | ۴/۷۳ ±۶۰/۴۰ | ۵/۳۰ ±۴۴/۴۴ | ۵/۳۰ ±۴۳/۴۰ |
| | کنترل | ۵/۶۷ ±۵۵/۶۷ | ۵/۳۹ ±۵۵/۴۰ | ۵/۳۹ ±۵۵/۴۰ |
| علائم روان‌تنی | آزمایش | ۲/۰۲ ±۳۹/۳۳ | ۳/۴۷ ±۲۱/۹۳ | ۳/۲۶ ±۲۱/۷۳ |
| | کنترل | ۲/۰۲ ±۳۸/۹۳ | ۱/۶۸ ±۳۸/۹۳ | ۱/۶۸ ±۳۸/۳۸ |

در جدول شمارهٔ ۲ آماره‌های توصیفی متغیرهای وابسته مورد مطالعه در دو گروه آزمایش و کنترل در مراحل پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری به تفکیک ارائه شده است. با توجه به این نتایج مشاهده می‌شود که در آزمودنی‌های شرکت‌کننده در جلسات درمان ذهن‌آگاهی نمرهٔ استرس ادراک شده، رگه اضطراب و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی کاهش داشته است و این تأثیر در دوره پیگیری همچنان پابرجا بوده است، اما در آزمودنی‌های گروه کنترل در میانگین نمرات این متغیرها در مراحل مختلف سنجش (از پیش‌آزمون به پس‌آزمون و پیگیری) تغییر محسوسی مشاهده نشد. در این پژوهش پیش از انجام تحلیل واریانس به منظور بررسی پیش‌فرض نرمال بودن توزیع نمرات در جامعه از آزمون شاپیرو - ویلک[6] و دو شاخص کجی[7] و کشیدگی[8] استفاده شد. نتایج آزمون شاپیرو - ویلک نشان

6 . Shapiro-Wilk Test.
7 . Skewness.
8 . Kurtosis.

می‌دهد که در تمامی متغیرهای وابسته سطح معناداری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است (P>۰/۰۵) لذا توزیع نمرات در جامعه نرمال است. همچنین پیش‌فرض لوین در تمامی متغیرهای استرس ادراک شده (۰/۰۹۳)، رگه (۰/۷۶۵) و حالت اضطراب (۰/۷۹۳) و علایم روان‌تنی (۰/۰۸۲) پژوهش تأیید شد. همگنی ماتریس کوواریانس با استفاده از آزمون ام - باکس بررسی شد که نتایج به دست آمده این پیش‌فرض را برای استرس ادراک شده (Box'sM= ۱۵/۴۲،F= ۲/۶۲۵،p= ۰/۲۱۵)، رگه اضطراب و حالت اضطراب (Box'sM= ۲۷/۵۸،F= ۵/۸۳۵،p= ۰/۱۳۶) علائم روان‌تنی (Box'sM= ۴۷/۴۹،F= ۲/۳۸۷،p= ۰/۱۷۴) مورد تأیید قرار داد. آزمون کرویت موچلی مقدار سطح معناداری برای نمرات هر یک از متغیرهای وابسته برابر ۰/۰۰۱ به دست آمده است؛ لذا فرض کرویت رد می‌شود. در نتیجه از فرض یکسان بودن واریانس‌ها و به گونه‌ای دقیق‌تر شرط همگنی ماتریس کواریانس اطمینان حاصل نشد و تخطی از الگوی آماری F صورت گرفته است. در نتیجه از آزمون‌های جایگزین یعنی از آزمون محافظه‌کارانه گرین هاوس - گیرز برای بررسی اثرات درون آزمودنی استفاده شد. برای بررسی تفاوت میانگین‌ها بین دو گروه آزمایشی و گواه و اثر بخشی ذهن‌آگاهی بر استرس ادراک شده، رگه و حالت اضطراب و علائم روان‌تنی در بیماران وسواس اجباری از تحلیل واریانس استفاده شد.

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که آماره آزمون اثر پیلای (F = ۳۴/۲۹) درتأثیرگذاری بر متغیرهای استرس ادراک شده، رگه اضطراب و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی گروه‌های آزمایش در سطح اطمینان ۰/۰۱ معنادار است (p =۰/۰۰۱) و می‌توان نتیجه گرفت که بین حداقل یکی از متغیرهای استرس ادراک شده، رگه اضطراب و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی در مرحله پیش‌آزمون و پس‌آزمون تفاوت معنی‌داری وجود دارد؛ بنابراین مداخلات درمانی حداقل بر روی یکی از متغیرهای وابسته اثربخش بوده است. همچنین مقدار ضریب اتا نشان می‌دهد که اثر مداخله ۰/۶۵ درصد از واریانس متغیرهای وابسته را تعیین می‌کند.

**جدول ۳. خلاصه نتایج آزمون تحلیل کوواریانس چند متغیری**

| نام آزمون | مقدار | F | درجه آزادی ۱ | درجه آزادی ۲ | سطح معنی‌داری | مجذور اتا |
|---|---|---|---|---|---|---|
| آزمون پیلایی | ۰/۹۶۷ | ۳۴/۲۹۳ | ۲ | ۲۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ |
| آزمون لامبدای ویلکز | ۰/۰۸۳ | ۳۴/۲۹۳ | ۲ | ۲۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ |
| آزمون اثر هتلینگ | ۱۶/۸۶ | ۳۴/۲۹۳ | ۲ | ۲۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ |
| آزمون بزرگ‌ترین ریشه روی | ۱۶/۸۶ | ۳۴/۲۹۳ | ۲ | ۲۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ |

**جدول ۴. نتایج تحلیل کواریانس**

| گروه‌ها (آزمایشی و گواه) | مجموع مجذورات | df | F | P | مجذور اتا |
|---|---|---|---|---|---|
| استرس ادراک شده | ۳۸۶۲/۸۰۰ | ۱ | ۶۸/۹۴۱ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۷۳۸ |
| رگه اضطراب | ۴۷۶۲/۸۰۰ | ۱ | ۸۳/۹۶۳ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۸۴۳ |
| حالت اضطراب | ۱۴۱۴/۵۳۳ | ۱ | ۹۴/۶۴۵ | ۰/۰۰۰۵ | ۰/۷۶۴ |
| علائم روان‌تنی | ۲۱۶۷/۵۰۰ | ۱ | ۲۹۱/۹۶۶ | ۰ /۰۰۰۵ | ۰ /۲۰۷ |

باتوجه‌به نتایج جدول ۴، تحلیل استرس ادراک شده (F(۲۸،۱)=۶۸/۹۴۱ P<۰/۰۰۰۵ ñ² partial=۰/۷۳۸)، رگه اضطراب (F(۲۸،۱)=۸۳/۹۶۳ P<۰/۰۰۰۵ ñ² partial=۰/۸۴۳)، حالت اضطراب (F(۲۸،۱)=۹۴/۶۴۵ P<۰/۰۰۰۵ ñ² partial=۰/۷۶۴) و علائم روان‌تنی (F(۲۸،۱)=۲۹۱/۹۶۶ P<۰/۰۵ ñ² partial=۰/۲۰۷) با استفاده از آلفای میزان شده بن فرونی و حد معنی داری (۰/۰۰۰۵) که کوچک‌تر از (۰ /۰۱۷) حاصل شد. می‌توان گفت درمان ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده، رگه اضطراب و حالت اضطراب و علایم روان‌تنی بیماران وسواس اجباری در مؤثر است.

## بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر بخشی شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده، رگه اضطراب و اضطراب حالت اضطراب و علایم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری انجام شد. یافته‌ها نشان داد، شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش استرس ادراک شده در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری مؤثر است. این یافته با یافته‌های آو و همکاران [۴۶]، زینبه و همکاران [۴۷] و یه و همکاران [۴۸] همسو است. تحقیقات نشان داده است که افراد با سطوح بالاتری از ذهن‌آگاهی، تمایل به تجربهٔ سطوح پایین‌تری از عواطف منفی دارند و به احتمال زیاد از استراتژی‌های مقابله سازگارانه استفاده می‌کنند [۴۹]. ذهن‌آگاهی به عنوان یک مفهوم، نقش مهمی در شناخت و کاهش استرس دارد. ذهن‌آگاهی به افراد اجازه می‌دهد تا درک کنند که احساسات منفی گذرا هستند و جزء ثابت شخصیت آن‌ها نیست. با ترویج یک پاسخ غیر واکنشی به رویدادها، ذهن‌آگاهی به کاهش استرس و مسائل مربوط به سلامت روانی و جسمی کمک می‌کند [۵۰]. علاوه بر این، ذهن‌آگاهی ارتباط نزدیکی با تنظیم هیجان دارد. مطالعات نشان داده‌اند که ذهن‌آگاهی با افزایش تمایل به تجربهٔ احساسات منفی، کاهش واکنش پذیری به محرک‌های عاطفی و ارائه دیدگاه نامتمرکز به تنظیم هیجان کمک می‌کند [۵۱]. این ارتباط بین ذهن‌آگاهی و تنظیم هیجان در مدیریت استرس و ارتقای بهزیستی روان‌شناختی ضروری است.

یافته‌ها نشان داد، شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش رگه اضطراب و اضطراب حالت در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری مؤثر است. این یافته‌ها با پژوهش‌های بائومن و همکاران [۵۲]، ویلیامز و همکاران [۵۳] و خلیلی و همکاران [۵۴] همسو است. افزایش ذهن‌آگاهی با پیامدهای مثبت مختلفی مانند بهزیستی روان‌شناختی، گشودگی، وظیفه‌شناسی و کاهش اضطراب همراه بوده است. افراد آگاه تمایل دارند کنترل بهتری بر اعمال خود داشته باشند و می‌توانند به طور مؤثر مشکلات روزمره را مدیریت و حل کنند [۵۵]. علاوه بر این، ذهن‌آگاهی با تغییرات در الگوهای فعال‌سازی مغز، مانند افزایش ارتباط بین مناطق مختلف مغز در ارتباط است [۵۶]. بنابراین این تغییرات با تمرکز حواس برای کاهش اضطراب مفید است [۵۷].

یافته‌ها نشان داد شناخت درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر کاهش علایم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری مؤثر است. این یافته‌ها با پژوهش‌های مس جنت برمپل و همکاران [۵۸]، تام و همکاران [۵۹] و شکری نجات [۶۰] همسو است. تحقیقات نشان می‌دهد که شیوه‌های تمرکز حواس می‌تواند سلامت روان را افزایش دهد، پریشانی را کاهش دهد و بهزیستی عاطفی را بهبود بخشد [۶۱]. مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی تأثیر مثبتی بر تنظیم هیجانی و عملکرد شناختی دارد. با تمرکز بر تنفس و به کارگیری تکنیک‌های ذهن‌آگاهی، افراد می‌توانند به طور مؤثر احساسات خود را در موقعیت‌های مختلف مدیریت کنند [۶۲]. این مداخلات به افراد کمک می‌کند تا به جای اجتناب از احساسات ناخوشایند آن‌ها را بپذیرند و با آن کنار بیایند که این امر منجر به کاهش تأثیر منفی این احساسات و تسهیل سازگاری بهتر با زندگی می‌شود [۶۳]. پذیرش هیجانات و احساس‌های ناخوشایند و تجربه کردن آن‌ها فقط و فقط به صورت یک احساس به کاهش آثار مخرب این احساسات منجر می‌شود به گونه‌ای که افراد گامی جدید به سوی سازگاری با زندگی خود بر می‌دارند، استفاده از این راهکار درمانی در بیماران وسواس فکری عملی باعث می‌شود که از علائم روان‌تنی آن‌ها کاسته شود.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

به‌صورت کلی این پژوهش نشان داد درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی تأثیر معناداری بر کاهش استرس ادراک شده، اضطراب رگه و اضطراب حالت اضطراب و علایم روان‌تنی در بیماران مبتلا به اختلال وسواس اجباری دارد. با این حال این مطالعه دارای محدویت‌هایی است، از جمله اینکه پژوهش تنها بر روی زنان مبتلا به وسواس اجباری مراجعه‌کننده به کلینیک‌های شهر تهران صورت پذیرفت و داده‌ها صرفاً به وسیله پرسش‌نامه جمع‌آوری شده‌اند، پیشنهاد می‌شود پژوهش مشابهی در مردان نیز صورت گیرد تا تفاوت های جنسیتی تبیین شود. همچنین در سایر شهرهای کشور نیز پژوهش‌های مشابهی صورت پذیرد تا نقش فرهنگ و قابلیت تعمیم به کلیه بیماران وسواس

فکری عملی در کشور مشخص شود. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده به صورت طولی این بیماران مورد مشاهده قرار گیرند و با گردآوری اطلاعات از طریق مصاحبه بتوان از ایجاد مطلوبیت اجتماعی در پاسخ‌گویی به سؤالات پرسش‌نامه جلوگیری شود.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این مطالعه با کد اخلاق IR.PNU.REC.1400.134 صادره از کمیته اخلاق دانشگاه پیام نور انجام شد. از تمام شرکت‌کنندگان قبل از شرکت در پژوهش، رضایت‌نامهٔ آگاهانه اخذ گردید. ناشناس و محرمانگی داده‌های آنان در تمام مراحل مطالعه حفظ شد. همچنین، شرکت‌کنندگان به طور کامل در مورد هدف مطالعه، فرایند پژوهش و حق انصراف در هر زمان بدون هیچ پیامد منفی آگاه شدند.

**حامی مالی:**

این مطالعه بدون دریافت هیچ‌گونه بودجه‌ای اجرا شده است.

## سپاسگزاری

نویسندگان از بیماران شرکت‌کننده در این مطالعه به خاطر همکاری و صرف وقت ارزشمندشان صمیمانه قدردانی می‌کنند.

## منابع

1- Zisler, E. M., Meule, A., Koch, S., Schennach, R., Voderholzer, U. Duration of daily life activities in persons with and without obsessive – compulsive disorder. Journal of Psychiatric Research, 2024; 173: 6-13. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2024.02.052

2- Crowe, E., Staiger, P. K., Bowe, S. J., Rehm, I., Moulding, R., Herrick, C., et al. The association between trichotillomania symptoms and emotion regulation difficulties: A systematic review and meta-analysis. Journal of Affective Disorders, 2023. https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.11.010

3- Kadivari, F., Najafi, M., Khosravani, V. Childhood emotional maltreatment, maladaptive coping and obsessive–compulsive symptoms in patients with obsessive–compulsive disorder. Clinical psychology & psychotherapy, 2023; 30(3): 620-30. https://doi.org/10.1002/cpp.2829

4- Mısırlı, M., Kaynak, G. K. Relationship obsessive compulsive disorder: A systematic review. Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar, 2023; 15(4): 549-61. https://doi.org/10.18863/pgy.1204303

5- Zirakbash, A., Naderi, F., Marashian, F. S., Makvandi, B. Designing unified trans-diagnostic interventions and their efficacy on the common mechanisms of the comorbid obsessive personality disorder with anxiety, depression, and obsessive-compulsive disorder: A protocol study. Journal of Education and Health Promotion, 2023; 12(1): 35. https://doi.org/10.4103/jehp.jehp_1254_22

6- Hirschtritt, M. E., Bloch, M. H., Mathews, C. A. Obsessive-compulsive disorder: advances in diagnosis and treatment. Jama, 2017; 317(13): 1358-67. https://doi.org/10.1001/jama.2017.2200

7- Tonna, M., Ottoni, R., Ossola, P., De Panfilis, C., Marchesi, C. Late-onset obsessive-compulsive disorder associated with left cerebellar lesion. The Cerebellum, 2014; 13: 531-5. https://doi.org/10.1007/s12311-014-0561-8

8- Dehghani, M., Hakimi, H., Talebi, M., Rezaee, H., Mousazadeh, N., Ahmadinia, H., et al. The relationship between fear of Covid-19 and obsessive–compulsive disorder. BMC psychology, 2023; 11(1): 133. https://doi.org/10.1186/s40359-023-01112-7

9- Morgado, P., Freitas, D., Bessa, J. M., Sousa, N., Cerqueira, J. J. Perceived stress in obsessive–compulsive disorder is related with obsessive but not compulsive symptoms. Frontiers in psychiatry, 2013; 4: 21. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2013.00021

10- O'Brien, K. J., Ered, A., Korenic, S. A., Olino, T. M., Schiffman, J., Mittal, V. A., et al. Childhood trauma, perceived stress and anhedonia in individuals at clinical high risk for psychosis: multigroup mediation analysis. The British Journal of Psychiatry, 2023; 223(1): 273-9. https://doi.org/10.1192/bjp.2022.185

11- Colombo, D., Baños, R. M., Desdentado, L., Kleiboer, A., Pavani, J. B., Wrzesien, M., et al. Daily stress encounters: Positive emotion upregulation and depressive symptoms. Emotion, 2024. https://doi.org/10.1037/emo0001362

12- Zhang, X., Zhou, Y., Zhang, K. Social capital, perceived stress, and mental health of men who have sex with men in China: A cross-sectional study. Frontiers in Psychology, 2023; 14: 1134198. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1134198

13- Cortese, S., Besag, F. M., Clark, B., Hollis, C., Kilgariff, J., Moreno, C., et al. Common pitfalls, and how to avoid them, in child and adolescent psychopharmacology: Part I. Journal of Psychopharmacology, 2024; 38(4): 311-7. https://doi.org/10.1177/02698811241239582

14- Salek Ebrahimi, L., Mousavi, S. E., Gharraee, B., Mohammadi Bytamar, J., Saberi Isfeedvajani, M. Cognitive errors and psychological resilience in patients with social anxiety and obsessive-compulsive disorder: A cross-sectional study. Hospital Practices and Research, 2019; 4(1): 25-30. https://doi.org/10.15171/hpr.2019.04

15- Kato, D., Yoshie, M., Ishihara, M. The Eating Attitudes and Mental Health in Japanese Female University Students. Weight Loss: IntechOpen; 2018. https://doi.org/10.5772/intechopen.74627

16- Chin, P. W., Augustine, G. J. The cerebellum and anxiety. Frontiers in Cellular Neuroscience, 2023; 17: 1130505. https://doi.org/10.3389/fncel.2023.1130505

17- Wang, X. H., Wang, T., Ao, M., He, J., Duan, J., Cui, L. B., et al. Prevalence and characteristics of anxiety in patients with unconfirmed pulmonary nodules. The Clinical Respiratory Journal. 2023; 17(3): 157-64. https://doi.org/10.1111/crj.13576

18- Safitri, A., Tresya, E. Five finger hypnosis to reduce anxiety levels during the covid-19 pandemic. Journal of Complementary Nursing, 2023; 2(1): 122-6. https://doi.org/10.53801/jcn.v2i1.81

19- Sinai, Y. M., Ma, Y., Daleski, M. A., Gannot, S., Bartsch, R., Gordon, I. Indices of The Autonomic Nervous System Predict Affect and Emotional Contagion, But Not Anxiety: A Two-Dimensional Autonomic Space Approach. Authorea Preprints. 2023. a56a220261df0089f4646411f6329b4f.pdf

20- Koly, K. N., Islam, M. S., Potenza, M. N., Mahumud, R. A., Islam, M. S., Uddin, M. S., et al. Psychosocial health of school-going adolescents during the COVID-19 pandemic: Findings from a nationwide survey in Bangladesh. PLoS One, 2023; 18(3): e0283374. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0283374

21- Yao, Y., Chen, J., Xuan, Y. The relationship between anxiety and cognitive emotion regulation strategies: A meta-analysis. Applied Cognitive Psychology, 2023; 37(6): 1366-83. https://doi.org/10.1002/acp.4129

22- Tian, T., Liu, D., Zhang, G., Wang, J., Wan, C., Fang, J., et al. Dynamic effective connectivity among large-scale brain networks mediates risk of anxiety. Human Brain Mapping, 2023; 44(9): 3730-43. https://doi.org/10.1002/hbm.26308

23- Psychogios, A., Gruda, D., Ojo, A. Tweet you right back: Follower anxiety predicts leader anxiety in social media interactions during the SARS-CoV-2 pandemic. Plos one, 2023; 18(2): e0279164. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0279164

24- Singh, A., Anjankar, V. P., Sapkale, B. Obsessive-compulsive disorder (OCD): a comprehensive review of diagnosis, comorbidities, and treatment approaches. Cureus, 2023; 15(11). https://doi.org/10.7759/cureus.48960

25- Fridgeirsson, E. A., Bais, M. N., Eijsker, N., Thomas, R. M., Smit, D. J., Bergfeld, I. O., et al. Patient specific intracranial neural signatures of obsessions and compulsions in the ventral striatum. Journal of neural engineering, 2023; 20(2): 026008. https://doi.org/ 10.1088/1741-2552/acbee1

26- Morais, J., Roque, M., Martins, F. S., Fonseca, S., Moreira, R. Suicide risk in obsessive-compulsive disorder: a case report. Cureus, 2023; 15(3). https://doi.org/10.7759/cureus.36863

27- Wang, X., Zhang, X., Tang, Y., Ge, Y., Qian, S., Ding, Y., et al. The prolonged COVID-19 pandemic caused significant psychosomatic symptoms in frontline healthcare workers. Psychiatry Research, 2023; 321: 115060. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2023.115060

28- Cammisuli, D. M., Castelnuovo G. Neuroscience-based psychotherapy: A position paper. Frontiers in Psychology, 2023; 14: 1101044. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1101044

29- Dieterle, M. P., Husari, A., Prozmann, S. N., Wiethoff, H., Stenzinger, A., Röhrich, M., et al. Diffuse, adult-onset nesidioblastosis/non-insulinoma pancreatogenous hypoglycemia syndrome (NIPHS): review of the literature of a rare cause of hyperinsulinemic hypoglycemia. Biomedicines, 2023; 11(6): 1732. https://doi.org/10.3390/biomedicines11061732

30- Icht, M., Zukerman, G., Zigdon, A., Korn, L. There is more to cluttering than meets the eye: The prevalence of cluttering and association with psychological well-being indices in an undergraduate sample. International Journal of Language & Communication Disorders, 2023; 58(6): 2022-32. https://doi.org/10.1111/1460-6984.12917

31- Melchior, K., Franken, I., Deen, M., van der Heiden, C. Metacognitive therapy versus exposure and response prevention for obsessive-compulsive disorder: study protocol for a randomized controlled trial. Trials, 2019; 20: 1-11. https://doi.org/10.1186/s13063-019-3381-9

32- Mao, L., Hu, M., Luo, L., Wu, Y., Lu, Z., Zou, J. The effectiveness of exposure and response prevention combined with pharmacotherapy for obsessive-compulsive disorder: A systematic review and meta-analysis. Frontiers in psychiatry, 2022; 13: 973838. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2022.973838

33- Law, C., Boisseau, C. L. Exposure and response prevention in the treatment of obsessive-compulsive disorder: current perspectives. Psychology research and behavior management, 2019: 1167-74. https://doi.org/10.2147/PRBM.S211117

34- Su, W., Zhao, D., Zhao, H., Zheng, W., Zhang, W. A 28-Year-Old Man with Obsessive-Compulsive Disorder, Post-Traumatic Stress Disorder, and Dissociative Identity Disorder Responding to Aripiprazole Augmentation of Clomipramine Combined with Psychoeducation and Exposure and Response Prevention. The American Journal of Case Reports, 2023; 24:e941534-1. https://doi.org/10.12659/AJCR.941534

35- Pseftogianni, F., Panagioti, M., Birtwell, K., Angelakis, I. Mindfulness interventions for obsessive–compulsive and related disorders: A systematic review and meta-analysis of randomized controlled trials. Clinical Psychology: Science and Practice, 2023. https://doi.org/10.1037/cps0000132

36- Kruse, J. A., Seng, E. K. Changes in cognitive appraisal in a randomized controlled trial of mindfulness-based cognitive therapy for patients with migraine. Headache: The Journal of Head and Face Pain, 2023; 63(10): 1403-11. https://doi.org/10.1111/head.14627

37- Huynh, T., Torquati, J. C. Examining connection to nature and mindfulness at promoting psychological well-being. Journal of Environmental Psychology, 2019; 66: 101370. https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2019.101370

38- Torres, L. C., Pereira, T., Pinheiro, P,. Lima, V., de Luna, G. Mindfulness as Adjuvant Treatment for Obsessive-Compulsive Disorder: An Integrative Review. Revista Portuguesa de Psiquiatria e Saúde Mental. 2023; 9(2): 58-65. https://doi.org/10.51338/rppsm.290

39- Weintraub, M. J., Denenny, D., Ichinose, M. C., Zinberg, J., Morgan-Fleming, G., Done, M., et al. A randomized trial of telehealth mindfulness-based cognitive therapy and cognitive behavioral therapy groups for adolescents with mood or attenuated psychosis symptoms. Journal of consulting and clinical psychology, 2023; 91(4): 234. https://doi.org/10.1037/ccp0000782

40- Hanssen, I., Huijbers, M., Regeer, E., Van Bennekom, M. L., Stevens, A., Van Dijk, P., et al. Mindfulness-based cognitive therapy v. treatment as usual in people with bipolar disorder: A multicentre, randomised controlled trial. Psychological Medicine, 2023; 53(14): 6678-90. https://doi.org/10.1017/S0033291723000090

41- Nikdoost, F., Tahmouresi, N., Abaspoor Azar, Z. The Predicting Perceived Stress Based on Cognitive Emotion Regulation and Difficulties in Emotion Regulation in Patients with Obesity. Alborz University Medical Journal, 2019; 8(1): 17-26. http://aums.abzums.ac.ir/article-1-882-en.html **[in Persian].**

42- Naeemi, M. Predicting life satisfaction of bodybuilders based on anxiety trait and cognitive emotional regulation mediated by happiness. journal of motor and behavioral sciences, 2021; 4(3): 231-8. https://www.jmbs.ir/article_146443.html?lang=en **[In Persian].**

43- Powell T, Enright S. Controlling Anxiety and Psychological Stress(1991), translated by Pejman A, (2008); Ghazal Publications, First Edition.

44- Asli Azad, M., Manshaee, G. R., Ghamarani, A. Effectiveness of acceptance and commitment therapy on cognitive emotion regulation and intolerance of uncertainty of the students with obsessive-compulsive disorder. Psychology of Exceptional Individuals, 2020; 9(36): 33-53. https://doi.org/10.22054/jpe.2019.44480.2027. **[In Persian].**

45- Amani, E., Ghaffari Nouran, A., Hashemi, T., Narimani, M., Beyrami, M. Comparison of the effectiveness of mindfulness-based stress reduction and self-regulated learning on the mental vitality of female students. Journal of School Psychology, 2022; 11(1): 6-16. https://doi.org/10.22098/jsp.2022.1570 **[In Persian].**

46- Aw, M. Y., Henderson, S., Chan, Y. H., Doshi, K., Htay, H., Agus, N., et al. Effectiveness of mindfulness-based interventions delivered via technology versus therapist among patients on peritoneal dialysis at an outpatient clinic in Singapore. International Journal of Nursing Practice, 2024:e13233. https://doi.org/10.1111/ijn.13233

47- Zeinabeh, M. Z., Atefeh, A., Masumeh, G. H. P., Tania, D., Mojgan, S., Katayoun, A. The Effect of Mindfulness-Based Stress Reduction Counseling on Blood Glucose and Perceived Stress in Women with Gestational Diabetes. Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia/RBGO Gynecology and Obstetrics, 2023; 45(09): e517-e23. https://doi.org/10.1055/s-0043-1775810

48- Ye, Q., Huang, Y., Ge, X., Song, X. Validation of online mindfulness-enhanced course for stress reduction in teachers. Frontiers in Psychiatry, 2023; 14: 1086142. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2023.1086142

49- Sauvain-Sabé, M., Congard, A., Kop, J-L., Weismann-Arcache, C., Villieux, A. The mediating roles of affect and coping strategy in the relationship between trait mindfulness and burnout among French healthcare professionals. Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement, 2023; 55(1): 34. https://doi.org/10.1037/cbs0000312

50- Gragnani, A., Zaccari,V. , Femia, G., Pellegrini, V., Tenore, K., Fadda, S., et al. Cognitive–behavioral treatment of obsessive–compulsive disorder: The results of a naturalistic outcomes study. Journal of Clinical Medicine, 2022; 11(10): 2762. https://doi.org/10.3390/jcm11102762

51- Ashkanasy, N. M., Kay, A. A. Mindfulness and emotion: a five-level analysis. Journal of Management & Organization, 2023; 29(3): 406-24. https://doi.org/10.1017/jmo.2023.22

52- Baumann, I., Kalmar, J., Gruber, E., Blanck, P., Vonderlin, E., Heidenreich, T., et al. Change motivation and mindfulness in individual psychotherapy: Examining a sample of adult outpatients with depression and/or anxiety. Journal of Clinical Psychology. 2024. https://doi.org/10.1002/jclp.23645

53- Williams, M., Honan, C., Skromanis, S., Sanderson, B., Matthews, A. J. Psychological outcomes and mechanisms of mindfulness-based training for generalised anxiety disorder: A systematic review and meta-analysis. Current Psychology, 2024; 43(6): 5318-40. https://doi.org/10.1007/s12144-023-04695-x

54- Khalili, M. D., Hosseini, S. M., Sabahi, P. Effects of Mindfulness-Based Cognitive Therapy on Anxiety Sensitivity in Patients with Multiple Sclerosis. Jundishapur Journal of Chronic Disease Care, 2023; 12(1). https://doi.org/10.5812/jjcdc-132672

55- Gautam, A., Polizzi, C. P., Mattson, R. E. Mindfulness, procrastination, and anxiety: Assessing their interrelationships. Psychology of Consciousness: Theory, Research, and Practice. 2019. https://doi.org/10.1037/cns0000209

56- Saragih, I. D., Batubara, S. O., Sharma, S., Saragih, I. S., Chou, F. H. A meta-analysis of mindfulness-based interventions for improving mental health and burden among caregivers of persons living with dementia. Worldviews on Evidence-Based Nursing, 2024; 21(2): 183-93. https://doi.org/10.1111/wvn.12690

57- Liu, H., Kong, L., Sun, Q., Ma, X. The effects of mindfulness-based interventions on nurses' anxiety and depression: A meta-analysis. Nursing Open, 2023; 10(6): 3622-34. https://doi.org/10.1002/nop2.1610

58- Maas genannt Bermpohl, F., Huelsmann, L., Martin, A. Efficacy of mindfulness-and acceptance-based cognitive-behavioral therapies for bodily distress in adults: a meta-analysis. Frontiers in Psychiatry, 2023; 14:1160908. https://doi.org/ 10.3389/fpsyt.2023. 1160908

59- Tam, C. C., Zhou, Y., Qiao, S., Li, X., Shen, Z. Mindfulness, psychological distress, and somatic symptoms among women engaged in sex work in China. Applied Psychology: Health and Well-Being, 2022; 14(3): 967-86. https://doi.org/10.1111/aphw.12362

60- Shokoohi Nejad, N., Bayat, M. R., Zanganeh Motlagh, F. Comparing the effectiveness of cognitive therapy based on mindfulness and compassion therapy on automatic negative thoughts, psychological symptoms, pain intensity, and quality of life in patients with fibromyalgia. Journal of Arak University of Medical Sciences, 2022; 25(1): 156-73. https://doi.org/10.32598/jams.25.1.6744.1

61- Brandtner, A., Antons, S., King, D. L., Potenza, M. N., Tang, Y. Y., Blycker, G. R., et al. A preregistered, systematic review considering mindfulness-based interventions and neurofeedback for targeting affective and cognitive processes in behavioral addictions. Clinical Psychology: Science and Practice, 2022; 29 (4): 379. https://doi.org/10.1037/cps0000075

62- Liu, Z., Jia, Y., Li, M., Meng, X., Shang, B., Wang, C., et al. Effectiveness of online mindfulness-based interventions for improving mental health in patients with physical health conditions: Systematic review and meta-analysis. Archives of Psychiatric Nursing, 2022; 37: 52-60. https://doi.org/10.1016/j.apnu.2021.10.001

63- Liu, L., Tian, L., Jiang, J., Zhang, Y., Chi, X., Liu, W., et al. Effect of an Online Mindfulness-Based Stress Reduction Intervention on Postpandemic Era Nurses' Subjective Well-being, Job Burnout, and Psychological Adaptation. Holistic Nursing Practice, 2023; 37(5): 244-52. https://doi.org/10.1097/HNP.0000000000000603

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۳۰-۱۳**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19126.1546

**مقاله پژوهشی**

# مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی خردمدار با زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی

**نویسندگان**

**نازنین خوشبخت [۱]، محمدحسن آسایش [۲*]، یاسر رضاپور میرصالح [۳]، زهرا جهانبخشی [٤]**

۱. دانشجوی دکتری، گروه مشاوره، پردیس بین‌المللی ارس، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
nazi.khoshbakht@ut.ac.ir

۲. استادیار، گروه روان‌شناسی تربیتی و مشاوره، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. دانشیار، گروه مشاوره، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران.
y.rezapour@ardadakan.ac.ir

٤. استادیار، گروه مشاوره، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
z_jahanbakhshi@sbu.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۲/۲۴

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۸/۱۴

**مقدمه:** هدف از پژوهش حاضر، مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی خردمدار با زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی بود.

**روش:** روش پژوهش نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون - پس‌آزمون با گروه کنترل و پیگیری ۲ماهه بود. جامعهٔ‌آماری کلیه زوجین با تعارضات زناشویی مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره مکث، به روزان و بهسا راز شهر تهران در تابستان و پاییز سال ۱۴۰۲ بودند. در مرحلهٔ نخست تعداد ۲۴ زوج با نمرهٔ ۱۱۵ و بالاتر در پرسش‌نامهٔ تعارضات زناشویی انتخاب و سپس به شیوهٔ تصادفی ساده در ۲ گروه آزمایش (هر گروه ۸ زوج) و یک گروه کنترل (۸ زوج) جایگزین شدند. سپس زوجین گروه‌های آزمایش تحت زوج‌درمانی خردمدار و زوج‌درمانی هیجان‌مدار قرار گرفتند؛ اما گروه کنترل هیچ‌گونه مداخله‌ای دریافت نکرد و در لیست انتظار باقی ماند. از پرسش‌نامهٔ تعارضات زناشویی (MCQ) و پرسش‌نامهٔ حس پیوستگی (SOC) به منظور گردآوری اطلاعات استفاده شد. تحلیل داده‌ها از طریق نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۸ با استفاده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر انجام شد.

**نتایج:** نتایج نشان داد، هر دو مداخلهٔ زوج‌درمانی خردمدار با زوج‌درمانی هیجان‌مدار تأثیر معناداری بر حس پیوستگی زوجین با تعارضات زناشویی داشته‌اند ($P<۰/۰۵$) و زوج‌درمانی هیجان‌مدار تأثیر بیشتری دارد ($P<۰/۰۵$).

**بحث و نتیجه‌گیری:** می‌توان نتیجه‌گیری کرد، علاوه بر اثربخش‌بودن هر دو زوج‌درمانی، تقدم استفاده در کاهش مشکلات زوجین با تعارضات زناشویی با زوج‌درمانی هیجان‌مدار است.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

تعارضات زناشویی، حس پیوستگی، زوج‌درمانی خردمدار، زوج‌درمانی هیجان‌مدار.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

asayesh@ut.ac.ir

این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۳۰-۱۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30

## مقدمه

زندگی زناشویی کانون بسیاری از هیجانات مثبت و پیامدهای سازنده برای زوجین است، اما برخی اوقات این کانون خانواده می‌تواند در معرض تهدیداتی باشد که زندگی زناشویی را با خطراتی مواجه سازد [۱]. تعارضات زناشویی یکی از خطراتی است که زندگی زناشویی را با مشکلات فراوانی مواجه می‌سازد [۲]. تعارضات زناشویی یکی از مشکلات شایع زوجین [۳] و ناشی از ناهماهنگی زوجین در نوع خواسته‌ها و انتظارات [۴] و اختلاف در رفتارها و اعمال غیرمسئولانه نسبت به ارتباط زناشویی و ازدواج است [۵]. تعارضات بین زوجین پدیده‌ای است که نه تنها کیفیت زندگی زوجین را تهدید می‌کند و باعث پریشانی عاطفی زوجین می‌شود [۶]، بلکه تهدیدی جدی برای رابطه پدر و فرزند، رابطه مادر و فرزند و بهزیستی فرزندان و کانون است [۷]. تعارضات زناشویی زوجین با مشکلاتی فراوانی دیگر نیز همراه است که از جمله آنها می‌توان به: ضعیف‌بودن مهارت‌های والدگری [۸]، پایین‌بودن بخشش و قدرانی، گذراندن کمتر وقت با شریک زندگی خود [۹]، دوسوگرایی یا پارادوکس عاطفی[1] در همسران [۱۰] و نارضایتی زناشویی زوجین اشاره کرد [۱۱]. از دیگر عوامل ایجادکننده تعارضات زناشویی می‌توان به: پایین‌بودن حس پیوستگی[2] در زوجین اشاره نمود که می‌تواند منجر به تعارضات زناشویی شود؛ به‌طوری‌که می‌توان گفت حس پیوستگی (احساس انسجام) یکی از زوجین می‌تواند مشکلات زناشویی زوجین را کمتر کند و عدالت زناشویی ادراک شده در بین زوجین را افزایش دهد [۱۲].

آنتونوفسکی[3] [۱۹۷۹؛ به نقل از ۱۳] مدل سالوتوژنیک (رویکرد سلامت محور با نگاه مثبت به سلامت) را با این پرسش معرفی کرد که چرا برخی افراد باوجود شرایط استرس‌زا و سختی، خوب می‌مانند؟ آنتونوفسکی در چارچوب دیدگاه سالوتوژنیک نظریهٔ حس پیوستگی را توسعه داد. مدل حس پیوستگی شامل سه مؤلفهٔ قابل درک بودن، قابل مدیریت بودن و معنی‌دار بودن است که قابل درک بودن (درک‌پذیری) یعنی اعتقاد به اینکه همه چیز به روشی منظم و قابل پیش‌بینی اتفاق می‌افتد و به این معنا که شما می‌توانید وقایع زندگی خود را درک کنید و به طور منطقی در آینده آن وقایع را پیش‌بینی کنید [۱۳]، مؤلفهٔ قابل مدیریت بودن یعنی اعتقادی مبنی بر اینکه شما مهارت یا توانایی، پشتیبانی، کمک یا منابع لازم برای مراقبت از امور را دارید و همه امور قابل کنترل هستند [۱۴]؛ در نهایت توانایی یافتن معنا در زندگی روزمره و مشکلات پیش رو است و این احساس معناداری متضمن این نکته است که چقدر فرد زندگی را با ارزش دانسته و تا چه اندازه این حس را نه تنها به لحاظ شناختی بلکه به طور هیجانی یا عاطفی به همراه دارد [۱۵]. همچنین یک حس پیوستگی بالا به عنوان نشانگری برای سلامت روان‌شناختی و جسمی خوب و برای منابعی است که برای حرکت در جهت ارتقا سلامت استفاده شده است [۱۴]. واضح است حس پیوستگی بالا، برای ارتقای انتخاب‌های سبک زندگی بهتر، ارتقای سلامت خود ادراک شده بهتر و مهارت‌های مقابله بهتر در هنگام قرار گرفتن در معرض رویدادهای استرس‌زا مهم است [۱۵]. بر اساس مدل سالوتوژنیک (رویکرد سلامت محور با نگاه مثبت به سلامت) استدلال شده که حس پیوستگی در اوایل بزرگسالی ایجاد می‌شود، اما پس از آن تنها در پاسخ به رویدادهای استرس‌زا زندگی تثبیت می‌شود و تغییر می‌کند [۱۳]. بر اساس پیشینهٔ پژوهش زوجین متعارضی که حس پیوستگی بیشتری دارند در حل تعارضات زناشویی خود توانمندی بیشتری از خود نشان می‌دهد [۱۶].

بنابراین، به‌کارگیری مداخلات زوج‌درمانی برای بهبود حس پیوستگی اهمیت دارد که در این پژوهش در راستای بهبود این کارکرد به طراحی زوج‌درمانی خردمدار پرداخته شده است که پرداختن به مؤلفهٔ خردمندی در زندگی زناشویی زوجین کمتر مطالعه شده است [۱۷]. خردمندی یک ویژگی شخصیتی پیچیده و چند جزئی [۱۸ و ۱۹] است که شامل بینش، مدیریت هیجان، رفتار جامعه‌پسند، قاطعیت من، مشاوره اجتماعی، نسبی‌گرایی ارزش‌ها (تحمل یا پذیرش دیدگاه‌ها و نظرات متفاوت) است [۲۰]. در تدوین و طراحی جلسات زوج‌درمانی خردمدار از برخی منابع تقویتی استفاده شده است که از جمله آنها می‌توان به:

1 . Ambivalence.
2 . Sense of Coherence.
3 . Antonovsky.

خودمختاری[1]، مرور زندگی[2] و تنظیم هیجان[3] اشاره کرد که این منابع تقویتی به زوجین کمک می‌کنند که توانایی خودآگاهی[4]، خودپذیری[5] و خود بیانگری[6] (ابراز وجود یا قاطعیت) را پرورش دهند [۲۱] و سپس با آموزش تحمل ابهام و پرورش همدلی، زوجین با ارزش‌های اخلاقی مثبت و آموزش عمل اخلاقی آشنا می‌شوند و همچنین زوجین تحت آموزش هدفمندی و جستجوی معنا قرار گرفته و با بالا بردن انعطاف‌پذیری و گشودگی به تجربه و معنویت [۲۰]، خردمندی در زندگی زناشویی خود را پرورش و ارتقا می‌دهند [۲۰ و ۲۱].

زمانی که زوجین در زندگی زناشویی خود خردمندی بیشتری داشته باشند، مشکلات کمتری را تجربه می‌کنند به طوری که تحقیقات نشان داده است،خردمندی زمینه‌ای برای رشد روانی و اجتماعی زوجین و بهبود روابط زناشویی و مقابله با فشارهای روان‌شناختی و تنیدگی‌های اجتماعی است [۲۲]. همچنین خردمندی یعنی توانایی استفاده از استدلال عمل‌گرایانه برای حل چالش‌های مهم زندگی است که تأثیر سازنده‌ای بر بهبود کارکردهای زناشویی دارد و با بالا بردن میزان انعطاف‌پذیری و گشودگی به تجربه در زوجین، آنان را در برابر تعارضات زناشویی محافظت می‌کند. یکی دیگر از مداخلاتی که نقش مهمی در کاهش مشکلات زوجین دارای تعارضات زناشویی دارد؛ زوج‌درمانی هیجان‌مدار[7] است. به دلیل ماهیت زوج درمانی با این نوع زوج درمانی هیجان‌مدار با زوج درمانی خردمدار قابل مقایسه است که نوع زوج درمانی هیجان‌مدار منجر به کاهش مشکلات زوجین دارای تعارضات زناشویی [۲] و بهبود حس پیوستگی در آنان می‌شود [۱۶]. زوج‌درمانی هیجان‌مدار به عنوان حاصل مشاهدات تجربی فرایندهای درمانی زوجین و تعیین کننده مداخلات درمانی کلیدی که به طور موفقیت‌آمیزی به بازسازی تعاملات هیجانی‌ها زوج‌ها کمک می‌کند، پدیدار شده است [گریمن و جانسون[8]، ۲۰۲۲م]. همچنین زوج‌درمانی هیجان‌مدار به علت ساختارمند بودن و داشتن برنامهٔ درمان مرحله به مرحله، اثربخشی مناسبی بر بهبود کارکردهای زناشویی دارد و احتمال بازگشت در آن به شدت کمتر است [۲۳]. به طوری که تحقیقات نیز نشان داده‌اند، زوج‌درمانی هیجان‌مدار باعث کاهش مشکلات زناشویی در زوجین می‌شود [۲۴ و ۲۵].

آنچه که مشخص است هم خردمند بودن زوجین در زندگی زناشویی و تنظیم هیجان در زندگی می‌تواند منجر به کاهش مشکلات زناشویی آنان شود؛ اما تاکنون پژوهشی انجام نشده است که اقدام به تدوین و طراحی زوج‌درمانی خردمدار کرده باشد و به مقایسه اثربخشی آن با یک درمان کارآمد و اثربخش مانند زوج‌درمانی هیجان‌مدار پرداخته باشد. از این رو انجام این تحقیق علاوه بر معرفی یک رویکرد زوج‌درمانی مانند زوج‌درمانی خردمدار، باعث می‌شود که زوج درمانگران از رویکردهای جدیدتر نیز بهره‌مند شوند و اقدام به کاهش مشکلات زوجین کنند؛ بنابراین در باب دلایل منطقی و علمی برای مقایسه این دو زوج‌درمانی، می‌توان گفت؛ وقتی بتوان از بین رویکردها و مداخلات زوج‌درمانی مختلف و اثربخش از نظر مطالعات تجربی، یک زوج‌درمانی اثربخش‌تر را نسبت به زوج درمان‌های دیگر شناسایی کرد، می‌توان به درمانگران خانواده که در زمینهٔ مشکلات زوجین دارای تعارضات زناشویی فعالیت می‌کنند، کمک کرد از نتایج این‌گونه تحقیقات استفاده کنند که چه نوع زوج‌درمانی اثربخش‌تر است. به همین دلیل این پژوهش از تلویحات کاربردی در این زمینه، برای روان‌شناسان و درمانگران خانواده برخوردار است.

## پرسش پژوهش

بر اساس آنچه گفته شد پرسش‌های پژوهش آن است که آیا بین اثربخشی زوج‌درمانی خردمدار با زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی تفاوت وجود دارد؟

## روش

روش پژوهش کمی و از نوع نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون، پس‌آزمون با گروه کنترل همراه با دورهٔ پیگیری ۲ماهه بود. در جامعهٔ آماری کلیه زوجین با تعارضات زناشویی مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره مکث، به روزان و بهسا راز شهر تهران در تابستان و پاییز سال ۱۴۰۲ بودند.

1 . Autonomy.
2 . Life Review.
3 . Emotion Regulation.
4 . Self-Awareness.
5 . Self-Acceptance.
6 . Self-Assertion.
7 . Emotional- Focused Couple Therapy.
8 . Greenman & Johnson.

برای انتخاب نمونه، ابتدا اطلاعیه تشکیل جلسات و شرایط ثبت‌نام اولیه به اطلاع مراجعین و همکاران مشاور جهت ارجاع رسانده شد. پس از ثبت‌نام، متقاضیان از طریق مصاحبه مقدماتی زوجین واجد شرایط انتخاب شدند. به این صورت که برای محرز شدن تعارضات زناشویی زوجین هر زوج به پرسش‌نامهٔ تعارضات زناشویی ثنایی ذاکر و همکاران [۲۶] پاسخ دادند و به شیوه نمونه‌گیری هدفمند از بین آن‌هایی که نمرهٔ ۱۱۵ و بالاتر از آن کسب کردند تعداد ۲۴ زوج (۴۸ نفر) به عنوان افراد واجد شرایط انتخاب شدند و سپس در گام دوم به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده در هر گروه ۸ زوج قرار داده شد. به این صورت که اسامی زوجین در یک کیسه گذاشته شد و به قید قرعه و تصادف برای هر گروه ۸ زوج در نظر گرفته شد. از آنجایی که در تحقیقات آزمایشی حجم هر گروه ۱۵ نفر پیشنهاد شده است در این پژوهش حجم هر گروه ۸ زوج (۱۶ نفر) استفاده شده است. به این صورت که در گروه آزمایش زوج‌درمانی خردمدار ۸ زوج، زوج‌درمانی هیجان‌مدار ۸ زوج و گروه کنترل ۸ زوج جایگزین شدند. کسب نمرهٔ ۱۱۵ و بالاتر در پرسش‌نامه تعارضات زناشویی، حداقل ۵ سال از زندگی زناشویی زوجین گذشته باشد، دامنهٔ سنی ۲۵ تا ۴۵ سال، حداقل تحصیلات دیپلم، نداشتن سابقهٔ طلاق، نداشتن قصد فوری برای طلاق، شرکت‌نکردن در دوره‌های درمانی جهت ارتقا روابط زناشویی، عدم ابتلا به سوء مصرف مواد مخدر و سایر موادهای اعتیادزا، دریافت‌نکردن داروهای روانپزشکی و نداشتن درگیری خشونت خانگی فعال بر اساس گزارش خود زوجین بر اساس گزارش خود زوجین از ملاک‌های ورود به پژوهش بودند. همچنین همکاری نکردن و یا بی‌تمایلی به ادامهٔ شرکت در جلسات، انجام‌ندادن تکالیف ارائه شده در جلسات و غیبت بیش از ۲ جلسه در جلسات زوج‌درمانی از ملاک‌های خروج از پژوهش بودند.

**ابزارها**

**پرسش‌نامهٔ تعارضات زناشویی[1] (MCQ)**: این پرسش‌نامه توسط ثنایی ذاکر و همکاران [۲۶] تهیه شده است و ۴۲ پرسش دارد که ۸ مؤلفه کاهش همکاری؛ پرسش‌های ۴، ۱۲، ۱۸، ۲۵ و ۳۴؛ کاهش رابطهٔ جنسی با پرسش‌های؛ ۵، ۱۳، ۱۹، ۳۵ و ۴۰؛ افزایش واکنش‌های هیجانی با پرسش‌های ۶، ۱۴، ۲۰، ۲۷، ۳۶ و ۴۲؛ افزایش جلب حمایت فرزندان؛ پرسش‌های؛ ۹، ۲۲، ۳۱ و ۳۸؛ افزایش رابطهٔ فردی با خویشاوندان خود با پرسش‌های؛ ۸، ۱۵، ۲۱، ۲۹ و ۳۷؛ کاهش رابطه با خویشاوندان همسر و دوستان با پرسش‌های؛ ۱، ۲۳ و ۳۲؛ جداکردن امور مالی از یکدیگر با پرسش‌های؛ ۲، ۱۰، ۱۷، ۲۴، ۳۳ و ۳۹؛ کاهش ارتباط مؤثر با پرسش‌های؛ ۳، ۷، ۱۱، ۱۶، ۲۶، ۲۸، ۳۰ و ۴۱ اندازه‌گیری می‌کند. پاسخ پرسش‌ها بر اساس طیف لیکرت بود که به‌صورت هرگز ۱ نمره، بندرت ۲ نمره، گاهی اوقات ۳ نمره، اکثر اوقات ۴ نمره و همیشه ۵ نمره تعلق می‌گیرد. دامنهٔ نمرات بین ۴۲ تا ۲۱۰ است و نمرهٔ بالاتر نشان‌دهندهٔ تعارضات زناشویی بیشتر در فرد پاسخ دهنده است. کسانی که نمرهٔ خام آن‌ها در دامنهٔ ۴۰ تا ۱۱۴ قرار داشته باشد دارای روابط زناشویی بهنجار هستند، نمرهٔ خام ۱۱۵ تا ۱۳۴ تعارض بیش از حد و نمرهٔ خام ۱۳۵ به بالا تعارضات شدید یا روابط شدیداً آسیب‌پذیر را نشان می‌دهد [۲۷]. سازندگان پرسش‌نامهٔ پایایی آن را با آلفای کرونباخ بررسی و کل پرسش‌های ۰/۶۶ و ضریب پایایی خرده مقیاس‌ها از ۰/۵۶ تا ۰/۸۱ به دست آمده است و روایی محتوایی آن بر اساس نظر متخصصان محاسبه و ضریب ۰/۸۸ محاسبه و گزارش شده است [۲۶]. در این مطالعه ضرایب آلفای کرونباخ در پیش‌آزمون ۰/۷۳، پس‌آزمون ۰/۸۲ و پیگیری ۰/۹۱ گزارش شد.

**پرسش‌نامهٔ حس پیوستگی[2] (SOC)**: این پرسش‌نامه توسط آنتونووسکی[3] [۲۸] تدوین شده است و شامل ۲۹ پرسش است که سه مؤلفه قابل درک بودن با پرسش‌های؛ ۱، ۳، ۵، ۱۰، ۱۲، ۱۵، ۱۷، ۱۹، ۲۴ و ۲۶؛ قابل مدیریت بودن با پرسش‌های؛ ۲، ۶، ۹، ۱۳، ۱۸، ۲۰، ۲۳، ۲۵ و ۲۷؛ معنی‌دار بودن با پرسش‌های؛ ۴، ۷، ۸، ۱۱، ۱۴، ۱۶، ۲۲ و ۲۸ را اندازه‌گیری می‌کند. نمره‌گذاری ۷ درجه‌ای است به این صورت که هرگز ۱ نمره، خیلی به ندرت ۲ نمره، اوقات بسیار کمی ۳ نمره، گاهی اوقات ۴ نمره، غالبا ۵ نمره، اکثر اوقات ۶ نمره و همیشه ۷ نمره تعلق می‌گیرد. حداقل نمره ۲۹ و حداکثر نمره ۲۰۳ است. پرسش‌های ۱، ۴، ۵، ۶، ۷، ۱۱، ۱۳، ۱۴، ۱۶، ۲۰، ۲۳، ۲۵ و ۲۷ به صورت معکوس

1 . Marital Conflict Questionnaire (MCQ).

2 . Sense of Coherence Questionnaire (SOCQ).

3 . Flensborg-Medsen.

نمره‌گذاری می‌شوند. به این صورت که هرگز ۷ نمره، خیلی به ندرت ۶ نمره، اوقات بسیار کمی ۵ نمره، گاهی اوقات ۴ نمره، غالبا ۳ نمره، اکثر اوقات ۲ نمره و همیشه ۱ نمره تعلق می‌گیرد. بر اساس گزارش سازنده پرسش‌نامه پایایی با آلفای کرونباخ گزارش و ضرایب در دامنهٔ ۰/۸۶ تا ۰/۹۵ به دست آمده است. این پرسش‌نامه برای نخستین بار در ایران ترجمه و برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب کل پرسش‌ها ۰/۹۶ به دست آمده است و روایی آن با تحلیل عاملی اکتشافی بررسی و نتایج حاکی از آن بود که ۷۶/۴۸ درصد از واریانس پرسش‌نامه توسط پرسش‌های آن تبیین می‌شود که این نتیجه روایی سازه پرسش‌نامه را تأیید می‌کند [۲۹]. در این مطالعه ضرایب آلفای کرونباخ در پیش‌آزمون ۰/۸۱، پس‌آزمون ۰/۷۳ و پیگیری ۰/۹۳ گزارش شد.

**شیوه تحلیل داده‌ها**

شیوه تحلیل داده‌ها در دو سطح توصیفی (میانگین، انحراف معیار، درصد و فراوانی) و استنباطی (تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر، آزمون تعقیبی بن‌فرونی، آزمون تحلیل واریانس یک‌راهه و خی دو) بوده است. نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۸ به منظور تحلیل داده‌ها استفاده شد.

**جدول ۱. جلسات زوج‌درمانی هیجان مدار اقتباس از گرینبرگ و گلدمن [۳۰]**

| جلسات | گام | اصول | دستوالعمل اجرایی هر جلسه |
|---|---|---|---|
| اول | اول و دوم | مرحله نخست: (اعتباربخشی و تشکیل اتحاد درمانی): توضیح رویکرد هیجان‌مدار برای زوجین، تعریف هیجان، توضیح روند جلسات درمانی. | دعوت از تمامی زوجین متقاضی شرکت در پژوهش، گرفتن رضایت‌نامه کتبی برای شرکت در پژوهش، پرکردن پرسش‌نامه‌ها توسط زوجین. |
| دوم | سوم | مرحلهٔ دوم: (تشنج‌زدایی از چرخهٔ‌منفی): تعریف هیجان‌ها از نظر شناخت نشانه‌های بدنی، ماشه چکان‌ها، تمایل به عمل، تعیین چرخه تعاملی منفی میان زوجین و جایگاه هر یک در این چرخه، بیرونی کردن مشکل و نسبت دادن آن به چرخه تعاملی منفی | مرور جلسه گذشته، تعیین چرخهٔ تعاملی زوجین در جلسه درمان، تکلیف خانگی ۱. نوشتن حالات و محرک‌های هیجانی در دفترچه روزانه، تکلیف ۲.تمرین شناخت هیجان‌ها از نظر نوع و عملکرد، تکلیف ۳. نوشتن چرخهٔ تعاملی در هفته گذشته |
| سوم | چهارم | مرحلهٔ دوم: (تشنج‌زدایی از چرخه منفی): تعیین هیجان‌های بنیادین هر زوج، توضیح نقش هریک از هیجان‌ها در نقش تعاملات | مصاحبه با زوجین و تعیین هیجان‌ها بنیادین، تکلیف خانگی ۱. نوشتن شرح حالی از تاریخچه زندگی |
| چهارم | پنجم | مرحلهٔ دوم: (تشنج‌زدایی از چرخهٔ منفی): مشخص کردن حساسیت‌ها و آسیب‌پذیری‌های هر یک از زوجین و ریشه‌های تاریخی برای بسط درک زوج از چرخه تعاملی منفی | ارزیابی تکالیف و وضعیت هفته گذشته، تأکید بر کارکرد هیجان‌ها در الگوهای تعاملی منفی با توضیح کاربرگ چرخه تعاملی منفی، تکلیف خانگی ۱. ارائه کاربرگ اختصاصی نقش هریک از زوجین در چرخه |
| پنجم | ششم و هفتم | مرحلهٔ سوم: (دست‌یابی به احساسات زیربنایی: تأکید بر تجربهٔ عملی و آشکار سازی هیجان‌ها نهفته): تأکید بر نقش‌ها، جایگاه‌ها و کارکرد هیجان‌ها پیدا کردن نیازها و احساسات تأیید نشده‌ای که پایه و اساس وضعیت‌های تعاملی زوج هستند. | ارزیابی کاربرگ کارکرد هیجان‌ها و نقش هر یک از زوجین در چرخهٔ تعاملی، تأکید بر نقش‌ها، جایگاه‌ها و کارکرد هیجان‌ها، تعیین نیازهای هریک از زوجین بر اساس هیجان‌های بنیادین در چرخهٔ تعاملی، بیان نیازها، استخراج نیازها، تکلیف خانگی ۱. نوشتن نیازهای دلبسته‌مدار |
| ششم | هشتم | مرحلهٔ سوم: (دست‌یابی به احساسات زیربنایی): تعیین موانع درون روانی که سد راه دست‌یابی و آشکارسازی هیجان‌ها | ارزیابی کاربرگ و وقایع هفته گذشته، فرصت دادن به بیان نیازها، بررسی موانع درون روانی در صورت دست نیافتن به نیازها، تکلیف خانگی ۱. ارائه کاربرگ اختصاصی از جمله: کاربرگ لیست و جدولی از نیازها |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۳۰-۱۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30

**ادامه جدول ۱. جلسات زوج‌درمانی هیجان مدار اقتباس از گرینبرگ و گلدمن [۳۰]**

| جلسات | گام | اصول | دستوالعمل اجرایی هر جلسه |
|---|---|---|---|
| هفتم | نهم | مرحلهٔ سوم: (دست‌یابی به احساسات زیربنایی): ترغیب کردن زوجین به شناسایی آن دسته از نیازها و جوانب فردی که از آن خود نشده‌اند و پیوند زدن آنها با تعاملات ارتباطی | ارزیابی تکالیف و روند اتفاقات هفته گذشته (جدول نیازها)، با مرور کاربرگ جدول نیازها و هیجان‌ها، تکنیک هماهنگی همدلانه برای ترمیم آسیب‌پذیری زوجین |
| هشتم | دهم | مرحلهٔ چهارم: (بازسازی تعامل منفی اقدام بر اساس شیوه‌های جدید تعامل زناشویی): ترغیب زوجین برای پذیرش تجربهٔ هیجانی همسر و تصوری که از خود دارند | ارزیابی تکالیف و رویدادهای هفته گذشته، تمرکز بر مطالبات دلبسته و هویت‌محور بر اساس نوع چرخهٔ تعاملی، تکلیف خانگی ۱. ثبت نیازها |
| نهم | یازدهم و دوازدهم | مرحلهٔ چهارم، (بازسازی تعامل منفی اقدام بر اساس شیوه‌های جدید تعامل زناشویی): تسهیل کردن ابراز احساسات، نیازها و خواسته‌ها برای ایجاد یک پیوند عاطفی واقعی و بازسازی تعامل، ترغیب کردن به خودترمیمی و تغییر الگوهای هیجانی ناهنجار در هریک از زوجین به منظور تسهیل تغییرات فردی و زوجی پایدارتر | ارزیابی تکالیف گذشته کاربرگ نیازها، گفتگوی دونفره، تکلیف خانگی ۱. بیان نیازها و احساسات مبهم به همسر، تکلیف خانگی ۲. برآورده کردن یکی از نیازها |
| دهم | سیزدهم | مرحلهٔ پنجم: (پرداختن به تقویت تغییرات تعاملی و روایت‌های جدید زوجین همدیگر): ارائه کار درمانی متمرکز رفتاری و روایتی تسهیل ایجاد و ظهور تعاملات و راه‌حل‌های جدید برای تعاملات و موضوعات مشکل آفرین | ارزیابی تکالیف و گفتگوهای هفته گذشته، آموزش تکنیک‌های بهبود روابط عاشقانه، تکلیف خانگی ۱.هدف-گذاری‌های جدید برای آینده زندگی مشترک |
| یازدهم | سیزدهم | مرحله پنجم: (استحکام و یکپارچگی مرحله پایانی): پرداختن به تقویت تغییرات تعاملی و روایت‌های جدید زوجین از خود و دیگری، ارائه کاردرمانی متمرکز رفتاری و روایتی، تسهیل ایجاد و ظهور تعاملات و راه‌حل‌های جدید برای تعاملات و موضوعات مشکل آفرین، جایگاه‌ها و روایت‌های (هویتی) جدید را مستحکم کنید. | بخشش و خشم محافظت کننده، تکلیف خانگی ۱. یادداشت قدردانی |
| دوازدهم | - | پایان مرحله پنجم: (استحکام و یکپارچگی): جایگاه‌ها و روایت‌های (هویتی) جدید را مستحکم کنید. | ارزیابی پایانی، برنامه‌ریزی برای آینده با ارائه دورنمایی از آینده، پرکردن پرسش‌نامه‌ها برای سنجش پایانی، پیگیری و ارزیابی مجدد پس از گذشت ۲ ماه. |

**جلسات درمانی**

زوج‌درمانی هیجان مدار در این پژوهش تعداد ۱۲ جلسه زوج‌درمانی هیجان مدار اقتباس از کتاب زوج‌درمانی هیجان‌مدار گرینبرگ و گلدمن[1] [۳۰] است که روایی آن در پژوهش شوشتری اکبر خباز و رمضانی [۳۱] تأیید شده است.

زوج‌درمانی خردمدار در این پژوهش تعداد ۱۲ جلسه زوج‌درمانی خردمدار اقتباس از آموزه‌های نظری آردلت[2] [۳۲]، گلوک و همکاران [۲۱]، توماس و همکاران [۲۰]، جسته[3] و همکاران [۳۳] است که روایی این جلسات با شاخص روایی محتوایی (CVI) و شاخص نسبت روایی محتوایی (CVR) محاسبه شد و پایایی جلسات با بررسی میانگین توافق نمرات ارزیابان در مورد جلسات به دست آمد. بر اساس نتایج ضریب پایایی بر اساس توافق متخصصان ۰/۹۹۲ به دست آمد و میزان شاخص روایی محتوایی ۰/۹۹۳ و میزان شاخص نسبت روایی ۰/۹۵۵ محاسبه شد.

1 . Greenberg & Goldman.
2 . Ardelt.
3 . Jeste.

**جدول ۲. جلسات زوج‌درمانی خردمدار اقتباس از آردلت [۳۲]، گلوک و همکاران [۲۱]، توماس و همکاران [۲۰]**

| جلسات | هدف | محتوای جلسه |
|---|---|---|
| اول | آشنایی زوجین گروه باهم، توضیح رویکرد زوج‌درمانی خردمدار برای زوجین، تعریف خردمندی، توضیح روند جلسات زوج‌درمانی خردمدار. | دعوت از تمامی زوجین متقاضی شرکت در پژوهش، گرفتن رضایت‌نامه کتبی برای شرکت در پژوهش، پرکردن پرسش‌نامه‌ها توسط زوجین. |
| دوم | منبع تقویتی خرد (خودمختاری) | یکی از پیش‌نیازهای خردمندی، خودمختاری است که این ویژگی برای رشد خردمندی زوجین لازم است. در این جلسه به زوجین برای دست‌یابی به یک خود مستقل آموزش داده شد که یک خود مستقل را در خویشتن پرورش دهند:<br>۱. خودآگاهی: به زوجین آموزش داده شد تا به نیازها، تمایلات، هیجانات، ارزش‌ها، الهامات و قابلیت‌های خود و همسرشان توجه کنند.<br>۲. خودپذیری[1]: در این جلسه به زوجین آموزش داده شد که آنچه در من آن‌ها در حال رخ دادن است، نه خوب است و نه بد و الزاماً باید بر اساس آن عمل کرد.<br>۳. خودبیانگری (ابراز وجود یا قاطعیت): در این جلسه به زوجین آموزش داده می‌شود به علائم و صداهای درون خود خود احترام بگذارند. |
| سوم | منبع تقویتی خرد (مرور زندگی) | یکی از پیش‌نیازهای خردمندی، مرور زندگی است که در این جلسه به زوجین کمک شد تا توانایی خود برای مرور زندگی خود را ارتقا دهند. همچنین در جلسه خاطرات دوران کودکی و حل تعارضات حل نشده آن دوره در زوجین بررسی شد و به زوجین برای مرور و برجسته‌سازی نقاط عطف زندگی کمک شد. همچنین در این جلسه حول حول هویت جنسی در نوجوانی، چگونگی رابطه با والدین و خانواده و بررسی صمیمیت‌ها، کشش و جاذبه‌های جنسی زوجین باهم بررسی شد. |
| چهارم | منبع تقویتی خرد (تنظیم هیجان[2])<br>آموزش مدیریت هیجان (ارزیابی فرد از نظر توانایی مدیریت مؤثر هیجانات منفی) | یکی از پیش‌نیازهای خردمندی، تنظیم هیجان است که در این جلسه به زوجین مهارت تنظیم هیجان در زوجین پرداخته شد. در جلسه مهارت‌های زیر آموزش داده شد:<br>۱. ارائه آموزش هیجانی: گفتگو راجع به چیستی هیجان، تجربه کردن چند هیجان اصلی توسط زوجین<br>۲. ارزیابی میزان آسیب‌پذیری هیجانی و مهارت‌های هیجانی زوجین: گفتگو راجع به عملکرد هیجان‌ها در فرایند سازگاری زوجین و فواید آن، تکمیل فرم خود ارزیابی‌های پاسخ‌های هیجانی، تکمیل فرم آسیب‌پذیری هیجانی، شناسایی راهبردهای خود تنظیمی.<br>۳. آموزش مهارت‌های تغییر توجه: معرفی مدل فرایند تنظیم هیجان جیمز گروس، آموزش مهارت‌های تغییر توجه<br>۴. تغییر ارزیابی‌های شناختی: گفتگو راجع به نقش ذهن، شناسایی ارزیابی‌های غلط و اثرات آن‌ها روی حالت‌های هیجانی، آموزش راهبرد باز ارزیابی.<br>۵. تغییر پیامدهای رفتاری و فیزیولوژیکی هیجان: مواجهه، ارزیابی، مهارت آموزی. |
| پنجم | تحمل ابهام، قطعیت نداشتن و کنترل | در این جلسه زوجین با شناخت بهتر مدیریت تحمل ابهام و قطعیت نداشتن در زندگی، و با راه‌های مختلف برخورد با قطعیت نداشتن و همچنین مهارت مدیریت و برخورد با قطعیت و کنترل نداشتن در زندگی خود آشنا می‌شوند. |

1 . Self-Acceptance.
2 . Emotion Regulation.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۳۰-۱۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30

**ادامه جدول ۲. جلسات زوج‌درمانی خردمدار اقتباس از آردلت [۳۲]، گلوک و همکاران [۲۱]، توماس و همکاران [۲۰]**

| جلسات | هدف | محتوای جلسه |
|---|---|---|
| ششم | همدلی | برنامه آموزشی این جلسه دربارهٔ همدردی، زیان‌ها و فواید آن و ناهمسانی همدردی با همدلی بود. نخست همدردی با یاری زوجین گروه تعریف شد. سپس خواسته شد، گزارش دهند هنگام همدردی چه احساسی پیدا کردند تا از این راه به احساسات خود در هنگام همدردی آشنا شوند، سپس این گفت و شنود پیش کشیده شد که آیا نیاز است که با همسر خود همدردی کنیم و کجاها و در کدام موقعیت‌ها باید همدردی کنیم و در چه موقعیت‌هایی به ابراز آن نیاز نیست. همچنین تمرکز این جلسه بر تقویت همدلی و شیوه پاسخ‌دهی به آن بود. نخست از زوجین خواسته شد، پیامد کاربرد فنون همدلی را توضیح داده و شرح دهند که همدلی چگونه تقویت می‌شود. |
| هفتم | آشنایی با ارزش‌های اخلاقی مثبت و آموزش عمل اخلاقی | آشنایی با اهمیت اخلاق و عمل اخلاقی در ابعاد فردی، اجتماعی و دینی- بیان اهمیت شناخت خود- بیان تعریف خودآگاهی به عنوان زیر بنایی‌ترین مهارت زندگی و سلامت روانی و اخلاقی -معرفی ابعاد خودآگاهی؛ آگاهی از ویژگی‌های جسمانی، آگاهی از نقاط قوت و ضعف اخلاقی، آگاهی از افکار و گفتگوهای درونی- انجام تمرین. تکلیف جلسه: مرور افکار و گفتگوی درونی در موقعیت‌های اخلاقی- ارایه تکالیف عملی بر اساس مطالب و مهارت‌های آموزش داده شده. |
| هشتم | از خودفراوری / هدفمندی و جستجوی معنا | یکی از توانایی‌های که باعث می‌شود زوجین خردمند باشند از خودفراوری / هدفمندی و جستجوی معنا است. توانایی دیدن مسائل از بالا، بینش کلی و عمیق نسبت به مسائل، اهمیت به خوشبختی خود و افراد جامعه، فرا رفتن از حوزهٔ جزئیات و ظواهر، جامع‌نگر بودن، عاشق بودن که از مراتب بالای خردمندی است، خرد آمیخته با ایمان داشتن، ظاهر بین نبودن، اهداف صرفاً مادی نداشتن، اهداف صحیح انسانی داشتن، از امکانات برای رسیدن به هدف نهایت استفاده را کردن؛ لذا در این جلسه به زوجین یاد داده شد که مسائل را از بالا ببینند و از حوزه جزئیات و ظواهر فراتر روند. |
| نهم | خردمندی شناختی | از ویژگی‌های خردمندی جنبهٔ شناختی آن است که در این جلسه تلاش شد که این جنبه از خردمندی به زوجین آموزش داده شد؛ لذا قدرت تجزیه و تحلیل داشتن، به طور عقلانی و با نیروی برهان تصمیم گرفتن، آگاهی داشتن و استفاده از آن در عمل، هر چیزی را با دلیل و مدرک پذیرفتن، بر اساس تجربه و اطلاعات حرف زدن، تفکری بسیار عمیق داشتن، بر اساس عقل و منطق زندگی را اداره کردن، خوب فکر کردن و سنجیده صحبت کردن، دانش و تجربه زیاد، مهارت در حل مسئله؛ لذا یکی از مهم‌ترین اهداف این جلسه آموزش حل مسئله به زوجین بود؛ لذا زوجین یاد گرفتند که مشکلات و تعارضات زناشویی خود را به شیوهٔ شناختی و با استفاده از فنون حل مسئله به حل مشکلات زناشویی خود بپردازند. |
| دهم | خردمندی عاطفی | از اهداف مهم این جلسه کنترل کردن احساسات، در خدمت خود و دیگران بودن، چیزهای خوبی را برای خود خواستن، در رفتار وقار و در صحبت آرامش داشتن، تأثیر نگذاشتن هیجانات در تصمیمات، بخشش داشتن، احترام به همه نظرها حتی زوجینی که مخالف نظر خود است، حس حسادت و انتقام جویی کمی داشتن در زندگی زناشویی، سعی کردن به اینکه گفتار و رفتار باعث آزار کسی یا چیزی نشود، زندگی سالم داشتن، صبر زیاد داشتن. |

**ادامه جدول ۲. جلسات زوج‌درمانی خردمدار اقتباس از آردلت [۳۲]، گلوک و همکاران [۲۱]، توماس و همکاران [۲۰]**

| جلسات | هدف | محتوای جلسه |
|---|---|---|
| یازدهم | انعطاف‌پذیری و گشودگی به تجربه | انعطاف‌پذیر بودن، استفاده مناسب از همهٔ تجربه‌ها برای حل مسئله، خشک مغز نبودن، سعی در دیدن موقعیت یا مسئله از زوایای گوناگون، یک بعدی نبودن، خود را در بند یک نظریه قرار ندادن، موقع بحث و مشکل همه به همه نظرات گوش کردن و شنیدن نظرات مخالف؛ لذا در این جلسه به زوجین آموزش داده شد در هنگام تجربه مشکلات و تعارضات زناشویی به نظرات هم گوش دهند و نظرات مخالف و موافق همسر خود را نیز بشنوند تا از این طریق توانایی انعطاف‌پذیری و گشودگی به تجربه زوجین افزایش کند. |
| دوازدهم | معنویت | در مروری بر ادبیات تجربی مدرن در مورد خردمندی تعدادی گزارش یافتند که معنویت را در تعریف خردمندی گنجانده است. مؤلفهٔ معنویت ارتباط با خود، با طبیعت یا با امر متعالی مانند روح یا خدا را می‌سنجد. در این جلسه، به معنویت درمانی برای زوجین پرداخته شد. بحث در خصوص صفات خداوندی، بخشندگی خدا (اعتراف به اشتباهات و پذیرش ضعف‌های خود بیان اثر جبران، دعا، صبر و بازیابی اعتماد به خود و پی بردن به ارزش‌های درونی خویش). توضیح تجربیات افراد از مراقبه و تمرکز بر موضوع خاص، نقش مراقبه از احساسات و آرامش، و همچنین تمرین آرام بخش عضلانی و تمرکز بر افکار، ارائه تکلیف برای بخشودگی دیگران و فکر کردن در خصوص جبران گذشته. در نهایت پس‌آزمون اجرا شد و برای مرحله پیگیری زمان تعیین شد. |

## نتایج

بر اساس نتایج میانگین و انحراف معیار سن گروه زوج‌درمانی هیجان‌مدار ۳۱/۳۱ و ۴/۰۸؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه زوج‌درمانی خردمدار ۳۳/۴۴ و ۴/۶۸ و میانگین و انحراف معیار سن گروه کنترل ۳۴/۰۶ و ۳/۶۲ بود. میزان آماره F به دست آمده حاصل از مقایسه میانگین‌های ۳ گروه در متغیر سن برابر با F=۱/۹۳ می‌باشد که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۱۵۷) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن ۳ گروه از نظر سن می‌باشد. همچنین میزان آماره تحلیل خی دو (Chi-Square) آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد ۳ گروه در متغیر تحصیلات برابر با ۱/۵۳= Chi-Square است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۹۹۲) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن سه گروه از نظر تحصیلات است.

جدول ۳ میانگین و انحراف معیار حس پیوستگی به تفکیک گروه (زوج درمانی خردمدار، زوج درمانی هیجان مدار و گروه کنترل)، جنسیت و مراحل سنجش را نشان می‌دهد. بعد از بررسی مفروضه‌های آماری تحلیل واریانس مکرر، از این آزمون برای تحلیل داده‌ها گردآوری شده استفاده شد. برای دانستن این مطلب که این تغییرات حاصل شده در پس‌آزمون و پیگیری به لحاظ آماری معنادار می‌باشند یا خیر، از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر استفاده گردید. استفاده از این آزمون مستلزم رعایت چند پیش فرض اولیه است، این پیش‌فرض‌ها شامل؛ نرمال بودن توزیع نمرات و همگنی واریانس‌ها است که ابتدا پیش‌فرض‌ها بررسی شد. برای بررسی نرمال بودن از آزمون شاپیرو - ویلکز استفاده شد. از آنجایی که مقادیر آزمون شاپیرو - ویلکز در هیچ یک از مراحل معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵)؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت که توزیع نمرات نرمال می‌باشد. جهت بررسی همگنی واریانس‌ها نیز از آزمون لوین استفاده شد. طبق نتایج، شاخص آماره آزمون لوین در سه مرحلهٔ ارزیابی به لحاظ آماری معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵) و بدین‌ترتیب پیش‌فرض برابری واریانس‌ها تأیید شد. داده‌های تحقیق فرض همگنی ماتریس‌های واریانس-کوواریانس (ام‌باکس) را زیر سؤال نبرد؛ بنابراین این پیش‌فرض نیز رعایت شده است (P>۰/۰۵). سطح معنی‌داری اثر تعامل گروه و پیش‌آزمون بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بود و این نشان‌دهندهٔ همگنی شیب خط رگرسیون[1] بود. با توجه به اینکه پیش‌فرض‌های استفاده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر رعایت شده است، می‌توان از این آزمون آماری استفاده نمود. از آنجایی که مقدار سطح معناداری آزمون کرویت موچلی برای حس پیوستگی برابر ۰/۰۰۱ به دست آمده است که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

1 . Homogeneity of Regression.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۳۰-۱۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30

**جدول ۳. میانگین و انحراف معیار حس پیوستگی به تفکیک گروه، جنسیت و مراحل سنجش**

| متغیرهای وابسته | مرحله | | میانگین | | | انحراف معیار | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | هیجان‌مدار | خردمدار | کنترل | هیجان‌مدار | خردمدار | کنترل |
| قابل درک بودن | پیش‌آزمون | زن | ۵۱/۶۳ | ۵/۶۳ | ۵۰/۲۵ | ۱/۰۶ | ۱/۴۱ | ۰/۷۱ |
| | | مرد | ۵۰/۶۳ | ۵۰/۷۵ | ۵۱/۳۸ | ۱/۴۱ | ۱/۲۸ | ۱/۴۱ |
| | پس‌آزمون | زن | ۵۵/۶۳ | ۵۳/۵۰ | ۵۰/۵۰ | ۱/۴۱ | ۰/۹۳ | ۰/۹۳ |
| | | مرد | ۵۴/۸۸ | ۵۴/۸۸ | ۵۱/۳۸ | ۱/۷۳ | ۱/۴۶ | ۱/۴۰ |
| | پیگیری | زن | ۵۵/۵۰ | ۵۳/۳۸ | ۵۰/۶۳ | ۱/۵۱ | ۱/۰۶ | ۱/۰۶ |
| | | مرد | ۵۴/۸۸ | ۵۴/۸۸ | ۵۱/۳۸ | ۱/۷۲ | ۱/۴۵ | ۱/۴۲ |
| قابل مدیریت بودن | پیش‌آزمون | زن | ۴۴/۶۳ | ۴۳/۰۰ | ۴۳/۶۳ | ۱/۵۰ | ۱/۶۹ | ۱/۴۱ |
| | | مرد | ۴۳/۷۵ | ۴۲/۶۳ | ۴۳/۵۰ | ۱/۹۸ | ۰/۹۲ | ۱/۱۹ |
| | پس‌آزمون | زن | ۵۵/۰۰ | ۴۹/۸۸ | ۴۴/۰۰ | ۱/۳۱ | ۲/۶۴ | ۱/۸۵ |
| | | مرد | ۴۹/۵۰ | ۴۸/۵۳ | ۴۳/۵۰ | ۲/۴۵ | ۱/۴۱ | ۱/۱۸ |
| | پیگیری | زن | ۴۹/۶۳ | ۴۹/۸۸ | ۴۴/۰۰ | ۱/۶۸ | ۲/۶۳ | ۱/۸۵ |
| | | مرد | ۴۹/۵۰ | ۴۸/۲۵ | ۴۳/۶۳ | ۲/۴۴ | ۱/۰۳ | ۱/۱۹ |
| معنی‌دار بودن | پیش‌آزمون | زن | ۳۸/۲۵ | ۳۵/۸۸ | ۳۷/۲۵ | ۰/۷۱ | ۱/۲۵ | ۱/۸۳ |
| | | مرد | ۳۷/۵۰ | ۳۶/۲۵ | ۳۷/۱۳ | ۰/۹۳ | ۱/۷۰ | ۱/۷۳ |
| | پس‌آزمون | زن | ۴۱/۲۵ | ۴۲/۱۳ | ۳۷/۵۰ | ۱/۸۳ | ۱/۱۳ | ۲/۰۷ |
| | | مرد | ۴۲/۸۸ | ۴۰/۰۰ | ۳۷/۱۳ | ۰/۸۳ | ۲/۰۰ | ۱/۷۲ |
| | پیگیری | زن | ۴۱/۰۰ | ۴۱/۸۸ | ۳۷/۶۳ | ۱/۸۵ | ۱/۱۳ | ۲/۱۳ |
| | | مرد | ۴۲/۸۸ | ۴۰/۰۰ | ۳۷/۱۳ | ۰/۸۲ | ۲/۰۱ | ۱/۷۳ |
| نمرهٔ کل حس پیوستگی | پیش‌آزمون | زن | ۱۳۴/۵۰ | ۱۲۹/۵۰ | ۱۳۱/۱۳ | ۰/۹۳ | ۱/۴۱ | ۲/۳۶ |
| | | مرد | ۱۳۱/۸۸ | ۱۲۹/۶۳ | ۱۳۲/۰۰ | ۲/۴۲ | ۱/۵۱ | ۱/۹۳ |
| | پس‌آزمون | زن | ۱۴۶/۸۸ | ۱۴۵/۵۰ | ۱۳۲/۰۰ | ۲/۴۷ | ۲/۹۳ | ۳/۳۸ |
| | | مرد | ۱۴۷/۲۵ | ۱۴۳/۵۰ | ۱۳۲/۰۰ | ۳/۹۲ | ۲/۰۷ | ۱/۹۲ |
| | پیگیری | زن | ۱۴۶/۱۳ | ۱۴۵/۱۳ | ۱۳۲/۲۵ | ۳/۱۴ | ۲/۹۰ | ۳/۳۷ |
| | | مرد | ۱۴۷/۲۵ | ۱۴۳/۱۳ | ۱۳۲/۱۳ | ۳/۹۱ | ۱/۷۳ | ۲/۰۳ |

**جدول ۴. نتایج آزمون موچلی برای آزمون برابری واریانس‌ها و کوواریانس‌ها برای حس پیوستگی**

| متغیرهای وابسته | کرویت موچلی | آماره‌ی کای دو | Df | Sig | اپسیلون | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | تصحیح گرین‌هاوس-گیسر | تصحیح هیون-فلدت |
| قابل درک بودن | ۰/۰۶ | ۱۱۴/۹۶ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۲ | ۰/۵۸ |
| قابل مدیریت بودن | ۰/۰۵ | ۱۱۶/۵۶ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۱ | ۰/۵۸ |
| معنی‌دار بودن | ۰/۱۰ | ۹۵/۵۳ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۳ | ۰/۵۹ |
| نمره کل حس پیوستگی | ۰/۱۱ | ۹۲/۳۷ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۴ | ۰/۶۰ |

بر اساس نتایج، جدول ۴ نشان می‌دهد که آماره کرویت موچلی برای حس پیوستگی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار است (مقدار آماره P value از ۰/۰۵۰ کوچک‌تر است). این یافته حاکی از آن است که واریانس تفاوت‌ها در میان سطوح متغیر وابسته (حس پیوستگی) به صورت معناداری متفاوت است. پیش‌فرض تحلیل واریانس کرویت رعایت نمی‌شود. تخطی از پیش‌فرض کرویت سبب می‌شود که آماره F تحلیل واریانس دقیق نباشد. برای رفع این مشکل و افزایش دقت آماره F، درجهٔ آزادی را با استفاده از دو روش گرین‌هاوس - گیسر[1] و هیون - فلدت[2] تصحیح می‌کنند.

1 . Greenhouse–Geisser Correction.
2 . Huynh–Feldt Correction.

اینکه از کدام روش تصحیح استفاده کنیم. اگر مقدار اپسیلون بزرگ‌تر از ۰/۷۵ باشد از تصحیح هیون - فلت و اگر اپسیلون کوچک‌تر از ۰/۷۵ باشد یا هیچگونه اطلاعاتی در مورد کرویت وجود نداشته باشد از تصحیح گرین هاوس - گیسر استفاده می‌شود. در پژوهش حاضر، مقدار اپسیلون برای شاخص گرین هاوس - گیسر برای حس پیوستگی از ۰/۷۵ کوچک‌تر است؛ لذا از اپسیلون گرین هاوس - گیسر استفاده شده است؛ بنابراین با در نظر گرفتن تصحیح گرین هاوس - گیسر در جدول ۵ نتایج آزمون تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر برای بررسی تفاوت نمونهٔ پژوهش در سه مرحله پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری گزارش شده است.

**جدول ۵. نتایج اثرات بین آزمودنی و درون آزمودنی (تصحیح گرین هاوس - گیسر) حس پیوستگی**

| متغیرهای وابسته | منابع تغییر | آماره F | درجه‌آزادی | معنی‌داری | ضریب تأثیر | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| قابل درک بودن | گروه | ۳۳/۸۳ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۲ | ۱ |
| | جنسیت | ۱/۵۶ | ۱ | ۰/۲۱۸ | ۰/۰۴ | ۰/۲۳ |
| | گروه×جنسیت | ۳/۷۹ | ۲ | ۰/۰۳۱ | ۰/۱۵ | ۰/۶۶ |
| | زمان | ۱۰۴/۲۷ | ۱/۰۳ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۱ | ۱ |
| | زمان×گروه | ۲۳/۵۳ | ۲/۰۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۳ | ۱ |
| | زمان×جنسیت | ۰/۷۶ | ۱/۰۳ | ۰/۳۳۹ | ۰/۰۲ | ۰/۱۴ |
| قابل مدیریت بودن | گروه | ۳۹/۵۸ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ | ۱ |
| | جنسیت | ۲/۵۳ | ۱ | ۰/۱۱۹ | ۰/۰۶ | ۱ |
| | گروه×جنسیت | ۰/۳۲ | ۲ | ۰/۷۲۸ | ۰/۰۲ | ۱ |
| | زمان | ۱۴۲/۳۶ | ۱/۰۳ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۷ | ۱ |
| | زمان×گروه | ۳۲/۴۱ | ۲/۰۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۱ | ۱ |
| | زمان×جنسیت | ۰/۱۶ | ۱/۰۳ | ۰/۶۹۴ | ۰/۰۱ | ۰/۰۷ |
| معنی‌دار بودن | گروه | ۲۳/۶۵ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۳ | ۱ |
| | جنسیت | ۰/۲۷ | ۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱ | ۰/۰۸ |
| | گروه×جنسیت | ۲/۳۸ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۰ | ۰/۴۵ |
| | زمان | ۱۶۳/۴۶ | ۱/۰۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۰ | ۱ |
| | زمان×گروه | ۳۷/۸۰ | ۲/۱۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۴ | ۱ |
| | زمان×جنسیت | ۰/۰۷ | ۱/۰۵ | ۰/۸۰۸ | ۰/۰۱ | ۰/۰۶ |
| نمرهٔ کل حس پیوستگی | گروه | ۱۰۲/۱۱ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۳ | ۱ |
| | جنسیت | ۰/۵۹ | ۱ | ۰/۴۴۵ | ۰/۰۱ | ۰/۱۲ |
| | گروه×جنسیت | ۰/۵۳ | ۲ | ۰/۵۹۰ | ۰/۰۲ | ۰/۱۳ |
| | زمان | ۴۴۰/۱۰ | ۱/۰۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۱ | ۱ |
| | زمان×گروه | ۹۸/۷۹ | ۲/۱۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۲ | ۱ |
| | زمان×جنسیت | ۰/۰۵ | ۱/۰۶ | ۰/۸۳۵ | ۰/۰۱ | ۰/۰۶ |

نتایج جدول ۵ نشان داد، زوج‌درمانی هیجان‌مدار و زوج‌درمانی خردمدار بر افزایش حس پیوستگی زوجین با تعارضات زناشویی اثربخشی و تأثیر معنادار دارد. تأثیر زمان اندازه‌گیری بر نمرات حس پیوستگی معنادار است؛ بنابراین می‌توان گفت، صرف نظر از گروه‌های آزمایشی بین میانگین نمرات حس پیوستگی در پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری تفاوت معناداری وجود دارد. همچنین اثرات تعامل بین زمان و گروه نیز معنادار می‌باشد؛ بنابراین تفاوت میانگین نمرات حس پیوستگی در زمان‌های مختلف (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) با توجه به سطوح متغیر گروه متفاوت است. همچنین عامل جنسیت معنادار نیست که این نتیجه نشان‌دهندهٔ اثربخش بودن زوج‌درمانی هیجان‌مدار و زوج‌درمانی خردمدار به یک اندازه بر حس پیوستگی زوجین (زنان و مردان) است. به این معنا که هر دو جنس به یک میزان از زوج‌درمانی هیجان‌مدار و زوج‌درمانی خردمدار تأثیر پذیرفته‌اند. در ادامه مقایسهٔ دو به دوی میانگین تعدیل مراحل آزمون (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) بر افزایش حس پیوستگی برای بررسی ماندگاری نتایج در مرحلهٔ پیگیری در جدول شمارهٔ ۶ آمده است.

**جدول ۶. نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی حس پیوستگی برای بررسی پایداری نتایج**

| متغیرهای وابسته | مراحل | میانگین تعدیل شده | تفاوت مراحل | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| قابل درک بودن | پیش‌آزمون | ۵۰/۸۷ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۲/۵۸ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۵۳/۴۶ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۲/۵۶ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۵۳/۴۴ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۰۲ | ۰/۹۹۹ |
| قابل مدیریت بودن | پیش‌آزمون | ۴۳/۵۲ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۴/۰۶ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۴۷/۵۸ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۳/۹۶ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۴۷/۴۸ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۱۰ | ۰/۱۰۶ |
| معنی‌دار بودن | پیش‌آزمون | ۳۷/۰۴ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۳/۱۰ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۴۰/۱۵ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۳/۰۴ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۴۰/۰۸ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۰۶ | ۰/۴۸۴ |
| نمرهٔ کل حس پیوستگی | پیش‌آزمون | ۱۳۱/۴۴ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۹/۷۵ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۴۱/۱۹ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۹/۵۶ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۱۴۱/۰۰ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۱۹ | ۰/۹۹۹ |

بر اساس نتایج جدول ۶ زوج‌درمانی هیجان‌مدار و زوج‌درمانی خردمدار بر افزایش حس پیوستگی در مرحلهٔ پس‌آزمون تأثیر داشته است و اثرات درمانی آن بعد از ۲ ماه ماندگار و پایدار بوده است. در جدول شمارهٔ ۷ نتایج آزمون تعقیبی حس پیوستگی برای بررسی درمان اثربخش‌تر آمده است.

**جدول ۷. نتایج آزمون تعقیبی حس پیوستگی برای بررسی درمان اثربخش‌تر**

| متغیر وابسته | گروه | میانگین تعدیل شده | تفاوت میانگین ۲ گروه | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| قابل درک بودن | هیجان‌مدار | ۵۳/۸۵ | تفاضل هیجان‌مدار – خردمدار | ۰/۸۵ | ۰/۰۷۵ |
| | خردمدار | ۵۳/۰۰ | تفاضل هیجان‌مدار - گروه کنترل | ۲/۹۴ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۵۰/۹۲ | تفاضل خردمدار- گروه کنترل | ۲/۰۸ | ۰/۰۰۱ |
| قابل مدیریت بودن | هیجان‌مدار | ۰/۷۹ | تفاضل هیجان‌مدار – خردمدار | ۰/۷۹ | ۰/۳۴۵ |
| | خردمدار | ۴/۱۲ | تفاضل هیجان‌مدار - گروه کنترل | ۴/۱۲ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۳۳/۳۳ | تفاضل خردمدار- گروه کنترل | ۳/۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| معنی‌دار بودن | هیجان‌مدار | ۴۰/۶۲ | تفاضل هیجان‌مدار – خردمدار | ۱/۲۷ | ۰/۰۳۹ |
| | خردمدار | ۳۹/۳۵ | تفاضل هیجان‌مدار - گروه کنترل | ۳/۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۳۷/۲۹ | تفاضل خردمدار- گروه کنترل | ۲/۰۶ | ۰/۰۰۱ |
| نمرهٔ کل حس پیوستگی | هیجان‌مدار | ۱۴۲/۳۱ | تفاضل هیجان‌مدار – خردمدار | ۲/۹۲ | ۰/۰۰۱ |
| | خردمدار | ۱۳۹/۴۰ | تفاضل هیجان‌مدار - گروه کنترل | ۱۰/۴۰ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۱۳۱/۹۲ | تفاضل خردمدار- گروه کنترل | ۷/۴۸ | ۰/۰۰۱ |

با توجه به جدول ۷ ، نتایج نشان داد که تفاوت میانگین گروه زوج‌درمانی هیجان‌مدار با گروه کنترل بیشتر از تفاوت میانگین زوج‌درمانی خردمدار با گروه کنترل است که این نشان‌دهندهٔ آن است که زوج‌درمانی هیجان‌مدار اثربخشی بیشتری نسبت به زوج‌درمانی خردمدار بر افزایش حس پیوستگی دارد.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر، مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی خردمدار با زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی بود. نتایج نشان ، زوج‌درمانی خردمدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی مؤثر است. این نتیجه به دست آمده با نتایج پژوهش‌های گلوک و همکاران [۲۱]، مبنی بر کارآمدی خردمند بودن برای بهبود کارکردهای خردمندی، توماس و همکاران [۲۰] مبنی بر کارآمدی خردمندی بر بهبود بهزیستی افراد و رادنیا و همکاران [۲۲] مبنی بر تأثیر خردمندی بر سازگاری زناشویی و حس پیوستگی همسویی دارد. در تبیین این نتیجه به دست آمده می‌توان گفت؛ خردمندی به توانایی‌هایی در فرد اشاره دارد که وی از تجربیات زندگی خود برای رشد خود و دیگران استفاده کند [۳۴]. داشتن خردمندی در زندگی می‌تواند بهزیستی روان‌شناختی افراد را پیش‌بینی کند [۳۵] و این خردمندی با ایجاد توجه به تغییر و تأمل آزادانه در موقعیت‌های چالش برانگیز - تعادل عاطفی و رضایت از زندگی بیشتر را پیش‌بینی می‌کند [۳۶]. بر اساس مدل خردمندی وبستر [۳۴]، خردمندی را می‌توان به‌عنوان «شایستگی، قصد و کاربرد تجربیات حیاتی زندگی برای تسهیل رشد بهینه خود و دیگران» تعریف کرد، به نظر او خردمندی یک سازه چندبعدی شامل: تنظیم هیجان[1] (به کارگیری هیجانات به شیوه‌ای سازنده)، باز بودن نسبت به تجربه (گشودگی یا پذیرفتن دیدگاه‌های جایگزین)[2] ، شوخ طبعی[3] (تشخیص کنایه، کاهش استرس برای خود و دیگران و ایجاد پیوندهای اجتماعی)، تجربه زندگی انتقادی[4]، و یادآوری و تأمل[5] است [۳۷]؛ بنابراین زوجینی که تحت زوج درمانی خردمدار قرار می‌گیرند، می‌توانند از توانایی خردمندی در زندگی خود استفاده کنند و مشکلات خود را کاهش دهند. از سوی دیگر می‌توان گفت؛ زوج درمانی خردمدار که در این پژوهش از آن استفاده شده است باعث

1 . Emotional Regulation.
2 . Openness.
3 . Humor.
4 . Critical Life Experience.
5 . Reminiscence and Reflectiveness.

بالا رفتن سطح منابع تقویتی (مانند خودمختاری، مرور زندگی و تنظیم هیجان)، تحمل ابهام، همدلی، آشنایی با ارزش‌های اخلاقی، هدفمندی و جستجوی معنای زندگی، انعطاف‌پذیری و گشودگی به تجربه و معنویت در زوجین می‌شود که همه این مفاهیم به عنوان مفاهیم روان‌شناسی خردمندی می‌تواند زوجین را توانمند سازد تا نسبت به همدیگر حس پیوستگی بیشتری داشته باشند تا به این وسیله تعارضات زناشویی کمتری را تجربه کنند؛ لذا منطقی است گفته شود، زوج‌درمانی خردمدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی مؤثر است.

از سویی دیگر، نتایج نشان داد که زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی مؤثر است. این نتیجه به دست آمده با نتایج پژوهش‌های اسمعیلی و همکاران [۲]، گریمن و جانسون [۳۸]، قربانزاده و همکاران [۲۳]، قربانزاده و همکاران [۲۵] و مارن و همکاران [۲۴] همسویی دارد. در تبیین این نتیجه به دست آمده می‌توان گفت؛ هیجان نقش مهمی در مفهوم زوج‌درمانی هیجان‌مدار پریشانی رابطه[1] و راهبردهایی برای بهبود مشکلات رابطه دارند [۳۹]. از منظر زوج‌درمانی هیجان‌مدار، بقای انسان به یک ارتباط هیجانی پایدار یا پیوند دلبستگی با چهره‌های دلبستگی کلیدی بستگی دارد [۴۰]، یعنی مراقبان و شرکای صمیمی [۴۱]. علاوه بر این، زوج‌درمانی هیجان‌مدار، پریشانی شریک صمیمی را به عنوان یک ارتباط هیجانی شکسته، یا پیوند دلبستگی شکسته، ناشی از الگوی منفی تعامل بین زوجین، مفهوم‌سازی می‌کند [۴۲ و ۴۳]. این ارتباط هیجانی شکسته و دلبستگی ناایمن، حالت هیجانی ترسناکی را بین زوجین تداوم می‌بخشد که در آن آن‌ها نسبت به شریک خود بیش از حد برانگیخته (واکنشی) و/یا کم برانگیخته می‌شوند (گریز هیجانی[2]). این فرآیند هیجانی الگوهای واکنشی تعقیب و/یا کناره‌گیری از رفتار بین زوجین را القا می‌کند و تعارضات زناشویی را افزایش می‌دهد؛ بنابراین زوجین پریشان اغلب خود را در یک حلقهٔ بازخورد از تعاملات منفی می‌بینند که از دست‌یابی به هیجانات اولیه و نیازهای دلبستگی جلوگیری می‌کند [۴۳]. وقتی همسران تجربه می‌کنند که شریک زندگی‌شان به هیجانات اولیه و نیازهای دلبستگی‌شان پاسخ نمی‌دهد، این منجر به پاسخ‌های مبتنی بر ترس و بدتنظیمی هیجانی به شکل رفتار توقع/توقع[3]، توقع/کناره‌گیری[4] و/یا کناره‌گیری/کناره‌گیری[5] بازنمود پیدا می‌کند [۴۱]. بنابراین، هدف زوج‌درمانی هیجان‌مدار تنش‌زدایی از چرخه و برقراری مجدد دلبستگی ایمن در رابطهٔ زناشویی با ارتقا در دسترس بودن[6]، پاسخگو بودن[7] و متعهد بودن[8] (مشارکت) است [۴۴ و ۴۵]؛ بنابراین زوجین با شرکت در جلسات زوج درمانی هیجانی دلبستگی ایمن خود را ارتقا داده و تعارضات زناشویی کمتری را تجربه می‌کنند.؛ لذا منطقی است گفته شود، زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی مؤثر و اثربخش است.

در نهایت نتایج نشان داد، زوج‌درمانی هیجان‌مدار نسبت به زوج‌درمانی خردمدار اثربخشی بیشتری بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی دارد. نتایج تحقیقاتی که اثربخش‌تر بودن زوج‌درمانی هیجان‌مدار را نسبت به زوج‌درمانی خردمدار نشان داده باشد، وجود ندارد؛ لذا همسویی و ناهمسویی این نتیجه با نتایج تحقیقات قبلی مشخص نیست؛ اما می‌توان این نتیجه را با نتایج تحقیقات اسمعیلی و همکاران [۲]، گریمن و جانسون [۳۸]، قربانزاده و همکاران [۲۳]، قربانزاده و همکاران [۲۵] و مارن و همکاران [۲۴] همسو دانست که اثربخشی زوج‌درمانی هیجان‌مدار را نشان داده‌اند. در تبیین این نتیجه به دست آمده می‌توان گفت؛ زوج‌درمانی هیجان‌مدار با تأثیر بر سبک برقراری ارتباط مؤثر زوجین با یکدیگر و آشنا شدن آن‌ها با چرخه‌های هم‌کنشی زوجین؛ توسعه پیوند عاطفی؛ شناسایی ترس‌ها، اعتقادات، باورها، پیشینه دلبستگی زوجین؛ شناسایی هیجانات، درک رابطهٔ رفتار، افکار، هیجان‌ها، و نیازهای دلبستگی هر یک از آن‌ها؛ ایجاد انتظارات واقع‌بینانه در مورد زندگی زناشویی، آموزش زندگی زناشویی مسئولانه به آن‌ها و در نهایت درک اهمیت رابطهٔ جنسی در زندگی زناشویی به خصوص پس تعارضات زناشویی، موجب ارتقا حس پیوستگی و بهبود صمیمیت بین

1 . Relationship distress.
2 . Emotional Cut Off.
3 . Pursue/Pursue.
4 . Pursue/Withdraw.
5 . Withdraw/Withdraw.
6 . Accessibility.
7 . Responsiveness.
8 . Engagement.

زوجین می‌شود. همچنین می‌توان گفت؛ در زوج‌درمانی هیجان‌مدار، مهارت‌های هیجانی که به عنوان توانایی تشخیص و ابراز هیجانات و همچنین توانایی همدلی با دیگران تعریف شده است که صمیمیت و احساس امنیت شده و انتقادپذیری (البته در بعد مثبت) رادر فرد افزایش می‌دهد و به بازگشت آرامش به زندگی زوج با تعارضات زناشویی ، حفظ و تداوم رابطه زناشویی کمک می‌نماید. افزون بر آن، زوج‌درمانی هیجان‌مدار به زوجین درگیر تعارضات زناشویی کمک می‌کند تا دوباره با یکدیگر ارتباط برقرار کنند و برای کاهش آشفتگی از طریق مداخله در سطح هیجانی به منظور پیشرفت تعاملات نزدیکی تلاش نمایند که خود منجر به علاقه بیشتر، روابط صمیمانه و حس پیوستگی همسران دارای تعارضات زناشویی می‌شود؛ لذا منطقی است گفته شود، زوج‌درمانی هیجان‌مدار اثربخشی بیشتری نسبت به زوج‌درمانی خردمدار بر حس پیوستگی در زوجین با تعارضات زناشویی داشته است.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

از جمله محدودیت‌های این پژوهش آن بود که تنها به بررسی زوجین با تعارضات زناشویی شهر تهران پرداخته شده است و تنها ابزار گردآوری برای شناسایی زوجین با تعارضات زناشویی پرسش‌نامه خودگزارشی بوده است که این می‌تواند باعث شود زوجین پاسخ‌های سوگیرانه‌ای به پرسش‌های پرسش‌نامه بدهند. برای رفع این محدودیت‌ها پیشنهاد می‌شود، پژوهش‌هایی در سایر شهرها انجام شود و علاوه بر استفاده از پرسش‌نامه‌ها از سایر ابزارها مانند مصاحبه نیز استفاده شود. مرحله پیگیری در این پژوهش ۲ ماهه بود؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعد با لحاظ کردن مرحلهٔ پیگیری بلندمدت‌تر و طولانی‌تر (بیش از شش ماه یا حتی یک سال) به بررسی تداوم و ماندگاری زوج‌درمانی خردمدار و زوج‌درمانی هیجان‌مدار پرداخته شود. بر اساس نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود که خانواده درمانگران و متخصصان روان‌شناسی خانواده این حوزه، از این‌گونه مداخلات زوج‌درمانی استفاده کنند برای کاهش مشکلات این زوجین که از تعارضات زناشویی رنج می‌برند؛ لذا سازمان نظام روان‌شناسی و مشاوره ایران و مراکز مشاوره و خدمات روان‌شناختی که متولی برنامه‌ریزی و درمان در زمینهٔ تعارضات زناشویی هستند، می‌توانند از نتایج این گونه تحقیقات برای بهبود مشکلات زناشویی زوجین درگیر تعارضات زناشویی استفاده کنند.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

پس از دادن آگاهی در مورد هدف پژوهش، نحوهٔ اجرا، اصل رازداری، حق انتخاب برای همکاری و حق انصراف در حین پاسخ به گویه‌های پرسش‌نامه‌ها برای پاسخگویی به زوجین داده شد. همچنین توضیح هدف پژوهش، دادن اطمینان از اینکه پاسخ‌نامه آن‌ها به صورت گروهی تحلیل می‌شود از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بود. این مقاله برگرفته از رساله دکترای نویسنده اول در پردیس بین‌المللی ارس، دانشگاه تهران است.

### حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

### سپاسگزاری

از همه شرکت‌کنندگان (زوجین با تعارضات زناشویی) که به پرسش‌های پژوهش پاسخ دادند و در اجرای پژوهش حاضر مشارکت و یاری داشتند، تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

1- Thompson, A. E., Capesius, D., Kulibert, D., Doyle, R. A. Understanding Infidelity Forgiveness: An Application of Implicit Theories of Relationships. Journal of Relationships Research, 2020; 11(1): 1-10. https://doi.org/10.1017/jrr.2019.21

2- Esmaeili, M,, Maredpour, A. R., Zadeh Bagheri, G. The comparison of effectiveness of emotion-focused couple therapy and acceptance and commitment therapy on covert relational aggression among women with marital conflicts. Journal of Modern Psychological Researches, 2024; 18(72): 49-60. https://doi.org/10.22034/jmpr.2024.17496

3- Wang, J. Y., Luo, G. Y., Lv, X. Q., Liang, C. M., Wang, D. N., Li, G. J., Cao, Y. X. Resilience of infertile families undergoing in vitro fertilization: An application of the double ABC-X model. Applied Nursing Research, 2023; 69(1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.apnr.2022.151656

4- Nisanci, Z., Nisanci, A. Between-reporter agreement among couples: exploring nonlinear patterns in marital conflict. Journal of interpersonal violence, 2023; 38(1-2):16-36. https://doi.org/10.1177/08862605221118963

5- Jackson, J. B., Carrese, D. H., Willoughby, B. J. The indirect effects of financial conflict on economic strain and marital outcomes among remarried couples. International Journal of Stress Management, 2023; 30(1): 69-83. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/str0000277

6- Liu, D., Vazsonyi, A. T. Longitudinal Links Between Parental Emotional Distress and Adolescent Delinquency: The Role of Marital Conflict and Parent–Child Conflict. Journal of youth and adolescence, 2024; 53(1): 200-216. https://doi.org/10.1007/s10964-023-01921-4

7- Maya, J., Fuentes, I., Arcos-Romero, A. I., Jiménez, L. Parental Attachment and Psychosocial Adjustment in Adolescents Exposed to Marital Conflict. Children, 2024; 11(3): 291-299. https://doi.org/10.3390/children11030291

8- Gong, Q., Kramer, K. Z., Tu, K. M. Fathers' marital conflict and children's socioemotional skills: A moderated-mediation model of conflict resolution and parenting. Journal of Family Psychology, 2023; 37(7): 1048–1059. https://doi.org/10.1037/fam0001102

9- Singh, Y., Gupta, V., Srivastava, A. K. Marital Conflict, Health, and Well-Being Among Couples. International Journal of Indian Psychology, 2023; 11(1): 2349-3429. https://doi.org/10.25215/1101.112

10- Surjadi, F. F., Wickrama, K. A., Lorenz, F. O. Do couple-and individual-level ambivalence predict later marital outcomes? The mediating role of marital conflict. Journal of Social and Personal Relationships, 2023; 40(2): 693-713. https://doi.org/10.1177/02654075221122852

11- Wang, X., Zhao, K. Partner phubbing and marital satisfaction: The mediating roles of marital interaction and marital conflict. Social Science Computer Review, 2023; 41(4): 1126-1139. https://doi.org/10.1177/08944393211072231

12- Jahanbakhshi, Z., Keshavarz Afshar, H., Bahonar, F., Jaybash, Z. Prediction of Perceived Marital Justice Based on Sense of Psychological Integrity and Marital Empathy with Mediating of Marital Spirituality. Journal of Family Research, 2022; 18(3): 551-568. https://doi.org/10.48308/JFR.18.3.551

13- Bladh, M., Sydsjö, G., Ekselius, L., Vingård, E., Agnafors, S. Sense of coherence and health in women: a 25-year follow-up study. BMC Women's Health, 2023; 23(1): 670-680. https://doi.org/10.1186/s12905-023-02834-x

14- Eriksson, M., Lindström, B. Antonovsky's sense of coherence scale and the relation with health: a systematic review. Journal of epidemiology & community health, 2006; 60(5): 376-381. https://doi.org/10.1136/jech.2005.041616

15- Wainwright, N. W., Surtees, P. G., Welch, A. A., Luben, R. N., Khaw, K. T., Bingham, S. A. Healthy lifestyle choices: could sense of coherence aid health promotion?. Journal of Epidemiology & Community Health, 2007; 61(10): 871-876. https://doi.org/10.1136/jech.2006.056275

16- Ashori, A., Parsi Nezhad, Z. Effectiveness of emotionally focused couple therapy on dysfunctional attitudes and sense of connection among conflicting couples. Family Pathology Journal, 2020; 5 (2): 77-94. http://fpcej.ir/article-1-263-fa.html

17- Skerrett, K. We-ness and the cultivation of wisdom in couple therapy. Family Process, 2016; 55(1): 48-61. https://doi.org/10.1111/famp.12162

18- Bangen, K. J., Meeks, T. W., Jeste, D. V. Defining and assessing wisdom: A review of the literature. The American Journal of Geriatric Psychiatry, 2013; 21 (12): 1254-1266. https://doi.org/10.1016/j.jagp.2012.11.020

19- Leeman, T. M., Knight, B. G., Fein, E.C., Winterbotham, S., Webster, J. D. An evaluation of the factor structure of the Self-Assessed Wisdom Scale (SAWS) and the creation of the SAWS-15 as a short measure for personal wisdom. International Psychogeriatrics, 2022; 34 (3): 241-251. https://doi.org/10.1017/s1041610220004202

20- Thomas, M. L., Palmer, B. W., Lee, E. E., Liu, J., Daly, R., Tu, X. M., Jeste, D. V. Abbreviated San Diego wisdom scale (SD-WISE-7) and Jeste-Thomas wisdom index (JTWI). International psychogeriatrics, 2022; 34 (7): 617-626. https://doi.org/10.1017/S1041610221002684

21- Glück, J., Bluck, S., Weststrate, N. M. More on the MORE life experience model: What we have learned (so far). The Journal of Value Inquiry, 2019; 53, 349-370. https://doi.org/10.1007/s10790-018-9661-x

22- Radnia, M., Dartaj, F., Nasralhi, B., Kashani Vahid. L. Presenting a structural model of wisdom in couples based on marital compatibility and a sense of connection with the mediating role of mindfulness. Ministry of Health Medical Education, 2022; 6(2): 152-141. http://islamiclifej.com/article-1-1013-fa.html

23- Ghorbanzadeh, S. S., Kiamarsi, A., Abolghasem, A. Comparison of Effectiveness of Self-Compassion Therapy and Emotionally Focused Therapy on Family Functions of Women Experienced Domestic Violence. Journal of Psychological Studies, 2024; 19(4): 39-54. https://doi.org/10.22051/psy.2023.43687.2786

24- Marren, C., Mikoška, P., O'Brien, S., Timulak, L. A qualitative meta-analysis of the clients' experiences of emotion-focused therapy. Clinical Psychology & Psychotherapy, 2022 ; 29(5): 1611-1625. https://doi.org/10.1002/cpp.2745

25- Ghorbanzadeh, S. S., kiamarsi, A., Abolghasemi, A. Comparison the Effectiveness of Self-Compassion-Focused Therapy and Emotionally Focused Couple Therapy on Abuse Experience among Women Victims of Domestic Violence in Interaction with Self-Injury. Iranian Journal of Nursing Research, 2024; 19 (1) :65-77. http://dx.doi.org/10.22034/IJNR.19.1.6

26- Barati, T., Sanaee, B. The efficacy marital conflict on communication woman and man. MSN Thesis. Tehran: teacher training University. 1993. https://besatpub.ir/product/

27- Zokaei Ashtiani, M., Seyed mousavi, P. S., Panaghi, L. The Comparison of Marital Conflict and Child's Perception of Parental Conflict in Children With and Without Cancer. Iranian Journal of Pediatric Nursing, 2017; 3 (3) :46-54. http://dx.doi.org/10.21859/jpen-03038

28- Antonovsky, A. The structure and properties of the sense of coherence scale. Social science & medicine, 1993; 36(6): 725-733. https://doi.org/10.1016/0277-9536(93)90033-Z

29- Alipour, A, Nasim, Sharif. Validity and reliability of the Sense of Coherence questionnaire in university students. pajoohande 2012; 17 (1): 50-56. http://pajoohande.sbmu.ac.ir/article-1-1276-fa.html

30- Greenberg, L. S., Goldman, R. N. Emotion-focused couples therapy: The dynamics of emotion, love, and power. American Psychological Association. 2008. https://doi.org/10.1037/11750-000

31- Shoushtari, A., Khabaz, Z., Ramezani, M. A. The effectiveness of emotion-focused couple therapy on emotion regulation and plasma levels of the hormone oxytocin in blood of couples'. Counseling Culture and Psycotherapy, 2022; 13(50): 99-127. https://doi.org/10.22054/qccpc.2021.64921.2834

32- Ardelt, M. Empirical assessment of a three-dimensional wisdom scale. Research on aging, 2003; 25(3): 275-324. https://doi.org/10.1177/0164027503025003004

33- Jeste, D. V., Thomas, M. L., Liu, J., Daly, R. E., Tu, X. M., Treichler, E. B., Lee, E. E. Is spirituality a component of wisdom? Study of 1,786 adults using expanded San Diego wisdom scale (Jeste-Thomas wisdom index). Journal of psychiatric research, 2021; 132 (2): 174-181. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2020.09.033

34- Webster, J. D. The interplay of adversity and wisdom development: The HEROE model. In Post-Traumatic Growth to Psychological Well-Being: Coping Wisely with Adversity (pp. 47-62). Cham: Springer International Publishing. 2022. https://doi.org/10.1007/978-3-031-15290-0_6

35- Ardelt, M., Ferrari, M. Effects of wisdom and religiosity on subjective well-being in old age and young adulthood: Exploring the pathways through mastery and purpose in life. International psychogeriatrics, 2019; 31(4): 477-489. https://doi.org/10.1017/S1041610218001680

36- Santos, H. C., Grossmann, I. Cross-temporal exploration of the relationship between wisdom-related cognitive broadening and subjective well-being: Evidence from a cross-validated national longitudinal study. Social Psychological and Personality Science, 2021; 12(4): 506-516. https://doi.org/10.1177/1948550620921619

37- Puchalska-Wasyl, M. M. Do wisdom and well-being always go hand in hand? The role of dialogues with oneself. Journal of Happiness Studies, 2023; 24(3): 1059-1074. https://doi.org/10.1007/s10902-023-00621-x

38- Greenman, P. S, Johnson, S. M. Emotionally focused therapy: Attachment, connection, and health. Current Opinion in Psychology, 2022; 43(2): 146-150. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.06.015

39- White VanBoxel, J. M., Miller, D. L., Morgan, P., Iqbal, N., Edwards, C., Wittenborn, A. K. Exploring associations among baseline emotion regulation and change in relationship satisfaction among couples in a randomized controlled trial of emotionally focused therapy compared to usual care. Family Process, 2024; 1(2): 1-18. http://dx.doi.org/10.1111/famp.12972

40- Makinen, J. A., Johnson, S. M. Resolving attachment injuries in couples using emotionally focused therapy: Steps toward forgiveness and reconciliation. Journal of consulting and clinical psychology, 2006; 74(6): 1055-1064. https://doi.org/10.1037/0022-006X.74.6.1055

41- Dalgleish, T. L., Johnson, S. M., Moser, M. B., Lafontaine, M., Wiebe, S. A., Tasca, G. A. Predicting change in marital satisfaction throughout emotionally focused couple therapy. Journal of Marital and Family Therapy, 2015; 41(3): 276–291. https://doi.org/10.1111/jmft.12077

42- Greenman, P. S., Johnson, S. M. Process research on emotionally focused therapy (EFT) for couples: Linking theory to practice. Family Process, 2012; 52(1): 46–61. https://doi.org/10.1111/famp.12015

43- Johnson, S. M. Attachment theory in practice: Emotionally focused therapy (EFT) with individuals, couples, and families. Gilford Press. 2019. https://www.guilford.com/books/Attachment-Theory-in-Practice/Susan-Johnson/9781462538249

44- McRae, T. R., Dalgleish, T. L., Johnson, S. M., Burgess-Moser, M., Killian, K. D. Emotion regulation and key change events in emotionally focused couple therapy. Journal of Couple and Relationship Therapy, 2014; 13(1): 1–24. https://doi.org/10.1080/15332691.2013.836046

45- Sanderfer, K., Johnson, S. Created for connection: The" hold me tight" guide for Christian couples. Little, Brown Spark. 2016. https://www.amazon.com/Created-Connection-Tight-Christian-Couples/dp/0316307416

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٤٦-٣١**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19207.1557

**مقاله پژوهشی**

# تدوین مدل ساختاری اعتیاد به بازی‌های اینترنتی بر اساس تکانشگری با میانجی‌گری راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در نوجوانان شهر تهران

**نویسندگان**

**علیرضا کیومرثی لاریجانی [۱]، سیدابوالقاسم مهری‌نژاد [۲*]، نعمت ستوده اصل [۳]**

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی عمومی، واحد سمنان، دانشگاه آزاد اسلامی، سمنان، ایران.
alireza.qmarsi.larijani.2024@gmail.com

۲. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. دانشیار، گروه روان‌شناسی، واحد سمنان، دانشگاه آزاد اسلامی، سمنان، ایران. sotodeh2@semums.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۳/۱۱

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۸/۰۶

**مقدمه:** هدف از پژوهش حاضر بررسی تدوین مدل ساختاری اعتیاد به بازی‌های اینترنتی بر اساس تکانشگری با میانجی‌گری راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در نوجوانان شهر تهران بود.

**روش:** این مطالعه از نوع توصیفی - همبستگی بود. جامعهٔ آماری شامل کلیه دانش‌آموزان پسر دورهٔ متوسطه دوم شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲- ۱۴۰۳ بود. حجم نمونه با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی ۵۰۰ نفر انتخاب شد. ابزار گردآوری داده‌های پژوهش شامل آزمون اعتیاد به بازی‌های اینترنتی (IGD-20 Test) پونتز و همکاران (۲۰۱۴م)، مقیاس تکانشگری بارات(BIS-11) پاتون و همکاران (۱۹۹۵م) و فرم کوتاه پرسش‌نامه تنظیم شناختی هیجانی(CERQ) گرانفسکی و کرایج (۲۰۰۶) بود. داده‌ها با استفاده از همبستگی پیرسون و معادلات ساختاری تحلیل شد.

**نتایج:** یافته‌های پژوهش نشان داد که اثرات مستقیم تکانشگری و راهبردهای تنظیم‌شناختی هیجان بر اعتیاد به بازی‌های اینترنتی معنادار بود. همچنین نتایج نشان داد که راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی نقش میانجی و معنادار دارند.

**بحث و نتیجه‌گیری:** بر اساس نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که رابطهٔ بین این متغیرها در مداخله‌های مرتبط با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی دانش‌آموزان موردتوجه قرار گیرد. شناسایی متغیرهای مؤثر در بروز اعتیاد به بازی‌های اینترنتی به متخصصان روان‌شناسی و مشاوره کمک می‌کند تا بر عوامل مذکور تمرکز کنند و فعالیت‌های خود را به گونه‌ای سازماندهی کنند که این امر منجر به ارائه خدمات مؤثرتر به مراجعان آسیب‌پذیر شود.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

اعتیاد به بازی‌های اینترنتی، تکانشگری، راهبردهای تنظیم شناختی هیجان.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

a.mehrinejad@alzahra.ac.ir

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نویسندهٔ اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٤٦-٣١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 31-46

## مقدمه

امروزه تقریباً نیمی از جمعیت جهان به دلایل مختلفی به اینترنت دسترسی دارند و از آن برای کارهای مختلف از جمله؛ امور تحصیلی، شغلی، ارتباط با دیگران، تجارت، تحقیق و همچنین بازی‌کردن استفاده می‌کنند [۱]. برای بخش کوچکی از این افراد یعنی کاربران اینترنت، استفاده از آن می‌تواند به یک اختلال شدید به نام اختلال بازی اینترنتی تبدیل شود [۲]. بازی را می‌توان از طریق کنسول، موبایل، رایانه‌های شخصی، تب‌ها (صفحات باز وب در یک مرورگر) و لپ‌تاپ‌ها در دسترس قرار داد [۳]. اعتیاد به بازی‌های اینترنتی امروزه اعتیادی است که به سرعت در بین کاربران فناوری گسترش یافته است [۴] و به عنوان اختلال اعتیاد به اینترنت، اختلال بازی آنلاین و موارد مشابه نیز شناخته می‌شود [۵]. امروزه با نفوذ اینترنت و گوشی‌های هوشمند و دسترسی آسان نوجوانان به آن، بسیاری از آن‌ها به بازی‌های اینترنتی جذب و معتاد شده‌اند [۶]. اعتیاد به بازی‌های اینترنتی به «استفاده مداوم و مکرر از اینترنت برای شرکت در بازی‌هایی که منجر به اختلال در زندگی روزمره فرد و تمایل به انزوای اجتماعی وی می‌شود» اشاره دارد [۷].

این پدیده در سراسر جهان شایع است و یک متاآنالیز شیوع جهانی ۳/۰۵ درصد اعتیاد به بازی‌های اینترنتی را نشان می‌دهد [۸]. اعتیاد به بازی‌های اینترنتی به عنوان یک اختلال روانی در بخش سوم (III) از DSM-5 انجمن روانپزشکی آمریکا [۹] پیشنهاد شده است و در یازدهمین نسخه از طبقه‌بندی بیماری‌های منتشر شده (ICD-11) به عنوان یک اختلال ناشی از رفتارهای اعتیاد آور شناخته می‌شود. این اختلال به عنوان الگوی مداوم و مکرر درگیر شدن در بازی‌های اینترنتی با وجود آسیب جسمی و روانی به عنوان تعریف شده است [۱۰]. در نسخهٔ پنجم کتابچه راهنمای تشخیصی و آماری طبقه‌بندی اختلالات روانی (DSM-5)، اختلال بازی اینترنتی را با ۹ علامت فهرست می‌کند: «اشتغال به بازی»، «علائم ترک زمانی که بازی غیرممکن می شود (عمدتاً تحریک‌پذیری یا اضطراب)»، «تحمل ناشی از عادت کردن»، «تلاش‌های ناموفق برای کنترل بازی»، «از دست دادن علایق موجود به دلیل بازی»، «مشارکت مداوم در بازی با وجود پیامدهای منفی»، «گمراه کردن درمانگران و عزیزان در مورد زمان صرف شده برای بازی»، «بازی به عنوان مکانیزم مقابله» و «خطر بالای از دست دادن روابط مهم و اختلال در زمینه‌های مهم عملکرد مانند مدرسه یا کار». برای تشخیص این عارضه، حداقل پنج علامت باید شناسایی شود که کمتر از ۱۲ ماه طول کشیده باشد [۹].

ازآنجایی‌که بازی‌های اینترنتی در ۲۵ سال گذشته به طور گسترده در دسترس عموم قرار گرفته‌اند، اختلال بازی اینترنتی به عنوان یک مورد تشخیصی جدید ظهور کرده و در سیستم‌های تشخیصی روانپزشکی به عنوان نوعی اعتیاد تثبیت شده است [۱۱]. بنابراین، پژوهش‌هایی که به شناسایی عوامل موثر بر این اختلال پرداخته و آن‌ها را بررسی کنند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند، یکی از این عوامل، تکانشگری است [۱۲].

اختلال اعتیاد به بازی‌های اینترنتی دارای عوامل تعیین‌کنندهٔ متعددی از جمله عوامل بیولوژیکی، محیطی، اجتماعی و عاطفی است [۱۳]. علاوه بر این، اختلال اعتیاد به بازی‌های اینترنتی به شدت با سایر شرایط و ویژگی‌های روانی مانند پرخاشگری [۱۴]، اضطراب [۱۵]، افسردگی [۱۶]، فوبیای اجتماعی [۱۷] و اختلال نقص توجه - بیش فعالی همراه است [۱۸ و ۱۹]. در میان شرایط بالینی ذکر شده، اینها معمولاً با مشکل در کنترل تکانه‌ها همراه هستند که ممکن است منجر به اختلالات منفی در حوزه‌های مختلف زندگی شود [۱۲].

همچنین، شیوع اختلال اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در بین پسران به طور قابل‌توجهی بیشتر از دختران است و گیمرهای ویدیویی دو ویژگی شخصیتی غالب تکانشگری و هیجان‌طلبی را نشان می‌دهند [۲۰]. تکانشگری یک سازهٔ چندوجهی است که به عنوان تمایل به پاسخ‌گویی با دوراندیشی و تفکرات قبلی اندک تعریف شده است و غالباً با پیامدهای منفی برای فرد یا دیگران همراه است [۲۱]. پژوهش‌ها حاکی از یک رابطه علّی بین تکانشگری اختلال اعتیاد به بازی‌های اینترنتی است، به طوری که سطوح بالاتر تکانشگری با افزایش خطر اختلال اعتیاد به بازی‌های اینترنتی مرتبط است [۲۲ و ۲۳]؛ بنابراین اختلال اعتیاد به بازی‌های اینترنتی اغلب با رفتار تکانشی همراه است و در علت آن به عنوان یک عامل خطر در نظر گرفته می‌شود [۲۴].

بر اساس آنچه گفته شد، تکانشگری [۱۲، ۲۲، ۲۳ و ۲۵] نقش تبیین کنندهٔ مهمی در اعتیاد به بازی‌های

اینترنتی دارند، اما آنچه کمتر به آن توجه شده است، بررسی نقش متغیرهای میانجی در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی است، در این میان از جمله متغیرهایی که می‌تواند در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی نقش میانجی ایفا کند، راهبردهای تنظیم شناختی هیجان است، چرا که در تحقیقات قبلی نشان داده شده است که راهبردهای تنظیم هیجان می‌تواند تبیین‌کننده اعتیاد به بازی‌های اینترنتی باشند، به طوری که می‌توان گفت که انجام بازی‌های اینترنتی و استفاده از رسانه‌های اجتماعی با راهبردهای مدیریت و تنظیم هیجان ضعیف مرتبط دانسته‌اند [۲۶]. علاوه بر این، نشان داده شده است که وقتی افراد مبتلا به اختلال در تنظیم هیجان (بدتنظیمی هیجانی)، هیجانات منفی را تجربه می‌کنند، احتمال بیشتری دارد که رفتارهای اعتیادآور اینترنتی از خود نشان دهند، با بازی بیش از حد در اینترنت به آن اعتیاد پیدا کنند [۲۷ و ۲۸].

تنظیم‌شناختی هیجان به عنوان راهبردهایی تعریف شده‌اند که توسط گارنفسکی و همکاران ارائه شده است که افراد از آن به عنوان راهبردهای مقابله‌ای برای رویارویی با موقعیت‌های استرس‌زا و مدیریت و کنترل اطلاعات برانگیخته هیجانی استفاده می‌کنند [۲۹]. به عبارتی توانایی تنظیم هیجانات شامل تغییر زمان، شدت، مدت، ظرفیت و/یا بیان هیجانات برای برآوردن اهداف یا خواسته‌های موقعیتی است [۳۰]. اینکه راهبردهای تنظیم شناختی هیجان چگونه می‌تواند نقش میانجی احتمالی را ایفا کند می‌توان گفت؛ تکانشگری بر روی تنظیم هیجان تأثیر دارند [۳۱] و تکانشگری می‌تواند سطح بدتنظیمی هیجان و تنظیم هیجان ناسازگارانه را بالا برد [۳۲]؛ بنابراین راهبردهای تنظیم هیجان از پیشاندهای این پژوهش (تکانشگری) تأثیر می‌پذیرد [۳۱ و ۳۲] و بر پیامدها (اعتیاد به بازی‌های اینترنتی و آنلاین) تأثیر می‌گذارد [۲۸] که این شرایط می‌تواند راهبردهای تنظیم شناختی هیجان را در این پژوهش به عنوان یک متغیر میانجی مناسب مطرح کند؛ بنابراین همان‌طور که گفته شد، به نظر می‌رسد ناتوانی در مدیریت هیجانات یک عامل مستعد کننده بالقوه برای ایجاد اختلالات خاص استفاده از اینترنت، مانند اختلال بازی اینترنتی باشد [۲۷].

افزون بر این، در اهمیت و ضرورت پژوهش می‌توان گفت؛ افرادی که درگیر اعتیاد به بازی‌های اینترنتی هستند نسبت به سایر افراد بهنجار که استفاده زمان‌بندی شده‌تر و بهنجاری از بازی‌های اینترنتی می‌کنند، احساس تنهایی [۳۳]، ناگویی در شناسایی و توصیف هیجانات [۳۴]، سوء استفاده بیشتر از مواد مخدر [۳۵]، تجربه اختلالات روانی بیشتر [۳۶] و هیجانات منفی (علائم افسردگی، استرس و اضطراب) بیشتری از خود بروز می‌دهند [۳۷ و ۳۸]؛ بنابراین با توجه به این مشکلات ذکر شده، انجام تحقیقاتی که بتواند به شناخت عوامل مؤثر بر بازی‌های اینترنتی در نوجوانان بپردازد از اهمیت پژوهشی برخوردار است و می‌توان از نتایج به دست آمده در زمینهٔ برنامه‌ریزی و سیاست گذاری در راستای مدیریت و کاهش مشکلات ناشی از اعتیادهای رفتاری از جمله اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان استفاده کرد. همچنین می‌توان گفت؛ نوجوانی یک دوره گذار است[۳۹]، برخی از آنان ممکن است فاقد دانش دقیق از رفتار خود و کنترل کافی بر خود باشند و برخی ممکن است به ویژه در معرض عوامل مرتبط با بازی مداوم آنلاین/آفلاین باشند و دچار آسیب‌های جسمانی و روان‌شناختی شوند [۴۰]. بنابراین در صورت نبود و انجام نشدن چنین تحقیقاتی نمی‌توان بینش روشن و چشم‌انداز دقیقی از اعتیادهای رفتاری از جمله اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان داشت و در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در این زمینه، از نتایج تحقیقات این چنینی محروم خواهیم ماند؛ بنابراین انجام اینگونه تحقیقات اهمیت دارد و سازمان آموزش و پرورش به ویژه در شهر تهران می‌توانند از بهره‌وران نتایج این پژوهش باشند.

## پرسش پژوهش

ازاین‌رو، پرسش پژوهش این بود که آیا مدل ساختاری اعتیاد به بازی‌های اینترنتی بر اساس تکانشگری با میانجی‌گری راهبردهای تنظیم شناختی در نوجوانان برازش دارد؟

## روش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی همبستگی است و با روش مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام شد. جامعهٔ آماری پژوهش کلیه دانش‌آموزان پسر دورهٔ متوسطه شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بودند. با وجود آنکه در مورد حجم نمونه لازم برای تحلیل عاملی و مدل‌یابی معادلات ساختاری توافق کلی وجود ندارد، اما به زعم بسیاری از

پژوهشگران حداقل حجم نمونه لازم ۲۰۰ نفر می‌باشد. کلاین [۴۱] نیز معتقد است برای هر متغیر ۲۰ نمونه لازم است؛ بنابراین در پژوهش حاضر بر مبنای پیشنهاد کلاین و با احتساب احتمال ریزش برخی پاسخ‌نامه‌ها ها حجم نمونه ۵۰۰ نفر انتخاب شد. برای انتخاب دانش‌آموزان دورهٔ متوسطه از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی استفاده شد. به این صورت شهر تهران به ۵ منطقه آموزشی (غرب، شرق، شمال، جنوب و مرکز) تقسیم و سپس از هر منطقه ۲ مدرسه و از هر مدرسه ۲ کلاس وارد پژوهش شد. برای این منظور از ۱۰ مدرسه انتخاب و از هر مدرسه ۵۰ نفر و از هر مدرسه ۲ کلاس ۲۵ نفره وارد پژوهش شد و به پرسش‌ها پاسخ دادند. تحصیل در مقطع متوسطه؛ دامنهٔ سنی ۱۶ تا ۱۸ سال و نداشتن اختلالات روان‌شناختی به گزارش خود شرکت‌کننده‌ها از ملاک‌های ورود به پژوهش بود و ناقص بودن پاسخ به گویه‌های پرسش‌نامه از ملاک‌های خروج از پژوهش بود. در سطح توصیفی جهت سنجش متغیرهای پژوهش از میانگین و انحراف معیار استفاده شد. در سطح استنباطی جهت بررسی روابط بین متغیرها از ضریب همبستگی پیرسون و مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. نرم‌افزار تحلیل داده‌ها برنامه SPSS و AMOS نسخه ۲۸ بود.

## ابزارها

**آزمون اعتیاد به بازی‌های اینترنتی (IGD-20 Test):** این آزمون توسط پونتز و همکاران [۴۲] تدوین شده است و شامل ۲۰ پرسش است که ۶ مؤلفه برجستگی با پرسش‌های ۱، ۳ و ۱۳؛ تغییر خلق با پرسش‌های ۲، ۸ و ۱۴؛ تحمل با پرسش‌های ۳، ۹ و ۱۵؛ نشانه‌های ترک ۴، ۱۰ و ۱۶؛ تضاد با پرسش‌های ۵، ۱۱، ۱۷، ۱۹ و ۲۰؛ بازگشت با پرسش‌های ۶، ۱۲ و ۱۸ را اندازه‌گیری می‌کند. پرسش‌ها از کاملاً مخالفم تا کاملاً موافقم در یک طیف لیکرتی طبقه‌بندی می‌شود. به این صورت که کاملاً مخالفم ۱ نمره، مخالفم ۲ نمره، نظری ندارم ۳ نمره، موافقم ۴ نمره و کاملا موافقم ۵ نمره تعلق می‌گیرد. پرسش ۱۹ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود، به این صورت که برای پرسش‌های ۱۹ کاملاً مخالفم ۵ نمره، مخالفم ۴ نمره، نه موافقم و نه مخالفم ندارم ۳ نمره، موافقم ۲ نمره و کاملاً موافقم ۱ نمره تعلق می‌گیرد. دامنهٔ نمرات بین ۲۰ تا ۱۰۰ است. نمرهٔ بالاتر نشان دهندهٔ اعتیاد بیشتر به بازی‌های اینترنتی است و نمرهٔ بالاتر از ۷۱ به عنوان فرد دارای اختلال در نظر گرفته می‌شود [۴۲]. سازندگان، روایی پرسش‌نامه با روش تحلیل عاملی اکتشافی بررسی و مقدار خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMSEA) ۰/۰۴۸ به دست آورده و همچنین برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب برای برجستگی ۰/۹۰، تغییر خلق ۰/۹۱، تحمل ۰/۹۰، نشانه‌های ترک ۰/۹۲، تضاد ۰/۸۹ و بازگشت ۰/۸۸ و کل پرسش‌ها ۰/۹۱ به دست آمده است [۴۲]. این پرسش‌نامه در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و روایی پرسش‌نامه با روش تحلیل عاملی اکتشافی بررسی و مقدار خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMSEA) ۰/۰۴۳ به دست آورده و همچنین برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب کرونباخ برای برجستگی ۰/۹۸، تغییر خلق ۰/۵۳، تحمل ۰/۷۲، نشانه‌های ترک ۰/۹۷، تضاد ۰/۷۸، بازگشت ۰/۸۳ و کل پرسش‌ها ۰/۹۱ و همچنین ضرایب پایایی آزمون - بازآزمون محاسبه و ضرایب همبستگی پیرسون برای برجستگی ۰/۷۱، تغییر خلق ۰/۴۱، تحمل ۰/۷۱، نشانه‌های ترک ۰/۷۸، تضاد ۰/۵۴، بازگشت ۰/۷۴ و کل پرسش‌ها ۰/۹۴ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۴۳]. در سایر پژوهش‌ها در خارج از کشور آلفای کرونباخ بررسی و ضرایب در دامنهٔ ۰/۷۳ تا ۰/۸۹ به دست آمده است که نشان‌دهندهٔ پایایی مطلوب و قابل قبول پرسش‌نامه است [۴۴]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شده است و ضرایب آلفای کرونباخ برای برجستگی ۰/۷۰، تغییر خلق ۰/۷۳، تحمل ۰/۸۰، نشانه‌های ترک ۰/۸۱، تضاد ۰/۷۳ و بازگشت ۰/۸۶ و کل پرسش‌ها ۰/۹۲ محاسبه و به دست آمد.

**مقیاس تکانشگری بارات (BIS-11):** این مقیاس توسط پاتون و همکاران [۴۵] تهیه شده است و ۳۰ پرسش دارد و که سه خرده مقیاس بی‌برنامگی (به صورت جهت‌یابی آنی یا فقدان آینده نگری مشخص می‌شود) با پرسش‌های ۱، ۵، ۸، ۱۰، ۱۱، ۱۳، ۱۹، ۲۲ و ۳۰، تکانشگری حرکتی (عمل کردن بدون فکر و تأمل) با پرسش‌های ۲، ۳، ۹، ۱۲، ۱۴، ۱۵، ۱۸، ۲۱، ۲۴، ۲۵، ۲۶ و ۲۸ و تکانشگری شناختی (گرفتن تصمیم‌گیری سریع) با پرسش‌های ۴، ۷، ۱۶ و ۲۷ را اندازه گیری می‌کند. نمره‌گذاری پرسش‌نامه در طیف لیکرت ۴ درجه‌ای می‌باشد به این صورت که هیچ‌گاه/به

ندرت ۱ نمره، گاهی اوقات ۲ نمره، اغلب ۳ نمره و اکثر اوقات/همیشه ۴ نمره تعلق می‌گیرد. سازندگان مقیاس پایایی آن را بررسی و ضرایب آلفای کرونباخ در دامنهٔ ۰/۷۹ تا ۰/۸۲ به دست آورده‌اند و همچنین روایی همگرایی آن با ۳۴ پرسش مقیاس تکانشگری بارات (BIS-10) پاتون[۴۶] بررسی و ضریب همبستگی ۰/۹۸ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آورده‌اند [۴۵]. این مقیاس در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و نتایج تحلیل عاملی اکتشافی اندازه شاخص کفایت نمونه‌برداری کایزر – مایر - اولکین محاسبه و برابر ۷۷/۹ و معنادار در سطح ۰/۰۰۱ به دست آمده است و با توجه به مقدار ارزش ویژه بالاتر از یک و نمودار اسکری سه عامل استخراج شدند و این سه عامل در مجموع ۳۲/۶۰ درصد از واریانس کل را مورد ارزیابی قرار دادند. همچنین پایایی مقیاس به دو شیوه آلفای کرونباخ و بازآزمایی (با فاصله ۲ هفته) بررسی و ضرایب آلفای کرونباخ برای برنامه‌ریزی نداشتن ۰/۸۰، تکانشگری حرکتی ۰/۶۷، تکانشگری شناختی ۰/۷۰ و کل پرسش‌ها ۰/۸۱ و همچنین مقادیر ضریب بازآزمایی(ضریب همبستگی پیرسون) برای برنامه‌ریزی نداشتن ۰/۷۹، تکانشگری حرکتی ۰/۷۳، تکانشگری شناختی ۰/۴۹ و کل پرسش‌ها ۰/۷۷ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمد است[۴۷]. افزون بر این در نسخهٔ هنجاریابی شده روایی آن محاسبه و ضرایب همبستگی پیرسون برای برنامه‌ریزی نداشتن، تکانشگری حرکتی و تکانشگری شناختی با نمرهٔ کل آن به ترتیب ۰/۸۰، ۰/۷۴ و ۰/۴۷ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است که نشان‌دهندهٔ روایی سازه مقیاس تکانشگری است [۴۷]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شده است و ضریب آلفای کرونباخ برای برنامه‌ریزی ۰/۷۸ نداشتن، تکانشگری حرکتی ۰/۷۶، تکانشگری شناختی ۰/۸۱ و کل پرسش‌ها ۰/۹۰ محاسبه و به دست آمد.

**فرم کوتاه پرسشنامه تنظیم‌شناختی هیجانی (CERQ):** این پرسش‌نامه توسط گرانفسکی و کرایج [۴۸] تهیه شده است و شامل ۱۸ پرسش و ۲ بعد راهبردهای غیرانطباقی (سرزنش خود با پرسش‌های ۱ و ۲؛ سرزنش دیگران با پرسش‌های ۱۷ و ۱۸؛ نشخوارگری با پرسش‌های ۵ و ۶؛ فاجعه نمایی با پرسش‌های ۱۵ و ۱۶) و راهبردهای انطباقی (دیدگاه‌گیری با پرسش‌های ۱۳ و ۱۴؛ تمرکز مجدد مثبت با پرسش‌های ۷ و ۸؛ ارزیابی مجدد مثبت با پرسش‌های ۱۱ و ۱۲؛ پذیرش با پرسش‌های ۳ و ۴؛ تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی با پرسش‌های ۹ و ۱۰) را اندازه‌گیری می‌کند. نمره‌گذاری پرسش‌نامه در طیف لیکرت ۵ درجه‌ای است به این صورت که همیشه نمره ۵، اغلب نمره ۴، مرتباً نمره ۳، گاهی نمره ۲، هرگز نمره ۱ تعلق می‌گیرد. حداقل و حداکثر نمره در هر خرده مقیاس به ترتیب ۲ و ۱۰ است و نمرهٔ بالاتر نشان دهندهٔ استفاده بیشتر فرد از آن راهبرد شناختی محسوب می‌شود. سازندگان روایی و پایایی آن را محاسبه و برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده و ضرایب برای سرزنش خود ۰/۶۸، سرزنش دیگران ۰/۷۷، نشخوارگری ۰/۷۹، فاجعه‌نمایی، ۰/۸۱، دیدگاه‌گیری ۰/۷۹، تمرکز مجدد مثبت ۰/۸۰، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۸۱، پذیرش ۰/۷۳ و تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۷۹ به دست آورده‌اند و برای بررسی روایی از روایی ملاکی (همزمان) استفاده و ضریب همبستگی آن افسردگی از چک لیست اختلالات روانی (SCL-90) دراگوتیس و همکاران [۴۹] بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون برای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه در دامنهٔ ۰/۵۰ تا ۰/۵۳ و ضرایب همبستگی پیرسون برای تنظیم شناختی هیجان سازگارانه ۰/۱۳- تا ۰/۲۱- و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است[۴۸]. این پرسش‌نامه در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و نتایج تحلیل عاملی تأییدی دو عاملی نیز گزارش و مقادیر نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی $X^2/d$ ، شاخص برازش مقایسه‌ای(CFI) و خطای ریشه مجذور میانگین تقریب (RMSEA) به ترتیب ۱/۴۵، ۰/۹۸۰ و ۰/۰۳ به دست آمده است و روایی ملاکی (همزمان) با مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس(DASS) لوی‌باند و لوی‌باند [۵۰] بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون برای راهبردهای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه با افسردگی، اضطراب و استرس به ترتیب ۰/۵۵، ۰/۴۲ و ۰/۴۰ و ضرایب همبستگی پیرسون برای راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازگارانه با افسردگی، اضطراب و استرس به ترتیب ۰/۴۸-، ۰/۴۴- و ۰/۴۶- و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۵۱]. همچنین در نسخهٔ هنجاریابی شده در ایران ضرایب پایایی به دو شیوهٔ آلفای کرونباخ و بازآزمایی بررسی و ضرایب آلفای کرونباخ برای سرزنش خود ۰/۷۹، سرزنش دیگران ۰/۷۵، نشخوارگری ۰/۷۶، فاجعه‌نمایی، ۰/۷۶، دیدگاه‌گیری ۰/۸۶، تمرکز مجدد مثبت ۰/۸۸، ارزیابی مجدد مثبت

۰/۸۲، پذیرش ۰/۸۴، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۸۸، کل پرسش‌ها راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازگارانه ۰/۹۵ و کل پرسش‌های راهبردهای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه ۰/۸۸ و همچنین ضرایب بازآزمایی (ضراب همبستگی پیرسون) برای سرزنش خود ۰/۷۴، سرزنش دیگران ۰/۸۰، نشخوارگری ۰/۷۱، فاجعه‌نمایی، ۰/۸۴، دیدگاه‌گیری ۰/۷۵، تمرکز مجدد مثبت ۰/۷۲، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۷۲، پذیرش ۰/۸۰، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۷۰، کل پرسش‌های راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازگارانه ۰/۷۷ و کل پرسش‌های راهبردهای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه ۰/۸۶ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۵۱]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شده است و ضرایب آلفای کرونباخ برای سرزنش خود ۰/۷۳، سرزنش دیگران ۰/۸۵، نشخوارگری ۰/۷۱، فاجعه نمایی، ۰/۷۷، دیدگاه‌گیری ۰/۷۹، تمرکز مجدد مثبت ۰/۸۴، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۹۱، پذیرش ۰/۹۳، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۷۹ و همچنین راهبردهای ناسازگارانه ۰/۷۷، راهبردهای سازگارانه و کل پرسش‌ها باهم ۰/۹۳ محاسبه و به دست آمده است.

## نتایج

تعداد پاسخ‌دهندگان ۵۰۰ نفر بودند که در این پژوهش داده پرت و انتهایی شناسایی نشد. از نظر سن ۲۱۶ نفر(۴۳/۲ درصد) ۱۶ ساله، ۱۸۳ نفر(۳۶/۶ درصد) ۱۷ ساله و ۱۰۱ نفر(۲۰/۲ درصد) ۱۸ ساله بودند و میانگین و انحراف معیار سن به ترتیب ۱۶/۷۷ و ۰/۷۶ بود. در جدول ۱ شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش آمده است.

**جدول ۱. شاخص‌های توصیفی و نرمال بودن متغیرهای پژوهش**

| متغیرهای پژوهش | میانگین | انحراف استاندارد | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|
| برجستگی | ۸/۱۲ | ۳/۸۷ | ۰/۶۲ | -۱/۳۲ |
| تغییر خلق | ۶/۲۰ | ۳/۵۲ | ۰/۵۶ | -۱/۵۲ |
| تحمل | ۶/۸۸ | ۳/۶۳ | ۰/۵۷ | -۱/۴۸ |
| ترک | ۹/۶۲ | ۳/۱۲ | ۰/۷۲ | -۱/۲۴ |
| تضاد | ۶/۱۹ | ۳/۲۸ | ۰/۶۷ | -۱/۲۷ |
| بازگشت | ۹/۸۵ | ۴/۵۳ | ۰/۵۲ | -۱/۳۰ |
| نمرهٔ کل اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | ۴۶/۸۶ | ۲۱/۰۸ | ۰/۶۷ | -۱/۴۴ |
| بی‌برنامگی | ۱۵/۶۶ | ۹/۱۱ | ۰/۹۵ | -۰/۹۲ |
| تکانشگری حرکتی | ۲۰/۸۴ | ۱۱/۶۲ | ۰/۸۷ | -۱/۱۰ |
| تکانشگری شناختی | ۷/۴۰ | ۴/۱۶ | ۰/۹۲ | -۰/۹۵ |
| نمره کل تکانشگری | ۴۳/۹۰ | ۲۴/۷۱ | ۰/۹۰ | -۱/۰۷ |
| سرزنش خود | ۳/۵۸ | ۲/۰۴ | ۱/۰۹ | -۰/۲۶ |
| سرزنش دیگران | ۳/۵۹ | ۱/۸۲ | ۰/۷۰ | -۰/۴۶ |
| نشخوارگری | ۳/۵۰ | ۲/۱۶ | ۱/۳۳ | ۰/۴۸ |
| فاجعه‌نمایی | ۳/۲۳ | ۱/۶۴ | ۱/۱۶ | ۰/۳۲ |
| نمرهٔ کل تنظیم‌شناختی هیجان ناسازگارانه | ۱۳/۹۰ | ۶/۸۶ | ۱/۱۱ | -۰/۲۶ |
| دیدگاه‌گیری | ۶/۲۱ | ۲/۳۹ | -۰/۷۹ | -۰/۷۵ |
| تمرکز مجدد | ۵/۷۶ | ۲/۰۸ | -۱/۰۳ | -۰/۵۸ |
| ارزیابی مجدد | ۵/۸۹ | ۲/۵۴ | -۰/۴۶ | -۱/۳۱ |
| پذیرش | ۵/۸۵ | ۲/۴۵ | -۰/۴۳ | -۱/۰۸ |
| تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی | ۵/۵۳ | ۲/۴۷ | -۰/۲۱ | -۱/۲۰ |
| نمره کل تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه | ۲۹/۲۳ | ۱۰/۸۹ | -۰/۸۴ | -۰/۹۹ |
| نرمال بودن چندمتغیره (Multivariate) | | ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا: ۲/۵۸ | | |

جدول ۱، میانگین و انحراف معیار و نرمال بودن متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. برای سنجش نرمال بودن تک متغیره داده‌ها از مقادیر چولگی و کشیدگی استفاده می‌شود که مقادیر آن باید در بازهٔ ۲- تا ۲+ باشد که نشان‌دهندهٔ نرمال بودن تک متغیره توزیع نمرات باشد [۴۱ و ۵۲]، که در این پژوهش مقادیر چولگی و کشیدگی در بازهٔ ۲- تا ۲+ قرار داشت. همچنین برای بررسی نرمال بودن چندمتغیره داده‌ها از «ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا» استفاده می‌شود که مقدار به دست آمده برای ضریب مردیا باید کمتر از ۴ باشد [۴۱ و ۵۲] که بر اساس نتایج مندرج در جدول ۱ مقدار ضریب مردیا ۲/۵۸ دست آمد که نشان‌دهندهٔ نرمال بودن چندمتغیره توزیع نمرات است. از دیگر مفروضات مدل‌یابی معادلات ساختاری مفروضه استقلال خطاهاست مقدار آمارهٔ دوربین واتسون بین ۱/۵ الی ۲/۵ قرار داشت؛ بنابراین می‌توان استقلال خطاها را پذیرفت. مفروضه همخطی چندگانه نیز بررسی و هیچ کدام از مقادیر آماره تحمل کوچک‌تر از حد مجاز ۰/۱ و هیچ کدام از مقادیر عامل تورم واریانس بزرگ‌تر از حد مجاز ۱۰ نبود. لذا همخطی چندگانه وجود نداشت. در جدول ۲ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش آمده است.

جدول ۲ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. بین تکانشگری (r=۰/۴۳ ،p<۰/۰۱) و تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه (r=۰/۶۶ ،p<۰/۰۱) با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. بین تنظیم شناختی هیجان سازگارانه (r= -۰/۶۷ ،p<۰/۰۱) با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی همبستگی منفی و معناداری وجود دارد. در جدول ۳ شاخص‌های برازندگی مدل پژوهش آمده است.

**جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش**

| متغیرهای پژوهش | ۱ | ۲ | ۳ | ٤ |
|---|---|---|---|---|
| اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | ۱ | | | |
| تکانشگری | ۰/۴۳** | ۱ | | |
| تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه | ۰/۶۶** | ۰/۳۹** | ۱ | |
| تنظیم شناختی هیجان سازگارانه | -۰/۶۷** | -۰/۳۵** | -۰/۵۲** | ۱ |

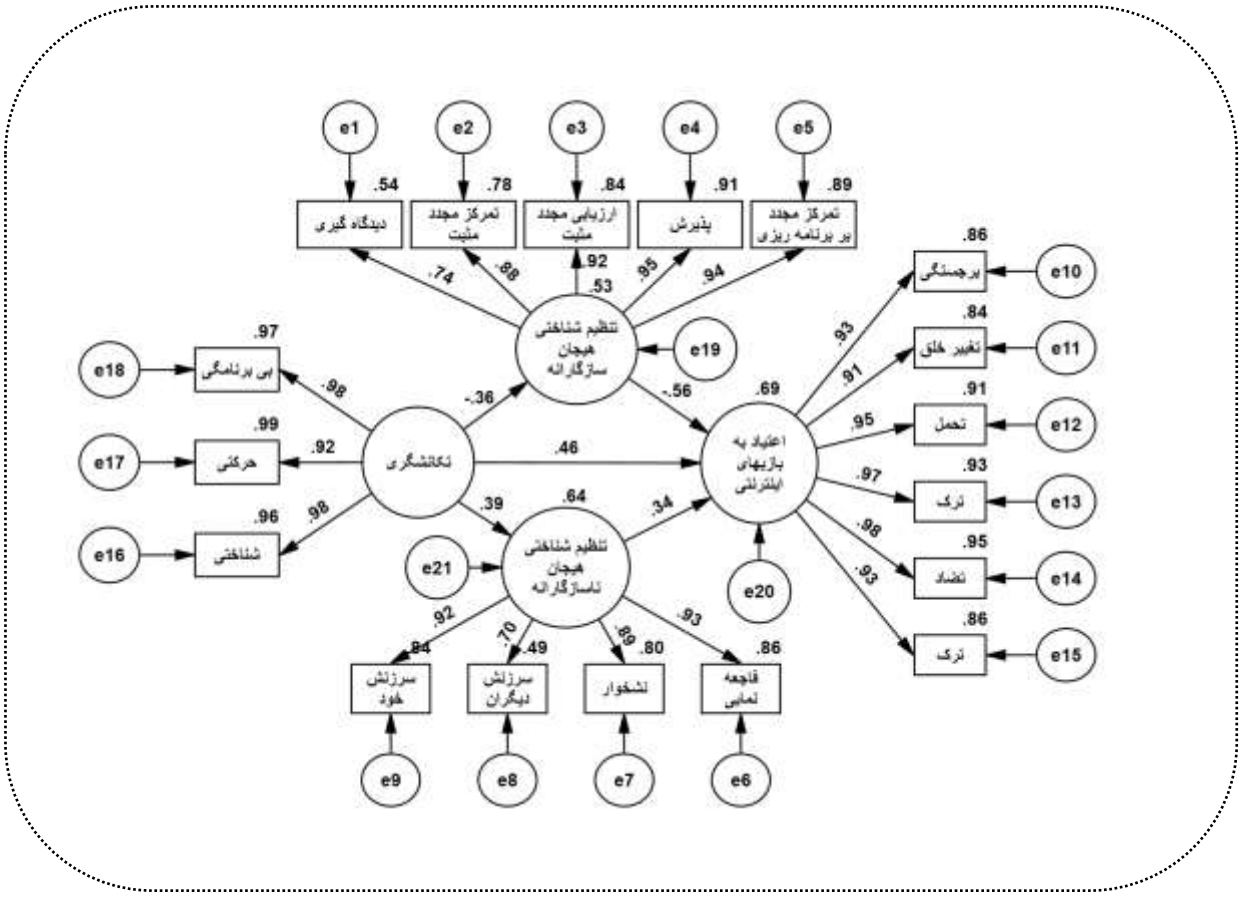
** معنادار در سطح ۰/۰۱

**جدول ۳. شاخص‌های برازندگی مدل پژوهش**

| نوع شاخص | شاخص‌ها | مقدار به‌دست‌آمده | مقدار قابل‌قبول |
|---|---|---|---|
| شاخص‌های مطلق | کای اسکوئر هنجار شده (CMIN) | ۲۱۰/۴۰ | - |
| | درجه آزادی | ۱۳۰ | |
| | CMIN/DF | ۱/۶۲ | کمتر از ۳ |
| | سطح معناداری | ۰/۰۰۱ | - |
| شاخص‌های نسبی | خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMSEA) | ۰/۰۳۵ | کمتر از ۰/۰۸ |
| | شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE) | ۰/۰۰۱ | - |
| | شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI) | ۰/۹۵ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص نیکویی برازش تعدیل شده یا انطباقی (AGFI) | ۰/۹۱ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص برازش مقتصد (PCFI) | ۰/۶۲ | بیشتر از ۰/۶۰ |
| | شاخص برازش هنجار شده مقتصد (PNFI) | ۰/۷۶ | بیشتر از ۰/۶۰ |
| | شاخص برازندگی افزایشی (IFI) | ۰/۹۲ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص توکر- لویس (TLI) | ۰/۹۴ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص نیکویی برازش (GFI) | ۰/۹۸ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص برازش هنجار شده (NFI) | ۰/۹۳ | بیشتر از ۰/۹۰ |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٤٦-٣١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 31-46

در این پژوهش روش برآورد پارامتر، روش حداکثر درست‌نمایی (MLE) بوده است. بنا به پیشنهاد تامپسون [۵۳] زیر مجموعه شاخص‌های برازش کلی شامل خی دو، شاخص برازش هنجار شده (NFI)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص برازندگی فزاینده (IFI)، شاخص توکر – لویس (TLI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI) و ریشهٔ دوم میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) مهم‌ترین شاخص‌های برازش هستند. برای پژوهش حاضر، نتایج شاخص‌های برازش مدل از برازش مطلوبی برخوردار است. همچنین شاخص RMSEA باید زیر ۰/۰۸ باشد. در این پژوهش شاخص RMSEA برابر ۰/۰۳۵ است که بر اساس مدل کلاین (۲۰۲۳م) نشان‌دهندهٔ برازش مدل است. آزمون RMSEA که در زمینهٔ شاخص‌ها و معیارهای نیکویی برازش مدل از اهمیت چشمگیری برخوردار است، به سه دلیل پیشنهاد می‌شود؛ ۱. به میزان کافی نسبت به مدل نادرست حساس است؛ ۲. دستورالعمل‌های تفسیری استفاده شده در آن معمولاً نتیجه‌گیری مناسبی را در مورد کیفیت مدل ارائه می‌دهند؛ ۳. ممکن است به ایجاد فاصله اطمینان در اطراف RMSEA بیانجامد. شاخص RMSEA مقدار خطای احتمالی در جمعیت را تحلیل نموده و این پرسش را مطرح می‌کند که چگونه یک مدل با پارامترهای ناشناخته و مقادیر بهینه انتخاب شده برای آن مطلوب تشخیص داده می‌شود و با ماتریس کوواریانس جمعیت - در صورت وجود - منطبق است؛ بنابراین برای حساس ساختن آن نسبت به اعداد پارامترهای تخمین زده شده در یک مدل کامل، مقادیر کمتر از ۰/۰۵ نشان‌دهندهٔ تناسب خوب و مقادیر بالاتر از ۰/۰۵ نمایانگر خطاهای احتمالی در تخمین جمعیت می باشند. مطابق با جدول ۳ ، میزان شاخص RMSEA معادل ۰/۰۳۵ به دست آمده است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت؛ مدل با داده‌ها برازش بسیار خوبی داشته و متناسب است. در شکل ۱ مدل پیشنهادی و برازش شده پژوهش آمده است.




**شکل ۱. مدل نهایی پژوهش**

در شکل ۱ مدل نهایی پژوهش آمده است و بر اساس آن ۶۹ درصد از اعتیاد به بازی‌های اینترنتی تبیین می‌شود. به عبارتی می‌توان گفت؛ تکانشگری می‌توانند با نقش میانجی راهبردهای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه و سازگارانه ۶۹ درصد از واریانس اعتیاد به بازی‌های اینترنتی را تبیین کنند. در ادامه در جدول ۴ ضرایب استاندارد و مستقیم آمده است.

بر اساس آنچه در جدول ۴ آمده است، مسیرهای تکانشگری و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان به اعتیاد به بازی‌های اینترنتی معنادار است. در جدول ۵ نتایج بوت استروپ نتایج بوت استروپ تکانشگری با نقش میانجی راهبردهای تنظیم شناختی هیجان (سازگارانه و ناسازگارانه) بر اعتیاد به بازی‌های اینترنتی آمده است.

**جدول ۴. ضرایب مستقیم و استاندارد تکانشگری و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی**

| مسیرهای مستقیم | ضریب استاندارد | ضرایب غیراستاندارد | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب بتا | ضریب b | خطای معیار | T | Sig |
| تکانشگری ← اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | ۰/۴۶ | ۰/۲۹ | ۰/۰۳ | ۱۰/۱۲ | ۰/۰۰۱ |
| تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه ← اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | ۰/۳۴ | ۰/۷۴ | ۰/۱۸ | ۴/۰۳ | ۰/۰۰۱ |
| تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه ← اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | -۰/۵۶ | -۰/۶۷ | ۰/۱۶ | -۴/۲۷ | ۰/۰۰۱ |

**جدول ۵. نتایج بوت استروپ تکانشگری با میانجی‌گری راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر اعتیاد به بازی‌های اینترنتی**

| مسیرهای غیرمستقیم | اثر استاندارد غیرمستقیم | فاصله اطمینان | | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| | | حد پایین | حد بالا | |
| تکانشگری← تنظیم هیجان ناسازگارانه← اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | ۰/۴۳ | ۰/۲۷ | ۰/۴۲ | ۰/۰۰۲ |
| تکانشگری← تنظیم هیجان سازگارانه← اعتیاد به بازی‌های اینترنتی | -۰/۵۱ | -۰/۳۱ | -۰/۵۳ | ۰/۰۰۵ |

برای آزمون معناداری اثر میانجی راهبردهای تنظیم‌شناختی هیجان (سازگارانه و ناسازگارانه) در رابطهٔ بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی از روش بوت استروپ با ۱۰۰۰ نمونه‌گیری مجدد در فاصلهٔ اطمینان ۰/۹۵ استفاده شد. هرچقدر تعداد نمونه‌گیری‌ها بیشتر باشد، دقت پیش‌بینی نیز بالاتر می‌رود [۴۱ و ۵۲]. همچنین بر اساس نظر کلاین [۴۱] که اظهار می‌دارد اگر دامنهٔ برآوردهای حد پایین و حد بالا از صفر عبور نکند، اثر غیرمستقیم در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس، نتایج جدول ۵ نشان داد که راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در رابطهٔ بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی شده نقش میانجی دارد.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی تدوین مدل ساختاری اعتیاد به بازی‌های اینترنتی بر اساس تکانشگری با میانجی‌گری راهبردهای تنظیم‌شناختی هیجان در نوجوانان شهر تهران بود. نتایج نشان داد، تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه در رابطهٔ بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی نقش میانجی دارد. اگرچه پژوهش‌هایی انجام نشده است که نشان داده باشد تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه نقش میانجی در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی دارد، از این رو همسویی و ناهمسویی این نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات قبلی مشخص نیست. اما این پژوهش می‌تواند با نتایج تحقیقات آندراده و همکاران [۱۲]،

مستری - باچ و همکاران [۲۱]، مستری - باچ و همکاران [۲۲]، ایائونیدیس و همکاران [۲۳]، کاسینن و همکاران [۲۴] و تانگ و همکاران [۲۵] می‌تواند همسو باشد که نشان داده‌اند، تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی رابطه دارند و همچنین با نتایج تحقیقات لین و همکاران [۲۷]، چامارو و همکاران [۲۶] و گئورینی یوسوبینی و همکاران [۲۸] همسویی می‌تواند داشته باشد که رابطهٔ ناتوانی در تنظیم هیجانات با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی را نشان داده‌اند. در تبیین نقش میانجی تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان می‌توان گفت؛ تکانشگری می‌تواند به روش‌های مختلفی (به عنوان مثال، ریسک‌پذیری، حواس‌پرتی، تکانشگری حرکتی و فعال‌سازی رفتاری مفهوم سازی شود [۹ و ۵۴]. همچنین تکانشگری را می‌توان به عنوان مجموعه‌ای از ویژگی‌های متعدد مانند هیجان‌طلبی، ریسک‌پذیری، ماجراجویی، حساسیت به ملال، یا غیرقابل اعتماد بودن تفسیر کرد [۵۵]. تکانشگری طیف وسیعی از رفتارهایی را شامل می‌شوند که بدون تفکر و به صورت ناپخته و آنی برای دست‌یابی به پاداش‌ها و لذت‌های کم ارزش و زودگذر رخ می‌دهند و به آن‌ها رفتارهای مخاطره آمیز می‌گویند [۵۶]؛ بنابراین افراد تکانشگر در مقایسه با افراد غیرتکانشگر معمولاً از پیامدهای رفتار خود تجربه کسب نمی‌کنند و حتی پس از تنبیه شدن دوباره همان رفتارهای خود را تکرار می‌کنند [۵۷]؛ لذا این تکانشگری باعث می‌شود فرد بدون تفکر، به صورت ناپخته و آنی رفتار کند. این مسئله ناشی از ناتوانی در مدیریت هیجانات در مواجهه با رویدادهای استرس‌زا است. در چنین شرایطی فرد با استفاده از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه تلاش می‌کند با این رویدادهای استرس‌زا مواجه شود و از طریق اجتناب و دوری از این موقعیت‌ها، از ناراحتی خود بکاهد. به طوری که می‌توان گفت؛ ناتوانی در مدیریت هیجانات و استفادهٔ ناسازگارانه از تنظیم هیجان، نوجوانان را در برابر استفاده از اینترنت و بازی‌های اینترنتی آسیب‌پذیر می‌سازد [۵۸ و ۵۹]؛ لذا می‌توان گفت؛ تکانشگر بودن باعث به وجود آمدن مشکلات هیجانی در فرد می‌شود و این مشکلات فرد را در برابر موقعیت‌های استرس‌زا ناتوان کرده و باعث می‌شود که فرد از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه بیشتری استفاده کند و برای رهایی از این راهبردهای ناسازگارانه به بازی‌های اینترنتی و آنلاین روی می‌آورد و با تداوم استفاده از آن و ناتوانی در مدیریت زمان، به آن اعتیاد پیدا می‌کند؛ لذا منطقی است گفته شود، تنظیم شناختی هیجان ناسازگارانه می‌تواند در رابطهٔ بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان نقش میانجی داشته باشد.

از سوی دیگر نتایج نشان داد، تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی نقش میانجی دارد. اگرچه پژوهش‌هایی که به طور خاص نقش میانجی تنظیم شناختی هیجان سازگارانه در رابطهٔ بین تکانشگری و و اعتیاد به بازی‌های اینترنتی بررسی کرده باشند، انجام نشده است؛ بنابراین از این رو همسویی و ناهمسویی این نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات قبلی مشخص نیست، اما این پژوهش با نتایج تحقیقات آندراده و همکاران [۱۲]، مستری - باچ و همکاران [۲۱]، مستری - باچ و همکاران [۲۲]، ایائونیدیس و همکاران [۲۳]، کاسینن و همکاران [۲۴] و تانگ و همکاران [۲۵] می‌تواند همسو باشد که نشان داده‌اند تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی رابطه دارد. همچنین، با نتایج تحقیقات لین و همکاران [۲۷]، چامارو و همکاران [۲۶] و گئورینی یوسوبینی و همکاران [۲۸] همسویی نیز می‌تواند داشته باشد که رابطهٔ راهبردهای تنظیم هیجان با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی را نشان داده‌اند. در تبیین نقش میانجی تنظیم شناختی هیجان سازگارانه در رابطهٔ بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان می‌توان گفت، تکانشگری تصمیم‌گیری سریع شناختی و عمل کردن بدون فکر به عواقب آن در آینده است و افراد تکانشگر به دلیل ویژگی‌هایی مانند عمل کردن در لحظه بیشتر از سایر افراد احتمال دارد که راهبردهای ناسازگارانه را به عنوان یک روش بسیار در دسترس و فوری تنظیم هیجان انتخاب کنند [۶۰]. از دیدگاه شناختی، تکانشگری ناتوانی در بازداری تکانه‌های رفتاری و افکار است و این کنترل تکانه به عنوان جزء مهمی از عملکرد اجرایی در نظر گرفته می‌شود و این نقش مهمی در عملکرد اجتماعی و شخصی به ویژه توانایی مدیریت و تنظیم هیجانات در نوجوانان ایفا می‌کند. از این رو نوجوانانی که تکانشگری کمتری دارند باعث می‌شود، در موقعیت‌های اضطرابی و استرس‌زا از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازگارانه‌تری استفاده کنند و با تمرکز

کردن مجدد مثبت، ارزیابی کردن مجدد از نوع مثبت، دیدگاه‌گیری نسبت به دیگران، تمرکز کردن مجدد بر برنامه‌ریزی و پذیرش کردن، کارکردهای هیجانی – روان‌شناختی مثبت‌تری را تجربه کنند و کمتر احساس انزوا و دوری از دیگران از جمله اعضای خانواده و دوستان می‌کنند و چنین نوجوانانی با دیگران روابط اجتماعی مطلوب‌تری خواهند داشت و از بازی‌های اینترنتی برای سرگرمی و تفریح به حد نیاز استفاده کرده و کمتر علائم اعتیاد به بازی‌های اینترنتی را از خود نشان می‌دهند؛ لذا منطقی است گفته شود، تنظیم شناختی هیجان سازگارانه می‌تواند در رابطه بین تکانشگری با اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان نقش میانجی داشته باشد.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

ازآنجایی‌که داده‌های این پژوهش با پرسش‌نامه گردآوری شد برای رفع این محدودیت، مطالعات آینده می‌تواند داده‌ها را از چندین مطلع (مانند دوستان، همسالان و اعضای خانواده) برای افزایش دقت اندازه‌گیری و تکرار نتایج ما جمع‌آوری کند. با توجه به اینکه این پژوهش در بین نوجوانان صورت پذیرفته است، مطالعات آینده می‌تواند داده‌ها را از گروه‌های مختلف جمع‌آوری کند تا نتایج این پژوهش را تأیید کند. نتایج پژوهش حاضر دارای مفاهیم نظری و عملی مهمی است. از لحاظ نظری، این مطالعه با استفاده از یک مدل میانجی‌گری ممکن است به درک مکانیسم‌های دخیل و تأثیرگذار بر اعتیاد به بازی‌های اینترنتی کمک کند. همچنین نشان داد، تکانشگری عوامل کلیدی برای پیش‌بینی اعتیاد به بازی‌های اینترنتی هستند. در عمل، نتایج به تقویت و مداخله در اعتیاد به بازی‌های اینترنتی نوجوانان کمک می‌کند؛ بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد، با توجه به نقش میانجی معنادار راهبردهای تنظیم شناختی هیجان، با به کارگیری مداخلات مؤثر همچون آموزش تنظیم هیجان، می‌توان میزان اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در نوجوانان را کاهش داد؛ لذا سازمان آموزش و پرورش به عنوان متولی در این زمینه از نتایج این تحقیقات با کمک خانواده‌ها در راستای پایین آوردن میزان اعتیاد به بازی‌های اینترنتی در دانش‌آموزان نوجوان می‌تواند استفاده کند. در مجموع، شناسایی متغیرهای مؤثر در بروز اعتیاد به بازی‌های اینترنتی به متخصصان روان‌شناسی و مشاوره کمک می‌کند تا بر عوامل مذکور بر اعتیاد به بازی‌های اینترنتی تمرکز کنند و فعالیت‌هایشان را سازماندهی کنند که این امر منجر به ارائه خدمات مؤثرتر به مراجعان آسیب‌پذیر می‌شود.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

پس از دادن آگاهی در مورد هدف پژوهش، نحوهٔ اجرا، اصل رازداری، حق انتخاب برای همکاری و حق انصراف در حین پاسخ به گویه‌های پرسش‌نامه‌ها برای پاسخ‌گویی به دانش‌آموزان داده شد. همچنین توضیح هدف پژوهش، دادن اطمینان از اینکه پاسخ‌نامهٔ آن‌ها به صورت گروهی تحلیل می‌شود از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بود. این مقاله برگرفته از رساله دکترای نویسندهٔ اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد سمنان است.

### حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

### سپاسگزاری

از همه پاسخ‌دهندگان نوجوان که در این پژوهش شرکت کردند و برای به ثمر رسیدن این پژوهش کمک نمودند، نهایت تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

1- Mittal, A., Bhandari, H., Chand, P. K. Anticipated positive evaluation of social media posts: social return, revisit intention, recommend intention and mediating role of memorable tourism experience. International Journal of Culture, Tourism and Hospitality Research, 2022; 16(1): 193-206. https://doi.org/10.1108/ IJCTHR-12-2020-0287.

2- Cheung, V. S. Y., Lo, J. C. Y,, Chiu, D. K., Ho, K. K. Evaluating social media's communication effectiveness on travel product promotion: Facebook for college students in Hong Kong. Information Discovery and Delivery, 2022; 51(1): 66-73. https://doi.org/10.1108/IDD-10-2021-0117

3- Gupta, K., Kumar, C., Deshpande, A., Mittal, A., Chopade, P., Raut, R. Internet gaming addiction– a bibliometric review. Information Discovery and Delivery, 2024; 52(1): 62-72. https://doi.org/10.1108/IDD-10-2022-0101

4- Pettorruso, M., Valle, S., Cavic, E., Martinotti, G., di Giannantonio, M., Grant, J.E. Problematic Internet use (PIU): personality profiles and emotion dysregulation in a cohort of young adults: trajectories from risky behaviors to addiction. Psychiatry research, 2020; 289(1): 1-10. https://doi.org/10.1177/0004867420962851

5- Pontes, H. M., Rumpf, H. J., Selak, Š., Montag, C. Investigating the interplay between gaming disorder and functional impairments in professional esports gaming. Scientific Reports, 2024; 14(1): 1-10. https://doi.org/10.1038/s41598-024-56358-x

6- Pontes, H. M,, Griffiths, M. D. Measuring DSM-5 internet gaming disorder: Development and validation of a short psychometric scale. Computers in human behavior, 2015; 45(1): 137-143. https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.12.006

7- Su, W., Han, X., Yu, H., Wu, Y., Potenza, M. N. Do men become addicted to internet gaming and women to social media? A meta-analysis examining gender-related differences in specific internet addiction. Computers in Human Behavior, 2020; 113(1): 1-10. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.chb.2020.106480

8- Stevens, M. W., Dorstyn, D., Delfabbro, P. H., King, D. L. Global prevalence of gaming disorder: A systematic review and meta-analysis. Australian & New Zealand Journal of Psychiatry, 2021; 55(6): 553-568. https://doi.org/10.1177/0004867420962851

9- American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-5-TR, 5th, text revision edn. Washington, DC: American Psychiatric Association Publishing. 2022. https://www.psychiatry.org/psychiatrists/practice/dsm

10- Mestre-Bach, G., Fernandez-Aranda, F., Jiménez-Murcia, S. Exploring Internet gaming disorder: an updated perspective of empirical evidence (from 2016 to 2021). Comprehensive Psychiatry, 2022; 1(2): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.comppsych.2022.152319

11- Almutairi, T. A., Almutairi, K. S., Ragab, K. M., Nourelden, A. Z., Assar, A., Matar, S. Collaboration Team Albazee Ebraheem Klib Mohamad Hassan Zeina Mohammed. Prevalence of Internet gaming disorder and its association with psychiatric comorbidities among a sample of adults in three Arab countries. Middle East Current Psychiatry, 2023; 30(1): 8-12. https://doi.org/10.1186%2Fs43045-023-00280-x

12- Andrade, A. L. M., Lobato, F. B. H., Stange, N., Scatena, A., Oliveira, W. A. D., Kim, H. S., Lopes, F. M. The association between gaming disorder and impulsivity: A systematic review. Estudos de Psicologia, 2024; 41(1): 1-10. https://doi.org/10.1590/1982-0275202441e220032

13- Cruz, F. A. D., Scatena, A., Andrade, A. L. M., De Micheli, D. Evaluation of Internet addiction and the quality of life of Brazilian adolescents from public and private schools. Estudos de Psicologia, 2018; 35(2): 193-204. https://doi.org/10.1590/1982-02752018000200008

14- Andrade, A. L., Kim, D. J., Caricati, V.V., Martins, G. D., Kirihara, I. K., Barbugli, B. C., Enumo, S. R., De Micheli, D. Validity and reliability of the Brazilian version of the Smartphone Addiction Scale-Short Version for university students and adult population. Estudos de Psicologia, 2020; 37(1): 1-10. http://dx.doi.org/10.1590/1982-0275202037e190117

15- Yilmaz, R., Sulak, S., Griffiths, M. D,, Yilmaz, F. G. K., An exploratory examination of the relationship between internet gaming disorder, smartphone addiction, social appearance anxiety and aggression among undergraduate students. Journal of Affective Disorders Reports, 2023; 11(1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.jadr.2023.100483

16- Fong, T.C., Junus, A., Wen, M., Yip, P. S. Comorbidity among symptoms of internet gaming disorder, social withdrawal, and depression in 3430 young people in Hong Kong: A network analysis. Journal of Affective Disorders, 2024; 1(2): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.05.091

17- Gioia, F., Colella, G. M., Boursier, V. Evidence on problematic online gaming and social anxiety over the past ten years: A systematic literature review. Current Addiction Reports, 2022; 1(2): 1-16. https://doi.org/10.1007/s40429-021-00406-3

18- Salerno, L., Becheri, L., Pallanti, S. ADHD-gaming disorder comorbidity in children and adolescents: a narrative review. Children, 2022; 9(10): 1-10. https://doi.org/10.3390/children9101528

19- Koncz, P., Demetrovics, Z., Takacs, Z. K., Griffiths, M. D., Nagy, T., Király, O. The emerging evidence on the association between symptoms of ADHD and gaming disorder: A systematic review and meta-analysis. Clinical Psychology Review, 2023; 1(2): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2023.102343

20- Batmaz, H., Çelik, E. Examining the Online Game Addiction Level in terms of Sensation Seeking and Loneliness in University Students. Addicta: The Turkish Journal on Addictions, 2021; 8(2): 1-10. http://dx.doi.org/10.5152/ADDICTA.2021.21017

21- Mestre-Bach, G., Steward, T., Granero, R., Fernández-Aranda, F., Mena-Moreno, T., Vintró-Alcaraz, C., Lozano-Madrid, M., Menchón, J. M., Potenza, M. N., Jiménez-Murcia, S. Dimensions of Impulsivity in Gambling Disorder. Scientific Reports, 2020; 10(1): 1-11. https://doi.org/10.1038/s41598-019-57117-z

22- Mestre-Bach, G., Steward, T., Granero, R., Fernández-Aranda, F., Talón-Navarro, M.T., Cuquerella, À., Baño, M., et al. Gambling and impulsivity traits: A recipe for criminal behavior?. Frontiers in Psychiatry, 2018; 9(1): 6-21. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2018.00006

23- Ioannidis, K., Hook, R., Wickham, K., Grant, J.E., Chamberlain, S.R. Impulsivity in gambling disorder and problem gambling: A meta-analysis. Neuropsychopharmacology, 2019; 44(8): 1354-1361. https://doi.org/10.1038/s41386-019-0393-9

24- Kaasinen, V., Honkanen, E. A., Lindholm, K., Jaakkola, E., Majuri, J., Parkkola, R., Noponen, T., Vahlberg, T., Voon, V., Clark, L., Joutsa, J. Serotonergic and dopaminergic control of impulsivity in gambling disorder. Addiction Biology, 2023; 28(2): 1-10. https://doi.org/10.1111/adb.13264

25- Tang, A. C., Lee, R. L., Lee, P. H., Tanida, K., Chan, S., Lam, S. C., Nailes, J., Malinit, J. P., Juangco, J. R., Wang, Q., Ligot, J. The mediating effect of dispositional mindfulness on the association between UPPS-P impulsivity traits and gaming disorder among Asia-Pacific young adults. BMC psychiatry, 2024; 24(1): 328-341. https://doi.org/10.1186/s12888-024-05740-0

26- Chamarro, A., Díaz-Moreno, A., Bonilla, I., Cladellas, R., Griffiths, M. D., Gómez-Romero, M. J., Limonero, J. T. Stress and suicide risk among adolescents: the role of problematic internet use, gaming disorder and emotional regulation. BMC public health, 2024; 24(1): 326-337. https://doi.org/10.1186/s12889-024-17860-z

27- Lin, P. Y., Lin, H. C., Lin, P. C., Yen, J. Y., Ko, CH. The association between emotional regulation and internet gaming disorder. Psychiatry Research, 2020; 289(1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113060

28- Guerrini Usubini, A., Terrone, G., Varallo, G., Cattivelli, R., Plazzi, G., Castelnuovo, G., Schimmenti, A., Musetti, A., Franceschini, C. The mediating role of emotion dysregulation and problematic Internet use in the relationship between negative affect and excessive daytime sleepiness: a structural equation model. Nature and Science of Sleep, 2022; 1(2): 291-302. https://doi.org/10.2147/nss.s346485

29- Sætren, S. S., Hegelstad, W. T.V., Tjora, T., Hafstad, G. S., Augusti, E. M. Validation of the short version of Cognitive Emotion Regulation Questionnaire for adolescents in Norway. Scandinavian Journal of Public Health, 2024; 1(1): 1-9. https://doi.org/10.1177/14034948231225616

30- Kökönyei, G., Kovács, L. N., Szabó, J., Urbán, R. Emotion regulation predicts depressive symptoms in adolescents: A prospective study. Journal of youth and adolescence, 2024; 53(1): 142-158. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s10964-023-01894-4

31- Xu, E. P,, Li, J., Zapetis, S. L., Keefe, K., Trull, T. J, Stange, J. P. Momentary impulsivity interferes with emotion regulation strategy prioritization in everyday life in remitted depression. Behaviour Research and Therapy, 2024; 172(1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.brat.2023.104424

32- Schreiber, L. R., Grant, J. E., Odlaug, B. L. Emotion regulation and impulsivity in young adults. Journal of psychiatric research, 2012; 46(5): 651-658. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2012.02.005

33- Pallavicini, F., Pepe, A., Mantovani, F. The effects of playing video games on stress, anxiety, depression, loneliness, and gaming disorder during the early stages of the COVID-19 pandemic: PRISMA systematic review. Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 2022; 25(6): 334-354. https://doi.org/10.1089/cyber.2021.0252

34- Pape, M., Reichrath, B., Bottel, L., Herpertz, S., Kessler, H., Dieris-Hirche, J. Alexithymia and internet gaming disorder in the light of depression: A cross-sectional clinical study. Acta Psychologica, 2022; 229(2): 1-10. http://dx.doi.org/10.1016/j.actpsy.2022.103698

35- Burkauskas, J., Griskova-Bulanova, I., Đorić, A., Balhara, Y. P., Sidharth, A., Ransing, R., et al. Association of Internet gaming disorder symptoms with anxiety and depressive symptoms and substance use: An international cross-sectional study. Middle East Current Psychiatry, 2022; 29(1): 14-25. https://doi.org/10.1186/s43045-022-00180-6

36- Yang, X., Jiang, X., Wu, A. M, Ma, L., Cai, Y., Wong, K. M., Lau, J. T. Validation of the internet gaming disorder symptoms checklist based on the fifth edition of the diagnostic and statistical manual of mental disorders in Chinese adolescents. Child Psychiatry & Human Development, 2023; 54(1): 26-33. https://doi.org/10.1007/s10578-021-01213-7

37- Lindenberg, K., Kindt, S., Szász-Janocha, C. Effectiveness of cognitive behavioral therapy–based intervention in preventing gaming disorder and unspecified internet use disorder in adolescents: a cluster randomized clinical trial. JAMA network open, 2022; 5(2): 1-10. https://doi.org/10.1001%2Fjamanetworkopen.2021.48995

38- Wang, Y., Liu, B., Zhang, L., Zhang, P. Anxiety, depression, and stress are associated with internet gaming disorder during COVID-19: fear of missing out as a mediator. Frontiers in psychiatry, 2022; 13(1): 74-84. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2022.827519

39- Zhang, L., Han, J., Liu, M., Yang, C., Liao, Y. The prevalence and possible risk factors of gaming disorder among adolescents in China. BMC psychiatry, 2024; 24(1): 1-10. https://doi.org/10.1186%2Fs12888-024-05826-9

40- King, D., Delfabbro, P. H. The cognitive psychopathology of Internet gaming disorder in adolescence. Journal of abnormal child psychology, 2016; 44(1): 1635-1645. https://doi.org/10.1007/s10802-016-0135-y

41- Kline, R. B. Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications. 2023; https://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/9781462551910

42- Pontes, H. M., Kiraly, O., Demetrovics, Z., Griffiths, M. D. The conceptualisation and measurement of DSM-5 Internet Gaming Disorder: The development of the IGD-20 Test. PloS one, 2014; 9(10): 1-10. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0110137

43- Vahidi, M., Zamanzadeh, V., Musavi, S., Janani, R., Namdar Areshtanab, H. Validation of the Persian version of the internet gaming disorder-20 Test among the students of Tabriz University of Medical Sciences. Journal of Torbat Heydariyeh University of Medical Sciences, 2019; 7(1): 26-15. (In Persian) http://jms.thums.ac.ir/article-1-660-fa.html

44- Andrade, L., Viñán-Ludeña, M. S., Alvarado, J. Psychometric Validation of the Internet Gaming Disorder-20 Test among Ecuadorian Teenagers and Young People. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2022; 19(9): 1-9. https://doi.org/10.3390/ijerph19095109

45- Patton, H., Stanford, M. S., Barratt, E. S. Factor structure of the Barratt impulsiveness scale. Journal of clinical psychology, 1995; 51(6): 768-774. https://doi.org/10.1002/1097-4679(199511)51:6%3C768

46- Barratt, E. S. Impulsiveness subtraits: Arousal and information processing. Motivation, emotion and personality, 1985; 99(1): 137-146.

47- Javid, M., Mohammadi, N., Rahimi, C. Psychometric properties of an Iranian version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 (BIS-11). Psychological Models and Methods, 2012; 2(8): 23-34. https://jpmm.marvdasht.iau.ir/article_1088.html?lang=en

48- Garnefski, N., Kraaij, V. Cognitive emotion regulation questionnaire–development of a short 18-item version (CERQ-short). Personality and Individual Differences, 2006; 41(6): 1045-1053. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.paid.2006.04.010

49- Derogatis, L. R, Lipman, R. S., Covi, L. SCL-90. Administration, scoring and procedures manual-I for the R (revised) version and other instruments of the Psychopathology Rating Scales Series. Chicago: Johns Hopkins University School of Medicine. 1977. https://www.scirp.org/(S(lz5mqp453edsnp55rrgjct55))/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=1656144

50- Lovibond, S. H., Lovibond, P. F. Manual for the depression anxiety stress scales. Psychology Foundation of Australia. 1996. https://cir.nii.ac.jp/crid/1370294643851494273

51- Mohsenabadi, H., Fathi-Ashtiani, A. Evaluation of psychometric properties of the Persian version of the short form of Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ-18). Payesh 2021; 20 (2): 167-178. http://dx.doi.org/10.52547/payesh.20.2.167

52- Azimi, K., Shehni Yailagh M., Khoshnamvand, M. Designing and Testing the Causal Model of the Relationship between Moral Identity and Bullying with the Mediation of Moral Disengagement among Iranian Adolescents. Social Psychology Research, 2024; 13(52): 13-30. https://doi.org/10.22034/spr.2024.410580.1852

53- Meyers, L. S., Gamst, G., Guarino, A. Applied multivariate research: Design and interpretation. Sage publications. 2016.

54- Blanchard, B.E., Stevens, A. K., Littlefield, A. K., Talley, A. E., Brown, J. L. Examining the link between nonmedical use of sedatives, tranquilizers, and pain relievers with dispositions toward impulsivity among college students. Addictive behaviors, 2017; 69(1): 8-13. https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2017.01.003

55- Kapitány-Fövény, M., Urbán, R., Varga, G., Potenza, M. N., Griffiths, M. D., Szekely, A., Paksi, B., Kun, B., Farkas, J., Kökönyei, G., Demetrovics, Z. The 21-item Barratt impulsiveness scale revised (BIS-R-21): An alternative three-factor model. Journal of Behavioral Addictions, 2020; 9(2): 225-246. https://doi.org/10.1556/2006.2020.00030

56- Pavey, L., Churchill, S. Impulsivity and temporal frame: Reducing frequency of snacking by highlighting immediate health benefits. Eating behaviors, 2017; 26(1): 1-5. https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2017.01.004

57- Waltmann, M., Herzog, N., Horstmann, A., Deserno, L. Loss of control over eating: A systematic review of task based research into impulsive and compulsive processes in binge eating. Neuroscience & Biobehavioral Reviews, 2021; 129(1): 330-350. https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2021.07.016

58- Wichstrøm, L., Stenseng, F., Belsky, J., von Soest, T., Hygen, B.W. Symptoms of internet gaming disorder in youth: predictors and comorbidity. Journal of abnormal child psychology, 2019; 47(1): 71-83. https://doi.org/10.1007/s10802-018-0422-x

59- Cimino, S., Cerniglia, L. A longitudinal study for the empirical validation of an etiopathogenetic model of internet addiction in adolescence based on early emotion regulation. BioMed research international, 2018; 1(2): 1-10. https://doi.org/10.1155/2018/4038541

60- Sabet dizkuhi, K., Abolghasemi, A., Kafi masuleh, S. M. Analysis of relationships between impulsivity emotion regulation and resilience with mental health components in university students with self-harm behaviors. Journal of Clinical Psychology, 2023; 15(1): 93-105. https://doi.org/10.22075/jcp.2023.28519.2536

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٦٠-٤٧**
DOI: 1022070/CPAP.2024.19377.1574

**مقاله پژوهشی**

# پیش‌بینی دلزدگی زناشویی بر اساس سواد سلامت جنسی در زنان متأهل: با نقش میانجی‌گری رضایت جنسی

**نویسندگان**

**مهسا نجفی [۱]، فروغ اسرافیلیان [۲*]، پرویز آزادفلاح [۳]**

۱. کارشناسی ارشد روان‌شناسی عمومی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
m.n150474@gmail.com

۲. استادیار گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. استاد گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
azadfa_p@modares.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۲۷

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۹/۱۰

**مقدمه:** دلزدگی زناشویی یکی از چالش‌های مهم در زندگی مشترک است که می‌تواند بر کیفیت رابطه و سلامت روانی زوجین تأثیر منفی بگذارد. با افزایش نرخ طلاق و نارضایتی زناشویی، بررسی این موضوع از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هدف این پژوهش بررسی نقش سواد سلامت جنسی در پیش‌بینی دلزدگی زناشویی در زنان متأهل با تأکید بر نقش میانجی‌گری رضایت جنسی است.

**روش:** روش این پژوهش توصیفی و طرح پژوهش از نوع همبستگی بود. نمونهٔ مورد بررسی شامل ۲۱۲ نفر از زنان متأهل شهر کرمانشاه در سال ۱۴۰۱ بود که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. جهت گردآوری اطلاعات از مقیاس دلزدگی زناشویی پاینز (۱۹۹۶م)، مقیاس سواد سلامت جنسی معصومی و همکاران (۱۳۹۸)، و مقیاس رضایت جنسی هادسون و همکاران (۱۹۸۱م) استفاده شد. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار SPSS-24 و AMOS-24 استفاده شد.

**نتایج:** یافته‌های به‌دست‌آمده نشان داد که سواد سلامت جنسی بر رضایت جنسی ($\beta$=۰/۶۸) اثر مثبت و معنادار دارد و بر دلزدگی زناشویی ($\beta$=-۰/۸۵) اثر منفی و معنادار دارد؛ همچنین رضایت جنسی بر دلزدگی زناشویی ($\beta$=-۰/۴۵) اثر منفی و معنادار دارد ($P$<۰/۰۵). نتایج آزمون بوت استرپ نشان داد، سواد سلامت جنسی با نقش میانجی رضایت جنسی بر دلزدگی زناشویی ($\beta$=۰/۳۷) اثر غیرمستقیم معنادار دارد، در واقع، رضایت جنسی بین این دو متغیر نقش میانجی دارد. علاوه بر این نتایج نشان داد که اثر کل سواد سلامت جنسی بر رضایت جنسی ($\beta$=۰/۶۴) معنادار است.

**بحث و نتیجه‌گیری:** این پژوهش مشخص کرد که سواد سلامت جنسی با افزایش رضایت جنسی، به کاهش دلزدگی زناشویی منجر می‌شود؛ بنابراین ارتقای سواد سلامت جنسی می‌تواند به عنوان راهبردی مؤثر در بهبود روابط زناشویی و پیشگیری از دلزدگی زناشویی مورد استفاده قرار گیرد. پیشنهاد می‌شود برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای مرتبط با سلامت جنسی برای زنان متأهل طراحی و اجرا شود تا از طریق افزایش آگاهی، کیفیت روابط زناشویی ارتقا یابد.

**کلیدواژه‌ها**

دلزدگی زناشویی، رضایت جنسی، سواد سلامت جنسی، زنان متأهل.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

esrafilian.fo@modares.ac.ir

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد روان‌شناسی عمومی نویسنده اول در دانشگاه تربیت‌مدرس تهران است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٦٠-٤٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 47-60

## مقدمه

ازدواج و خانواده به عنوان دو مفهوم کلیدی در ساختارهای اجتماعی و فرهنگی جوامع امروزی، نقش بسیار مهمی را در شکل‌گیری و رشد ارتباطات انسانی و اجتماعی ایفا می‌کنند [۱]. خانواده به عنوان یک واحد اجتماعی اساسی، زمینه را برای تبادل عاطفی، پشتیبانی معنوی و توسعه فردی ارائه می‌دهد که اهمیت آن به‌وضوح در امر تقویت ارتباطات فردی و اجتماعی قابل توجه است [۲]. ازدواج به عنوان رویدادی که انسان‌ها را به ایجاد یک واحد خانوادگی متصل می‌کند، از ابتدای تاریخ بشر تاکنون به عنوان پایه‌ای برای توسعه جوامع تلقی می‌شود. در سال‌های اخیر، تحولات جامعه‌شناختی و فرهنگی، همچون تغییر در نگرش به ازدواج، نقش وظیفه‌مندی‌های زن و مرد و تغییر در الگوهای زندگی، به چالش‌های جدیدی در روابط خانوادگی و ازدواج منجر شده است [۳]. ستون یک خانواده و زندگی سالم بر روی صداقت، محبت، عشق و تعهد استوار است. این اصول اساسی به عنوان پایه‌های محکم هر رابطهٔ زناشویی عمل می‌کنند و برای حفظ و تقویت این رابطه ضروری هستند. اگر هر یک از این ستون‌ها دچار لغزش شوند، زن یا شوهر ممکن است نسبت به یکدیگر احساس دلزدگی پیدا کنند [۴]. این دلزدگی می‌تواند به شکل‌های مختلفی از جمله احساس بی‌تفاوتی، بی‌علاقگی یا حتی بی‌اعتمادی ظاهر شود. در این شرایط، ممکن است زوجین نتوانند به زندگی عادی خود بازگردند و رابطه‌شان تحت تأثیر قرار گیرد [۵].

در دهه‌های اخیر، مسائل مرتبط با دلزدگی زناشویی به عنوان یکی از چالش‌های بزرگ در روابط خانوادگی و ازدواج موردتوجه قرار گرفته است [۶]. این پدیده که به عنوان کاستی و نارضایتی عمیق در رابطهٔ زناشویی تعریف می‌شود، می‌تواند تأثیرات گسترده‌ای بر ساختار و کیفیت خانواده داشته باشد. دلزدگی زناشویی می‌تواند منجر به کاهش رضایت کلی از زندگی زناشویی شود [۷]. این وضعیت ممکن است باعث شود که هر یک از اعضای زندگی زناشویی احساس کنند که رابطهٔ آن‌ها به نقطه‌ای رسیده که دیگر نمی‌تواند به شکلی که باید ادامه پیدا کند. تا جایی که اعضای زندگی زناشویی نمی‌توانند به‌درستی با یکدیگر ارتباط برقرار کنند و ممکن است در حل مشکلات و اتخاذ تصمیمات مشترک ناتوان باشند. دلزدگی زناشویی به‌مرورزمان ارتباط عاطفی کانون خانواده را مورد هدف قرار می‌دهد [۸]. این ممکن است منجر به احساس تنهایی و ایزوله شدن هر یک از زوجین زناشویی شود. افرادی که احساس دلزدگی زناشویی می‌کنند ممکن است احساس کنند که نیازهای عاطفی و جنسی آن‌ها در رابطه نادرست تأمین می‌شود که این می‌تواند به افزایش احتمال خیانت در رابطه منجر شود [۹].

از جمله مهم‌ترین عواملی که در ایجاد و تشدید دلزدگی زناشویی نقش مهمی ایفا می‌کند، کمبود سواد سلامت جنسی زوجین است [۱۰]. سواد سلامت جنسی به مجموعه‌ای از دانش‌ها، مهارت‌ها و نگرش‌هایی اطلاق می‌شود که فرد را قادر می‌سازد تا درک درستی از سلامت جنسی خود داشته باشد و تصمیم‌های آگاهانه‌ای در ارتباط با جنسیت، ارتباطات جنسی و انتخاب‌های جنسی خود اتخاذ کند. سواد سلامت جنسی شامل آگاهی از زندگی جنسی، ارزیابی رفتارهای جنسی، ارتباطات بهبودبخش جنسی، حفاظت از سلامت جنسی و تشخیص و درمان مشکلات جنسی است [۱۱]. سواد سلامت جنسی اهمیت بسزایی در بهبود کیفیت زندگی جنسی افراد دارد و می‌تواند به پیشگیری از مشکلات روانی و جسمی مرتبط با جنسیت کمک کند. این سواد نه‌تنها به فرد بلکه به جامعه به طور کل نیز سود می‌رساند زیرا ارتقای سلامت جنسی از تأثیر مستقیم بر خوشبختی و رفاه افراد دارد و از طرف دیگر از مشکلات جنسی و اختلالات روانی مرتبط با آن جلوگیری می‌کند [۱۲]. کمبود سواد سلامت جنسی به معنای نداشتن دانش و اطلاعات کافی دربارهٔ مسائل مرتبط با سلامت جنسی است و می‌تواند تأثیرات منفی زیادی بر زندگی فردی و روابط زناشویی داشته باشد. این کمبود می‌تواند منجر به مشکلات جدی از جمله ارتباط ضعیف، سوءتفاهم‌ها و افزایش احتمال خیانت در روابط زناشویی شود [۱۳].

زوج‌هایی که سواد سلامت جنسی کمی دارند، ممکن است نتوانند نیازها و خواسته‌های جنسی خود را به‌درستی بیان کنند یا زبان مشترکی برای صحبت دربارهٔ مسائل جنسی نداشته باشند که این امر منجر به سوءتفاهم‌ها و تنش‌های زیادی در خانواده می‌شود [۱۴]. بر اساس مطالعات گذشته، زوجینی که سواد سلامت جنسی کمی دارند، ممکن است نتوانند مشکلات جنسی خود را به‌درستی

تشخیص دهند و راه‌حل‌های مناسب برای آن‌ها پیدا کنند [۱۵]. نتایج مطالعه شهرامانی و همکاران [۱۶] نشان داد، میانگین سواد سلامت جنسی در زوج‌های ایرانی در سطح مطلوبی قرار دارد. عوامل مرتبط با سواد سلامت جنسی شامل خودکارآمدی جنسی، دانش و نگرش جنسی، توانایی تشخیص منابع معتبر، احساس شرم برای کسب اطلاعات جنسی، حمایت اجتماعی و نگرش خانواده نسبت به مسائل جنسی بودند. یافته‌های پژوهش رخشایی و همکاران [۱۷] مشخص کرد که زنان نابارور ایرانی با کمبود اطلاعات در مورد مسائل جنسی مانند چرخهٔ پاسخ جنسی، پیشگیری از عفونت‌های مقاربتی و تأثیر ناباروری بر زندگی جنسی مواجه هستند. موانع اصلی در جستجوی اطلاعات شامل خجالت، حریم خصوصی و نبود مراکز تخصصی بود. نتایج مطالعه مروری لیریوس و همکاران [۱۸] نشان داد، جوانان دارای زمینه‌های فرهنگی و زبانی متنوع در استرالیا نیز دانش کمی دربارهٔ سلامت جنسی دارند و نگرش‌های آن‌ها تحت‌تأثیر خانواده و فرهنگ است. «سکوت» یا نبود گفت‌وگوی باز بزرگ‌ترین مانع سواد سلامت جنسی آن‌هاست و دسترسی به اطلاعات نیز محدود است.

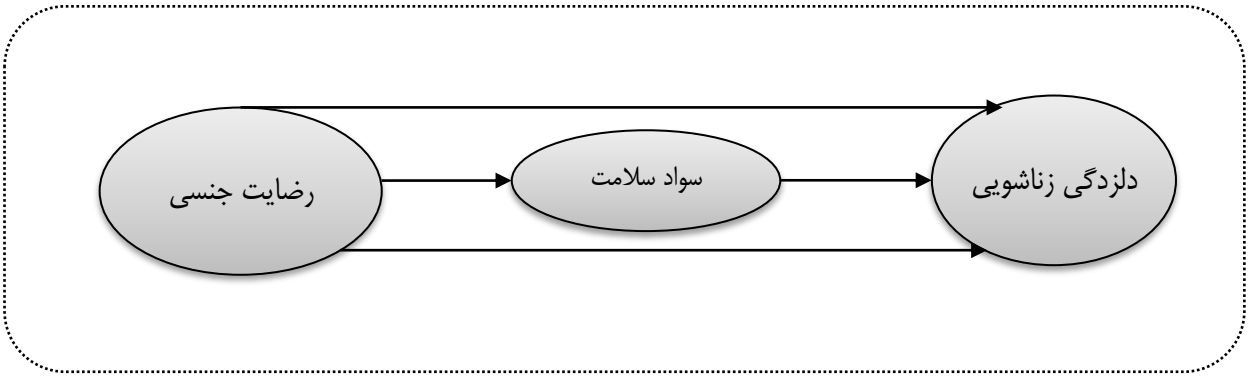
یکی از مهم‌ترین عواملی که می‌تواند به عنوان یک متغیر میانجی بر سواد سلامت جنسی و دلزدگی زناشویی اثرگذار باشد، رضایت جنسی است که یکی از عوامل کلیدی و تعیین‌کننده در ارتقای کیفیت زندگی زناشویی شناخته می‌شود [۱۹]. این مفهوم به میزان خشنودی و رضایتی اشاره دارد که فرد از تجربه‌های جنسی خود در رابطه با همسرش احساس می‌کند [۲۰]. سواد سلامت جنسی به افراد کمک می‌کند تا آگاهی بیشتری در مورد نیازها و انتظارات جنسی خود و همسرشان داشته باشند که این امر می‌تواند به بهبود ارتباطات جنسی و افزایش رضایت جنسی منجر شود. آگاهی در زمینهٔ بهداشت و روابط جنسی به کاهش تنش‌ها و سوءتفاهم‌های جنسی کمک کرده و کیفیت زندگی زناشویی را ارتقا می‌دهد. در نتیجه، سواد سلامت جنسی نقش کلیدی در دست‌یابی به رضایت جنسی و بهبود رابطهٔ زناشویی دارد [۲۱]. تجربه‌های جنسی رضایت‌بخش به ایجاد احساس نزدیکی و پیوند عاطفی قوی‌تر بین زن و شوهر کمک می‌کند. این پیوند عاطفی می‌تواند به بهبود تعاملات روزمره و افزایش صمیمیت بین زوجین منجر شود. رضایت جنسی به افزایش اعتماد و صمیمیت در رابطه کمک می‌کند [۲۲]. وقتی زوجین از روابط جنسی خود راضی هستند، احساس اعتماد و اطمینان بیشتری نسبت به یکدیگر پیدا می‌کنند. این اعتماد به آن‌ها اجازه می‌دهد تا به‌راحتی مشکلات و نیازهای خود را بیان کنند و از برقراری ارتباط موثرتر برخوردار شوند [۲۳].

وقتی زوجین از نظر جنسی رضایت دارند، احتمال بروز اختلافات و درگیری‌های مرتبط با نیازهای جنسی کاهش می‌یابد [۲۴]. این کاهش تنش‌ها می‌تواند به بهبود کلی کیفیت رابطه و کاهش دلزدگی زناشویی منجر شود. تجربه‌های جنسی رضایت‌بخش می‌تواند به کاهش استرس، افزایش احساس خوشبختی و بهبود کیفیت خواب منجر شود [۲۵]. همچنین، این تجربه‌ها به ترشح هورمون‌های مثبتی مانند اکسی‌توسین و اندورفین کمک می‌کنند که به بهبود حال عمومی و کاهش اضطراب و افسردگی کمک می‌کنند. وقتی زوجین از نظر جنسی راضی هستند، احتمال ادامه و پایداری رابطه بیشتر است [۲۶]. رضایت جنسی به زوجین انگیزه می‌دهد تا برای حفظ و تقویت رابطه‌شان تلاش کنند و در مواجهه با مشکلات و چالش‌ها، به یکدیگر پایبند بمانند [۲۷]. به همین دلایل، رضایت جنسی به عنوان یکی از عوامل مهم در زندگی زناشویی، نقش تعیین‌کننده‌ای در کیفیت و پایداری رابطه دارد [۲۸]. از طریق تقویت ارتباط عاطفی، افزایش اعتماد و صمیمیت، کاهش تنش‌ها و تعارضات، بهبود سلامت جسمی و روانی و پایداری رابطه، رضایت جنسی می‌تواند بهبود چشمگیری در زندگی زناشویی ایجاد کند [۲۹]. به همین دلیل، توجه به مسائل جنسی و تلاش برای افزایش رضایت جنسی باید یکی از اولویت‌های اصلی زوجین در حفظ و تقویت رابطه زناشویی باشد [۳۰].

در سال‌های اخیر، دلزدگی زناشویی به عنوان یکی از چالش‌های اصلی روابط زوجین به‌ویژه در جوامع مدرن موردتوجه قرار گرفته است [۸]. این پدیده که می‌تواند منجر به کاهش رضایت کلی از زندگی زناشویی و افزایش احتمال خیانت و فروپاشی خانواده شود، نیازمند بررسی عوامل مؤثر بر آن است. سواد سلامت جنسی به عنوان یکی از متغیرهای اساسی در بهبود کیفیت زندگی جنسی و کاهش تنش‌های زناشویی شناخته شده است [۱۱]. رضایت جنسی نیز به عنوان یک متغیر میانجی می‌تواند نقش مهمی در کاهش دلزدگی زناشویی و تقویت ارتباط عاطفی و جسمی

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٦٠-٤٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 47-60

بین زوجین داشته باشد [۲۴]. این پژوهش با هدف بررسی این متغیرها، به دنبال ارائه راهکارهایی برای بهبود سلامت روانی و جسمی زوجین و ارتقای کیفیت روابط زناشویی است.




**شکل ۱- مدل مفهومی پژوهشی**

## روش

### نوع پژوهش

این پژوهش باتوجه‌به هدف توصیفی به روش همبستگی از نوع معادلات ساختاری انجام شده است که در آن دلزدگی زناشویی به عنوان متغیر پیش‌بین، سواد سلامت جنسی به عنوان متغیر ملاک و رضایت جنسی به عنوان متغیر میانجی است.

### شرکت‌کنندگان

**الف. جامعۀآماری:** جامعۀ آماری پژوهش شامل ۲۱۲ نفر از زنان شهر کرمانشاه در سال ۱۴۰۱ بود.

**ب. نمونۀ پژوهش:** باتوجه‌به همه‌گیری کووید-۱۹ و رعایت فاصله اجتماعی پژوهشگران پرسش‌نامه‌های پژوهش را در گوگل فرم قرار دادند و به‌صورت در دسترس برای زنان متأهل شهر کرمانشاه در بازۀ زمانی خرداد تا مرداد ۱۴۰۱ ارسال کردند. برای تعیین تعداد نمونه مورد نیاز در پژوهش‌های مبتنی بر مدل معادلات ساختاری، معیارهای مختلفی موردتوجه قرار می‌گیرند. یکی از معیارهای رایج، نسبت تعداد نمونه به تعداد پارامترهای مدل است. به‌طورکلی، حداقل نسبت ۵ به ۱ یا ۱۰ به ۱ توصیه می‌شود [۳۱]. باتوجه‌به تعداد پارامترهای مدل در این پژوهش و با در نظر گرفتن پیچیدگی مدل، تعداد ۲۰۰ نفر به عنوان نمونۀ آماری مناسب انتخاب شد تا تحلیل‌ها دارای اعتبار و قدرت آماری کافی باشند. در پژوهش حاضر ۲۴۰ به پرسش‌نامه‌های پژوهش پاسخ دادند، اما در انتها ۲۱۲ نفر به عنوان نمونه نهایی انتخاب شدند و ۲۸ نفر با بررسی ملاک‌های خروج از مطالعه کنار گذاشته شدند. دارای حداقل دو سال سابقۀ تأهل، دامنۀ سنی ۲۰ تا ۴۰ سال، دسترسی به اینترنت، نداشتن مشکلات روان‌شناختی و جسمانی محدودکننده (خوداظهاری شرکت‌کننده) به عنوان ملاک‌های ورود به پژوهش در نظر گرفته شد. همچنین ملاک‌های خروج از مطالعه شامل شانسی جواب دادن (دروغ‌سنج) به پرسش‌ها و نیمه‌کاره رها کردن پرسش‌نامه بود. به منظور رعایت نکات اخلاقی در ابتدا شرکت‌کنندگان رضایت‌نامه را تکمیل نمودند. همچنین قبل از پاسخ دادن به پرسش‌ها برای شرکت‌کنندگان هدف و اهمیت پژوهش، اصل رازداری و محرمانه ماندن اطلاعات شخصی و انجام تحلیل به صورت کلی بیان شد.

### ابزارهای پژوهش

ابزارهای به کار برده شده در جمع‌آوری اطلاعات در این پژوهش، چک‌لیست جمعیت‌شناسی، پرسش‌نامه دلزدگی زناشویی، مقیاس رضایت جنسی و مقیاس سواد سلامت جنسی بود.

۱. **پرسش‌نامه اطلاعات جمعیت‌شناسی:** این پرسش‌نامه اطلاعاتی در مورد جنس، سن، تحصیلات، مدت زمان ازدواج و تعداد فرزندان بود.

۲. **پرسش‌نامه دلزدگی زناشویی (MBS):** این پرسش‌نامه توسط پاینز (۱۹۹۶م) ساخته شده و شامل ۲۱ گویه

است که نشان دهندهٔ نشانگان دلزدگی است [۳۲]. این پرسش‌نامه دارای سه مولفهٔ خستگی عاطفی، خستگی روانی و خستگی جسمی است. در این مقیاس نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ دلزدگی بیشتر است و حد بالای نمرهٔ ۱۴۷ و حد پایین نمره ۲۱ است. برای تفسیر نمره‌ها باید آن‌ها را تبدیل به درجه کرد که این عمل از طریق تقسیم نمودن نمره‌های حاصل شده از پرسش‌نامه بر تعدادپرسش‌های به دست می‌آید. در تفسیر نمره‌ها، درجه بیشتر از ۵ نشانگر لزوم کمک فوری، درجه ۵ نشان دهندهٔ وجود بحران، درجهٔ ۴ نمایانگر حالت دلزدگی، درجهٔ ۳ نشان دهنده خطر دلزدگی و درجهٔ ۲ و کمتر از آن نیز نشان دهندهٔ وجود رابطه خوب است. ضریب پایایی بازآزمایی این پرسش‌نامه برای یک دوره یک ماهه ۰/۸۹، برای یک دوره دو ماهه ۰/۷۶ و برای یک دوره چهارماهه ۰/۶۶ بود و ضریب آلفای کرونباخ آن نیز بین ۰/۹۱ تا ۰/۹۳ گزارش شده است [۳۲]. در داخل کشور نیز، ارزیابی ضریب اعتبار مقیاس دلزدگی زناشویی نشان داد، دارای یک همسانی درونی بین متغیرها در دامنه ۰/۸۹ و ۰/۸۵ است. همسانی درونی با آلفای کرونباخ سنجیده شده که بین ۰/۹۰ تا ۰/۹۴ به دست آمده است [۳۳]. در پژوهش حاضر نیز ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس ۰/۸۱ تا ۰/۸۶ گزارش شد. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد، مدل پیشنهادی با شاخص‌های برازش مناسب از جمله، CFI=۰/۹۲، GFI=۰/۹۰، RMSEA=۰/۰۶ از برازش مطلوبی برخوردار است. این نتایج بیانگر تأیید ساختار عاملی مدل است.

**۳. مقیاس رضایت جنسی (ISS):** این پرسش‌نامه به وسیله هادسون، هریسون و کراسکاپ (۱۹۸۱م) جهت سنجش رضایت جنسی ارائه شد. این پرسش‌نامه ۲۵ سوالی که با استفاده از ابزار زمینه‌یابی بدون نام با استفاده از کامپیوتر ساخته شده است، به منظور سنجش رضایت جنسی افراد بزرگسال طراحی شده است [۳۴]. مواردی که برخی از پرسش‌های این شاخص می‌سنجد، عبارت از لذت و رضایت از روابط جنسی، بر آورده کردن رضایت جنسی طرف مقابل، اجتناب و ملال آوربودن فعالیت جنسی است. نمره گذاری به صورت لیکرت از ۱ تا ۵ است. ضمناً عبارات ۴ ،۵ ، ۶ ، ۷ ، ۸ ، ۹ ، ۱۱ ، ۱۴ ، ۱۵ ، ۱۸ ، ۲۰ ، ۲۴ ، ۲۵ به صورت معکوس نمره گذاری می‌شود. این پرسش‌نامه چهار عامل دارد که شامل تمایل به روابط جنسی، نگرش جنسی، کیفیت روابط جنسی و سازگاری جنسی است. پاسخ شرکت‌کننده به هر گویه در سطح یک مقیاس ۷ درجه‌ای بین ۰ تا ۶ مشخص می‌شود و در مجموع نمره شرکت‌کنندگان در کل تست بین ۰ تا ۱۵۰ در نوسان است. ضریب پایایی این مقیاس توسط هادسون و همکاران (۱۹۸۱م) با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۲ به دست آمد [۳۴]. همچنین نکونام و همکاران [۳۵،] ضریب پایایی این مقیاس را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴ به دست آورد و روایی محتوایی این مقیاس را نیز تأیید کرد. در مطالعه پیش‌رو نیز، ضریب آلفای کرونباخ برای نمرهٔ کل، تمایل به روابط جنسی، نگرش جنسی، کیفیت روابط جنسی و سازگاری جنسی به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۸۱، ۰/۷۸، ۰/۸۹ و ۰/۹۰ گزارش شد. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد، مدل پیشنهادی با شاخص‌های برازش مناسب از جمله، CFI=۰/۹۰، GFI=۰/۹۱، RMSEA=۰/۰۶ از برازش مطلوبی برخوردار است. این نتایج بیانگر تأیید ساختار عاملی مدل است.

**۴. مقیاس سواد سلامت جنسی** (SHELA): این مقیاس یک مقیاس ۴۰ پرسشی است که توسط معصومی و همکاران (۱۳۹۸)، در نمونهٔ ایرانی طراحی و روان‌سنجی شده است [۳۶]. این مقیاس به صورت طیف ۵ درجه‌ای لیکرت طراحی شده است. این مقیاس شامل چهار خرده مقیاس مهارت دستی، مهارت خواندن و درک کردن، مهارت تحلیل و ارزیابی و مهارت کاربرد است. نتایج ارزیابی روایی صوری کیفی توسط کاربران نهایی پرسش‌نامه بیانگر ارتباط و تناسب گویه‌ها با موضوع مورد پژوهش، درک صحیح گویه‌ها توسط پاسخ‌دهندگان و نامبهم و یا دشواری در درک گویه‌ها بود. بنابر تجمیع نظرات پنل خبرگان، ۱۲ گویه از ۵۰ گویه طراحی شده حذف شد و تعداد گویه‌های پرسش‌نامه به ۳۸ گویه تقلیل یافت. همچنین براساس پیشنهاد متخصصان دو گویه اضافه شد؛ بنابراین تعداد کل گویه‌های پرسش‌نامه پس از طی مرحلهٔ روایی محتوا به ۴۰ گویه رسید. نتایج حاصل از بررسی روایی محتوای کیفی ابزار منجر به بازنویسی ۱۳ گویه شد و در بخش روایی محتوای کمی نیز شاخص کلی روایی

محتوای ابزار ۰/۸۴ و نسبت روایی محتوای آن ۰/۸۱ به دست آمد. نتایج بررسی همسانی درونی خردمقیاس های نسخهٔ ۴۰ سؤالی پرسش‌نامه طراحی شده با روش آلفای کرونباخ از همسانی درونی مطلوب خرده مقیاس‌های این پرسش‌نامه حکایت داشت. ضرایب آلفا برای خردمقیاس‌ها به ترتیب ۰/۹۴، ۰/۹۴، ۰/۸۷ و ۰/۸۴ به دست آمد. همچنین شاخص کلی آلفای کرونباخ ۰/۹۵ به دست آمد که بیانگر سطح مطلوبی از همسانی درونی کلی ابزار طراحی شده است [۳۶]. در پژوهش پیش‌رو نیز ضریب آلفای کرونباخ برای چهار خرده مقیاس مهارت دستی (۰/۸۷)، مهارت خواندن و درک کردن (۰/۸۲)، مهارت تحلیل و ارزیابی (۰/۸۴) و مهارت کاربرد (۰/۸۶) مطلوب به دست آمد. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد، مدل پیشنهادی با شاخص‌های برازش مناسب از جمله، CFI=۰/۹۴، GFI=۰/۸۹، RMSEA=۰/۰۷ از برازش مطلوبی برخوردار است. این نتایج بیانگر تأیید ساختار عاملی مدل است.

### شیوه انجام پژوهش

پس از کسب رضایت‌نامه آگاهانه از شرکت‌کنندگان، نمونه‌گیری به روش در دسترس انجام شد. لینک پرسش‌نامه‌ها از طریق گوگل فرم برای شرکت‌کنندگان ارسال شد. شرکت‌کنندگان تشویق شدند تا در زمانی که دسترسی به اینترنت پایدار و بدون مشکل دارند، به پرسش‌نامه‌ها پاسخ دهند. در ابتدای پرسش‌نامه، توضیحات کامل دربارهٔ اهداف پژوهش و نحوهٔ پاسخ‌دهی به پرسش‌ها ارائه شد. همچنین، تضمین محرمانه بودن اطلاعات شخصی شرکت‌کنندگان داده شد. در پایان، اطلاعات تماس با پژوهشگر برای شرکت‌کنندگان ارسال شد تا در صورت تمایل، خلاصه‌ای از نتایج پژوهش را دریافت کنند.

### شیوهٔ تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر برای تحلیل داده‌ها از شاخص‌ها و روش‌های تحلیل آماری توصیفی - استنباطی استفاده شده است. بدین‌صورت که از شاخص توصیفی برای به‌دست آوردن میانگین و انحراف استاندارد و از آمار استنباطی برای بررسی همبستگی پیرسون و مدل‌یابی معادلات ساختاری متغیرهای پژوهش با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای آماری SPSS و Amos نسخه‌های ۲۴ انجام شد.

## نتایج

در جدول شمارهٔ ۱ ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان در پژوهش ارائه شده است. بررسی اطلاعات جمعیت‌شناسی شرکت‌کنندگان نشان داد میانگین سنی (انحراف معیار) زنان (۵/۶۷) ۳۱/۲۴ بود. ۵۸ درصد از آن‌ها دارای یک فرزند بودند، تحصیلات اکثر آن‌ها (۶۲ درصد) کارشناسی بود. همچنین ۴۵ درصد از زنان متأهل سابقه ۵ سال زندگی مشترک داشتند. در این مطالعه ۲۴۰ نفر مشارکت داشتند، اما در مجموع ۲۱۲ داده، قابلیت تحلیل داشتند.

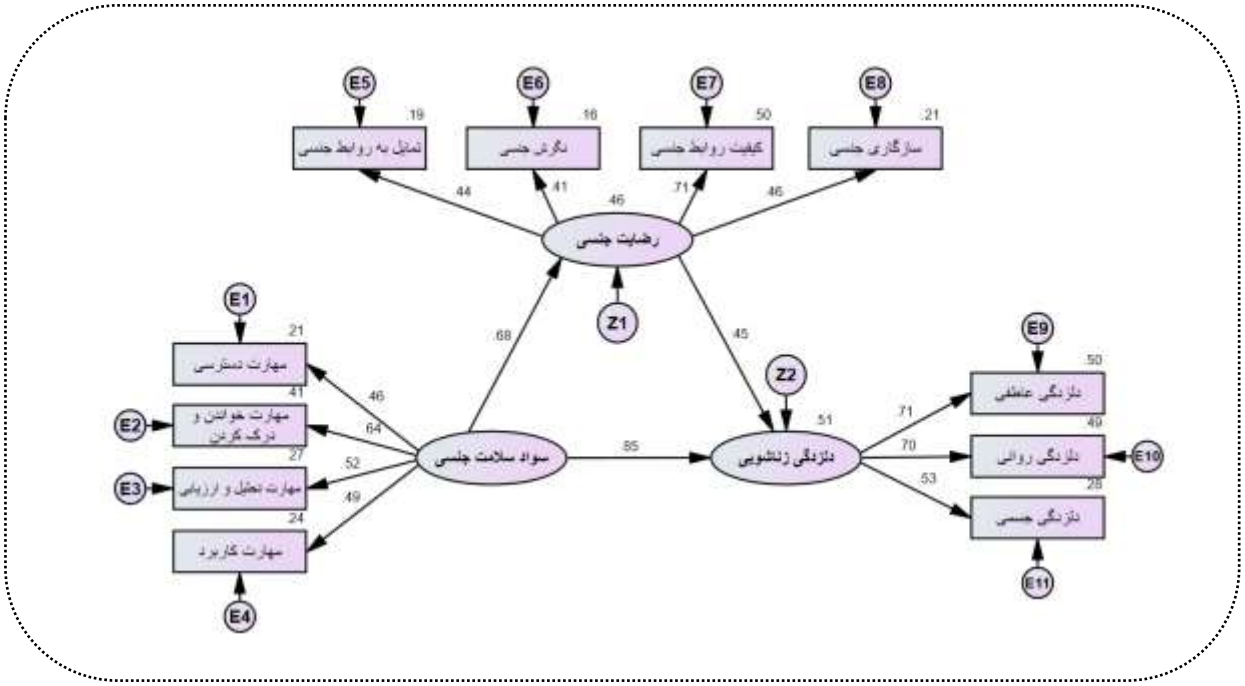
**جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان پژوهش (۲۱۲ خانم متاهل)**

| دامنهٔ سنی (سال) | فراوانی | درصد |
|---|---|---|
| ۲۵ تا ۲۹ | ۷۱ | ۳۳/۵ |
| ۳۰ تا ۳۴ | ۹۶ | ۴۵/۳ |
| ۳۵ تا ۴۰ | ۴۵ | ۲۱/۲ |
| **تعداد فرزند** | **فراوانی** | **درصد** |
| ۱ | ۱۲۳ | ۵۸/۰ |
| ۲ | ۵۱ | ۲۴/۰ |
| ۳ | ۳۸ | ۱۸/۰ |
| **تحصیلات** | **فراوانی** | **درصد** |
| دیپلم | ۵۳ | ۲۵/۰ |
| کارشناسی | ۱۳۲ | ۶۲/۲ |
| ارشد | ۲۷ | ۱۲/۸ |
| **مدت زمان تأهل** | **فراوانی** | **درصد** |
| ۲ تا ۴ | ۷۸ | ۳۶/۸ |
| ۵ تا ۷ | ۹۶ | ۴۵/۳ |
| ۸ تا ۱۰ | ۳۸ | ۱۷/۹ |

در جدول شماره ۲ شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش اعم از میانگین، انحراف استاندارد، کجی، کشیدگی و ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرها ارائه شده است.

**جدول ۲. آماره‌های توصیفی و ضرایب همبستگی پیرسون**

| متغیرها | دلزدگی زناشویی | سواد سلامت جنسی | رضایت جنسی |
|---|---|---|---|
| دلزدگی زناشویی | ۱ | - | - |
| سواد سلامت جنسی | -۰/۵۷ ** | ۱ | - |
| رضایت جنسی | -۰/۶۹ ** | ۰/۵۲ ** | ۱ |
| میانگین | ۷۸/۳۷ | ۹۷/۴۸ | ۸۳/۱۱ |
| انحراف استاندارد | ۸/۰۶ | ۱۱/۰۶ | ۹/۴۷ |
| کجی | ۱/۱۵ | ۰/۶۳ | ۰/۹۰ |
| کشیدگی | ۰/۸۶ | ۰/۰۵ | ۰/۵۴ |




**شکل ۲. مدل تجربی در حالت ضرایب مسیر استاندارد**

بر اساس نتایج جدول شماره ۲، شاخص‌های کجی و کشیدگی نشان داد، همه در محدودهٔ ۲ الی ۲- قرار دارند، بر این اساس می‌توان گفت؛ داده‌ها دارای توزیع نرمال هستند [۳۷]. نتایج آزمون ضریب همبستگی پیرسون نشان داد، دلزدگی زناشویی به‌طور منفی و معنادار با سواد سلامت جنسی (r=-۰/۵۷) و رضایت جنسی (r=-۰/۶۹) همبستگی دارد؛ همچنین بین سواد سلامت جنسی و رضایت جنسی (r=۰/۵۲) همبستگی مثبت و معنادار وجود دارد (P<۰/۰۱). جهت بررسی نقش میانجی رضایت جنسی در رابطهٔ بین سواد سلامت جنسی و دلزدگی زناشویی زنان متأهل از مدل‌یابی معادلات ساختاری و آزمون بوت استرپ استفاده شد. قبل از اجرای آن‌ها، مقدار خودهمبستگی در باقی‌مانده‌ها[1] با استفاده از آزمون دوربین واتسون[2] (۱/۹۲) مطلوب گزارش شد، با توجه به اینکه در دامنهٔ ۱/۵۰ الی ۲/۵۰ قرار دارد، این پیش فرض برقرار است. همچنین چندخطی (همخطی)[3] بین متغیرهای پیش‌بین وجود نداشت، چرا که مقدار تلورانس برای هر دو متغیر پیش بین و میانجی ۰/۹۸ و مقدار عامل تورم واریانس[4] برای هر دو ۱/۴۸ محاسبه شد [۳۸].

1 . Autocorrelation in the Residuals.
2 . Durbin Watson.
3 . Multicollinearity (Collinearity).
4 . Variance Inflation Factor.

همان‌گونه که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، سواد سلامت جنسی با میانجی‌گری رضایت جنسی از بدن بر دلزدگی زناشویی اثر دارد و در مجموع ۵۱٪ از واریانس را تبیین می‌کنند.

نتایج جدول ۳ نشان داد، سواد سلامت جنسی بر رضایت جنسی (β=۰/۶۸) اثر مثبت و معنادار و بر دلزدگی زناشویی (β=-۰/۸۵) اثر منفی و معنادار دارد؛ همچنین رضایت جنسی بر دلزدگی زناشویی (β=-۰/۴۵) اثر منفی و معنادار دارد (P<۰/۰۵)؛ همچنین نتایج آزمون بوت استرپ نشان داد، سواد سلامت جنسی با نقش میانجی رضایت جنسی بر دلزدگی زناشویی (β=۰/۳۷) اثر غیرمستقیم معنادار دارد، در واقع می‌توان گفت؛ رضایت جنسی بین این دو متغیر نقش میانجی دارد. همچنین نتایج نشان داد، اثر کل سواد سلامت جنسی بر رضایت جنسی (β=۰/۶۴) معنادار است (P<۰/۰۵).

**جدول ۳. اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل متغیرها در مدل**

| مسیر | بتا | خطا | مقدار t | حد پایین | حد بالا | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| سواد سلامت جنسی - رضایت جنسی | ۰/۶۸ | ۰/۰۵ | ۹/۱۴ | ۰/۵۳ | ۰/۷۵ | ۰/۰۰۲ |
| سواد سلامت جنسی - دلزدگی زناشویی | -۰/۸۵ | ۰/۰۷ | -۱۱/۳۹ | ۰/۷۲ | ۰/۹۴ | ۰/۰۰۱ |
| رضایت جنسی-دلزدگی زناشویی | -۰/۴۵ | ۰/۰۴ | -۶/۷۳ | -۰/۳۶ | ۰/۵۷ | ۰/۰۰۱ |
| سواد سلامت جنسی - رضایت جنسی - دلزدگی زناشویی | ۰/۳۷ | ۰/۰۸ | -- | ۰/۲۵ | ۰/۴۶ | ۰/۰۰۲ |
| اثر کل | ۰/۶۴ | ۰/۰۶ | -- | ۰/۵۲ | ۰/۷۸ | ۰/۰۰۴ |

**جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل اندازه‌گیری**

| شاخص‌های برازندگی | مدل اولیه | مدل پس از اصلاح | نقطه برش |
|---|---|---|---|
| مجذور کای | ۱۴۳/۸۴ | ۹۰/۷۱ | - |
| درجهٔ آزادی | ۳۱ | ۳۰ | - |
| مجذور کای/درجه آزادی | ۴/۶۴ | ۳/۰۲ | کمتر از ۵ |
| شاخص نیکویی برازش | ۰/۸۹ | ۰/۹۴ | ۰/۹۰ < |
| شاخص نیکویی برازش اصلاح شده | ۰/۸۳ | ۰/۸۹ | ۰/۸۵۰ < |
| شاخص برازش مقایسه‌ای | ۰/۹۳ | ۰/۹۶ | ۰/۹۰ < |
| ریشهٔ میانگین مربعات خطای برآورد | ۰/۹ | ۰/۰۷ | ۰/۰۸ > |

شاخص‌های برازندگی حاصل از مدل‌یابی معادلات ساختاری در جدول ۴ نشان می‌دهد، مدل پیشنهادی پس اصلاح و حذف داده‌های پرت، از برازش قابل قبول با داده‌های گردآوری شده برخوردار است ($\chi^2$/df=۳/۰۲، CFI =۰/۹۶ و RMSEA =۰/۰۷)، بر این اساس می‌توان گفت که مدل پیشنهادی از برازش مطلوب برخوردار است [۳۸]. همچنین در شکل ۱ و جدول ۳ ضرایب مسیر مستقیم و غیرمستقیم ارائه شده است.

## بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش میانجی رضایت جنسی در رابطهٔ بین دلزدگی زناشویی و سواد سلامت جنسی زنان متأهل شهر کرمانشاه انجام شد. نتایج این مطالعه مشخص کرد، زنان با سواد سلامت جنسی بالاتر، دارای سطوح کمتری از دلزدگی زناشویی هستند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد، سواد سلامت جنسی به طور مستقیم بر رضایت جنسی زنان تأثیر می‌گذارد و این رضایت جنسی نقش میانجی‌گری مهمی در کاهش دلزدگی زناشویی ایفا می‌کند. زنان متأهلی که سواد سلامت جنسی بالاتری دارند، به دلیل آگاهی بیشتر دربارهٔ روابط و بهداشت جنسی، به رضایت بیشتری از زندگی جنسی خود دست می‌یابند. این رضایت به طور مستقیم می‌تواند به بهبود ارتباطات زناشویی منجر شود و احتمال تجربهٔ دلزدگی زناشویی را کاهش دهد [۱۱]. از سوی دیگر، نداشتن سواد سلامت جنسی می‌تواند به نارضایتی جنسی بینجامد که این خود به افزایش دلزدگی زناشویی و کاهش دلبستگی بین همسران منجر می‌شود [۱۸]. به عبارتی، ناآگاهی در زمینهٔ مسائل جنسی موجب افزایش تنش‌ها، کاهش کیفیت تعاملات جنسی و در نهایت کاهش رضایت کلی از رابطه می‌شود. این چرخهٔ نارضایتی جنسی و دلزدگی زناشویی ممکن است باعث کاهش علاقه و دلبستگی در روابط زناشویی شود [۳۱]؛ بنابراین سواد سلامت جنسی به‌عنوان یک عامل کلیدی در بهبود رضایت جنسی و به دنبال آن، کاهش دلزدگی زناشویی باید در نظر گرفته شود [۳۹].

در واقع، داشتن سواد جنسی می‌تواند به همسران کمک کند تا مهارت‌های لازم برای برقراری ارتباطات جنسی بهتری را یاد بگیرند [۱۰]. این ارتباطات مؤثر می‌تواند احساس رضایت جنسی را افزایش دهد و در نتیجه دلزدگی زناشویی را کاهش دهد. افرادی که دارای سواد جنسی هستند، بهتر می‌توانند مشکلات جنسی خود را شناسایی کرده و به درمان و مدیریت آن‌ها بپردازند [۹]. این می‌تواند از طریق حل مشکلات جنسی و افزایش رضایت جنسی به کاهش دلزدگی زناشویی منجر شود [۱۷]. داشتن سواد جنسی می‌تواند فرد را به استفاده بهینه از خدمات بهداشت جنسی مانند مشاوره‌های جنسی و بهداشت جنسی هدایت کند. این خدمات می‌توانند به بهبود رفاه جنسی و کاهش تنش‌های مرتبط با جنسیت کمک کنند که از دلزدگی زناشویی جلوگیری می‌کند [۱۵]؛ بنابراین افزایش سواد سلامت جنسی می‌تواند به طور مستقیم و غیرمستقیم به بهبود رضایت جنسی و کاهش دلزدگی زناشویی کمک کند، از آنجایی که افراد با دانش و آگاهی بیشتری در مورد نیازها و خواسته‌های جنسی خود، قادر به مدیریت بهتر روابط زناشویی خود هستند [۶].

همچنین یافته‌های این پژوهش نشان دادند که زنانی که داری سطح مطلوبی از سواد سلامت جنسی برخوردارند، رضایت جنسی بیشتری را تجربه می‌کنند. این نتیجه نشان می‌دهد،آگاهی و دانش بیشتر در زمینهٔ سلامت جنسی می‌تواند به بهبود رضایت جنسی کمک کند [۲۷]. در تبیین این نتایج می‌توان اذعان داشت، سواد سلامت جنسی می‌تواند تأثیرات مثبت و قابل توجهی بر رضایت جنسی فرد داشته باشد [۲۲]. برخورداری از سواد سلامت جنسی به افراد کمک می‌کند تا درک بهتری از نیازها، خواسته‌ها، و عوامل مرتبط با رضایت جنسی داشته باشند [۱۶]. آگاهی از تغییرات بدنی، فرایندهای بیولوژیکی و احساسات جنسی می‌تواند به فرد کمک کند تا بهترین تصمیمات را در زمینهٔ روابط جنسی و رضایت جنسی خود بگیرد [۲۹]. سواد سلامت جنسی می‌تواند به افراد کمک کند تا مهارت‌های ارتباطی بهتری در زمینهٔ روابط جنسی بیاموزند [۲۲]. ارتباطات بهبود یافته می‌توانند به رضایت جنسی بیشتر منجر شود و احساس نزدیکی و ارتباط عاطفی قوی‌تری را تقویت کنند [۳۰].

به عبارتی دیگر، افراد با سواد سلامت جنسی ممکن است بهترین راه‌حل‌ها را برای مدیریت مشکلات جنسی خود شناسایی و اعمال کنند [۱۹]. این می‌تواند به بهبود روابط جنسی و افزایش رضایت جنسی کمک کند، زیرا مشکلات جنسی که به درستی مدیریت شوند، معمولاً بهبود قابل توجهی در رضایت جنسی دارند [۲۸]. برخورداری از سواد سلامت جنسی به افراد کمک می‌کند تا از خدمات بهداشت جنسی بهینه (مانند مشاوره‌های جنسی، ارائه اطلاعات دربارهٔ پیشگیری از بیماری‌های جنسی) استفاده کنند [۱۱]. این خدمات می‌توانند به بهبود رفاه جنسی و بهبود کیفیت روابط جنسی کمک کنند. به طور کلی، سواد سلامت جنسی باعث می‌شود افراد قادر به تصمیم‌گیری بهتری در مورد زندگی جنسی خود شوند و به ارتقای

رضایت جنسی کمک کنند [۲۳]. این بهبودات به نوبه خود می‌تواند در بهبود کیفیت زندگی جنسی و عاطفی افراد تأثیرگذار باشد و به روابط زناشویی و خانواده اثر مثبتی داشته باشد [۷].

از دیگر سو، نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهند، رضایت جنسی به عنوان یک متغیر میانجی، در ارتباط بین سواد سلامت جنسی و دلزدگی زناشویی نقش بسیار مهمی دارد. این به این معنا است که افزایش آگاهی و دانش زنان در زمینهٔ سلامت جنسی می‌تواند از طریق افزایش رضایت جنسی، به کاهش دلزدگی زناشویی کمک کند [۲۵]. زمانی که زنان دارای سواد سلامت جنسی بیشتری هستند و بهترین اطلاعات را دربارهٔ نیازها و خواسته‌های جنسی خود دارند، احتمالاً تجربهٔ رضایت جنسی بیشتری خواهند داشت [۱۶]. این رضایت جنسی بیشتر می‌تواند به کاهش دلزدگی زناشویی منجر شود و به روابط زناشویی بهتر و پایدارتر کمک کند [۳۱]؛ بنابراین ارتقای آگاهی و دانش زنان در زمینهٔ سلامت جنسی از طریق برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای می‌تواند بهبود معناداری در روابط زناشویی آن‌ها ایجاد کند [۲۹]. این برنامه‌ها می‌توانند زنان را تحت آموزش قرار داده و به آن‌ها کمک کنند تا ارتباطات جنسی بهتری را تجربه کنند و در نتیجه دلزدگی زناشویی کمتری داشته باشند [۳۹].

به طور کلی، پژوهش حاضر نشان می‌دهد، ارتقای آگاهی و دانش زنان در زمینه سلامت جنسی می‌تواند بهبود قابل توجهی در رضایت جنسی آن‌ها و کاهش دلزدگی زناشویی داشته باشد. این یافته‌ها نشان می‌دهند، برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای مؤثر که به زنان متأهل اطلاعات و مهارت‌های لازم را در ارتباط با سلامت جنسی فراهم می‌آورند، می‌توانند در بهبود کیفیت روابط زناشویی و بهبود عمومی زندگی خانواده‌ها نقش بسزایی ایفا کنند. این پژوهش به وضوح نشان می‌دهد، افزایش دانش و آگاهی زنان دربارهٔ مسائل سلامت جنسی، می‌تواند به تقویت ارتباطات زناشویی، بهبود روابط خانوادگی و کاهش نگرانی‌ها و دل‌زدگی‌های زناشویی منجر شود. بر اساس این پژوهش، توصیه می‌شود که برنامه‌های آموزشی متناسب با نیازهای زنان متأهل طراحی و پیاده‌سازی شوند تا با ارتقای آگاهی و دانش در زمینه سلامت جنسی، به بهبود کلیت زندگی خانواده‌ها کمک کنند.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

از جمله مهم‌ترین محدودیت پژوهش حاضر مقطعی بودن مطالعه و نبود استنباط علی مورد نیاز مورد توجه است. همچنین استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس ممکن است نتایج به‌دست‌آمده را قابل تعمیم به کل جامعه نسازد. این روش ممکن است به‌ویژه برای جمعیتی که تنوع زیادی دارند، مانند زنان متأهل در یک شهر بزرگ، محدودیت‌هایی ایجاد کند. استفاده از مقیاس‌های خودگزارشی می‌تواند به بروز سوگیری‌های پاسخ‌دهی منجر شود. پاسخ‌دهندگان ممکن است به دلایل مختلف، از جمله ملاحظات اجتماعی یا بی‌تمایلی به افشای اطلاعات شخصی، پاسخ‌های دقیق و صادقانه‌ای ندهند. پژوهش حاضر در یک بازهٔ زمانی خاص و در یک شهر خاص انجام شده است؛ بنابراین نتایج ممکن است به شرایط زمانی و مکانی دیگری قابل تعمیم نباشد. عوامل فرهنگی و اجتماعی ممکن است تأثیر زیادی بر نتایج پژوهش داشته باشند. به عنوان مثال، تفاوت‌های فرهنگی و اجتماعی بین شهرها و مناطق مختلف ممکن است بر سواد سلامت جنسی و دلزدگی زناشویی تأثیر بگذارد.

در همین راستا، برای افزایش قابلیت تعمیم نتایج، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آینده از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی و همچنین نمونه‌های بزرگ‌تر استفاده شود. برای کاهش سوگیری‌های مربوط به مقیاس‌های خودگزارشی، می‌توان از روش‌های متنوع‌تری مانند مصاحبه‌های عمیق، مشاهده مستقیم و گردآوری داده‌های کیفی استفاده کرد. پژوهش‌های آینده می‌توانند عوامل مؤثر دیگری مانند رضایت کلی از زندگی، حمایت اجتماعی و سبک‌های ارتباطی را نیز مورد بررسی قرار دهند تا دیدگاه جامع‌تری در مورد دلزدگی زناشویی به دست آید. بر اساس نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود که برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای در زمینهٔ سلامت جنسی برای زنان متأهل طراحی و اجرا شود. این برنامه‌ها می‌توانند شامل کارگاه‌های آموزشی، مشاوره‌های فردی و گروهی و منابع آموزشی آنلاین باشند. پیشنهاد می‌شود ؛ پژوهش‌های مشابه در سایر شهرها و مناطق کشور انجام شود تا تفاوت‌های فرهنگی و اجتماعی و تأثیر آن‌ها بر سواد سلامت جنسی و دلزدگی زناشویی بررسی شود. انجام مطالعات طولی می‌تواند به

بررسی تغییرات در طول زمان و همچنین اثرات طولانی‌مدت مداخلات آموزشی و مشاوره‌ای بر سواد سلامت جنسی و دلزدگی زناشویی کمک کند.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این مطالعه بر اساس استانداردهای اخلاقی کمیته اخلاق دانشگاه تربیت مدرس تهران و اعلامیه هلسینکی انجام شده است. رضایت آگاهانه از همه شرکت کنندگان قبل از ورود آنها به مطالعه اخذ شد.

### حامی مالی

این پژوهش بدون هیچ حمایت مالی انجام شده است.

### سپاسگزاری

بدین‌وسیله نویسندگان بر خود لازم می‌دادند از تمامی شرکت‌کنندگان در این پژوهش تشکر و قدردانی کنند.

## منابع

1- Umberson, D., Thomeer, M. B. Family matters: Research on family ties and health, 2010 to 2020. Journal of Marriage and Family, 2020; 82(1): 404-19. https://doi.org/10.1111/jomf.12640

2- Olimovich, A. S. The Role of Parents in the Formation of Young People and the Imagination of the Family. Journal of Intellectual Property and Human Rights, 2023; 2(4): 4-8. https://doi.org/10.1080/03054985.2015.1031648

3- Katafiasz, H., Patton, R., Tefteller, D., Takeda, M. Ethical Decision-Making in Marriage and Family Therapy: A Review of the Literature. Journal of systemic therapies, 2020; 39(4): 29-39. https://doi.org/10.1521/jsyt.2020.39.4.29

4- Topkaya, N., Şahin, E., Terzioğulları Yılmaz, C., Aşantuğrul, N. Predictors of Couple Burnout among Turkish Married Individuals. Behavioral Sciences, 2024; 14(7): 561. https://doi.org/10.3390/bs14070561

5- Hald, G. M, Ciprić, A., Strizzi, J. M., Sander, S. “Divorce burnout” among recently divorced individuals. Stress and Health, 2020; 36(4): 457-68. https://doi.org/10.1002/smi.2940

6- Omeje, G. N., Ede, M. O., Amadi, K., Ogbueghu, S. N., Chinweuba, N. H., Obeagu, E. I, Eze, E., Areji, A. C., Agbo, C. O., Ekwueme, F. O. Intervention for burnout and irrational beliefs in parents of couples seeking a divorce: a critical reflection of Igbo-African marital discord. Medicine, 2023; 102(27): e34221. . https://doi.org/10.1097/MD.0000000000034221

7- Liu, M., Li, L., Xiao, Y., Wang, X., Ye, B., Wang, X., Geng, F. The psychological mechanism underlying neuroticism on divorce proneness: The chain mediating roles of negative partner support and couple burnout and the moderating role of economic level. Journal of Affective Disorders, 2023; 327: 279-84. https://doi.org/10.1002/adma.201503573

8- Topkaya, N., Şahin, E., Terzioğulları Yılmaz, C., Aşantuğrul, N. Predictors of Couple Burnout among Turkish Married Individuals. Behavioral Sciences, 2024; 14(7): 561. https://doi.org/10.3390/bs14070561

9- Lu, B., Sun, J., Sun, F., Yang, J., Chen, B. B. The Association Between Marital Satisfaction and Parental Burnout: A Moderated Mediation Model of Parents’ and Grandparents’ Coparenting. Journal of Child and Family Studies, 2024; 33(4): 1172-83. The Association Between Marital Satisfaction and Parental Burnout: A Moderated Mediation Model of Parents’ and Grandparents’ Coparenting | Journal of Child and Family Studies

10- McDaid, L., Flowers, P., Ferlatte, O., Young, I., Patterson, S., Gilbert, M. Sexual health literacy among gay, bisexual and other men who have sex with men: a conceptual framework for future research. Culture, health & sexuality, 2021; 23(2): 207-23. https://doi.org/10.1080/13691058.2019.1700307

11- Haruna, H., Zainuddin, Z., Okoye, K., Mellecker, R. R., Hu, X., Chu, S. K., Hosseini, S. Improving instruction and sexual health literacy with serious games and gamification interventions: an outlook to students' learning outcomes and gender differences. Interactive Learning Environments, 2023; 31(4): 2392-410. https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/10494820.2021.1888754

12- Kaczkowski, W., Swartout, K. M. Exploring gender differences in sexual and reproductive health literacy among young people from refugee backgrounds. Culture, health & sexuality, 2020;,22(4): 369-84. https://doi.org/10.1080/13691058.2019.1601772

13- Paschen-Wolff, M. M., Greene, M. Z., Hughes, T. L. Sexual minority women's sexual and reproductive health literacy: a qualitative descriptive study. Health Education & Behavior, 2020; 47(5): 728-39. https://doi.org/10.1177/1090198120925747

14- Scull, T., Malik, C., Morrison, A., Keefe, E. Promoting sexual health in high school: A feasibility study of a web-based media literacy education program. Journal of health communication, 2021; 26(3): 147-60. https://doi.org/10.1080/10810730.2021.1893868

15- Church, S., Apay, S. E., Gurol, A., Slaveva, Y., Mills, R. Student midwives' perspectives of women's sexual and reproductive health literacy in Turkey. Sexual & Reproductive Healthcare, 2023; 37: 100864. https://doi.org/10.1016/j.srhc.2023.100864

16- Shahrahmani, H., Kariman, N., Keshavarz, Z., Ahmadi, A., Nasiri, M. Sexual health literacy and its related factors among couples: A population-based study in Iran. Plos one, 2023; 18(11): e0293279. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0293279 **[In Persian].**

17- Rakhshaee, Z., Maasoumi, R., Nedjat, S., Khakbazan, Z. Sexual health literacy, a strategy for the challenges of sexual life of infertile women: a qualitative study. Galen medical journal, 2020; 9: e1862. https://doi.org/10.31661/gmj.v9i0.1862

18- Lirios, A., Mullens, A. B., Daken, K., Moran, C., Gu, Z., Assefa, Y., Dean, J. A. Sexual and reproductive health literacy of culturally and linguistically diverse young people in Australia: a systematic review. Culture, Health & Sexuality, 2024; 26(6): 790-807. https://doi.org/10.1080/13691058.2023.2256376

19- Mallory, A. B. Dimensions of couples' sexual communication, relationship satisfaction, and sexual satisfaction: A meta-analysis. Journal of Family Psychology, 2022; 36(3): 358. https://doi.org/10.1037/fam0000946

20- Dekker, A., Matthiesen, S., Cerwenka, S., Otten, M., Briken, P. Health, sexual activity, and sexual satisfaction: Selected results from the German health and sexuality survey (gesid). Deutsches Ärzteblatt International, 2020; 117(39): 645. https://doi.org/10.3238/arztebl.2020.0645

21- Calvillo, C., del Mar Sánchez-Fuentes, M., Parrón-Carreño, T., Sierra, J. C. Validation of the Interpersonal Exchange Model of Sexual Satisfaction Questionnaire in adults with a same-sex partner. International Journal of Clinical and Health Psychology, 2020; 20(2): 140-50. https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2019.07.005

22- Leonhardt, N. D., Drobenko, M. A., Raposo, S., Muise, A., Sisson, N. M., Impett, E. A. Gratitude and sexual satisfaction: Benefits of gratitude for couples and insecure attachment. Journal of Social and Personal Relationships, 2023; 40(12): 4124-47. https://doi.org/10.1177/02654075231201540

23- Kılıç, D., Armstrong, H. L., Graham, C. A. The Role of Mutual Masturbation within Relationships: Associations with Sexual Satisfaction and Sexual Self-Esteem. International Journal of Sexual Health, 2023; 35(4): 495-514. https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/19317611.2023.2237950

24- Bigras, N., Vaillancourt-Morel, M. P., Nolin, M. C., Bergeron, S. Associations between childhood sexual abuse and sexual well-being in adulthood: A systematic literature review. Journal of child sexual abuse, 2021; 30(3): 332-52. https://doi.org/10.1080/10538712.2020.1825148

25- Thannickal, A., Brutocao, C., Alsawas, M., Morrow, A., Zaiem, F., Murad, M. H., Javed Chattha, A. Eating, sleeping and sexual function disorders in women with polycystic ovary syndrome (PCOS): A systematic review and meta-analysis. Clinical endocrinology, 2020; 92(4): 338-49. https://doi.org/10.1111/cen.14153

26- Mitchell, K. R., Lewis, R., O'Sullivan, L. F., Fortenberry, J. D. What is sexual wellbeing and why does it matter for public health?. The Lancet Public Health, 2021; 6(8): e608-13. https://doi.org/10.1016/s2468-2667(21)00099-2

27- Karakose, S., Urs, M., Marshall, J. E., Ledermann, T. Depression, anxiety, stress, and sexual satisfaction in couples. Journal of sex & marital therapy, 2023; 49(6): 616-29. https://doi.org/10.1080/0092623x.2023.2166637

28- Beaulieu, N., Bergeron, S., Brassard, A., Byers, E. S., Péloquin, K. Toward an integrative model of intimacy, sexual satisfaction, and relationship satisfaction: A prospective study in long-term couples. The Journal of Sex Research, 2023; 60(8):1100-12. https://doi.org/10.1080/00224499.2022.2129557

29- Mangas, P., Sierra, J. C., Granados, R. Effects of subjective orgasm experience in sexual satisfaction: a dyadic analysis in same-sex Hispanic couples. Journal of Sex & Marital Therapy, 2024; 50(3): 346-68. https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/0092623X.2023.2295960

30- Kfoury, M., Barakat, H., Hallit, S., Saliba, S. Association between endometriosis and sexual satisfaction among a sample of Lebanese women. BMC Women's Health, 2023; 23(1): 164. https://doi.org/10.1186/s12905-023-02323-1

31- Farahani, H., Roshan Chesli, R. Calculation and Justification of Sample Size in Research of Psychological Sciences: Application of G*Power Software. Journal of Clinical Psychology & Personality, Autumn & Winter 2022-23: 20(2): 221-234. http://noo.rs/hTJ8X **[In Persian].**

32- Pines, A. Couple burnout: Causes and cures. Routledge; 2013.

33- Afzali Goroh, A., Farrokhzadian, A. A. Evaluate the effectiveness of metacognitive therapy (MCT) at the level of sexual satisfaction, marital satisfaction and body image concern (BICI) married female employees with depression. Biannual Journal of Clinical Psychology & Personality, 2018-2019 (Autumn & Winter); 16(2): 113-121. https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2862 **[In Persian].**

34- Hudson, W. W., Harrison, D. F., Crosscup, P. C. A short-form scale to measure sexual discord in dyadic relationships. Journal of Sex Research, 1981; 17(2):157-74. https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/00224498109551110

35- Nekounam, A., Etemadi, S., Piranaghash Tehrani, s. Check the relation sexual satisfaction with marital stress, marital satisfaction and psychological symptoms of coronary artery bypass graft heart patients. Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry, 2019; 9(2): 16-26. sid.ir/paper/263381/fa **[In Persian].**

36- Maasomi, R., Tavousi, M., Zarei, F. Development and psychometric properties of sexual health literacy for adults (SHELA) questionnaire. Hayat, 2019; 25(1); 56-69. https://www.magiran.com/p1995328 [In Persian].

37- Kline, R. B. Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications; 2023.

38- Shi, D., Maydeu-Olivares, A., Rosseel, Y. Assessing fit in ordinal factor analysis models: SRMR vs. RMSEA. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 2020 2; 27(1):1-5. https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1611434

39- Ghafari Movahed, M., Roshan Chesli, R. Psychometric Properties of the Sexual Problems Self-Assessment Questionnaire. Personality & Psychology Clinical of Journal. 2024 (Summer & Spring); 22(1): 233-252. http://noo.rs/7H2eZ **[In Persian].**

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٧٦-٦١**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19174.1553

**مقاله پژوهشی**

# مقایسه اثربخشی درمان روان‌نمایشگری و آموزش تقویت رابطه به شیوه «محکم مرا در آغوش بگیر» بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی

**نویسندگان**

**زهرا جمشیدی بورخانی [۱]، سعید ایمانی [۲*]، علیرضا جعفری [۳]، محمد قمری [٤]**

۱. دانشجوی دکتری، گروه مشاوره، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
zm.work@hotmail.com

۲. استادیار، گروه مشاوره، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد ابهر، دانشگاه آزاد اسلامی، ابهر، ایران.
Persianarj@yahoo.com

٤. استاد گروه مشاوره ، واحد علوم و تحقیقات ، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. mo.ghamari@ iau.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۷/۰۲

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۰/۰۴

**مقدمه:** خیانت زناشویی یکی از عوامل در ایجاد آشفتگی فردی و میان فردی زوجین بوده و تباه کنندهٔ روابط زناشویی است. هدف از پژوهش حاضر، مقایسهٔ اثربخشی درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی است.

**روش:** این پژوهش نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون و پس‌آزمون همراه با گروه کنترل و مرحله پیگیری دو ماهه انجام شد. جامعهٔ آماری پژوهش شامل زنانی بود که در سال ۱۴۰۱ به مراکز مشاوره منطقه ۱ شهر تهران مراجعه کرده و از خیانت زناشوییِ‌آسیب‌دیده بودند. در مرحله نخست، با روش نمونه‌گیری هدف‌مند، ۴۵ نفر انتخاب و به طور تصادفی در دو گروه آزمایش (هر گروه ۱۵ نفر) و یک گروه کنترل (۱۵ نفر) تقسیم شدند. گروه نخست در ۱۰ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای تحت درمان روان‌نمایش‌گری و گروه دوم در ۸ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای آموزش تقویت رابطه قرار گرفتند. برای گردآوری داده‌ها، از مقیاس پاسخ نشخوار فکری(RRS) نولن - هوکسما و مارو(۱۹۹۱م) و چک لیست اختلالات روانی (SCL-25) نجاریان و داوودی (۱۳۸۰)، استفاده شد. تحلیل داده‌ها با روش تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۸ انجام گرفت.

**نتایج:** نتایج نشان داد که هر دو مداخله در مراحل پس‌آزمون و پیگیری اثربخشی معناداری بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی داشته‌اند ($P<۰/۰۵$). همچنین، نتایج آزمون تعقیبی نشان داد که آموزش تقویت رابطه درکاهش نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی اثربخشی بیشتری دارد ($P<۰/۰۵$).

**بحث و نتیجه‌گیری:** بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر می‌توان نتیجه گرفت که درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه می‌توانند به عنوان شیوه‌های درمانی مناسب برای کاهش نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی در مراکز مشاوره به کار گرفته شوند.

**کلیدواژه‌ها**

تقویت رابطه، خیانت زناشویی، روان‌نمایشگری، علائم آسیب‌شناختی روانی، نشخوار فکری.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

S_imani@sbu.ac.ir

مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٧٦-٦١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76

**مقدمه**

خانواده به عنوان یکی از نهادهای اساسی اجتماعی، نقش مهمی در شکل‌دهی شخصیت افراد ایفا می‌کند. نهاد خانواده از طریق پیوند زناشویی زن و مرد و تشکیل زندگی مشترک شکل می‌گیرد [۱]. نیاز به صمیمیت و عشق، زن و مرد را به یکدیگر جذب کرده و زمینه‌ساز شکل‌گیری پیوند زناشویی میان آن‌ها می‌شود [۲]. زیربنای زندگی مشترک، تعهد متقابل همسران نسبت به یکدیگر و پایبندی به حقوق و مسئولیت‌های مشترک است [۳]؛ در صورت نبود این تعهد، اعتماد متقابل بین همسران کاهش می‌یابد و عواملی مانند پیمان‌شکنی، نارضایتی زناشویی و خشونت خانوادگی این اعتماد را تضعیف کرده و زندگی زناشویی را به سمت فروپاشی سوق می‌دهند [۴].

خیانت زناشویی می‌تواند ابعاد عاطفی، مجازی و به ویژه جنسی داشته باشد که هر یک از این ابعاد موجب نقض تعهد زناشویی آسیب‌های جدی در روابط زوجین می‌شود. در چنین شرایطی، یکی از همسران با برقراری رابطهٔ عاطفی و یا جنسی با فردی خارج از چهارچوب زندگی مشترک، وفاداری زناشویی را زیر پا می‌گذارد و به همسر خود خیانت کند. تحقیقات نشان می‌دهند که مردان، به دلیل نیازهای جنسی بالاتر نسبت به زنان، بیشتر مرتکب خیانت زناشویی می‌شوند [۵].

یکی از پیامدهای خیانت زناشویی، نشخوار فکری در همسران آسیب‌دیده است. به عبارت دیگر، خیانت زناشویی می‌تواند موجب تشدید افکار منفی و تکراری در همسر قربانی شده و او را در چرخه‌ای از تفکرات ناخوشایند و آسیب‌زا گرفتار کند [۶]. مطالعات نشان می‌دهند که نشخوار فکری به عنوان یک عامل فراتشخیصی در بسیاری از اختلالات روان‌شناختی مطرح بوده و در اثرفعال‌سازی و پایداری فراشناخت‌های ناکارآمد تقویت شود [۷].

نشخوار فکری به عنوان تمرکزی منفعل و تکراری بر احساسات منفی خود تعریف می‌شود که در آن فرد به جای تلاش برای تغییر وضعیت، بر علل و پیامدهای این احساسات متمرکز می‌ماند [۸]. این فرایند، دسترسی فرد به محتوای منفی را افزایش می‌دهد، حتی اگر این محتوا لزوماً با وضعیت فعلی او مطابقت نداشته باشد. در نتیجه، علائم آسیب‌شناختی روانی، ازجمله خلق افسرده در فرد تشدید می‌شود [۹].

علاوه بر این، مطالعات نشان داده‌اند، نشخوار فکری می‌تواند آغازگر علائم آسیب‌شناختی روانی، به‌ویژه افسردگی باشد. به‌گونه‌ای که این الگوی فکری با سبک‌های شناختی منفی در تعامل بوده و می‌تواند بر طول مدت علائم افسردگی تأثیر بگذارد [۱۰]. همچنین، نشخوار فکری به‌عنوان یک عامل واسطه‌ای فراتشخیصی، می‌تواند آسیب‌پذیری افراد را در برابر شرایط مختلف روان‌شناختی افزایش داده و بر پیامدهای این شرایط تأثیر بگذارد [۱۱ و ۱۲].

این پدیده در زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی نمود بیشتری دارد. زنانی که خیانت همسر را تجربه می‌کنند، معمولاً احساس بی‌عدالتی کرده و نسبت به همسر خود خشمگین می‌شوند. افزون بر این، ممکن است دچار نشخوار خشم شده و احساساتی مانند شرم و خجالت را تجربه کنند که این خود بر شدت احساس خشم و ناراحتی آن‌ها می‌افزاید[۱۳].

افزون بر علائم افسردگی، اضطراب و شکایت جسمانی از دیگر پیامدهای خیانت زناشویی در زنان آسیب‌دیده است [۱۴]، به طوری که می‌توان گفت، علائم افسردگی پس از افشای رابطهٔ خیانت‌آمیز میان قربانیان خیانت امری شایع است [۱۵].

مطالعات نشان داده‌اند، زنانی که تجربه تهدید به انحلال زندگی مشترک یا خیانت همسر را داشته‌اند، شش برابر بیشتر از زنانی که چنین رویدادهایی را تجربه نکرده‌اند، در معرض ابتلا به افسردگی اساسی قرار دارند. برخی از تحقیقات نیز با تأیید این یافته‌ها اذعان دارند که این گروه بیشتر از سایر زنان، علائم افسردگی و اضطراب غیراختصاصی را گزارش می‌کنند [۱۶]. به گونه‌ای که زنان مورد مطالعه در این پژوهش‌ها، نمرات بالینی بالایی از پریشانی روان‌شناختی (اضطراب و افسردگی) نشان داده‌اند. این شرایط با تصاویر مزاحم، خاطرات و نشخوار فکری مرتبط با گذشته آن‌ها در ارتباط بوده است [۱۷].

از سوی دیگر، حسادت رایج‌ترین احساسی است که زنان در پاسخ به خیانت همسر تجربه می‌کنند. این واکنش، مکانیسمی است که از هزاران سال پیش در انسان شکل گرفته و اغلب با احساساتی همچون خشم، ناامنی، طرد، ترس، پارانویا، افسردگی، تنهایی، سردرگمی، حسادت و رنجش و حتی علائم اختلال استرس پس از سانحه همراه است [۱۸].

بنابراین، احساسات شدید ذکر شده می‌تواند منجر به بروز رفتارهای پرخاشگرانه شود فرد آن را نسبت به همسر خود ابراز می‌کند. به گفته لیکر و کارلوزی [۱۹] این عامل یکی از دلایل اصلی قتل در ایالات متحده است. بدیهی است

که خیانت زناشویی می‌تواند پیامدهای خطرناکی برای قربانیان آن به همراه داشته باشد [۲۰].

از سوی دیگر، می‌توان گفت که جنسیت یکی از عوامل تأثیرگذار در میزان پریشانی عمومی، خشم، اضطراب، حسادت و تحقیر در واکنش به خیانت عاطفی و جنسی است. پژوهش‌ها نشان داده‌اند، زنان در مقایسه با مردان، مشکلات بیشتری را در واکنش به خیانت زناشویی تجربه می‌کنند [۱۶]؛ لذا به کارگیری مداخلات درمانی برای برای کمک به زنان آسیب‌دیده می‌تواند موجب کاهش مشکلات آنان و در نتیجه تحکیم بنیان خانواده شود.

یکی از مداخلات اثربخش در این زمینه، درمان روان‌نمایش‌گری است، ابزارهای هنری مانند نمایش، تأثیر قابل‌توجهی بر بهبود سلامت روان افراد دارند. این رویکرد که نخستین بار توسط مورنو معرفی شد، به افراد کمک می‌کند تا از طریق اجرای نمایشی با زندگی خود، رؤیاها و تخیلاتشان ارتباط برقرار کنند. این فرایند به آن‌ها امکان می‌دهد احساسات سرکوب شده خود را ابراز کنند، بینش و درک عمیق‌تری نسبت به تجربیاتشان به دست آورند و رفتارهای سالم‌تری را برای مقابله با چالش‌ها و مشکلات زندگی تمرین کنند [۲۱].

درمان روان نمایشگری به افراد این امکان را می‌دهد که به جای صحبت در مورد مشکلات‌شان، آن مشکلات را صحنه‌سازی کنند که این درمان گزینه بسیار مناسبی برای کم کردن میزان مشکلات مختلف است [۲۲]. در جلسات اول درمان روان‌نمایش‌گری، درمانگران نظریهٔ نقش روان‌نمایش‌گری و تکنیک‌های مرتبط را که توسط مورنو پیشنهاد شده است، ارائه می‌کنند. سپس هر جلسه روان‌نمایشگری بعدی شامل سه مرحله است: گرم کردن، عمل و اشتراک‌گذاری. در طول مرحله گرم کردن، درمانگران از مراجعین می‌خواهند که یک تکنیک گرم کردن کلامی یا غیرکلامی را انجام دهند. این مرحله مراجعین را برای عمل آماده می‌کند و فضای امن، حمایتی و خلاقانه را در ابتدای هر جلسه تسهیل می‌کند. پس از مرحله گرم کردن، به اصطلاح قهرمان داستان (protagonist) شناسایی می‌شود. این شخصیت اصلی مرحله عمل است و جلسه بر روی مشکل آن‌ها تمرکز می‌کند. برای انتخاب قهرمان داستان، می‌توان از چندین روش استفاده کرد [۲۳]. درمان‌گر می‌تواند بپرسد چه کسی برای داوطلب شدن آماده است. روش دیگر، درمان‌گرها می‌توانند بر اساس آنچه در مرحله گرم کردن مشاهده کرده‌اند یا بر اساس اطلاعات به دست آمده در جلسه قبل، قهرمان داستان را انتخاب کنند. هر مراجع حداقل یک بار در طول درمان قهرمان می‌شود. در مرحله عمل جلسات درمانی، یک موقعیت اضطراب‌آور با قهرمان داستان اجرا می‌شود و در این مرحله عمل، درمان‌گران از تکنیک‌های مختلف روان‌نمایش‌گری استفاده می‌کنند و سایر مراجعین را در اجرای شخصیت اصلی داستان درگیر می‌کنند [۲۴]. اینکه کدام فن روان‌نمایش‌گری استفاده می‌شود به نوع موقعیت اضطراب‌انگیز بستگی دارد و با موافقت قهرمان داستان توسط درمان‌گر انتخاب می‌شود [۲۳].

آخرین بخش هر جلسه روان نمایش‌گری اشتراک‌گذاری یا بسته شدن است. این زمانی است که مراجعین به تفصیل دربارهٔ اجرای آن بپردازند و احساسات و افکار خود را با گروه در میان بگذارند. در روان‌نمایش‌گری، درمان‌گر تکلیف خانه را تعیین نمی‌کند. در پایان جلسات، مراجعین و درمان‌گران احساسات و افکار خود را در مورد جلسات قبلی و پیشرفت آن‌ها در درمان با گروه در میان می‌گذارند، اما برنامه‌ای برای بعد از درمان وجود ندارد [۲۳]. این روان‌نمایش‌گری روشی درمانی است که در برابر انواع دیگر روان‌درمانی که در آن مراجعان فقط در مورد مشکلاتشان صحبت می‌کنند در درمان مشکلات اجتماعی و روان‌شناختی مفیدتر است و علاوه بر مؤثر بودن در بهبود علائم آسیب‌شناختی روانی، یک روش قابل اعتماد، مؤثر، مقرون به صرفه و پایدار در درمان این علائم است [۲۵]. از سوی دیگر یکی دیگر از شیوه‌های بهبود مشکلات زناشویی، تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» که یک مداخلهٔ گروهی امیدبخش است که بر اساس رویکرد هیجان‌مدار پایه‌گذاری شده است [۲۶].

شیوهٔ تقویت رابطه (محکم مرا در آغوش بگیر) شامل هفت گفتگو است شامل: تشخیص گفتگوهای ویران‌گر، یافتن نقاط آسیب‌دیده، مواجهه مجدد با یک لحظه دشوار، محکم مرا در آغوش بگیر، بخشیدن آسیب‌ها، پیوند از طریق رابطهٔ جنسی و تماس و در نهایت زنده نگه داشتن عشق است. شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» تلفیقی از درمان هیجان‌مدار برای زوجین است که بر اساس سی سال تحقیق در خصوص اثربخشی این نوع درمان پدیده آمده است [۲۷]

و از آنجا که جانسون [۲۸] معتقد است که فاصله هیجانی بیش از تعارضات بین زوجین، به مشکلات آن‌ها دامن می‌زند، برنامه‌های آموزشی مربوط به روابط زوجین باید بیشتر بر گسترش ارتباطات هیجانی تأکید داشته باشد و بر همین اساس برنامه آموزشی«محکم مرا در آغوش بگیر: گفتگوهایی برای ارتباط» را معرفی می‌کند که هدف آن ایجاد رابطه‌ای قوی‌تر با احساس امنیت بیشتر است [۲۹]. به عبارتی دیگر این برنامه آموزشی به همسران اجازه می‌دهد تا با دست‌یابی به راه‌هایی جدیدی برای تغییر سبک دلبستگی خود، روابطشان را به طور متفاوتی تجربه کنند و با برقراری پیوندهای عاطفی محکم‌تر که آن‌ها را در مقابل کسالت‌های فیزیکی و هیجانی ایمن نگه می‌دارد، یک زندگی بلندمدت همراه با سعادت را به یکدیگر هدیه دهند. به طوری که گریمن و جانسون [۳۰] درمان هیجان‌مدار به شیوۀ تقویت رابطۀ «محکم مرا در آغوش بگیر» را برای زوجین پیشنهاد کرده‌اند تا کیفیت پیوندهای عاطفی آنان با همدیگر و با افراد مهم و همچنین احساس ذهنی آنها از ارتباط اجتماعی افزایش پیدا کند، چرا که تقویت پیوندهای عاطفی و بین‌فردی تمرکز اصلی درمان هیجان‌مدار است که می‌تواند به بازگرداندن تعادل عاطفی آنان کمک کند و در نتیجه افراد را از انزوا و مجموعه مشکلات سلامتی که می‌توانند برای افراد آسیب‌زا باشند محافظت کند[۳۰].

بنابراین، آنچه که مشخص است هم روان‌نمایش‌گری [۲۳ و ۲۵] و هم آموزش تقویت رابطه[۲۹ و ۳۰] بر بهبود مشکلات مختلف هیجانی، روان‌شناختی و زناشویی اثربخشی معنادار دارند؛ اما مقایسه اثربخشی این درمان‌ها کمتر بر روی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی بررسی شده است. افزون بر این، از نظر روش‌شناختی نیز، مطالعاتی که به مقایسه اثربخشی درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه به شیوۀ «محکم مرا در آغوش بگیر» بر کاهش نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی پرداخته است، کمتر وجود دارد و این باعث می‌شود که نتوان درمان روان‌شناختی مؤثر و مورد نیاز زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی را شناسایی کرد؛ لذا در باب دلایل منطقی و علمی برای مقایسه این دو این درمان، می‌توان گفت، وقتی بتوان از بین رویکردها و مداخلات زوج درمانی مختلف و اثربخش از نظر مطالعات تجربی، یک درمان اثربخش‌تر را نسبت به زوج درمان‌های دیگر را شناسایی کرد، می‌توان به روان‌شناسان و درمانگران خانواده که در زمینه مشکلات زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی فعالیت می‌کنند کمک کرد که از نتایج اینگونه تحقیقات استفاده کنند که چه نوع درمانی اثربخش‌تر است. به همین دلیل این پژوهش از تلویحات کاربردی در این زمینه، برای روان‌شناسان و درمانگران خانواده برخوردار است.

## پرسش پژوهش

لذا، بر اساس آنچه گفته شد پرسش پژوهش آن است که چه تفاوتی بین اثربخشی درمان روان نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه به شیوۀ «محکم مرا در آغوش بگیر» بر نشخوار فکری و علائم آسیب شناختی روانی زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی وجود دارد؟

## روش

روش پژوهش، نیمه‌آزمایشی و از نوع پیش آزمون، پس‌آزمون با گروه کنترل است که در آن یک مرحله پیگیری ۲ ماهه نیز در نظر گرفته شده است. در این پژوهش جامعۀ آماری زنان آسیب دیده خیانت زناشویی مراجعه کننده به کلینیک مشاوره منطقۀ ۱ شهر تهران در سال ۱۴۰۱ بودند. در ادامه با استفاده از روش نمونه‌گیری هدفمند از مرکز مشاوره سرود آفرینش منطقه موردنظر ۴۵ نفر انتخاب و به شیوۀ تصادفی ساده در ۳ گروه گمارده شدند (۱۵ نفر در گروه روان‌نمایشگری، ۱۵ نفر در گروه تقویت رابطه و ۱۵ نفر در گروه کنترل). لازم به ذکر است که در این پژوهش از جدول کوهن برای تعیین حجم نمونه استفاده شد. به این صورت که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، حجم اثر ۰/۷۰ و توان آماری ۰/۹۱ برای هرگروه ۱۲ نفر تعیین شد. اما از آنجایی که احتمال ریزش برخی نمونه‌ها وجود دارد و در جهت تعمیم‌پذیری بیشتر نتایج حجم هر گروه ۱۵ نفر انتخاب شد. گذشتن حداقل شش ماه الی یک سال از زمان ازدواج زنان، نداشتن بیماری‌های جسمی و روان‌شناختی و داشتن حداقل مدرک تحصیلی دیپلم از ملاک‌های ورود به پژوهش بود. مصرف داروهای روانپزشکی و روان گردان، غیبت بیش از ۲ جلسه در جلسات درمانی، شرکت همزمان در دیگر دوره‌ها و مداخلات درمانی همزمان با پژوهش، ابتلا به سوء مصرف مواد مخدر و سیگار و مبتلا بودن به اختلالات روان‌پزشکی از ملاک‌های خروج از

پژوهش بود. توضیح اهداف پژوهش برای افراد شرکت کننده و ارائه جلسات مداخله به صورت فشرده به گروه کنترل از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بود. لازم به ذکر است که کسب کد اخلاق به شمارهٔ IR.IAU.SRB.REC.1400.206 از کارگروه/کمیتهٔ اخلاق در پژوهش دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بوده است. در پژوهش حاضر به منظور گردآوری داده‌ها، علاوه بر گردآوری اطلاعات از دو مقیاس نیز استفاده گردید که به شرح ذیل بودند:

## ابزارها

### مقیاس پاسخ نشخوار فکری (RRS)

این مقیاس توسط نولن - هوکسما و مارو در سال ۱۹۹۱ م تدوین شده است [۳۱]. این مقیاس شامل ۲۲ پرسش و سه خرده مقیاس بروزدادن است با پرسش‌های؛ ۷، ۱۱، ۱۲، ۲۰ و ۲۱؛ در فکر فرورفتن با پرسش‌های؛ ۵، ۱۰، ۱۳، ۱۵ و ۱۶؛ افسردگی با پرسش‌های؛ ۱، ۲، ۳، ۴، ۶، ۸، ۹، ۱۴، ۱۷، ۱۸، ۱۹ و ۲۲ را اندازه‌گیری می‌کند [۳۲]. نمره‌گذاری آن در طیف لیکرت ۴ درجه‌ای است به این صورت که هرگز ۱ نمره، به ندرت ۲ نمره، گاهی ۳ نمره و همیشه ۴ نمره تعلق می‌گیرد. این مقیاس برای نخستین بار در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و روایی محتوایی آن تأیید شده است و ضریب آلفای کرونباخ برای بررسی پایایی آن در دامنهٔ ۰/۷۷ تا ۰/۹۰ محاسبه شده است [۳۲]. در خارج از کشور برای بررسی پایایی آن از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب در دامنهٔ ۰/۷۸ تا ۰/۸۶ محاسبه و گزارش است [۳۳]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شد که ضرایب در مرحله پیش آزمون ۰/۷۱، پس‌آزمون ۰/۸۰ و پیگیری ۰/۹۱ محاسبه و به دست آمد.

### چک لیست اختلالات روانی (SC- 25)

این چک لیست توسط نجاریان و داوودی در سال ۱۳۸۰ تدوین شده است [۳۴] و ۲۵ پرسش دارد که بر اساس نسخهٔ ۹۰ سوالی تهیه شده است که ۷ مؤلفه شکایات جسمانی با پرسش‌های؛ ۲، ۶، ۱۲، ۱۶، ۱۷، ۱۸ و ۲۵؛ وسواس- اجبار با پرسش‌های؛ ۱۱، ۲۱ و ۲۲؛ حساسیت بین فردی با پرسش‌های؛ ۵، ۹ و ۲۰؛ هراس با پرسش‌های؛ ۱۰، ۱۴ و ۱۵؛ اضطراب با پرسش‌های؛ ۳، ۷ و ۸؛ روان گسسته‌گرایی با پرسش‌های؛ ۱، ۱۹، ۲۳ و ۲۴؛ افسردگی با پرسش‌های؛ ۴ و ۱۳ را اندازه‌گیری می‌کند [۳۵]. نمره‌گذاری آن در طیف لیکرت ۵ درجه‌ای است به این صورت که به ندرت ۰ نمره، کمی ۱ نمره، تا حدی ۲ نمره، زیاد ۳ نمره و خیلی زیاد ۴ نمره تعلق می‌گیرد. در پژوهش نجاریان و داوودی [۳۴] پایایی آن با روش کرونباخ بررسی و ضریب ۰/۹۷ و ضریب بازآزمایی ۰/۷۸ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمد و همچنین روایی ملاکی آن بررسی و ضریب همبستگی با افسردگی Beck ۰/۴۹ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمد. همچنین در یک پژوهش ضرایب کرونباخ در دامنهٔ ۰/۷۱ تا ۰/۹۵ و ضرایب دو نیمه‌سازی در دامنه ۰/۶۵ تا ۰/۹۶ به دست آمد [۳۵]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شد که ضرایب در مرحله پیش آزمون ۰/۷۹، پس‌آزمون ۰/۸۲ و پیگیری ۰/۹۳ محاسبه و به دست آمد.

## شیوه تحلیل داده‌ها

ازآنجایی‌که طرح پژوهش پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری بوده است؛ لذا برای بررسی داده‌های گردآوری شده و تحلیل آماری آن از روش تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر و آزمون تعقیبی بن‌فرونی برای مقایسه مداخلات و مقایسه مراحل آزمون استفاده شده است. نرم افزار تحلیل داده‌ها SPSS نسخه ۲۸ بود.

## جلسات درمانی

**جدول ۱. موضوع جلسات و فنون مراحل مختلف روان‌نمایش‌گری اقتباس از رحیمی و همکاران[۲۵]**

| |
|---|
| روش روان نمایش‌گری معمولاً دارای چهار ابزار اصلی است: protagonist یا شخص اول که از میان گروه انتخاب می‌شود و پرده‌ای از زندگی خصوصی خود را به تصویر می‌کشد. اعضای کمکی یا من‌های یاور که خود را جهت نمایش زندگی خصوصی شخص اول در اختیار او می‌گذارند. کارگردان یا تسهیلگر که در سه قالب تهیه‌کننده، درمان‌گر و تحلیل کننده عمل می‌کند. صحنه که مهم‌ترین بخش روان‌نمایش‌گری است و معمولاً به صورت بالکن دایره شکل است و نور خاصی دارد. برنامهٔ مداخله شامل آموزش یک رشته از مهارت‌ها در چارچوب ۱۰ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای با رویکرد روان‌نمایش‌گر بود. هر جلسه در برگیرندهٔ ۳ مرحله؛ گرم کردن (آماده‌سازی)، اجرا و تمرین رفتاری و مشارکت و اختتام بود. مرحلهٔ قبل از عمل یا آماده‌سازی شامل فعالیت‌هایی است که ماهیت نمایشی دارد و باعث خودجوشی، تمرکز، آشکار شدن مشکل، |

**ادامه جدول ۱. موضوع جلسات و فنون مراحل مختلف روان‌نمایش‌گری اقتباس از رحیمی و همکاران[۲۵]**

ایجاد فضایی حمایت کننده و اطمینان‌بخش، انسجام گروه و اعتمادسازی می‌گردد. فعالیت‌های این مرحله بر نیازهای اساسی و ایجاد زمینه‌های خودجوشی هر فرد استوار است. در مرحلهٔ اجرا یا عمل، protagonist توسط کارگردان یا به صورت داوطلبانه انتخاب می‌شود. اعضای کمکی یا حضار در این پژوهش سایر اعضای شرکت کننده در گروه آزمایش بودند. در این مرحله protagonist مشکلی را متناسب با مو ضوع جلسه مطرح و با به کار گرفتن اعضای یاور آن را در گروه به صورت عملی به نمایش می‌گذارد. بازیگران نمایش، با زنده کردن صحنه‌های سخت زندگی و تجربه نمودن دوباره احساس مرتبط با آن، به آرامش می‌رسند. این آرامش علاوه بر تخلیه هیجانی، بیشتر ناشی از یکپارچگی مجدد روان است که قبل از اجرا دچار از هم گسیختگی شده است. فنون اصلی روان‌نمایش‌گری شامل؛ مضاعف، وارونگی نقش، آیینه، تک‌گویی، فرافکنی در آینده و خود محقق‌سازی در مرحله اجرا مورد استفاده قرار گرفت. با توجه به خصوصیات اعضای گروه، مهارت در برقراری ارتباط، مهارت در تخلیه هیجانی به صورت کلامی و غیرکلامی، شناخت احساسات و نحوه کنترل آن‌ها تمرین شد. در مرحله پایانی، اعضای گروه در تجارب شخصی و خصوصی زندگی هم سهیم شده و در مورد آن صحبت کردند. protagonist در این مرحله پیش از ختم جلسه مورد حمایت مجدد قرار می‌گیرد و از نظر روانی و عاطفی مجدداً به حالت اولیه بر می‌گردد.

| جلسه | موضوع | گرم‌کردن | اجرا |
|---|---|---|---|
| اول | ارتباط فکر با احساس و رفتار | پاس‌دادن یک توپ خیالی | آیینه و جابه‌جایی نقش |
| دوم | مهارت بیان احساسات | درجه‌بندی‌کردن احساسات | مضاعف و تعمیق هیجانات |
| سوم | شناسایی هیجانات و زبان بدن | مجسمه‌سازی و تعاملات غیرکلامی | آیینه و تک‌گویی |
| چهارم | مواجهه با بخش‌های مختلف شخصیت | بازی گفت‌وشنود | صندلی خالی و مضاعف |
| پنجم | غلبه بر احساس بی‌عرضه بودن | توصیف خود از زبان دیگران و صندلی سخنگو | تک‌گویی و مصاعف |
| ششم | غلبه بر افسردگی و تحمل کم ناکامی | فهرست‌برداری و فاصله گیری | فرافکنی در آینده و آیینه |
| هفتم | مهارت گشودن تعارضات | فشردن دست و صبحت با مکان | آیینه، وارونگی نقش و حل مسئله |
| هشتم | حذف موانع بر سر راه شادمانی | خودپذیری نامشروط و بازی نقش‌ها | صندلی خالی و مضاعف |
| نهم | عزت‌نفس | دیگ عزت‌نفس و توجه به بازخوردهای دیگران | حل مسئله و خود محقق‌سازی |
| دهم | جمع‌بندی مهارت‌ها و بینش‌های کسب شده در جلسات قبل و کاربست مهارت‌های کسب شده در زندگی روزمره | | |

**جدول ۲. جلسات آموزش تقویت رابطه اقتباس از سندرفر و جانسون[۳۶]**

| جلسه | هدف | محتوا |
|---|---|---|
| اول | آماده‌سازی | بیان مفاهیم کلیدی محکم مرا در آغوش بگیر: گفتگوهایی برای ارتباط و یک بحث و گفتگوی خلاصه میان شرکت‌کنندگان و هدایت آن توسط برگزارکننده، مفاهیم کلیدی شامل: اهمیت تشخیص مکالمات ویرانگر، بیان و ابراز احساسات، تعریف بستر امن عاطفی، تعریف دلبستگی، پیوند ایمن، بهشت امن عاطفی، کیفیت پیوندهای عاطفی و تأثیر آن بر سلامتی فیزیکی، تعریف گسست‌های عاطفی، حضور عاطفی در مقابل عملکرد بی نقص، تعریف ریسک‌های عاطفی، بررسی مفهوم در دسترس بودن، پاسخگو بودن و متعهد بودن (A.R.E) (در دسترس بودن پاسخگوی عاطفی بودن و پیوند یا مشارکت). |
| دوم | گفتگوی ۱: تشخیص و گفتگوهای ویران‌گر | بیان مفاهیم کلیدی شامل چرخهٔ مشاجرات و مارپیچ‌های منفی رابطه، تشخیص گفتگوهای ویران‌گر شامل تشخیص آدم بد (حمله - حمله)، پلکای اعتراض (حمله -کناره‌گیری) و بی حرکتی و فرار (کناره‌گیری - کناره‌گیری) و توقف چرخه‌های منفی. |
| سوم | گفتگوی ۲: شناسایی نقاط آسیب دیده | بیان مفاهیم کلیدی شامل شناسایی آسیب‌های گذشته (محرومیت و طردشدن احساسی)، تعریف و تشخیص نقاط حساس عاطفی، نحوهٔ فعال شدن نقاط حساس، نشانه‌های فعال شدن آن‌ها، تجزیه و تحلیل جزئیات، آزرده‌شدن شریک عاطفی و روش‌های در میان گذاشتن آزردگی با همسر. |

**ادامه جدول ۲. جلسات آموزش تقویت رابطه اقتباس از سندرفر و جانسون[۳۶]**

| جلسه | هدف | محتوا |
|---|---|---|
| چهارم | گفتگوی ۳: بررسی مجدد یک لحظه سخت رفع اشتباهات و ایجاد بستر امن عاطفی | بیان مفاهیم کلیدی شامل: ترکیب گفتگوی شمارهٔ۱ و ۲، بازسازی شکاف‌های رابطه، خروج از چرخه-های منفی، قاب‌گیری مجدد با بیان صریح نیازها، تأکید بر حرکات و رفتارهای خود به جای متهم‌کردن شریک عاطفی، تأکید بیان احساسات از جانب خود، تأثیر رفتارهای فرد بر شکل‌گیری احساسات مثبت و منفی شریک عاطفی، در میان گذاشتن احساسات ناشی از یک برخورد سخت بین همسران، به سه گفت‌گوی ۱، ۲ و ۳ گفتگوهای A.R.E (در دسترس بودن، پاسخگو بودن و متعهد بودن) می‌گویند. |
| پنجم | گفتگوی ۴: محکم مرا در آغوش بگیر | بیان مفاهیم کلیدی شامل: افزایش اعتماد و صمیمیت بعد از سه گفتگوی اول؛ گفتگوی پاداش‌آور برای زوجین و پادزهر مکالمات ویران‌گر، تکمیل این گفتگو احتمالاً پایان پریشانی در رابطه را تضمین می‌کند. تشخیص ترس‌هایی که به قطع ارتباط و شکل‌گیری گفتگوهای ویران‌گر می‌شود، ایجاد پیوند امن عاطفی و صحبت‌کردن به زبان دلبستگی سطح جدیدی از درگیری عاطفی از طریق افشاگری احساسی، مشارکت و ارتباط مجدد (این گفتگو بسیار مهم است؛ چرا که تمامی گفتگوهای بعدی بر محور توانایی زوجین برای ساختن این گفتگو می‌چرخد). |
| ششم | گفتگوی ۵: بخشش آسیب‌ها | بیان مفاهیم کلیدی شامل: تعریف تروما‌ی روابط و تشخیص آن نادیده‌گرفتن و دفن آسیب‌ها ممنوع، مواجهه با تروماهای حل نشده و یادگیری مهارت شش قدم تا بخشش. |
| هفتم | گفتگوی ۶: پیوند عاطفی مجدد از طریق رابطهٔ جنسی و تماس | بیان مفاهیم کلیدی انواع پاسخ‌گویی جنسی (رابطهٔ جنسی مطلق، رابطهٔ جنسی اطمینان‌بخش و رابطهٔ جنسی همزمان) و ارتباط آن با سبک‌های دلبستگی. |
| هشتم | گفتگوی ۷: عشقتان را زنده نگه دارید. | بیان مفاهیم کلیدی (شش گفتگوی اول زبان عشق است)، شامل بازبینی نقاط حساس مرور (و انعکاس آن‌ها بدون سرزنش، تهدید، تحقیر، توهین و انتقاد) جشن گرفتن لحظات پیوستگی (چه کوچک و چه بزرگ) یادگیری تشریفاتی برای مواجهه با لحظات جدایی و از سرگیری رابطه، گفتگو به جای مشاجره (اول امنیت)، ساخت داستان آینده رابطه، حفظ تغییرات مثبت و اصلاح کلام. |

## نتایج

**جدول ۳. میانگین و انحراف معیار سن در افراد نمونه در سه گروه**

| گروه | شاخص | | آماره | |
|---|---|---|---|---|
| | میانگین | انحراف معیار | F | معناداری |
| درمان روان نمایش‌گری | ۳۱/۱۳ | ۳/۳۶ | ۰/۶۵۸ | ۰/۵۲۳ |
| آموزش تقویت رابطه | ۳۲/۲۰ | ۶/۵۸ | | |
| گروه کنترل | ۳۳/۶۰ | ۷/۰۸ | | |

بر اساس جدول ۳ ، میانگین و انحراف معیار سن گروه درمان روان‌نمایش‌گری ۳۱/۱۳ و ۳/۳۵۷؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه آموزش تقویت رابطه ۳۲/۲۰ و ۶/۵۸۱؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه کنترل ۳۳/۶۰ و ۱/۸۲۸ بود. میزان آماره F به دست آمده حاصل از مقایسه میانگین‌های ۳ گروه در متغیر سن برابر با F=۰/۶۵۸ است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۵۲۳) که نشان دهندهٔ همتا بودن ۳ گروه از نظر سن است. در جدول ۴ فراوانی و درصد تحصیلات افراد نمونه آمده است.

جدول ۴ فراوانی و درصد تحصیلات گروه‌های آزمایش و کنترل را نشان می‌دهد. میزان آماره تحلیل خی دو (Chi-Square) آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد ۳ گروه در متغیر تحصیلات برابر با Chi-Square=۳/۳۰۴ است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۹۱۴) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن سه گروه از نظر تحصیلات است. در جدول ۵ میانگین و انحراف معیار نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی در گروه‌های آزمایش و گروه کنترل آمده است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٧٦-٦١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76

**جدول ۴. فراوانی و درصد تحصیلات افراد نمونه**

| گروه | | شاخص | | آماره | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | فراوانی | درصد | Chi-Square | معناداری |
| درمان روان نمایش گری | دیپلم | ۵ | ۳۳/۳۳ | ۳/۳۰۴ | ۰/۹۱۴ |
| | فوق‌دیپلم | ۷ | ۴۶/۶۷ | | |
| | کارشناسی | ۲ | ۱۳/۳۳ | | |
| | کارشناسی‌ارشد | ۱ | ۶/۶۷ | | |
| | دکترا | ۰ | ۰ | | |
| | کل | ۱۵ | ۱۰۰ | | |
| آموزش تقویت رابطه | دیپلم | ۵ | ۳۳/۳۳ | | |
| | فوق‌دیپلم | ۴ | ۲۶/۶۷ | | |
| | کارشناسی | ۲ | ۱۳/۳۳ | | |
| | کارشناسی‌ارشد | ۳ | ۲۰ | | |
| | دکترا | ۱ | ۶/۶۷ | | |
| | کل | ۱۵ | ۱۰۰ | | |
| گروه کنترل | دیپلم | ۴ | ۲۶/۶۷ | | |
| | فوق‌دیپلم | ۵ | ۳۳/۳۳ | | |
| | کارشناسی | ۳ | ۲۰ | | |
| | کارشناسی‌ارشد | ۲ | ۱۳/۳۳ | | |
| | دکترا | ۱ | ۶/۶۷ | | |
| | کل | ۱۵ | ۱۰۰ | | |

**جدول ۵. میانگین و انحراف معیار نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی در گروه‌های آزمایش و گروه کنترل**

| متغیرهای وابسته | مرحله | میانگین | | | انحراف معیار | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | روان نمایشگری | تقویت رابطه | کنترل | روان نمایشگری | تقویت رابطه | کنترل |
| بروزدادن | پیش‌آزمون | ۱۴/۸۰ | ۱۴/۹۳ | ۱۵/۰۰ | ۰/۶۷۶ | ۰/۴۵۸ | ۰/۶۵۵ |
| | پس‌آزمون | ۱۲/۹۳ | ۱۲/۲۰ | ۱۴/۸۷ | ۰/۷۹۹ | ۰/۷۷۵ | ۰/۸۳۴ |
| | پیگیری | ۱۳/۰۰ | ۱۲/۳۳ | ۱۴/۸۰ | ۰/۹۲۶ | ۱/۰۴۷ | ۰/۸۶۲ |
| در فکر فرورفتن | پیش‌آزمون | ۱۵/۱۳ | ۱۵/۰۰ | ۱۵/۰۷ | ۰/۸۳۴ | ۰/۶۵۵ | ۰/۵۹۴ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۸۰ | ۱۲/۸۷ | ۱۵/۰۰ | ۰/۷۷۵ | ۰/۹۱۵ | ۰/۶۵۵ |
| | پیگیری | ۱۳/۸۷ | ۱۳/۰۷ | ۱۵/۰۷ | ۰/۸۳۴ | ۱/۰۳۳ | ۰/۷۰۴ |
| افسردگی | پیش‌آزمون | ۳۵/۱۳ | ۳۴/۶۷ | ۳۴/۲۷ | ۰/۸۳۴ | ۰/۹۰۰ | ۱/۷۱۰ |
| | پس‌آزمون | ۳۱/۰۰ | ۳۰/۱۳ | ۳۳/۶۷ | ۱/۶۹۰ | ۰/۹۱۵ | ۲/۴۶۹ |
| | پیگیری | ۳۱/۰۰ | ۳۰/۲۷ | ۳۳/۷۳ | ۱/۶۹۰ | ۱/۰۳۳ | ۲/۵۲۰ |
| نمرۀ کل نشخوار فکری | پیش‌آزمون | ۶۵/۰۷ | ۶۴/۶۰ | ۶۴/۳۳ | ۱/۶۲۴ | ۱/۰۵۶ | ۲/۰۲۴ |
| | پس‌آزمون | ۵۷/۷۳ | ۵۵/۲۰ | ۶۳/۵۳ | ۱/۸۷۰ | ۱/۳۲۰ | ۳/۰۹۱ |
| | پیگیری | ۵۷/۸۷ | ۵۵/۶۷ | ۶۳/۶۰ | ۱/۸۴۶ | ۱/۶۷۶ | ۳/۱۳۵ |

**ادامه جدول ۵. میانگین و انحراف معیار نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی در گروه‌های آزمایش و گروه کنترل**

| متغیرهای وابسته | مرحله | میانگین | | | انحراف معیار | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | روان نمایشگری | تقویت رابطه | کنترل | روان نمایشگری | تقویت رابطه | کنترل |
| اضطراب | پیش آزمون | ۷/۹۳ | ۸/۰۰ | ۷/۷۳ | ۰/۷۰۴ | ۰/۶۵۵ | ۰/۵۹۴ |
| | پس‌آزمون | ۶/۲۰ | ۵/۵۳ | ۷/۶۰ | ۰/۹۴۱ | ۰/۹۱۵ | ۰/۷۳۷ |
| | پیگیری | ۶/۲۷ | ۵/۶۰ | ۷/۶۷ | ۱/۰۳۳ | ۰/۹۱۰ | ۰/۸۱۶ |
| افسردگی | پیش آزمون | ۵/۰۰ | ۵/۰۷ | ۵/۲۰ | ۰/۷۵۶ | ۰/۴۵۸ | ۰/۵۶۱ |
| | پس‌آزمون | ۳/۸۰ | ۳/۶۰ | ۵/۱۳ | ۰/۸۶۲ | ۰/۸۲۸ | ۰/۶۴۰ |
| | پیگیری | ۳/۸۷ | ۳/۶۷ | ۵/۲۷ | ۰/۹۱۵ | ۰/۹۰۰ | ۰/۹۶۱ |
| شکایات جسمانی | پیش آزمون | ۱۷/۴۰ | ۱۷/۱۳ | ۱۶/۴۷ | ۱/۱۲۱ | ۱/۱۸۷ | ۱/۳۰۲ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۰۷ | ۱۲/۴۷ | ۱۶/۳۳ | ۰/۹۶۱ | ۰/۸۳۴ | ۱/۳۴۵ |
| | پیگیری | ۱۳/۲۰ | ۱۲/۶۰ | ۱۶/۴۰ | ۱/۰۸۲ | ۰/۹۱۰ | ۱/۲۹۸ |

جدول ۵ میانگین و انحراف معیار نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی گروه‌های آزمایش و کنترل به تفکیک مراحل سنجش (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) را نشان می‌دهد. برای دانستن این مطلب که این تغییرات حاصل شده در پس‌آزمون و پیگیری به لحاظ آماری معنادار می‌باشند یا خیر، از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر استفاده گردید. استفاده از این آزمون مستلزم رعایت چند پیش فرض اولیه است. این پیش‌فرض‌ها شامل نرمال بودن توزیع نمرات و همگنی واریانس‌ها است که ابتدا پیش‌فرض‌ها بررسی شد. برای بررسی نرمال بودن از آزمون شاپیرو - ویلکز استفاده شد. از آنجایی که مقادیر آزمون شاپیرو - ویلکز در هیچ یک از مراحل معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵)؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت که توزیع نمرات نرمال می‌باشد. جهت بررسی همگنی واریانس‌ها نیز از آزمون لوین استفاده شد. طبق نتایج، شاخص آماره آزمون لوین در سه مرحله ارزیابی به لحاظ آماری معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵) و بدین‌ترتیب پیش‌فرض برابری واریانس‌ها تأیید شد. داده‌های تحقیق فرض همگنی ماتریس‌های واریانس – کوواریانس (ام‌باکس) را زیر سؤال نبرد؛ بنابراین این پیش‌فرض نیز رعایت شده است (P>۰/۰۵). سطح معنی‌داری اثر تعامل گروه و پیش آزمون بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بود و این نشان‌دهندهٔ همگنی شیب خط رگرسیون بود. با توجه به اینکه پیش‌فرض‌های استفاده از تحلیل واریانس مکرر رعایت شده است، می‌توان از این آزمون آماری استفاده نمود. بر اساس نتایج مقدار سطح معناداری آزمون کرویت موچلیِ متغیر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی برابر ۰/۰۰۱ به دست آمده است؛ لذا فرض کرویت موچلی تأیید نشده است و تخطی از الگوی آماری F صورت گرفته است؛ بنابراین از آزمون محافظه کارانه گرین هاوس - گیسر استفاده شده است که نتایج در شمارهٔ جدول ۶ آمده است.

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد، درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه بر کاهش نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی اثربخشی معناداری دارد. در ادامه مقایسهٔ دو به دوی میانگین تعدیل مراحل آزمون (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) در نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی در جدول شماره ۷ آمده است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٧٦-٦١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76

**جدول ۶. نتایج اثرات بین و درون آزمودنی نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی**

| متغیرهای وابسته | منابع تغییر | آماره F | معنی‌داری | ضریب تأثیر | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|
| بروزدادن | گروه | ۲۶/۹۳۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۶۲ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان | ۱۳۳/۸۰۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۶۱ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۲۹/۹۹۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۸۸ | ۰/۹۹۹ |
| در فکر فرورفتن | گروه | ۱۴/۷۵۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۱۳ | ۰/۹۹۸ |
| | زمان | ۱۰۳/۹۴۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۱۲ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۲۸/۰۸۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۷۲ | ۰/۹۹۹ |
| افسردگی | گروه | ۱۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۲۳ | ۰/۹۷۸ |
| | زمان | ۱۱۳/۵۹۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۳۰ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۱۸/۹۶۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۷۴ | ۰/۹۹۹ |
| نمرهٔ کل نشخوار فکری | گروه | ۳۴/۵۴۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۲۲ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان | ۳۰۳/۳۹۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۷۸ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۵۹/۷۳۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۴۰ | ۰/۹۹۹ |
| اضطراب | گروه | ۱۳/۰۶۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۸۴ | ۰/۹۹۶ |
| | زمان | ۱۰۹/۱۶۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۲۲ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۲۵/۹۷۳ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۵۳ | ۰/۹۹۹ |
| افسردگی | گروه | ۱۰/۸۱۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۴۰ | ۰/۹۸۶ |
| | زمان | ۶۶/۶۵۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۱۳ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۱۷/۰۸۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۴۹ | ۰/۹۹۹ |
| شکایات جسمانی | گروه | ۲۴/۶۶۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۴۰ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان | ۲۵۲/۵۱۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۵۷ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۵۹/۱۸۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۳۸ | ۰/۹۹۹ |

**جدول ۷. نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی نشخوار فکری و علائم آسیب شناختی روانی برای بررسی پایداری نتایج**

| متغیرهای وابسته | مراحل | میانگین تعدیل شده | تفاوت مراحل | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| بروزدادن | پیش‌آزمون | ۱۴/۹۱۱ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۱/۵۷۸ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۳۳۳ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۱/۵۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۱۳/۳۷۸ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۰۴۴ | ۰/۹۹۹ |
| در فکر فرورفتن | پیش‌آزمون | ۱۵/۰۶۷ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۱/۱۷۸ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۸۸۹ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۱/۰۶۷ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۱۴/۰۰۰ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۱۱۱ | ۰/۴۱۷ |
| افسردگی | پیش‌آزمون | ۳۴/۶۸۹ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۳/۰۸۹ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۳۱/۶۰۰ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۳/۰۲۲ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۳۱/۶۶۷ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۰۶۷ | ۰/۵۶۱ |

**ادامه جدول ۷. نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی نشخوار فکری و علائم آسیب شناختی روانی برای بررسی پایداری نتایج**

| متغیرهای وابسته | مراحل | میانگین تعدیل شده | تفاوت مراحل | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| نمرهٔ کل نشخوار فکری | پیش‌آزمون | ۶۴/۶۶۷ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۵/۸۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۵۸/۸۲۲ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۵/۶۲۲ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۵۹/۰۴۴ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۲۲۲ | ۰/۰۶۵ |
| اضطراب | پیش‌آزمون | ۷/۸۸۹ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۱/۴۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۶/۴۴۴ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۱/۳۷۸ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۶/۵۱۱ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۰۶۷ | ۰/۲۷۲ |
| افسردگی | پیش‌آزمون | ۵/۰۸۹ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۰/۹۱۱ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۴/۱۷۸ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۰/۸۲۲ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۴/۲۶۷ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۰۸۹ | ۰/۳۳۰ |
| شکایات جسمانی | پیش‌آزمون | ۱۷/۰۰۰ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | ۳/۰۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۹۵۶ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۲/۹۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۱۴/۰۶۷ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۱۱۱ | ۰/۳۰۹ |

همان‌طور که جدول ۷ نشان می‌دهد، تفاوت میانگین پیش‌آزمون با پس‌آزمون (اثر مداخله) و تفاوت میانگین پیش‌آزمون با پیگیری (اثر زمان) بیشتر و معنادارتر از تفاوت میانگین پس‌آزمون و پیگیری (اثر ثبات مداخله) است که این نشان‌دهندهٔ آن است که درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی در مرحله پس‌آزمون تأثیر داشته است و تداوم این تأثیر، مرحله پیگیری را نیز در برداشته است. همچنین از آنجایی که نتایج به دست آمده مشخص نکرده است که تأثیر ایجاد شده در مرحله پس‌آزمون و پیگیری مربوط به کدام روش درمانی بوده است یا اینکه کدام روش درمانی اثربخش‌تر بوده است؛ لذا در ادامه برای بررسی تفاوت اثربخشی درمان روان‌نمایشگری و آموزش تقویت رابطه بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی از آزمون تعقیبی بن‌فرونی (برای مقایسه اثربخشی گروه‌های مداخله) استفاده شده است که نتایج در جدول ۸ آمده است.

**جدول ۸. نتایج آزمون تعقیبی نشخوار فکری و علائم آسیب شناختی روانی برای بررسی درمان اثربخش‌تر**

| متغیرهای وابسته | گروه‌های مداخله | گروه مقایسه | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| بروزدادن | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۰/۴۲۲ | ۰/۲۸۲ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۱/۳۱۱ | ۰/۰۰۱ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | -۱/۷۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| در فکر فرورفتن | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۰/۶۲۲ | ۰/۰۶۱ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۰/۷۷۸ | ۰/۰۱۳ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | ۱/۴۰۰ | ۰/۰۰۱ |
| افسردگی | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۰/۶۸۹ | ۰/۵۳۵ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۱/۵۱۱ | ۰/۰۱۳ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | -۲/۲۰۰ | ۰/۰۰۱ |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٧٦-٦١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76

**ادامه جدول ۸. نتایج آزمون تعقیبی نشخوار فکری و علائم آسیب شناختی روانی برای بررسی درمان اثربخش‌تر**

| متغیرهای وابسته | گروه‌های مداخله | گروه مقایسه | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| نمرهٔ کل نشخوار فکری | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۱/۷۳۳ | ۰/۰۳۴ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۳/۶۰۰ | ۰/۰۰۱ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | -۵/۳۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| اضطراب | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۰/۴۲۲ | ۰/۳۲۴ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۰/۸۶۷ | ۰/۰۰۵ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | -۱/۲۸۹ | ۰/۰۰۱ |
| افسردگی | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۰/۱۱۱ | ۰/۹۹۹ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۰/۹۷۸ | ۰/۰۰۱ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | ۱/۰۸۹ | ۰/۰۰۱ |
| شکایات جسمانی | روان‌نمایش‌گری | آموزش تقویت رابطه | ۰/۴۸۹ | ۰/۵۱۱ |
| | روان‌نمایش‌گری | کنترل | -۱/۸۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | آموزش تقویت رابطه | کنترل | -۲/۳۳۳ | ۰/۰۰۱ |

باتوجه‌به جدول ۸ ، نتایج نشان داد که تفاوت میانگین گروه آموزش تقویت رابطه با گروه کنترل بیشتر از تفاوت میانگین گروه درمان روان‌نمایش‌گری با گروه کنترل است که این نشان‌دهندهٔ آن است که آموزش تقویت رابطه، اثربخشی بیشتری نسبت به درمان روان‌نمایش‌گری بر کاهش نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی دارد.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، بررسی و مقایسه اثربخشی درمان روان نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» بر نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی بود.

نتایج نشان داد، هر دو مداخلهٔ در مرحله پس‌آزمون و پیگیری، تأثیر معناداری برکاهش نشخوار فکری و علائم آسیب شناختی روانی داشتند، با این حال، آموزش تقویت رابطه در مقایسه با درمان روان نمایشگری اثربخشی بیشتری در کاهش این علائم نشان داد. اگرچه پژوهشی که مستقیماً به مقایسه میزان اثربخشی این دو روش پرداخته باشد، وجود ندارد اما یافته‌های این مطالعه با نتایج تحقیقات پیشین که بر کارآمدی آموزش تقویت رابطه تأکید داشته‌اند، همسو است. [۲۹ و ۳۰]. در تبیین اثربخش‌تر بودن آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» نسبت به درمان روان‌نمایش‌گری بر نشخوار فکری زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی می‌توان گفت، اساس این شیوه تقویت رابطهٔ نظریهٔ دلبستگی و رویکرد هیجان‌مدار است و می‌توان به فرآیند اثربخشی برنامه آموزشی مذکور و بیان خلاقانه این آموزش برای زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی اشاره کرد. تأکید تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» نحوهٔ بیان احساسات، جسارت و پذیرشی که برای بیان هیجان‌ها در اختیار زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی قرار می‌دهد و همچنین مهارتی که در خصوص جبران و بخشش به زنان می‌آموزد به حصول چنین نتیجه‌ای یعنی کاهش نشخوار فکری منجر شده است. این برنامه آموزشی در سه گفتگو اول که گفتگوهای در دسترس بودن، پاسخگو بودن و متعهد بودن مشهور هستند، مرحله به مرحله به طور زیربنایی به اصلاح گره‌های ارتباطی می‌پردازد و در هر مرحله با در اختیار قرار دادن یک مهارت جدید، تمرین‌های متفاوت و بیان داستان‌های بالینی که مشابه مشکلات روزمرهٔ دیگر زنان است، تجربهٔ جدیدی را به آن‌ها می‌دهد؛ بنابراین در به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» سه گفتگوی در دسترس بودن، پاسخگو بودن و متعهد بودن با توقف چرخه‌های منفی، سه امتیاز در

دسترس بودن (گشودگی عاطفی)، پاسخ‌گویی عاطفی و پیوند را در اختیار زنان قرار می‌دهد که این سه عامل می‌تواند تأثیر به‌سزایی در حرکت به سوی دلبستگی ایمن داشته باشد و برای زنانی که درگیر دلبستگی ناایمن هستند، فضایی از امنیت و دسترسی عاطفی بیشتر را فراهم آورد؛ لذا تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی سبک دلبستگی ایمن آنان تقویت شده و این ایمن‌تر بودن دلبستگی به کمتر شدن میزان نشخوار فکری کمک می‌کند. زنان با سبک دلبستگی ایمن، در موقعیت‌های استرس‌زا، به سبب تنظیم هیجانی سازگارانه، نگرش‌های صمیمانه‌تری نسبت به افراد، اشیاء یا مسائل اطراف خود دارند. این گونه زنان، رویدادهای استرس‌زای زندگی را با موفقیت بیشتری مدیریت می‌کنند؛ لذا نشخوار فکری پایین‌تری را تجربه می‌کنند؛ لذا منطقی است، گفته شود که آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» نسبت به درمان روان‌نمایش‌گری بر نشخوار فکری زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی اثربخشی بیشتری دارد.

در تبیین اثربخش‌تر بودن آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» نسبت به درمان روان نمایش‌گری بر علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی می‌توان گفت، در تحقیقات آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» تأثیر قابل توجهی در بهبود روابط زناشویی نشان داده است و به عنوان مداخله «تثبیت‌شده» یا «احتمالاً مؤثر» طبقه‌بندی شده است [۳۷]. آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» باعث می‌شود که زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی سبک دلبستگی ایمن‌تری به دست آورند و این دلبستگی ایمن به آنان کمک می‌کند تا که نیازهای عاطفی خود را به وضوح بیان کنند و بین دو حالت حمایت کردن و نیاز به حمایت شدن به طور متناوب در حال ایفای نقش باشند. با شرکت در آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» این زنان در زمرهٔ زنانی قرار می‌گیرند بالاترین سطح سازگاری را با شریک زندگی خود تجربه کند. سندرفر و جانسون [۳۶] به زوجین می‌آموزد که راه نجات و پربار کردن یک رابطه، ایجاد یک ارتباط عاطفی ایمن و محافظت از آن پیوند عاطفی است. آن‌ها با توجه به این نکته، بر لحظات کلیدی در هر ارتباط تمرکز می‌کند - از «تشخیص گفتگوهای آسیب‌زا» تا «بررسی دوبارهٔ لحظات پرتلاطم» و از این موارد برای تشریح «هفت گفتگو برای یک عمر زندگی با عشق» بهره می‌برد. از سوی دیگر می‌توان گفت؛ علائم آسیب‌شناختی روانی مانند اضطراب، افسردگی و شکایت جسمانی از پیامدهای قربانی شدن در اثر خیانت زناشویی از سوی همسر است که می‌تواند زنان را دچار این علائم کند، اما این زنان با شرکت در آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» سبک‌های دلبستگی ناایمن را که منشاء بسیاری از تجربیات مشکل‌زای زندگی زناشویی می‌دانند و این سبک‌های ناایمن می‌تواند شرایط آسیب‌دیدگی را نیز پررنگ‌تر کند؛ لذا با تغییر سبک دلبستگی ایمن، فضای رابطهٔ ایمن‌تری را در اختیار خود و همسرشان قرار می‌دهند تا خطاهای همسر خطاکار خود را ببخشند. این امنیت و ایمنی در دلبستگی زنان به آنان کمک می‌کند تا رضایتمندی از رابطهٔ زناشویی را در خود بازسازی کنند و دریچهٔ جدیدی از صمیمیت را به روی خود و همسرشان بگشایند و تأثیرات علائم آسیب‌شناسی روانی را کم‌رنگ‌تر کنند؛ لذا منطقی است گفته شود، آموزش تقویت رابطه به شیوهٔ «محکم مرا در آغوش بگیر» نسبت به درمان روان‌نمایش‌گری بر علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی اثربخشی بیشتری دارد.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

در این مطالعه جامعهٔ آماری زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی شهر تهران بودند، لذا با در تعمیم نتایج به جوامع مشابه در دیگر شهرها و سایر فرهنگ‌ها باید احتیاط کرد. این پژوهش به دلیل محدودیت زمانی قادر به اجرای مرحله پیگیری بلندمدت‌تر برای بررسی تداوم و ماندگاری اثرات درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه به شیوه «محکم مرا در آغوش بگیر» نبود و تنها به یک مرحله سنجش پیگیری دو ماهه اکتفا شد. پیشنهاد می‌شود، این پژوهش در نمونه‌های دیگر از جمله زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی در دیگر شهرها تکرار شود و برخی از پرسش‌های برخاسته از این مطالعه و پیشینه پژوهش را مورد بررسی علمی قرار دهند و به این پرسش با قطعیت بیشتری پاسخ داده شود که آیا این روش‌های درمانی، روش‌های قدرتمند و مؤثری نسبت به مداخلات درمانی رایج در راستای کاهش مشکلات زنان آسیب دیده از خیانت

زناشویی است یا خیر؟. مرحله پیگیری در این پژوهش دو ماهه بود، بر این اساس پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های بعد با لحاظ کردن مرحله پیگیری بلندمدت‌تر و طولانی‌تر (بیش از شش ماه یا حتی یک سال) به بررسی تداوم درمان روان‌نمایش‌گری و آموزش تقویت رابطه به شیوه «محکم مرا در آغوش بگیر» بر روی نشخوار فکری و علائم آسیب‌شناختی روانی زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی در راستای کاهش مشکلات آنان پرداخته شود. از آنجایی که این پژوهش محدود به زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی بوده است، در راستای رفع این محدودیت، پیشنهاد می‌شود، این پژوهش بر روی مردان آسیب دیده از خیانت زناشویی نیز انجام شود، چرا که عامل جنسیت ممکن است در نتیجهٔ پژوهش تعیین کننده باشد. بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش، در سطح عملیاتی و کاربردی پیشنهاد می‌شود، مشاوران و روان درمان‌گران خانواده از آموزش تقویت رابطه به شیوه «محکم مرا در آغوش بگیر» به علت اثربخش‌تر بودن برای بهبود مشکلات زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی استفاده کنند؛ لذا با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر برگزاری دوره‌های تخصصی و بازآموزی با استفاده از آموزش تقویت رابطه به شیوه «محکم مرا در آغوش بگیر» به مشاوران و روان‌شناسانِ خانواده پیشنهاد می‌شود.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در این پژوهش ملاحظات اخلاقی رعایت شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به: کسب رضایت زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی برای شرکت در مداخلات درمانی، دادن این اطمینان به آنان که پاسخ‌نامه به صورت فردی تحلیل نخواهد شد و اطلاعات آن‌ها به صورت گروهی خواهد بود و پاسخ‌نامه هر فرد محرمانه خواهد بود و در اختیار هیچ کسی قرار داده نخواهد شد، فرآیند مطالعه برای همه آنان توضیح داده شد، از اهداف مطالعه آگاه شدند، از بی‌ضرر بودن مداخله، مطلع و آگاه شدند، از سودمندی مداخله، مطلع و آگاه شدند، شرکت‌کنندگان از تخصص و صلاحیه مداخله‌گران، مطلع و آگاه شدند، در مورد علمی بودن روش به زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی توضیح داده آگاه شدند، از امکان خروج آزادانه در هر مرحله مطالعه که تمایل داشته باشند آگاه شدند، به زنان آسیب دیده از خیانت زناشویی توضیح داده شد که سازمانی صلاحیت‌دار مانند دانشگاه ناظر بر فرآیند پژوهش است، اختیاری بودن پژوهش و حق خروج از پژوهش، پاسخ به پرسش‌ها و در اختیار قرار دادن نتایج در صورت تمایل به آنان و ارائه جلسات درمانی به صورت فشرده به گروه کنترل بعد از اجرای دورهٔ پیگیری اشاره کرد. همچنین این پژوهش دارای شناسهٔ اخلاق IR.IAU.SRB.REC.1400.206 از کارگروه/کمیتهٔ اخلاق در پژوهش دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات است.

## حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

## سپاسگزاری

این مقاله مستخرج از رسالهٔ دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات است. از همهٔ شرکت‌کنندگان (زنان آسیب‌دیده از خیانت زناشویی) که به پرسش‌های پژوهش پاسخ دادند و در جلسات درمانی شرکت کردند، نهایت تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

1- Catino, M., Rocchi, S., Marzetti, GV. The network of interfamily marriages in'Ndrangheta. Social Networks, 2022; 68(1): 318-329. http://dx.doi.org/10.1016/j.socnet.2021.08.012

2- Lu, F, Huang, X., Xu, E., Chung, CN., He, X. Instrumental love: Political marriage and family firm growth. Management and Organization Review, 2022; 18(2): 279-318. https://doi.org/10.1017/mor.2021.75

3- Allen, S., Hawkins, AJ., Harris, S. M., Roberts, K., Hubbard, A., Doman M. Day-to-day changes and longer-term adjustments to divorce ideation: Marital commitment uncertainty processes over time. Family Relations, 2022; 71(2): 611-629. https://doi.org/10.1111/fare.12599

4- Dew, J., Trujillo, S., Saxey, M. Predicting marital financial deception in a national sample: A person-centered approach. Family Relations, 2022; 1(2): 1-10. https://doi.org/10.1111/fare.12654

5- Luo, W., Yu, J. Sexual infidelity among the married in China. Chinese Journal of Sociology, 2022; 8(3): 374-397. https://doi.org/10.1177/2057150X221108574

6- Davarniya, R., Zahrakar, K., Asadpour, E., Mohsenzadeh, F., Kasaee Esfahani, A. The Effectiveness of Group Counselling based on Compassion-Focused Therapy (CFT) on Rumination in Women Affected by Marital Infidelity. Armaghanj, 2019; 24 (5): 950-967. https://armaghanj.yums.ac.ir/article-1-2641-fa.html **[In Persian]**

7- Zhou, H., Liu, H., Ma, X., Deng,Y. The psychometric properties of positive and negative beliefs about the rumination scale in Chinese undergraduates. BMC psychology, 2023; 11(1): 1-11. https://doi.org/10.1186/s40359-023-01111-8

8- Błachnio, A., Przepiórka, A., Kot, P., Cudo, A., McElroy, E. The mediating role of rumination between stress appraisal and cyberchondria. Acta Psychologica, 2023; 2023; 238(1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2023.103946

9- Lyubomirsky, S., Tkach, C. The consequences of dysphoric rumination. Depressive rumination: Nature, theory and treatment, 20203; 1(2): 21-41. https://www.researchgate.net/publication/312897862_The_consequences_of_dysphoric_rumination

10- Nolen-Hoeksema, S., Wisco, B. E., Lyubomirsky, S., Rethinking rumination. Perspectives on psychological science, 2008; 3(5): 400-424. https://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2008.00088.x

11- Drost, J., Van der Does, W., van Hemert, A. M., Penninx, B. W., Spinhoven, P. Repetitive negative thinking as a transdiagnostic factor in depression and anxiety: A conceptual replication. Behaviour research and therapy, 2014; 63(1): 177-183. https://doi.org/10.1016/j.brat.2014.06.004

12- Luca, M. Maladaptive rumination as a transdiagnostic mediator of vulnerability and outcome in psychopathology. Journal of clinical medicine, 2019; 8(3): 314-320. https://doi.org/10.3390/jcm8030314

13- Teymoori, Z., Mojtabaei, M., Rezadeh, S., Rafeizadeh, A. The effectiveness of self-compassion couple therapy on rumination of anger and marital intimacy women affected by infidelity. Family and Health, 2022; 11(4): 11-26. https://journal.astara.ir/article_251451.html **[In Persian]**

14- Ebrahimi, E., Zargham Hajebi, M., Navabi Nejad, S. The role of loneliness, sexual satisfaction and forgiveness in predicting depression in women affected by infidelity. Journal of Applied Family Therapy, 2023; 4(1): 134-156. https://doi.org/10.22034/aftj.2023.335698.1507 **[In Persian]**

15- Laaser, D, Putney HL, Bundick M, Delmonico DL, Griffin EJ. Posttraumatic growth in relationally betrayed women. Journal of Marital and Family Therapy, 2017; 43(3): 435-447. https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/jmft.12211

16- Rokach, A., Chan, S. H. Love and Infidelity: Causes and Consequences. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2023; 20(5): 1-10. https://www.mdpi.com/1660-4601/20/5/3904#

17- Lonergan, M., Brunet, A., Rivest-Beauregard, M., Groleau, D. Is romantic partner betrayal a form of traumatic experience? A qualitative study. Stress and Health, 2021; 37(1): 19-31. https://doi.org/10.1002/smi.2968

18- Warach, B., Josephs, L. The aftershocks of infidelity: a review of infidelity-based attachment trauma. Sexual and Relationship Therapy, 2021; 36(1): 68-90. https://doi.org/10.1080/14681994.2019.1577961

19- Leeker, O., Carlozz, A. Effects of sex, sexual orientation, infidelity expectations, and love on distress related to emotional and sexual infidelity. Journal of marital and family therapy, 2014; 40(1): 68-91. https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2012.00331.x

20- Angelina, L., Marsih, L. Post Infidelity Stress Disorder Found in Taylor Jenkin Reid's Malibu Rising. In Proceeding of Undergraduate Conference on Literature, Linguistic, and Cultural Studies, 2023; 2(1): 782-793. https://doi.org/10.30996/uncollcs.v2i1.2463

21- Gatta, M., Andrea, S, Paolo, T. C, Giovanni, C., Rosaria, S., Carolina, B., PierAntonio, B. Analytical psychodrama with adolescents suffering from psycho-behavioral disorder: Short-term effects on psychiatric symptoms. The Arts in psychotherapy, 2021; 37(3): 240-247. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.aip.2010.04.010

22- Ulusoy, Y., Sumbas, E., Sertkaya, B. Psychodrama as an intervention management instrument for internal/external adolescent problems: A systematic literature review. The Arts in Psychotherapy, 2023; 1(1): 1-10. http://dx.doi.org/10.1016/j.aip.2023.102000

23- Abeditehrani, H., Dijk, C., Neyshabouri, M. D., Arntz, A. Effectiveness of cognitive behavioral group therapy, psychodrama, and their integration for treatment of social anxiety disorder: A randomized controlled trial. Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 2024; 1(1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2023.101908

24- Abeditehrani, H., Dijk, C., Toghchi, M. S., Arntz, A. Integrating cognitive behavioral group therapy and psychodrama for social anxiety disorder: An intervention description and an uncontrolled pilot trial. Clinical Psychology in Europe, 2020; 2(1): 1-10. https://doi.org/10.32872/cpe.v2i1.2693

25- Rahimi, R., Afsharinia, K., Golmohammadian, M., Jarare, J., Narimani, B. Efficacy Psychodrama the On Reducing Depression in Infertile Women. Research in Clinical Psychology and Counseling, 2016; 5 (2): 65-85. https://doi.org/10.22067/ijap.v5i2.45283 **[In Persian]**

26- Nouri, N., Iranmanesh, I. The Effectiveness of Emotionally Focused Couple Therapy Using the “Hold Me Tight” Method on Attachment Styles, Marital Adjustment and Sexual Intimacy. Journal of Applied Psychological Research, 2022; 13 (1): 363-387. https://doi.org/10.22059/japr.2022.318332.643749 **[In Persian]**

27- Wong, T. Y., Greenman, P. S., Beaudoin, V. “Hold Me Tight”: The generalizability of an attachment-based group intervention to Chinese Canadian couples. Journal of Couple & Relationship Therapy, 2018; 17(1): 42-60. https://doi.org/10.1080/15332691.2017.1302376

28- Johnson, S. Hold me tight: Seven conversations for a lifetime of love. Little, Brown Spark. 2008. https://www.amazon.com/Hold-Me-Tight-Conversations-Lifetime-ebook/dp/B0011UGLQK

29- Stavrianopoulos, K. Enhancing relationship satisfaction among college student couples: An emotionally focused therapy (EFT) approach. Journal of Couple & Relationship Therapy, 2015; 14(1): 1-16. https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/15332691.2014.953656

30- Greenman, P. S., Johnson, S. M. Emotionally focused therapy: Attachment, connection, and health. Current opinion in psychology, 2022; 43(1): 146-150. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.06.015

31- Nolen-Hoeksema, S., Morrow, J. A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: the 1989 Loma Prieta Earthquake. Journal of personality and social psychology, 1991; 61(1): 115-125. https://doi.org/10.1037//0022-3514.61.1.115

32- Asadi, P., Farhadi, H., Golparvar, M. Effectiveness of Psychological Empowerment Package on the Psychological Wellbeing and Rumination of the Parents of the Children with Cancer. Empowering Exceptional Children, 2021; 12(1): 84-94. https://doi.org/10.22034/ceciranj.2021.246311.1443 **[In Persian]**

33- Eisma, M. C., Buyukcan-Tetik, A., Boelen, P. A. Reciprocal Relations of Worry, Rumination, and Psychopathology Symptoms after Loss: A Prospective Cohort Study. Behavior Therapy, 2022; 1(2): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.beth.2022.01.001

34- Najarian, B., Dawoodi, I. Construction and validation of a 25-question list of psychological symptoms. Journal of Psychology, 2001; 5(2), 149-136. file:///C:/Users/saeed%20veisi/Downloads/61513801803.pdf **[In Persian]**

35- Tanhaye Reshvanloo, F., Saadati Shamir, A. Construct validity and reliability of Symptom Checklist-25 (SCL-25). Journal of Fundamentals of Mental Health, 2015; 18(1): 48-56. https://doi.org/10.22038/jfmh.2015.6255 **[In Persian]**

36- Sanderfer, K., Johnson, S. Created for connection: The" hold me tight" guide for Christian couples. Little, Brown Spark. 2016. https://www.amazon.com/Created-Connection-Tight-Christian-Couples/dp/0316307416

37- Doss, B. D., Roddy, M. K, Wiebe, S. A., Johnson, S. M. A review of the research during 2010–2019 on evidence-based treatments for couple relationship distress. Journal of marital and family therapy, 2022; 48(1): 283-306. https://doi.org/10.1111/jmft.12552

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۹۲-۷۷**
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19181.1555

**مقاله پژوهشی**

# مقایسه اثربخشی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در زنان دارای دلزدگی زناشویی

**نویسندگان**

**عباس طریقی شادمهانی [۱]، شهنام ابوالقاسمی [۲*]، عبدالحسن فرهنگی [۳]**

۱. دانشجوی دکتری، گروه روان‌شناسی، واحد تنکابن، دانشگاه آزاد اسلامی، تنکابن، ایران.
Drshadmahani@gmail.com

۲. دانشیار، گروه روان‌شناسی، واحد تنکابن، دانشگاه آزاد اسلامی، تنکابن، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. استادیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شمال، تهران، ایران.
a.farhangi@iau-tnb.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۶/۰۳

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۱/۲۷

**مقدمه:** هدف از پژوهش حاضر، بررسی مقایسه اثربخشی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در زنان دارای دلزدگی زناشویی بود.

**روش:** این پژوهش از نوع نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون - پس‌آزمون با گروه کنترل همراه با مرحله پیگیری ۲ ماهه بود. جامعه آماری شامل کلیه زنان مراجعه کننده به مراکز مشاوره شهر تهران در سال ۱۴۰۱ بودند. در مرحله نخست، با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، تعداد ۴۵ نفر با نمره ۷۳ و بالاتر در پرسش‌نامه دلزدگی زناشویی پاینز(۲۰۰۳م) انتخاب شدند. سپس، به شیوه تصادفی ساده، در ۲ گروه آزمایش(هر گروه ۱۵ نفر) و یک گروه کنترل(۱۵ نفر) تقسیم شدند. گروه آزمایش اول تحت ۸ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای درمان پذیرش/تعهد و گروه آزمایش دوم تحت ۸ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای واقعیت درمانی قرار گرفتند. برای جمع‌آوری داده‌ها از مقیاس پرخاشگری پنهان ارتباطی نلسون و کارول (۲۰۰۶م) استفاده شد. داده‌ها با استفاده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر با نرم افزار SPSS بررسی و تحلیل شدند.

**نتایج:** نتایج نشان داد که هر دو مداخله مذکور در مرحله پس‌آزمون و پیگیری اثربخشی معناداری بر پرخاشگری پنهان ارتباطی داشتند ($P<۰/۰۵$). نتایج آزمون تعقیبی بن فرونی نشان داد که درمان پذیرش/تعهد اثربخشی بیشتری بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی دارد($P<۰/۰۵$).

**بحث و نتیجه‌گیری:** بر اساس نتایج پژوهش حاضر، می‌توان گفت که درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی به عنوان شیوه‌های درمانی مناسب برای بهبود پرخاشگری پنهان ارتباطی در زنان دارای دلزدگی زناشویی در مراکز مشاوره زناشویی به کار گرفته شوند.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

درمان پذیرش/تعهد، واقعیت درمانی، پرخاشگری پنهان ارتباطی، دلزدگی زناشویی.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

sh.abolghasemi@toniau.ac.ir

این مقاله برگرفته از رسالهٔ دکتری نویسنده اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۹۲-۷۷
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 77-92

## مقدمه

هنگامی که یک زن و مرد برای تشکیل کانون خانواده و زندگی مشترک تصمیم‌گیری می‌کنند و زندگی خویش را با عشق و محبت شروع می‌کنند [۱]، در هنگام این تصمیم‌گیری، شاید فکر نکنند که ممکن است روزی از میزان صمیمیت و عشق آن‌ها به همدیگر کاسته شود [۲]. بنا به گفتهٔ هاراسیمچوک[۱] و همکاران [۳]، هنگامی که انتظارات و رویاهایی که زوجین از زندگی مشترک دارند با تجارب آسیب‌زا و مشکلات زناشویی همراه می‌شود، زمینه‌های دلزدگی زناشویی[۲] خود را نشان می‌دهند. دلزدگی زناشویی به عنوان بی‌حوصلگی در رابطه[۳] نیز از آن نام برده شده است[۴]. بنابراین یکی از عواملی که زندگی زناشویی را تهدید می‌کند، دلزدگی زناشویی[۴] است که گاهی به عنوان بی‌حوصلگی در رابطه[۵] از آن نام برده شده است[۵] و شامل سه مؤلفه است که دلزدگی جسمی[۶] می‌تواند به توقعات غیرمنطقی و غیرواقع بینانه ناشی از نیازهای جسمی زوجین در زندگی مشترک اطلاق شود [۶]، دلزدگی عاطفی[۷] که از آن به عنوان دلزدگی هیجانی نیز یاد می‌شود به عنوان بی‌اهمیت دانستن رابطه زناشویی در زندگی تعریف شده است که یکی از زوجین به اندازهٔ طرف دیگر برای زندگی زناشویی و رابطه دونفری ارزشی قائل نیست [۷] و در نهایت دلزدگی روان‌شناختی[۸] شامل مواردی می‌شود که در آن زوجین دیگر از نظر علائم روان‌شناختی نسبت به همسر خود احساس فرسودگی می‌کند و این علائم روان‌شناختی در هنگام عشق ورزی، تمایلات جنسی نسبت و احساس همدم‌طلبی به همدیگر دیگر مناسب عمل نمی‌کند[۸].

دلزدگی زناشویی همچنین می‌توان شامل رابطه جنسی زوجین هم باشد که زوجین به دلیل دلزدگی زناشویی، به رفتار جنسی انفرادی[۹] مانند خودارضایی[۱۰]، رابطه جنسی خارج از خانواده[۱۱] مانند روابط فرازناشویی، رفتار جنسی اجباری[۱۲] و رفتار جنسی پرخطر[۱۳] تمایل پیدا می‌کنند[۹]. افزون بر این، دلزدگی زناشویی شامل احساس خسته بودن، کم بودن انرژی، شکایت از سردردها و دردهای جسمانی دیگر، ناامید بودن به زندگی، بی رغبت بودن، بی معنا بودن زندگی، احساس گرفتاری، داشتن افکار برای پایان دادن به زندگی خود است که در کنار این علامت‌ها فرد علائمی روانشناختی‌ای همچون کم بودن خود باوری، دیدگاه منفی نسبت به شریک زندگی خود را تجربه می‌کند[۱۰]. آنچه که می‌تواند به عنوان یک تسهیل کننده زوجین را در برابر مشکلات زناشویی آسیب‌پذیر کند، پرخاشگری پنهان ارتباطی[۱۴] است[۱۱ و ۱۲]. در پرخاشگری ارتباطی پنهان، همسران از طریق اعمال نفوذ هدفمند، تلاش می‌کند به طرف مقابل خود آسیب برساند و به رابطه زناشویی صدمه بزند[۱۳]. به طور ویژه پرخاشگری پنهان ارتباطی شامل دو مولفه کناره‌گیری عاطفی[۱۵] و خراب کردن وجهه اجتماعی[۱۶] است[۱۴].

کناره‌گیری عاطفی به شکل عدم برقراری رابطه جنسی، تهدید به ترک رابطه و دریغ‌کردن توجه و مهربانی از همسر است[۱۵]. خراب کردن وجهه اجتماعی به شکل آزار غیرمستقیم همسر از طریق بدگویی، شایعه پراکنی، درمیان گذاردن اطلاعات خصوصی و محرمانه همسر با دیگران نمود پیدا می‌کند[۱۶]. بخش دیگری از خراب کردن وجهه اجتماعی می‌تواند به این صورت باشد که یکی از زوجین شرایطی را فراهم می‌کنند که امکان دخالت دیگران را در جریان بحث‌ها و مشاجرات خود را فراهم می‌کنند[۱۷]. بر اساس نتایج یک پژوهش می‌توان گفت که با کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی، می‌توان شاهد کمتر شدن تعارضات زناشویی[۱۸]، بیشتر شدن رضایت زناشویی[۱۹] و کمتر شدن میزان تنیدگی زناشویی بود[۲۰]، که این امر ضرورت انجام مداخلات روانشناختی و زناشویی برای کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی را نشان می‌دهد. یکی از مداخلاتی که در تحقیقات قبلی به اثربخشی آن بر بهبود مشکلات زناشویی به ویژه دلزدگی زناشویی تاکید شده است، درمان پذیرش/تعهد است[۲۱]. شیوه درمانی

1 . Harasymchuk.
2 . Relational Boredom.
3 . Marital Boredom.
4 . Marital Burnout.
5 . Marital Boredom.
6 . Physical Exhaustion.
7 . Emotional Exhaustion.
8 . Mental Exhaustion.
9 . Namely Solitary Sexual Behavior.
10 . Masturbation.
11 . Extra-Dyadic Sex.
12 . Compulsive Sexual Behavior.
13 . Risky Sexual Behavior.
14 . Covert Relational Aggression.
15 . Love Withdrawal.
16 . Social Sabotage.

پذیرش/تعهد یکی از روش‌های برگرفته از موج سوم روان‌درمانی با هدف ایجاد و ارتقای انعطاف‌پذیری روانشناختی[1] می‌باشد[۲۲].

درمان پذیرش/تعهد از طریق آموزش پذیرش روانی، آگاهی روانی، گسلش شناختی، روشن‌سازی ارزش‌ها و ایجاد انگیزه برای عمل متعهدانه [۲۳] باعث افزایش انعطاف‌پذیری روان‌شناختی در افراد می‌شود[۲۴]. انعطاف‌پذیری روان‌شناختی را به عنوان «توانایی دنبال کردن اهداف ارزشمند زندگی علی‌رغم وجود درد» تعریف می‌کنند و کلید این تعریف، تمرکز بر فردی است که با وجود رویدادهای خصوصی منفور، مطابق با تعقیب تقویت‌کننده‌های بزرگ‌تر و طولانی‌مدت رفتار می‌کند[۲۵]. درمان پذیرش/تعهد به زنان در زندگی کمک می‌کند که تا به یک زندگی ارزشمندتر و رضایت‌بخش‌تر از طریق انعطاف‌پذیری روانشناختی دست یابند[۲۶] و مشکلات زناشویی را به گونه‌ای متفاوت مفهوم‌سازی می‌کند و بر این اساس، حفظ و گسترش دلزدگی زناشویی بین همسران از ترکیب راهبردهای کنترل و اجتناب تجربی در رابطه زناشویی ناشی می‌شود[۲۷]. بر اساس پیشینه پژوهش درمان پذیرش/تعهد بر بهبود الگوهای ارتباطی[۲۸] و پرخاشگری پنهان ارتباطی زناشویی نقش مهمی دارد[۲۹].

در مقابل واقعیت درمانی شیوه‌ای است مبتنی بر عقل سلیم و درگیری‌های عاطفی که در من بر واقعیت، قبول مسئولیت و شناخت امور در ست و نادرست و ارتباط من‌ها با زندگی روزمره فرد تأکید می‌شود[۳۰]. واقعیت درمانی یک رویکرد درمانی مراجع-محور مبتنی بر نظریه انتخاب است و از من به‌عنوان تئوری کنترل نیز یاد می‌شود و اصول اولیه آن بدین معنی است که افراد مسئولیت تمام رفتارهایشان را بر عهده می‌گیرند[۳۱]. این باور که فرد در مقابل رفتارش مسئول است، یکی از دستاوردهای مهم نظریه انتخاب است[۳۲] و هنگامی که فرد تعهدی را در یک موقعیت می‌پذیرد این مسئولیت پذیری افزایش می یابد[۳۳]. از آنجا که واقعیت درمانی بر روی مفاهیمی از جمله مسئولیت‌پذیری،کنترل درونی، هویت موفق و شکست بحث می‌کند و این مفاهیم ارتباط نزدیکی با کنترل درونی و روابط بین فردی در زندگی زناشویی دارند؛ به طوری که بر اساس پیشینه پژوهش نشان داده شده است که واقعیت‌درمانی مبتنی بر نظریه انتخاب بر دلزدگی زناشویی موثر بوده و می‌توان از این نوع مداخله در مشاوره و درمان زوجی به ویژه زوجین دارای دلزدگی زناشویی استفاده نمود[۳۴] و به زنان متأهل با بهبود خودکنترل‌گری به آنها کمک می‌کند تا روابط زناشویی خود را بهبود بخشند و کمتر مشکلات زناشویی را تجربه کنند[۳۵].

همچنین پیشینه پژوهش نشان داده است واقعیت درمانی بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی مؤثر است و این اثربخشی نیز در طول زمان ماندگار و پایدار است[۲۰]. آنچه که مشخص است هم درمان پذیرش/تعهد[۲۹] و هم واقعیت درمانی[۲۰، ۳۵ و ۳۶] بر بهبود دلزدگی زناشویی و پرخاشگری پنهان ارتباطی اثربخشی معنادار دارند. اما مقایسه اثربخشی این درمان‌ها کمتر بر روی زنان دارای دلزدگی زناشویی بررسی شده است. افزون بر این، از نظر روش‌شناختی نیز، مطالعاتی که به مقایسه اثربخشی درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی در کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی پرداخته است کمتر وجود دارد و این باعث می‌شود که نتوان درمان روانشناختی موثر و مورد نیاز زنان دارای دلزدگی زناشویی را شناسایی کرد. لذا در باب دلایل منطقی و علمی برای مقایسه این دو این درمان، می‌توان گفت که وقتی بتوان از بین رویکردها و مداخلات زوج درمانی مختلف و اثربخش از نظر مطالعات تجربی، یک درمان اثربخش‌تر را نسبت به زوج درمان‌های دیگر را شناسایی کرد می‌توان به روانشناسان و درمانگران خانواده که در زمینه مشکلات زنان دارای دلزدگی زناشویی فعالیت می‌کنند کمک کرد که از نتایج اینگونه تحقیقات استفاده کنند که چه نوع زوج درمانی اثربخش‌تر است. به همین دلیل این پژوهش از تلویحات کاربردی در این زمینه، برای روانشناسان و درمانگران خانواده برخوردار است.

## پرسش پژوهش

بر اساس آنچه گفته شد، پرسش این پژوهش آن است که چه تفاوتی بین اثربخشی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در زنان دارای دلزدگی زناشویی وجود دارد؟

## روش

روش پژوهش، نیمه‌آزمایشی و از نوع پیش آزمون،

1 . Psychological Flexibility.

پس‌آزمون با گروه کنترل است که در آن یک مرحله پیگیری ۲ ماهه نیز در نظر گرفته شده است. جامعه آماری این پژوهش زنان مراجعه کننده به مراکز مشاوره در شهر تهران در سال ۱۴۰۱ بودند. روش نمونه‌گیری به صورت در دسترس از بین زنانی بود که تمایل به شرکت در پژوهش داشتند پرسشنامه دلزدگی زناشویی بر روی آنان اجرا شد و آنهایی نمره بالاتر از ۷۳ در این پرسشنامه کسب کردند تعداد ۴۵ نفر انتخاب شد. در ادامه به شیوه تصادفی ساده تعداد ۴۵ زن از بین ۸۶ نفر اولیه انتخاب و در سه گروه ۱۵ نفر قرار داده شدند. به این صورت که در گروه درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد ۱۵ نفر، گروه واقعیت درمانی ۱۵ نفر و گروه کنترل ۱۵ زن جایگزین شد. لازم به ذکر است که برای تعیین حجم نمونه از جدول کوهن استفاده شد. به این صورت که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، حجم اثر ۰/۷۰ و توان آماری ۰/۹۱ برای هرگروه ۱۲ نفر تعیین شد. اما از آنجایی که احتمال ریزش برخی نمونه‌ها وجود دارد و در جهت تعمیم‌پذیری بیشتر نتایج حجم هر گروه ۱۵ نفر انتخاب شد. کسب نمرۀ ۷۳ و بالاتر از آن در مقیاس دلزدگی زناشویی، دامنه سنی ۳۰ تا ۴۵ سال، گذشتن حداقل شش ماه الی یک سال از زمان ازدواج زنان، نداشتن بیماری‌های جسمی و روان‌شناختی (بر اساس گزارش خود زنان) و داشتن حداقل مدرک تحصیلی دیپلم و حداکثر تحصیلات دکترا از ملاک‌های ورود به پژوهش بود. مصرف داروهای روان‌پزشکی و روان‌گردان، غیبت بیش از ۲ جلسه در جلسات درمانی، شرکت همزمان در دیگر دوره‌ها و مداخلات درمانی همزمان با پژوهش، ابتلا به سوء مصرف مواد مخدر و سیگار و مبتلا بودن به اختلالات روان‌پزشکی از ملاک‌های خروج از پژوهش بود. اصول اخلاقی پژوهش از جمله رازداری، محرمانه ماندن و حریم خصوصی افراد در این مطالعه رعایت شد و شرکت در پژوهش هیچگونه آسیب احتمالی برای شرکت‌کنندگان نداشته است.

## شیوه اجرای پژوهش

روش اجرا به این صورت بود که در ابتدا ۴۵ زن که در پرسشنامه دلزدگی نمرۀ بالاتر از ۷۳ به دست آوردند، به شیوه در دسترس انتخاب شدند. سپس به طور تصادفی ساده این افراد در سه گروه ۱۵ نفری (گروه آزمایش اول: درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد، گروه آزمایش آموزش مبتنی بر واقعیت درمانی و گروه کنترل) گمارده شدند. در مرحله نخست، تمامی شرکت‌کنندگان زن در شرایط یکسان، به پرسشنامه پرخاشگری ارتباطی پنهان پاسخ دادند.

سپس گروه نخست، درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد را دریافت کرد و گروه دوم با واقعیت درمانی تحت مداخله قرار گرفت. در این مدت گروه کنترل هیچ گونه مداخله‌ای از این رویکردها را دریافت نکرد و در لیست انتظار باقی ماند. این درمان‌ها توسط نویسنده اول به عنوان دانشجوی دکترا که به درمان‌ها مسلط بود بر روی دو گروه اجرا شد. هر گروه در روزهای متفاوت در جلسات شرکت می‌کردند و با هم ارتباطی نداشتند.

پس از پایان جلسات آموزشی، هر سه گروه در پس‌آزمون به صورت همزمان شرکت کردند. همچنین ۶۰ روز بعد از پایان مداخلات، مرحله پیگیری انجام شد و زنان به پرسش‌های پرسشنامه پرخاشگری پنهان ارتباطی پاسخ دادند.

## ابزار

### پرسش‌نامه دلزدگی زناشویی[1] (MBQ)

این پرسش‌نامه شامل ۲۰ پرسش است[۳۷]. که براساس مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای از پاسخ داده می‌شوند. در این مقیاس، سطح ۱ نشان‌دهندۀ «نبود تجربه» عبارت مورد نظر و سطح ۷ بیانگر «تجربه زیاد» آن است که به صورت هرگز نمره ۱، یکبار طی مدتی طولانی نمره ۲، بندرت نمره ۳، گاهی نمره ۴، معمولا نمره ۵، غالباً نمره ۶ و همیشه نمره ۷ تعلق می‌گیرد. پرسش‌های ۳، ۶، ۱۹ و ۲۰ معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. نمره بالاتر در این مقیاس نشان دهندۀ دلزدگی بیشتر فرد است. نقطه برش پرسشنامه ۷۳ است[۳۸]. سازنده پرسشنامه برای بررسی پایایی پرسشنامه از روش بازآزمایی استفاده کرده است که ضریب همبستگی را پس از یک دوره یک ماهه ۰/۷۶ گزارش کرده است[۳۷]. در داخل ایران پایایی پرسش‌نامه بررسی و ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ به دست آمده است[۲۱]. روایی ملاکی پرسش‌نامه با پرسشنامه رضایت زناشویی[۳۹] محاسبه و ضریب همبستگی ۰/۴۰- و معنادار در سطح ۰/۰۱ گزارش شده است[۴۰]. در یک پژوهش دیگر ضرایب آلفای کرونباخ برای دلزدگی جسمی ۰/۸۳، عاطفی ۰/۸۰ و

1 . Marital Burnout Questionnaire (MBQ).

روان‌شناختی ۰/۸۱[۴۱] و کل پرسش‌ها ۰/۸۴ گزارش شده است[۴۲]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شد که ضرایب در مرحله پیش آزمون ۰/۷۱، پس‌آزمون ۰/۸۰ و پیگیری ۰/۹۱ محاسبه و به دست آمد.

**مقیاس پرخاشگری پنهان ارتباطی[1] (CRAS)**

این مقیاس شامل ۱۲ پرسش است که دو خرده مقیاس کناره‌گیری عاطفی[2] با پرسش‌های؛ ۱، ۲، ۳، ۴، ۵ و ۶؛ خراب کردن وجهه اجتماعی[3] با پرسش‌های؛ ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱ و ۱۲ را اندازه‌گیری می‌کند[۱۴]. پرسش‌های مقیاس در لیکرت ۷ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود به این صورت که خیلی کم ۱ نمره، نسبتاً کم ۲ نمره، کم ۳ نمره، نمی‌دانم ۴ نمره، زیاد ۵ نمره، نسبتاً زیاد ۶ نمره و خیلی زیاد ۷ نمره تعلق می‌گیرد. دامنهٔ نمرات پرسش‌نامه برای تمامی پرسش‌ها ۱۲ تا ۸۴ خواهد بود[۱۱]. سازندگان مقیاس ضرایب آلفای کرونباخ برای مردان در کناره‌گیری عاطفی ۰/۹۰ و خراب کردن وجهه اجتماعی ۰/۸۸ و برای زنان در کناره‌گیری عاطفی ۰/۸۶ و خراب کردن وجهه اجتماعی ۰/۹۰ را به دست آورده‌اند[۱۴]. این مقیاس در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و برای سنجش پایایی آن از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب پاسخ‌های شوهران در مورد همسران خود برای کل مقیاس ۰/۸۵، کناره‌گیری عاطفی ۰/۸۵ و خراب کردن وجهه اجتماعی ۰/۸۳ و همچنین ضرایب پاسخ‌های همسران در مورد شوهران خود برای کل مقیاس ۰/۸۵، کناره‌گیری عاطفی ۰/۸۴ و خراب کردن وجهه اجتماعی ۰/۸۲ به دست آمده است[۱۷]. همچنین در یک پژوهش روایی مقیاس با روش تحلیل عاملی بررسی شده و مقادیر شاخص نیکویی برازش، شاخص برازش مقایسه‌ای و خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب، به ترتیب ۱۴۶/۱۵۷، ۰/۹۶۰، ۰/۹۵۰ و ۰/۰۶۵ به دست آمده است[۴۳]. در یک پژوهش دیگر در خارج از کشور، اعتبار پرسش‌نامه با آلفای کرونباخ بررسی شده است که ضریب ۰/۹۰ برای زنان و ضریب ۰/۸۹ برای مردان گزارش شده است[۴۴]. در پژوهش حاضر نیز، برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شد که ضرایب در مراحل پیش آزمون ۰/۸۲، پس‌آزمون ۰/۸۶ و پیگیری ۰/۹۱ محاسبه و به دست آمد.

**جلسات درمانی**

**جدول ۱. جلسات درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی**

| جلسات درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد [٤٥] | | | |
|---|---|---|---|
| **جلسه** | **اهداف** | **محتوا** | **زمان** |
| اول | آشنایی با قوانین و کلیاتی از درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد | اجرای پیش‌آزمون، آشنایی اعضا با یکدیگر و درمانگر، شرح قوانین گروه، اهداف و ساختار گروه، تعهدات درمانی، صحبت‌های مقدماتی دربارهٔ درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد.. | ۹۰- دقیقه |
| دوم | آشنایی با برخی از مفاهیم درمانی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد از جمله تجربهٔ اجتناب، آمیختگی و پذیرش روانی | سنجش مشکلات درمان‌جویان از نگاه درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد، استخراج تجربهٔ اجتناب، آمیختگی و ارزش‌های فرد. تهیهٔ فهرستی از مزایا، معایب و شیوه‌های کنترل مشکلات. تکلیف: شناسایی موقعیت‌های اجتنابی و اجازه‌دادن به رفت و آمد افکار منفی بدون اینکه با آن‌ها مبارزه یا عمداً از آن‌ها جلوگیری شود. | ۹۰- دقیقه |
| سوم | اجرای فنون درمانی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد مانند جداسازی شناختی، آگاهی روانی، خود تجسمی | بررسی تکالیف خانگی، تصریح ناکارآمدی، کنترل رویدادهای منفی با استفاده از استعاره‌ها، آموزش جداسازی شناختی، آگاهی روانی و خود تجسمی. تکلیف: آگاهی از اینجا و اکنون و علاقمندی به جای فرار از آنچه که هم اکنون در جریان است. | ۹۰- دقیقه |
| چهارم | آموزش فنون درمانی، آگاهی هیجانی، آگاهی خردمندانه (استعاره قربانی خود) | بررسی تکالیف خانگی، جداکردن ارزیابی‌ها از تجارب شخصی و اتخاذ موضع مشاهده افکار بدون قضاوت به طوری که به انعطاف‌پذیری روانی و هیجانات مثبت منجر شود. تکلیف: تمرکز بر تمام حالات روانی، افکار و رفتار در لحظه بدون هیچگونه قضاوتی. | ۹۰- دقیقه |

1. Couples Relational Aggression and Victimization Scale (CRAViS).
2. Love Withdrawal.
3. Social Sabotage.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۹۲-۷۷
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 77-92

**ادامه جدول ۱. جلسات درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی**

| جلسه | اهداف | محتوا | زمان |
|---|---|---|---|
| پنجم | آموزش فنون درمانی خود به‌عنوان زمینه و تمرین فنون ذهن آگاهی | بررسی تکالیف خانگی، ارتباط با زمان حال و درنظرگرفتن خود به عنوان زمینه و آموزش فنون ذهن‌آگاهی به منظور پذیرش هیجان‌های منفی. تکلیف: تلاش در جهت کسب حس تعالی یافته با استفاده از فنون آموزش دیده. | ۹۰- دقیقه |
| ششم | آموزش فنون درمانی ارزش‌های شخصی و روشن‌سازی ارزش‌ها و آموزش تنظیم هیجان‌ها (استعاره فنجان بد) | بررسی تکالیف خانگی، شناسایی ارزش‌های زندگی درمان‌جویان و سنجش ارزش‌ها بر مبنای میزان اهمیت آن‌ها. تهیهٔ فهرستی از موانع پیش رو در تحقق ارزش‌ها و ایجاد هیجان‌های مثبت. تکلیف: شناسایی ارزش‌های شخصی اصلی و طرح‌ریزی اهداف بر اساس ارزش‌ها. | ۹۰- دقیقه |
| هفتم | آموزش فنون درمانی ارزش‌های شخصی و عمل متعهدانه و افزایش کارآمدی بین‌فردی (استعاره صفحه شطرنج) | بررسی تکالیف خانگی، ارائه راهکارهای عملی در رفع موانع ضمن به‌کارگیری استعاره‌ها و برنامه‌ریزی برای تعهد نسبت به پیگیری ارزش‌ها و ایجاد حس معناداری در زندگی. تکلیف: تلاش متعهدانه برای رسیدن به اهداف طرح‌ریزی شده بر اساس فنون آموزش دیده | ۹۰- دقیقه |
| هشتم | مرور و تمرین فنون درمانی آموزش‌داده‌شده با تأکید بر تنظیم هیجان‌ها و حس معناداری در زندگی در دنیای واقعی. | بررسی تکالیف خانگی، گزارشی از گام‌های پیگیری ارزش‌ها، درخواست از درمان‌جویان برای توضیح نتایج جلسات و اجرای فنون آموزش‌دیده در دنیای واقعی زندگی به منظور ایجاد حس معناداری و ایجاد هیجان‌های مثبت، اجرای پس‌آزمون، هماهنگی جهت برگزاری جلسه پیگیری در دو ماه آینده. | ۹۰- دقیقه |
| **جلسات واقعیت درمانی [٤٦]** | | | |
| **ردیف** | **اهداف** | **محتوا** | **زمان** |
| اول | آشنایی، برقراری ارتباط و اعتمادسازی | مصاحبه با زنان جهت بررسی تناسب برای واقعیت درمانی، بررسی قلمرو و مشکلات آن‌ها، بررسی عوامل فرهنگی و خانوادگی و اعلام شرایط ورود و خروج گروه. همچنین معرفی اعضاء دیگر، بیان قواعد گروه، معرفی دوره و اهداف آن، بیان انتظارات. | ۹۰ دقیقه |
| دوم | معرفی طرح درمان و آموزش مفاهیم و واقعیت درمانی (مفهوم رفتار کلی، مفهوم دنیای مطلوب و توضیح باورها و رفتارهای مربوط به کنترل‌گری) | درمانگر، ازدواج را به‌عنوان یک رفتار کلی معرفی نمودند. در این جلسه درمانگر با استفاده از پرسش‌های سقراطی به زوجین کمک می‌کرد تا ضمن بررسی خواسته‌ها و انتظارات خود، آنچه را که بدان نرسیدند را شناسایی کنند. (استفاده از استعاره آلبوم عکس به منظور تغییر تصاویر دنیای کیفی زنان و نزدیک شدن به همدیگر). تکلیف: توجه به دنیای مطلوب خود و دنیای مطلوب همسر. | ۹۰ دقیقه |
| سوم | آموزش پنج نیاز اساسی | کمک به زنان برای درک پنج نیاز اساسی خود و تبیین تأثیر سطح این نیازها بر عملکرد خانواده و زندگی زناشویی، ارزیابی سطح هر نیاز در بین زنان، قرار دادن زوجین در جریان نیازهای یکدیگر. توضیح در مورد دلزدگی و بیان این مطلب که وجود دلزدگی در تعاملات بین فردی به سبب تفاوت بین انسان‌ها طبیعی است. تکلیف: توجه به سطح نیازهای همسر خود، پذیرش تفاوت‌ها و ایجاد دوستی. | ۹۰ دقیقه |
| چهارم | تعیین مسیر برای رسیدن به خواسته‌ها | متقاعدشدن زنان که رفتارهای کنونی ایشان آن‌ها را به آنچه می‌خواهند، نمی‌رساند و باید رفتارهای دیگری انتخاب کنند تا آن‌ها را به خواسته‌شان نزدیک‌تر کند. | ۹۰ دقیقه |
| پنجم | آموزش چرخ کنترل و چرخ تعادل | معرفی و بحث در مورد هفت رفتار مخرب که رابطه زنان را تخریب می‌کند (عیب‌جویی، غرزدن، سرزنش کردن، شکوه و شکایت، تهدید، تنبیه و باجدهی برای کنترل طرف مقابل)، کمک به زوجین برای شناسایی آن‌ها و جایگزین کردن هفت رفتار پیوند دهنده (گوش سپردن، حمایت، تشویق، احترام، اعتماد، پذیرش و مذاکره). تکلیف: زنان با یادداشت تعاملات خود در طول روز به رفتارهای مخرب و پیوند دهنده خود توجه کنند. | ۹۰ دقیقه |

**ادامه جدول ۱. جلسات درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی**

| ردیف | اهداف | محتوا | زمان |
|---|---|---|---|
| ششم | آموزش چگونگی برقراری ارتباط مؤثر و مذاکره، تمرین حلقه حل مسئله (دایره مشکل گشا) | یک دایره فرضی برای زنان ترسیم گردید. زنان درون آن قرار گرفته و فنون ارتباطی و مذاکره موفق را به کار بستند در این دایره، تلاش زنان به‌جای کشمکش بر سرخواسته‌ها، در راستای حفظ رابطه و ازدواج بود. آن‌ها ضمن توجه به سطح نیاز طرف مقابل، در مورد آن گفتگو کردند و آموزش دیدند که خواسته‌ها یا ادراکات خود را نزدیک کنند، یا مصالحه کنند و رفتار خود را تغییر دهند (گفتگوی بدون خشونت، مذاکره و مصالحه). | ۹۰ دقیقه |
| هفتم | ایجاد رابطه دوستی بیشتر با هم | تبین عشق به‌عنوان یک انتخاب، توجیه زنان برای آنکه عشق و رابطه نیاز به مراقبت دارد، سرمایه‌گذاری ابزاری (وقت، مشارکت و ارائه خدمات) و سرمایه گذاری روانی (ابراز احساسات، تحسین، عمل عاشقانه). | ۹۰ دقیقه |
| هشتم | مرور مطالب جلسات پیشین | مرور مطالب جلسات پیشین، جمع‌بندی، کمک به زنان برای اختتام جلسات، اعلام زمان پیگیری جلسات درمان و اجرای پس‌آزمون. | ۹۰ دقیقه |

## شیوه تحلیل داده‌ها

ازآنجایی‌که طرح پژوهش پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری بوده است، برای بررسی داده‌های گردآوری شده و تحلیل آماری، از روش تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر و آزمون تعقیبی بن‌فرونی برای مقایسه مداخلات و مقایسه مراحل مختلف آزمون استفاده شد. همچنین، تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار تحلیل داده‌ها، SPSS نسخهٔ ۲۴ انجام گردید.

## نتایج

میانگین نمرهٔ دلزدگی و انحراف معیار دلزدگی زناشویی مرحله غربالگری در گروه درمان تعهد/پذیرش ۷۵/۰۰ و ۰/۸۴۵؛ میانگین، انحراف معیار دلزدگی زناشویی گروه واقعیت درمانی ۷۵/۱۳ و ۰/۶۴۰ و میانگین و انحراف معیار دلزدگی زناشویی گروه کنترل ۷۵/۴۷ و ۰/۸۳۴ محاسبه شد که که هر سه گروه از این نظر همتا بودند. چرا که میزان آماره F به‌دست‌آمده حاصل از مقایسه میانگین‌های ۳ گروه در متغیر دلزدگی زناشویی برابر با F=۱/۴۲۹ می‌باشد که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۲۵۱) و نشان‌دهندهٔ همتا بودن ۳ گروه از نظر دلزدگی زناشویی در مرحله غربالگری است. همچنین، میانگین و انحراف معیار سن گروه درمان پذیرش/تعهد ۳۱/۰۷ و ۴/۰۷۹؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه واقعیت درمانی ۳۰/۹۳ و ۳/۵۷۵؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه کنترل ۳۲/۳۳ و ۴/۸۲۱ بود. میزان آماره F به دست آمده حاصل از مقایسه میانگین‌های ۳ گروه در متغیر سن برابر با ۰/۵۱۰= Fمی‌باشد که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۶۰۴) و نشان‌دهندهٔ همتا بودن ۳ گروه از نظر سن می‌باشد. میزان آماره تحلیل خی دو(Chi-Square) آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد ۳ گروه در متغیر تحصیلات برابر با Chi-Square=۶/۳۳۳ است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد (sig=۰/۶۱۰) و نشان‌دهندهٔ همتا بودن سه گروه از نظر تحصیلات است.

جدول ۲ میانگین و انحراف معیار پرخاشگری پنهان ارتباطی گروه‌های آزمایش و کنترل به تفکیک مراحل سنجش (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) را نشان می‌دهد. برای دانستن این مطلب که تغییرات حاصل شده در پس آزمون و پیگیری به لحاظ آماری معنادار می‌باشند یا خیر، از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر استفاده گردید. استفاده از این آزمون مستلزم رعایت چند پیش‌فرض اولیه است. این پیش‌فرض‌ها شامل: نرمال بودن توزیع نمرات و همگنی واریانس‌ها است که ابتدا پیش‌فرض‌ها بررسی شد. برای بررسی نرمال بودن از آزمون شاپیرو - ویلکز استفاده شد. از آنجایی که مقادیر آزمون شاپیرو - ویلکز در هیچ یک از مراحل معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵)، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع نمرات نرمال می‌باشد. جهت بررسی همگنی واریانس‌ها نیز از آزمون لوین استفاده شد. طبق نتایج، شاخص آماره آزمون لوین در سه مرحله ارزیابی به لحاظ آماری معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵) و بدین‌ترتیب پیش‌فرض برابری واریانس‌ها تأیید شد. داده‌های تحقیق فرض همگنی ماتریس‌های

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۹۲-۷۷
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 77-92

**جدول ۲. میانگین و انحراف معیار پرخاشگری پنهان ارتباطی در گروه‌های آزمایش و گروه کنترل**

| متغیرهای وابسته | مرحله | میانگین | | | انحراف معیار | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | پذیرش/تعهد | واقعیت درمانی | کنترل | پذیرش/تعهد | واقعیت درمانی | کنترل |
| کناره‌گیری عاطفی | پیش‌آزمون | ۲۵/۲۰ | ۲۴/۶۰ | ۲۴/۸۰ | ۰/۹۴۱ | ۱/۴۲۴ | ۰/۶۷۶ |
| | پس‌آزمون | ۱۹/۲۷ | ۲۰/۹۳ | ۲۴/۶۷ | ۱/۴۳۸ | ۱/۳۸۷ | ۰/۸۱۶ |
| | پیگیری | ۱۹/۴۰ | ۲۱/۰۰ | ۲۴/۷۳ | ۱/۵۴۹ | ۱/۳۶۳ | ۰/۷۰۴ |
| خراب‌کردن وجهه اجتماعی | پیش‌آزمون | ۲۵/۲۷ | ۲۵/۲۰ | ۲۵/۲۷ | ۰/۷۹۹ | ۰/۸۶۲ | ۰/۹۶۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۹/۶۷ | ۲۱/۴۰ | ۲۵/۰۷ | ۱/۵۸۹ | ۱/۲۹۸ | ۰/۸۸۴ |
| | پیگیری | ۱۹/۷۳ | ۲۱/۴۷ | ۲۵/۱۳ | ۱/۶۶۸ | ۱/۲۴۶ | ۰/۹۹۰ |
| نمرهٔ کل پرخاشگری پنهان ارتباطی | پیش‌آزمون | ۵۰/۴۷ | ۴۹/۸۰ | ۵۰/۰۷ | ۱/۱۸۷ | ۱/۳۷۳ | ۰/۹۶۱ |
| | پس‌آزمون | ۳۸/۹۳ | ۴۲/۳۳ | ۴۹/۷۳ | ۲/۰۸۶ | ۲/۱۶۰ | ۱/۱۶۳ |
| | پیگیری | ۳۹/۱۳ | ۴۲/۴۷ | ۴۹/۸۷ | ۲/۴۱۶ | ۱/۹۵۹ | ۱/۱۸۷ |

**جدول ۳. نتایج اثرات بین و درون آزمودنی پرخاشگری پنهان ارتباطی**

| متغیرهای وابسته | منابع تغییر | آماره F | معنی‌داری | ضریب تأثیر | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|
| کناره‌گیری عاطفی | گروه | ۶۳/۴۲۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۵۱ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان | ۱۶۸/۰۰۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۰۰ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۴۶/۲۱۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۸۸ | ۰/۹۹۹ |
| خراب‌کردن وجهه اجتماعی | گروه | ۵۰/۸۲۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۰۸ | ۰/۹۶۹ |
| | زمان | ۲۵۰/۱۱۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۵۶ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۶۲/۸۳۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۵۰ | ۰/۹۹۹ |
| نمرهٔ کل پرخاشگری پنهان ارتباطی | گروه | ۱۱۷/۵۳۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۴۸ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان | ۳۴۵/۴۵۳ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۹۲ | ۰/۹۹۹ |
| | زمان×گروه | ۹۰/۷۹۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۱۲ | ۰/۹۹۹ |

واریانس - کوواریانس(ام‌باکس) را زیر سؤال نبرد؛ بنابراین این پیش‌فرض نیز رعایت شده است (P>۰/۰۵). سطح معنی‌داری اثر تعامل گروه و پیش آزمون بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بود و این نشان‌دهندهٔ همگنی شیب خط رگرسیون[1] بود. با توجه به اینکه در پیش‌فرض‌ها از تحلیل واریانس مکرر استفاد شده است، می‌توان از این آزمون آماری بهره گرفت. بر اساس نتایج، مقدار سطح معناداری آزمون کرویت موچلیِ متغیر پرخاشگری پنهان ارتباطی برابر ۰/۰۰۱ به دست آمده است. لذا فرض کرویت موچلی تأیید نشده است و تخطی از الگوی آماری F صورت گرفته است؛ بنابراین از آزمون محافظه کارانه گرین هاوس - گیرز استفاده شده است که نتایج آن در شماره جدول ۳ آمده است.

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی اثربخشی معناداری دارد. در ادامه مقایسهٔ دو به دوی میانگین تعدیل مراحل آزمون (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) در پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی در جدول ۴ آمده است.

1 . Homogeneity of Regression.

**جدول ۴. نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی پرخاشگری پنهان ارتباطی برای بررسی پایداری نتایج**

| متغیرهای وابسته | مراحل | میانگین تعدیل شده | تفاوت مراحل | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| کناره‌گیری عاطفی | پیش‌آزمون | ۲۴/۸۶۷ | پیش‌آزمون – پس‌آزمون | ۳/۲۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۲۱/۶۲۲ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۳/۱۵۶ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۲۱/۷۱۱ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۰۸۹ | ۰/۱۴۴ |
| خراب‌کردن وجهه اجتماعی | پیش‌آزمون | ۲۵/۲۴۴ | پیش‌آزمون - پس آزمون | ۳/۲۰۰ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۲۲/۰۴۴ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۳/۱۳۳ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۲۲/۱۱۱ | پس‌آزمون - یگیری | -۰/۰۶۷ | ۰/۵۷۹ |
| نمرهٔ کل پرخاشگری پنهان ارتباطی | پیش‌آزمون | ۵۰/۱۱۱ | پیش‌آزمون – پس‌آزمون | ۶/۴۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۴۳/۶۶۷ | پیش‌آزمون - پیگیری | ۶/۲۸۹ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۴۳/۸۲۲ | پس‌آزمون-پیگیری | -۰/۱۵۶ | ۰/۱۱۱ |

**جدول ۵. نتایج آزمون تعقیبی پرخاشگری پنهان ارتباطی برای بررسی درمان اثربخش‌تر**

| متغیرهای وابسته | گروه‌های مداخله | گروه مقایسه | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| کناره‌گیری عاطفی | پذیرش/تعهد | واقعیت درمانی | -۰/۸۸۹ | ۰/۹۹۹ |
| | پذیرش/تعهد | کنترل | -۳/۴۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | واقعیت درمانی | کنترل | -۲/۵۵۶ | ۰/۰۰۱ |
| خراب‌کردن وجهه اجتماعی | پذیرش/تعهد | واقعیت درمانی | -۱/۱۳۳ | ۰/۹۹۹ |
| | پذیرش/تعهد | کنترل | -۳/۶۰۰ | ۰/۰۰۱ |
| | واقعیت درمانی | کنترل | -۲/۴۶۷ | ۰/۰۰۱ |
| نمرهٔ کل پرخاشگری پنهان ارتباطی | پذیرش/تعهد | واقعیت درمانی | -۲/۰۲۲ | ۰/۰۵۵ |
| | پذیرش/تعهد | کنترل | -۷/۰۴۴ | ۰/۰۰۱ |
| | واقعیت درمانی | کنترل | -۵/۰۲۲ | ۰/۰۰۱ |

همان‌طور که جدول ۴ نشان می‌دهد، تفاوت میانگین پیش‌آزمون با پس‌آزمون (اثر مداخله) و تفاوت میانگین پیش‌آزمون با پیگیری (اثر زمان) بیشتر و معنادارتر از تفاوت میانگین پس‌آزمون و پیگیری (اثر ثبات مداخله) است که این نشان دهندهٔ آن است که درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در مرحله پس آزمون تأثیر داشته است و تداوم این تأثیر در مرحله پیگیری ادامه داشت. همچنین، نتایج به دست آمده مشخص نکرد که تاثیر ایجاد شده در مرحله پس آزمون و پیگیری مربوط با کدام روش درمانی صورت پذیرفته است یا اینکه کدام روش درمانی اثربخش‌تر بوده است. لذا در ادامه برای بررسی تفاوت اثربخشی درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی از آزمون تعقیبی بن‌فرونی (برای مقایسه اثربخشی گروه‌های مداخله) استفاده شده است که نتایج در جدول ۵ آمده است.

با توجه به جدول ۵، نتایج نشان داد که تفاوت میانگین گروه درمان پذیرش/تعهد با گروه کنترل بیشتر از تفاوت میانگین گروه واقعیت درمانی با گروه کنترل است و این نشان دهندهٔ آن است که درمان پذیرش/تعهد اثربخشی بیشتری نسبت به واقعیت درمانی بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی دارد.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی مقایسه اثربخشی درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در زنان دارای دلزدگی زناشویی بود. نتایج نشان داد که درمان مبتنی بر پذیرش/تعهد بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در مرحله پس‌آزمون تأثیر داشته است و تداوم این تأثیر در مرحله پیگیری نیز ادامه داشت؛ بنابراین این نتیجه با نتایج قبلی همسویی و همخوانی داشت[۲۹ و ۳۸] همچنین یافته غیرهمسو برای نتیجه به دست آمده از این فرضیه یافت نشد. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت که زنان دارای دلزدگی زناشویی از طریق پذیرش و تمرین‌های گسلش یاد می‌گیرند بدون قضاوت، تحقیر و اهانت و مقایسه کردن، همسر خود را آنگونه که هست بپذیرند. همچنین، با آموزش معنای جدیدی از کنجکاوی که در فرآیند درمان مطرح می‌شود، روابط زوجین شکل جدیدتری به خود می‌گیرد، از این رو، این درمان نقش مؤثری بر بهبود ارتباطات زناشویی و کاهش مشکلات زناشویی داشته است. به عبارت دیگر، مکانیزم تغییر در درمان پذیرش/تعهد بدین شکل است که مزیت دیگر گسلش و پذیرش در درمان پذیرش/تعهد، آگاهی یافتن از آن چیزی است که از نظر شریک زندگی و روابط آنها مهم است. این امر باعث می‌شود که از رفتارهایی که منجر به واکنش ناخوشایند دیگری می‌شود آگاه شوند و در نتیجه از مسیر ارزش‌ها دور نشده و رفتارهای مشکل‌زا را انتخاب نکنند و دچار پرخاشگری پنهان ارتباطی نشوند. لذا منطقی است که در درمان پذیرش، تصریح ارزش‌ها برای زنان موجب می‌شود معنادارتر و شخصی‌تر شدن ارزش‌ها می‌شود؛ بنابراین با شیوه سازگارانه‌تری به حل دلزدگی زناشویی پرداخته و از پرخاشگری پنهان ارتباطی به دوری می‌کنند. از این رو، اهمیت رابطه با همسر را در زندگی را با دیدگاه دقیق‌تری مورد بررسی قرار می‌دهند. تعهد می‌تواند بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی مؤثر باشد و اثرات آن در مرحله پیگیری تداوم یابد.

نتایج نشان داد که واقعیت درمانی بر پرخاشگری پنهان ارتباطی در مرحله پس آزمون تأثیر مؤثر بود و تا مرحلهٔ پیگیری نیز تداوم داشته است. این نتیجه به دست آمده می‌تواند با نتایج قبلی همسویی دارد[۲۰، ۳۵ و ۳۶]. همچنین یافته غیرهمسو برای نتیجه به دست آمده از این فرضیه یافت نشد. در تبیین نتیجه به دست آمده می‌توان گفت که در واقعیت درمانی به زنان دارای دلزدگی زناشویی کمک می‌شود تا نیازهای مغفول مانده خویش را شناسایی نمایند و این واقعیت درمانی به زنان دارای دلزدگی زناشویی کمک می‌کند تا از طریق بازبینی، قضاوت و طراحی مجدد، رفتارهایی را ایجاد کنند که منجر به کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زناشویی و تقویت اصل ازدواج شود. زنان دارای دلزدگی زناشویی با پذیرش مسئولیت انتخاب‌های خود و کاهش فاصله بین آنچه انتظار دارند و آنچه واقعیت دارد از احساس یأس و سرخوردگی خود کاسته و به ایجاد نگرش مثبت در خود کمک کنند. به عبارتی دیگر، تأکیدی که واقعیت درمانی گلاسر بر پذیرش مسئولیت رفتار هر فرد دارد به فرد کمک می‌کند تا به جای پرداختن به رفتار همسر و زیر ذره‌بین قرار دادن او، رفتار خود را مورد بررسی قرار داده و به بررسی نقش خود در مشکلات زناشویی بپردازند و در نتیجه روابط خویش را بهبود ببخشند. مشاوران واقعیت درمانی بر اساس مفاهیم گلاسر سعی می‌کنند در مداخله‌های بالینی خود از طریق افزایش مسئولیت‌پذیری در زنان دارای دلزدگی زناشویی و آموزش مهارت‌های ارتباطی، اعتماد و صمیمت زناشویی را افزایش داده و پرخاشگری پنهان ارتباطی زناشویی را کاهش دهند. لذا منطقی است که واقعیت درمانی بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی مؤثر باشد و تداوم اثر آن در مرحله پیگیری نیز ماندگار باشد.

در نهایت نتایج نشان داد که تفاوت میانگین گروه درمان پذیرش/تعهد با گروه کنترل بیشتر از تفاوت میانگین گروه واقعیت درمانی با گروه کنترل است و این نشان دهنده آن است که درمان پذیرش/تعهد اثربخشی بیشتری نسبت به واقعیت درمانی بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی دارد. این نتیجه با نتایج قبلی همسویی دارد[۲۸، ۲۹ و ۴۷]. در تبیین نتیجه به دست آمده می‌توان گفت، درمان پذیرش/تعهد در زنان تغییراتی در افکار آن‌ها ایجاد می‌کند و از لحاظ بالینی، زنان می‌آموزند افکار را فقط افکار، احساسات را فقط احساسات، خاطرات را فقط به عنوان خاطرات و علائم بدنی را فقط علائم بدنی در نظر بگیرند، در واقع هیچ یک از رویدادهای درونی وقتی تجربه می‌شوند، ذاتاً برای سلامتی انسان آسیب‌زا نیستند.

آسیب‌زایی آن‌ها ناشی از این است که به عنوان تجاربی آسیب‌زا، ناسالم و نامطلوب دیده شوند؛ بنابراین باید کنترل یا حذف شوند. در درمان مبتنی بر پذیرش و تعهد، هدف اصلی ایجاد انعطاف‌پذیری روانی و توانایی انتخاب عملی مناسب‌تر در بین گزینه‌های مختلف است. این رویکرد با شش گام اساسی شامل پذیرش، گسلش، خود به عنوان زمینه، ارتباط با زمان حال، ارزش‌ها و عمل متعهدانه اجرا می‌شود[۴۵]. همچنین این درمان از طریق تکیه بر گسلش به زنان دارای دلزدگی زناشویی کمک می‌کند که بین جهان ساخته شده در افکارشان و فکر کردن، به عنوان یک فرایند مستمر، تمایز قائل شوند. گسلش کمک می‌کند، بین کسی که در حال فکر کردن است و مقوله‌های کلامی‌ای که زنان به واسطه فکر کردن به خودشان نسبت می‌دهند تمایز قائل شوند؛ بنابراین زنان دارای دلزدگی زناشویی با این رویکرد دریافته‌اند که دیگر به افکار خود چسبندگی نداشته باشند؛ زیرا چسبندگی به افکارشان آنان را از برخورد با واقعیت‌ها و مسائل زندگی باز می‌دارد و فرد امکان پاسخگویی و واکنش مناسب در موقعیت‌های مختلف زندگی را از دست خواهد داد[۴۵]؛ بنابراین، راهکارهایی که در طی جلسات درمانی به زنان دارای دلزدگی زناشویی ارائه می‌گردد سبب می‌شود تا الگوهای فکری ناکارآمد که منجر به پرخاشگری پنهان ارتباطی می‌شود را تشخیص داده و آن را با الگوی فکری منطقی و کارآمد جایگزین کند. لذا منطقی است که درمان پذیرش/تعهد اثربخشی بیشتری نسبت به واقعیت درمانی بر کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی داشته باشد.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

این مطالعه دربارهٔ جامعه آماری زنان دارای دلزدگی زناشویی مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره شهر تهران بود؛ لذا از تعمیم نتایج به جوامع مشابه در دیگر شهرها و سایر فرهنگ‌ها باید احتیاط کرد. به دلیل محدودیت زمانی، این پژوهش قادر به اجرای مرحله پیگیری بلندمدت‌تر را برای بررسی تداوم و ماندگاری اثرات درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی نداشت و تنها به یک مرحله سنجش پیگیری دو ماهه اکتفا شد. همچنین این پژوهش می‌توانست به صورت زوج‌محور (شامل زنان و مردان) انجام شود، اما به دلیل محدویت‌های موجود، تنها بر روی زنان اجرا شد. پیشنهاد می‌شود این پژوهش در نمونه‌های دیگر از جمله زنان دارای دلزدگی زناشویی در دیگر شهرها تکرار شود و برخی از پرسش‌های برخاسته از این مطالعه و پیشینه پژوهش را مورد بررسی علمی قرار دهند و به این پرسش با قطعیت بیشتری پاسخ داده شود که آیا این روش‌های درمانی، روش‌های قدرتمند و مؤثری نسبت به مداخلات درمانی رایج در راستای کاهش مشکلات زنان دارای دلزدگی زناشویی است یا خیر. مرحله پیگیری در این پژوهش دو ماهه بود، بر این اساس پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های بعدی با لحاظ کردن مرحله پیگیری بلندمدت‌تر و طولانی‌تر (بیش از شش ماه یا حتی یک سال) به بررسی تداوم درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی بر روی پرخاشگری پنهان ارتباطی زنان دارای دلزدگی زناشویی در راستای کاهش مشکلات آنان پرداخته شود. پیشنهاد می‌شود، پژوهشگران در آینده از حجم نمونهٔ گسترده‌تری (بیش از ۱۵ نفر در هر گروه) استفاده کنند تا قدرت تعمیم‌پذیری نتایج درمانی را افزایش یابد. از آنجایی که این پژوهش محدود به زنان دارای دلزدگی زناشویی بوده است، در راستای رفع این محدودیت، پیشنهاد می‌شود این پژوهش بر روی مردان نیز انجام شود، چرا که عامل جنسیت ممکن است در نتیجهٔ پژوهش تعیین کننده باشد. بر اساس نتایج به دست آمده از پژوهش، در سطح عملیاتی و کاربردی پیشنهاد می‌شود، مشاوران و روان درمانگران خانواده از درمان پذیرش/تعهد و واقعیت درمانی، به ویژه درمان پذیرش/تعهد به علت اثربخش‌تر بودن برای بهبود مشکلات زناشویی و کاهش پرخاشگری پنهان ارتباطی زناشویی در زنان درگیر دلزدگی زناشویی استفاده کنند؛ لذا با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر برگزاری دوره‌های تخصصی و بازآموزی با استفاده از درمان پذیرش/تعهد به مشاوران و روانشناسانِ خانواده پیشنهاد می‌شود.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در این پژوهش رعایت ملاحظات اخلاقی به دقت انجام شد. برخی از این ملاحظات عبارتند از: کسب رضایت زنان دارای دلزدگی زناشویی برای شرکت در مداخلات درمانی؛ اطمینان‌دهی به آنان که پاسخ‌نامه‌ها به صورت فردی تحلیل نخواهد شد و اطلاعات به دست آمده به صورت گروهی

مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ تأکید بر محرمانگی اطلاعات هر فرد و اینکه در اختیار هیچ کسی قرار داده نخواهد شد؛ توضیح کامل فرآیند مطالعه به شرکت‌کنندگان و آگاه‌سازی از اهداف پژوهش؛ اطلاع‌رسانی از بی‌ضرر بودن مداخله و سودمندی آن به شرکت‌کنندگان؛ آگاه‌سازی شرکت‌کنندگان از تخصص و صلاحیت مداخله‌گران؛ توضیح علمی بودن روش پژوهش به زنان دارای دلزدگی زناشویی؛ آگاه‌سازی از امکان خروج آزادانه در هر مرحله مطالعه؛ تأکید به زنان دارای دلزدگی زناشویی بر نظارت سازمان‌های صلاحیت‌دار مانند دانشگاه بر فرآیند پژوهش؛ اختیاری بودن پژوهش و حق خروج از پژوهش درهر مرحله؛ پاسخ‌گویی به پرسش‌های شرکت‌کنندگان و در اختیار قرار دادن نتایج در صورت تمایل آنان؛ و در نهایت ارائه جلسات درمانی به صورت فشرده به گروه کنترل پس از پایان دوره پیگیری اشاره کرد.

## حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

## سپاسگزاری

از همه شرکت‌کنندگان (زنان دارای دلزدگی زناشویی) که به پرسش‌های پژوهش پاسخ دادند و در جلسات درمانی شرکت کردند، نهایت تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

1- Jenkins, A. I., Fredman, S. J., Le, Y., Mogle, J. A., McHale, S. M. Religious Coping and Gender Moderate Trajectories of Marital Love among Black Couples. Family process, 2022; 61 (1): 312-325. https://doi.org/10.1111/famp.12645

2- Dollahite, D. C., Marks, L. D, Wurm, G. J. Generative devotion: A theory of sacred relational care in families of faith. Journal of Family Theory & Review, 2019; 11(3): 429-448. https://doi.org/10.1111/jftr.12339

3- Harasymchuk, C., Peetz, J., Fehr, B., Chowdhury, S. Worn out relationship? The role of expectations in judgments of relational boredom. Personal Relationships, 2021; 28 (1): 80-98. https://doi.org/10.1111/pere.12354

4- Harasymchuk, C., Lonn, A., Impett, E. A., Muise, A. Relational boredom as an obstacle for engaging in exciting shared activities. Personal Relationships, 2022; 29 (2): 350-365. https://doi.org/10.1111/pere.12421

5- Mehdigholi, M., Dokaneifard., F, Jahangir, P. The effectiveness of emotion-oriented couple therapy on marital burnout and resilience of young couples. Journal of Applied Family Therapy, 2023; 4(2): 47-59. https://doi.org/10.22034/aftj.2022.334054.1473 **[In Persian]**

6- Werner, A. M., Schmalbach, B., Zenger, M., Brähler, E., Hinz, A., Kruse, J., Kampling, H. Measuring physical, cognitive, and emotional aspects of exhaustion with the BOSS II-short version–results from a representative population-based study in Germany. BMC Public Health, 2022; 22 (1): 579-589. https://doi.org/10.1186/s12889-022-12961-z

7- Hwang, H., Hur, W. M., Shin, Y. Emotional exhaustion among the South Korean workforce before and after COVID-19. Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 2021; 94 (2): 371-381. https://doi.org/10.1111%2Fpapt.12309

8- Gavelin, H. M., Neely, A. S., Dunås, T., Eskilsson, T., Järvholm, L. S., Boraxbekk, C. J. Mental fatigue in stress-related exhaustion disorder: Structural brain correlates, clinical characteristics and relations with cognitive functioning. NeuroImage: Clinical, 2020; 27 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016%2Fj.nicl.2020.102337

9- De Oliveira, L., Carvalho, J., Nobre, P. A systematic review on sexual boredom. The Journal of Sexual Medicine, 2021; 18 (3): 565-581. https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2020.12.019

10- Pines, A. M., Neal, M. B., Hammer, L. B., Icekson, T. Job burnout and couple burnout in dual-earner couples in the sandwiched generation. Social Psychology Quarterly, 2011; 74 (4): 361-386. https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/0190272511422452

11- Hamidikian, P., Niknam, M., Jahangir, P. Predicting latent marital aggression and fear of intimacy based on self-compassion with the mediating role of guilt in married people. Journal of Applied Family Therapy, 2021; 2(1): 65-90. https://doi.org/10.22034/aftj.2021.269755.1055 **[In Persian]**

12- Bradford, A. B., Dobry, S., Sandberg, J. G., Coyne, S. M. Baby with the bathwater? Examining the relationship between video game use and relationship outcomes and the moderating effects of attachment behaviors among married casual gamers. Journal of marital and family therapy, 2019; 45 (4): 699-718. https://doi.org/10.1111/jmft.12355

13- Aizpitarte, A, Atherton, OE, Zheng, LR, Alonso-Arbiol I, Robins RW. Developmental precursors of relational aggression from late childhood through adolescence. Child development, 2019; 90 (1): 117-126. https://doi.org/10.1111/cdev.13166

14- Nelson, D. A., Carroll, J. S. Couples relational aggression and victimization scale (CRAViS). Provo, UT: RELATE Institute. 2006. https://doi.org/10.1002/ab.20349

15- Carroll, J. S., Nelson, D. A., Yorgason, J. B., Harper, J. M., Ashton, R. H., Jensen, A. C. Relational aggression in marriage. Aggressive Behavior, 2010; 36 (5): 315-329. https://doi.org/10.1002/ab.20349

16- Khazaei, S., Navabinejad, S., Farzad, V., Zahrakar, K. The Investigating of Psychometric properties of Covert Relational Aggression Scale. Journal of Research in Psychological Health, 2016; 10 (2): 75-88. http://dx.doi.org/10.18869/acadpub.rph.10.2.75 **[In Persian]**

17- Karimi, A., Ahmadi, S., Zahrakar, K. The Effectiveness of Marital Skills Training Based on the Gotman's Model in Covert Relational Aggression of Women. Journal of Clinical Psychology, 2020; 11(4): 13-22. https://doi.org/10.22075/jcp.2020.17365.1640 **[In Persian]**

18- Kazemi, N., Narimani, M., SadeghiHashjin, G., Basharpoor, S. The effectiveness of brief self-regulation couple therapy (srct) on reducing marital covert relational aggression, changing of communication patterns and reduction of alexithymia among conflicting couples. Journal of Psychological Science. 2021; 20(108): 2225-2238. https://doi.org/10.52547/JPS.20.108.2225 **[In Persian]**

19- Amini, S., Mardani Rad, M., Kosravi Babadi, A. A., poushneh, K. The role of communicative covert aggression and cognitive emotion regulation in predicting marital satisfaction. Iranian Journal of Rehabilitation Research in Nursing, 2023; 9 (4): 30-38. **[In Persian]**

20- Zakariazadeh Khatir, Z. K., Fakhri, M. K., Heydari, S. The effectiveness of reality therapy on covert communication aggression and marital tension among women seeking divorce. journal of Adolescent and Youth Psychological Studies. 2022; 3 (1): 184-193. http://dx.doi.org/10.52547/jspnay.3.1.184 **[In Persian]**

21- Asadpour, E., Veisi, S. The Effectiveness of Acceptance and Commitment Therapy on Marital Satisfaction, Sexual Self-Esteem and Burnout Martial among Women with Type 2 Diabetes. J Arak Uni Med Sci, 2019; 21 (7): 8-17. http://jams.arakmu.ac.ir/article-1-5710-fa.html **[In Persian]**

22- ernández, S. Acceptance and Commitment Therapy in group format for anxiety and depression. A systematic review. Journal of affective disorders, 2020; 263(1): 107-120. https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.11.154

23- Werner, H., Young, C., Hakeberg, M., Wide, U. A behavioural intervention for young adults with dental caries, using acceptance and commitment therapy (ACT): treatment manual and case illustration. BMC Oral Health, 2020; 20 (1): 233-246. https://doi.org/10.1186/s12903-020-01213-4

24- Wright, S. R., Graham, C. D., Houghton, R., Ghiglieri, C., Berry, E. Acceptance and commitment therapy (ACT) for caregivers of children with chronic conditions: A mixed methods systematic review (MMSR) of efficacy, process, and acceptance. Journal of Contextual Behavioral Science, 2023; 27 (2): 72-79. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2022.12.003

25- Kashdan, T. B., Disabato, D. J., Goodman, F. R., Doorley, J. D., McKnight, P. E. Understanding psychological flexibility: A multimethod exploration of pursuing valued goals despite the presence of distress. Psychological Assessment, 2020; 32(9): 829-850. https://doi.org/10.1037/pas0000834

26- Paulos-Guarnieri, L., Linares, I. M. P., El Rafihi-Ferreira, R. Evidence and characteristics of Acceptance and Commitment Therapy (ACT)-based interventions for insomnia: A systematic review of randomized and non-randomized trials. Journal of Contextual Behavioral Science, 2022; 23 (2): 1-14. http://dx.doi.org/10.1016/j.jcbs.2021.11.001

27- Forman, E. M., Butryn, M. L. A new look at the science of weight control: how acceptance and commitment strategies can address the challenge of self-regulation. Appetite, 2015; 84, 171-180. https://doi.org/10.1016/j.appet.2014.10.004

28- Mousavi, M. S., Bakhshipour, A., Mahdian, H. Comparing the Effectiveness of “Acceptance and Commitment Therapy” and “Compassion-Focused Therapy” and “Compassion-Enriched Acceptance and Commitment Therapy” on Communication Patterns of Married Women Suffering from Depression and Marital Conflicts. JHPM 2023; 12 (1): 95-112. http://dx.doi.org/https://doi.org/10.22034/JHPM.12.1.95 **[In Persian]**

29- Zakariazadeh Khatir, Z. K., Fakhri, M. K., Heydari, S. Comparing the effectiveness of acceptance and commitment-based therapy and reality therapy on covert communication aggression and forgiveness among women seeking divorce. journal of Adolescent and Youth Psychological Studies, 2022; 3 (2): 303-313. http://dx.doi.org/10.52547/jspnay.3.2.303 **[In Persian]**

30- Sepas, L., Shaker Dioulag, A., Khademi, A. Comparison of the effectiveness of acceptance-based therapy and reality therapy on reducing anxiety sensitivity in women with MS in Urmia. Counseling Culture and Psycotherapy, 2022; 13(51): 85-113. https://doi.org/10.22054/qccpc.2022.64043.2808 **[In Persian]**

31- Bond, J., Kenny, A., Pinfold, V., Couperthwaite, L., Kabir, T., Larkin, M., Robotham, D. A Safe Place to Learn: Peer Research Qualitative Investigation of gameChange Virtual Reality Therapy. JMIR serious games, 2023; 11 (1): 1-10. https://doi.org/10.2196/38065

32- Hudon, A., Couture, J., Dellazizzo, L., Beaudoin, M., Phraxayavong, K., Potvin, S., Dumais, A. Dyadic Interactions of Treatment-Resistant Schizophrenia Patients Having Followed Virtual Reality Therapy: A Content Analysis. Journal of Clinical Medicine, 2023; 12 (6): 1-10. https://doi.org/10.3390/jcm12062299

33- Wang, E. F., Jotwani, R. Virtual reality therapy for myofascial pain: Evolving towards an evidence-based non-pharmacologic adjuvant intervention. Interventional Pain Medicine, 2023; 2 (1): 1-10. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35409751/

34- Goudarzi, A., Kikhosravani, M., Deyreh, E., Ganji, K. The Effectiveness of Reality Therapy on Marital Flexibility, Marital Burnout and Social Commitment in Couples Seeking Divorce in Malayer. Woman and family Studies, 2020; 13(49) 7-27. http://dx.doi.org/10.52547/rbs.18.3.288 **[In Persian]**

35- Fallah Berejestanaki, V., Saberi, H., Shomali Oskoei, A. Comparison of the effectiveness of group reality therapy with group cognitive behavioral therapy on marital satisfaction and self-control of women. Journal of Applied Psychology, 2022; 16 (3): 224-201. https://doi.org/10.52547/apsy.2022.225276.1238 **[In Persian]**

36- Jafari, T., Nikfar, K., Khanzadeh, M. The effectiveness of reality therapy on aggression, loneliness, and emotional detachment in married women dependent on cyberspace. Quarterly Journal of Women's Psychology, 2023; 4(1): 26-1. https://civilica.com/doc/1626326/ **[In Persian]**

37- Pines, A. M. The female entrepreneur: Burnout treated using a psychodynamic existential approach. Clinical Case Studies, 2003; 1 (2): 170-180. http://dx.doi.org/10.1177/1534650102001002005

38- Fotohi, S., Mikaeili, N., Atadokht, A., Hajlo, N. Comparing The Effectiveness Of Meta- Emotion Based Couple Therapy with Narrative Couple Therapy On Adjustment And Cuople Burnout In Conflicting Couples. Counseling Culture and Psycotherapy, 2018; 9(34): 77-101. https://doi.org/10.22054/qccpc.2018.27362.1672 **[In Persian]**

39- Olson, D. H., Fournier, D. G., Druckman, J. M. Counselor's manual for Prepare//Enrich (Rev. ed). Minneapolis. 1987. https://www.prepare-enrich.com/wp-content/uploads/2020/12/Fowers-Olson-1986-Predicting-Marital-Success-With-PREPARE.pdf

40- Arianfar, N., Rasouli, R. The comparison of solution- focused couple therapy with acceptance and commitment couple therapy on marital burnout of couples. Knowledge & Research in Applied Psychology, 2019; 20(1): 47-60. https://sanad.iau.ir/en/Article/893665 **[In Persian]**

41- Kamalian, T., Mirzahoseini, H., Monirpoor, N. Comparison of the effectiveness of Emotional Schema Therapy with Self-Differentiation Method on marital burnout in women. Journal of Applied Psychology, 2020; 14(1): 9-33. https://doi.org/10.52547/apsy.14.1.9 **[In Persian]**

42- Sadeghi, M., Khaliligeshnigani, Z., Alipour, K. The effect of gratitude education on positive feelings towards spouse and boredom in women with marital incompatibility. Counseling Culture and Psycotherapy, 2022; 13(51): 253-279. https://doi.org/10.22054/qccpc.2022.62465.2750 **[In Persian]**

43- Khazaei, S., Navabinejad, S., Farzad, V., Zahrakar, K. The Mediating Role of Feelings of Shame and Guilt in the Relationship between Attachment Styles and Covert Relational Aggression in Marriage. Journal of Research in Psychological Health, 2021; 15 (1): 34-51. https://rph.khu.ac.ir/article-1-3819-fa.html **[In Persian]**

44- Oka, M., Brown, C. C., Miller, R B. Attachment and relational aggression: Power as a mediating variable. The American Journal of Family Therapy, 2016; 44 (1): 24-35. https://doi.org/10.1080/01926187.2015.1105716

45- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G. Acceptance and commitment therapy: The process and practice of mindful change. Second Edition. New York: Guilford Press 2016. https://psycnet.apa.org/record/2012-00755-000

46- Wubbolding, R. W. The relationship between professional diversity/multicultural guidelines and choice theory/reality therapy. International Journal of Choice Theory and Reality Therapy, 2019; 38(2): 36-42. https://www.wglasserinternational.org/wp-content/uploads/bsk-pdf-manager/2019/05/IJCTRTSpring-2019.pdf#page=36

47- Nikookar, Y., Jafari, A., Fathi Aghdam, G., Poyamanesh, J. Comparison of the effectiveness of approaches based on acceptance and commitment therapy (ACT) and reality therapy on irrational thoughts of female supervisors under the auspices of the Relief Committee, Quarterly Journal of Women and Family Studies, 2022; 15(55): 152-135. https://doi.org/10.30495/jwsf.2021.1933872.1586 **[In Persian]**

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۱۰-۹۳**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19382.1575

**مقاله پژوهشی**

# مدل‌یابی معادلات ساختاری بررسی نقش میانجی احساس تنهایی در پیش‌بینی نوموفوبیا با توجه به سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان

**نویسندگان**

**حدیث رشنو [1]، علی سیاه منصوری [2*]**

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی عمومی، گروه روان‌شناسی، واحد بروجرد، دانشگاه آزاد اسلامی، بروجرد، ایران. HadisRashno23@gmail.com

۲. دکترای روان‌شناسی تربیتی، مدرس دانشگاه فرهنگیان، خرم آباد، ایران. (نویسنده مسئول)

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۲۹

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۰/۰۹

**مقدمه:** هدف از پژوهش حاضر بررسی مدل‌یابی معادلات ساختاری نوموفوبیا (بی‌موبایل هراسی) بر اساس سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم‌شناختی هیجان با نقش میانجی احساس تنهایی بود.

**روش:** این مطالعه به روش توصیفی - همبستگی انجام شد. جامعهٔ آماری پژوهش دانش‌آموزان دختر دوره دوم متوسطه مدارس دولتی شهر خرم‌آباد در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ به تعداد ۱۰۰۸۹ نفر بود. حجم نمونه با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای و با درنظرگرفتن امکان ریزش برخی پاسخ‌دهندگان افزایش تعمیم‌پذیری نتایج، ۴۰۰ نفر تعیین شد. ابزار گردآوری داده‌ها شامل پرسش‌نامه نوموفوبیا (NMP-Q) یلدریم و کوریا (۲۰۱۵م)، خرده مقیاس دلبستگی ایمن از پرسش‌نامه سبک‌های دلبستگی (AAI) هازن و شاور (۱۹۸۷م)، خرده مقیاس تنظیم شناختی هیجان سازگارانه از پرسش‌نامهٔ تنظیم شناختی هیجانی (CERQ) گرانفسکی و کرایج (۲۰۰۶م) و مقیاس احساس تنهایی- نسخه سوم (UCLA LS3) راسل (۱۹۹۶م) بود. داده‌ها با استفاده از همبستگی پیرسون و مدل‌یابی معادلات ساختاری تحلیل شد.

**نتایج:** یافته‌های پژوهش نشان داد که سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم‌شناختی هیجان اثر مستقیم و معناداری بر نوموفوبیا (بی‌موبایل هراسی) دارند. همچنین نتایج بیانگر آن بود که احساس تنهایی در رابطه بین سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان با نوموفوبیا نقش میانجی معناداری ایفا می‌کند.

**بحث و نتیجه‌گیری:** بر اساس نتایج این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که ارتباط این متغیرها در مداخلات مرتبط با بی‌موبایل هراسی دانش‌آموزان مورد توجه قرار گیرد. همچنین، می‌توان بر مبنای یافته‌های پژوهش، برنامه‌هایی برای پیشگیری، مداخله و کنترل بی‌موبایل هراسی تدوین و اجرا کرد.

**کلیدواژه‌ها**

نوموفوبیا (بی‌موبایل هراسی)، سبک دلبستگی ایمن، راهبردهای سازگارانه، تنظیم شناختی هیجان، احساس تنهایی.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

a.syahmansoori@yahoo.com

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسندهٔ اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۱۰-۹۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110

**مقدمه**

فناوری اطلاعات و ارتباطات[1] جزء جدایی‌ناپذیر دنیای امروز است و تلفن‌های هوشمند از پرکاربردترین فناوری‌ها محسوب می‌شوند [۱]. با گسترش استفاده از اینترنت در سراسر جهان، نرخ استفاده از تلفن‌های هوشمند، به ویژه در ده سال گذشته، به شدت افزایش یافته است [۲]. دسترسی آسان به فناوری و سهولت استفاده از آن در واکنش به مناسبت‌های روزمره، بدون نیاز به تلاش اضافی، می‌تواند منجر به استفاده غیرمنطقی از فناوری شود، این موضوع، به‌ویژه در میان نوجوانان، با ظهور خطرات جدید زیستی، روانی و اجتماعی همراه است که از جمله آن‌ها می‌توان به اعتیاد به تلفن همراه اشاره کرد [۳]. یکی از خطرات بهداشتی در حال ظهور در مورد استفاده از گوشی‌های هوشمند و یا تلفن همراه در دنیای دیجیتالی، نوموفوبیا (بی‌موبایل هراسی)[2] است [۴، ۵ و ۶]. بر اساس تحقیقات استفاده مشکل‌ساز از گوشی هوشمند و ناتوانی در دسترسی به منجر به ایجاد احساسات منفی مانند اضطراب و پریشانی شدید و نوموفوبیا شود و این وضعیت به ویژه در میان نوجوانان، پیامدهای منفی بر سلامت روان و بهزیستی روان‌شناختی دارد [۷].

در سطح جهانی، مشکلات روان‌شناختی مرتبط با استفاده بیش از حد از تلفن‌های هوشمند گزارش شده است. به عنوان مثال، بیش از نیمی از آمریکایی‌ها در صورت کاهش باتری تلفن همراه به کمتر از ۲۰ درصد، علائم وحشت را تجربه می‌کنند. همچنین، تقریباً نیمی از آن‌ها اذعان دارند که نمی‌توانند بدون گوشی هوشمند خود زندگی کنند و احساس می‌کنند به آن اعتیاد دارند [۸]. این وابستگی یا اعتیاد منجر به ظهور نوع جدیدی از فوبیا شده است که به آن نوموفوبیا یا ترس از نبود تلفن همراه گفته می‌شود [۹ و ۱۰]. این ترس از نبود تلفن همراه و هراس از بی‌موبایلی در بین دانش‌آموزان دختر بزرگسال‌تر نسبت به پسران و دانش‌آموزان کم‌سن سال‌تر سطح نوموفوبیا بالاتری دارند و همچنین کسانی که فراوانی بیشتری در چک کردن روزانه تلفن خود دارند، سطوح بالاتری از نوموفوبیا را تجربه می‌کنند [۱۱]. یکی از پیش‌بینی‌کننده‌های نوموفوبیا، سبک دلبستگی ایمن[3] است، به طوری که تحقیقات نشان داده‌اند، سبک دلبستگی ایمن با نوموفوبیا همبستگی منفی و معنادار دارد [۱۲، ۱۳].

دلبستگی یک نیاز اساسی [۱۴] و یک ویژگی پایدار است که به طور قابل توجهی در زمان‌های آسیب‌پذیر فعال می‌شود [۱۵]. دلبستگی مفهومی است که توسط بالبی (۱۹۹۷م) [به نقل از ۱۶] به عنوان فرآیند پیوند بین افراد ایجاد می‌شود که از بدو تولد شروع می‌شود و کل زندگی را تحت تأثیر قرار می‌دهد [۱۷]. در مفهوم تئوری دلبستگی، اگر مراقب کودک با نیازهای کودک هماهنگ باشد، می‌تواند پایگاهی مطمئن باشد تا کودک یاد بگیرد که هیجانات خود را تنظیم کند و با موقعیت‌های استرس‌زا و تنیدگی‌آور در دوران کودکی و بعداً در بزرگسالی کنار بیاید [۱۸]. این نوع دلبستگی وقتی در افراد در سطح بالاتری باشد، کمتر دچار اعتیاد به تلفن همراه و نوموفوبیا می‌شوند [۱۹]. همچنین تحقیقات دیگری دلبستگی [۲۰] و نحوهٔ مراقبت در سال‌های اولیه زندگی در کودکان را عامل مهمی برای اعتیاد پیدا کردن به تلفن همراه در سال‌های بعدی می‌دانند [۲۱]. از آنجایی که فرآیندهای دلبستگی ارتباط نزدیکی با تنظیم هیجان[4] و رفتارهای مقابله یا رویارویی با استرس دارند، می‌توان گفت، تنظیم شناختی هیجان[5] می‌تواند یکی از پیش‌بینی کننده‌های نوموفوبیا باشد، به طوری که راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان، باعث تجربهٔ سطوح پایین‌تری از نوموفوبیا می‌شود [۹]. تنظیم هیجان برای تنظیم ذهنی و رفتاری مهم است و برای حفظ سلامت جسمی و روانی ضروری است [۲۲ و ۲۳]. مشکلات در تنظیم هیجان در دوران نوجوانی امری رایج است و با پیامدهای نامطلوب در سلامت اجتماعی و روانی همراه است [۲۴] این مشکلات نوجوانان را مستعد ابتلا به انواع اعتیادهای رفتارهای، از جمله نوموفوبیا (بی‌موبایل هراسی) کنند [۲۵].

می‌توان فرض کرد، افرادی که استفاده از گوشی هوشمند آن‌ها مشکل‌ساز تلقی می‌شود،، در صورت بهره‌گیری از راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان، مشکلات روان‌شناختی کمتری را تجربه می‌کنند [۲۵]. انگلبرگ و

1 . Information and Communication Technologies.
2 . Nomophobia.
3 . Secure Attachment Style.
4 . Emotion Regulation.
5 . Cognitive Emotion Regulation.

شوبرگ[1] [۲۶] دریافتند که معتادان به اینترنت در تشخیص و رمزگشایی هیجانات بدتر هستند. علاوه بر این، افرادی که در کنار آمدن با حالت‌های هیجانی سازگارانه توانایی بیشتری دارند، کمتر به اینترنت و شبکه‌های اجتماعی روی می‌آورند که به طور بالقوه می‌تواند مانع از رفتارهای اعتیادآور شود و در نهایت منجر به تجربه سطوح پایینی از نوموفوبیا شود [۲۵]. باتوجه‌به آنچه گفته شد، سبک دلبستگی ایمن [۱۲، ۱۳] و تنظیم هیجان با نوموفوبیا رابطه دارند [۲۵]؛ اما آنچه کمتر در تحقیقات قبلی مورد مطالعه قرار نگرفته است، بررسی نقش میانجی احساس تنهایی[2] در روابط بین سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان است. چرا که احساس تنهایی علاوه بر اینکه از پیشایندهای این پژوهش یعنی سبک دلبستگی ایمن [۲۷، ۲۸] و تنظیم شناختی هیجان [۲۹، ۳۰] تأثیر می‌پذیرند، بر پیامدهای این پژوهش یعنی نوموفوبیا نیز تأثیر می‌گذارد [۳۱]. به همین دلیل احساس تنهایی می‌تواند یک متغیر میانجی مناسب در این پژوهش باشد که به عنوان یک تجربهٔ ناخوشایند یا ناراحت کننده ناشی از نقص کیفی یا کمی درک شده در روابط و تعاملات اجتماعی فرد تعریف شده است (راسل[3] و همکاران، ۱۹۸۰م) [به نقل از ۳۲].

مطالعه‌ای که بر روی نمونه‌ای از نوجوانان انجام شد، رابطهٔ مثبتی بین نوموفوبیا و تنهایی پیدا کرد که در آن نوموفوبیا پیش‌بینی‌کننده معناداری برای تنهایی بود و علاوه بر این، همان نویسندگان توضیح می‌دهند، افرادی که به تلفن هوشمند خود دسترسی ندارند، احساس تنهایی مبتنی بر ترس از ناتوانایی در برقراری ارتباط و معاشرت با دیگران را احساس می‌کنند [۳۳]. یلدیز دوراک همچنین دریافت، بین نوموفوبیا و تنهایی رابطهٔ مثبتی وجود دارد و افزود: افرادی که به تنهایی در برقراری ارتباط مشکل دارند بیشتر به ارتباطات آنلاین روی می‌آورند و نتیجه دور شدن از دنیای واقعی، احساس تنهایی است. (یلدیز دوراک، ۲۰۱۸م) [به نقل از ۲۵]؛ لذا نوموفوبیا می‌تواند به صورت احساسات منفی ظاهر شود که عاملی برای کناره‌گیری اجتماعی و کاهش انگیزه در افراد می‌شود. در نتایج مطالعه‌ای دیگر، آن دسته از نوجوانانی که زمان بیشتری را مقابل صفحه نمایش گوشی هوشمند می‌گذرانند با تجربه سطوح بالاتری از اضطراب و تنهایی، سطوح بالاتری از نوموفوبیا را نشان می‌دهند [۳۴].

بر اساس آنچه گفته شد، در اهمیت و ضرورت انجام این پژوهش می‌توان گفت، امروزه تلفن‌های هوشمند مزایا و راحتی‌های زیادی را به افراد به‌ویژه دانش‌آموزان ارائه می‌دهند [۳۵] و انجام تعهدات مربوط به کارهای روزمره شغلی و تحصیلی را آسان‌تر می‌کنند [۳۶]. هیچکس نمی تواند انکار کند که فناوری از طریق تلفن‌های همراه در زندگی روزمره یکپارچه شده است [۳۷]. با این وجود، تعداد مشکلات ناشی از استفاده از تلفن همراه در چند سال اخیر به طور قابل توجهی افزایش یافته است [۳۸]. یکی از این مشکلات نوموفوبیا است که با مشکلات مختلفی از جمله احساس تنهایی [۳۹]، پایین بودن تاب‌آوری و اعتیاد به تلفن همراه [۴۰]، استرس و افسردگی [۴۱]، سطوح بالای اضطراب [۴۲] و ضعف در کارکردهای تحصیلی همچون پایین بودن میزان موفقیت تحصیلی دانش‌آموزان همراه است [۴۳]؛ بنابراین پژوهش‌هایی که عوامل مؤثر بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان دختر را شناسایی می‌کند، اهمیت و کاربرد فراون دارد و می‌توان در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌هایی که توسط سازمان آموزش و پرورش، خانواده‌ها، مراکز مشاوره و خدمات روان‌شناختی از این نتایج پژوهش استفاده کرد.

## پرسش پژوهش

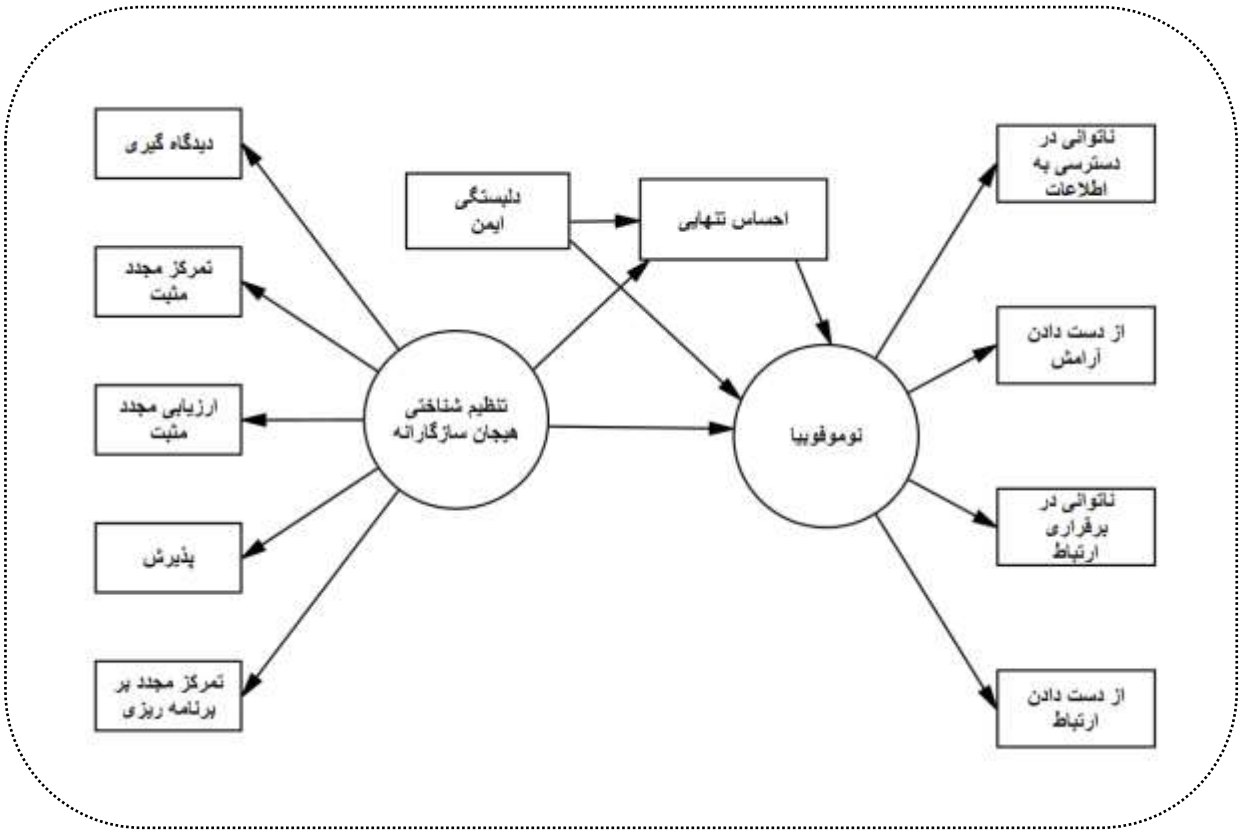
باتوجه‌به آنچه گفته شد در این پژوهش به این پرسش پاسخ داده شده است که آیا احساس تنهایی در رابطهٔ بین سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان با نوموفوبیا (بی موبایل هراسی) نقش میانجی ایفا می‌کند؟

## روش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی همبستگی است و با روش مدل‌یابی معادلات ساختاری[4] انجام شد. جامعهٔ آماری پژوهش دانش‌آموزان دختر دورهٔ دوم متوسطه در مدارس دولتی شهر خرم‌آباد به تعداد ۱۰۰۸۹ نفر در سال تحصیلی

1 . Engelberg & Sjöberg.
2 . Loneliness.
3 . Russell.
4 . Structural Equation Model (SEM).

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۱۰-۹۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110




**شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش**

۱۴۰۲-۱۴۰۳ بودند. بر اساس نظر کلاین[1] [۴۴]، به ازای هر متغیر (پارامتر) تعداد ۲۰ نفر شرکت‌کننده (آزمودنی) لازم است. در این پژوهش متغیر نوموفوبیا (۴ عامل)، سبک‌های دلبستگی (۳ عامل)، راهبردهای تنظیم شناختی هیجان (۹ عامل) و احساس تنهایی (تک عاملی) می‌باشد؛ لذا در این پژوهش ۱۷ متغیر (عامل یا پارامتر) وجود دارد که بر مبنای مدل کلاین حجم نمونه ۳۴۰ نفر برآورد شد، اما برای تعمیم‌پذیری بیشتر نتایج و احتمال ریزش برخی پرسش‌نامه‌ها حجم نمونه ۶۰ نفر بیشتر انتخاب و در نهایت ۴۰۰ نفر به عنوان نمونه انتخاب شد. برای نمونه‌گیری از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده شد. به این صورت که از بین مدارس دخترانه دورهٔ دوم متوسطه شهر خرم آباد تعداد ۱۰ مدرسه و از هر مدرسه ۲ کلاس و از هر کلاس ۲۰ نفر انتخاب و پرسش‌نامه‌های پژوهش در اختیار دانش‌آموزان قرار شد تا به پرسش‌ها پاسخ دهند. تحصیل در مقطع دوم متوسطه؛ دامنهٔ سنی ۱۶ تا ۱۸ سال و نداشتن اختلالات روان‌شناختی به گزارش خود شرکت‌کننده از ملاک‌های ورود به پژوهش بود و ناقص بودن پاسخ به گویه‌های پرسش‌نامه از ملاک‌های خروج از پژوهش بود. پس از دادن آگاهی در مورد هدف پژوهش، نحوهٔ اجرا، اصل رازداری، حق انتخاب برای همکاری و حق انصراف در حین پاسخ به گویه‌های پرسش‌نامه‌ها برای پاسخگویی به دانش‌آموزان داده شد. همچنین توضیح هدف پژوهش، دادن اطمینان از اینکه پاسخ‌نامهٔ آن‌ها به صورت گروهی تحلیل می‌شود از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بود.

## ابزارها

### پرسش‌نامهٔ نوموفوبیا[2] (NMP-Q):

این پرسش‌نامه که توسط یلدریم و کوریا[3] [۴] تدوین شده است، به ویژه برای سنین ۱۳ سال به بالا به‌ویژه دانش‌آموزان دورهٔ دوم متوسطه طراحی شده است. این ابزار

1 . Kline.

2 . Nomophobia Questionnaire (NMP-Q).

3 . Yildirim & Correia.

شامل ۲۰ پرسش است که به چهار مؤلفهٔ ناتوانی در دسترسی به اطلاعات می‌پردازد. پرسش‌های آن به این صورت است: (اگر نتوانم با کمک تلفن همراه هوشمندم به اطلاعات مورد نیازم دسترسی پیدا کنم، حس می‌کنم چیزی را گم کرده‌ام) با پرسش‌های ۱، ۲، ۳ و ۴؛ از دست دادن آرامش (تمام شدن باتری تلفن همراه به من استرس می‌دهد و اعصابم را خرد می‌کند) با پرسش‌های ۵، ۶، ۷، ۸ و ۹؛ ناتوانی در برقراری ارتباط (از اینکه نمی‌توانم با دوستان یا خانواده‌ام ارتباط (ارتباط تلفنی و اینترنتی) برقرار کنم، مشوش و نگران شده و احساس ناراحتی می‌کنم) با پرسش‌های ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴ و ۱۵؛ از دست دادن ارتباط (اینکه هویت آنلاینم را از من بگیرند و در شبکه‌های اجتماعی با کمک تلفن همراهم حضور نداشته باشم، من را عصبی می‌کند) با پرسش‌های ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ را اندازه‌گیری می‌کند. نمره‌گذاری آن در طیف لیکرت هفت درجه‌ای است به این صورت که از کاملاً مخالفم ۱ نمره تا بسیار موافقم ۷ نمره در نوسان است. کاملاً مخالفم ۱ نمره، مخالفم ۲ نمره، تا حدودی مخالفم ۳ نمره، نظری ندارم ۴ نمره، تا حدودی موافقم ۵ نمره، موافقم ۶ نمره و کاملا موافقم ۷ نمره تعلق می‌گیرد. نمره بالاتر نشان‌دهندهٔ شدت بالاتر نوموفوبیا است و نقطه برش آن ۶۰ است. سازندگان پایایی آن را بررسی و ضرایب آلفای کرونباخ برای ناتوانی در دسترسی به اطلاعات ۰/۹۲، از دست دادن آرامش ۰/۸۷، ناتوانی در برقراری ارتباط ۰/۸۲، از دست دادن ارتباط ۰/۸۱ و کل سوالات ۰/۹۴ و همچنین روایی همزمان آن را بررسی و ضریب همبستگی ۰/۷۱ به دست آورده‌اند [۴]. این پرسش‌نامه در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و برای اجرای تحلیل عاملی اکتشافی، قابلیت این روش با آزمون کایزر - مایر- اولکین[1] و آزمون کرویت بارتلت[2] مورد بررسی قرار گرفت. مقدار آزمون کایزر – مایر - اولکین (۰/۹۱) نشان از کفایت حجم نمونه برای اجرای تحلیل عاملی داشت. همچنین معناداری آزمون کرویت بارتلت (۲۹۰۸/۱ و sig=۰/۰۰۱)، نشان داد، پرسش‌های مقیاس توانایی عامل شدن را دارا هستند و مقادیر شاخص نیکویی برازش تعدیل شده یا انطباقی (AGFI)، شاخص برازش هنجار شده (NFI) و خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب[3] (RMSEA) به ترتیب ۰/۷۸، ۰/۹۴ و ۰/۰۷۴ به دست آمده است [۴۵]. همچنین روایی ملاکی (همزمان) آن با مقیاس استفاده آسیب‌زا از تلفن همراه[4] (COS) جنارو و همکاران [۴۶] بررسی و ضریب همبستگی پیرسون ۰/۵۹ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است و پایایی مقیاس از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب برای ناتوانی در دسترسی به اطلاعات ۰/۷۴، از دست دادن آرامش ۰/۷۹، ناتوانی در برقراری ارتباط ۰/۸۸، از دست دادن ارتباط ۰/۸۸ و کل پرسش‌ها ۰/۹۲ محاسبه شده است و ضرایب بازآزمایی با فاصله زمانی ۲ هفته بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون برای ناتوانی در دسترسی به اطلاعات ۰/۸۶، از دست دادن آرامش ۰/۸۹، ناتوانی در برقراری ارتباط ۰/۸۷، از دست دادن ارتباط ۰/۸۹ و کل سوالات ۰/۸۱ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۴۵]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب برای ناتوانی در دسترسی به اطلاعات ۰/۸۶، از دست دادن آرامش ۰/۹۰، ناتوانی در برقراری ارتباط ۰/۹۱، از دست دادن ارتباط ۰/۸۰ و کل پرسش‌ها ۰/۹۲ محاسبه به دست آمده است.

**پرسش‌نامهٔ سبک‌های دلبستگی[5] (AAI)**

این پرسش‌نامه توسط هازن و شاور[6] [۴۷] تدوین شده است و پرسش‌نامه ۱۵ پرسش دارد که در این پژوهش از ۲ خرده مقیاس سبک دلبستگی ناایمن دوسوگرای اضطرابی[7] با پرسش‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۵؛ سبک دلبستگی ناایمن اجتنابی[8] با پرسش‌های ۲، ۵، ۸، ۱۱ و ۱۴ استفاده شده است. نمونه پرسش‌های پرسش‌نامهٔ ۱. نزدیک‌شدن به دیگران و برقراری روابط صمیمی با آنها برایم آسان است؛ ۲. نزدیک شدن به دیگران تا حدودی برایم مشکل و ناراحت کننده است؛ ۳. وقتی با کسی دوست می‌شوم، می‌خواهم خودم را کاملاً به او بسپارم و با او یکی شوم. سوالات پرسش‌نامه توسط علامت‌گذاری روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای از نوع لیکرت شامل خیلی کم نمرهٔ ۱، کم نمرهٔ ۲،

1 . Kaiser-Meyer-Olkin Test.
2 . Bartlett Spherical Test.
3 . Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).
4 . Cell Phone Over Use Scale (COS) .
5 . Adult Attachment Inventory (AAI).
6 . Hazen & Shaver.
7 . Anxious Ambivalent insecure Attachment style.
8 . Avoidant Insecure Attachment Style.

متوسط نمرۀ ۳، زیاد نمرۀ ۴ و خیلی زیاد نمرۀ ۵ نمره گذاری می‌شود. دامنۀ نمرات برای دلبستگی اضطرابی و اجتنابی هر کدام بین ۵ تا ۲۵ است و نمرۀ بالاتر در این دو سبک دلبستگی نشان دهندۀ ناایمن بودن در فرآیند دلبستگی فرد پاسخ‌دهنده است. سازندگان پرسش‌نامۀ پایایی پرسش‌نامه را به دو شیوۀ بررسی و ضریب بازآزمایی آن محاسبه و ضریب همبستگی پیرسون ۰/۸۱ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است و همسانی درونی آن با آلفای کرونباخ بررسی و ضریب ۰/۸۷ گزارش شده است [۴۷]. این پرسش‌نامه در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و روایی و پایایی آن محاسبه شده است و ضرایب پایایی برای دلبستگی ایمن ۰/۸۵ به دست آمده است و همچنین ضرایب بازآزمایی با فاصلۀ ۴ هفته محاسبه و ضرایب همبستگی پیرسون برای دلبستگی ایمن ۰/۸۷ و معنادار در سطح ۰/۰۱ گزارش شده است. علاوه بر این روایی پرسش‌نامۀ در نسخۀ هنجاریابی نیز گزارش شده است که روایی ملاکی (همزمان) آن با مقیاس مشکلات بین فردی[1] (SACQ) هرویتز[2] و همکاران [۴۸] بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون دلبستگی ایمن در دامنۀ ۰/۶۱- تا ۰/۸۳- و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۴۹]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب برای دلبستگی ایمن ۰/۷۴ به دست آمده است.

**فرم کوتاه پرسش‌نامۀ تنظیم‌شناختی هیجانی[3] (CERQ)**

این پرسش‌نامه توسط گرانفسکی و کرایج[4] [۵۰] تهیه شده است و شامل ۱۸ پرسش است که در این پژوهش از راهبردهای سازگارانه (دیدگاه‌گیری با پرسش‌های ۱۳ و ۱۴؛ تمرکز مجدد مثبت با پرسش‌های ۷ و ۸؛ ارزیابی مجدد مثبت با پرسش‌های ۱۱ و ۱۲؛ پذیرش با پرسش‌های ۳ و ۴؛ تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی با پرسش‌های ۹ و ۱۰) استفاده شده است. نمونه پرسش‌های پرسشنامه ۱. به‌جای فکر کردن در مورد آنچه اتفاق افتاده است، به چیزهای جالب و خوشایند دیگر فکر می‌کنم؛ ۲. به جای فکر کردن در مورد آنچه اتفاق افتاده است، به تجربه‌های جالب‌تری که داشته ام فکر می‌کنم؛ ۳. به این فکر می‌کنم که چگونه وضعیت را تغییر دهم. نمره‌گذاری پرسش‌نامه در طیف لیکرت ۵ درجه‌ای می‌باشد به این صورت که همیشه نمرۀ ۵، اغلب نمرۀ ۴، مرتباً نمرۀ ۳، گاهی نمرۀ ۲، هرگز نمرۀ ۱ تعلق می‌گیرد. حداقل و حداکثر نمره در هر خرده مقیاس به ترتیب ۲ و ۱۰ است و نمرۀ بالاتر نشان دهندۀ استفاده بیشتر فرد از آن راهبرد شناختی محسوب می‌شود. سازندگان روایی و پایایی آن را محاسبه و برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده و ضرایب برای دیدگاه‌گیری ۰/۷۹، تمرکز مجدد مثبت ۰/۸۰، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۸۱، پذیرش ۰/۷۳ و تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۷۹ به دست آورده‌اند و برای بررسی روایی از روایی ملاکی (همزمان) استفاده و ضریب همبستگی آن افسردگی از چک لیست اختلالات روانی[5] (SCL-90) دراگوتیس[6] و همکاران [۵۱] بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون برای تنظیم شناختی هیجان سازگارانه ۰/۱۳- تا ۰/۲۱- و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۵۰]. این پرسش‌نامه در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و نتایج تحلیل عاملی تأییدی دو عاملی نیز گزارش و مقادیر نسبت کای اسکوئر به درجۀ آزادی $X^2/d$ ، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI) و خطای ریشۀ مجذور میانگین تقریب[7] (RMSEA) به ترتیب ۱/۴۵، ۰/۹۸۰ و ۰/۰۳ به دست آمده است و روایی ملاکی (همزمان) با مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس (DASS)[8] (DASS)[8] لوی‌باند[9] و لوی‌باند [۵۲] بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون برای راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان با افسردگی، اضطراب و استرس به ترتیب ۰/۴۸-، ۰/۴۴- و ۰/۴۶- و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۵۳]. همچنین در نسخۀ هنجاریابی شده در ایران ضرایب پایایی به دو شیوۀ آلفای کرونباخ و بازآزمایی بررسی و ضرایب آلفای کرونباخ برای دیدگاه‌گیری ۰/۸۶، تمرکز مجدد مثبت ۰/۸۸، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۸۲، پذیرش ۰/۸۴، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۸۸، تمام

1 . Inventory of Interpersonal Problems (IIP).
2 . Barkham.
3 . Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ).
4 . Garnefski & Kraaij.
5 . Symptom Checklist- 90 (SCL-90).
6 . Derogatis.
7 . Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA).
8 . Depression Anxiety Stress Scale (DASS).
9 . Lovibond.

پرسش‌های راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان ۰/۹۵ و همچنین ضرایب بازآزمایی (ضراب همبستگی پیرسون) برای دیدگاه‌گیری ۰/۷۵، تمرکز مجدد مثبت ۰/۷۲، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۷۲، پذیرش ۰/۸۰، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۷۰، تمام پرسش‌های راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان ۰/۷۷ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۵۳]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب برای دیدگاه‌گیری ۰/۷۶، تمرکز مجدد مثبت ۰/۸۰، ارزیابی مجدد مثبت ۰/۸۳، پذیرش ۰/۸۲، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی ۰/۷۵ و تمام پرسش‌های راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان ۰/۸۲ به دست آمده است.

**مقیاس احساس تنهایی-نسخه سوم[1] (UCLALS3)**

این مقیاس توسط راسل[2] [۵۴] تهیه شده است و نمره‌گذاری مقیاس در طیف لیکرت ۴ درجه‌ای صورت می‌گیرد به این صورت که هرگز ۱ نمره، به ندرت ۲ نمره، گاهی ۳ نمره، همیشه ۴ نمره تعلق می‌گیرد. پرسش‌های ۱، ۴، ۵، ۶، ۹، ۱۰، ۱۵، ۱۶، ۱۹ و ۲۰ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود. نمونه پرسش‌های پرسش‌نامه ۱. کسی را ندارم تا به او رو بیاورم؛ ۲. دیگر به هیچ کس نزدیک نیستم؛ ۲. احساس می‌کنم که کنار گذاشته شده‌ام. دامنهٔ نمرات بین ۲۰ تا ۸۰ نمره است و نمرهٔ میانگین ۵۰ است که نمرهٔ بالاتر از میانگین بیانگر شدت بیشتر احساس تنهایی است. سازنده مقیاس ویژگی‌های روان‌سنجی آن را بررسی کرده است و برای پایایی آن از آلفای کرونباخ استفاده و ضرایب کرونباخ در دامنهٔ ۰/۸۹ و ۰/۹۴ به دست آمده است و روایی همگرایی با مقیاس تنهایی افتراقی[3] (DLS) اشمیت و سرمات[4] [۵۵] ضریب ۰/۷۲ و معنادار در سطح ۰/۰۱ گزارش کرده است [۵۴]. در داخل این پرسش‌نامه هنجاریابی شده است و برای پایایی آن از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب ۰/۸۹ گزارش شده است و از ضریب همبستگی میان گزارش افراد از تداوم احساس تنهایی و نمرهٔ آن‌ها در مقیاس احساس تنهایی ضریب همبستگی ۰/۵۵ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است که از این شاخص به عنوان روایی همگرایی مقیاس استفاده شده است [۵۶]. در سایر تحقیقات برای بررسی همسانی درونی مقیاس از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب ۰/۸۴ به دست آمده است [۵۷]. همچنین روایی ملاکی آن با مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس[5] (DASS-21) لوی‌باند[6] و لوی‌باند [۵۲]، بررسی و ضرایب همبستگی احساس تنهایی با اضطراب ۰/۳۹، افسردگی ۰/۵۹ و استرس ۰/۴۴ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۵۸]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب تمام پرسش‌های ۰/۹۶ به دست آمده است.

**شیوه تحلیل داده‌ها**

در سطح توصیفی جهت سنجش متغیرهای پژوهش از میانگین و انحراف معیار استفاده شد. در سطح استنباطی جهت بررسی روابط بین متغیرها از ضریب همبستگی پیرسون و مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. نرم‌افزار تحلیل داده‌ها برنامه SPSS و AMOS نسخه ۲۸ بود.

## نتایج

تعداد پاسخ‌دهندگان ۴۰۰ نفر بودند. هیچ دادهٔ پرت و انتهایی شناسایی نشد. بر اساس نتایج ۱۹ نفر (۴/۸ درصد) ۱۵ سال، ۱۰۹ نفر (۲۷/۳ درصد) ۱۶ سال، ۱۴۹ نفر (۳۷/۳ درصد) ۱۷ سال و ۱۲۳ نفر (۳۰/۸ درصد) ۱۸ سال بودند. میانگین سن افراد پاسخ دهنده ۱۶/۹۴ و انحراف معیار سن ۰/۸۷۷ بود. از نظر تحصیلات ۱۲۳ نفر (۳۰/۸ درصد) پایه دهم، ۱۵۹ نفر (۳۹/۸ درصد) پایه یازدهم و ۱۱۸ نفر (۲۹/۵ درصد) از آنها پایه دوازدهم بودند. در جدول ۱ شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش آمده است.

جدول ۱ میانگین و انحراف معیار و نرمال بودن متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. برای سنجش نرمال بودن تک متغیره داده‌ها از مقادیر چولگی و کشیدگی استفاده می‌شود که مقادیر آن باید در بازهٔ ۲- تا ۲+ باشد که نشان‌دهندهٔ نرمال بودن تک متغیره توزیع نمرات باشد [۴۴ و ۵۹]، که در این پژوهش مقادیر چولگی و کشیدگی در بازهٔ ۲- تا ۲+ قرار داشت. همچنین برای بررسی نرمال

1 . University of California, Los Angeles- Loneliness Loneliness Scale, version 3 (UCLA LS3).
2 . Russell.
3 . Differential Loneliness Scale (DLS)
4 . Schmidt & Sermat.
5 . Depression Anxiety Stress Scale (DASS-21).
6 . Lovibond.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۱۰-۹۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110

**جدول ۱. شاخص‌های توصیفی و نرمال بودن متغیرهای پژوهش**

| متغیرهای پژوهش | میانگین | انحراف استاندارد | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|
| ناتوانی در دسترسی به اطلاعات | ۱۸/۸۱ | ۶/۳۷ | ۰/۹۳ | ۰/۱۳ |
| ازدست‌دادن آرامش | ۲۱/۷۱ | ۸/۹۸ | ۰/۴۱ | -۱/۱۵ |
| ناتوانی در برقراری ارتباط | ۲۱/۷۴ | ۱۰/۱۹ | ۱/۱۶ | ۰/۳۴ |
| ازدست‌دادن ارتباط | ۲۰/۴۵ | ۸/۲۶ | ۱/۲۱ | ۰/۳۱ |
| نمرهٔ کل نوموفوبیا | ۸۲/۷۱ | ۲۹/۵۳ | ۱/۷۲ | ۱/۲۲ |
| دلبستگی ایمن | ۱۰/۳۳ | ۵/۰۷ | ۱/۳۰ | ۰/۶۳ |
| دیدگاه‌گیری | ۶/۴۹ | ۳/۳۶ | -۰/۴۹ | -۰/۴۲ |
| تمرکز مجدد مثبت | ۵/۶۶ | ۲/۸۷ | ۰/۲۹ | -۱/۳۲ |
| ارزیابی مجدد مثبت | ۵/۸۹ | ۲/۹۸ | ۰/۴۸ | -۱/۰۵ |
| پذیرش | ۵/۷۷ | ۲/۹۴ | -۰/۴۹ | -۰/۹۹ |
| تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی | ۶/۱۲ | ۳/۰۶ | ۰/۱۰ | -۱/۲۸ |
| نمرهٔ کل تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه | ۲۹/۹۳ | ۱۴/۶۷ | ۰/۰۱ | -۱/۲۱ |
| احساس تنهایی | ۴۹/۶۶ | ۵/۸۲ | ۰/۴۱ | -۱/۰۶ |
| نرمال بودن چندمتغیره (Multivariate) | | ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا: ۲/۵۶ | | |

**جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش**

| متغیرهای پژوهش | ۱ | ۲ | ۳ | ٤ |
|---|---|---|---|---|
| ۱. نوموفوبیا | ۱ | | | |
| ۲. دلبستگی ایمن | -۰/۷۰** | ۱ | | |
| ۳. تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه | -۰/۴۸** | ۰/۳۲** | ۱ | |
| ۴. احساس تنهایی | ۰/۳۷** | -۰/۳۷** | -۰/۲۸** | ۱ |

** معنادار در سطح ۰/۰۱

بودن چندمتغیره داده‌ها از «ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا[1]» استفاده می‌شود که مقدار به دست آمده برای ضریب مردیا باید کمتر از ۴ باشد [۴۴ و ۵۹] که بر اساس نتایج مندرج در جدول ۱ مقدار ضریب مردیا ۲/۵۶ دست آمد که نشان‌دهندهٔ نرمال بودن چندمتغیره توزیع نمرات است. از دیگر مفروضات مدل‌یابی معادلات ساختاری مفروضه استقلال خطاهاست مقدار آمارهٔ دوربین واتسون[2] بین ۱/۵ الی ۲/۵ قرار داشت؛ لذا می‌توان استقلال خطاها را پذیرفت. مفروضه همخطی چندگانه[3] نیز بررسی و هیچ کدام از مقادیر آماره تحمل کوچکتر از حد مجاز ۰/۱ و هیچ کدام از مقادیر عامل تورم واریانس بزرگ‌تر از حد مجاز ۱۰ نبود. لذا همخطی چندگانه وجود نداشت. در جدول ۲ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش آمده است.

جدول ۳ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. بین سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان با نوموفوبیا همبستگی منفی و معناداری وجود دارد. بین احساس تنهایی با نوموفوبیا همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. در جدول ۳ شاخص‌های برازندگی مدل اصلاح شده پژوهش آمده است.

1 . Mardia’s Normalized Multivariate Kurtosis Value.
2 . Durbin-Watson.
3 . Multicollinearity.

**جدول ۳. شاخص‌های برازندگی مدل پیشنهادی پژوهش**

| نوع شاخص | شاخص‌ها | مقدار به‌دست‌آمده | مقدار قابل‌قبول |
|---|---|---|---|
| شاخص‌های مطلق | کای اسکوئر هنجار شده (CMIN) | ۷۶/۱۷ | - |
| | درجه آزادی | ۴۱ | |
| | CMIN/DF | ۱/۸۶ | کمتر از ۳ |
| | سطح معناداری | ۰/۰۰۱ | - |
| شاخص‌های نسبی | خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMSEA) | ۰/۰۴ | کمتر از ۰/۰۸ |
| | شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE) | ۰/۰۰۱ | - |
| | شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI) | ۰/۹۱ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص نیکویی برازش تعدیل شده یا انطباقی (AGFI) | ۰/۹۳ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص برازش مقتصد (PCFI) | ۰/۷۳ | بیشتر از ۰/۶۰ |
| | شاخص برازش هنجار شده مقتصد (PNFI) | ۰/۷۱ | بیشتر از ۰/۶۰ |
| | شاخص برازندگی افزایشی (IFI) | ۰/۹۶ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص توکر - لویس (TLI) | ۰/۹۸ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص نیکویی برازش (GFI) | ۰/۹۴ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص برازش هنجار شده (NFI) | ۰/۹۶ | بیشتر از ۰/۹۰ |

در این پژوهش روش برآورد پارامتر، روش حداکثر درست‌نمایی[1] (MLE) بوده است. بنا به پیشنهاد تامپسون (۱۹۸۸؛ به نقل از ۶۰) زیر مجموعه شاخص‌های برازش کلی شامل خی دو، شاخص برازش هنجار شده (NFI)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص برازندگی فزاینده (IFI)، شاخص توکر - لویس (TLI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI) و ریشهٔ دوم میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA) مهم‌ترین شاخص‌های برازش هستند. برای پژوهش حاضر، نتایج شاخص‌های برازش مدل اصلاح شده از برازش مطلوبی برخوردار است. همچنین شاخص RMSEA باید زیر ۰/۰۸ باشد. در این پژوهش شاخص RMSEA برابر ۰/۰۴ می‌باشد که بر اساس مدل کلاین [۴۴] نشان‌دهندهٔ برازش مدل است. آزمون RMSEA که در زمینهٔ شاخص‌ها و معیارهای نیکویی برازش مدل از اهمیت چشمگیری برخوردار است، به سه دلیل پیشنهاد می شود:

۱. به میزان کافی نسبت به مدل نادرست حساس است؛

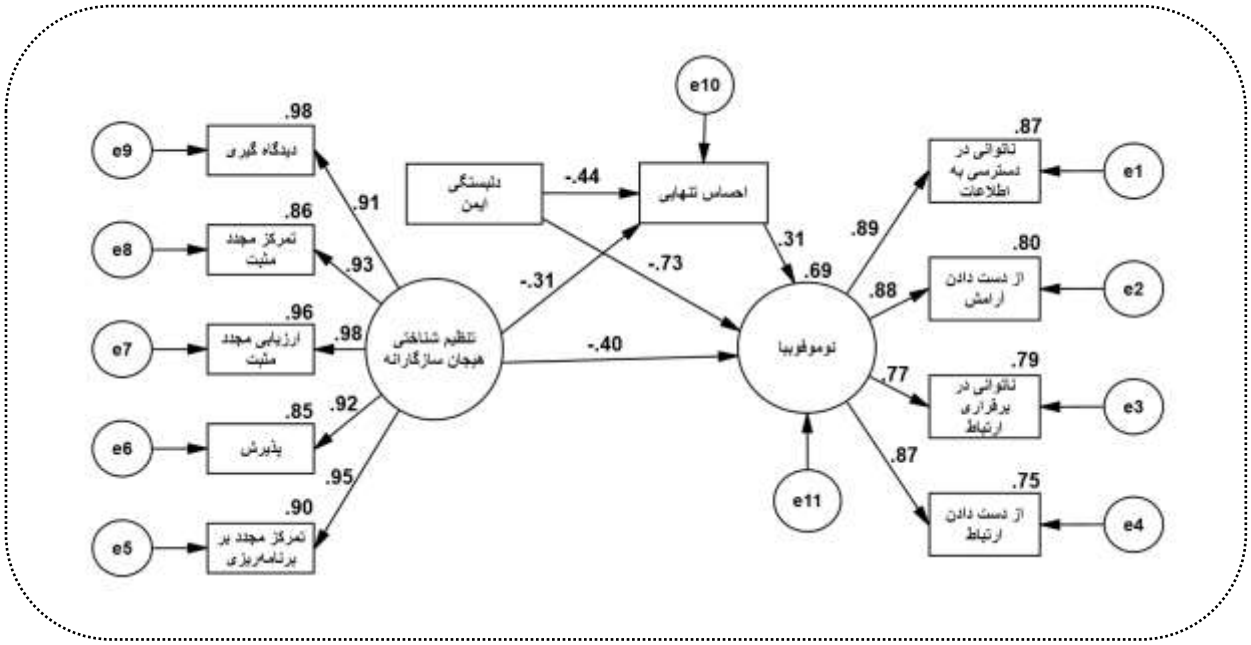
۲. دستورالعمل‌های تفسیری استفاده شده در آن معمولاً نتیجه‌گیری مناسبی را در مورد کیفیت مدل ارائه می‌دهند؛

۳. ممکن است به ایجاد فاصله اطمینان در اطراف RMSEA بیانجامد.

شاخص RMSEA مقدار خطای احتمالی در جمعیت را تحلیل نموده و این پرسش را مطرح می‌کند که چگونه یک مدل با پارامترهای ناشناخته و مقادیر بهینه انتخاب شده برای آن مطلوب تشخیص داده می‌شود و با ماتریس کوواریانس جمعیت- در صورت وجود- منطبق می باشد؟؛ بنابراین برای حساس ساختن آن نسبت به اعداد پارامترهای تخمین زده شده در یک مدل کامل، مقادیر کمتر از ۰/۰۵ نشان‌دهندهٔ تناسب خوب و مقادیر بالاتر از ۰/۰۵ نمایانگر خطاهای احتمالی در تخمین جمعیت می‌باشند. مطابق با جدول ۳ میزان شاخص RMSEA مدل اصلاح شده معادل ۰/۰۴ به دست آمده است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، مدل با داده‌ها برازش بسیار خوبی داشته و متناسب است. در شکل ۲ مدل پیشنهادی پژوهش آمده است.

1 . Maximum Likelihood Estimation (MLE).

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۱۰-۹۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110




**شکل ۲. مدل پیشنهادی پژوهش**

**جدول ۴. ضرایب مستقیم و استاندارد مدل پیشنهادی پژوهش**

| مسیرهای مستقیم | ضریب استاندارد | ضرایب غیراستاندارد | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | ضریب بتا | ضریب b | خطای معیار | T | Sig |
| دلبستگی ایمن ← نوموفوبیا | -۰/۷۳ | -۰/۶۱ | ۰/۰۴ | -۱۴/۹۲ | ۰/۰۰۱ |
| تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه ← نوموفوبیا | -۰/۴۰ | -۰/۲۹ | ۰/۰۶ | -۵/۲۱ | ۰/۰۰۱ |
| احساس تنهایی ← نوموفوبیا | ۰/۳۱ | ۰/۲۲ | ۰/۰۳ | ۸/۲۲ | ۰/۰۰۱ |

**جدول ۵. نتایج بوت استروپ مدل پیشنهادی پژوهش**

| مسیرهای غیرمستقیم | اثر استاندارد غیرمستقیم | فاصله اطمینان | | معناداری |
|---|---|---|---|---|
| | | حد پایین | حد بالا | |
| دلبستگی ایمن ← احساس تنهایی← نوموفوبیا | -۰/۴۵ | -۰/۱۱ | -۰/۳۵ | ۰/۰۰۱ |
| تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه← احساس تنهایی← نوموفوبیا | -۰/۵۱ | -۰/۱۳ | -۰/۱۷ | ۰/۰۰۱ |

در شکل ۲ مدل پیشنهادی پژوهش آمده است که بر اساس این مدل ۶۹ درصد از نوموفوبیا تبیین می‌شود. به عبارتی می‌توان گفت؛ سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان می‌توانند با نقش میانجی احساس تنهایی ۶۹ درصد از واریانس نوموفوبیا را تبیین کنند. در ادامه در جدول ۴ ضرایب استاندارد و مستقیم مدل پیشنهادی آمده است.

بر اساس آنچه در جدول ۴ آمده است، مسیرهای سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان و احساس تنهایی به نوموفوبیا معنادار است. در جدول ۵ نتایج بوت استروپ سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان با نقش میانجی احساس تنهایی بر نوموفوبیا آمده است.

برای آزمون معناداری اثر میانجی احساس تنهایی در

رابطه بین سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم‌شناختی هیجان با نوموفوبیا از روش بوت استروپ با ۱۰۰۰ نمونه‌گیری مجدد در فاصلهٔ اطمینان ۰/۹۵ استفاده شد. هرچقدر تعداد نمونه‌گیری‌ها بیشتر باشد، دقت پیش‌بینی نیز بالاتر می‌رود [۴۴ و ۵۹]. همچنین بر اساس نظر کلاین [۴۴] که اظهار می‌دارد اگر دامنه برآوردهای حد پایین و حد بالا از صفر عبور نکند، اثر غیرمستقیم در نظر گرفته می‌شود. بر این اساس، نتایج جدول ۵ نشان داد، احساس تنهایی می‌تواند در رابطه بین سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم شناختی هیجان با نوموفوبیا شده نقش میانجی داشته باشد.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر، بررسی مدل‌یابی معادلات ساختاری نوموفوبیا (بی‌موبایل هراسی) بر اساس سبک دلبستگی ایمن و راهبردهای سازگارانه تنظیم‌شناختی هیجان با نقش میانجی احساس تنهایی بود. نتایج نشان داد، سبک دلبستگی ایمن بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان اثر مستقیم دارد. این نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات ابراهیمی و محمدی [۱۲]، گوهر و مونیر [۱۳] همسویی دارد. همچنین نتیجه‌ای ناهمسو با نتیجه به دست آمده از این پژوهش یافت نشد. در تبیین رابطه بین دلبستگی ایمن با نوموفوبیا می‌توان گفت، تجربهٔ مراقبت اولیهٔ حساس و قابل اعتماد منجر به یادگیری دلبستگی ایمن در افراد، تنظیم هیجانات، احساس امنیت در روابط نزدیک و توانایی کمک گرفتن در صورت نیاز می‌شود [۶۱]. شواهدی وجود دارد مبنی بر اینکه دلبستگی ایمن ممکن است توانایی‌های تنظیم هیجان را بهبود بخشد که به نوبه خود ممکن است منجر به انعطاف‌پذیری بیشتر و راهبردهای مقابله با استرس بهتر شود و کسانی که دلبستگی ایمن‌تری دارند بهتر می‌توانند با رویدادهای تنش‌زای زندگی کنار آیند [۶۲]. همچنین در تبیین این نتیجه می‌توان گفت، افراد واجد سبک دلبستگی ایمن، روابط صمیمی و بهتری را با دیگران برقرار می‌کنند، ارتباط بین فردی بهتری دارند، دارای اعتماد به خویشتن بالاتری هستند و هنگامی که مانعی سر راه آن‌ها قرار می‌گیرد کمتر به سراغ رفتارهای اعتیادی می‌روند و با استفاده فردی کمتر از اینترنت و تلفن همراه، فرد نوموفوبیای کمتری نیز تجربه خواهد کرد؛ لذا منطقی است گفته شود که سبک دلبستگی ایمن بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان اثر مستقیم داشته باشد.

نتایج نشان داد که تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان اثر مستقیم دارد. این نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات سوی و همکاران [۹] و سانتل و همکاران [۲۵] همسویی دارد. همچنین نتیجه‌ای ناهمسو با نتیجه به دست آمده از این پژوهش یافت نشد. در تبیین رابطه بین تنظیم شناختی هیجان سازگارانه با نوموفوبیا می‌توان گفت، راهبردهای تنظیم هیجان سازگارانه را باید به عنوان فرایندی در نظر گرفت که از طریق آن، فرد هیجان‌های خود را به منظور ارائه پاسخ‌های متناسب با فشارهای محیطی به طور هشیار یا ناهشیار تعدیل می‌کند. استفاده از تنظیم هیجان سازگارانه از جمله ارزیابی مجدد با پردازش بهتر موقعیت همراه است و منجر به مدیریت و انطباق بهتر با شرایط دشوار زندگی می‌شود. راهبردهای تنظیم شناختی هیجان که کارکردشان مقابله با رویدادهای تنش‌زا هستند باعث بهبود عزت‌نفس، صلاحیت‌های فردی، اجتماعی، مدیریت و کنترل بهتر در انجام امور می‌شود. مدیریت هیجانات مثبت و منفی از پذیرش هیجان توسط خود فرد حمایت می‌کند و از این طریق فرد بهتر می‌تواند به هیجانات مثبت خود توجه داشته و آگاهی و تمایل به استفاده بیشتری از آن‌ها داشته باشد، از طرف دیگر هیجانات منفی خود را نادیده بگیرد و در نتیجه تأثیر مثبتی بر سلامت روانی فرد داشته باشد. از سوی دیگر می‌توان گفت؛ شیوهٔ تنظیم هیجان، به افراد در افزایش، کاهش و یا حفظ مؤلفه‌های هیجانی، رفتاری و شناختی کمک می‌کند و افراد در اثر برخورداری از مهارت تنظیم هیجانی، توانایی این را دارند که هیجان خود را به شیوه‌ای مناسب ابراز کنند و در صورتی که درگیر هیجانات ناخوشایند همچون اعتیاد به اینترنت و تلفن همراه شوند، بتوانند از شدت آن کم کنند؛ لذا منطقی است گفته شود که تنظیم شناختی هیجان سازگارانه بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان اثر مستقیم داشته باشد.

نتایج نشان داد، احساس تنهایی بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان اثر مستقیم دارد. این نتیجه به‌دست‌آمده با نتایج تحقیقات والنتی و همکاران [۳۱]، سانتل و همکاران [۲۵] و کارا و همکاران [۳۴] همسویی دارد. همچنین نتیجه‌ای ناهمسو با نتیجه به دست آمده از این پژوهش یافت نشد. در تبیین رابطه بین احساس تنهایی با نوموفوبیا

می‌توان گفت؛ تنهایی یک حالت عاطفی منفی است که زمانی ایجاد می‌شود که تفاوت درک شده بین روابط اجتماعی مطلوب و واقعی ایجاد شود [۶۳]. تنهایی احساس طرد شدن، قطع ارتباط با دیگران و نارضایتی از روابط است (اسنیپ و مانکلوسی[1]، ۲۰۱۸م) [به نقل از ۶۴]. مطالعات قبلی نشان داده است، ارتباط مثبتی بین نوموفوبیا و تنهایی وجود دارد و سطوح بالاتر تنهایی خطر ابتلا به نوموفوبیا را افزایش می‌دهد [۶۵]. اوزدمیر[2] و همکاران [۶۶] نشان دادند، رابطهٔ مثبتی بین نوموفوبیا و تنهایی وجود دارد. کارا و همکاران [۳۴] گزارش دادند، نوجوانانی که برای مدت طولانی از تلفن‌های هوشمند استفاده می‌کنند، در معرض افزایش خطر ابتلا به نوموفوبیا هستند، که در آن تنهایی نقش میانجی قوی ایفا می‌کند. علاوه بر این، استفاده روزانه از گوشی‌های هوشمند افزایش می‌یابد، نوجوانان بیشتر احساس تنهایی و اضطراب می‌کنند و در نتیجه نوموفوبیا را افزایش می‌دهند. علاوه بر این سوم و همکاران (۲۰۰۸م) [به نقل از ۶۴] اظهار داشت که بین تنهایی و سطوح بالای استفاده از اینترنت برای تعامل اجتماعی ارتباط وجود دارد؛ لذا تنهایی می‌تواند بر تصمیم فرد برای استفاده از اینترنت برای سرگرمی تأثیر بگذارد و اعتیاد به تلفن همراه را تشدید کند [۶۷]. افرادی که احساس تنهایی می‌کنند اغلب از گوشی‌های هوشمند به عنوان ابزاری برای مبارزه با تنهایی استفاده می‌کنند [۶۸]؛ بنابراین کسانی که بسیار تنها هستند بیشتر از تلفن‌های هوشمند برای افزایش تماس خود با دیگران و دست‌یابی به احساس تعلق از طریق تعاملات آنلاین استفاده می‌کنند [۶۹]. چنین افرادی در معرض خطر بیشتری برای ایجاد وابستگی بیش از حد به گوشی های هوشمند هستند. از آنجایی که احساس تعلق و ارتباط آن‌ها به تعاملات آنلاین وابسته است [۷۰]، معمولاً اگر از تلفن‌های هوشمند خود جدا شوند، اضطراب بیشتری را تجربه می کنند؛ لذا منطقی است گفته شود که احساس تنهایی بر نوموفوبیا در دانش‌آموزان اثر مستقیم داشته باشد.

از سوی دیگر نتایج نشان داد، احساس تنهایی در رابطهٔ بین سبک دلبستگی ایمن با نوموفوبیا نقش میانجی دارد. می‌توان این نتیجه را همسو با نتایج تحقیقات ابراهیمی و محمدی [۱۲] و گوهر و مونیر [۱۳] دانست. در تبیین نقش میانجی احساس تنهایی در رابطهٔ بین سبک دلبستگی ایمن با نوموفوبیا می‌توان گفت، دلبستگی به پیوند عاطفی عمیقی اطلاق می‌شود که بین افراد و مراقبان اصلی آن‌ها در طول رشد ایجاد می‌شود و به عنوان پایه‌ای برای شکل‌گیری و توسعه روابط اجتماعی آنها عمل می‌کند. دلبستگی که به عنوان یک سیستم رفتاری سازگار عمل می‌کند، به عنوان یک «پناهگاه امن» و یک «پایگاه امن» عمل می‌کند و به طور قابل توجهی به احساس امنیت افراد کمک می‌کند [۷۱]. افراد با سبک‌های دلبستگی متنوع، بازنمایی‌های درونی متمایزی از خود، دیگران و روابط را در خود دارند، که تغییراتی را در رفتارهای اجتماعی زندگی روزمره، بیان عاطفی، و تمایلات شناختی نشان می‌دهند [۷۲]. میکولینسر و شاور[3] [۷۳]، یک مدل یکپارچه از پویایی سیستم دلبستگی را پیشنهاد و فرموله کردند که تفاوت‌های موجود در راهبردهای تنظیم هیجان را که توسط افراد با سبک‌های دلبستگی متمایز پذیرفته شده پس از فعال‌سازی سیستم دلبستگی روشن می‌کند. این مدل شامل راهبردهای دلبستگی ایمن، بیش فعال‌سازی یا غیرفعال‌سازی است. هنگامی که با تهدید مواجه می‌شوند، افراد دلبسته ایمن راهبردهای دلبستگی ایمن را به کار می‌گیرند، به دنبال آرامش و کمک از چهره‌های دلبستگی هستند و در عین حال از آنها به عنوان سکوی پرشی برای جهت‌یابی در جهان و افزایش شایستگی اجتماعی خود استفاده می‌کنند؛ بنابراین می‌توان گفت؛ نظریه دلبستگی نشان می‌دهد که افراد زمانی که با تهدیدهای فیزیولوژیکی یا روانی مواجه می‌شوند، چهره‌های دلبستگی را به عنوان یک «پناهگاه امن» برای جستجوی محافظت و به عنوان «پایگاه ایمن» برای کاوش در دنیای بیرون می‌بینند [۷۴]. وقتی که دانش‌آموزان این پناهگاه امن و پایگاه ایمن را در دسترس خود بدانند و پاسخ بودن به موقع از سوی مراقبین و والدین خود دریافت کنند کمتر احساس تنهایی می‌کنند و دانش‌آموزانی که این احساس تنهایی را در خود تجربه نمی‌کنند خلاء عاطفی و روان‌شناختی ندارند و با خانواده و اعضای درون خانواده ارتباط و تعامل بیشتری دارند و کمتر از فضای مجازی و تلفن همراه استفاده می‌کنند؛ لذا منطقی است گفته شود، احساس تنهایی در رابطهٔ بین سبک

1 . Snape & Manclossi.
2 . Ozdemir.
3 . Mikulincer & Shaver.

دلبستگی ایمن با نوموفوبیا نقش میانجی داشته باشد.

در نهایت نتایج نشان داد، احساس تنهایی در رابطهٔ بین تنظیم‌شناختی هیجان سازگارانه با نوموفوبیا نقش میانجی دارد. این نتیجه را همسو با نتایج تحقیقات سوی و همکاران [۹] و سانتل و همکاران [۲۵] دانست. در تبیین نقش میانجی احساس تنهایی در رابطه بین تنظیم شناختی هیجان سازگارانه با نوموفوبیا می‌توان گفت، در تبیین این نتیجه به دست آمده، افرادی که توانایی تنظیم شناختی هیجان سازگارانه‌تری دارند در معرض آسیب‌پذیری کمتر و پایین‌تری برای تجربهٔ مشکلات هیجانی مانند تنهایی هستند [۲۹ و ۳۰]. تنظیم شناختی هیجان سازگارانه، به فرد اجازه می‌دهد که کارکرد او در محیط موفقیت‌آمیز باشد و هنگام مواجه شدن با یک تجربه هیجانی مشکل‌زا مانند احساس تنهایی بتواند رفتارهای متناسب با هدفش را به کار گیرد. همچنین فردی که از تنظیم هیجانی سازگارانه استفاده می‌کند، هنگام روبه‌رو شدن با یک تجربه مشکل‌زا می‌تواند رفتارهایش را طوری تنظیم کند که بتواند به اهدافش در محیط برسد و به حمایت اجتماعی دیگران تکیه کند و با دیگران روابط اجتماعی و تعاملات اجتماعی بهتری برقرار کنند؛ لذا افرادی که احساس تنهایی بیشتری در ارتباط با دوستان خود دارند، روابط اجتماعی و رو در رو با آن‌ها کمتر است و برای پر کردن اوقات و فراغت خود به فضای مجازی و موبایل خود روی می‌آورند. با استفاده بی‌رویهٔ دانش‌آموزان از موبایل و اینترنت به خاطر تنهایی ناشی از ارتباط نداشتن با دوستان، آن‌ها را به موبایل وابسته و معتاد می‌کند؛ لذا منطقی است گفته شود، احساس تنهایی در رابطه بین تنظیم شناختی هیجان سازگارانه با نوموفوبیا نقش میانجی داشته باشد.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

این پژوهش محدود دانش‌آموزان دختر دورهٔ دوم متوسطه در مدارس دولتی شهر خرم‌آباد بود و نمی‌توان نتایج به نمونه‌های مشابه در دیگر شهرها تعمیم داد. مطالعات آتی باید ویژگی‌های جمعیت‌شناختی بیشتری از این دانش‌آموزان مانند: شرایط خانوادگی، موقعیت جغرافیایی و وضعیت اجتماعی و اقتصادی خانواده را مشخص کنند تا بتوانند تعیین کنند که چگونه می‌تواند بر نتایج اینگونه مطالعات تأثیر بگذارد. پیشنهاد می‌شود، پژوهشی مشابه در دانش‌آموزان دیگر شهرها و نیز پژوهشی مشابه بر روی دانش‌آموزان پسر صورت گیرد. بر اساس نتایج به دست آمده، پیشنهاد می‌شود که روان‌شناسان و مشاوران بالینی، به ویژه در سازمان آموزش و پروش، در درمان مشکلات و اعتیادهای رفتاری همچون نوموفوبیا در دانش‌آموزان، به نقش سبک‌های دلبستگی با میانجیگری احساس تنهایی توجه ویژه‌ای داشته باشند. چرا که سبک‌های دلبستگی را می‌توان با مداخله و آموزش تغییر داد و سبک‌های دلبستگی ناایمن را به ایمن تبدیل کرد؛ لذا مراکز مشاوره و خدمات روان‌شناختی در شهر خرم آباد با همکاری سازمان آموزش و پرورش با برگزاری کارگاه‌های درمانی همچون درمان مبتنی بر دلبستگی و درمان هیجان‌مدار به دانش‌آموزان کمک کرد تا با به کار گرفتن فنونی مانند آموزش در دسترس بودن والدین، تأمین نیازهای جسمانی و روانی فرزند، تأمین امنیت فرزند، تماس جسمی و به ویژه تماس چشمی، پاسخگو بودن، افزایش زمان گفتگو، بازی و تعامل دو به دو با فرزند و نظایر آن ارتباط والد - فرزندی را تقویت و به تدریج بی‌اعتمادی ناشی از ناایمنی دلبستگی را به رابطه‌ای بر پایه اعتماد تبدیل کرد و به طبع آن تصحیح ارتباط والد - فرزند نیز تا حد زیادی منجر به کاهش نوموفوبیا در دانش‌آموزان نوجوان کمک کرد.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

پس از دادن آگاهی در مورد هدف پژوهش، نحوهٔ اجرا، اصل رازداری، حق انتخاب برای همکاری و حق انصراف در حین پاسخ به گویه‌های پرسش‌نامه‌ها برای پاسخگویی به دانش‌آموزان داده شد. همچنین توضیح هدف پژوهش، دادن اطمینان از اینکه پاسخ‌نامه آنها به صورت گروهی تحلیل می‌شود از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بود. این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد بروجرد است.

### حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

### سپاسگزاری

از همه پاسخ‌دهندگان دانش‌آموز که در این پژوهش

شرکت کردند و برای به ثمر رسیدن این پژوهش کمک نمودند، نهایت تشکر و قدردانی می‌شود. بنا بر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

## منابع

1- Luo, Y., Watts, M. Exploration of university students' lived experiences of using smartphones for English language learning. Computer Assisted Language Learning, 2024; 37 (4): 608-633. https://doi.org/10.1080/09588221.2022.2052904

2- Rizzo, A., Alparone, D. Surfing Alone: From Internet Addiction to the Era of Smartphone Dependence. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2024; 21 (4): 436-445. https://doi.org/10.3390/ijerph21040436

3- Primi, C., Garuglieri, S., Gori, C., Sanson, F., Giambi, D., Fogliazza, M., Donati, MA. Measuring problematic smartphone use in adolescents: psychometric properties of the Mobile Phone Problem Use Scale (MPPUS-10) among Italian youth. Behaviour & Information Technology, 2024; 43 (7): 1416-1428. http://dx.doi.org/10.1080/0144929X.2023.2212816

4- Yildirim, C., Correia, AP. Exploring the dimensions of nomophobia: Development and validation of a self-reported questionnaire. Computers in Human Behavior, 2015; 49 (1): 130-137. https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.02.059

5- Rahmah, AA., Mustikawati, IF., Septianawati, P., Immanuel, G. Analysis of Factor Causing Nomophobia in Adolescents: A Meta-Analysis Study. Jurnal Health Sains, 2024; 5 (4): 237-244. https://jurnal.healthsains.co.id/index.php/jhs/article/view/1258/1347

6- Terzi, H., Ayaz-Alkaya, S., Köse-Kabakcıoğlu, N. Nomophobia and eHealth literacy among adolescents: A cross-sectional study. Journal of Pediatric Nursing, 2024; 75 (1): 158-163. https://doi.org/10.1016/j.pedn.2023.12.024

7- Ercengiz, M., Yildiz, B., Savci, M., Griffiths, MD. Differentiation of self, emotion management skills, and nomophobia among smartphone users: The mediating and moderating roles of intolerance of uncertainty. The Social Science Journal, 2024; 61 (2): 525-539. http://dx.doi.org/10.1080/03623319.2020.1833148

8- Lin, CY., Potenza, MN., Ulander, M., Broström, A., Ohayon, MM., Chattu, VK., Pakpour, AH. Longitudinal relationships between nomophobia, addictive use of social media, and insomnia in adolescents. In Healthcare, 2021 September; 9 (9): 1021-1030. https://doi.org/10.3390/healthcare9091201

9- Heidari, M., Izadi, F. Investigation of Structural Pattern of Relationship between FOMO Syndrome with Nomophobia by Mediating Parenting Stress in Adolescent of Isfahan. Clinical Psychology and Personality, 2024; 22(1): 51-64. https://doi.org/10.22070/cpap.2024.18196.1415

10- Turan, Z., Yılmaz, RM. Do Personality Traits Influence Nomophobia? An Investigation of the Big Five Personality Traits and Nomophobia Levels in University Students. Psycho-Educational Research Reviews, 2024; 13 (1): 46-59. https://doi.org/10.52963/PERR_Biruni_V13.N1.03

11- Nguyen, TV., Nguyen, QN., Nguyen, NP., Nguyen, UB. Smartphone use, nomophobia, and academic achievement in Vietnamese high school students. Computers in Human Behavior Reports, 2024; 14 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2024.100418

12- Ebrahimi, O., Mohammadi, D. Relationship between attachment styles and nomophobia in medical students: A cross-sectional study. Research and Development in Medical Education, 2024; 13 (1): 1-5. https://doi.org/10.34172/rdme.33202

13- Gohar, A., Munir, M. Attachment Styles and Nomophobia in Young Adults: The Mediating Role of Mindful Awareness. Pakistan Journal of Psychological Research, 2022; 37 (4): 637-652. http://dx.doi.org/10.33824/PJPR.2022.37.4.38

14- Schmalbach, I., Franke, GH., Häuser, W., Strauss, B., Petrowski, K., Brähler, E. Attachment styles and healthcare utilization: exploring the role of the patient-doctor relationship. BMC Health Services Research, 2024; 24 (1): 63-73. https://doi.org/10.1186/s12913-023-10484-w

15- Mikulincer, M., Shaver, PR. Boosting attachment security to promote mental health, prosocial values, and inter-group tolerance. Psychological inquiry, 2007; 18 (3): 139-156. https://doi.org/10.52963/PERR_Biruni_V13.N1.03

16- Basal, F., Onur, S., Yamac, D., Karacin, C., Zengin, G., Bilgetekin, İ., Oksuzoglu, B. Does a secure attachment style predict high psychological resilience in patients with cancer receiving chemotherapy?. Cureus, 2020; 12 (10): 1-10. https://doi.org/10.7759%2Fcureus.10954

17- Bender A, Ingram R. Connecting attachment style to resilience: Contributions of self-care and self-efficacy. Personality and individual differences, 2018; 130 (1): 18-20. https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.03.038

18- Wati, H., Savira, SI. Pengaruh Secure Attachment Style Terhadap Interaksi Parasosial Pada Dewasa Awal. INCARE, International Journal of Educational Resources, 2024; 5 (1): 065-079. https://doi.org/10.59689/incare.v5i1.905

19- Liang, HY., Zhang, B., Jiang, HB., Zhou, HL. Adult attachment: Its mediation role on childhood trauma and mobile phone addiction. Journal of Psychology in Africa, 2021; 31 (4): 369-374. https://doi.org/10.1080/14330237.2021.1952706

20- Ding, Y., Huang, H., Zhang, Y., Peng, Q., Yu, J., Lu, G., Chen, C. Correlations between smartphone addiction and alexithymia, attachment style, and subjective well-being: A meta-analysis. Frontiers in Psychology, 2022; 13 (1): 1-10. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.971735

21- Xiang, Y., He, Q., Yuan R. Childhood maltreatment affects mobile phone addiction from the perspective of attachment theory. International Journal of Mental Health and Addiction, 2023; 21 (6): 3536-3548. https://doi.org/10.1007/s11469-022-00806-0

22- Chen, X., Huang, Z., Lin, W. The effect of emotion regulation on happiness and resilience of university students: the chain mediating role of learning motivation and target positioning. Frontiers in Psychology, 2022; 13 (1): 1-10. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1029655

23- Justyna, MK., Zorana, I. Emotion regulation strategies and mental health symptoms during COVID-19: the mediating role of insomnia. International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health, 2023; 36 (1): 151-162. https://doi.org/10.13075%2Fijomeh.1896.01977

24- Gupta, T., Sarkar, C., Rajshekhar, V., Chatterjee, S., Shirsat, N., Muzumdar, D., Jalali, R. Indian Society of Neuro-Oncology consensus guidelines for the contemporary management of medulloblastoma. Neurology India, 2017; 65 (2): 315-332. https://doi.org/10.4103/0028-3886.201841

25- Santl, L., Brajkovic, L., Kopilaš, V. Relationship between nomophobia, various emotional difficulties, and distress factors among students. European journal of investigation in health, psychology and education, 2022; 12 (7): 716-730. https://doi.org/10.3390/ejihpe12070053

26- Engelberg, E., Sjöberg, L., Internet, use., social, skills., and adjustment. Cyberpsychology & behavior, 2004; 7 (1): 41-47. https://doi.org/10.1089/109493104322820101

27- Maldar, AA., Nayak, M. Examining the impact of emotional intelligence and attachment style on loneliness Alisha Azad Maldar and Monalisa Nayak. World Journal of Biology Pharmacy and Health Sciences, 2024; 18 (3): 317-325. https://doi.org/10.30574/wjbphs.2024.18.3.0369

28- Borawski, D., Wajs, T., Sojka, K., Misztal, U. Interrelations between attachment styles, emotional contagion and loneliness. Journal of Family Issues, 2021; 42 (9): 2064-2082. https://doi.org/10.1177/0192513X20966013

29- Eldesouky, L., Goldenberg, A., Ellis, K. Loneliness and emotion regulation in daily life. Personality and Individual Differences, 2024; 221 (1): 1-10. http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2024.112566

30- Vescan, M,. Flack, M., Caudwell, KM. Loneliness and problematic pornography Use: What is the role of emotion regulation and interaction with content Creators?. Addictive Behaviors Reports, 2024; 19 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.abrep.2024.100550

31- Valenti, GD., Bottaro, R., Faraci, P. Effects of difficulty in handling emotions and social interactions on nomophobia: Examining the mediating role of feelings of loneliness. International Journal of Mental Health and Addiction, 2024; 22 (1): 528-542. https://doi.org/10.1007/s11469-022-00888-w

32- Thompson, A., Pollet, TV., An exploratory psychometric network analysis of loneliness scales in a sample of older adults. Current Psychology, 2024; 43 (6): 5428-5442. https://doi.org/10.1007/s12144-023-04697-9

33- Gezgin, DM., Hamutoglu, NB., Sezen-Gultekin, G., Ayas, T. The relationship between nomophobia and loneliness among Turkish adolescents. International Journal of Research in Education and Science, 2018; 4 (2): 358-374. https://www.ijres.net/index.php/ijres/article/view/227

34- Kara, M., Baytemir, K., Inceman-Kara, F. Duration of daily smartphone usage as an antecedent of nomophobia: Exploring multiple mediation of loneliness and anxiety. Behaviour & Information Technology, 2021; 40 (1): 85-98. https://doi.org/10.1080/0144929X.2019.1673485

35- Ren, S., He, J., Liu, T., Zhang, D. Exploring the relationship between college students' adaptability and nomophobia. Behaviour & Information Technology, 2024; 1 (1): 1-17. http://dx.doi.org/10.1080/0144929X.2024.2314755

36- Bartwal, J., Nath, B. Evaluation of nomophobia among medical students using smartphone in north India. Medical Journal Armed Forces India, 2020; 76 (4): 451-455. http://dx.doi.org/10.1016/j.mjafi.2019.03.001

37- Bragazzi, NL., Re, TS., Zerbetto, R. The relationship between nomophobia and maladaptive coping styles in a sample of Italian young adults: Insights and implications from a cross-sectional study. JMIR mental health, 2019; 6 (4): 1-10. https://doi.org/10.2196%2F13154

38- Armakolas, S., Lora, C., Waligóra, A. Increased mobile phone use in high school students as a social problem under the dimension of addiction. Advances in Mobile Learning Educational Research, 2024; 4 (1): 911-919. https://doi.org/10.25082/AMLER.2024.01.002

39- Sun, Y., Yang, J., Li, M., Liu, T. The association between neuroticism and nomophobia: Chain mediating effect of attachment and loneliness. International Journal of Mental Health and Addiction, 2024; 22 (1): 685-702. https://doi.org/10.1007/s11469-022-00897-9

40- Coşkun, M., Kavaklı, M., Türkmen, O. Exploring ostracism as a risk factor for smartphone addiction in young people: Resilience and nomophobia perspectives. Journal of Happiness and Health, 1 (1): 25-33. http://dx.doi.org/10.47602/johah.v4i1.66

41- Elamin, NO., Almasaad, JM., Busaeed, RB., Aljafari, DA., Khan, MA. Smartphone addiction, stress, and depression among university students. Clinical Epidemiology and Global Health, 2024; 25 (1): 1-10. http://dx.doi.org/10.1016/j.cegh.2023.101487

42- Meneses, M., Andrade, E. Relationship between depression, anxiety, stress and smartphone addiction in COVID-19 nursing students. Revista Latino-Americana de Enfermagem, 2024; 32 (1): 1-10. https://doi.org/10.1590/1518-8345.6764.4056

43- Aldwecat, SHS., Amarneh, BH., Al-majali, MA. Prevalence And Impact Of Nomophobia On Academic Performance Among University Students: South Of Jordan. Migration Letters, 2024; 21 (3): 178-191. https://doi.org/10.7759%2Fcureus.51052

44- Kline, RB. Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications. 2023. https://www.guilford.com/books/Principles-and-Practice-of-Structural-Equation-Modeling/Rex-Kline/9781462551910

45- Alizadeh, M., Hasani, M., Mianbandi, G., Ashouri, A. Psychometric Properties of the Persian Version of Nomophobia Questionnaire. IJPCP, 2021; 27 (2): 234-247. https://ensani.ir/file/download/article/1641961848-10182-105-7.pdf **[In Persian].**

46- Jenaro, C., Flores, N., Gómez-Vela, M., González-Gil, F., Caballo, C. Problematic internet and cell-phone use: Psychological, behavioral, and health correlates. Addiction research & theory, 2007; 15 (3): 309-320. https://doi.org/10.1080/16066350701350247

47- Hazen, C., Shaver, P. Romantic love conceptualized as an attachment process. Journal of personality and social psychology, 1987; 52 (3): 511-524. https://www.taylorfrancis.com

48- Horowitz, LM., Rosenberg, SE., Baer, BA., Ureño, G., Villaseñor VS. Inventory of interpersonal problems: Psychometric properties and clinical applications. Journal of Consulting and Clinical Psychology, 1988; 56 (6): 885–892. https://doi.org/10.1037/0022-006X.56.6.885

49- Besharat, MA., Geranmayepour, S., Pournaghdali, A., Ofoghi, Z., Habibnezhad, M., Aghaei Sabet, S. Relationship between alexithymia and interpersonal problems: Moderating effect of attachment styles. Contemporary Psychology, 2014; 9 (1): 3-16. https://bjcp.ir/article-1-489-fa.pdf **[In Persian]**

50- Garnefski, N., Kraaij, V., Cognitive emotion regulation questionnaire–development of a short 18-item version (CERQ-short). Personality and Individual Differences, 2006; 41 (6): 1045-1053. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.paid.2006.04.010

51- Derogatis, LR., Lipman, RS., Covi, L. SCL-90. Administration, scoring and procedures manual-I for the R (revised) version and other instruments of the Psychopathology Rating Scales Series. Chicago: Johns Hopkins University School of Medicine. 1977. https://www.scirp.org/(S(lz5mqp453edsnp55rrgjct55))/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=1656144

52- Lovibond, SH., Lovibond, PF. Manual for the depression anxiety stress scales. Psychology Foundation of Australia.1996. https://cir.nii.ac.jp/crid/1370294643851494273

53- Mohsenabadi, H., Fathi-Ashtiani, A. Evaluation of psychometric properties of the Persian version of the short form of Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ-18). Payesh, 2021; 20 (2): 167-178. http://dx.doi.org/10.52547/payesh.20.2.167 **[In Persian]**

54- Russell, DW. UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. Journal of personality assessment, 1996; 66 (1): 20-40. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2

55- Schmidt, N., Sermat, V. Measuring loneliness in different relationships. Journal of Personality and Social Psychology, 1983; 44 (5): 1038–1047. https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.5.1038

56- Bahirayi, H., Delavar, A., Ahadi, H. Standardization of UCLA Loneliness Scale (version 3) on Students Attending Universities in Tehran. Thought & Behavior in Clinical Psychology, 2006; 1 (1): 18-6. https://ensani.ir/file/download/article/20101111133919 **[In Persian]**

57- Abdollahi, PS., Kamkar, A., Khosravi, S. Effectiveness of Dialectical Behavioral Therapy on Loneliness and Internet Addiction in students. Rooyesh, 2023; 12 (10): 191-200. http://frooyesh.ir/article-1-4596-fa.html **[In Persian]**

58- Bottaro, R., Valenti, GD., Faraci, P. Assessment of an Epidemic Urgency: Psychometric Evidence for the UCLA Loneliness Scale. Psychology Research and Behavior Management, 2023; 1 (1): 2843-2855. https://doi.org/10.2147%2FPRBM.S406523

59- Azimi, K., Shehni Yailagh, M., Khoshnamvand, M. Designing and Testing the Causal Model of the Relationship between Moral Identity and Bullying with the Mediation of Moral Disengagement among Iranian Adolescents. Social Psychology Research, 2024; 13 (52): 13-30. https://doi.org/10.22034/spr.2024.410580.1852 **[In Persian]**

60- Meyers, LS., Gamst, G., Guarino, AJ. Applied multivariate research: Design and interpretation. Sage publications. 2016. https://psycnet.apa.org/record/2013-39233-000

61- Skrobinska, L., Newman-Taylor, K., Carnelley, K. Secure attachment imagery facilitates help-seeking and help-acceptance in psychosis. Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 2024; 1 (2): 1-10. https://doi.org/10.1111/papt.12530

62- Allen, JP., Porter, M., McFarland, C., McElhaney, KB., Marsh, P. The relation of attachment security to adolescents' paternal and peer relationships, depression, and externalizing behavior. Child development, 2007; 78 (4): 1222-1239. https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2007.01062.x

63- Farchakh, Y., Hallit, R., Akel, M., Chalhoub, C., Hachem, M., Hallit, S., Obeid, S. Nomophobia in Lebanon: Scale validation and association with psychological aspects. PLoS One, 2021; 16 (4): 1-10. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0249890

64- Nguyen, B., Nguyen, T., Le, U. Nomophobia and stress among Vietnamese high school students in Covid-19 pandemic: A mediation model of loneliness. Journal of Biochemical Technology, 2022; 13 (1-2022): 34-40. https://doi.org/10.51847/zN5yXlP0nK

65- Li, X., Feng, X., Xiao, W., Zhou, H. Loneliness and mobile phone addiction among Chinese college students: the mediating roles of boredom proneness and self-control. Psychology research and behavior management, 2021; 1 (2): 687-694.https://doi.org/10.2147/PRBM.S315879

66- Ozdemir, B., Cakir, O., Hussain, I. Prevalence of Nomophobia among university students: A comparative study of Pakistani and Turkish undergraduate students. Eurasia Journal of Mathematics, Science and Technology Education, 2018; 14 (4): 1519-1532. http://doi.org/10.29333/ejmste/84839

67- Brand, M., Wegmann, E., Stark, R., Müller, A., Wölfling, K., Robbins, TW., Potenza, MN. The Interaction of Person-Affect-Cognition-Execution (I-PACE) model for addictive behaviors: Update, generalization to addictive behaviors beyond internet-use disorders, and specification of the process character of addictive behaviors. Neuroscience & Biobehavioral Reviews, 2019; 104 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2019.06.032

68- Jiang, Q., Li, Y., Shypenka, V. Loneliness, individualism, and smartphone addiction among international students in China. Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 2018; 21 (11): 711-718. https://doi.org/10.1089/cyber.2018.0115

69- Shen, X., Wang, JL. Loneliness and excessive smartphone use among Chinese college students: Moderated mediation effect of perceived stressed and motivation. Computers in Human Behavior, 2019; 95 (1): 31-36. https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.01.012

70- Tuo, L., Geina, G., Ying, Y., Shixiu, R., Miao, C. The relationship between personality and nomophobia: a mediating role of solitude behavior. Studies of Psychology and Behavior, 2020; 18 (2): 268-278. https://psybeh.tjnu.edu.cn/EN/abstract/abstract2022.shtml

71- Raby, KL., Dozier, M. Attachment across the lifespan: Insights from adoptive families. Current opinion in psychology, 2019; 25 (1): 81-85. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.03.011

72- Boag, EM., Carnelley, KB. Self-reported discrimination and discriminatory behaviour: The role of attachment security. British Journal of Social Psychology, 2012; 51 (2): 393-403. https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.2011.02065.x

73- Mikulincer, M., Shaver, PR. The Attachment Behavioral System in Adulthood: Activation, Psychodynamics, and Interpersonal Processes. In M. P. Zanna (Ed.): Advances in experimental social psychology, 2003; 35: 53-152. Elsevier Academic Press. https://doi.org/10.1016/S0065-2601 (03)01002-5

74- Mikulincer, M., Shaver, PR. Augmenting the sense of attachment security in group contexts: The effects of a responsive leader and a cohesive group. International Journal of Group Psychotherapy, 2017; 67 (2): 161-175. https://doi.org/10.1080/00207284.2016.1260462

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۲۲-۱۱۱**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18919.1510

**مقاله پژوهشی**

# بررسی رابطه ترس از صمیمیت و افکار پارانویاگونه با مشکلات زناشویی: نقش میانجی سبک‌های دلبستگی

**نویسندگان**

**فرشته پور محسنی کلوری [1*]، رضا افسر [2]**

۱. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. کارشناسی ارشد روان‌شناسی، اداره آموزش و پرورش شهرستان پارس آباد، اردبیل، ایران.
Reaza.af75@gmail.com

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۱۹

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۹/۰۶

**مقدمه:** ترس از صمیمیت و افکار پارانویاگونه، از متغیرهای مهم در پیش‌بینی پایداری روابط زناشویی به شمار می‌روند. پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش میانجی سبک‌های دلبستگی در رابطهٔ بین ترس از صمیمیت و افکار پارانویا گونه با مشکلات زناشویی زوجین انجام شد.

**روش:** روش پژوهش حاضر، از نوع توصیفی - همبستگی بود. جامعهٔ آماری موردمطالعه تمامی زوجین شهر اردبیل بود که از میان آن‌ها، ۲۵۰ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. شرکت‌کنندگان پرسش‌نامه‌های ترس از صمیمیت (FIS)، پرسش‌نامهٔ سبک زندگی بزرگسالان (ECR-R)، پرسش‌نامهٔ وضعیت زناشویی (GRIMS) و مقیاس بازبینی شده افکار پارانوئید (R-GPTS) را تکمیل کردند. برای تحلیل دادها از ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر با استفاده از نرم‌افزار SPSS 26 و AMOS 24 بهره گرفته شد.

**نتایج:** یافته‌های تحلیل مسیر نشان داد که سبک‌های دلبستگی نقش میانجی معناداری در رابطهٔ بین ترس از صمیمیت و افکار پارانوئید گونه با مشکلات زناشویی زوجین دارند.

**بحث و نتیجه‌گیری:** نتیجه پژوهش حاضر نشان داد که افکار پارانوییدگونه و ترس از صمیمیت، از طریق میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی، می‌توانند بر مشکلات زناشویی تأثیرگذار باشند. بنابراین، مشاوران و درمانگران خانواده می‌توانند از یافته‌های این مطالعه در تدوین مداخلات مناسب برای بهبود روابط زوجین بهره ببرند.

**کلیدواژه‌ها**

ترس از صمیمیت، افکار پارانویا گونه، سبک‌های دلبستگی، مشکلات زناشویی.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

fpmohseni@pnu.ac.ir

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۲۲-۱۱۱
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122

**مقدمه**

در بسیاری از بزرگسالان، رابطه با همسر یکی از مهم‌ترین روابط در طول زندگی محسوب می‌شود. یک رابطهٔ عاشقانه رضایت‌بخش می‌تواند بهزیستی روان‌شناختی، سلامت جسمانی و رضایت از زندگی را پیش‌بینی کند [۱] یکی از مهم‌ترین موانع در شکل‌گیری و تداوم یک رابطهٔ صمیمانه، ترس از صمیمیت است که یکی از عوامل زمینه‌ساز جدایی و طلاق زوجین به شمار می‌آید و پایه‌های تحکیم خانواده را فرو می‌ریزد [۲].

ترس از صمیمیت به ظرفیت محدود فرد در به اشتراک‌گذاری افکار و احساسات شخصی با افراد مهم و نزدیک، مانند همسر و همچنین ترس از وابستگی به دیگران اشاره دارد. این متغیر دارای دو مؤلفهٔ ترس از صمیمت در رابطه با همسر و ترس از صمیمیت در رابطه با دیگران است [۲]. زمانی که هر دو مؤلفهٔ ترس از صمیمیت در فردی بالا باشد، او در برقراری روابط صمیمانه احساس ناراحتی می‌کند، کمتر به خود آشکارسازی می‌پردازد، در ابراز احساسات و عواطف با مشکل مواجه می‌شود و احساسات مثبتی در روابط نزدیک تجربه نمی‌کند. در نتیجه، احتمال از دست دادن تأیید دیگران، از جمله همسر، افزایش می‌یابد و فرد ناسازگاری زناشویی بیشتری را تجربه خواهد کرد [۳].

تجارب اولیه نوزاد با مراقب خود در سال‌های نخستین زندگی ، نقش مهمی در شکل‌گیری روابط او در بزرگسالی دارد. این تجارب موجب شکل‌گیری «الگوهای کاری درونی» می‌شوند که شامل بازنمایی‌هایی پاسخ‌های دلبستگی دیگران و نیز تصاویری از خودکارآمدی و خود ارزشمندی فرد است. این الگوها، مبنای روابط بین‌فردی در بزرگسالی و سلامت روان‌شناختی فرد را تشکیل می‌دهند. تصویر دلبستگی، تصویری فردی است که از نظر عاطفی دردسترس بوده و در مواجهه با استرس، احساس امنیت و آرامش را به فرد می‌بخشد [۴].

اگر رابطه دلبستگی ایمن بین نوزاد و مراقبش ایجاد نشود، دلبستگی ناایمن شکل می‌گیرد. ۴۰٪ جمعیت عمومی دارای سبک دلبستگی ناایمن هستند و در جمعیت بالینی این آمار دوبرابر می‌شود [۵]. دو سبک دلبستگی ناایمن در بررسی‌های بزرگسالان مطرح شده است: دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی. دلبسته‌های مضطرب، تصویری منفی از خود دارند، از طرد شدن می‌ترسند، از اینکه در مواقع ضروری، افراد مهم زندگی‌شان، دردسترس نباشند، نگرانند. دلبسته‌های اجتنابی نیز تصویری منفی از خود دارند، از برقراری روابط صمیمانه با دیگران راحت نیستند و از تعاملات صمیمانه کناره‌گیری می‌کنند [۶].

همسر یا شریک زندگی معمولاً نخستین تصویر دلبستگی در بزرگسالی است [۴]. در بزرگسالی، دلبستهٔ مضطرب نگران است که همسرش در مواقع نیاز دردسترس نباشد و نسبت به نشانه‌های ترک شدن، حساس است، به همین دلیل به‌شدت به همسرش وابسته است. در مقابل، دلبسته اجتنابی به صورت افراطی سعی در حفظ استقلال خود دارد و اعتمادی به حضور همسرش در مواقع نیاز، ندارد. راهبردهای دلبستگی ناایمن، مانند گوش‌به‌زنگی مفرط یا استقلال افراطی و وابستگی نداشتن، رفتارهای دفاعی هستند که افراد دلبسته‌های ناایمن را در برابر همسری که به هنگام نیاز دردسترس نیست، محافظت می‌کنند [۷].

نظریهٔ دلبستگی چارچوبی را برای درک نحوهٔ شکل‌گیری آسیب‌شناسی روانی فراهم کرده است [۸]. بر اساس این نظریه، محیط مراقبت‌کننده و شخصیت با یکدیگر در تعامل هستند و رابطهٔ دلبستگی پیش‌درآمدی برای شکل‌گیری شخصیت نوزاد محسوب می‌شود [۹]. مرور سیستماتیک و فراتحلیلی [۱۰] انجام شده نشان می‌دهد که پارانویا با سبک‌های دلبستگی ناایمن در نمونه بالینی و جمعیت عمومی رابطه نزدیکی دارد.

پارانویا یک باور بی‌اساس یا اغراق‌آمیز است که با محتوای آزار و اذیت، توطئه و تهدید بین‌فردی مشخص می‌شود و از مشکوک بودن تا توهمات بسیار ناراحت‌کننده را شامل می‌گردد. پارانویا دارای ساختاری چندبعدی است و شامل ۴ عامل حساسیت‌های بین فردی، بی‌اعتمادی، باور مورد آزار و اذیت قرارگرفتن و باور به مرجع بودن می‌باشد [۱۱]. پارانویا در جمعیت عمومی نیز شایع است و در یک پیوستار از تجارب عادی تا توهمات آزاردهنده قرار دارد. در جمعیت عمومی، سطوح بالای ایده‌پردازی پارانویاگونه با طرد اجتماعی بیشتر، ضعف عملکرد اجتماعی، حمایت اجتماعی محدود و مشارکت کمتر در سرگرمی‌ها و فعالیت‌های لذتبخش همراه است. افرادی که دارای افکار پارانویاگونه هستند، می‌ترسند که دیگران عامدانه به آن‌ها

آسیب بزنند. تجارب ناگوار کودکی می‌تواند موجب شکل‌گیری باورهای منفی دربارهٔ خود و دیگران شود. این تجربیات سبب می‌شود، فرد خود را ضعیف، آسیب‌پذیر و بی‌ارزش ببیند و دیگران را افرادی خطرناک، کنترل‌گر و طردکننده می‌شناسد. باورهای طرح‌واره‌ای منفی دربارهٔ خود و دیگران می‌تواند منجر به برانگیختگی احساسات منفی و بروز احساس تهدید و پارانویا شود [۱۲]. از آنجا که پارانویا شامل بی‌اعتمادی و دیدگاه منفی نسبت به دیگران است، با دلبستگی ناایمن ارتباط دارد [۱۳]. به عقیده فریمن[1] و همکارانش [۱۳] دلبستگی چارچوبی را فراهم می‌کند که در آن مراقبان اولیه به عنوان پناهگاهی امن در هنگام پریشانی و ناراحتی به کودک، آرامش و اطمینان می‌بخشند. اگر مراقب در مواقع نیاز دردسترس و پاسخگو نباشد، نمی‌تواند آرامش‌بخش باشد و در نتیجه الگوهای کاری درونی منفی دربارهٔ خود و دیگران در کودک شکل می‌گیرد که حساسیت فرد را نسبت به استرس‌های آینده، انتقاد شدن و دریافت پاسخ‌های منفی از جانب دیگران افزایش می‌دهد. براساس نظریهٔ دلبستگی این الگوهای کاری درونی در سراسر زندگی، کاملاً در دسترس هستند و در بزرگسالی، رفتار فرد با الگوهای دلبستگی را در تعاملات بین فردی هدایت می‌کنند[۶].

مطالعه بنتال و فرناق[2] [۱۴] نشان می‌دهد، سبک دلبستگی ناایمن، سبک اسنادی پارانویا گونه را تسهیل می‌کند و در حضور سایر عوامل، پارانویا به عنوان پیامد شکل می‌گیرد. پژوهش‌ها از ارتباط میان سبک دلبستگی ناایمن و پارانویا در جمعیت عمومی حمایت می‌کند [۱۵].

مطالعهٔ حاضر از سه جهت حائز اهمیت است. نخست: افزایش دقت ابزارهای اندازه‌گیری، چنانچه پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد که حدود ۳۰٪ افراد در جمعیت عمومی سطوحی از پارانویا را تجربه می‌کنند [۱۶]. اما عواملی که در شکل‌گیری افکار پارانویاگونه سهیم باشند، مشخص نیستند؛ بنابراین نظریهٔ دلبستگی دریچه‌ای را به سوی درک سبب‌شناسی پارانویا گشوده است. در نتیجه پژوهش حاضر می‌تواند نقش سبک دلبستگی را بر شکل‌گیری افکار پارانویاگونه و تأثیر آن بر روابط بین فردی صمیمانه برجسته نماید.

از سوی دیگر، سطوح بالای افکار پارانویا گونه با پاسخ ضعیف به درمان با افزایش میزان بستری‌شدن، انزوای اجتماعی و کیفیت ضعیف زندگی رابطه دارد [۱۷]، به همین دلیل توجه به این افکار و شناسایی آن می‌تواند موجب ارتقای کیفیت زندگی و بهبود تعاملات صمیمانه افراد گردد. سومین دلیل ضرورت انجام مطالعه حاضر، اهمیت تجارب نوزاد و مراقبانش در شکل‌گیری سبک‌های دلبستگی و پیامدهای سبک‌های دلبستگی ناایمن در تعاملات فردی و ترس از صمیمت در دوران بزرگسالی است که تأثیرات آن در روابط صمیمانه، ضرورت مطالعه این موضوع را روشن می‌سازد. باتوجه‌به آنچه گفته شد، پژوهش حاضر به دنبال آزمون فرضیه‌های زیر است:

- ترس از صمیمیت با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی اجتنابی و اضطرابی با مشکلات زناشویی زوجین رابطه معناداری دارد.
- افکار پارانویا گونه با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی اجتنابی و اضطرابی با مشکلات زناشویی زوجین، رابطه معناداری دارد.
- ترس از صمیمت به طور مستقیم با مشکلات زناشویی رابطه دارد.
- افکار پارانویا گونه به طور مستقیم با مشکلات زناشویی رابطه دارد.

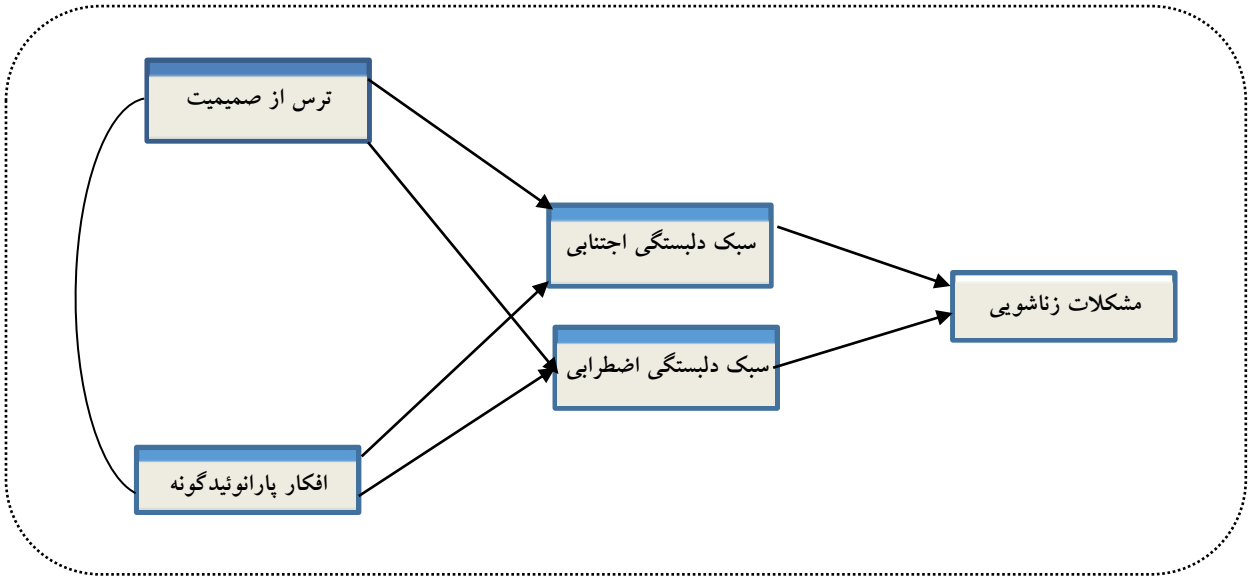
## روش

### نوع پژوهش

پژوهش حاضر یک پژوهش توصیفی - همبستگی به روش تحلیل مسیر بود. بر اساس این روش، پژوهشگر درصدد شناسایی رابطه میان متغیرهای پژوهش است. جامعهٔ آماری شامل تمامی زوجین شهر اردبیل در سال ۱۴۰۰ بودند و حداقل سه سال از زندگی مشترک آنان گذشته باشد؛ زیرا در سه سال نخست زندگی مشترک، زوجین در مرحله عشق رمانتیک قرار دارند و تفاوت‌ها زیاد به چشم نمی‌آیند [۱۸] و انتخاب این سه سال بدین دلیل بود که زوجین به ثبات نسبی در زندگی مشترک دست‌یافته باشند. روش نمونه‌گیری به‌خاطر شرایط موجود در دوران همه‌گیری ویروس کرونا، روش نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شد.

1 . Freeman.
2 . Bentall, Fernyhough.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۲۲-۱۱۱
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122




**نمودار ۱: مدل پیش فرض برای مشکلات زناشویی**

نمونه‌گیری به دو شیوهٔ حضوری و مجازی انجام شد. اجرای نمونه‌گیری در شیوهٔ حضوری بدین‌گونه بود که محقق با مراجعه به سازمان‌های دولتی همچون ادارهٔ آموزش و پرورش و سایر ادارات دولتی و خصوصی، با توضیح اهداف پژوهش برای افراد متأهل با سه سال سابقه تأهل، به آنان اطمینان داده می‌شد که اطلاعاتشان محرمانه باقی خواهد ماند. بدین‌ترتیب افرادی که تمایل به شرکت در پژوهش داشتند، پرسش‌نامه‌ها را تکمیل کردند. در نمونه‌گیری غیرحضوری، به دلیل شیوع ویروس کرونا، بخشی از پرسش‌نامه‌ها در پرس لاین طراحی شدند و لینک ساخته شده در گروه‌های پیام‌رسان‌های اجتماعی قرار داده شد و از افراد گروه نیز خواسته شد تا لینک مربوط را در گروه‌های مختلف قرار دهند و بدین ترتیب نمونهٔ لازم برای انجام پژوهش به شیوهٔ دردسترس جمع‌آوری شد. معیارهای ورود به این مطالعه شامل متأهل بودن، گذشت حداقل سه سال از زندگی مشترک و برخورداری از سواد خواندن و نوشتن و معیار خروج شامل مخدوش بودن پرسش‌نامه‌های پژوهش بود.

در مدل‌سازی معادلات ساختاری حداقل حجم نمونه ۲۰۰ نفر می‌باشد [۱۹] که برای مطالعهٔ حاضر ۲۵۰ نفر به عنوان حجم نمونه درنظر گرفته شد و به شیوهٔ دردسترس انتخاب شدند و از آنان خواسته شد تا به پرسش‌نامه ترس از صمیمیت (FIS)، پرسش‌نامهٔ سبک دلبستگی بزرگسالان (ECR-R)، پرسش‌نامهٔ وضعیت زناشویی گلومبرک - راست (GRIMS) و پرسش‌نامهٔ مقیاس بازبینی شده افکار پارانوئید (R-GPTS) پاسخ دهند. ۱۴۳ مرد (۵۷/۲۰ درصد) و ۱۰۷ زن (۴۲/۸۰ درصد) در دامنهٔ سنی ۱۸ تا ۵۰ سال در پژوهش حاضر شرکت کردند. میانگین (و انحراف استاندارد) سن زنان ۳۴/۳۰ (۸/۹۷) و مردان ۴۲/۵۰ (و ۶/۹۴) سال بود. میانگین ( و انحراف استاندارد) مدت تأهل زنان ۱۱/۲۶ ( و ۳/۳۴) سال و در مردان ۱۴/۳۴ ( و ۴/۵۰) سال بود.

## ابزار سنجش

**پرسش‌نامهٔ ترس از صمیمیت (FIS):** برای سنجش ترس از صمیمیت از پرسش‌نامهٔ دسکاتنر و ثلن[1] [۲۰] استفاده شده است. این پرسش‌نامه شامل ۳۵ گویه است که بر روی طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۵ برای «کاملاً موافقم» تا ۱ «برای کاملاً مخالفم» نمره‌گذاری می‌شود. این پرسش‌نامه از ۲ قسمت تشکیل شده است. در قسمت نخست، دارای ۳۰ پرسش است و از آزمودنی‌ها خواسته می‌شود با تصور اینکه در یک رابطهٔ احساسی نزدیک هستند پرسشنامه را تکمیل کنند. در قسمت دوم باید برحسب روابطشان در گذشته پاسخ دهند. پایایی پرسش‌نامه نیز با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۹۳ گزارش گردید. در ایران، بشارت [۲۱] پایایی آن را با استفاده از روش آلفای

1 . Descutner, Thelen.

کرونباخ، ۰/۹۱ به‌دست‌آورد که نشانه همسانی درونی خوب مقیاس است. همچنین ضریب همبستگی بین نمرات شرکت‌کنندگان در دو نوبت با فاصله دو تا چهار هفته r=۰/۷۴ بود که نشانهٔ اعتبار بازآزمایی مقیاس است. در این مطالعه، روایی هم‌زمان، همگرا و تشخیصی مقیاس ترس از صمیمیت از طریق اجرای هم‌زمان پرسش‌نامه وضعیت زناشویی گلومبوک - راست، مقیاس رابطهٔ رمانتیک و مقیاس سلامت روانی بررسی شد که به ترتیب ۰/۴۵، ۰/۴۸ و ۰/۵۱ محاسبه شد و روایی مقیاس تأیید گردید.

**پرسش‌نامهٔ سبک دلبستگی بزرگسالان[1] (ECR-R):** برای سنجش ابعاد دلبستگی زوجین از پرسش‌نامه تجدید-نظر شده تجارب در روابط نزدیک (ECR-R) فریلی[2] و همکاران [۲۲] استفاده شد. این پرسش‌نامه با ۳۶ گویه در مقیاس ۷ درجه‌ای لیکرت دو سبک دلبستگی اجتنابی و اضطرابی را می‌سنجد. فریلی و همکاران در بررسی ساختار عاملی این پرسش‌نامه به دو عامل دلبستگی اضطرابی و اجتنابی دست یافتند که با مبنای نظری مطابق بود و هر یک از سبک‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ برای اضطرابی و ۰/۹۳ برای اجتنابی از همسانی درونی بالایی برخوردارند. در پژوهش خجسته‌مهر [۲۳]، همسانی درونی برای دلبستگی اضطرابی و اجتنابی به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۸۹ به‌دست‌آمده و روایی ملاکی آن معنادار گزارش شده است.

**پرسش‌نامهٔ وضعیت زناشویی گلومبرک –راست (گریمس)[3]:** این پرسش‌نامه با ارزیابی کیفیت روابط زناشویی دارای ۲۸ عبارت در زمینهٔ میزان حساسیت و توجه زوجین نسبت به تمایلات هم‌دیگر می‌باشد که عبارتند از: همدردی، وفاداری، مشارکت، اعتماد، تعهد، صمیمیت و همدلی زوجین است که جواب این گویه‌ها روی طیف لیکرت ۴ درجه‌ای از صفر تا ۳ نمره‌گذاری می‌شود. نمرهٔ کل بین ۰ تا ۸۴ و نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ وخیم‌تر بودن وضعیت زناشویی است [۲۴]. در فرم فارسی این پرسش‌نامهٔ نمرهٔ کل مقیاس با آلفای کرونباخ برای نمونه‌ای از زنان برابر ۰/۹۲ و برای مردان برابر ۰/۹۴ محاسبه شد که همسانی درونی بالای پرسش‌نامه را نشان می دهد. ضریب همبستگی بین نمره‌های آزمودنی‌ها در دو نوبت با فاصله دو هفته برای آزمودنی‌های زن ۰/۷۳ و آزمودنی‌های مرد ۰/۷۵ و برای کل آزمودنی‌ها ۰/۷۷ گزارش شد که پایایی بازآزمایی خوب پرسش‌نامه را نشان می دهد [۲۵].

**مقیاس افکار پارانوئید گرین[4] و همکاران (GPTS):** این مقیاس جهت اندازه‌گیری صفات و رگه‌های تفکر پارانویید توسط گرین و همکارانش [۲۶] ساخته شد. این ابزار دارای ۱۶ پرسش است که وجود افکار گزند و آسیب را در یک ماه گذشته بررسی می‌کند. هر کدام از پرسش‌ها روی مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از ۱ برای هرگز تا ۵ برای خیلی زیاد، نمره‌گذاری می‌شود. نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ افکار پارانویید فرد بوده و نمرات کرانهٔ پایین، بیانگر خوش-بینی فرد نسبت به اطرافیان و محیط است. این پرسش‌نامه در جمعیت بالینی و غیربالینی ارزیابی و مشخص شده است که از همسانی درونی مناسبی برخوردار است و ضریب آلفای کرونباخ آن ۰/۷۷ گزارش شده است. در پژوهش کل‌العماد، کراسکیان و بهرامی [۲۷]، روایی و پایایی معنادار گزارش شده است و ضرایب همسانی درونی برای کل مقیاس بالاتر از ۰/۹ برآورد شده است.

## شیوه تحلیل داده‌ها

برای تحلیل داده‌ها، آزمون ضریب همبستگی پیرسون با استفاده از نرم‌افزار SPSS 26 و تحلیل مسیر از نرم‌افزار Amos 24 استفاده شد. در ابتدای پرسش‌نامه‌ها توضیحاتی در خصوص هدف از انجام پژوهش به شرکت‌کنندگان ارائه شد و به آنان اطمینان داده شد که اطلاعات‌شان محرمانه باقی خواهد ماند. همچنین به آن‌ها گفته شد که شرکت در پژوهش اختیاری است و در هر مرحله از تکمیل پرسش‌نامه‌ها می‌توانند از ادامهٔ شرکت در پژوهش انصراف دهند. درصورت تمایل، نتایج مطالعه در اختیارشان قرار خواهد گرفت و نیازی به درج نامشان بر روی پرسش‌نامه‌ها نیست. اجرای پرسش‌نامه‌ها حدود ۵ ماه به طول انجامید.

## یافته‌ها

شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است.

1 . The experiences in Close Relationshipsrevised (ECR-R) Questionnaire.
2 . Fraley.
3 . Rust.
4 . Green

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٢٢-١١١
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122

**جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای ترس از صمیمیت، سبک‌های دلبستگی، افکار پارانویاگونه و مشکلات زناشویی**

| شاخص | میانگین | انحراف معیار |
|---|---|---|
| ترس از صمیمیت | ۷۹/۴۲ | ۱۸/۴۱ |
| سبک دلبستگی اجتنابی | ۵۹/۱۸ | ۱۵/۱۰ |
| سبک دلبستگی اضطرابی | ۵۴/۶۴ | ۱۶/۲۴ |
| افکار پارانویاگونه | ۲۲/۴۵ | ۱۵/۱۶ |
| مشکلات زناشویی | ۲۶/۷۷ | ۱۲/۵۰ |

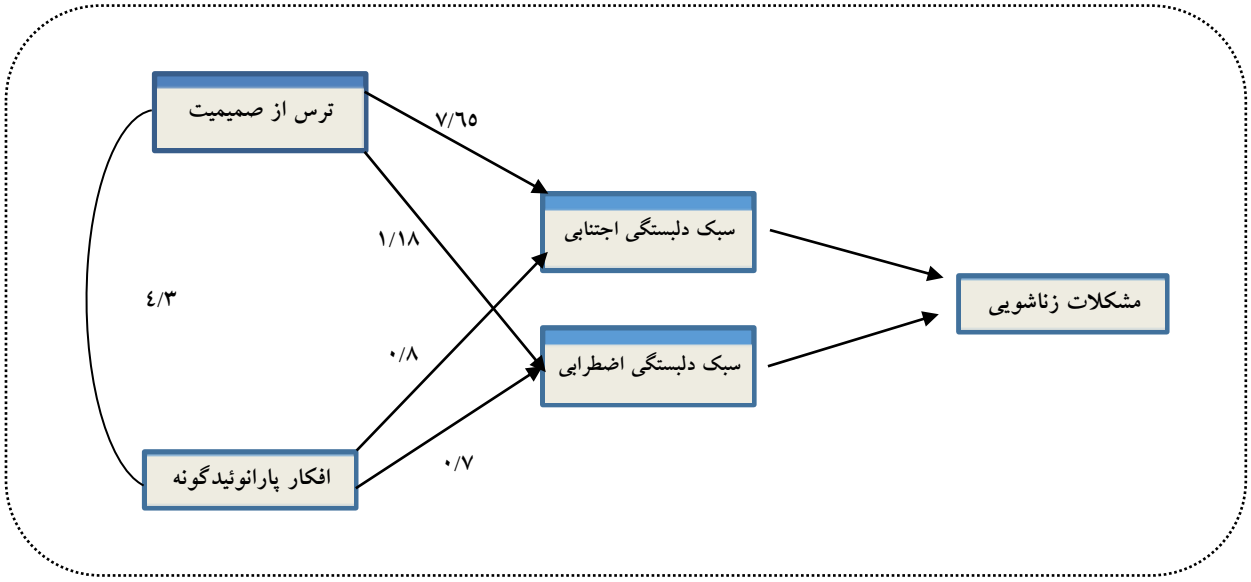
یافته‌های موجود در جدول ۱، شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. در ادامه در جدول ۲، نتیجه آزمون همبستگی میان متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

مطابق با یافته‌های موجود در جدول ۲، ترس از صمیمیت، سبک‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی و افکار پارانویاگونه با مشکلات زناشویی همسران بگونهٔ مثبت و معناداری همبسته می‌باشند ($p<۰/۰۰۱$). به بیان دیگر، هر چه نمرهٔ ترس از صمیمیت در افراد بالاتر باشد، مشکلات زناشویی و سبک‌های دلبستگی ناایمن مضطرب و اجتنابی بیشتری نیز خواهند داشت. همچنین، هر چقدر نمونه مورد مطالعه نمرات بالاتری در افکار پارانویاگونه کسب نماید، سبک‌های دلبستگی ناایمن و مشکلات زناشویی نیز بیشتر خواهد شد.

در ادامه الگوی پیشنهادی در پژوهش حاضر ارائه شده است.

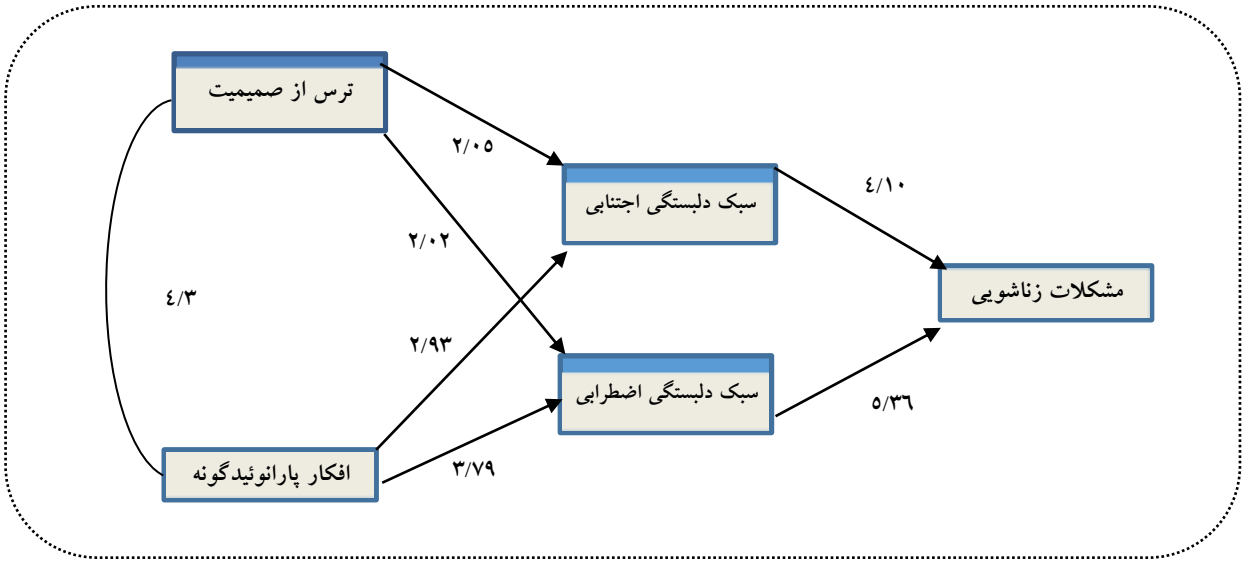
**جدول ۲. آزمون همبستگی ترس از صمیمیت، سبک‌های دلبستگی، افکار پارانویاگونه با مشکلات زناشویی**

| متغیرها | ۱ | ۲ | ۳ | ٤ | ٥ |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱. ترس از صمیمیت | ۱ | | | | |
| ۲. مشکلات زناشویی | ۰/۷۲۷** | ۱ | | | |
| ۳. افکار پارانوئیدگونه | ۰/۶۳۷** | ۰/۵۶۷** | ۱ | | |
| ۴. دلبستگی اجتنابی | ۰/۶۴۴** | ۰/۷۳۳** | ۰/۴۹۲** | ۱ | |
| ۵. دلبستگی اضطرابی | ۰/۷۵۶** | ۰/۸۲۴** | ۰/۵۹۰** | ۰/۸۳۶** | ۱ |




**نمودار ۲: الگوی پیشنهادی اولیه مشکلات زناشویی**

برای بررسی فرضیه پژوهش مبنی بر اینکه دلبستگی اجتنابی و اضطرابی در رابطهٔ ترس از صمیمیت و افکار پارانویاگونه با مشکلات زناشویی نقش میانجی دارد؟ از تحلیل مسیر استفاده شد. در همین راستا، ابتدا مفروضه معناداری رابطه متغیرهای موجود در الگوی پیشنهادی بررسی شد. نتایج ضرایب همبستگی پیرسون در جدول ۲ نشان می‌دهد، بین تمامی متغیرهای موجود در الگو، رابطه معناداری وجود دارد؛ بنابراین این نتایج حاکی از برقراری مفروضه فوق است. همچنین آزمون دوربین واتسون برای بررسی مفروضه استقلال خطاها اجرا شد. در پیش‌بینی مشکلات زناشویی از طریق متغیرهای موجود، مقدار عددی دوربین واتسون ۱/۹۶ بود که نزدیک به ۲ می‌باشد و بیانگر استقلال خطاهاست؛ بنابراین دومین مفروضه تحلیل مسیر نیز برقرار است. جهت بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها از آزمون کالموگروف - اسمیرونف استفاده شد که نتایج این آزمون حاکی از نرمال بودن توزیع داده‌های مربوط به همه متغیرها بود و مفروضه سوم نیز برای اجرای تحلیل مسیر برقرار بود. همخطی چندگانه به همبستگی‌های درونی متغیرهای برونزا اطلاق می‌شود و همبستگی‌های بالاتر از ۰/۸ به عنوان همخطی چندگانه قوی تلقی می‌شوند. در این پژوهش، متغیرهای برون‌زا همبستگی بالای ۰/۸ نداشت. ضمن آنکه برای بررسی وجود همخطی چندگانه بالا، از دو شاخص آماره تحمل عامل تورم واریانس برای تعیین میزان هم‌پوشی متغیرهای برون‌زا نیز استفاده گردید و کلیه این ضرایب در سطح قابل قبولی بودند. به‌طوری که شاخص تحمل برای تمام متغیرهای پیش‌بین کوچک‌تر از ۰/۷۲ و شاخص تورم واریانس کوچک‌تر از ۴/۳۳ به‌دست آمد. اگر شاخص تحمل کوچک‌تر از یک و شاخص تورم کوچک‌تر از ۱۰ باشد ، می‌توان گفت؛ روش تحلیل مسیر برای آزمون الگوی پیشنهادی بلامانع است. تحلیل مسیر با استفاده از نرم‌افزار AMOS انجام گردید.




**شکل ۱. مدل مفهومی اصلاح شده و تأیید شده روابط بین الگوی متغیرهای پژوهش**

آموس، برازندگی الگوی پیشنهادی براساس شاخص نسبت مجذور خی دو به درجه آزادی، شاخص برازندگی تطبیقی[1] (CFI)، شاخص نیکویی برازش[2] (GFI) شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده[3] (AGFI) و ریشهٔ خطای میانگین مجذورات تقریب[4] (RMSEA) مورد بررسی قرار گرفت. برای آنکه الگو از برازش خوبی برخوردار باشد، باید نسبت مجذور خی دو به درجه آزادی کمتر از ۳، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)، شاخص نیکویی برازش (GFI) شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI) نزدیک به ۱ و ریشهٔ

1 . Comparative Fitness Index.
2 . Goodness of Fit Index.
3 . Adjusted Goodness of Fit Index.
4 . Root Mean Square Error of Approximation.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۲۲-۱۱۱
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122

میانگین مجذورات تقریب (RMSEA) بین ۰ تا ۰/۰۵ (بیانگر برازش خوب) یا ۰/۰۵ تا ۰/۱۰ (بیانگر برازش قابل قبول) باشد. نتایج آزمون الگوی پیشنهادی اولیه از نبود برازش این الگو حکایت داشت. سپس برای برازش الگوی برازش نایافته اولیه، تعدیل‌هایی صورت گرفت و با حذف مسیرهای نامعنادار برازش مدل انجام گرفت؛ تا در نهایت الگوی شکل ۲ مورد تأیید قرار گرفت.

شاخص‌های کلی این مدل تعدیل شده در جدول ۳ قابل مشاهده است.

**جدول ۳. شاخص‌های نیکویی برازش الگوی پیشنهادی**

| شاخص | حد مطلوب | مقدار برازش شده |
|---|---|---|
| کای اسکوئر تقسیم بر درجه آزادی | ۳> خوب؛ ۵> متوسط | ۲/۸۰ |
| مقدار p برای مدل | ۰/۰۵< خوب | ۰/۰۰۰ |
| شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) | ۰/۹< خوب | ۰/۹۰ |
| شاخص برازندگی (GFI) | ۰/۹< خوب | ۰/۹۱ |
| شاخص نرم شده برازندگی (NFI) | ۰/۹< خوب | ۰/۹۳ |
| ریشهٔ دوم برآورد واریانس خطا (RMSEA) | ۰/۰۵> عالی، ۰/۰۵ تا ۰/۱ خوب | ۰/۰۱۸ |

همانگونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، مجذور کای نسبت به درجه آزادی آن (مجذور کای نسبی) سنجیده می‌شود. این شاخص در جدول برابر با ۲/۸۰ محاسبه شده که کمتر از ۳ می‌باشد و در حد خوب قرار دارد. علاوه بر آن شاخص برازندگی تطبیقی، شاخص برازندگی، شاخص نرم شده برازندگی نیز نشان‌دهندهٔ برازندگی مناسب مدل هستند. شاخص ریشهٔ دوم برآورد واریانس خطا برابر با ۰/۰۱۸ می‌باشد که این مقدار نشان‌دهندهٔ برازندگی عالی و مناسب مدل است. در جدول ۳ پارامترهای اندازه‌گیری روابط مستقیم متغیرها در مدل پیشنهادی آورده شده است.

در جدول۴ ، ضرایب اثر مستقیم و سطح معنی‌داری بین متغیرهای پژوهش گزارش شده است. همچنین در این جدول نتایج حاصل از روش بوت استراپ را برای روابط واسطه‌ای نشان می‌دهد.

**جدول ۴: برآوردهای مربوط به تاثیرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای پژوهش**

| مسیر | | اثر مستقیم | اثر غیرمستقیم | سطح‌معنی داری |
|---|---|---|---|---|
| ترس از صمیمیت ->سبک دلبستگی اجتنابی | ضرایب استاندارد | ۰/۶۵ | - | ۰/۰۳ |
| | مقدار t | ۲/۰۵ | | |
| ترس از صمیمیت->سبک دلبستگی اضطرابی | ضرایب استاندارد | ۰/۷۱ | - | ۰/۰۴ |
| | مقدار t | ۲/۰۲ | | |
| افکار پارانوئیدگونه->سبک دلبستگی اجتنابی | ضرایب استاندارد | ۰/۶۹ | - | ۰/۰۴ |
| | مقدار t | ۲/۹۳ | | |
| افکار پارانوئیدگونه->سبک دبستگی اضطرابی | ضرایب استاندارد | ۰/۵۷ | - | ۰/۰۰۲ |
| | مقدار t | ۳/۷۹ | | |
| سبک دلبستگی اجتنابی-> مشکلات زناشویی | ضرایب استاندارد | ۰/۷۲ | - | ۰/۰۰۹ |
| | مقدار t | ۴/۱۰ | | |
| سبک دلبستگی اضطرابی->مشکلات زناشویی | ضرایب استاندارد | ۰/۶۹ | - | ۰/۰۰۱ |
| | مقدار t | ۵/۳۶ | | |

**ادامه جدول ۴: برآوردهای مربوط به تاثیرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای پژوهش**

| مسیر | | اثر مستقیم | اثر غیرمستقیم | سطح‌معنی داری |
|---|---|---|---|---|
| ترس از صمیمیت->سبک دلبستگی | ضرایب استاندارد | - | ۰/۵۹ | ۰/۰۰۱ |
| اضطرابی->مشکلات زناشویی | مقدار t | | ۶/۷۹** | |
| ترس از صمیمیت->سبک دلبستگی | ضرایب استاندارد | - | ۰/۵۲ | ۰/۰۰۱ |
| اجتنابی->مشکلات زناشویی | مقدار t | | ۵/۳۶** | |
| افکار پارانویاگونه->سبک دلبستگی | ضرایب استاندارد | - | ۰/۶۹ | ۰/۰۰۵ |
| اجتنابی->مشکلات زناشویی | مقدار t | | ۵/۰۳** | |
| افکار پارانویاگونه->سبک دلبستگی | ضرایب استاندارد | - | ۰/۸۵ | ۰/۰۰۲ |
| اضطرابی->مشکلات زناشویی | مقدار t | | ۲/۲۰* | |

## بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش میانجی سبک‌های دلبستگی ناایمن (اضطرابی و اجتنابی) در رابطه ترس از صمیمیت و افکار پارانویاگونه با مشکلات زناشویی انجام شد.

نقش میانجی سبک‌های دلبستگی ناایمن در رابطه ترس از صمیمیت با مشکلات زناشویی با استفاده از آزمون تحلیل مسیر بررسی شد و نتیجه تحلیل مسیر نشان داد، ترس از صمیمیت با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی ناایمن با مشکلات زناشویی صورت غیرمستقیم معنادار است. این یافته با نتایج مطالعه [۳، ۶] همسو می‌باشد. مطالعهٔ فیرلی و شیور[1] [۶] نشان می‌دهد، سبک‌های دلبستگی در طول دورهٔ زندگی پایدار هستند و در شکل‌گیری صمیمیت در روابط عاشقانه فرد در دوان بزرگسالی تأثیر می‌گذارند. همچنین مطالعه فیتزی - دوتان[2] [۳] نشان می‌دهد ترس از صمیمیت به واسطهٔ میزان تمایزیافتگی هیجانی هر یک از زوجین با رضایتمندی زناشویی ارتباط دارد. در تبیین این یافته می‌توان گفت؛ تجربهٔ صمیمیت مستلزم بیان آزادانه احساسات، عواطف و خودافشایی در روابط بین فردی است که به رشد همدلی و نزدیکی بین - فردی کمک می‌کند [۶]. افرادی که ترس از صمیمیت دارند، از درمیان‌گذاشتن افکار و احساسات خود با همسرشان اجتناب می‌کنند. همچنین، خودداری از ابراز احساسات و اجتناب از درگیری با عواطف بین فردی از خصیصه‌های دلبسته‌های اجتنابی است. این افرااز برقراری روابط صمیمانه با دیگران راحت نیستند، با واکنشی خصمانه از تعاملات صمیمانه کناره‌گیری می‌کنند[۳]؛ بنابراین در دلبسته‌های اجتنابی ترس از صمیمیت بیشتری مشاهده گردید.

دلبسته‌های اجتنابی، با الگوهای کاری درونی مثبتی که نسبت به خودشان دارند بهتر می‌توانند با چالش‌های موجود در محیط کنار بیایند، اما نسبت به دیگران بازنمایی تصویری منفی دارند و به همین دلیل نمی‌توانند به دیگران اعتماد کنند و در تعامل با دیگران مثل همسرشان راحت نیستند. این افراد با طرد اطلاعاتی که سیستم دلبستگی را فعال می‌کنددر تعامل با دیگران راحت نیستند، گرم و صمیمانه رفتار نمی‌کنند و در مواجهه با تعارض‌های ارتباطی الگوهای تعاملی منفی را به کار می‌بندند [۲۸] و این بی‌اعتمادی نسبت به همسر باعث جدایی و از دست دادن حمایت او می‌شود [۲۹]. به همین‌دلیل انتظار می‌رود که دلبسته‌های اجتنابی مشکلات زناشویی بیشتری در تعاملات صمیمانه‌شان تجربه نمایند.

دلبسته‌های مضطرب، با تصویری منفی از خود و ترس از طرد شدن نگرانند در مواقع ضروری افراد مهم زندگی‌شان دردسترس نباشند. در تعاملات بین فردی، بیش از حد خواستار ارتباط با دیگران هستند، اما همواره احساس می‌کنند شایستهٔ محبت دیگران نیستند و با نگرانی از طرد شدن از سوی دیگران به دنبال تأیید و نزدیکی بیشتر با دیگرانند [۶] این افراد با وجود داشتن تعاملات مثبت و خوب، تعارض‌های ارتباطی بیشتری را تجربه می‌کنند. این وضعیت می‌تواند تبیین کند که چرا این افراد از صمیمیت می‌ترسند.

خودافشایی و پاسخگوبودن شنونده، مؤلفه‌های اصلی یک تعامل صمیمانه است [۲۸]. بدین‌ترتیب پاسخ‌گو و

1 . Fraley & Shaver.
2 . Finzi-Dottan.

خودآشکارساز بودن همسر یک دلبستهٔ مضطرب، سبب می‌شود او با درک صمیمیت، رضایت‌مندی زناشویی بیشتری را تجربه نمایند و اگر شرایط یک تعامل صمیمانه (یعنی خودافشاگری کم و دردسترس نبودن) برقرار نباشد، این پاسخگو و در دسترس نبودن را نشانه‌ای از بی‌محبتی یا کم‌محبتی همسرش تفسیر می‌کند. فرد دلبستهٔ مضطرب در تعاملات روزانه با همسر خود، نسبت به کوچک‌ترین تغییرات و نشانه‌های صمیمیت حساس بوده و انتظار دارد محبت، صمیمیت بیشتری دریافت کند. به همین دلیل، معمولاً از همسر خود گله‌مند است که میزان توجه و محبت کافی را دریافت نمی‌کند. در چنین شرایطی، زوجین بهزیستی روان‌شناختی کمتری خواهند داشت و رضایتمندی زناشویی آن‌ها کاهش می‌یابد [۸، ۷].

یکی دیگر از یافته‌های پژوهش حاضر این بود که افکار پارانویاگونه با سبک‌های دلبستگی اجتنابی و اضطرابی رابطهٔ معناداری دارد. این یافته با نتایج پژوهش‌های[۳۰، ۳۱] همسو می‌باشد. همفری و همکارانش[1] (۳۰) نقش طرحواره-های منفی در مورد خود و دیگران را در شکل‌گیری پارانویا بررسی کردند و بدین‌نتیجه دست‌یافتند، طرحوارهٔ منفی نسبت به دیگران در شکل‌گیری پارانویا نقش دارد، اما طرحواره منفی نسبت به خود در این رابطه معنادار نبود. همچنین سیتکو و همکارانش (۳۱) نیز در پژوهش خود به این نتیجه دست‌یافتند که سبک‌های دلبستگی ناایمن با افزایش احتمال ابتلا به بیماری‌های روان‌شناختی و سبک دلبستگی ایمن با کاهش خطر ابتلا به پارانویا رابطه نیرومندی دارد. در تبیین این یافته می‌توان گفت؛ مبتنی بر نظریهٔ دلبستگی، الگوهای کاری درونی زمانی فعال می‌شوند که افراد احساس خطر و تهدید کنند. ترکیب طرحواره‌های منفی دربارهٔ خود و دیگران، نه تنها موجب می‌شود که فرد احساس آسیب‌پذیری نماید، بلکه باور دارد که دیگران خطرناک هستند. به‌نظر می‌رسد، اضطراب تأثیر این طرحواره را تشدید می‌کند و موجب می‌شود که فرد تهدید و بدگمانی بیشتری را از سوی دیگران تجربه نماید [۳۲]. دلبسته‌های ناایمن در دوران بزرگسالی به دیگران اعتماد ندارند و نمی‌توانند حس اعتماد را در خود شکل دهند. این افراد تعاملات خود را به گونهٔ منفی تفسیر کرده و احساس خطر می‌کنند [۳۳].

احتمالاً سبک‌های دلبستگی ناایمن با تقویت باورهای منفی دربارهٔ خود و دیگران و همچنین با افزایش عاطفه منفی، حساسیت بین فردی و یا کناره‌گیری اجتماعی در شکل‌گیری پارانویا تأثیر می‌گذارد و این عوامل، مکانیسم‌های درگیر در شکل‌گیری پارانویا و هذیان آزار و اذیت می‌باشد [۳۱] بدین‌ترتیب سبک‌های دلبستگی ناایمن می‌توانند تبیین کنند که چرا پارانویا تقویت می‌شود و تداوم می‌یابد.

افراد دارای افکار پارانوئیدی به سختی به اطرافیانشان اعتماد می‌کنند و این مسئله روابط اجتماعی و شخصی پایدار را برای آنها دشوار می‌کند. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که بین دلبستگی اجتنابی و تعاملات سرد و غیرقابل اعتماد و منفی که منجر به پارانویا می‌شود، رابطه تنگاتنگی وجود دارد [۸، ۱۱و ۳۴]. به بیان دیگر، تعاملات اجتماعی نقش مهمی در کاهش سطح ایده‌پردازی پارانویاگونه دارند. هر چه فرد بتواند رابطهٔ گرم و صمیمانه‌ای با دیگران برقرار نماید، افکار پارانویاگونه کمتری را تجربه می‌کند [۳۵]؛ در همین راستا، مطالعهٔ کاستیلهو[2] [۳۶] نشان داد، دلبسته‌های مضطرب در مقایسه با دلبسته‌های اجتنابی، مشکلات بین فردی بیشتری دارند و توهم و افکار پارانوییدی بیشتری را تجربه می‌کنند.

مطالعهٔ حاضر با محدودیت‌هایی نیز مواجه بود. نمونهٔ مورد مطالعه به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد و به دلیل شیوع کرونا امکان نمونه‌گیری به روش حضوری میسر نبود و به‌همین دلیل در تعمیم یافته‌ها باید احتیاط نمود. با توجه به یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود با توجه به اینکه افکار پارانویاگونه در جمعیت عمومی نیز شایع هستند، توجه به این متغیر می‌تواند از بروز و شدت یافتن مشکلات زناشویی پیشگیری نماید.

همچنین،باورهای فرهنگی و تربیتی می‌توانند در شکل‌گیری ترس از روابط صمیمانه نقش داشته باشند. از یک سو، به مردان توصیه می‌شود از ابراز هیجانات خودداری کنند و اط سوی دیگر، از زنان انتظار می‌رود در روابط صیمیمانه نقش مراقبتی داشته باشند این باورها ممکن است باعث شکل‌گیری ترس از صمیمیت در زنان شده و تأثیر منفی بر روابط آن‌ها بگذارد؛ بنابراین، توجه به این موضوع از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

1 . Hamphery et al.

2 . Castilho.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در این پژوهش، اصول اخلاقی به طور کامل رعایت شده است. شرکت‌کنندگان در جریان روند پژوهش قرار داشتند و اطلاعات آنان به صورت محرمانه نگهداری شد. همچنین، این امکان برای آنان فراهم بود که در هر مرحله از پژوهش، در صورت تمایل، از روند همکاری انصراف دهند.

### حامی مالی:

این پژوهش هیچ‌گونه کمک مالی از از سازمان‌های تأمین مالی در بخش‌های عمومی، تجاری یا غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

### سپاسگزاری

پژوهشگران بدین‌وسیله از همه زوجینی که در انجام این پژوهش، ما را یاری نمودند، سپاسگزاری و قدردانی می‌نمایند.

## منابع

1- Robles, T. F., Slatcher, R. B., Trombello, J. M., & McGinn, M. M. Marital quality and health: A meta-analytic review. Psychological Bulletin, 2014; 140: 140–187. https://doi.org/10.1037/a0031859

2- Pourmovahed, Z., Mazloomi, S. S., Zareei Mahmoodabadi, H., Tavangar, H.,Yasini, M., Vaezi, A. Deficiency of Self-efficacy in Problem-solving as a Contributory Factor in Family Instability: A Qualitative Study. Iran Journal of Psychiatry, 2018; 13(1): 32- 39. https://www.researchgate.net/publication/323586503_Deficiency_of_Self-Efficacy_in_Problem-Solving_as_a_Contributory_Factor_in_Family_Instability_A_Qualitative_Study

3- Finzi-Dottan, R. The Role of Fear of Intimacy as Mediator between Self-Differentiation and Marital Relationship Satisfaction: A Dyadic Model. The Family Journal: Counselling and Therapy for Couples and Families, 2023; 3 (13): 392-398. https://doi.org/10.1177/10664807231163254

4- Bowlby, J. Attachment. Attachment and loss: Vol. 1: Loss. New York, NY: Basic Books. 1969.

5- Carr, S. C., Hardy, A., Fornells-Ambrojo, M. Relationship between attachment style and symptom severity across the psychosis spectrum: A meta-analysis. Clinical Psychology Review, 2018; 59: 145–158. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.12.001

6- Fraley, R. C., Shaver, P. R. Attachment theory and its place in contemporary organization of emotion, cognition, and behavior. In J. A. Simpson, & W. S. Rholes organization of emotion, cognition, and behavior. In J. A. Simpson, & W. S. Rholes. 2021.

7- Cambell, L., & Stanton, S., CE. Adult attachment and trust in romantic relationships. Current Opinion in Psychology, 2019; 25: 148-151. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.08.004

8- Kobak, R., Bosmans, G. Attachment and psychopathology: a dynamic model of the insecure cycle. Current. Opinion. Psychology. 2019; 25: 76–80. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.018

9- Hagekull, B., Bohlin, G. Early temperament and attachment as predictors of the Five Factor Model of personality. Attachment & Human Development, 2003; 5: 2–18. https://doi.org/10.1080/1461673031000078643

10- Lavin, R., Bucci, S., Varese, F., Berry, K., The relationship between insecure attachment and paranoia in psychosis: a systematic literature review. British Journal of Clinical, Psychology, 2020; 59: 39–65. https://doi.org/10.1111/bjc.12231

11- Bebbington, P. E., McBride, O., Steel, C., Kuipers, E., Radovanovic, M., Brugha, T., ... Freeman, D. The structure of paranoia in the general population. The British Journal of Psychiatry, 2013; 202: 419–427. https://doi.org/10.1192/bjp.bp.112.119032

12- Savage, Ch., Orth, R., Bennett, M., Blanchard, J. Interpersonal consequences of paranoid ideation, negative symptoms and sleep problems in a trans diagnostic sample of individuals with psychosis. Journal of Psychiatric Research, 2024; 177: 194-202. https://doi.org/ 10.1016/j.jpsychires.2024.07.010

13- Freeman, D., Garety, P. A., Bebbington, P. E., Smith, B., Rollinson, R., Fowler, D., Dunn, G. Psychological investigation of the structure of paranoia in a non-clinical population. The British Journal of Psychiatry, 2005; 186: 427–435. 2005. https://doi.org/10.1192/bjp.186.5.427

14- Bentall, R. P., Fernyhough, C. Social predictors of psychotic experiences: specificity and psychological mechanisms. Schizophrenia Bulletin, 2008; 34: 1012–1020. https://doi.org/10.1093/schbul/sbn103

15- Trucharte, A., Valiente, C., Espinosa, R., Chaves, C. The role of insecure attachment and psychological mechanisms in paranoid. Schizophrenia Research, 2022; 243: 9-16. https://doi.org/10.1016/j.schres.2022.02.021

16- Freeman, D., Loe, B. S., Kingdon, D., Startup, H., Molodynski, A., Rosebrock, L., Bird, J. The revised Green et al, The revised Green GPTS): Psychometric properties, severity ranges, and clinical cut-offs. Psychological Medicine, 2019; 51:1–10. https://doi.org/10.1017/S0033291719003155

17- Freeman, D., Freeman, J., & Garety, P. Overcoming paranoid and suspicious thoughts: A self help guide using cognitive behavioural techniques. Hachette, UK. 2016.

18- Iranizadeh, J., ZareiMahmood abadi, H., Vaziri, S ., Afsha, A.R. Exploring a Family Consolidation Model based on the Lazarus Multifaceted Theory among Couples in Yazd City (Qualitative). The Journal of Toloo-e-behdasht, 2019; 18(5): 27 – 40. https://www.magiran.com/p2082446 **[In Persian].**

19- Habibi, A; Kolahi, B. Structural Equation Modeling and Factor Analysis. Tehran: Jahad Daneshgaghi, second edition. 1401. **[In Persian].**

20- Descutner, C. J, & thelen, M. H. Development and validation of a fear-intimacy scale. Journal of counseling and clinical psychology, 1991; 3: 218-225. https://doi.org/10.1037/1040-3590.3.2.218

21- Besharat, M. A. Investigating the psychometric properties of the Fear of Intimacy Scale. Research report, Tehran: University of Tehran, 2010. **[In Persian].**

22- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. Journal of Personality and Social Psychology, 2000; 78: 350–365. https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.2.350

23- Khojasteh-Mehr, R. Investigating personality traits, social skills, attachment styles, and demographic characteristics as predictors of marital success and failure in couples seeking divorce and normal couples in Ahvaz. PhD thesis in psychology, Ahvaz: Shahid Chamran University of Ahvaz. 2003. **[In Persian].**

24- Rust, J., Bennun, I., Crow, M., Golombok, S. The Golombok-Rust Inventory of Maritital State Questionnaire. Sexual and marital Therapy, 1986; 1: 55-60. https://doi.org/10.1080/02674658608407680

25- Besharat, M. A. Investigating the Psychometric Properties of the Fear of Intimacy Scale. Research report, Tehran: University of Tehran, 2010. **[In Persian].**

26- Green C.E.L., Freeman D., Kuipers E, Bebbington, P., Fowler, D., Dunn, D., & Garety, P.A. Measuring ideas of persecution and social reference: The Green et al. Paranoid Thought Scales (GPTS). Psychological Medicine, 2008; 38 (1): 101-111. https://doi.org/ 10.1017/S0033291707001638

27- Kollolemad, F., Kraskian Mujembari, A., Bahrami, M. Determine the Psychometric Properties of Green et al. Paranoid Thoughts Scale (GPTS). Journal of Psychological Models and Methods, June 2018; 9(31): 97-110. http://noo.rs/3aeOF **[In Persian].**

28- Wanger, R., Roy, A.R.K., Gorman, K. R., Ferguson, K. Attachment, relationship communication style and the use of jealousy induction techniques in romantic relationships. Personality and Individual Differences, 2018; 129: 6-11. https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.02.033

29- Mohseni Kabir, M., Dehghani, M., & Kiamanesh, A. Study of the relationship between object relations and defence mechanisms with marital satisfaction. Indian Journal of Fundamental and Applied Life Sciences, 2015; 5: 3588–3597. Study of the relationship between object relations and defense mechanisms with marital satisfaction

30- Hamphery, CH., Bussi, S., Varese, F., Degnan, A., Berry, K. Paranoia and negative schema about the self and others: A systematic review and meta-analysis. Clinical Psychology Review, 2021; 90: 102081. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2021.102081

31- Sitko, K., Varese, F., Sellwood, w., Hammond, A., Bentall, r. The dynamics of attachment insecurity and paranoid thoughts: An experience sampling study. Psychiatry Research, 2016; 242: 32-38. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.08.057

32- Granieri A, La Marca L, Mannino G, Giunta S, Guglielmucci F, Schimmenti A. The relationship between defense patterns and DSM-5 maladaptive personality domains. Frontiers in Psychology, 2017; 2, 8: 1926. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01926

33- Freeman, D., Dunn, G., Fowler, D., Bebbington, P., Kuipers, E., Emsley, R., Garety, P. Current paranoid thinking in patients with delusions: The presence of cognitive-affective biases. Schizophrenia Bulletin, 2013; 39: 1281–1287.

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۳۸-۱۲۳**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19295.1571

**مقاله پژوهشی**

# مقایسه اثربخشی مداخلهٔ مبتنی بر یوگا و مداخلهٔ مثبت‌نگر بر شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر

**نویسندگان**

**هدی ستاری [۱]، مرضیه علیوندی وفا [۲*]، لعیا فرزدی [۳]، امیر پناه‌علی [٤]**

۱. دانشجوی دکتری تخصصی روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران.
sattarihoda922@gmail.com

۲. دانشیار، گروه روان‌شناسی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. استاد، گروه بیماری‌های زنان و زایمان، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تبریز، تبریز، ایران.
Farzadi_29@Yahoo.com

٤. استادیار، گروه مشاوره، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی ، تبریز، ایران.
panahali@iaut.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۰۴

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۰/۰۹

**مقدمه:** یکی از مشکلات زنان با سقط جنین‌های مکرر، کاهش شادکامی می‌باشد. برای افزایش شادکامی این زنان روش‌های درمانی مختلفی وجود دارد که از جمله این روش‌ها، مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر می‌باشد. هدف از پژوهش حاضر مقایسه اثربخشی مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر بر شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر بود.

**روش:** روش پژوهش نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون، پس‌آزمون وگروه کنترل، همراه با مرحله پیگیری ۲ماهه، انجام شد. جامعهٔ آماری شامل کلیهٔ زنان دارای تجربهٔ سقط مکرر مراجعه‌کننده به مراکز بهداشت شهر قزوین در زمستان سال ۱۴۰۲ بود. در مرحلهٔ نخست، تعداد ۴۵ زن با سابقهٔ بیش از دو بار سقط، به روش تصادفی ساده انتخاب و به طور تصادفی در دو گروه آزمایش (هر گروه ۱۵ نفر) و یک گروه کنترل (۱۵ زن) جایگزین شدند. گروه‌های آزمایش تحت مداخله مبتنی بر یوگا (۱۰ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای) و مداخله مثبت‌نگر (۱۴ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای) قرار گرفتند، در حالی که گروه کنترل هیچ‌گونه مداخله‌ای دریافت نکرد و در لیست انتظار باقی ماند. برای گردآوری داده‌ها از پرسش‌نامه شادکامی آکسفورد (OHQ) هیل و آرگیل استفاده شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۸ و تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر انجام گرفت.

**نتایج:** نتایج نشان داد، هر دو مداخله تأثیر معناداری بر افزایش شادکامی داشتند (P<۰/۰۵). همچنین، نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی نشان داد که مداخله مثبت‌نگر نسبت به مداخله مبتنی بر یوگا تأثیر بیشتری بر افزایش شادکامی دارد (P<۰/۰۵).

**بحث و نتیجه‌گیری:** براساس نتایج پژوهش، هر دو مداخله می‌توانند در بهبود شادکامی زنان دارای تجربهٔ سقط مکرر اثربخش باشد، اما مداخله مثبت‌نگر در بهبود شادکامی زنان دارای تجربهٔ سقط مکرر از اثربخشی بیشتری برخوردار است.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

مداخلهٔ مبتنی بر یوگا، مداخلهٔ مثبت‌نگر، شادکامی، سقط مکرر.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

m.alivand@iaut.ac.ir

مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۳۸-۱۲۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 123-138

**مقدمه**

سقط مکرر[1] یک عارضه شایع بارداری با دلایل مختلفی است و در حال حاضر ۴۰ تا ۵۰ درصد موارد بدون علت هستند که به آن سقط خود به خودی مکرر و غیرقابل توضیح گفته می‌شود [۱]. سقط خود به خودی به عنوان از دست دادن حاملگی داخل رحمی قبل از سن ۲۰ بارداری تعریف می‌شود و تقریباً در ۱۰ تا ۳۰ درصد از بارداری‌ها رخ می‌دهد [۲]. برخی از این زنان، حاملگی موفقی را در حاملگی‌های بعدی خود تجربه می‌کنند [۳]. با این حال، حدود ۲ درصد از زنان باردار دو بار متوالی سقط و ۰/۰۴ تا ۱ درصد سه بار سقط را تجربه می‌کنند [۴]. اگرچه توافق روشنی در مورد این تعریف وجود ندارد، سقط مکرر به عنوان دو یا چند حاملگی یا بارداری بالینی ناموفق تعریف می‌شود [۵]. علاوه بر این، چندین مطالعه گزارش می‌دهند که زنانی که یک بار سقط را تجربه کرده‌اند مشکلات هیجانی و روان‌شناختی در آنان افزایش پیدا می‌کند [۶]، که داشتن شادکامی به آنان کمک می‌کند که میزان هیجانات منفی ناشی از سقط مکرر را در خود کم کنند [۷].

شادکامی با پیامدهای مثبتی مانند سلامت جسمی و روانی و عملکرد مطلوب و بهینه همراه است [۸]. افزایش شادکامی روی مؤلفهٔ ذهنی کیفیت زندگی تأثیر دارد و باعث افزایش کیفیت زندگی می‌شود [۹]. کسانی که شاد هستند، احساس امنیت بیشتری دارند، آسان‌تر تصمیم‌گیری می‌کنند، روحیهٔ همکاری بیشتری دارند و از زندگی خود راضی هستند [۱۰]. شادکامی می‌تواند مانند سپری افراد را در برابر فشارهای روانی محافظت کند و علاوه‌برآن باعث ایجاد انرژی، شور و شعف در فرد است و سلامت آنان را تضمین می‌کند و منجر به بهزیستی روان‌شناختی بهتر می‌شود [۱۱ و ۱۲]. بر این اساس، زنانی که تجربهٔ سقط مکرر دارند، به دلایل شرایطی که دارند ممکن است شادکامی کمتری داشته باشند [۷] که این سطح کیفیت زندگی [۱۳] و بهزیستی روان‌شناختی آنان را کاهش می‌دهد [۱۴].

بنابراین، زنانی که تجربهٔ سقط مکرر دارند برای بهبود مشکلات روان‌شناختی و افزایش شادکامی در آنان، باید تحت مداخلات روان‌شناختی قرار گیرند که از جمله این مداخلات می‌توان به مداخلهٔ مبتنی بر یوگا[2] اشاره کرد که یک تمرین ذهن – بدن - روح است که عمدتاً، اما نه منحصراً، بر تکنیک‌ها و تمرینات تنفسی، تکنیک‌های مدیتیشن[3] و وضعیت‌های بدنی مبتنی است [۱۵]. علاقه به مداخلات مبتنی بر یوگا در میان زنان باردار روبه‌افزایش است و نتایج جالبی را در بهبود نتایج مختلف در دوران بارداری، به عنوان مثال، ارتباطات بین فردی، درد زایمان، یا کیفیت زندگی نشان می‌دهد [۱۶] و تأثیر به سزایی در کاهش مشکلات هیجانی در دوران بارداری [۱۷، ۱۸ و ۱۹]، از جمله بهبود شادکامی دارد [۲۰، ۲۱، ۲۲ و ۲۳].

از سوی دیگر، مداخله مثبت‌نگر[4] به عنوان مداخله‌ای تعریف شده است که هدف آن، افزایش بهزیستی است و باعث می‌شود افرادی که تحت این مداخله قرار می‌گیرند سلامتی بیشتر و کیفیت زندگی بالاتر را تجربه کنند [۲۴]. افزون بر این، باتوجه‌به تأکید متخصصان بالینی درمانی بر استفاده از مداخلات فرهنگ مدار مثبت [۲۵]، مداخله مثبت‌نگر از مداخلات مهم در کاهش مشکلات زنان باردار است [۲۶]. روان‌شناسی مثبت سیکسزنت میهالی و سلیگمن[5] [۲۷] به عنوان «علمی از تجربه ذهنی مثبت، ویژگی‌های فردی مثبت» در نظر گرفته شده است. روان‌شناسی مثبت بر تجربیات مثبت (مانند بهزیستی، شادکامی، رضایت، امید، خوش‌بینی) و ویژگی‌های فردی مثبت (مانند پشتکار، اصالت، هدف) تأکید می‌کند [۲۸]. همچنین، روان‌شناسی مثبت‌گرا بر شادکامی و مثبت‌اندیشی تمرکز دارد [۲۹] و هدف آن تقویت بیشتر نقاط قوت و ارزش‌های فرد در شرایط سخت روان‌شناختی است [۳۰]. در مقابل روان‌شناسی سنتی که در درجهٔ اول بر آسیب شناسی‌ها (یعنی آنچه آسیب دیده است) تمرکز می‌کند و هدف آن تجزیه و تحلیل آن‌ها است؛ روان‌شناسی مثبت‌گرا درک می‌کند که همه افراد به جای تمرکز بر چیزی که افراد فاقد آن هستند، بر نقاط قوت و پتانسیل‌ها توجه می‌کند [۳۱، ۳۲ و ۳۳].

بررسی‌ها نشان می‌دهد، مداخلات مثبت‌نگر مبتنی بر دیدگاه کلی سلیگمن دارای پتانسیل قابل توجه برای مقابله

1 . Recurrent Spontaneous Abortion (RSA).

2 . Yoga-Based Intervention.
3 . Meditation Techniques.
4 . Positivity Intervention.
5 . Csikszentmihalyi & Seligman.

با شرایط روانی سخت و پرابهام است؛ لذا بر بررسی بالینی مداخلاتی این نوع مداخله برای گروه‌های آسیب‌پذیر تأکید می‌شود [۳۴ و ۳۵]. بر اساس پیشینهٔ پژوهش مداخله مثبت‌نگر تأثیرات معناداری بر افزایش شادکامی داشته است [۳۶]. افزون بر این، در زمینهٔ اهمیت مقایسهٔ مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر می‌توان گفت؛ وجه افتراق مداخله یوگا و مثبت‌نگری در آن است که یوگا وابسته به فرهنگ شرقی و مداخلهٔ مثبت‌نگر برخاسته از فرهنگ غربی است [۳۷]؛ لذا مقایسه اثربخشی این دو مداخله در جامعهٔ ایرانی به عنوان یک فرهنگ شرقی می‌تواند به درمان‌گران و روان‌شناسان کمک کنند که یک مداخلهٔ مؤثر و اثربخش‌تر را بشناسند و از آن برای کمک به زنان دارای سقط مکرر استفاده کنند. همچنین در اهمیت انجام این پژوهش می‌توان گفت، سقط مکرر می‌تواند به دلایل مختلفی غیرقابل کنترلی باشد که زنان در ایجاد آن دخیل نیستند [۳۹، ۴۰، ۴۱، ۴۲ و ۴۳]، اما آنچه که اهمیت دارد این است که این زنان در اثر سقط مکرر جنین چه مشکلات روان‌شناختی و هیجانی را تجربه می‌کنند که بر اساس نتایج تحقیقات زنانی که سقط مکرر جنین دارند مشکلاتی از جمله استرس [۷]، پریشانی روان‌شناختی [۴۴]، اضطراب [۴۵] و پایین بودن میزان شادکامی را تجربه می‌کنند [۷]. همچنین در اهمیت و ضرورت پژوهش می‌توان گفت، در صورتی که چنین مطالعه‌ای صورت نگیرد نمی‌توان به مشکلات زنان باردار دارای تجربه سقط مکرر پی برد. در صورت نبود مداخلات روان‌شناختی برای کاهش مشکلات این زنان، می‌توان شاهد مشکلات بیشتر آنان به ویژه در زندگی زناشویی نیز بود که این امر زندگی زناشویی زوجین را نیز در معرض خطر قرار می‌دهد. بر این اساس پژوهش در این زمینه اهمیت و ضرورت دارد.

## پرسش پژوهش

انجام این پژوهش از این نظر اهمیت و ضرورت دارد و دارای نتایج و تلویحات کاربردی فراوانی است. ازاین‌رو، پرسش پژوهش حاضر این است آیا بین اثربخشی مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر بر شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر تفاوت وجود دارد؟

## روش

روش پژوهش بر مبنای هدف، کاربردی و از منظر گردآوری داده‌ها جزء تحقیقات کمی و از نوع نیمه‌آزمایشی، با طرح پیش آزمون، پس آزمون و پیگیری ۲ ماهه با گروه کنترل نابرابر بود. در این پژوهش، جامعهٔ آماری کلیهٔ زنان باردار (سه ماهه نخست) دارای تجربهٔ سقط مکرر مراجعه کننده به مراکز بهداشت شهر قزوین در زمستان ۱۴۰۲ بود. بر اساس نظر متخصصان روش‌شناسی مانند گال[1] و همکاران [۴۶]، برای تحقیقات نیمه آزمایشی، تعداد ۱۵ نفر در هر گروه قابل قبول است. بر این اساس، در این پژوهش، تعداد ۴۵ نفر (۱۵ نفر در گروه آزمایش نخست، ۱۵ نفر در گروه آزمایش دوم و ۱۵ نفر در گروه کنترل) انتخاب شد. سپس زنان گروه‌های آزمایش تحت مداخلهٔ مبتنی بر یوگا (۱۰ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای) و مداخله مثبت‌نگر (۱۴ جلسه ۹۰ دقیقه‌ای) قرار گرفتند، اما گروه کنترل هیچ‌گونه مداخله‌ای دریافت نکرد و در لیست انتظار باقی ماند. درمان‌های مذکور توسط دو نفر از روان‌شناسان که دانشجوی دکترا روان‌شناسی بودند اجرا شد. روش نمونه‌گیری بر اساس روش غیرتصادفی هدفمند با جایگزینی تصادفی بود. داشتن سقط مکرر بر اساس نظر تخصصی پزشکان متخصص زنان زایمان (تجربهٔ بیش از ۲ بار سقط)، دامنهٔ سنی ۲۵ تا ۴۵، داشتن رضایت به شرکت در تحقیق، داشتن سلامت روان‌پزشکی (استفاده نکردن از داروهای روان‌پزشکی) و داشتن سواد دیپلم برای درک و تکمیل ابزارها و نداشتن فرزند (سابقهٔ زایمان موفق) از ملاک‌های ورود به پژوهش بود. در انتهای پژوهش هیچ کدام از افراد هر گروه ریزش نداشتند و در تحلیل داده‌ها هر گروه ۱۵ نفر مورد تحلیل قرار گرفتند.

### ابزارها

#### پرسش‌نامهٔ شادکامی آکسفورد[2] (OHQ)

این پرسش‌نامه توسط هیل و آرگیل[3] [۴۷] تدوین شده است که ۲۹ پرسش دارد و ۵ خرده مقیاس رضایت از زندگی (من احساس می‌کنم که زندگی بسیار با ارزش است)، حرمت خود (من خیلی شادم)، بهزیستی فاعلی (من از همه چیز در زندگی‌ام کاملاً راضی‌ام)، رضایت خاطر (زندگی خوب است) و خلق مثبت (تصمیم گرفتن برایم اغلب

1 . Gall.
2 . Oxford Happiness Questionnaire (OHQ).
3 . Hills & Argyle.

آسان است) را اندازه‌گیری می‌کند. نمره‌گذاری پرسشنامه در طیف لیکرت ۶ درجه‌ای اس به این صورت؛ کاملاً موافقم ۶ نمره، موافقم ۵ نمره، کمی موافقم ۴ نمره، کمی مخالفم ۳ نمره، مخالفم ۲ نمره و کاملاً مخالفم ۱ نمره تعلق می‌گیرد. پرسش‌های ۱، ۵، ۶، ۱۰، ۱۳، ۱۴، ۱۹، ۲۲، ۲۴، ۲۷، ۲۸ و ۲۹ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. دامنهٔ نمرات بین ۲۹ تا ۱۷۴ است و نمرهٔ بالاتر نشان دهندهٔ شادکامی بیشتر است. سازندگان پرسش‌نامه برای روایی سازه از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده و که عوامل استخراج شده ۶۳/۴ درصد از کل پرسش‌ها را تبیین کرده است و پایایی آن را با آلفای کرونباخ بررسی و ضرایب در دامنه ۰/۹۱ تا ۰/۹۲ محاسبه شده است و همچنین برای بررسی روایی ملاکی

**جدول ۱. جلسات مداخله مبتنی بر یوگا اقتباس از پژوهش قلی‌پور و همکاران [۵۱]**

| فنون | محتوی | زمان |
|---|---|---|
| حرکات مقدماتی و فنون تنفسی | دست‌ها به داخل و بیرون‌دادن نفس | ۲ دقیقه |
| | دست‌ها در حالت کشیده و نفس آرام | ۲ دقیقه |
| | زانوها در حالت کشیده و نفس‌کشیدن با حمایت دیوار | ۱ دقیقه |
| | نفس‌کشیدن همراه با چرخش به اطراف بدن | ۲ دقیقه |
| | ریلکسیشن عمیق | ۱۰ دقیقه |
| | نفس‌کشیدن همرا با بالابردن پاها | ۲ دقیقه |
| | نفس‌کشیدن همرا با بالابردن مفصل ران | ۲ دقیقه |
| | انجام حرکت پا دوچرخه در وضعیت خوابیده به پشت | ۲ دقیقه |
| | وضعیت خوابیده روی شکم، کشش و تنفس آرام | ۲ دقیقه |
| | تنفس آرام همراه با حرکت کشش گربه | ۲ دقیقه |
| | ریلکسیشن عمیق | ۵ دقیقه |
| | چرخش زانو | ۲ دقیقه |
| فنون ریلکسیشن (آرام‌سازی) | ریلکسیشن عمیق | ۱۰ دقیقه |
| پرانایاما | تنفس متناوب با بینی | ۲ دقیقه |
| | شاوآسانا جانبی | ۱۰ دقیقه |
| فنون مدیتیشن | تمرینات چشم‌ها | ۲ دقیقه |
| | تکنیک تصویرسازی ذهنی، مجسم‌سازی هدایت شده و ریلکسیشن نهایی | ۳۰ دقیقه |

(همزمان) از پرسشنامه جهت‌گیری زندگی[1] (LOT-R) شی‌یرو[2] و همکاران [۴۸] استفاده و ضریب همبستگی پیرسون بین دو مقیاس ۰/۷۹ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آورده‌اند [۴۷]. این پرسش‌نامه در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و برای روایی سازه از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی تایید و علاوه بر این برای بررسی پایایی پرسش‌نامه از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب ۰/۸۴ محاسبه شده است و روایی آزمون - بازآزمون در طی دو هفته ۰/۸۲ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است [۴۹]. در خارج کشور نیز ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامهٔ شادکامی مورد بررسی قرار گرفته است که در یک پژوهش آلفای کرونباخ پرسشنامه ۰/۷۸ به دست آمده است [۵۰]. در پژوهش حاضر برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده شد که ضریب آلفای کرونباخ مرحله پیش‌آزمون ۰/۷۱، مرحله پس‌آزمون ۰/۸۰ و مرحله پیگیری ۰/۹۳ محاسبه و به دست آمده است.

### شیوهٔ تحلیل داده‌ها

شیوهٔ تحلیل داده‌ها در دو سطح توصیفی (میانگین، انحراف معیار، درصد و فراوانی) و استنباطی (تحلیل مانکوای چندمتغیره با اندازه‌گیری مکرر، آزمون تعقیبی بن‌فرونی، آزمون تحلیل واریانس یک‌راهه و خی دو) بوده است. به منظور تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۸ استفاده شده است.

1 . Life Orientation Test-Revised (LOT-R).
2 . Scheier.

**جلسات درمانی**

تمرینات یوگا به تعداد ۱۰ جلسه مطابق با مبانی نظری مرتبط به یوگا انجام شد. این تمرینات شامل حرکاتی مانند شل شدن مقدماتی بدن و تکنیک‌های تنفسی، آسانا امن در وضعیت خوابیده به پشت، ریلکسیشن عمیق با مجسم‌سازی هدایت شده، پرانایاما و مدیتیشن با استفاده از تصویرسازی ذهنی و آهنگ ملایم بودند. روایی این جلسات در پژوهش قلی‌پور و همکاران [۵۱] تأیید شده است.

**جدول ۲. جلسات روان درمانی مثبت‌نگر اقتباس از سلیگمن و همکاران [۵۲]**

| ردیف | محتوی جلسه | توصیف |
|---|---|---|
| ۱ | جهت‌گیری | فقدان منابع مثبت افسردگی را تداوم می‌بخشد:<br>نقش غیبت یا فقدان هیجانات مثبت، توانمندی‌های منش و معنا در تداوم افسردگی و تهی بودن زندگی؛ چارچوب مهارت‌های مثبت‌اندیشی، نقش آموزش‌گر و مسئولیت‌های افراد آزمودنی بحث قرار گرفتند.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی یک صفحه (حدود ۳۰۰ کلمه) مقدمهٔ مثبت دربارهٔ داستانی عینی از توانمندی‌های رفتاری خودشان باید می‌نوشتند. |
| ۲ | تعهد | توانمندی خاص را باید تعیین می‌کردند:<br>افراد آزمودنی توانمندی‌های خاص خودشان را از مقدمه مثبت تعیین و موقعیت‌هایی که این توانمندی‌های خاص در گذشته به آن‌ها کمک کرده است را بحث می‌کردند و همچنین سه مسیر منتهی به شادکامی (لذت، تعهد و معنا) بحث شد.<br>تکلیف منزل: آزمودنی‌ها توانمندی‌های خاص خود را تعیین کردند. |
| ۳ | تعهد / لذت | پرورش توانمندی‌های خاص و هیجانات مثبت:<br>از رشد توانمندی‌های خاص بحث شد. افراد آزمودنی برای شکل‌دادن رفتارهای خاص به منظور پرورش توانمندی‌های خاص آماده شدند و نقش هیجان مثبت در بهزیستی بحث شد.<br>تکلیف منزل (پیش‌رونده): افراد آزمودنی شروع به روزنگار موهبت‌ها کردند، به این شکل که آنان باید سه چیز خوب (بزرگ یا کوچک) را که در خلال روز رخ داده است را ثبت کردند. |
| ۴ | لذت | خاطرات خوب در برابر خاطرات بد:<br>نقش خاطرات خوب و بد برحسب نقش آن‌ها در حفظ علائم افسردگی بحث شد و افراد آزمودنی تشویق به بیان احساسات توأم با خشم و تلخی شدند. اثرات ماندن در حالت خشم و تلخی بر افسردگی و بهزیستی بیان شد.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی دربارهٔ سه خاطرهٔ بد، خشم مرتبط به آن‌ها و فشار ناشی از آن در حفظ افسردگی می‌نوشتند. |
| ۵ | لذت / تعهد | بخشش:<br>بخشش به عنوان وسیله قدرتمندی که می‌تواند خشم و تلخی را به احساسات خنثی و حتی برای برخی افراد به هیجانات مثبت تبدیل کند، معرفی شد.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی باید یک نامه بخشش را که جریان یک خطا (گناه) مربوط به هیجانات را توصیف می‌کند، نوشته و التزام به بخشیدن فرد خطا کار (اگر لازم باشد) باشند، اما می‌توان آن نامه را تحویل نداد. |
| ۶ | لذت / تعهد | قدردانی:<br>قدردانی به عنوان تشکر بادوام مورد بحث قرار گرفت و خاطرات خوب و بد مجددا با تأکید بر قدردانی برجسته شد.<br>تکلیف منزل: آنان باید نامه‌ای را دربارهٔ قدردانی از شخصی که هرگز به گونه‌ای مناسب از او قدردانی نکرده‌اند نوشته و ارائه دهند. |

**ادامه جدول ۲. جلسات روان درمانی مثبت‌نگر اقتباس از سلیگمن و همکاران [۵۲]**

| ردیف | محتوی جلسه | توصیف |
|---|---|---|
| ۷ | لذت / تعهد | بررسی میان‌دوره درمان:<br>تکالیف منزل بخشش و قدردانی هر دو پیگیری شدند. این کار معمولاً بیش از یک جلسه لازم دارد، اهمیت هیجانات مثبت بحث شد. افراد آزمودنی تشویق به مشارکت در بحث دربارهٔ روزنگار موهبت‌ها می‌شوند. اهداف مرتبط به توانمندی‌های خاص مرور شد، فرایند و پیشرفت به طور جزئی بحث و بازخورد افراد آزمودنی دربارهٔ منافع درمانی فراخوانده و بحث شد.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی راه‌های افزایش قناعت را نوشته و برنامه‌ای عملیاتی برای قانع بودن می‌نویسند. |
| ۸ | معنا / تعهد | قناعت در برابر بیشینه‌سازی:<br>قناعت (به‌اندازه کافی خوب) در برابر بیشینه‌سازی در بافت کار پر زحمت لذت بخش مورد بحث قرار می‌گیرد. قناعت به واسطه تعهد در برابر بیشینه سازی تشویق شد.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی راه‌های افزایش قناعت را نوشته و برنامه‌ای عملیاتی برای قانع بودن نوشتند. |
| ۹ | تعهد / معنا | خوش‌بینی و امید:<br>افراد آزمودنی به فکرکردن دربارهٔ زمانی که در یک کار مهم شکست می‌خورند، زمانی که یک برنامهٔ بزرگ تخریب می‌شد و زمانی که توسط یک شخص پذیرفته نمی‌شد، هدایت می‌شد و سپس از افراد آزمودنی خواسته شد که توجه کنند که وقتی یک در بسته می‌شود چه درهای دیگری باز می‌شود.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی باید سه دری که بسته شده و سه دری که پس از آن باز شده را تعیین کردند. |
| ۱۰ | تعهد / معنا | عشق و دلبستگی:<br>پاسخ‌دهی فعال - سازنده بحث شد. از افراد گروه خواسته شد به شناسایی توانمندی‌های خاص سایر افراد با معنا برای آنان بپردازند.<br>تکلیف منزل ۱ (در حال پیشرفت): بازخورد فعال- سازنده: افراد گروه به رویدادهای مثبت که توسط دیگران گزارش می‌شد، پاسخ فعال و سازنده دادند.<br>تکلیف منزل ۲: افراد آزمودنی قراری را برای تجلیل از توانمندی‌های خاص خودشان و فرد مورد علاقه ترتیب می‌دادند |
| ۱۱ | معنا | شجره‌نامهٔ توانمندی‌ها:<br>اهمیت شناسایی توانمندی‌های اعضا خانواده بحث می‌شود.<br>تکلیف منزل: از افراد آزمودنی خواسته می‌شود که اعضای خانواده یک درخت ترسیم نمایند که شامل توانمندی‌های اعضای خانواده و کودکان باشد. خانواده جمع شده و دربارهٔ توانمندی های هریک از اعضا بحث می‌شود. |
| ۱۲ | لذت | لذت همراه با تانی:<br>لذت همراه با تانی به عنوان آگاهی از لذت و ایجاد عمدی آن در گذشته معرفی شد. کار پر زحمت لذت‌بخش به عنوان تهدید لذت همراه با تانی و نحوه حفاظت در برابر آن تصریح شد.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی فعالیت‌های لذت‌بخش را طراحی و اجرا کردند. فنون لذت همراه با تانی فراهم شد. |
| ۱۳ | معنا | موهبت زمان:<br>صرف‌نظر از اوضاع مالی، افراد آزمودنی قدرت اعطای یکی از بزرگ‌ترین موهبت‌ها را از میان همه موهبت‌ها به دیگران دارند یعنی موهبت زمان. در این جلسه به این موهبت پرداخته شد.<br>تکلیف منزل: افراد آزمودنی موهبت زمان را در خانه تمرین کردند. |
| ۱۴ | انسجام | زندگی کامل:<br>مفهوم زندگی کامل که لذت، تعهد و معنا را منسجم می‌سازد، بحث شد. پیشرفت مرور شده و منافع و ماندگاری توانمندی‌ها بحث شد. در پایان جلسات ضمن مرور جلسات قبلی و جمع‌بندی جلسات قبلی به اجرای پس آزمون در شرایط یکسان برای افراد آزمودنی پرداخته شد. |

## نتایج

بر اساس نتایج میانگین و انحراف معیار سن گروه مداخله‌گر مبتنی بر یوگا ۳۴/۰۷ و ۵/۲۷؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه مداخلهٔمثبت‌نگر ۳۱/۶۷ و ۵/۶۳؛ میانگین و انحراف معیار سن گروه کنترل ۳۳/۶۷ و ۴/۵۵ بود که برای همتا کردن سن سه گروه از آزمون تحلیل واریانس یک راهه استفاده شد که میزان آمارهٔ F به دست آمده حاصل از مقایسه میانگین‌های ۳ گروه در متغیر سن برابر با ۰/۹۲۹= Fاست که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۴۰۳) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن ۳ گروه از نظر سن است. از نظر تحصیلات در گروه مداخله مبتنی بر یوگا ۳ نفر (۲۰ درصد) دیپلم، ۴ نفر (۲۶/۶۷ درصد) فوق دیپلم، ۶ نفر (۴۰ درصد) کارشناسی و ۲ نفر (۱۳/۳۳ درصد) کارشناسی ارشد؛ در گروه مداخله مثبت‌نگر ۰ نفر (۰ درصد) دیپلم، ۴ نفر (۲۶/۶۷ درصد) فوق دیپلم، ۶ نفر (۴۰ درصد) کارشناسی و ۵ نفر (۳۳/۳۳ درصد) کارشناسی ارشد؛ در گروه کنترل ۲ نفر (۸ درصد) دیپلم، ۳ نفر (۲۰ درصد) فوق دیپلم؛ ۴ نفر (۲۶/۶۷ درصد) کارشناسی و ۶ نفر (۴۰ درصد) کارشناسی ارشد بود که این سه گروه از نظر تحصیلات همتا شدند که میزان آمارهٔ تحلیل خی دو آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد ۳ گروه در متغیر تحصیلات برابر با Chi-Square=۵/۴۸۲ است و این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۴۸۴) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن سه گروه از نظر تحصیلات است.

**جدول ۳. میانگین و انحراف معیار شادکامی در گروه‌های آزمایش و گروه کنترل**

| متغیرهای وابسته | مرحله | میانگین | | | انحراف معیار | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | یوگا | مثبت‌نگر | کنترل | یوگا | مثبت‌نگر | کنترل |
| رضایت از زندگی | پیش‌آزمون | ۲۱/۵۳ | ۲۱/۸۷ | ۲۱/۶۷ | ۰/۹۹ | ۱/۰۶ | ۱/۳۴ |
| | پس‌آزمون | ۲۳/۸۷ | ۲۴/۸۷ | ۲۱/۸۰ | ۱/۵۵ | ۱/۱۲ | ۱/۴۲ |
| | پیگیری | ۲۳/۸۰ | ۲۴/۸۰ | ۲۱/۸۷ | ۱/۷۰ | ۱/۱۵ | ۱/۴۱ |
| حرمت خود | پیش‌آزمون | ۲۰/۸۰ | ۲۰/۲۷ | ۲۰/۶۰ | ۰/۸۶ | ۱/۲۸ | ۱/۱۸ |
| | پس‌آزمون | ۲۳/۸۰ | ۲۵/۱۳ | ۲۰/۷۳ | ۱/۱۵ | ۲/۸۲ | ۱/۲۲ |
| | پیگیری | ۲۳/۶۷ | ۲۵/۰۷ | ۲۰/۸۰ | ۱/۲۹ | ۲/۷۹ | ۱/۲۶ |
| بهزیستی فاعلی | پیش‌آزمون | ۱۴/۱۳ | ۱۴/۲۰ | ۱۴/۲۰ | ۰/۸۳ | ۰/۸۶ | ۰/۸۶ |
| | پس‌آزمون | ۱۶/۲۰ | ۱۶/۳۳ | ۱۴/۲۷ | ۱/۹۷ | ۱/۹۵ | ۰/۸۰ |
| | پیگیری | ۱۶/۲۰ | ۱۶/۵۳ | ۱۴/۳۳ | ۱/۹۷ | ۲/۱۷ | ۰/۹۰ |
| رضایت خاطر | پیش‌آزمون | ۱۰/۷۳ | ۱۰/۹۳ | ۱۱/۲۷ | ۰/۷۰ | ۱/۰۳ | ۱/۰۳ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۸۰ | ۱۴/۳۳ | ۱۱/۴۰ | ۱/۰۸ | ۲/۰۲ | ۱/۱۲ |
| | پیگیری | ۱۳/۷۳ | ۱۴/۱۳ | ۱۱/۴۷ | ۱/۱۶ | ۲/۰۷ | ۱/۱۲ |
| خلق مثبت | پیش‌آزمون | ۸/۲۷ | ۸/۰۰ | ۷/۶۷ | ۰/۷۰ | ۰/۷۶ | ۰/۶۲ |
| | پس‌آزمون | ۱۰/۳۳ | ۱۰/۶۷ | ۷/۷۳ | ۰/۶۲ | ۲/۲۹ | ۰/۸۰ |
| | پیگیری | ۱۰/۲۷ | ۱۰/۴۷ | ۴/۸۰ | ۰/۷۰ | ۱/۸۸ | ۰/۸۶ |
| نمرهٔ کل شادکامی | پیش‌آزمون | ۷۵/۴۷ | ۷۵/۲۷ | ۷۵/۴۰ | ۱/۷۷ | ۱/۸۳ | ۲/۰۶ |
| | پس‌آزمون | ۸۸/۰۰ | ۹۱/۳۳ | ۷۵/۹۳ | ۲/۸۰ | ۵/۹۵ | ۲/۴۹ |
| | پیگیری | ۸۷/۶۷ | ۹۱/۰۰ | ۷۶/۲۷ | ۳/۰۶ | ۵/۶۹ | ۲/۴۳ |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۳۸-۱۲۳
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 123-138

**جدول ۴. نتایج اثرات بین آزمودنی و درون آزمودنی (تصحیح گرین هاوس - گیسر) شادکامی**

| متغیرهای وابسته | منابع تغییر | آماره F | درجه آزادی | معناداری | ضریب تأثیر | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| رضایت از زندگی | گروه | ۱۲/۱۷ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۷ | ۰/۹۹ |
| | زمان | ۷۹/۴۲ | ۱/۰۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ | ۱/۰۰ |
| | زمان×گروه | ۱۷/۳۰ | ۲/۱۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۵ | ۱/۰۰ |
| حرمت خود | گروه | ۱۴/۳۹ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۱ | ۱/۰۰ |
| | زمان | ۱۰۱/۸۵ | ۱/۰۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۱ | ۱/۰۰ |
| | زمان×گروه | ۲۶/۷۷ | ۲/۰۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۶ | ۱/۰۰ |
| بهزیستی فاعلی | گروه | ۵/۲۳ | ۲ | ۰/۰۰۹ | ۰/۲۰ | ۰/۸۰ |
| | زمان | ۴۴/۰۹ | ۱/۰۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۱ | ۱/۰۰ |
| | زمان×گروه | ۹/۶۴ | ۱/۰۹ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۱ | ۰/۹۷ |
| رضایت خاطر | گروه | ۱۰/۷۵ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۴ | ۰/۹۸ |
| | زمان | ۷۹/۵۱ | ۱/۰۹ | ۰/۰۰۱ | ۰/۶۵ | ۱/۰۰ |
| | زمان×گروه | ۱۷/۱۰ | ۲/۱۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۵ | ۱/۰۰ |
| خلق مثبت | گروه | ۲۲/۴۰ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۲ | ۱/۰۰ |
| | زمان | ۴۴/۴۷ | ۱/۱۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۵۱ | ۱/۰۰ |
| | زمان×گروه | ۱۰/۲۴ | ۲/۲۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۳ | ۰/۹۸ |
| نمره کل شادکامی | گروه | ۴۹/۸۷ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۰ | ۱/۰۰ |
| | زمان | ۲۵۴/۷۵ | ۱/۰۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۶ | ۱/۰۰ |
| | زمان×گروه | ۵۷/۷۳ | ۲/۱۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۳ | ۱/۰۰ |

جدول ۳، میانگین و انحراف معیار شادکامی را نشان می‌دهد. بعد از بررسی مفروضه‌های آماری تحلیل واریانس مکرر، از این آزمون برای تحلیل داده‌های گردآوری شده، استفاده شد. برای دانستن این مطلب که این تغییرات حاصل شده در پس‌آزمون و پیگیری به لحاظ آماری معنادار می‌باشند یا خیر، از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر استفاده گردید. استفاده از این آزمون مستلزم رعایت چند پیش فرض اولیه است، این پیش‌فرض‌ها شامل نرمال بودن توزیع نمرات و همگنی واریانس‌ها است که ابتدا پیش‌فرض‌ها بررسی شد. برای بررسی نرمال بودن از آزمون شاپیرو - ویلکز استفاده شد. از آنجایی که مقادیر آزمون شاپیرو - ویلکز در هیچ یک از مراحل معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵)؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت، توزیع نمرات نرمال می‌باشد. جهت بررسی همگنی واریانس‌ها نیز از آزمون لوین استفاده شد. طبق نتایج، شاخص آمارۀ آزمون لوین در سه مرحلۀ ارزیابی به لحاظ آماری معنی‌دار نبود (P>۰/۰۵) و بدین‌ترتیب پیش‌فرض برابری واریانس‌ها تأیید شد. داده‌های تحقیق فرض همگنی ماتریس‌های واریانس -کوواریانس (ام‌باکس) را زیر سؤال نبرد؛ بنابراین این پیش‌فرض نیز رعایت شده است (P>۰/۰۵). سطح معنی‌داری اثر تعامل گروه و پیش آزمون بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بود و این نشان‌دهندۀ همگنی شیب خط رگرسیون[1] بود. همچنین آماره کرویت موچلی برای شادکامی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار بود (مقدار آماره P value از ۰/۰۵۰ کوچک‌تر است)؛ لذا از تصحیح گرین هاوس - گیسر استفاده شد؛ بنابراین با در نظر گرفتن تصحیح گرین هاوس - گیسر در جدول شمارۀ ۴، نتایج آزمون تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر برای بررسی تفاوت نمونه پژوهش در سه مرحله پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری شادکامی گزارش شده است.

نتایج جدول ۴ نشان داد، مداخلۀ مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر بر افزایش شادکامی اثربخشی معناداری دارد. در ادامه مقایسه‌ی دو به دوی میانگین تعدیل مراحل آزمون (پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری) بر افزایش شادکامی برای بررسی ماندگاری نتایج در مرحله پیگیری در جدول ۵ آمده است.

1 . Homogeneity of Regression.

بر اساس نتایج جدول ۵ مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر بر افزایش شادکامی و ابعاد آن در مرحله پس‌آزمون تأثیر داشته است و اثرات درمانی آن بعد از ۲ ماه مانـدگار و پایدار بوده است. در جدول ۶ نتایج آزمون تعقیبی شادکامی برای بررسی درمان اثربخش‌تر آمده است.

**جدول ۵. نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی شادکامی برای بررسی پایداری نتایج**

| متغیرهای وابسته | مراحل | میانگین تعدیل شده | تفاوت مراحل | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| رضایت از زندگی | پیش‌آزمون | ۲۱/۶۹ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۱/۸۲ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۲۳/۵۱ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۱/۸۰ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۲۳/۴۹ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۰۲ | ۰/۹۹۹ |
| حرمت خود | پیش‌آزمون | ۲۰/۵۶ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۲/۶۷ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۲۳/۲۲ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۲/۶۲ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۲۳/۱۸ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۰۵ | ۰/۹۴۳ |
| بهزیستی فاعلی | پیش‌آزمون | ۱۴/۱۸ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۱/۴۲ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۵/۶۰ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۱/۵۱ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۱۵/۶۹ | پس‌آزمون - پیگیری | -۰/۰۹ | ۰/۱۲۱ |
| رضایت خاطر | پیش‌آزمون | ۱۰/۹۸ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۲/۲۰ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۱۳/۱۸ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۲/۱۳ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۱۳/۱۱ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۰۷ | ۰/۷۶۱ |
| خلق مثبت | پیش‌آزمون | ۷/۹۸ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۱/۶۰ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۹/۵۸ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۱/۵۳ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۹/۵۱ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۰۷ | ۰/۹۹۹ |
| نمره کل شادکامی | پیش‌آزمون | ۷۵/۳۸ | پیش‌آزمون - پس‌آزمون | -۹/۷۱ | ۰/۰۰۱ |
| | پس‌آزمون | ۸۵/۰۹ | پیش‌آزمون - پیگیری | -۹/۶۰ | ۰/۰۰۱ |
| | پیگیری | ۸۴/۹۸ | پس‌آزمون - پیگیری | ۰/۱۱۱ | ۰/۹۹۹ |

**جدول ۶. نتایج آزمون تعقیبی شادکامی برای بررسی درمان اثربخش‌تر**

| متغیر وابسته | گروه | میانگین تعدیل شده | تفاوت میانگین ۲ گروه | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| رضایت از زندگی | مداخله مبتنی بر یوگا | ۲۳/۰۷ | تفاضل یوگا – مثبت‌نگر | -۰/۷۸ | ۰/۲۱۹ |
| | مداخله مثبت‌نگر | ۲۳/۸۴ | تفاضل یوگا - گروه کنترل | ۱/۲۹ | ۰/۰۱۲ |
| | کنترل | ۲۱/۷۸ | تفاضل مثبت‌نگر - گروه کنترل | ۲/۰۷ | ۰/۰۰۱ |
| حرمت خود | مداخله مبتنی بر یوگا | ۲۲/۷۶ | تفاضل یوگا – مثبت‌نگر | -۰/۷۳ | ۰/۵۳۷ |
| | مداخله مثبت‌نگر | ۲۳/۴۹ | تفاضل یوگا - گروه کنترل | ۲/۰۴ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۲۰/۷۱ | تفاضل مثبت‌نگر - گروه کنترل | ۲/۷۸ | ۰/۰۰۱ |
| بهزیستی فاعلی | مداخله مبتنی بر یوگا | ۱۵/۵۱ | تفاضل یوگا – مثبت‌نگر | -۰/۱۸ | ۰/۹۹۹ |
| | مداخله مثبت‌نگر | ۱۵/۷۰ | تفاضل یوگا - گروه کنترل | ۱/۲۴ | ۰/۰۳۹ |
| | کنترل | ۱۴/۲۷ | تفاضل مثبت‌نگر - گروه کنترل | ۱/۴۲ | ۰/۰۱۵ |

**ادامه جدول ۶. نتایج آزمون تعقیبی شادکامی برای بررسی درمان اثربخش‌تر**

| متغیر وابسته | گروه | میانگین تعدیل شده | تفاوت میانگین ۲ گروه | تفاوت میانگین | معناداری |
|---|---|---|---|---|---|
| رضایت خاطر | مداخله مبتنی بر یوگا | ۱۳/۷۶ | تفاضل یوگا – مثبت‌نگر | -۰/۳۸ | ۰/۹۹۹ |
| | مداخله مثبت‌نگر | ۱۳/۱۳ | تفاضل یوگا - گروه کنترل | ۱/۳۸ | ۰/۰۰۴ |
| | کنترل | ۱۱/۳۸ | تفاضل مثبت‌نگر - گروه کنترل | ۱/۷۶ | ۰/۰۰۱ |
| خلق مثبت | مداخله مبتنی بر یوگا | ۹/۶۲ | تفاضل یوگا – مثبت‌نگر | -۰/۰۹ | ۰/۹۹۹ |
| | مداخله مثبت‌نگر | ۹/۷۱ | تفاضل یوگا - گروه کنترل | ۱/۸۹ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۷/۷۳ | تفاضل مثبت‌نگر - گروه کنترل | ۱/۹۸ | ۰/۰۰۱ |
| نمرۀ کل شادکامی | مداخله مبتنی بر یوگا | ۸۳/۷۱ | تفاضل یوگا – مثبت‌نگر | -۲/۱۶ | ۰/۱۴۱ |
| | مداخله مثبت‌نگر | ۸۵/۸۷ | تفاضل یوگا - گروه کنترل | ۸/۸۴ | ۰/۰۰۱ |
| | کنترل | ۷۵/۸۷ | تفاضل مثبت‌نگر - گروه کنترل | ۱۰/۰۰ | ۰/۰۰۱ |

باتوجه‌به جدول ۶ نتایج نشان داد، تفاوت میانگین گروه مداخله مثبت‌نگر با گروه کنترل بیشتر از تفاوت میانگین گروه مداخله مبتنی بر یوگا با گروه کنترل است که این نشان‌دهندۀ آن است که مداخلۀ مثبت‌نگر اثربخشی بیشتری نسبت به گروه مداخلۀ مبتنی بر یوگا بر شادکامی داشته است.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر، مقایسه اثربخشی مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر بر شادکامی زنان باردار دارای تجربۀ سقط مکرر بود. نتایج نشان داد، مداخلۀ مبتنی بر یوگا تأثیر معناداری بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربۀ سقط مکرر داشته است. نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات سارماح و همکاران [۲۰]، سلوآن و کانچیبهولتا [۲۱]، سارماح و همکاران [۲۲] و بال و همکاران [۲۳] همسویی دارد که نشان داده‌اند یوگا بر شادکامی تأثیر دارد. علاوه بر این، نتیجه‌ای ناهمسو با نتیجه به دست آمده از این پژوهش یافت نشد؛ لذا ناهمسویی نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات قبلی مشخص نیست. در تبیین تأثیر مداخله مبتنی بر یوگا بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربۀ سقط مکرر می‌توان گفت، ورزش یوگا دارای مزایای بسیار زیادی برای افراد مختلف است [۵۳] و یک شکل کل‌نگر از ورزش است که شامل فعالیت بدنی و آگاهی بدن، از جمله تمریناتی مانند مدیتیشن است [۵۴] که اثرات مثبتی بر روی کارکردهای هیجانی و روان‌شناختی از جمله بهبود کیفیت خواب دارد [۵۵]. منحصر به فرد بودن یوگا در آمیختگی ذهن، بدن و نفس نهفته است که آن را از سایر تمرینات بدنی متمایز می‌کند، به ویژه از نظر فواید درمانی و کاهش قابل توجه علائم منفی [۵۶]. جدا از نتایج در کاهش علائم مربوط به بهبودی بالینی، یوگا همچنین بیشترین امید را در میان سایر تسهیل کننده‌های بهبود شخصی بر اساس چارچوب ارتباط[1]، امید و خوش‌بینی[2]، هویت[3]، معنا و هدف[4]، و توانمندسازی[5] دارد [۵۷]؛ بنابراین یوگا که برای کاهش مشکلات هیجانی در زنان باردار استفاده می‌شود [۵۸]، می‌تواند با ایجاد آرامش در مادران در معرض سقط جنین، به کاهش تنش و ناآرامی آن‌ها کمک کند. زمانی که زنان باردار در اثر استفاده از تمرین یوگا آرامش بیشتری کسب می‌کنند، شادکامی آن‌ها افزایش یافته و رضایت خاطر و خلق مثبت‌تری را تجربه می‌کنند. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که مداخله مبتنی بر یوگا در افزایش شادکامی زنان باردار با تجربۀ سقط مکرر مؤثر است.

افزون بر این، نتایج نشان داد مداخلۀ مثبت‌نگر تأثیر معناداری بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربۀ سقط مکرر داشته است. این نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات عمادیان [۲۶]، سودها و گایاتریدوی [۳۶] و صفاری‌نیا و همکاران [۵۹] همسویی دارد. علاوه بر این،

1 . Connectedness.
2 . Hope and Optimism.
3 . Identity.
4 . Meaning and Purpose.
5 . Empowermen.

نتیجه‌ای ناهمسو با نتیجه به دست آمده از این پژوهش یافت نشد؛ لذا ناهمسویی این نتیجه به دست آمده با نتایج تحقیقات قبلی مشخص نیست. در تبیین تأثیر مداخله مثبت‌نگر بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر می‌توان گفت، مداخلهٔ مثبت‌نگری سبک تفکر فرد را دچار دگرگونی می‌کند و با ایجاد ساختارهای تفکری در ذهن فرد در مواجهه با شرایط مشکل‌زا در جهت بهبود مقابله و دست‌یابی به راه‌حل‌های مناسب یاری نماید؛ بنابراین زنان دارای تجربهٔ سقط مکرر که مداخله مثبت‌نگر را دریافت کرده‌اند، می‌توانند از افکار ناکارآمدی که موجبات هیجانات منفی می‌گردد خود را برهانند و افکار و شناخت مثبت‌تر و کارآمدتری را نسبت به خود و جهان اطراف داشته باشند و بدین‌ترتیب شادکامی بیشتری را نیز نشان دهند. از طرفی می‌توان اظهار داشت، آموزش مثبت‌نگری می‌تواند ذهن فرد را در جهت انتخاب راه‌های مناسب و خلاقانه در جهت پیشبرد اهداف و حل مسئله آماده نماید. همچنین خودآگاهی مؤلفه‌ای است که در اثر آموزش مثبت‌نگری در افراد تقویت می‌شود و یکی از پایه‌های روان‌شناسی مثبت‌نگر پرورش هدف و معنا در زندگی است که در این مداخله نیز مورد توجه قرار می‌گیرد [۵۲]؛ بدین‌ترتیب می‌توان در نظر گرفت زنان دارای تجربهٔ سقط مکرر که مداخله مثبت‌نگر را دریافت کرده‌اند می‌توانند با خودآگاهی بیشتر، ایجاد معنا و هدف در زندگی و همچنین پرورش توانایی حل مسئله، زندگی شادتری داشته باشند؛ لذا منطقی است گفته شود، مداخلهٔ مثبت‌نگر بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر مؤثر است.

در نهایت نتایج آزمون تعقیبی بن‌فرونی نشان داد، مداخلهٔ مثبت‌نگر تأثیر بیشتری نسبت به مداخلهٔ مبتنی بر یوگا بر شادکامی دارد. در تحقیقات قبلی نتیجه‌ای وجود نداشت مبنی بر اینکه مداخلهٔ مثبت‌نگر تأثیر بیشتری نسبت به مداخلهٔ مبتنی بر یوگا بر افزایش شادکامی دارد. در تبیین اثربخش‌تر بودن مداخلهٔ مثبت‌نگر نسبت به مداخلهٔ مبتنی بر یوگا بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربه سقط مکرر می‌توان گفت، عاطفه مثبت، شیوهٔ رفتار و تداوم فعالیت را تسهیل می‌کند. همچنین تجربهٔ هیجانات مثبت، افراد را بر می‌انگیزاند تا با محیط پیرامون خود درگیر شوند. همچنین خوش‌بینی و امید می‌تواند از پیامدهای مثبت‌نگری باشد؛ خوش‌بینی و امید با شاخص‌های آسیب‌شناختی روانی فعلی شخص و به طور کلی، با افسردگی موجود در وی به طور خاص، همبستگی منفی دارند. خوش‌بینی و امید، سلامت جسمی و روانی را آن‌گونه که با انواع شاخص‌ها، از جمله سلامت خودگزارشی، پاسخ مثبت به مداخله‌های پزشکی، سلامت ذهنی، خلق مثبت، نیرومندی ایمن شناختی، کنار آمدن مؤثر (ارزیابی مجدد، حل مسئله، اجتناب از رویدادهای فشارزای زندگی و جستجوی حمایت اجتماعی) و رفتار ارتقا دهندهٔ سلامت مشخص شده‌اند، پیش‌بینی می‌کند [۵۲]. همین‌طور افراد مثبت‌نگر سالم‌تر و شادترند و دستگاه‌های ایمنی آنان بهتر کار می‌کند. آنان با بهره‌گیری از راهبردهای کنار آمدن مؤثرتر مانند ارزیابی مجدد و مسئله‌گشایی، با فشارهای روانی بهتر کنار می‌آیند. همچنین به نحوی فعال از رویدادهای فشارزای زندگی پرهیز می‌کنند و شبکه‌های حمایت اجتماعی بهتری را پیرامون خود می‌سازند؛ بنابراین زنان دارای سقط مکرر که از مداخلهٔ مثبت‌نگر بهره گرفته‌اند، می‌توانند با داشتن توانایی مقابله بیشتر، داشتن خوش‌بینی بالاتر و افسردگی کمتر، امیدواری بیشتری را از خود نشان دهند. از طرفی افراد مثبت‌نگر به توانمندی‌های خود نگرش مثبت دارند و به جای تمرکز روی شکست‌ها و دل‌مشغولی به حوادث ناگواری (تجربهٔ سقط مکرر) که در گذشته داشته‌اند بر روی حوادث مثبت متمرکز شوند. این زنان پیروزی‌ها و موفقیت‌های خود را به توانمندی‌های خود نسبت می‌دهند. در شرایط سخت زندگی به منابع درونی خود تکیه می‌کنند و مقابله‌های مثبت و سازنده خود را در برخورد با مشکلات فعال می‌سازند. کانون کنترل افراد مثبت‌نگر درونی است. این افراد به روابط نزدیک خود با خدا و منابع معنوی باور دارند، عزت‌نفس و ارزشمندی درونی ایشان در حد بالاست؛ لذا افراد مثبت‌نگر معتقدند که تمام عواطف و احساساتشان اگر به تناسب و اعتدال رشد کند آنان فرد کاملی خواهند بود [۵۲]؛ بنابراین زنان دارای تجربهٔ سقط مکرر وقتی مثبت‌نگر باشند، از عزت نفس، ارزشمندی درونی، خوش‌بینی و امید به زندگی بالاتری نسبت به قبل برخوردار می‌شوند و رضایت خاطر و خلق مثبت‌تری نسبت به زندگی دارند و شادکامی بهتری را تجربه کنند؛ لذا منطقی است گفته شود، مداخلهٔ مثبت‌نگر اثربخشی بیشتری نسبت به مداخله مبتنی بر یوگا بر افزایش شادکامی زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر داشته باشد.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

از جمله محدودیت‌های این پژوهش آن بود که تنها ابزار گردآوری برای میزان شادکامی پرسش‌نامهٔ خودگزارشی بوده است که این می‌تواند باعث شود زنان پاسخ‌های جامعه‌پسند به پرسش‌های پرسشنامه بدهند. برای رفع این محدودیت‌ها پیشنهاد می‌شود، پژوهش‌هایی در سایر شهرها انجام شود و علاوه بر استفاده از پرسش‌نامه‌ها از سایر ابزارها مانند مصاحبه نیز استفاده شود. پیشنهاد می‌شود، چنین مطالعاتی را در نمونه‌های دیگر از جمله زنان باردار مبتلا به دیابت بارداری، ترس از زایمان و غیره تکرار شود. مرحله پیگیری در این پژوهش ۲ ماهه بود، بر این اساس پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های بعد با لحاظ کردن مرحله پیگیری بلندمدت‌تر و طولانی‌تر (بیش از شش ماه یا حتی یک سال) به بررسی تداوم و ماندگاری مداخله مبتنی بر یوگا و مداخله مثبت‌نگر پرداخته شود. بر اساس نتایج پژوهش می‌توان به طور کاربردی پیشنهاداتی را مطرح کرد. به طوری که پیشنهاد می‌شود؛ درمانگران و متخصصان روان‌شناسی این حوزه از این‌گونه مداخلات درمانی جهت کاهش مشکلات زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر استفاده نمایند؛ لذا سازمان نظام روان‌شناسی و مشاوره ایران و مراکز مشاوره و خدمات روان‌شناختی که متولی برنامه‌ریزی و درمان در زمینهٔ اختلالات روان‌شناختی هستند می‌توانند از نتایج اینگونه تحقیقات برای بهبود مشکلات زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر استفاده کنند. مراکز مشاوره، خدمات روان‌شناختی، مراکز باروری و کلینیک‌های زنان و زایمان، ماماها و پزشکان مربوطه در این حوزه می‌توانند از نتایج این پژوهش در زمینه بهبود کارکردهای مثبت روان‌شناختی (همچون شادکامی) زنان باردار دارای تجربه سقط جنین استفاده کنند و در کنار درمان‌های پزشکی برای بهبود مشکلات زایمان این زنان، با کمک روانشناسان و مشاوران بالینی به بهبود مشکلات باروری و زایمان این زنان کمک کنند؛ بنابراین می‌توان نتیجه‌گیری کرد، علاوه بر اثربخش بودن هر دو درمان، تقدم استفاده در بهبود شادکامی زنان دارای تجربه سقط مکرر با مداخله مثبت‌نگر است.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

در این پژوهش ملاحظات اخلاقی رعایت شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به کسب رضایت زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر برای شرکت در مداخلات درمانی، دادن این اطمینان به آنان که پاسخ‌نامه به صورت فردی تحلیل نخواهد شد و اطلاعات آن‌ها به صورت گروهی خواهد بود و پاسخ‌نامه هر فرد محرمانه خواهد بود و در اختیار هیچ کسی قرار داده نخواهد شد، فرآیند مطالعه برای همه آنان توضیح داده شد، از اهداف مطالعه آگاه شدند، از بی‌ضرر بودن مداخله، مطلع و آگاه شدند، از سودمندی مداخله، مطلع و آگاه شدند، شرکت‌کنندگان از تخصص و صلاحیه مداخله‌گران، مطلع و آگاه شدند، در مورد علمی بودن روش به زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر توضیح داده آگاه شدند، از امکان خروج آزادانه در هر مرحله مطالعه که تمایل داشته باشند آگاه شدند، به زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر توضیح داده شد که سازمانی صلاحیت‌دار مانند دانشگاه ناظر بر فرآیند پژوهش است، اختیاری بودن پژوهش و حق خروج از پژوهش، پاسخ به پرسش‌ها و در اختیار قرار دادن نتایج در صورت تمایل به آنان و ارائه جلسات درمانی به صورت فشرده به گروه کنترل بعد از اجرای دورهٔ پیگیری اشاره کرد. همچنین این پژوهش دارای شناسهٔ اخلاق IR.IAU.TABRIZ.REC.1402.174 از کارگروه/کمیته اخلاق در پژوهش دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز است.

### حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

### سپاسگزاری

از همه شرکت‌کنندگان (زنان باردار دارای تجربهٔ سقط مکرر) که به پرسش‌های پژوهش پاسخ دادند و در اجرای پژوهش حاضر مشارکت و یاری داشتند، تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

1- Yao, Y., Ye, Y., Chen, J., Zhang, M., Cai, X., Zheng, C. Maternal-fetal immunity and recurrent spontaneous abortion. American Journal of Reproductive Immunology, 2024; 91 (5): 1-10. https://doi.org/10.1111/aji.13859

2- Magnus, M. C., Wilcox, A.J., Morken, N.H., Weinberg, C.R., Håberg, S.E. Role of maternal age and pregnancy history in risk of miscarriage: prospective register based study. The BMJ, 2019; 364 (1): 1-10. https://doi.org/10.1136/bmj.l869

3- Babu, P., Verma, V., Khadanga, S.S., Yadav, S. K., Kumar, D.B., Gupta, A. Exploring the association between air pollution and spontaneous abortion through systematic review and bibliometric analysis. Air Quality, Atmosphere & Health, 2024; 1 (1): 1-27. http://dx.doi.org/10.1007/s11869-023-01491-1

4- Wesselink, A. K., Kirwa, K., Hystad, P., Kaufman, J. D., Szpiro, A.A., Willis, M.D., Wise, L. A. Ambient air pollution and rate of spontaneous abortion. Environmental Research, 2024; 246 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.envres.2023.118067

5- Büyükbayrak, E. E., Gündoğdu, N. E., Gürkan, N., Kahraman, F.R., Akalın, M., Akkoç, T. Immunological effects of human decidual mesenchymal stem cells in spontaneous and recurrent abortions. Journal of Reproductive Immunology, 2024; 162 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.jri.2024.104193

6- Wenjing, U., Tongguo, Y. The mediating role of resilience among mindfulness and anxiety and depression in patients with recurrent spontaneous abortion. Tianjin Journal of Nursing, 2023; 31 (6): 665-675. https://doi.org/10.3969/j.issn.1006-9143.2023.06.008

7- Elsharkawy, N. B., Mohamed, S. M., Awad, M. H., Ouda, M. M. Effect of Happiness Counseling on Depression, Anxiety, and Stress in Women with Recurrent Miscarriage. International Journal of Women's Health, 2021; 13 (1): 1-10. https://doi.org/10.2147%2FIJWH.S283946

8- Kushlev, K., Heintzelman, S. J., Lutes, L. D., Wirtz, D., Kanippayoor, J. M., Leitner, D., Diener, E. Does happiness improve health? Evidence from a randomized controlled trial. Psychological Science, 2020; 31 (7): 807-821. https://doi.org/10.1177/0956797620919673

9- Østertun Geirdal, A. K., Leung, J., Price, D., Kabelenga, I., Lamph, G., Thygesen, H., Bonsaksen, T. Associations Between Demographic Variables, Psychosocial Health, Quality of Life, and Happiness in the Context of COVID-19. Applied Research in Quality of Life, 2024; 19 (2): 603-617. https://doi.org/10.1007/s11482-023-10255-z

10- Keshky, E., El Sayed, M., Sarour, E. O. The relationships between work-family conflict and life satisfaction and happiness among nurses: a moderated mediation model of gratitude and self-compassion. Frontiers in Public Health, 2024; 12 (1): 1-10. https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1340074

11- Agrawal, S., Sharma, N., Dhayal, K.S, Esposito, L. From economic wealth to well-being: exploring the importance of happiness economy for sustainable development through systematic literature review. Quality & Quantity, 2024; 1 (2): 1-28. https://doi.org/10.1007/s11135-024-01892-z

12- Rivera, A. R., Gálvez-Mozo, A., Tirado-Serrano, F. The imperative of happiness in positive psychology: Towards a psychopolitics of wellbeing. New Ideas in Psychology, 2024; 72 (1): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.newideapsych.2023.101058

13- Acharya, A., Prabhu, A., Negi, S., Sharma, K., Dwivedi, R., Athe, R. Spontaneous miscarriage/abortion in the first trimester and expectant management–a meta-analysis approach. Menopause Review/Przegląd Menopauzalny, 2023; 22 (1): 1-10. https://doi.org/10.5114/pm.2023.131307

14- Lambert, L., Draper, Z. A, Warren, M. A., Mendoza-Lepe, R. Assessing a happiness and wellbeing course in the United Arab Emirates: It is what they want, but is it what they need?. International Journal of Applied Positive Psychology, 2023; 8 (1): 115-137. https://doi.org/10.1007/s41042-022-00080-4

15- Villar-Alises, O., Martinez-Miranda, P., Martinez-Calderon, J. Prenatal yoga-based interventions may improve mental health during pregnancy: An overview of systematic reviews with meta-analysis. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2023; 20 (2): 1-10. https://doi.org/10.3390%2Fijerph20021556

16- Curtis, K., Weinrib, A., Katz, J. Systematic review of yoga for pregnant women: current status and future directions. Evidence-Based Complementary and Alternative Medicine, 2012 (1): 1-10. https://doi.org/10.1155/2012/715942

17- Ganjekar, S., Harve, V. S., Bhargav, H., Kukreti, P., Dere, S., Thukral, U., Thamke, P., Puri, M., Krishnamurthy, M. N. The Pregnancy Tele-yoga Module to Combat Stress, Anxiety, and Depression Associated with Pregnancy: An Exploratory Open-label Multicentric Study. International Journal of Yoga, 2024; 17 (1): 46-52. http://dx.doi.org/10.4103/ijoy.ijoy_1_24

18- Nurhidayah, N., Gani, N. F., Muthahharah M, Hasnah H. Combination of Prenatal Gentle Yoga with Dhikr to Reduce The Anxiety Level of Pregnant Women. Diversity: Disease Preventive of Research Integrity, 2024; 77-83. https://doi.org/10.24252/diversity.v4i2.45902

19- Atunisa, A. S., Siauta, J. A. The Effect of Prenatal Yoga on Pregnant Women's Anxiety in Facing Labour. Health and Technology Journal, 2024; 2 (2): 161-166. https://doi.org/10.53713/htechj.v2i2

20- Sharma, R. A., Gupta, N., Bijlani, R. L. Effect of yoga based lifestyle intervention on subjective well-being. Indian J Physiol Pharmacol, 2008; 52 (2): 123-31. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/19130855/

21- Sloan, R. A., Kanchibhotla, D. The association of sudarshan kriya yoga with happiness: a case-control observational study from Singapore. Altern. Ther. Health Med, 2023; 29 (1): 66-71. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/34097652/

22- Sarmah, P., Suar, D., Patnaik, P. Gratitude, V. s. Yoga Intervention to Increase Happiness Among Women. Psychological Studies, 2024; 1 (2): 1-12. https://doi.org/10.1007/s12646-024-00794-2

23- Bal, B., Demirci, C., Kilicli, G. G. The effects of laughter yoga on happiness and stress in nursing students going into clinical practice for the first time. Journal of Holistic Nursing, 2024; 1 (2): 1-10. https://doi.org/10.1177/08980101241237928

24- Carr, A., Cullen, K., Keeney, C., Canning, C., Mooney, O., Chinseallaigh, E., O'Dowd, A. Effectiveness of positive psychology interventions: A systematic review and meta-analysis. The Journal of Positive Psychology, 2021; 16 (6): 749–769. https://doi.org/10.1080/17439760.2020.1818807

25- Facco, F. L., Wolsk, J., Patel, S. R, Hubel, C., Gallaher, M., Cashmere, J. D., Wisniewski, S. A. trial of positive airway pressure for the treatment of sleep apnea in pregnancy. American Journal of Obstetrics & Gynecology MFM, 2023; 5 (3): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.ajogmf.2022.100840

26- Emadian, S. O. The Effectiveness of Positive Thinking Training on Childbirth Fear, and Childbirth Self-efficacy in Pregnant Women in Sari. Journal of Applied Family Therapy, 2022; 3 (2): 482-495. https://doi.org/10.22034/aftj.2022.326439.1366 **[In Persian]**

27- Seligman, M., Csikszentmihalyi, M. Positive psychology: An introduction. American Psychologist, 2000; 55 (1): 5–14. https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5

28- Brakus, J. J., Chen, W., Schmitt, B., Zarantonello, L. Experiences and happiness: The role of gender. Psychology & Marketing, 2022; 1 (2): 1-10. http://dx.doi.org/10.1002/mar.21677

29- Waters, L., Algoe, S.B., Dutton, J., Emmons, R., Fredrickson, B. L., Heaphy, E., Steger, M. Positive psychology in a pandemic: Buffering, bolstering, and building mental health. The Journal of Positive Psychology, 2022; 17 (3): 303-323. https://doi.org/10.1080/17439760.2021.1871945

30- Kotera, Y., Green, P., Sheffield, D. Positive psychology for mental wellbeing of UK therapeutic students: relationships with engagement, motivation, resilience and self-compassion. International Journal of Mental Health and Addiction, 2022; 20 (3): 1611-1626. https://doi.org/10.1007/s11469-020-00466-y

31- Passmore, J., Oades, L. G. Positive psychology coaching–a model for coaching practice. Coaching Practiced, 2022; 1 (2): 447-455. http://dx.doi.org/10.1002/9781119835714.ch46

32- Vaishnavi, S., Thenmozhi, S., Chander, R. J. Effectiveness of positive psychology intervention in promoting happiness and altering attributional style among emerging adults. International Journal of Happiness and Development, 2022; 7 (4): 331-353. https://doi.org/10.1504/IJHD.2022.128031

33- Lambert, L., Passmore, H. A., Joshanloo, M. A. positive psychology intervention program in a culturally-diverse university: Boosting happiness and reducing fear. Journal of Happiness Studies, 2019; 20 (1): 1141-1162. https://doi.org/10.1007/s10902-018-9993-z

34- Van Zyl, L. E., Gaffaney, J., van der Vaart, L., Dik. B. J., Donaldson SI. The critiques and criticisms of positive psychology: A systematic review. The Journal of Positive Psychology, 2024; 19 (2): 206-235. https://doi.org/10.1080/17439760.2023.2178956

35- Arslan, G., Wong, P. Embracing life's challenges: Developing a tool for assessing resilient mindset in second wave positive Psychology. Journal of Happiness and Health, 2024; 4 (1): 1-10. https://doi.org/10.47602/johah.v4i1.53

36- Sudha, R., Gayatridevi, S. Efficacy of a Positive Psychology Based Intervention on Stress and Happiness among Working Women: An RCT protocol. Journal of the Indian Academy of Applied Psychology, 2023; 49 (2): 278-287. https://jiaap.in/wp-content/uploads/2023/07/16_Sudha.pdf

37- Pimple, J., Agrawal, T. Efficacy of practicing positive psychological interventions, yoga, and mindfulness meditation in COVID-19 lockdown. Int J Indian Psychol, 2020; 8 (2): 293-303. https://doi.org/10.25215/0802.239

38- Li, J., Luo, L., Diao, J., Li, Y., Zhang, S., Chen, L., Qin, J. Male sperm quality and risk of recurrent spontaneous abortion in Chinese couples: A systematic review and meta-analysis. Medicine, 2021; 100 (10): 1-10. https://doi.org/10.1097%2FMD.0000000000024828

39- Bi, M., Meng, L., Bai, L. Effects of Comprehensive Nursing Based on Orem's Self-Care Theory on Symptom Improvement and Pregnancy Outcome in Patients with Antiphospholipid Syndrome: A Retrospective Cohort Study. Computational and Mathematical Methods in Medicine, 2022; 1 (2): 1-10. https://doi.org/10.1155%2F2022%2F4133812

40- Marchand, G., Masoud, A. T., Azadi, A., Govindan, M., Ware, K., King, A., Sainz, K. Efficacy of laparoscopic and trans-abdominal cerclage (TAC) in patients with cervical insufficiency: A systematic review and meta-analysis. European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology, 2022; 1 (2): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.ejogrb.2022.01.002

41- Pervaiz, S., Naeem, M. A., Ali, A., John, A., Batool, N. Frequency Of Uterine Anomalies Associated with Persistent Miscarriages in Pregnancy on Ultrasound: Uterine Anomalies Associated with Persistent Miscarriages. Pakistan Journal of Health Sciences, 2022; 1 (2): 55-58. https://doi.org/10.54393/pjhs.v3i01.54

42- Gad, M. S., Ghonim, S. M., Abd EL-Hamid ES. Prophylactic measure in women with early recurrent pregnancy loss, polycystic ovary syndrome, and hyperhomocysteinemia. Menoufia Medical Journal, 2022; 35 (2): 1-10. https://doi.org/10.4103/mmj.mmj_147_21

43- Lan, Z., He, R., Long, Y., Zhou, S., Xia, G., Jing, F., Ouyang, Y. Reproductive outcomes after uterine septum resection in patients with recurrent miscarriage or infertility: a retrospective study in Chinese women. Archives of Gynecology and Obstetrics, 2022; 1 (2): 1-9. https://doi.org/10.1007/s00404-022-06794-9

44- Lin, H., Xu, C. Psychological Problems of Pregnant Women and Progress of Psychological Guidance in Recurrent Miscarriage. Health, 2021; 13 (7): 729-735. http://dx.doi.org/10.4236/health.2021.137056

45- Cang, R., Hu, Z., Tian, Z., Xia, T., Gao, Y., Fu, Z., Ding, X. Efficacy and Safety of the Bushen-Shugan Method in Pregnancy Outcomes in Patients with Recurrent Miscarriage Complicated by Anxiety and Depression: A Prospective Randomized Trial. Alternative Therapies in Health & Medicine, 2022; 28 (6): 1-10. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/35751898/

46- Gall, M. D., Gall, J. P., Borg, W. R. Educational research: an introduction (8. utg.). AE Burvikovs, Red.) USA: Pearson. 2007. https://www.scirp.org/reference/ReferencesPapers?ReferenceID=1035831

47- Hills, P., Argyle, M. The Oxford Happiness Questionnaire: A compact scale for the measurement of psychological well-being. Personality and individual differences, 2002; 33 (7): 1073-1082. https://doi.org/10.1016/S0191-8869 (01)00213-6

48- Scheier, M. F., Carver, C. S., Bridges, M. W. Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): a reevaluation of the Life Orientation Test. Journal of personality and social psychology, 1994; 67 (6): 1-10. https://doi.org/10.1037//0022-3514.67.6.1063

49- Mirzaee, A., Sharif, Nia., H, Dowran, B., Psandideh, A., Salimi, S. Psychometric Properties of the Persian Version of the Oxford Happiness Questionnaire in a Sample of the Iranian Military. Journal of Military Medicine, 2022; 23 (3): 246-254. https://doi.org/10.30491/JMM.23.3.246 **[In Persian]**

50- Türkmen, O. O., Kavaklı, M., Ak, M. The multiple mediating roles of self-esteem and happiness in the relationship between loneliness and depression in Facebook and Instagram users. Turkish J Clinical Psychiatry, 2022; 25 (1): 23-30. http://dx.doi.org/10.5505/kpd.2022.79663

51- Gholipour, S., Memari, E., Shojaedin, S. Effects of 14 Weeks Yoga Training on Labor Pain and Pregnancy Outcomes in Primiparous Women. Sarem Journal of Medical Research, 2019; 4 (2): 93-98. http://dx.doi.org/10.29252/sjrm.4.2.93 **[In Persian]**

52- Seligman, M. P., Steen, T. A., Park, N., Peterson, C. Positive Psychology Progress: Empirical Validation of Interventions. American Psychologist, 2005; 60 (5): 410–421. https://doi.org/10.1037/0003-066X.60.5.410

53- Welford, P., Östh, J., Hoy, S. L., Rossell, S., Pascoe, M., Diwan, V., Hallgren, M. Effects of yoga and Aerobic Exercise on Verbal Fluency in physically inactive older adults: Randomized Controlled Trial (FitForAge). Clinical Interventions in Aging, 2023; 1 (2): 533-545. https://doi.org/10.2147/CIA.S359185

54- Yin, J., Sun, Y., Zhu, Y., Alifujiang, H., Wang, Y., An, S., Chen, Y. Effects of yoga on clinical symptoms, quality of life and social functioning in patients with schizophrenia: A systematic review and meta-analysis. Asian Journal of Psychiatry, 2024; 1 (2): 1-10. https://doi.org/10.1016/j.ajp.2024.103959

55- Zhu, J., Chen, X., Zhen, X., Zheng, H., Chen, H., Chen, H., Wang, Y. Meta-analysis of effects of yoga exercise intervention on sleep quality in breast cancer patients. Frontiers in Oncology, 2023; 13 (1): 1-10. https://doi.org/10.3389/fonc.2023.1146433

56- Govindaraj, R., Karmani, S., Varambally, S., Gangadhar, B. N. Yoga and physical exercise–a review and comparison. International Review of psychiatry, 2016; 28 (3): 242-253. https://doi.org/10.3109/09540261.2016.1160878

57- Isaacs, A. N., Brooks, H., Lawn, S., Mohammadi, L., Vicary, E., Sutton, K. Effectiveness of personal recovery facilitators in adults with schizophrenia and other psychoses: a systematic review of reviews and narrative synthesis. Schizophrenia Research, 2022; 246 (1): 132-147. https://doi.org/10.1016/j.schres.2022.06.018

58- Hilmiy, S. W., Alfitri, R., Sulistiyah, S. The Effect of Yoga Exercise on Anxiety Levels Primigravida Third Trimester Pregnant Women in PMB Eny Islamatiti Bululawang Malang. Health Dynamics, 2024; 1 (5): 153-160. https://doi.org/10.33846/hd10504

59- Saffarinia, M., Mortezaei, Z., Alipour, A. Effectiveness of Positive Psychotherapy in Improving Sexual Anxiety, Satisfaction, and Depression in Female Infertile Patients. Journal of Applied Family Therapy, 2021; 2 (4): 464-482. https://doi.org/10.22034/aftj.2022.324271.1342

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۵۲-۱۳۹**
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19388.1577

**مقاله پژوهشی**

# مقایسه طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی هگزاکو بین زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری

**نویسندگان**

**ندا لاهوتی آذر [1]، الهام آقائی [2*]**

۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. nedapsychologytheater@gmail.com

۲. استادیار، گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۳۱

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۰/۳۰

**مقدمه:** هدف از مطالعهٔ حاضر، مقایسهٔ طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی در میان زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری است.

**روش:** این پژوهش به روش علی - مقایسه‌ای انجام شد. جامعهٔ هدف شامل دو گروه بودند. گروه نخست، کلیهٔ زنان متأهل دارای تمایل به فرزندآوری که به مراکز بهداشت شهر تهران مراجعه‌کننده بودند و گروه دوم، زنان متأهل بدون تمایل به فرزندآوری که از میان دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی در سال ۱۴۰۲ انتخاب شدند. نمونهٔ پژوهش شامل ۱۰۰ نفر (۵۰ نفر زن متأهل با تمایل به فرزندآوری و ۵۰ نفر زن متأهل بدون تمایل به فرزندآوری) بود که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای مورد استفاده شامل فرم کوتاه مقیاس طرح‌واره‌های هیجانی (ESS-S3) لیهی و سیاهه شخصیت هگزاکو (24-BHI) دی ورایز بودند. داده‌ها با استفاده از تحلیل واریانس چندمتغیره تحلیل شدند.

**نتایج:** نتایج نشان داد، بین دو گروه از نظر طرح‌واره‌های هیجانی، هیجان‌پذیری، برون‌گرایی، توافق و وظیفه‌شناسی تفاوت معناداری وجود دارد. با این حال، بین صداقت - فروتنی و گشودگی نسبت به تجربه در زنان دارای تمایل به فرزندآوری و زنان بدون تمایل به فرزندآوری تفاوتی مشاهده نشد. به طور مشخص، زنان دارای تمایل به فرزندآوری در طرح‌واره‌های هیجانی و هیجان‌پذیری میانگین کمتری نسبت به زنان بدون تمایل به فرزندآوری داشتند. در مقابل، زنان با تمایل به فرزندآوری نسبت به زنان بدون تمایل به فرزندآوری در متغیرهای برون‌گرایی، توافق و وظیفه شناسی میانگین بیشتری کسب کردند.

**بحث و نتیجه‌گیری:** براساس یافته‌های پژوهش، توجه به ویژگی‌های شخصیتی (هیجان‌پذیری، برون‌گرایی، توافق و وظیفه‌شناسی) و طرح‌واره‌های هیجانی برای برنامه‌ریزی مرتبط با فرزندآوری و افزایش جمعیت کشور ضروری است. همچنین، پیشنهاد می‌شود از نتایج این پژوهش در تدوین مداخلات روان‌شناختی برای ترغیب زنان به فرزندآوری استفاده است.

**کلیدواژه‌ها**

طرح‌واره‌های هیجانی، ویژگی‌های شخصیتی، فرزندآوری.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

e.aghaie@iauctb.ac.ir

این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد نویسنده اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ۱۵۲-۱۳۹
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152

**مقدمه**

میزان باروری در سراسر جهان رو به کاهش است و فرزندآوری یکی از سیاست‌های مهم بسیاری از دولت‌ها به شمار می‌رود [۱]. در بسیاری از کشورهای آسیای غربی، نرخ باروری به شدت کاهش یافته و جوانان تمایل دارند ازدواج و فرزندآوری را به تعویق بیندازند[۲]. ایران از جمله کشورهایی است که با روند نزولی رشد جمعیت، به تدریج با پدیدهٔ سالخوردگی جمعیت مواجه خواهد شد [۳]. از طرفی، طی پنجاه سال اخیر، توسعه اقتصادی - اجتماعی، کاهش نرخ باروری و در نتیجه کاهش رشد جمعیت، همراه با افزایش امید به زندگی، تغییرات قابل ملاحظه‌ای در ساختار جمعیت جهان ایجاد کرده است. به‌طوری‌که در این مدت، تعداد سالمندان به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته است [۴]. این روند به ویژه در بخش بهداشت و درمان، هزینه‌های زیادی را به همراه داشته است [۵]؛ لذا کاهش نرخ فرزندآوری و افزایش جمعیت سالمندان چنین هشداری جدی برای جوامع است تا به مسائل مرتبط با این تغییرات جمعیتی نوجه بیشتری داشته باشند [۶].

از سوی دیگر بر اساس پیش‌بینی‌ها در ایران، اگر نرخ باروری به ۲/۵ درصد برسد تا سال ۱۴۸۰ جمعیت کشور به ۱۰۹ میلیون نفر خواهد رسید و اگر رشد جمعیت به یک درصد برسد تا سال ۱۴۲۰ جمعیت ایران به ۵۹ میلیون نفر کاهش پیدا می‌کند و از نظر جمعیت ایران در حال حرکت در آینده دچار مشکل خواهد شد [۷]. بر اساس نتایج یک تحقیق، مهم‌ترین دلیل تمایل به فرزندآوری، علاقهٔ فطری افراد به کسب جایگاه و نقش والدی است. در مقابل مهم‌ترین دلیل بی‌تمایلی به فرزندآوری، مشکلات اقتصادی در تأمین هزینه‌های فرزند یا فرزندان بیشتر و بینش منفی افراد نسبت به داشتن فرزند زیاد گزارش شده است [۸]. در این میان، بین زنان و مردان از نظر تمایل به فرزندآوری تفاوت‌هایی وجود دارد که بر اساس نتایج یک مطالعه، دانشجویان زن نسبت به دانشجویان مرد تمایل کمتری برای زایمان و فرزندآوری در آینده نشان داده‌اند و زنان ارزش مادر بودن را به طور معنی‌داری کمتر از مردان برای پدر بودن می‌دانند [۲]. عوامل مختلفی می‌توانند بر این تفاوت تأثیرگذار باشند، از جمله ترس برخی از زنان از زایمان نگرانی دربارهٔ تأثیرات منفی زایمان بر روی بدنشان[۹] این ترس می‌تواند در دوران بارداری و پس از زایمان تأثیرات منفی بر زنان داشته باشد و در نهایت موجب کاهش تمایل آن‌ها به فرزندآوری شود [۱۰].

از سوی دیگر تمایل به فرزندآوری تحت‌تأثیر عوامل مختلفی مانند: ادراکات روان‌شناختی، انتظارات خانواده، هزینهٔ زایمان و غیره است[۱۱]؛ بنابراین با توجه به کاهش نرخ فرزندآوری به ویژه در ایران، درک عوامل مؤثر بر تمایل فرزندآوری زنان در سنین باروری بسیار مهم است. از نظر عوامل روان‌شناختی و هیجانی، یکی از عوامل مؤثر بر تمایل به فرزندآوری، طرح‌واره‌های هیجانی[1] می‌تواند باشد. الگوی طرح‌واره هیجانی یک الگوی شناختی اجتماعی است که چگونه افراد درک، تفسیر، ارزیابی و پاسخ به احساسات و هیجانات دیگران را درک می‌کنند [۱۲]. مدل طرح‌واره هیجانی، گسترش مدل شناختی در تبیین تفاوت فردی در نظریهٔ هیجانات است. این مدل شامل اعتقادات افراد دربارهٔ هیجانات، از جمله میزان پذیرش آن‌ها، هیجاناتی که باید کنترل یا سرکوب شوند و نحوهٔ بازتاب و ابراز هیجانات منعکس می‌شود [۱۳]. طرح‌واره‌های هیجانی در مورد فرزندآوری می‌تواند متأثر از فرهنگ تولد در جامعه، تجربیات فرزندآوری توسط اطرافیان، تجربیات تولد مشاهده شده توسط فرد، تصاویر تولد به اشتراک گذاشته شده در رسانه‌ها، الگوهای زبانی افراد دیگر، به ویژه سلامتی باشد [۱۴].

همچنین می‌توان گفت، متخصصان و نحوهٔ انتقال زایمان و تجربیات قبلی زن در هنگام تولد. احساسات مربوط به تجربه در واقع ترکیبی پویا از طرح‌واره‌های هیجانی هستند و ارزیابی طرح‌واره‌های هیجانی زنان به آن‌ها این امکان را می‌دهد که از نظر هیجانی در هماهنگی با تجربیات تولد آینده خود واکنش نشان دهند [۱۵]. یکی دیگر از عوامل مؤثر بر فرزندآوری می‌تواند ویژگی‌های شخصیتی[2] باشد [۱۶]. البته می‌توان گفت، ویژگی‌های شخصیتی به مجموع ویژگی‌هایی گفته می‌شود که در وجود یک فرد تقریبا به طور دائم وجود دارند و موجب منحصر به فرد شدن وی از سایرین می‌شود [۱۷]. یکی از نظریه‌های جدید شخصیتی که عوامل شخصیتی را به شش بُعد تقسیم‌بندی

1 . Emotional Schemas.
2 . Personality Traits.

کرده است، نظریهٔ شش عاملی هگزاکو[1] است [۱۸]. در این نظریه به بررسی شش عامل صداقت - فروتنی[2]، هیجان‌پذیری[3] (یا روان‌رنجورخویی مانند اضطراب، نگرانی و عصبانیت)، برونگرایی[4]، توافق[5]، وظیفه‌شناسی[6] و باز بودن نسبت به تجربه[7] (گشودگی نسبت به تجربه) پرداخته شده است [۱۹].

افرادی که نمرات هیجان‌پذیری بالاتری دارند، بیشتر مستعد ترس از خطرات جسمی، تجربهٔ اضطراب در مواجهه با عوامل استرس‌زا و نیاز به حمایت عاطفی هستند. این ویژگی‌ها می‌توانند آن‌ها را در معرض تجربه تأثیرات منفی بیشتری قرار دهد [۲۰]. بر اساس نتایج یک پژوهش تمایل به فرزندآوری از منابع پیچیده زیستی – اجتماعی - فرهنگی و تجارب هشیارانه درون روانی نشأت می‌گیرد. در فرایند بارداری نه تنها جنین تحول می‌یابد، بلکه زن نیز دستخوش دگرگونی‌های جسمانی و روان‌شناختی می‌گردد. در این دوره عواملی چون شخصیت و درک از خود می‌تواند در حل بحران‌ها و مواجه شدن با آن‌ها تأثیرگذار باشند [۲۱]. از سوی دیگر در اهمیت و ضرورت پژوهش می‌توان از دو منظر تئوری و عملیاتی بدان پرداخت. به این صورت که فرزندآوری به عنوان یک واقعیت اجتماعی در سطح کلان تحت‌تأثیر عوامل محیطی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی و در سطح خُرد متأثر از تفکرات، انگیزه‌ها و تمایلات و گرایش‌های افراد است. کاهش فرزندآوری در گذشته به علل ساختاری مانند کنترل باروری، جهانی شدن اقتصاد، تغییرات در بازار کار، تغییر نقش مرد و زن و کاهش حمایت دولت از خانواده‌ها و فرزندان نسبت داده می‌شد. اما در سال‌های اخیر، تغییر در نظام ارزشی مرتبط با موقعیت و نقش خانوادگی و اجتماعی زنان، تغییر در ارزش‌گذاری جامعه بر برابری جنسیتی و گرایش به سمت فردگرایی سکولار موجب کاهش گرایش جامعه به فرزندآوری شده است [۸].

همچنین در دو دهه گذشته میزان فرزندآوری در ایران زیر سطح جایگزین (دو فرزند) باقی‌مانده است که در صورت تداوم آن، به واسطه سالخوردگی جمعیت، باعث کاهش نیروی کار فعال مورد نیاز برای رشد اقتصادی کشور می‌شود [۲۲]. از سوی دیگر، می‌توان گفت برای افزایش مجدد فرزندآوری به سطح جایگزینی، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان باید مجموعه‌ای از سیاست‌ها را اجرا کنند که به خانواده‌ها در پوشش هزینه‌های مراقبت از کودکان کمک کرده و تعادل بین زندگی شغلی و خانوادگی زنان را تسهیل کند [۲۳]. علاوه بر مشکلات اقتصادی، نگرانی از آینده فرزندان و تداخل فرزندآوری با علایق، تفریحات، برنامه‌های کاری و تحصیلی فرد دو دلیل دیگر مهم فرهنگی و اجتماعی برای نخواستن فرزند است که ضرورت دارد در تدوین و اصلاح سیاست‌های جمعیتی به آن‌ها توجه جدی شود [۲۲]. همچنین در اهمیت و ضرورت پژوهش می‌توان از دو منظر تئوری و عملیاتی به اهمیت کار پیش‌رو پرداخت. به این صورت که باروری به عنوان یک واقعیت اجتماعی در سطح کلان تحت‌تأثیر عوامل محیطی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی و در سطح خُرد متأثر از تفکرات، انگیزه‌ها و تمایلات، گرایش‌های افراد است. بنا بر آنچه گفته شد، انجام پژوهشی که بتواند علل تمایل و بی‌تمایلی زنان متأهل به فرزندآوری را شناسایی کند، از منظر سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی جمعیتی از اهمیت و ضرورت بالایی برخوردار است و برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران از بهره‌وران نتایج پژوهش حاضر خواهند بود؛ لذا در این پژوهش به شناخت عوامل تأثیرگذار هیجانی و شخصیتی بر فرزندآوری پرداخته شده است که به مطالعه دو متغیر مهم هیجانی یعنی طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی هگزاکو پرداخته شده است..

## پرسش پژوهش

در راستای پاسخ‌گویی به این خلأ تحقیقاتی، پرسش پژوهش حاضر این بود که آیا بین طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی بین زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود دارد؟

## روش

پژوهش حاضر توصیفی و از نوع علی - مقایسه‌ای است. جامعهٔ هدف پژوهش حاضر شامل دو گروه بودند. گروه نخست کلیهٔ زنان متأهل دارای تمایل به فرزندآوری

1 . HEXACO Personality.
2 . Honesty- Humility.
3 . Emotionality.
4 . Extraversion.
5 . Agreeableness.
6 . Conscientiousness.
7 . Openness to Experience.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٥٢-١٣٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152

مراجعه‌کننده به مراکز بهداشت شهر تهران و گروه دوم کلیهٔ زنان متأهل بدون تمایل به فرزندآوری از بین دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی بودند. از آنجایی که در تحقیقات علمی مقایسه‌ای حجم هر گروه ۳۰ نفر پیشنهاد شده است [۲۴]، در این پژوهش برای تعمیم‌پذیری بیشتر نتایج حجم هر گروه ۵۰ نفر انتخاب شد (۵۰ نفر زن متأهل دارای تمایل به فرزندآوری و ۵۰ نفر زن متأهل بدون تمایل به فرزندآوری). روش نمونه‌گیری در این پژوهش در دسترس[1] بود. نداشتن سابقهٔ طلاق در هر دو گروه از زنان، حداقل تحصیلات دیپلم و نداشتن بیماری‌های جسمانی خاص مانند دیابت، چاقی مزمن و غیره (بر اساس گزارش خود زنان) ملاک‌های ورود به پژوهش بود. ناقص بودن پاسخ‌نامه افراد نمونه در هر دو گروه، سابقهٔ طلاق در زنان و داشتن بیماری‌های روان‌شناختی و جسمانی (بر اساس گزارش خود زنان) ملاک‌های خروج از پژوهش بود. روش اجرای پژوهش به این صورت بود که برای اجرای پرسش‌نامه‌های پژوهش بر روی زنان به شیوه مداد - کاغذی استفاده شد. به این صورت که فایل پرینت شده پرسش‌نامه‌ها به زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری داده شد تا به پرسش‌ها پاسخ دهند. سپس بر اساس دستورالعملی که در بالای پرسش‌نامه‌ها نوشته شده بود از آنان خواسته شد تمامی پرسش‌ها را به دقت بخوانند تا حد امکان پرسشی را بی‌پاسخ نگذارند. گروه نخست، یعنی زنان دارای تمایل به فرزندآوری زنانی بودند که در سال ۱۴۰۲ به مراکز بهداشت منطقه ۵ شهر تهران (زیباشهر، سردار جنگل، شهید غفاری، فاضل و توحید) مراجعه کرده بودند و از بین زنانی که با هدف مشاوره و تنظیم خانواده به قصد بارداری به این مراکز مراجعه کردند تعداد ۵۰ نفر به شیوهٔ در دسترس (۵ مرکز و از هر مرکز ۱۰ نفر) به سوالات پرسش‌نامه‌های ویژگی‌های شخصیتی و پرسش‌نامهٔ طرحواره‌های هیجانی پاسخ دادند. گروه دوم یعنی دانشجویان زن متأهل بدون تمایل به فرزندآوری زنانی بودند که در سال ۱۴۰۲ در دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز در حال تحصیل بودند (دانشکده روان‌شناسی) و از بین دانشجویان زن متأهلی که به گزارش خود قصد فرزندآوری نداشتند به پرسش‌های پرسش‌نامه‌ها پاسخ دادند.

1 . Convenience Sampling.

## ابزارها

### فرم کوتاه مقیاس طرحواره‌های هیجانی[2] (ESS-S3)

این مقیاس ۲۲ پرسش دارد و ۶ خرده مقیاس شامل، قابل درک و کنترل[3] با پرسش‌های؛ ۱، ۴، ۷، ۱۰، ۱۳، ۱۸ و ۲۰؛ نشخوار فکری[4] با پرسش‌های؛ ۵، ۱۱ و ۱۶؛ توافق عمومی[5] با پرسش‌های؛ ۶، ۱۲، ۱۷ و ۱۹؛ عقلانی بودن[6] با پرسش‌های ۳، ۱۴ و ۲۲؛ پذیرش[7] با پرسش‌های ۸ و ۲۱؛ ساده انگاری هیجانات[8] با پرسش‌های؛ ۲، ۹ و ۱۵ را اندازه‌گیری می‌کند [۲۵]. نمره‌گذاری مقیاس در طیف لیکرت ۶ درجه‌ای انجام می‌شود (دربارهٔ من کاملاً اشتباه است یا کاملاً مخالفم ۱ نمرهٔ تا دربارهٔ من کاملاً درست است یا کاملاً موافقم ۶ نمره)، به این صورت که کاملاً مخالفم ۱ نمره، نسبتا مخالفم ۲ نمره، کمی مخالفم ۳ نمره، کمی موافقم ۴ نمره، نسبتا موافقم ۵ نمره و کاملا موافقم ۶ نمره تعلق می‌گیرد. پرسش‌های؛ ۱، ۴، ۷، ۸، ۱۰، ۱۳، ۱۸، ۲۰ و ۲۱ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. دامنهٔ نمرات بین ۲۲ تا ۱۳۲ است و نمرهٔ بالاتر نشان دهنده طرحواره‌های هیجانی بیشتر است. سازندگان مقیاس پایایی و روایی آن را محاسبه کرده‌اند و پایایی با آلفای کرونباخ ۰/۸۰ و روایی ملاکی(همزمان) آن بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون با سیاهه تجدیدنظر شده افسردگی[9] [۲۶] بررسی و ضرایب در دامنهٔ ۱۳ تا ۰/۶۵ و ضرایب همبستگی با سیاهه اضطراب[10] [۲۷] بررسی و ضرایب در دامنهٔ ۰/۱۲ تا ۰/۴۹ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است[۲۵]. در ایران این مقیاس ترجمه و هنجاریابی شده است و پایایی و روایی آن محاسبه شده است که ضرایب آلفای کرونباخ آن قابل درک و کنترل ۰/۷۹، نشخوار فکری ۰/۷۵، توافق عمومی ۰/۶۵، عقلانی بودن ۰/۶۰، پذیرش ۰/۷۲ و ساده‌انگاری هیجانات ۰/۶۰ و کل پرسش‌ها ۰/۷۰ به دست آمده است و روایی سازه آن تحلیل عاملی اکتشافی بررسی و پرسش‌ها، در مجموع ۵۷/۹۱ درصد از کل واریانس

2 . Emotional Schemas Scale – Short Form (ESS-S-F).
3 . comprehensible and control.
4 . Rumination.
5 . Consensus.
6 . Rationalization.
7 . Acceptance.
8 . Simplistic View of Emotion.
9 . Beck Depression Inventory-II (BDI-II).
10 . Beck anxiety Inventory (BAI).

مقیاس طرح‌واره‌های هیجانی را تبیین می‌کنند [۲۸]. در پژوهش حاضر پایایی محاسبه و ضرایب آلفای کرونباخ کل پرسش‌ها در گروه زنان با تمایل به فرزندآوری ۰/۷۵ و در گروه زنان بدون تمایل به فرزندآوری ۰/۸۱ به دست آمده است.

**سیاهه شخصیت هگزاکو[1] (24-BHI)**

این سیاهه شامل شش پرسش بوده که شش مؤلفهٔ صداقت - فروتنی با پرسش‌های؛ ۶، ۱۲، ۱۸ و ۲۴؛ هیجان‌پذیری با پرسش‌های ۵، ۱۱، ۱۷ و ۲۳؛ برون‌گرایی با پرسش‌های ۴، ۱۰، ۱۶ و ۲۲؛ توافق با پرسش‌های؛ ۳، ۹، ۱۵ و ۲۱؛ وظیفه‌شناسی با پرسش‌های؛ ۲، ۸، ۱۴ و ۲۰؛ باز بودن نسبت به تجربه با پرسش‌های؛ ۱، ۷، ۱۳ و ۱۹ را اندازه‌گیری می‌کند [۲۹]. نمره‌گذاری سیاهه به صورت ۵ درجه‌ای لیکرت است. به این صورت که کاملاً مخالفم نمرهٔ ۱، مخالف نمرهٔ ۲، نظری ندارم نمرهٔ ۳، موافق نمرهٔ ۴ و کاملاً موافقم نمرهٔ ۵ نمره‌گذاری می‌شود. پرسش‌های؛ ۳، ۴، ۷، ۸، ۹، ۱۱، ۱۲، ۱۷، ۲۰، ۲۲ و ۲۴، به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌گردد. به این صورت که به گزینه کاملاً مخالفم نمره ۵، مخالف نمرهٔ ۴، نظری ندارم نمرهٔ ۳، موافق نمرهٔ ۲ و کاملاً موافقم نمرهٔ ۱ تعلق می‌گیرد. دامنهٔ هر خرده مقیاس بین ۴ تا ۲۰ است و نمرهٔ بالاتر در هیجان‌پذیری نشان‌دهندهٔ هیجان‌پذیرتر بودن فرد پاسخ‌دهنده است و همچنین نمرهٔ بالاتر در صداقت - فروتنی، برون‌گرایی، توافق، وظیفه‌شناسی و باز بودن نسبت به تجربه، نشان‌دهندهٔ بودن ویژگی‌های سازگارانه‌تر شخصیت در فرد پاسخ‌دهنده است. سازندهٔ سیاهه ویژگی‌های روان‌سنجی آن را بررسی و برای محاسبه پایایی از آلفای کرونباخ استفاده کرده است که ضرایب برای صداقت و فروتنی ۰/۵۵، هیجان‌پذیری ۰/۵۴، برون‌گرایی ۰/۶۹، توافق ۰/۵۳، وظیفه‌شناسی ۰/۶۱ و باز بودن نسبت به تجربه ۰/۶۰ به دست آورده است و برای بررسی روایی همگرایی، آن را با سیاهه شخصیت هگزاکو[2] [۳۰] بررسی و ضرایب همبستگی پیرسون در دامنهٔ ۰/۴۰ تا ۰/۶۲ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است[۲۹]. این مقیاس در ایران ترجمه و هنجاریابی شده است و ویژگی‌های روان‌سنجی آن محاسبه و برای بررسی پایایی از آلفای کرونباخ استفاده کرده است که ضرایب برای صداقت - فروتنی ۰/۷۹، هیجان‌پذیری ۰/۸۷، برون‌گرایی ۰/۷۴، توافق ۰/۸۸، وظیفه‌شناسی ۰/۸۸ و باز بودن نسبت به تجربه ۰/۶۳ به دست آمده است و روایی سازه آن تحلیل عاملی اکتشافی بررسی و پرسش‌ها در مجموع ۷۵/۲۰ درصد از کل واریانس مقیاس را تبیین می‌کنند و تحلیل عاملی تأییدی آن نیز محاسبه و مقادیر شاخص برازش مقایسه‌ای[3] و خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب[4] به ترتیب ۰/۸۱۰ و ۰/۰۷۰ به دست آورده‌اند که نشان‌دهندهٔ روایی عاملی مقیاس است[۳۱]. در پژوهش حاضر پایایی محاسبه و ضرایب آلفای کرونباخ کل پرسش‌ها در گروه زنان با تمایل به فرزندآوری ۰/۸۲ و در گروه زنان بدون تمایل به فرزندآوری ۰/۹۰ به دست آمده است.

**شیوه تحلیل داده‌ها**

جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها در سطح توصیفی و استنباطی عمل شد. در سطح توصیف جهت سنجش متغیرهای پژوهش از میانگین و انحراف استاندارد استفاده شد. در سطح توصیف جهت مقایسه متغیرهای پژوهش در دو گروه موردنظر از تحلیل واریانس چند متغیره (جهت مقایسه متغیرها) استفاده شد. از نرم‌افزار SPSS نسخهٔ ۲۸ برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شد.

## نتایج

بر اساس نتایج جمعیت‌شناختی میانگین و انحراف معیار سن زنان متأهل دارای تمایل به فرزندآوری ۳۴/۹۸ و ۲/۲۸۱ است؛ میانگین و انحراف معیار سن زنان متأهل بدون تمایل به فرزندآوری ۳۵/۱۴ و ۲/۱۴۸ بود که میزان آماره تی مستقل به دست آمد و حاصل از مقایسه میانگین سنی دو گروه در متغیر سن با t-test=۰/۳۶۱ است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۷۱۹) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن ۲ گروه از نظر سن است. در گروه زنان با تمایل به فرزندآوری ۴ نفر (۸ درصد) فوق دیپلم، ۲۳ نفر(۶۶ درصد) کارشناسی و ۱۳ نفر(۲۶ درصد) کارشناسی ارشد بودند. در گروه زنان بدون تمایل به فرزندآوری ۵ نفر (۱۰ درصد) فوق دیپلم، ۲۳ نفر (۶۶ درصد) کارشناسی و

1 . 24-item Brief HEXACO Inventory (24-BHI).
2 . HEXACO Personality Inventory (HEXACO-PI).
3 . Comparative Fit Index (CFI).
4 . Root Mean Square Rrror of Approximation (RMSEA).

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٥٢-١٣٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152

۱۲ نفر(۲۴ درصد) کارشناسی ارشد بودند که میزان کای اسکوئر به دست آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد در متغیر تحصیلات برابر با chi-square=۰/۱۵۱ است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۹۲۷) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن دو گروه زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری از نظر تحصیلات است.

از نظر میزان درآمد (وضعیت اقتصادی) در گروه زنان متأهل با تمایل به فرزندآوری ۱۰ نفر(۲۰ درصد) ۲ تا ۵ میلیون، ۲۵ نفر (۵۰ درصد) ۶ تا ۱۰ میلیون و ۱۵ نفر(۳۰ درصد) ۱۱ میلیون به بالا درآمد داشتند. در گروه زنان متأهل بدون تمایل به فرزندآوری ۱۳ نفر (۲۶ درصد) ۲ تا ۵ میلیون، ۲۳ نفر(۴۶ درصد) ۶ تا ۱۰ میلیون و ۱۴ نفر(۲۸ درصد) ۱۱ میلیون به بالا درآمد داشتند که میزان کای اسکوئر به دست آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد در متغیر وضعیت اقتصادی (میزان درآمد) برابر با chi-square=۰/۵۰۹است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۷۷۵) که نشان دهندهٔ همتا بودن دو گروه زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری از نظر وضعیت اقتصادی (میزان درآمد) است که این نتیجه نشان‌دهندهٔ آن است دو گروه از زنان از نظر درآمد همتا هستند و میزان درآمد تأثیری بر وضعیت فرزندآوری نداشته است.

از نظر وضعیت شغلی در گروه زنان متأهل با تمایل به فرزندآوری ۱۹ نفر(۳۸ درصد) خانه‌دار - دانشجو، ۲۰ نفر(۴۰ درصد) کارمند و ۱۱ نفر(۲۲ درصد) شغل آزاد داشتند. در گروه زنان متأهل بدون تمایل به فرزندآوری ۲۹ نفر (۵۸ درصد) خانه‌دار - دانشجو، ۱۲ نفر (۲۴ درصد) کارمند و ۹ نفر (۱۸ درصد) شغل آزاد داشتند که میزان کای اسکوئر به دست آمده حاصل از مقایسه فراوانی و درصد در متغیر وضعیت شغلی برابر با chi-square=۴/۲۸۳ است که این میزان به لحاظ آماری معنادار نیست (sig=۰/۱۱۷) که نشان‌دهندهٔ همتا بودن دو گروه زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری از نظر وضعیت شغلی است که این نتیجه نشان‌دهندهٔ آن است دو گروه از زنان از نظر وضعیت شغلی همتا هستند و وضعیت شغلی تاثیری بر وضعیت فرزندآوری نداشته است.

جدول ۱، میانگین و انحراف معیار طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی در زنان متأهل با تمایل به فرزندآوری را نشان می‌دهد. برای تحلیل داده‌ها از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیره (مانوا) استفاده شد که قبل از تحلیل مفروضه‌های آن بررسی شد. در جدول ۲ ، نتیجه آزمون چولگی و کشیدگی برای نرمال بودن توزیع نمرات آمده است.

**جدول ۱. میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری (هر گروه ۵۰ نفر**

| متغیرهای وابسته | زنان متأهل بدون تمایل به فرزند | | زنان متأهل با تمایل به فرزند | |
|---|---|---|---|---|
| | میانگین | انحراف معیار | میانگین | انحراف معیار |
| قابل درک بودن | ۱۰/۱۲ | ۱/۰۰۳ | ۶/۶۴ | ۰/۶۶۳ |
| نشخوار فکری | ۷/۴۶ | ۱/۴۷۴ | ۳/۷۶ | ۰/۸۴۷ |
| توافق عمومی | ۸/۴۶ | ۱/۹۴۰ | ۶/۷۰ | ۰/۷۳۵ |
| عقلانی بودن | ۵/۸۸ | ۲/۴۴۶ | ۳/۷۸ | ۰/۸۶۴ |
| پذیرش | ۵/۹۲ | ۲/۴۱۵ | ۳/۱۰ | ۱/۰۷۴ |
| ساده‌انگاری هیجانات | ۸/۱۴ | ۱/۹۲۷ | ۷/۰۰ | ۱/۲۴۵ |
| نمره کل طرح‌واره‌های هیجانی | ۴۵/۹۸ | ۸/۸۲۸ | ۳۰/۹۸ | ۲/۵۳۵ |
| صداقت - فروتنی | ۱۰/۷۴ | ۰/۷۷۷ | ۱۰/۹۸ | ۰/۹۷۹ |
| هیجان‌پذیری | ۱۰/۵۴ | ۱/۴۳۲ | ۱۱/۰۶ | ۰/۸۱۸ |
| برون‌گرایی | ۷/۰۴ | ۱/۳۷۰ | ۸/۳۸ | ۲/۵۲۲ |
| توافق | ۷/۹۶ | ۲/۱۲۵ | ۹/۵۲ | ۳/۸۴۵ |
| وظیفه‌شناسی | ۸/۳۸ | ۱/۹۵۸ | ۱۰/۴۲ | ۴/۲۶۲ |
| باز بودن نسبت به تجربه | ۸/۵۰ | ۱/۹۳۰ | ۹/۴۰ | ۴/۰۲۵ |

**جدول ۲. نتیجه آزمون چولگی و کشیدگی برای نرمال بودن توزیع نمرات**

| متغیرهای وابسته | زنان با تمایل به فرزندآوری | | زنان بدون تمایل به فرزندآوری | |
|---|---|---|---|---|
| | چولگی | کشیدگی | چولگی | کشیدگی |
| قابل درک بودن | ۰/۵۵۳ | -۰/۶۴۱ | -۱/۱۳۵ | ۱/۷۳۷ |
| نشخوار فکری | ۰/۴۹۰ | -۱/۴۳۶ | -۰/۲۱۷ | ۰/۴۰۶ |
| توافق عمومی | ۰/۸۶۶ | ۰/۵۷۱ | ۰/۰۶۳ | -۱/۵۴۷ |
| عقلانی بودن | ۰/۴۵۱ | -۱/۵۲۵ | ۰/۱۹۷ | -۱/۴۷۹ |
| پذیرش | ۰/۷۲۱ | -۰/۶۸۰ | ۰/۱۸۸ | -۱/۴۴۸ |
| ساده‌انگاری هیجانات | ۱/۵۸۵ | ۱/۱۳۹ | ۰/۳۹۹ | -۱/۳۶۳ |
| نمرهٔ کل طرح‌واره‌های هیجانی | ۰/۶۱۸ | -۰/۲۷۶ | ۰/۱۶۲ | -۱/۶۱۷ |
| صداقت-فروتنی | ۱/۴۰۰ | ۱/۱۳۰ | ۰/۴۹۷ | -۱/۱۶۱ |
| هیجان‌پذیری | -۰/۱۱۳ | -۱/۴۹۶ | -۰/۱۲۷ | -۰/۷۷۱ |
| برون‌گرایی | ۰/۶۲۴ | -۱/۳۱۰ | ۱/۹۱۱ | ۱/۷۷۳ |
| توافق | ۱/۰۲۹ | -۰/۰۰۴ | ۰/۴۵۶ | -۱/۲۲۸ |
| وظیفه‌شناسی | ۰/۰۸۹ | -۱/۸۷۴ | ۰/۱۳۷ | -۱/۵۵۴ |
| باز بودن نسبت به تجربه | ۰/۶۸۲ | -۱/۴۷۳ | ۰/۰۰۹ | -۱/۵۲۳ |

**جدول ۳. نتایج آزمون باکس مبنی بر همگنی ماتریس‌های واریانس – کوواریانس**

| متغیرهای وابسته | آماره آزمون باکس | آماره آزمون F | سطح معناداری |
|---|---|---|---|
| طرح‌واره‌های هیجانی | ۳/۳۳۹ | ۱/۷۵۶ | ۰/۴۹۶ |
| ویژگی‌های شخصیتی | ۴/۱۱۹ | ۱/۰۶۰ | ۰/۳۲۳ |

جدول ۲، نتیجهٔ آزمون چولگی و کشیدگی برای نرمال بودن توزیع نمرات را نشان می‌دهد که مقدار چولگی و کشیدگی متغیرهای پژوهش در بازهٔ (۲- تا ۲) قرار دارد که این نشان می‌دهد توزیع متغیرها از چولگی و کشیدگی نرمال برخوردارند؛ بنابراین توزیع تمامی متغیرهای پژوهش نرمال است. در جدول ۳ مفروضه همگنی ماتریس‌های واریانس - کوواریانس آمده است.

بر اساس داده‌های جدول ۳، نتایج این آزمون نشان می‌دهد که چون سطح معنی‌داری به‌دست‌آمده بزرگ‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد پس داده‌های تحقیق فرض همگنی ماتریس‌های واریانس - کوواریانس را زیر سؤال نبرده است؛ بنابراین این پیش‌فرض نیز رعایت شده است و این مفروضه برقرار است. بر این اساس می‌توان از آزمون پارامتریک تحلیل واریانس چندمتغیره استفاده نمود. در جدول ۴ مفروضه همگنی واریانس‌های بین گروهی[1] آمده است.

1 . Homogeneity of Variance.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٥٢-١٣٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152

**جدول ۴. نتایج آزمون لون مبنی بر پیش‌فرض همگنی واریانس‌های بین گروهی**

| متغیرهای وابسته | آماره F | درجه آزادی ۱ | درجه آزادی ۲ | معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|
| قابل درک بودن | ۰/۷۲۵ | ۱ | ۹۸ | ۰/۳۹۷ |
| نشخوار فکری | ۰/۵۲۶ | ۱ | ۹۸ | ۰/۵۰۱ |
| توافق عمومی | ۰/۵۰۹ | ۱ | ۹۸ | ۰/۲۰۲ |
| عقلانی بودن | ۰/۶۰۶ | ۱ | ۹۸ | ۰/۲۳۵ |
| پذیرش | ۰/۲۵۳ | ۱ | ۹۸ | ۰/۳۳۲ |
| ساده‌انگاری هیجانات | ۰/۳۰۶ | ۱ | ۹۸ | ۰/۳۰۵ |
| صداقت-فروتنی | ۰۰۵/ | ۱ | ۹۸ | ۰/۸۱۹ |
| هیجان‌پذیری | ۰/۳۰۰ | ۱ | ۹۸ | ۰/۲۵۲ |
| برون‌گرایی | ۰/۶۴۸ | ۱ | ۹۸ | ۰/۱۹۸ |
| توافق | ۰/۲۵۵ | ۱ | ۹۸ | ۰/۱۸۰ |
| وظیفه‌شناسی | ۰/۹۴۳ | ۱ | ۹۸ | ۰/۱۷۲ |
| باز بودن نسبت به تجربه | ۰/۸۸۰ | ۱ | ۹۸ | ۰/۱۶۲ |

**جدول ۵. خلاصه آزمون‌های چندمتغیری طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی زنان با و بدون تمایل به فرزندآوری**

| آزمون‌های چند متغیره | مقادیر | F | معنی‌داری | ضریب تأثیر | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|
| ردگیری پیلای | ۰/۸۸۵ | ۵۵/۸۴۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۸۵ | ۰/۹۹۹ |
| ویلکز لامبدا | ۰/۱۱۵ | ۵۵/۸۴۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۸۵ | ۰/۹۹۹ |
| ردگیری هوتلینگ | ۷/۷۰۳ | ۵۵/۸۴۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۸۵ | ۰/۹۹۹ |
| بزرگ‌ترین ریشه روی | ۷/۷۰۳ | ۵۵/۸۴۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۸۵ | ۰/۹۹۹ |

بر اساس داده‌های جدول ۴ نتایج آزمون لون نشان می‌دهد، چون سطح معناداری به‌دست‌آمده بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است؛ بنابراین ۲ گروه زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری از نظر واریانس تفاوت ندارند و این نشان‌دهندهٔ همگنی بین واریانس‌های دو گروه است؛ لذا این مفروضه برقرار است. بر این اساس می‌توان از آزمون پارامتریک تحلیل واریانس چندمتغیره استفاده نمود که نتایج آن در جدول ۵ و ۶ آمده است.

باتوجه‌به جدول ۵، مقدار آزمون‌های چندگانه به ویژه ویلکز لامبدا (۰/۱۱۵) و F محاسبه شده (۵۵/۸۴۵) می‌توان فرض پژوهش را مورد تأیید قرار داد. به عبارت دیگر در دو گروه از زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری از نظر طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی تفاوت وجود دارد. در ادامه اثرات بین آزمودنی متغیرهای پژوهش به صورت تفکیکی با استفاده از تحلیل واریانس چندمتغیره(مانوا) در جدول ۶ آمده است.

**جدول ۶. نتایج اثرات بین آزمودنی تحلیل واریانس چندمتغیره طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی بین زنان متأهل**

| متغیرهای وابسته | مجموع مجذورات | درجه آزادی | F | معناداری | ضریب تأثیر | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|---|
| قابل درک بودن | ۳۰۲/۷۶۰ | ۱ | ۴۱۹/۰۷۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۸۱۰ | ۰/۹۹۹ |
| نشخوار فکری | ۳۴۲/۲۵۰ | ۱ | ۲۳۶/۹۶۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۷۰۷ | ۰/۹۹۹ |
| توافق عمومی | ۷۷/۴۴۰ | ۱ | ۳۵/۹۸۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۲۶۹ | ۰/۹۹۹ |
| عقلانی بودن | ۱۱۰/۲۵۰ | ۱ | ۳۲/۷۵۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۲۵۱ | ۰/۹۹۹ |
| پذیرش | ۱۹۸/۸۱۰ | ۱ | ۵۶/۹۳۹ | ۰/۰۰۱ | ۰/۳۶۷ | ۰/۹۹۹ |
| ساده‌انگاری هیجانات | ۳۲/۴۹۰ | ۱ | ۱۲/۳۴۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۱۲ | ۰/۹۳۶ |
| صداقت - فروتنی | ۱/۴۴۰ | ۱ | ۱/۸۴۲ | ۰/۱۷۸ | ۰/۰۱۸ | ۰/۲۶۹ |
| هیجان‌پذیری | ۵۴/۷۶۰ | ۱ | ۴۰/۲۷۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۲۹۱ | ۰/۹۹۹ |
| برون‌گرایی | ۴۴/۸۹۰ | ۱ | ۱۰/۸۹۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۰۰ | ۰/۹۰۵ |
| توافق | ۶۰/۸۴۰ | ۱ | ۶/۴۷۸ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۶۲ | ۰/۷۱۲ |
| وظیفه‌شناسی | ۱۰۴/۰۴۰ | ۱ | ۹/۴۵۹ | ۰/۰۰۳ | ۰/۰۸۸ | ۰/۸۶۱ |
| باز بودن نسبت به تجربه | ۲۰/۲۵۰ | ۱ | ۲/۰۳۲ | ۰/۱۵۷ | ۰/۰۲۰ | ۰/۲۹۲ |

نتایج جدول ۶ نشان داد، بین قابل درک بودن (Sig=۰/۰۰۱ و F=۴۱۹/۰۷۵)، نشخوار فکری (Sig=۰/۰۰۱ و F=۳۲۶/۹۶۸)، توافق عمومی (Sig=۰/۰۰۱ و F=۳۵/۹۸۱)، عقلانی بودن (Sig=۰/۰۰۱ و F=۳۲/۷۵۵)، پذیرش (Sig=۰/۰۰۱ و F=۵۶/۹۳۹)، ساده‌انگاری هیجانات (Sig=۰/۰۰۱ و F=۱۲/۳۴۰)، هیجان‌پذیری (Sig=۰/۰۰۱ و F=۴۰/۲۷۷)، برون‌گرایی (Sig=۰/۰۰۱ و F=۱۰/۸۹۷)، توافق (Sig=۰/۰۱۲ و F=۶/۴۷۸) و وظیفه شناسی (Sig=۰/۰۰۳ و F=۹/۴۵۹) تفاوت وجود دارد. اما بین صداقت - فروتنی (Sig=۰/۱۷۸ و F=۱/۸۴۳) و باز بودن نسبت به تجربه (Sig=۰/۱۵۷ و F=۲/۰۳۲) زنان با و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود نداشت. به این صورت که زنان با تمایل به فرزندآوری در طرح‌واره‌های هیجانی و هیجان‌پذیری نمرهٔ میانگین کمتری نسبت به زنان بدون تمایل به فرزندآوری کسب کردند. همچنین زنان با تمایل به فرزندآوری نسبت به زنان بدون تمایل به فرزندآوری در متغیرهای برون‌گرایی، توافق و وظیفه‌شناسی نمرهٔ میانگین بیشتری کسب کردند.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر، بررسی و مقایسه طرح‌واره‌های هیجانی و ویژگی‌های شخصیتی بین زنان متأهل دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری بود. روش پژوهش، علی - مقایسه‌ای بود. نتایج نشان داد که بین طرح‌واره‌های هیجانی، هیجان‌پذیری، برون‌گرایی، توافق و وظیفه‌شناسی زنان متأهل با و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت معناداری وجود دارد. این یافته‌ها با نتایج تحقیقات پیشین همسو است [۱۵ و ۱۶]. با استفاده از نظریهٔ طرح‌واره‌های هیجانی لیهی در تبیین تفاوت طرح‌واره‌های هیجانی بین زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت، طرح‌واره‌های هیجانی یک عامل بسیار قدرتمند در تبیین اختلالات هیجانی هستند [۱۳ و ۳۲]. در مدل طرح‌وارهٔ هیجانی، افراد از نظر تفسیر و ارزیابی‌هایی که از تجربهٔ هیجانی خود به عمل می‌آورند با یکدیگر تفاوت داشته [۳۳] و ممکن است با راهبردهای مختلف مانند اجتناب تجربی، راهبردهای شناختی بی‌ثمر، حمایت اجتماعی و یا راهبردهای دیگر بکوشند با هیجانات خود مقابله کنند [۱۳ و ۳۴]. این طرح‌واره‌های هیجانی روی زندگی زناشویی تأثیر می‌گذارند. به این صورت که فردی که از این راهبردهای شناختی ناکارآمد استفاده می‌کند، به هنگام بروز تنش و هیجانات منفی در روابط زناشویی قادر نیستند از آن هیجان

عبور کرده و نمی‌توانند به طور کارآمد به تنظیم هیجانی و تصمیم‌گیری درست بپردازد؛ بلکه گرفتار آن تجربهٔ هیجانی شده و با نشخوار ذهنی به تشدید آن هیجان کمک می‌کند و همین سبب می‌شود، زنان در زندگی زناشویی خود مشکلات بیشتری را تجربه کنند. از آنجایی که فرزندآوری تحت‌تأثیر زندگی زناشویی و کیفیت روابط زوجین قرار دارد؛ لذا وقتی زنان کیفیت زندگی زناشویی مطلوبی را تجربه نکنند، تمایلی به فرزندآوری نیز نخواهند داشت. افزون بر این، طرح‌واره‌های هیجانی مشکل‌ساز با سطح بالاتر افسردگی، اضطراب، عوامل شناختی نگرانی، اجتناب تجربی و ناسازگاری زناشویی مرتبط است [۳۵]. زنانی که ناسازگاری زناشویی بیشتری را گزارش می‌کنند، به احتمال بیشتری طرح‌واره‌های هیجانی مرتبط با ابراز و معتبرسازی پایین و شرمساری و احساس گناه بالا را تجربه می‌کنند و تحمل پایینی در مقابل هیجان‌ها و احساس‌های آمیخته دارند [۳۶]. از سوی دیگر می‌توان گفت، پایین بودن طرح‌وارهٔ هیجانی توافق در روابط بین زوجین می‌تواند نارضایتی در روابط آن‌ها را پیش‌بینی کند. بسیاری از افراد احساسات، تکانه‌ها و تخیلات خود را عجیب و غریب می‌پندارند و از این رو آن‌ها را با همسر خود در میان نمی‌گذارند و در نتیجه معتبرسازی را از آن‌ها دریافت نمی‌کنند و با تداوم این احساسات و شرایط تجربهٔ نارضایتی و ناسازگاری زناشویی بر فرآیند و تمایل به فرزندآوری زوجین تأثیر می‌گذارد. چرا که بچه‌دار شدن تحت‌تأثیر روابط با کیفیت زوجین و رضایتمندی آن‌ها از زندگی زناشویی قرار دارد. به طوری که زنانی که احساس رضایتمندی کمتری دارند، تمایلی به فرزند دار شدن نشان نمی‌دهند. به همین دلیل منطقی است که گفته شود از نظر طرح‌واره‌های هیجانی در زنان دارای و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود دارد.

در تبیین نبود تفاوت صداقت - فروتنی بین زنان دارای و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت، افرادی که دارای صداقت - فروتنی هستند، در روابط با دیگران صادق هستند، تمایلی به سرکار گذاشتن دیگران ندارند، تمایل به اجتناب از تقلب و فساد دارند و از دیگران سوء استفاده نمی‌کنند. برعکس، افراد کم صداقت - فروتنی از دیگران برای منافع شخصی استفاده می‌کنند، مایل به تقلب هستند و خود را برتر از دیگران می‌بینند [۳۷]. صداقت - فروتنی نقش و کارکردهای مختلفی در زندگی افراد به ویژه در زندگی زناشویی افراد دارد. اما از آنجا که تمایل به فرزندآوری یک غریزهٔ فطری در زنان است و بیشتر زنان در زندگی خود دوست دارند حداقل یک فرزند به دنیا بیاورند؛ لذا صداقت- فروتنی که عاملی برای درست‌کار بودن و صادق‌بودن است احتمالاً نمی‌تواند عاملی تأثیرگذار در تمایل به فرزندآوری در زنان باشد؛ لذا منطقی است که صداقت - فروتنی در زنان دارای و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود نداشته باشد. در تبیین تفاوت هیجان‌پذیری در زنان دارای و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت، زنانی که صفت هیجان‌پذیری بالاتری دارند، زنانی احساسی و فاقد تحریک‌پذیری هستند [۳۷]. زمانی که زنان متأهل از ویژگی‌های مانند ترسو بودن و اضطراب رنج ببرند، در زمینهٔ فرزندآوری نسبت به سایر زنان تمایل کمتری نشان می‌دهند، چرا که از آینده می‌ترسند و نسبت به شرایطی که بعد از فرزندآوری تجربه می‌کنند هراس دارند. به همین دلایل چنین زنانی کمتر اقدام به بارداری و فرزندآوری می‌کنند. بنابراین، زنان سطح بالاتری از علائم پریشانی و اضطراب را در زندگی خود تجربه می‌کنند، همین سبب هیجان‌پذیری آنان شده و باعث می‌شود که احساسات و هیجانات مثبت کمتری را تجربه کنند و این منجر به آن می‌شود که زنان متأهل تمایلی به فرزندآوری نشان ندهند؛ لذا منطقی است که گفته شود بین هیجان‌پذیری در زنان دارای و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود دارد.

در تبیین تفاوت برون‌گرایی در زنان دارای و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت، زنان برون‌گرا دارای رفتاری گرم و دوستانه، مردم دوست، جسور، فعال، در جستجوی تهیج و دارای هیجان‌های مثبت‌اند و همین ویژگی‌ها، باعث تمایل آنان به فرزندآوری می‌شود، چرا که داشتن فرزند نیاز به رفتارهای گرم، محبت‌آمیز و انرژی مضاعف دارد که برون‌گرایی این شرایط را در اختیار زنان قرار می‌دهد تا تمایل بیشتری به فرزندآوری پیدا کنند. اما درون‌گراها در مقایسه با برون‌گراها به دلیل نبود علاقه زیاد به زندگی جمعی و ترجیح تنهایی، تمایلی به فرزندآوری ندارند؛ لذا منطقی است که گفته شود بین برون‌گرایی در زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود دارد. در تبیین تفاوت توافق در زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت، افراد دارای نمرهٔ بالاتر

در توافق در قضاوت خود نسبت به دیگران ملایم هستند، مایل به سازش و همکاری هستند، خشم خود را به راحتی ابراز نمی‌کنند و بخشنده هستند. در مقابل افراد دارای توافق بالا، افرادی که امتیاز پایینی از نظر توافق دارند، بسیار انتقادگر، سرسخت، زود عصبانی و تمایل دارند نسبت به کسانی که با آن‌ها بد رفتاری کرده‌اند «کینه داشته باشند» و دیگران را به شدت قضاوت کنند. از آنجایی که افراد دارای صفت شخصیت توافق واقعاً به دیگران اهمیت می‌دهند، برای همین نسبت به فرزندآوری تمایل بیشتری دارند. چرا که این زنان بخشنده هستند و نسبت به دیگران مهربان‌تر هستند و اینکه فرزندآوری یک روحیهٔ بخشنده و مهربان می‌خواهد؛ لذا این زنان گرایش بیشتری به فرزندآوری دارند. اما زنانی که توافق کمتری دارند، بسیار انتقادی، سرسخت و زود عصبانی می‌شوند. از آنجایی که فرزندآوری نیاز به مراقبت و رسیدگی مداوم دارد این زنان در واقع تمایلی به فرزندآوری نشان نمی‌دهند؛ لذا منطقی است که گفته شود بین توافق در زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود دارد.

در تبیین تفاوت وظیفه‌شناسی در زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت، وظیفه‌شناسی با خود نظم‌دهی، تلاش برای پیشرفت، سعی در رسیدن به هدف و شایستگی تعریف می‌شود؛ بنابراین ثبات فرد در وظیفه‌شناسی و مسئولیت خود، باعث می‌شود که فرد وظایفش را در هنگام کار به درستی به انجام رساند و کارهایش را تکمیل کند. چنین اشخاصی به دلیل وظیفه‌شناسی، تمایل بالاتری به فرزندآوری دارند. همچنین افرادی که از صفت وظیفه‌شناسی بیشتر برخوردارند، به طور معمول ویژگی‌هایی چون تفکر قبل از عمل، به تأخیر اندازی ارضاء خواسته‌ها، رعایت قوانین و هنجارها و سازماندهی و اولویت‌بندی تکلیف‌ها و موفقیت در حوزهٔ فرزندآوری را دارند؛ لذا منطقی است که گفته شود بین وظیفه‌شناسی در زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوت وجود دارد. در تبیین نبود تفاوت باز بودن نسبت به تجربهٔ میان زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری می‌توان گفت که این ویژگی باعث می‌شود فرد نسبت به دنیای درون و بیرونی خود کنجکاو باشد و از بازی با نظریه‌ها، افکار انتزاعی و حل مسائل پیچیده لذت ببرد. افرادی که از این ویژگی برخوردارند، تمایل دارند در کارهای خویش از روش نسبتاً ثابت و جا افتاده‌ای پیروی نکنند و به آموختن و تمرین سرگرمی‌ها و فعالیت‌های خلاقانه و جدید علاقه‌مند هستن [۳۸]. در این پژوهش تفاوتی بین باز بودن نسبت به تجربه در زنان با و بدون تمایل به فرزندآوری یافت نشد که این می‌تواند به این دلیل باشد که فرزندآوری یک نوع سرگرمی، تجربه و کنجکاوی نیست بلکه یک نیاز ذاتی و فطری برای همه افراد است؛ لذا منطقی است که باز بودن نسبت به تجربه در زنان دارای تمایل و بدون تمایل به فرزندآوری تفاوتی وجود نداشته باشد.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

از محدودیت‌های پژوهش، اجرای آن در زنان متأهل شهر تهران بوده است. لذا، نمی‌توان نتایج به دست آمده را با زنان متأهل در دیگر شهرها به دلیل تفاوت‌های فرهنگی، قومیتی و نژادی تعمیم داد. با توجه به اینکه از پرسش‌نامهٔ خودسنجی استفاده شده است، ممکن است در روند جمع‌آوری اطلاعات خطایی رخ داده باشد که این خطا ممکن است ناشی از پاسخگویی با صرف زمان اندک‌تر و یا پاسخگویی غلط و با سوگیری باشد و در نهایت موجب انحراف نتایج مطالعه شود که البته این محدودیت‌ها می‌تواند خارج از اختیار پژوهشگر محسوب شوند. این پژوهش بر روی زنان متأهل انجام شده است؛ لذا نمی‌توان نتایج پژوهش را به مردانی که تمایلی به فرزندآوری دارد یا تمایلی به فرزندآوری ندارند تعمیم داد و این یکی دیگر از محدودیت‌های پژوهش حاضر است. این مطالعه بر روی زنان متأهل شهر تهران انجام شده است و از آنجایی که زندگی در شهر و روستا از عوامل تأثیرگذار می‌تواند بر روی تمایل به فرزندآوری باشد، پیشنهاد می‌شود چنین پژوهشی مشابه در محیط روستایی در میان زنان متأهل انجام شود. پیشنهاد می‌شود برای رفع محدودیت این پژوهش، همین مطالعه بر روی مردان هم انجام شود. چرا که تمایل به فرزندآوری می‌تواند تحت‌تأثیر جنسیت، نتایج متفاوتی را رقم بزند و انجام این پژوهش بر روی مردان و مقایسه جنسیتی آنان نیز می‌تواند به رفع محدودیت این پژوهش کمک کند. پیشنهاد می‌شود که روان‌شناسان و مشاوران بالینی با همکاری سازمان‌ها و نهادهای مرتبط در زمینهٔ افزایش جمعیت با برگزاری کارگاه‌های روان‌شناختی و هیجانی همچون طرح‌واره درمانی هیجانی به کاهش طرح‌واره‌های

هیجانی در زنان با تمایل به فرزندآوری کمک کنند. چرا که نتایج این تحقیق نشان داد، زنانی که تمایلی به فرزندآوری ندارند، طرح‌واره‌های هیجانی بیشتری دارند که در این زمینه برگزاری جلسات طرح‌واره درمانی هیجانی برای این زنان می‌تواند کمک کننده باشد تا طرح‌واره‌های هیجانی خود را کمرنگ کنند. پیشنهاد می‌شود در راستای تقویت برون‌گرایی، توافق و وظیفه‌شناسی زنان، مداخلات و دوره‌های آموزشی پیش از ازدواج برای زوجین در آستانه ازدواج انجام شود تا بتواند زنان متأهل را ترغیب به فرزندآوری کرد؛ لذا آموزش وظیفه‌شناسی به زنان می‌تواند از عوامل تأثیرگذار بر تمایل به فرزندآوری در زنان متأهل باشد.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

ملاحظات اخلاقی رعایت شده در این پژوهش عبارتند از: کسب رضایت زنان برای پاسخگویی به پرسش‌ها؛ اطمینان‌بخشی به آنان مبنی بر اینکه پاسخ‌نامه به صورت فردی تحلیل نخواهد شد و اطلاعات آن‌ها به صورت گروهی بررسی خواهد شد؛ تضمین محرمانگی پاسخ‌نامه‌ها؛ عدم دسترسی افراد غیرمجاز به آن‌ها؛ توضیح کامل فرآیند مطالعه برای شرکت‌کنندگان؛ آگاه‌سازی آنان از اهداف پژوهش؛ اطلاع‌رسانی در مورد نظارت یک سازمان صلاحیت‌دار مانند دانشگاه بر فرآیند پژوهش و امکان دسترسی شرکت‌کنندگان به نتایج پژوهش در صورت تمایل.

### حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی هیچ مؤسسه و سازمانی انجام شده است.

### سپاسگزاری

از همه شرکت‌کنندگان که به پرسش‌های پژوهش پاسخ دادند و در اجرای پژوهش حاضر مشارکت و یاری داشتند، تشکر و قدردانی می‌شود.

## منابع

1- Shao, S., Tian, Z., Zhang, Y., Li, B. The housing status and two-child fertility willingness of floating population: Evidence from the Chinese General Social Survey. Economic Analysis and Policy, 2023; 80(1): 247-266. https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.08.012

2- Kim, HW., Kim, S. Y. Gender differences in willingness for childbirth, fertility knowledge, and value of motherhood or fatherhood and their associations among college students in South Korea, 2021. Archives of Public Health, 2023; 81(1): 110-120. https://doi.org/10.1186/s13690-023-01127-x

3- Tavousi, M., Haerimehrizi, A., Sadighi, J., Motlagh, M., Eslami, M., Naghizadeh, F., Anbari, M., Hashemi, A., Montazeri, A. Fertility desire among Iranians: a nationwide study. Payesh, 2017; 16(4): 401-410. http://dorl.net/dor/20.1001.1.16807626.1396.16.5.8.3 **[In Persian]**

4- Babaei Khorzoghi, M., Sajjadian, P. S. The Effectiveness of Bedtime Exercises on Sleep Quality Parameters and Chronic Nonspecific Chronic Low Back Pain after Sleep in the Elderly Male. Salmand: Iranian Journal of Ageing, 2022; 17 (1): 44-61. http://dx.doi.org/10.32598/sija.2021.2111.3 **[In Persian]**

5- Yuan, H., Ke, L., Yipan, W. Only by Supporting the Elderly Well can We Dare to Have Children: Parents' Pension Investment and Fertility Decision-making of the Younger Generation. Journal of Finance and Economics, 2023; 49(01): 109-123. https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20221022.401

6- Lin, M., Li, W., Cao, Y., Shan, L. Consumer Attitudes toward Community Elderly Services during Negative Population Growth and Sustainable Development. Sustainability, 2023; 15(20): 1-10. https://doi.org/10.3390/su152015166

7- Ghaffari, F., Motaghi, Z. Factors Affecting Childbearing Based On Women's Perspectives: A Qualitative Study. Navid No, 2021; 23(76): 33-43. https://doi.org/10.22038/nnj.2020.52797.1238 **[In Persian]**

8- Haerimehrizi, A., Tavousi, M., Sadighi, J., Motlagh, M., Eslami, M., Naghizadeh, F., Montazeri, A. Reasons for fertility desire and disinterest among Iranian married adults: A population-based study, Payesh 2017; 16(5): 637-645. http://dorl.net/dor/20.1001.1.16807626.1396.16.5.8.3 **[In Persian]**

9- Schobinger, E., Stuijfzand, S., Horsch, A. Acute and post-traumatic stress disorder symptoms in mothers and fathers following childbirth: A prospective cohort study. Frontiers in psychiatry, 2020; 11(1): 1-10. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2020.562054

10- Dencker, A., Nilsson, C., Begley, C., Jangsten, E., Mollberg, M., Patel, H., Sparud-Lundin, C. Causes and outcomes in studies of fear of childbirth: a systematic review. Women and Birth, 2019; 32(2): 99-111. https://doi.org/10.1016/j.wombi.2018.07.004

11- Cheng, D., Tang, J. Study on Influencing Factors of Childbearing-Aged Women's Willingness to Have Multiple Children in China. Sociology, 2023; 13(2): 63-74. https://doi.org/10.17265/2159-5526/2023.02.002

12- Leahy, R. L. Introduction: Emotional schemas and emotional schema therapy. International Journal of Cognitive Therapy, 2019; 12 (1): 1-4. https://doi.org/10.1007/s41811-018-0038-5

13- Leahy, R. L. Emotional schemas. Cognitive and Behavioral Practice, 2022; 29(3): 575-580. http://dx.doi.org/10.1016/S1077-7229(02)80048-7

14- Keifer, O. P., Hurt, R. C., Ressler KJ, Marvar PJ. The physiology of fear: reconceptualizing the role of the central amygdala in fear learning. Physiology, 2015; 30(5): 389-401. https://doi.org/10.1152/physiol.00058.2014

15- İsbir, G. G. Fear of Childbirth and Emotional-Focused Approaches. Journal of Education & Research in Nursing/Hemşirelikte Eğitim ve Araştırma Dergisi, 2023; 20(1): 64-70. https://doi.org/10.5152/jern.2023.57442

16- MohseniMoqadam, B., Izaditameh, A. Evaluation of personality features and Type of Childbirth in 6 to 9 Months First Pregnant Women Referred to Tehran Private Hospitals in 2016-2017. Family and Health, 2020; 10(2): 99-107. https://dorl.net/dor/20.1001.1.23223065.1399.10.2.7.5 **[In Persian]**

17- McCrae, R. R., Costa, P. T. Understanding persons: From Stern's personalistics to Five-Factor Theory. Personality and Individual Differences, 2021; 169 (1): 1-11. https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109816

18- Ashton, M. C., Lee, K., Baer, J., Shackel, M. Does higher H Mean Less BS? Relations of a Misleading Communication Style with the HEXACO personality factors. Current Psychology, 2022; 42(2): 1-5. http://dx.doi.org/10.1007/s12144-022-03351-0

19- Romano, D., Costantini, G., Richetin, J., Perugini, M. The HEXACO Adjective Scales and Its Psychometric Properties. Assessment, 2023; 30(8): 2510-2532. https://doi.org/10.1177/10731911231153833

20- Chvála. Ľ., Řiháček, T., Vybíral, Z. A pilot study of HEXACO dimensions and therapeutic change as potential predictors of negative effects of psychotherapy. Československá psychologie, 2022; 66(5): 532-542. http://dx.doi.org/10.51561/cspsych.66.5.532

21- Sedaghat, M., Ghorbano, G. investigating the relationship between the mother's personality type and her self-awareness in the first period of pregnancy. Counseling Culture and Psycotherapy, 2014; 5(20): 66-84. https://qccpc.atu.ac.ir/article_1690.html **[In Persian]**

22- Erfani, A., Shojaei, J. Reasons for Intending to Have no Children Tehran, Iran. SALĀMAT-I IJTIMĀĪ (Community Health): 2019; 6(2): 116–129. https://doi.org/10.22037/ch.v6i2.22583 **[In Persian]**

23- Bagi, M., Sadeghi, R., Hatami, A. Fertility intentions in Iran: Determinants and limitations. Strategic Studies of Culture, 2022; 1(4): 59-80. https://doi.org/10.22083/scsj.2022.149113 **[In Persian]**

24- Sarmad, Z., Bazargan, A., Hijazi, E. Research methods in behavioral sciences. Tehran; Aware publications. 2023. https://www.agahbookshop.com/

25- Leahy, R. L. A model of emotional schemas. Cognitive and Behavioral Practice, 2002; 9(3): 177-1900. https://doi.org/10.1016/S1077-7229(02)80048-7

26- Beck, A. T., Steer, R. A., Brown GK. Manual for Beck Depression Inventory-II. San Antonio, TX: Psychological Corporation 1996. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/t00742-000

27- Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G., Steer, R. A. An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometrie properties. Journal of Consulting and Clinical Psychology, 1988; 56(6): 893-897. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-006X.56.6.893

28- Shahvarani, S. M., Khormaei, F. Evaluate the psychometric properties of the Emotional Schemas Scale. Rooyesh, 2018; 7(8): 261-274. http://dorl.net/dor/20.1001.1.2383353.1397.7.8.2.5 **[In Persian]**

29- De Vries, R. E. The 24-item brief HEXACO inventory (BHI). Journal of Research in Personality, 2013; 47(6): 871-880. https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.09.003

30- Ashton, M. C., Lee, K. The HEXACO–60: A short measure of the major dimensions of personality. Journal of personality assessment, 2009; 91(4): 340-345. https://doi.org/10.1080/00223890902935878

31- Basharpoor, S., Taherifard, M., Mohamadi, G. Psychometric Properties of Persian Version of Brief HEXACO Inventory in University Students. Quarterly of Educational Measurement, 2019; 9(36): 65-89. https://doi.org/10.22054/jem.2017.4956.1158

**[In Persian]**

32- Dourado, D. M., Rolim, J. A., Machado, N., de Souza Ahnerth, N. M. G., Batista, E. C. Anxiety and Depression in the Caregiver of the Family Member with Mental Disorder1. Anxiety, 2020; 3 (1): 5-11. https://www.ijassjournal.com/2020/V3I1/4146574910.pdf

33- Faustino, B., Vasco, A. B. Emotional schemas mediate the relationship between emotion regulation and symptomatology. Current Psychology, 2021; 1(2): 1-7. https://link.springer.com/article/10.1007/s12144-021-01560-7

34- Leahy, R. L. Emotional schema therapy. Guilford Publications. 2015. https://www.guilford.com/books/Emotional-Schema-Therapy/Robert-Leahy/9781462540792

35- Leahy, R. L., Tirch, D., Napolitano, L. A. Emotion regulation in psychotherapy: A practitioner's guide. Guilford press. 2011. https://psycnet.apa.org/record/2011-27872-000

36- Leahy, R. L., Kaplan, D. Emotional schemas and relationship adjustment. In annual meeting of the Association for Advancement of Behavior Therapy—New Orleans, LA—54 2004. https://magnoliafamilycounseling.com/

37- Breevaart, K., de Vries, R. E. Supervisor's HEXACO personality traits and subordinate perceptions of abusive supervision. The Leadership Quarterly, 2017; 28(5): 691–700. https://doi.org/10.1016/j.leaqua.2017.02.001

38- Costa, P. T., McCrae, R. R. The NEO Inventories as instruments of psychological theory. The Oxford Handbook of the Five Factor Model, 2017; 11-37. https://psycnet.apa.org/record/2017-30849-002

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٦٦-١٥٣**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19387.1576

**مقاله پژوهشی**

# اثربخشی آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی نوجوانان

**نویسندگان**

**فریدون رمضانی [1]، بهمن کرد تمینی [2*]، فرهاد کهرازئی [3]، علی عرب [4]**

۱. دانشجوی دکترای روان‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. Ramazani.f@pnu.ac.ir
۲. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول)
۳. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. farhad_kahraz@ped.usb.ac.ir
٤. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. ali.arab.usb@gmail.com

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۳۰

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۹/۰۵

**مقدمه:** پژوهش مورد نظر به بررسی اثربخشی آموزش سواد روان‌شناختی رسانه بر انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی نوجوانان پرداخته است.

**روش:** روش پژوهش نیمه‌آزمایشی و در قالب طرح پیش‌آزمون - پس‌آزمون دوگروهی بود. جامعهٔ آماری پژوهش، دانش‌آموزان دورهٔ متوسطه شهر بیرجند در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بودند که تعداد ۶۰نفر (۳۰دختر و ۳۰پسر) با نمونه‌گیری تصادفی در دو گروه آزمایش و گواه (هر گروه ۳۰ نفر) قرار گرفتند. گروه آزمایش (۱۵دختر و ۱۵ پسر) ۸ هفته، هر هفته یک جلسه ۹۰ دقیقه‌ای، با استفاده از بستهٔ آموزشی سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی (محقق ساخته) جداگانه آموزش دیدند.

**ابزار پژوهش شامل:** پرسش‌نامه‌های سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی (محقق ساخته)، نسخهٔ ایرانی انعطاف‌پذیری شناختی دنیس و وندروال و جیلون (۲۰۱۰م) معرفی توسط کهندانی و ابوالمعالی الحسینی (۱۳۹۳) و تنظیم‌شناختی هیجان (گارنفسکی و کرایج، ۲۰۰۶م، معرفی توسط بشارت، ۱۳۹۵) بود. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار تحلیل آماری (spss-23) استفاده شد.

**نتایج:** آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم هیجانی دانش‌آموزان تأثیر معناداری دارد ($P<۰/۰۱$).

**بحث و نتیجه‌گیری:** با توجه به اینکه سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر ارتقای انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم هیجانی نوجوانان تأثیرگذار است، این پژوهش به طور خاص استفاده از بسته آموزشی سواد روان‌شناختی رسانه را به عنوان روشی کارآمد در ارتقای شاخص‌های روانی - اجتماعی و پیشگیری از آسیب‌های رسانه و فضای مجازی پیشنهاد می‌دهد.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی، انعطاف‌پذیری شناختی، تنظیم هیجانی، نوجوانان.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

bahmanpsy@gmail.com

این مقاله از رساله دکتری استخراج شده است.

**مقدمه**

عصری که به عصر رسانه و فناوری نام‌گذاری شده است، رسانه‌ها و فناوری‌های نوین بیش از اندازه در سبد مصرفی خانواده‌ها جا باز کرده‌اند و بخش قابل‌توجهی از وقت کاربران را به خود اختصاص داده‌اند. امروزه رسانه‌های جمعی جزء جدایی‌ناپذیر زندگی هستند و به اشکال مختلف در نحوهٔ زندگی، اندیشه و احساسات ما و فرزندانمان تعیین‌کننده‌اند و مسئله‌ای را نمی‌توان یافت که به‌گونه‌ای مستقیم و یا غیرمستقیم تحت‌تأثیر رسانه‌ها نباشد. رسانه‌ها آثار قابل توجهی بر مخاطبان دارند که در این میان اثرپذیری منفی کودکان بیشتر است. تأثیر رسانه‌ها و تهدیدات آن‌ها برای کودکان یک مسئلهٔ جهانی است و برای حل آن و کاهش آثار منفی ناشی از آن تمهیدات جهانی اندیشیده شده است [۱].

دنیای امروز خواه ناخواه، در شرایط اشباع رسانه‌ای قرار دارد و زندگی با انواع رسانه‌ها احاطه شده است، به‌گونه‌ای که نزدیک به۷۰درصد از زمان روزانه افراد، صرف استفاده از رسانه‌ها می‌شود [۲]. امروزه دیگر کسی یا جایی را نمی‌توان یافت که از هجوم شگفت‌انگیز رسانه‌ها در امان مانده و آثارشان را به طریقی تجربه نکرده باشد. به همین دلیل اغراق نیست اگر رسانه را بخش اجتناب‌ناپذیر و جزء لازم و ضروری زندگی فردی و اجتماعی بدانیم. گستردگی کاربرد و نقش رسانه‌ها تصور دنیای امروز را بدون حضور آن‌ها بسیار مشکل یا حتی غیرممکن ساخته است و نمی‌توان حضور و نفوذ رسانه‌ها را نادیده گرفت.

رسانه‌ها آثار بالقوه عمیق مثبت و منفی بر توسعهٔ ابعاد شناختی، عاطفی، اجتماعی و رفتاری کودکان نشان داده‌اند. باتوجه‌به این که کودکان در معرض شکل‌های جدیدتری از رسانه‌های روبه افزایش قرار می‌گیرند؛ بنابراین برای بهینه‌سازی نقش رسانه‌ها در جامعه به بهره‌گیری از ویژگی‌های مثبت و به‌حداقل‌رساندن آثار منفی آن‌ها نیاز داریم. تمرکز سواد رسانه‌ای بیشتر در کمک به کودکان است [۳].

امروزه دیگر با دانش سطحی و یا بدون دانش لازم، استفاده مطلوب و کم‌آسیب از رسانه‌ها و حضور مؤثر در فضای مجازی امکان‌پذیر نیست. از این رو کاربران و مخاطبان رسانه و فضای مجازی به سواد و دانش جدیدی در این حوزه نیاز دارند تا خود و اطرافیان شان را از گزند آسیب‌ها و تهدیدهای متعدد کاربری ناآگاهانه رسانه و فضای مجازی مصون نگه دارند. سواد رسانه در این زمینه بسیار کمک‌کننده است، منظور از سواد رسانه‌ای، آموزش و یاددهی توانایی کارکردن با رسانه‌ها یا ابزارهای مرتبط با آن‌ها نیست، بلکه سواد رسانه‌ای به تجهیز مخاطبان و کاربران رسانه‌ها به توانایی و مهارت‌های زیربنایی مانند تحلیل، نقد و ارزیابی محتوای رسانه‌ها اشاره دارد؛ به عبارت دیگر سواد رسانه‌ای به معنای استفاده هوشمندانه و آگاهانه از رسانه‌ها است.

سواد رسانه‌ای موضوعی چندبعدی است که قدرت درک مخاطبان از نحوهٔ کارکرد رسانه‌ها را مورد توجه قرار می‌دهد و می‌کوشد این واکاوی را برای مخاطبان به یک عادت و وظیفه تبدیل کند. از سویی نوعی درک متکی بر مهارت است که بر اساس آن می‌توان انواع رسانه‌ها و تولیدات آنها را شناخت و از یک دیگر تفکیک کرد [۴].

هدف سواد رسانه‌ای این است که به مردم کمک کند به جای مصرف‌کنندگان فرهیخته، به شهروندان و کاربران فرهیخته تبدیل شوند؛ بنابراین به دنبال راهی در جهت امتداد دادن مردم‌سالاری در جامعه‌ای است که مفهوم مردم‌سالاری به طور مبسوط تعریف و نوشته شده باشد [۵].

امروزه رسانه‌ها در زمینهٔ آموزش و انتقال مفاهیم به‌ویژه به کودکان و نوجوانان نقش بسزایی را بازی می‌کنند و بر اساس کارکرد آموزشی، رسانه‌ها موظف‌اند در راستای تربیت رسانه‌ای گام بردارند [۶]. کارکرد آموزشی رسانه‌ها به دلیل داشتن طیف وسیعی از مخاطبان بسیار فراتر از خانواده، همسالان و حتی آموزش و پرورش است. آموزش رسانه‌ها مفاهیم و مضامین نامحدودی در حوزه‌های آموزش، تربیت و آموزش مهارت‌های شهروندی را در برمی‌گیرد [۷].

رسانه‌ها با ارائهٔ محتوای گوناگون در قالب برنامه‌ها و مستندهایی در خصوص سواد رسانه‌ای و پخش آن‌ها در زمان‌هایی که مخاطبین بیشتری در حال استفاده از برنامه‌های رسانه هستند، می‌توانند زمینهٔ ارتقا و سطح مهارت سواد رسانه‌ای مخاطبان را فراهم کنند [۸]. همچنین رسانه‌ها می‌توانند با استفاده از تحلیل‌گران و کارشناسان، مخاطبان را آموزش داده و در این زمینه فرهنگ‌سازی کنند [۹].

استفاده افسار گسیخته از رسانه و فضای مجازی

پیامدهای آسیب‌زای بسیاری در پی دارد. شیوع قلدری سایبری، قربانی شدن سایبری و نیز قلدری - قربانی شدن سایبری یکی از این پیامدها و آسیب‌هاست که در بین دانش‌آموزان نوجوان ایرانی به ترتیب ۷/۷، ۱۰/۹ و ۳۱/۴ درصد گزارش شده است. همچنین بین قربانی شدن، قلدری سایبری و تنظیم هیجان رابطه وجود دارد [۱۰].

رسانه‌ها و فضای مجازی حجم قابل توجهی از اطلاعات ضد و نقیض را به ذهن مخاطبان وارد و ذهن مخاطب را با اختلال مواجه می‌کنند. بر حسب نظریه ناهماهنگی شناختی دو عنصر از آگاهی در رابطه‌ای ناهماهنگ قرار دارند و از جهت روان‌شناختی شخص برمی‌انگیزند علاوه بر کوشش برای کاهش ناهماهنگی، برای کاهش ناهماهنگی فعالانه از موقعیت‌ها و اطلاعاتی که ناهماهنگی را افزایش دهد اجتناب کند. در ناهماهنگی شناختی عناصر مورد بحث ممکن است با یکدیگر بی‌ارتباط و یا با یکدیگر ناسازگار و به اصطلاح فستینگر ناهماهنگ باشند[۱۱].

فستینگر فرض را بر این می‌گذارد که آدمی ذاتاً تمایل به هماهنگی و تعادل دارد، به همین سبب هر عاملی که این هماهنگی را دچار اختلال سازد می‌تواند زمینه را برای برخی از عناصر ساخت شناختی فراهم سازد بر اساس این مدل، ایجاد ناهماهنگی شناختی در درون افراد ممکن است سرانجام موجب تغییر نگرش آن‌ها شود. ناهماهنگی شناختی زمانی پدید می‌آید که فرد دارای دو شناخت هم زمان، اما متناقض باشد. شناخت‌ها شامل افکار، نگرش‌ها، باورها و حتی رفتارهایی است که شخص از آن‌ها آگاه است. بر اساس این مدل فرد برای اجتناب از تنش ناشی از ناهماهنگی اغلب یکی از عناصر ناهمساز را به‌گونه‌ای تغییر می‌دهد که با سایر شناخت‌های او همساز شود. فرایند تغییر نگرش یا رفتار از طریق ناهماهنگی شناختی در چند مرحله متوالی صورت می‌گیرد. در هر یک از این مراحل فرد می‌کوشد تا با توجیه و سلب مسئولیت شخصی، ناهماهنگی خود را کم و از تغییر نگرش یا رفتار اجتناب کند. در مقابل اگر هیچ کدام از سازوکارهای روان‌شناختی نتوانند ناهماهنگی او را کاهش دهند، سرانجام یکی از عناصر ناهمساز نگرش یا رفتار خودش را تغییر داده و از این طریق هماهنگی شناختی از دست رفته را اعاده می‌کند. این نظریه همچنین پیش‌بینی می‌کند که اقناع و تغییر نگرش زمانی اتفاق می‌افتد که مخاطبان توجیه بیرونی کافی در اختیار نداشته باشند زیرا در غیر این صورت، تعارض و ناهماهنگی را به عوامل بیرونی نسبت داده و از تغییر نگرش خویش اجتناب می‌کنند [۱۲].

انعطاف‌پذیری شناختی از مؤلفه‌های مهم کارکردهای اجرایی است [۱۳] که برای جابه‌جایی بین تفکر در مورد دو مفهوم مختلف با توجه به زمینه یک موقعیت به کار گرفته می‌شود[۱۴]. به میزان تجربه‌پذیری و تغییرپذیری فرد در برابر تجارب درونی و بیرونی برای سازگاری با محیط و تغییرات آن در موقعیت‌های مختلف انعطاف‌پذیری شناختی می‌گویند که در افراد به درجات مختلف وجود دارد و نوع واکنش آن‌ها را در برابر تجربه‌های جدید معین می‌کند [۱۵].

انعطاف‌پذیری شناختی توانایی انسان در سازگاری با راهبردهای شناختی در مواجهه با شرایط ناخواسته و جدید در محیط را بازنمایی می‌کند و می‌تواند در فرایند یادگیری به کار رود. همچنین، راهبردهای شناختی سازگارانه را در برمی‌گیرد و به کاربست یک رشته عملیات متوالی و منطقی هنگام حل مسئله که به دنبال آن سازگاری با تغییرات محیط جدید رخ خواهد داد، اشاره می‌کند. انعطاف‌پذیری شناختی همچنین به عنوان توانایی بازداری از یک پاسخ غالب، اما ناکارآمد و نامناسب به پاسخ‌های جایگزین دور دست‌تر که شامل دو زیر شاخهٔ مهار موارد نامربوط و انتقال توجه و تمرکز به تکالیف یا آمایه‌های ذهنی متفاوت می‌باشد تعریف و تصور می‌شود [۱۶]. این توانائی به افراد امکان می‌دهد مسئولیت‌پذیر باشند، تجربیات خود را معنا کنند و به محیط خود علاقه نشان دهند تا در روابط محیطی خود احساس امنیت بیشتری کنند [۱۷]. همچنین انعطاف‌پذیری شناختی فرد را برای مواجهه مناسب و کارآمد با فشارها و چالش‌ها و شرایط عاطفی و اجتماعی توانمند می‌سازد و باعث می‌شود افراد به افکار جایگزین روی آورند و توانایی ارزیابی مجدد موقعیت‌ها و تغییر تفسیر آن‌ها را داشته باشند.

نظریه‌های نوین به انعطاف‌پذیری به عنوان ساختار چند بعدی (شامل متغیرهای بنیادینی مانند مزاج، شخصیت و مهارت) نگاه می‌کند. مهارت‌هایی که همچون مهارت حل مسئله به فرد اجازه می‌دهند تا با وقایع آسیب‌زای زندگی سازگاری مطلوبی داشته باشند [۱۵]. به طور کلی، توانایی تغییر آمایه‌های شناختی جهت سازگاری با محرک‌های در

حال تغییر محیطی، عنصر اصلی در تعاریف انعطاف‌پذیری شناختی است [۱۸] و افراد انعطاف‌پذیر قادرند برای رفع تقاضاهای محیطی و اهداف شخصی به طور انطباقی پاسخ‌های سازگارانه بدهند تا به بهزیستی روانی برسند [۱۹].

انعطاف‌پذیری شناختی با تنظیم هیجان رابطه معناداری دارد [۲۰] و نقش مهمی در سازگاری افراد با تغییرات روزمره در محیط زندگی ایفا می‌کند. افراد با انعطاف‌پذیری شناختی پائین کمتر در ارزیابی مجدد شرکت می‌کنند، در پیداکردن راه‌هایی برای مقابله با موقعیت‌های نامطلوب شکست می‌خورند و بیشتر مستعد ابتلا به علائم روانی، ازجمله اضطراب، افسردگی[۲۱] و نشخوار فکری می‌شوند [۱۸]. از سویی افراد دارای انعطاف‌پذیری شناختی بالاتر قادرند در مواجهه با شرایط غیر منتظره و جدید با ارزیابی مجدد و تغییر راهبردهای پردازش شناختی، مؤثرتر و سازگارانه‌تر عمل کنند و کمتر آسیب ببینند.

تنظیم هیجان یا همان انعطاف‌پذیری هیجانی از دیگر مؤلفه‌های روانشناختی تحت‌تأثیر رسانه و فضای مجازی، عبارت از یک فرایند بیرونی تعریف شده است که فرد به ارزیابی و نظارت بر عواطف و هیجانات می‌پردازد و در اصطلاح، خودتنظیمی هیجانی نام دارد. خودتنظیمی هیجانی عناصر مختلفی از جمله تنظیم احساس خود و دیگران را در برمی‌گیرد و فرایند پیچیده‌ای است که عناصر مدیریت و تعدیل وضعیت رفتار در موقعیت‌های مختلف را در بردارد [۲۲]. تنظیم هیجان یک امر ضروری برای بهزیستی روان‌شناختی است [۲۳و۲۴].

مهم‌ترین ویژگی انعطاف‌پذیری شناختی را می‌توان تغییر آمایه‌های شناختی در راستای سازگاری بهتر فرد با محیط اطراف دانست[۲۵]. افرادی که از انعطاف‌پذیری شناختی برخوردارند، از نظر ذهنی بهتر می‌توانند محیط را تحت تسلط خود درآورند[۲۶].

شاپیرو (۲۰۰۰م)، تنظیم هیجان را باعث انعطاف‌پذیری و شایستگی فردی و فوسکا[1] (۲۰۰۰م)، آن را عامل مؤثری در رشد همدلی در روابط با همسالان می‌داند. از نظر دکر[2] و همکاران (۲۰۰۸م)، نیز تنظیم هیجان سازگارانه موجب افزایش اعتمادبه نفس مثبت و بهبود تعاملات اجتماعی و حتی گسترش فعالیت‌های ممکن در پاسخ به موقعیت‌های اجتماعی می‌شود. تنظیم هیجانی در تعدیل روابط اجتماعی و پیش‌بینی سلامتی و سازگاری و شیوهٔ مقابله افراد با تجارب استرس‌زا و تجربهٔ شادی نقش مهمی دارد و موجب بهبود پاسخ‌های خودکار به محرک‌های هیجانی و در نتیجه کاهش هیجان منفی می‌شود. به باور چانگ و همکاران (۲۰۰۶م)، توانایی دانش‌آموزان در تنظیم هیجان، نقش مهمی در موفقیت تحصیلی‌شان دارد و تنظیم هیجان در توانایی یادگیرندگان نقش مهمی دارد [۲۷].

راهبردهای متعددی برای نظم‌جویی هیجانی وجود دارد که در این بین متداول‌ترین راهبرد، استفاده از فرایند شناختی [۲۸] یا همان تنظیم‌شناختی هیجان و شامل راهبردهای سازگار و ناسازگار می‌شود که در این پژوهش مورد نظر بوده است. به باور کرایج و گارنفسکی (۲۰۱۹م) تنظیم هیجانات به شیوه شناختی، اطلاعات فراخواننده هیجانی را به دو شکل سازش یافته و سازش نایافته مدیریت و دستکاری می‌کند. به نظر می‌رسد توانایی تنظیم هیجان یکی از عوامل مؤثر در سلامت روانی است و روش‌های تنظیم هیجان بر آگاهی، کنترل و اصلاح هیجانات منفی تأکید دارد و به کارگیری آن‌ها می‌تواند به کاهش نشخوار فکری و ایجاد هیجان مثبت منجر شود از این رو می‌توان گفت؛ تنظیم هیجان فرد را قادر می‌سازد بتواند با مواجهه بهتر و سازگارانه‌تر با هیجانات منفی کمتر دچار ناسازگاری و اختلال در سلامت روان شود.

اینترنت بستر اتصال افراد به رسانه‌های نوین و فضای مجازی است و می‌تواند افراد را به خود وابسته و در اصطلاح اعتیاد اینترنتی یا رسانه‌ای ایجاد کند. بررسی یافته‌های تحقیقات حاکی از آن است که این وابستگی منجر به اختلال در توانایی کنترل اجرایی (دانگ و همکاران، ۲۰۱۴م)، اختلال در حافظه اجرایی و توجه (شفیعی و همکاران، ۲۰۱۹م)، اختلال در عملکرد شناختی (آرکانا و همکاران، ۲۰۱۹م) می‌گردد. همچنین طبق یافته‌های تحقیقات افراد وابسته به اینترنت و رسانه از نظر نظم‌جویی هیجانی (هورمس و همکاران ۲۰۱۴م؛ امیری و همکاران ۲۰۱۵م؛ کینگ و همکاران، ۲۰۱۲م)، انعطاف‌پذیری شناختی (ژو و همکاران، ۲۰۱۲م، دانگ و پوتنزانه، ۲۰۱۴م، دانگ و همکاران، ۲۰۱۴م) و شادی ذهنی (لانگریست و همکاران، ۲۰۱۹م؛ یاووز ، ۲۰۱۹م) سطوح پایین‌تری را گزارش داده‌اند [۲۹]؛ لذا می‌توان اینگونه فرض نمود، اعتیاد

1 . Fosca.
2 . Decker.

به اینترنت به کاهش انعطاف‌پذیری شناختی می‌انجامد.

تفاوا[3] (۲۰۱۲م) بر این باور است که در چند دهۀ اخیر با تغییرات سریع در مصرف رسانه‌ای شاهد تحولاتی در مجموعه‌ای از رفتارها، عقاید و ارزش‌های مردم هستیم که ممکن است بسیاری از کاربران و مخاطبان رسانه‌ها به دلیل ضعف سواد و دانش لازم در زمینۀ رسانه از آن ناآگاه و بی‌اطلاع باشند [۳۰].

از سویی امروزه با نوعی از دانش و سواد به نام سواد رسانه‌ای بر اساس فن آوری‌های جدید مواجه هستیم که بشر بیش از پیش به آن نیاز دارد. «سواد رسانه‌ای» یکی از مهم‌ترین پدیده‌های عصر اطلاعات است که در «افزایش سطح اطلاعات و آگاهی‌ها»، «استفاده از رسانه‌ها با رویکردی فراتر از عادت و سرگرمی» و «کسب بینش و دانش لازم برای تفسیر پیام‌ها» به مخاطبین کمک می‌کند. سواد رسانه‌ای نه تنها به کودکان، بلکه به بزرگسالان مهارت‌های لازم را برای برقراری ارتباطی متفکرانه و آگاهانه با رسانه‌ها می‌آموزد و در عین حال نگاهی دقیق، دیدگاهی نقاد و تحلیلی نسبت به پیام‌های رسانه‌ای نوشتاری، دیداری و شنیداری فراهم می‌آورد.

سواد رسانه‌ای از نیازهای مهم زندگی در شرایط و دنیای جدید است و برای در امان نگهداشتن فرزندانمان از آسیب‌های دنیای به شدت رسانه‌ای شده حاضر و آینده باید با شناخت مسیر پیشگیری و پیش دستی در حوزه آموزش با رویکرد بومی حرکت کرد [۳۱]. سواد رسانه‌ای توسط سازمان‌های بین‌المللی مختلف به عنوان یکی از راهبردهای مؤثر بر ارتقای سلامت توصیه شده است؛ بنابراین برای ارتقای سلامت بایستی از راهبردهای مختلف مانند تنظیم محتوای رسانه‌ها و محدودکردن استفاده کودکان از برخی رسانه‌ها استفاده کرد [۳۲]. یادگیری مهارت استفاده از رسانه به عنوان یک مهارت اجتماعی در بین مخاطبان برای شناخت رسانه‌ها و جهت دست‌یابی به حقیقت، سودمند است [۳۳]. رسانه‌ها دارای اثرات مهم و تعیین‌کننده در ابعاد روان‌شناختی مخاطبان و کاربران هستند که کمتر به آن پرداخته شده است. در این میان دانش‌آموزان به عنوان گروهی از نوجوانان که حجم قابل‌توجهی از کاربران رسانه هستند و در مواجهه با حجم وسیعی از پیام‌های رسانه‌ای ناگزیر از گزینش و انتخاب‌گری می‌باشند و همواره در معرض چالش‌های استفاده از رسانه‌ها و پیامدهای آن هستند. آن‌ها باید پیوسته آگاهی‌هایشان را افزایش دهند تا برداشت‌های سطحی از پیام‌های رسانه‌ای نداشته باشند و در واقع نیز هدف، افزایش درک و دانش نسبت به تفسیرهاست چون همه پیام‌های رسانه‌ای قابل تعبیر و تفسیر هستند [۳۴]. درعین‌حال پیشینه نگری نظری و تجربی پژوهش نشان داد، سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی موضوع جدیدی است که خیلی محدود مورد بحث قرار گرفته است. از این رو با توجه به اثرگذاری رسانه و فضای مجازی بر حوزه‌های روان‌شناختی مخاطبان، هدف پژوهش پاسخ به این پرسش بود که آیا آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر سواد رسانه‌ای و انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی نوجوانان تأثیر دارد؟

## روش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های نیمه‌آزمایشی در قالب طرح پیش‌آزمون - پس‌آزمون با گروه گواه بود. جامعۀ مورد مطالعه در این پژوهش، دانش‌آموزان دورۀ متوسطه شهر بیرجند در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بودند. ملاک ورود به پژوهش تکمیل دقیق پرسش‌نامه رضایت آگاهانه مشارکت در پژوهش و نیز پرسش‌نامه‌های سنجش متغیرهای پژوهش بود. بر این اساس از بین جامعه آماری تعداد۶۰ دانش‌آموز شامل۳۰ دانش‌آموز از یک مدرسۀ دخترانه و ۳۰ دانش‌آموز از یک مدرسۀ پسرانه انتخاب شدند. با توجه به اینکه حجم نمونه در طرح‌های نیمه‌آزمایشی حداقل ۱۵ نفر در گروه آزمایش و گواه توصیه شده است [۳۵]، در هر گروه دانش‌آموزان دختر و پسر به صورت تصادفی ۱۵ نفر در گروه آزمایش و ۱۵ نفر در گروه گواه با جایگزینی تصادفی جایابی شدند.

## پرسش‌نامه‌های پژوهش

### سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی

به منظور سنجش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی از پرسش‌نامه ۴۳ عبارتی که توسط نویسندۀ نخست طراحی و توسط۱۲نفر از استادان و کارشناسان حوزه‌های مرتبط با رسانه و روان‌شناسی و ارتباطات و ۶۵۲ دانش‌آموز دورۀ متوسطه اعتباریابی شده است استفاده شد.

3 . Tafawa.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٦٦-١٥٣
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 153-166

**جدول۱. راهنمای مقیاس محقق ساخته سواد روان‌شناختی رسانه (رمضانی، ۱۴۰۲)**

| مؤلفه های پرسش‌نامه | تعداد عبارت | عبارت‌ها |
|---|---|---|
| ادراک اثر و جایگاه رسانه و فضای مجازی | ۱۵ | ۱-۴، ۷، ۱۹، ۲۱-۲۶، ۲۸-۳۰ |
| درک محتوای رسانه و پیام‌های رسانه‌ای | ۵ | ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۳ |
| آگاهی از رسانه و اهداف پیام‌های رسانه‌ای | ۸ | ۱۴، ۱۶- ۱۸، ۳۱، ۳۲، ۳۴، ۳۶ |
| انتخاب آگاهانه رسانه و پیام‌های رسانه‌ای | ۹ | ۵، ۶، ۳۳، ۳۵، ۳۷، ۴۰-۴۳ |
| تحلیل و نقد پیام‌های رسانه‌ای (تفکر انتقادی) | ۶ | ۱۲، ۱۵، ۲۰، ۲۷، ۳۸، ۳۹ |
| سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی | ۴۳ | ۱ - ۴۳ گویه |

نمره‌گذاری عبارت‌ها بر اساس مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای خیلی کم تا خیلی زیاد (۱-۵) و در عبارات۲۱، ۲۳، ۲۴، ۲۶، ۳۹ به‌صورت معکوس می‌باشد. ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه در این پژوهش ۰/۹۶ به دست آمد.

**انعطاف‌پذیری شناختی**

به منظور سنجش انعطاف‌پذیری شناختی از نسخهٔ ایرانی پرسش‌نامه دنیس و وندروال و جیلون (۲۰۱۰م)، معرفی شده توسط کهندانی و ابوالمعالی الحسینی (۱۳۹۳) استفاده شد [۳۶]. در نسخهٔ ایرانی مقیاس انعطاف‌پذیری شناختی عبارت۲۰ حذف و مقیاس شامل۱۹ عبارت و دو مؤلفه شامل مؤلفه پردازش حل مسئله با۱۳گویهٔ ۱، ۳، ۵، ۶، ۸، ۱۰، ۱۲ – ۱۶، ۱۸، ۱۹و مؤلفهٔ ادراک کنترل‌پذیری با۶گویهٔ ۲، ۴، ۷، ۹، ۱۱، ۱۷ است. نمره‌گذاری عبارت‌ها بر اساس مقیاس لیکرت ۵درجه‌ای خیلی کم تا خیلی زیاد (۱-۵) و در مؤلفهٔ پردازش حل مسئله به‌صورت مستقیم و در مؤلفهٔ ادراک کنترل‌پذیری به‌صورت معکوس می‌باشد. نمرهٔ بالاتر بیانگر انعطاف‌پذیری شناختی بیشتر است. طبق یافته‌های داخلی، نسخهٔ اصلی و ایرانی این پرسش‌نامه قابلیت اطمینان قابل قبولی دارد [۱۵]. ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه در این پژوهش۰/۹۵ شد.

**تنظیم‌شناختی هیجانی**

به منظور سنجش انعطاف پذیری هیجانی از نسخهٔ فارسی مقیاس تنظیم شناختی هیجان (گارنفسکی و کرایج، ۲۰۰۶م) استفاده شد این نسخه توسط بشارت (۱۳۹۵) معرفی شده است [۳۷]. این مقیاس شامل ۱۸ماده و ۹ زیر مقیاس (خود سرزنشگری با عبارات۱و۲، پذیرش۳و۴، تمرکز بر فکر/نشخوارگری۵و۶، تمرکز مجدد مثبت۷و۸، تمرکز بر برنامه‌ریزی۹و۱۰، ارزیابی مجدد۱۱و۱۲،کم‌اهمیت شماری۱۳و۱۴، فاجعه نمایی۱۵و۱۶؛ و دیگر سرزنش‌گری عبارات۱۷و۱۸ و دو خرده مقیاس راهبردهای سازش یافته و راهبردهای سازش نایافته می‌باشد. نمره‌گذاری عبارت‌ها بر اساس مقیاس لیکرت ۵درجه ای مستقیم خیلی کم تا خیلی زیاد (۱ -۵) است. از نمرات۵ زیر مقیاس پذیرش، تمرکز مجدد مثبت، تمرکز مجدد بر برنامه ریزی، ارزیابی مجدد و کم اهمیت شماری خرده مقیاس راهبردهای سازش یافته و از نمرات ۴ زیر مقیاس خود سرزنشگری، تمرکز بر فکر/نشخوارگری، فاجعه‌نمایی و دیگر سرزنشگری خرده مقیاس راهبردهای سازش‌نایافته به دست می‌آید و نمرهٔ بالا بیانگر تنظیم شناختی هیجانی بیشتر است. ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه در این پژوهش ۰/۸۸ به دست آمد.

**شیوه اجرای پژوهش**

به منظور اجرای پژوهش پس از هماهنگی با مسئولین دو مدرسه، از هر مدرسه ۵۰ دانش آموز فراخوان و در جلسه توجیهی شرکت کردند. در این جلسه در مورد هدف پژوهش، اصل رازداری و محرمانه ماندن اطلاعات به دانش‌آموزان توضیح و اطمینان داده شد. سپس از آن‌ها خواسته شد در صورت تمایل به همکاری، پرسش‌نامه رضایت آگاهانه شرکت در پژوهش که نوعی اعلام رضایت و تعهد نسبت به همکاری تا پایان مطالعه بود را تکمیل کنند. در مرحلهٔ بعد آدرس اجرای برخط پرسش نامه‌های پژوهشی در اختیار تعداد ۳۰ دانش‌آموزی قرار گرفت که پرسش‌نامه رضایت آگاهانه را با دقت تکمیل کرده بودند و از آن‌ها خواسته شد که با ورود به آدرس پرسش‌نامه برخط، با دقت به پرسش‌های پرسش‌نامه‌ها را بخوانند و پاسخ دهند. تأکید

شد، در پرسش‌نامه‌ها پاسخ درست و غلطی وجود ندارد و پرسش‌نامه‌های پژوهشی خودگزارش‌دهی بدون ذکر مشخصات شخصی است. پس از بررسی پرسش‌نامه‌های تکمیل شده، ۳۰ دانش‌آموز هرمدرسه به‌صورت تصادفی در دو گروه فهرست شدند و در نهایت به طور تصادفی یک گروه به عنوان گروه آزمایش و دیگری به عنوان گواه انتخاب شدند. دانش‌آموزان گروه آزمایش هر مدرسه (۱۵دختر و ۱۵ پسر) در دو برنامه مجزا هر کدام به مدت ۸ هفته هر هفته یک جلسه ۹۰ دقیقه با استفاده از بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی (جدول۱. طراحی و اعتباریابی شده توسط نویسنده نخست) آموزش دیدند. همچنین پیش و پس از اجرای مداخله آموزشی دو گروه با استفاده از پرسش‌نامه‌ها مورد سنجش قرار گرفتند.

**جدول۱. دستورالعمل بسته آموزشی سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی**

| جلسه | موضوع | سرفصل‌های آموزشی |
|---|---|---|
| اول | مقدمات کارگاه و عصر رسانه | جلسه توجیهی - اجرای پرسش‌نامه و کارگاه: عصر جدید و مختصات آن با نگاهی به آینده، نسل هزاره سوم |
| دوم | رسانه و فضای مجازی | فرصت‌ها، چالش‌ها، شگردها و نحوۀ اثر رسانه، مسئولیت اجتماعی رسانه‌ها، فضای مجازی و شبکه‌های اجتماعی |
| سوم | عملیات روانی و تأثیر رسانه‌ای | حکمرانی رسانه و فضای مجازی، عملیات تأثیر رسانه، والدگری و مربیگری رسانه، اعتیاد به رسانه |
| چهارم | رسانه و حوزۀ شناختی | مغز و پیام رسانه‌ای و اقناع، سیستم‌های تفکر، جنگ‌شناختی و قوه تخیل، فرایند توجه، ادراک، نگرش |
| پنجم | رسانه و علوم‌شناختی | مغالطات و خطاهای شناختی، هوش مصنوعی و ربات‌ها، خبرجعلی و ناکارآمد با رویکرد روانشناختی، شایعه و افکار عمومی |
| ششم | رسانه و حوزه عاطفی-هیجانی | خویشتن‌داری و پایداری روان‌شناختی، ثروت داده‌ها و تضعیف اراده‌ها، شکیبایی رسانه‌ای، خودمهارگری |
| هفتم | رسانه و حوزۀ اجتماعی | ارتباطات انسانی، هویت، تحولات اجتماعی نسلی (بین و درون نسلی)، آگاهی و بصیرت اجتماعی، مسئولیت‌پذیری، تعلق و انسجام اجتماعی، جامعه‌پذیری اجتماعی |
| هشتم | مواجهه‌شناختی و کارآمد، بهزیستی روان‌شناختی | تفکر انتقادی (کنشگری فعال)، مقابله شناختی و نرم، کوچک‌سازی و پاک‌سازی دیجیتالی، جریان‌شناسی رسانه و جنبش سواد رسانه، بهزیستی دیجیتالی در عصر رسانه |

## نتایج

در این پژوهش اثربخشی آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی و سواد رسانه‌ای دانش‌آموزان دورۀ متوسطه بررسی شد. نتایج در ادامه آمده است:

**جدول۲. شاخص‌های توصیفی نمرات متغیرهای پژوهش به تفکیک گروه و مراحل پژوهش**

| متغیر | شاخص آماری | گروه آزمایش | | گروه گواه | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | پیش‌آزمون | پس‌آزمون | پیش‌آزمون | پس‌آزمون |
| سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی | میانگین | ۱۲۸/۳۷ | ۱۷۴/۴۷ | ۱۱۵/۴۳ | ۱۲۰/۴۷ |
| | انحراف معیار | ۱۰/۶ | ۱۲/۹ | ۱۱ | ۱۴/۲ |
| انعطاف‌پذیری شناختی | میانگین | ۵۰/۱ | ۷۹/۶ | ۴۷/۹۶ | ۵۱/۱ |
| | انحراف معیار | ۶/۷ | ۹/۲ | ۸/۷ | ۷/۹ |
| تنظیم‌شناختی هیجان | میانگین | ۴۳/۹ | ۵۹/۱ | ۴۲/۲۷ | ۶/۶۹ |
| | انحراف معیار | ۵/۳ | ۶/۸ | ۴۳/۳۳ | ۷/۵ |

همان‌گونه که در جدول۲ مشاهده می‌شود، دانش‌آموزان دو گروه آزمایش و گواه در مرحلهٔ پیش‌آزمون تفاوت چشمگیری با هم از نظر متغیرهای پژوهش نداشته‌اند، اما میانگین نمرات گروه آزمایش در متغیرهای مورد بررسی و مؤلفه‌های آن در مرحله پس‌آزمون نسبت به گروه کنترل بعد از آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی افزایش یافته است.

برای بررسی اثربخشی آموزش بر متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون تحلیل کوواریانس نیاز بود مفروضه‌های این آزمون بررسی شود. از این رو مفروضه‌های همگنی واریانس‌ها، هنجار بودن داده‌ها، خطی بودن رابطه متغیرها و همگنی شیب خط رگرسیون بررسی شد که نتایج در ادامه آمده است.

نتایج آزمون لوین در بررسی همگنی واریانس‌ها (جدول۳)، نشان می‌دهد فرض صفر برابری واریانس نمرات دو گروه در متغیرهای تحقیق تأیید می‌شود؛ یعنی پیش فرض تساوی واریانس نمرات گروه‌ها برقرار است، هر چند به دلیل مساوی بودن حجم نمونه‌ها عدم رعایت فرض برابری واریانس‌ها نیز تأثیری در تحلیل کوواریانس ندارد.

**جدول۳. نتایج آزمون لوین در بررسی همگنی واریانس‌های متغیرهای پژوهش**

| نام متغیر | F | Df1 | Df2 | Sig. |
|---|---|---|---|---|
| سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی | ۱/۷۳ | ۱ | ۵۸ | ۰/۱۹ |
| انعطاف‌پذیری شناختی | ۱/۰۹ | ۱ | ۵۸ | ۰/۲۹ |
| تنظیم‌شناختی هیجان | ۰/۶۹ | ۱ | ۵۸ | ۰/۴۱ |

**جدول۴. نتایج بررسی نرمال بودن داده‌ها (پس‌آزمون) با آزمون شاپیرو - ویلک و کولموگروف اسمیرنف**

| متغیر | آزمون شاپیرو - ویلک | | | آزمون کولموگروف اسمیرنف | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره | درجه آزادی | معناداری | آماره | درجه آزادی | معناداری |
| سواد روان‌شناختی رسانه | ۰/۰۰۱ | ۶۰ | ۰/۹۲۱ | ۰/۰۰۲ | ۶۰ | ۰/۱۴۷ |
| انعطاف‌پذیری شناختی | ۰/۰۰۸ | ۶۰ | ۰/۹۴۳ | ۰/۰۳۶ | ۶۰ | ۰/۱۱۸ |
| تنظیم‌شناختی هیجان | ۰/۰۰۱ | ۶۰ | ۰/۹۲۵ | ۰/۰۱۸ | ۶۰ | ۰/۱۲۷ |

**جدول۵. نتایج تحلیل واریانس در بررسی پیش‌فرض همگنی شیب‌های خط رگرسیون متغیرهای تحقیق دو گروه در پس‌آزمون**

| متغیر | منبع تغییرات | F تعامل | معنی‌داری |
|---|---|---|---|
| سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی | تعامل گروه*پیش‌آزمون | ۰/۹۵۳ | ۰/۳۳۹ |
| انعطاف‌پذیری شناختی | | ۲/۲۵۱ | ۰/۱۶۵ |
| تنظیم‌شناختی هیجان | | ۰/۹۷۳ | ۰/۳۴۶ |

برای سنجش برازش داده‌ها با منحنی هنجار از آزمون‌های شاپیرو - ویلک و کولموگروف اسمیرنف استفاده شد. برای برقرار بودن این مفروضه باید سطح معنی‌داری بزرگ‌تر از ۰.۰۵ باشد. طبق جدول سطح معنی‌داری پیش‌آزمون و پس‌آزمون بزرگ‌تر از ۰.۰۵ و بیانگر بهنجار (نرمال) بودن داده‌ها است. خطی بودن رابطهٔ متغیر وابسته و هم تغییر نیز با نمودار بررسی شد و چون رابطهٔ خطی بین متغیر وابسته و هم تغییر برقرار است و فرض موردنظر نیز تأیید می‌شود.

همان‌گونه که در جدول بالا مشخص است، مقدار F تعامل برای یکسان بودن شیب خط رگرسیون برای کلیه متغیرهای تحقیق غیرمعنی‌دار است؛ بنابراین می‌توان پذیرفت که بین گروه‌ها و نمرات پیش‌آزمون تعاملی وجود ندارد؛ به بیان دیگر، همگنی شیب خط رگرسیون در تمام متغیرها پذیرفته می‌شود.

با کنترل پیش‌آزمون، سطوح معنی‌داری همهٔ آزمون‌ها بیانگر آن است که تفاوت بین آزمودنی‌های گروه‌های آزمایش و گواه حداقل از لحاظ یکی از متغیرهای وابسته معنی‌دار است. میزان تأثیر یا تفاوت برابر با ۸/۲ است؛ یعنی۶۴ درصد تفاوت‌های فردی در نمرات پس‌آزمون متغیرهای وابسته مربوط به تأثیر آموزش سواد روان‌شناختی رسانه فضای مجازی است (جدول۶).

**جدول۶. نتایج تحلیل کوواریانس چندمتغیری مقایسه نمرات پس‌آزمون متغیرهای پژوهش دو گروه با کنترل پیش‌آزمون**

| نام آزمون | مقدار | Df فرضیه | Df خطا | F | معنی‌داری | مجذور اتا |
|---|---|---|---|---|---|---|
| آزمون اثر پیلایی | ۰/۸۰۲ | ۴ | ۵۱ | ۵۱/۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۴ |
| آزمون لامبدای ویلکز | ۰/۲۹۸ | ۴ | ۵۱ | ۵۱/۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۴ |
| آزمون اثر هتلینگ | ۴/۰۴ | ۴ | ۵۱ | ۵۱/۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۴ |
| آزمون بزرگ‌ترین ریشه روی | ۴/۰۴ | ۴ | ۵۱ | ۵۱/۵۱ | ۰/۰۰۰ | ۰/۶۴ |

**جدول۷. نتایج تحلیل کوواریانس متغیرهای سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی، سواد رسانه‌ای و انعطاف‌پذیری شناختی- هیجانی آزمودنی‌های گروه‌های آزمایش و گواه با کنترل پیش‌آزمون**

| ابعاد متغیر سواد | مجموع مجذورات | df | میانگین مجذورات | F | معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|---|
| سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی | ۲۶۹۳۴/۱۲ | ۱ | ۲۶۹۳۴/۱۲ | ۱۶۳/۳۷ | ۰/۰۰۰ |
| انعطاف‌پذیری شناختی | ۷۶۵۸/۶۹ | ۱ | ۷۶۵۸/۶۹ | ۱۳۵/۴۳ | ۰/۰۰۰ |
| تنظیم‌شناختی هیجان | ۷۴۲۴/۹۸ | ۱ | ۷۴۲۴/۹۸ | ۱۰۷/۸۱ | ۰/۰۰۰ |

**جدول۸. نتایج تحلیل کوواریانس یک متغیره در مقایسه متغیرهای پژوهش برحسب عضویت گروهی**

| پس‌آزمون متغیرها | منبع تغییرات | مجموع مجذورات | درجه آزادی | میانگین مجذورات | F | معنی‌داری | ضریب اتا | توان آماری |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی | پیش‌آزمون | ۱۱۹/۷۷ | ۱ | ۱۱۹/۷۷ | ۰/۶۴۶ | ۰/۰۰۰ | ۰/۷۳۶ | ۰/۵۴ |
| | عضویت گروهی | ۲۹۴۶۵/۹۲ | ۱ | ۲۹۴۶۵/۹۲ | ۱۵۸/۹۱ | - | - | - |
| | خطا | ۱۰۵۶۹/۱۷ | ۵۷ | ۱۰۵۶۹/۱۷ | - | - | - | - |
| انعطاف‌پذیری شناختی | پیش‌آزمون | ۱۱۶۶/۵۵ | ۱ | ۱۱۶۶/۵۵ | ۲۱/۰۹۵ | ۰/۰۰۰ | ۰/۷۷۶ | ۰/۶۰ |
| | عضویت گروهی | ۱۰۹۲۲/۸۲ | ۱ | ۱۰۹۲۲/۸۲ | ۱۹۷/۵۲ | - | - | - |
| | خطا | ۳۱۵۲/۱۲ | ۵۷ | ۳۱۵۲/۱۲ | - | - | - | - |
| تنظیم‌شناختی هیجان | پیش‌آزمون | ۳۱۳/۹۷ | ۱ | ۳۱۳/۹۷ | ۶/۶۴ | ۰/۰۰۰ | ۰/۵۵۹ | ۰/۳۱ |
| | عضویت گروهی | ۳۴۱۰/۸۸ | ۱ | ۳۴۱۰/۸۸ | ۷۲/۱۱ | - | - | - |
| | خطا | ۲۶۹۶/۱۰۲ | ۵۷ | ۴۷/۳ | - | | | - |

نتایج جدول۷ نشان می‌دهد، آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر متغیرهای سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی، انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم‌شناختی هیجانی نوجوانان تأثیر معناداری دارد.

نتایج تحلیل کوواریانس یک‌راهه (ANCOVA) در بررسی اثربخشی آموزش سواد روان‌شناختی رسانه بر مؤلفه‌های سواد روان‌شناختی رسانه، انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم‌شناختی هیجان (جدول۸) نشان می‌دهد، میانگین نمرات متغیرهای مورد بررسی گروه آزمایش نسبت به گروه گواه در مرحله پس‌آزمون تفاوت معنی‌داری (۰/۰۰۰) دارد. میزان تأثیر این آموزش در مرحله پس‌آزمون گروه آزمایش در سواد رسانه‌ای برابر با ۰/۷۳۶یا ۵۴ درصد، در انعطاف‌پذیری شناختی برابر با ۰.۷۷۶ یا ۶۰ درصد و در تنظیم‌شناختی هیجان برابر با ۰/۵۵۹یا ۳۱ درصد بوده است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٦٦-١٥٣
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 153-166

## محدودیت‌ها و پیشنهادها

هر پژوهشی مخصوصاً پژوهش آزمایشی به دلیل ماهیت خود با محدودیت‌هایی مواجه است و پژوهش حاضر نیز از این قاعده مستثنا نبود. مهم‌ترین محدودیت پیشروی این پژوهش تأخیر دانش‌آموزان در تکمیل پرسش‌نامه‌ها در پس‌آزمون و همکاری ضعیف‌تر دانش‌آموزان پسر در جلسات آموزشی بود. با این وجود تلاش شد محدودیت‌ها اثری بر نتایج و اجرای مطالعه نگذارد.

با اذعان به اینکه در عصر رسانه و فناوری تقریباً همگان ناگزیر به استفاده از رسانه‌ها هستند و با توجه به نتایج پژوهش در زمینه اثربخشی آموزش بسته سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی – هیجانی دانش‌آموزان، باید توجه داشت که برگزاری کلاس‌های آموزشی آنلاین در دوران همه‌گیری ویروس کرونا موجب شد دانش‌آموزان مجبور به استفاده از گوشی‌های هوشمند متصل به شبکه جهانی اطلاعات شوند و بدون کمترین دانش و سواد رسانه‌ای با رسانه‌ها و فضای مجازی روبرو شوند. این وضعیت تحول شگفت‌آور و خارج از قاعده‌ای در نظام آموزشی و وضعیت‌شناختی - هیجانی و رفتاری دانش‌آموزان ایجاد کرد و چالش‌های تربیتی، فرهنگی و آموزشی جدی را به بار آورد. از دیگر سو، پس از فروکش کردن بحران کرونا و بازگشت به شرایط عادی، خانواده‌ها و نظام آموزشی دیگر نتوانستند یا نخواستند ارتباط فرزند/ دانش‌آموز خود را با رسانه محدود و یا مدیریت کنند. از این رو، اثرگذاری رسانه و فضای مجازی بر افکار، عواطف، شناخت و باورها و رفتار دانش‌آموزان روز به روز بیشتر نمایان شد. بر این اساس در پژوهش حاضر، هدف بررسی میزان اثربخشی بسته اعتباریابی شده و محقق ساخته آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی در ابعاد شناختی و هیجانی و سواد رسانه‌ای دانش‌آموزان به عنوان کاربران جدید و تحت تأثیر رسانه بود. با توجه به شیوع آسیب‌های متعدد ناشی از گسترش افسار گسیخته استفاده از رسانه‌ها و فضای مجازی در دانش‌آموزان، استفاده از این بسته آموزشی به‌عنوان یکی از مؤثرترین راهکارهای پیشگیری و هوشمندسازی کاربران در استفاده مطلوب و مدیریت شده از رسانه در نوجوانان و دیگر گروه‌های سنی پیشنهاد می‌شود.

## بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش اثربخشی آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی و سواد رسانه‌ای نوجوانان بررسی شد. نتایج بررسی تأثیر آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی از طریق مقایسه نمرات پس‌آزمون متغیرهای سواد روان‌شناختی رسانه و انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی آزمودنی‌های گروه‌های آزمایش و گواه با کنترل پیش‌آزمون (تحلیل کوواریانس) نشان داد آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی موجب افزایش سواد رسانه‌ای و انعطاف‌پذیری شناختی-هیجانی نوجوانان شده است. میزان تأثیر یا تفاوت برابر با ۸/۲ است، یعنی۶۴ درصد تفاوت‌های فردی در نمرات پس‌آزمون متغیرهای وابسته مربوط به تأثیر آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی است. از سویی میزان تأثیر این آموزش در مرحله پس‌آزمون گروه آزمایش بر سواد رسانه‌ای برابر با ۰/۷۳۶یا ۵۴ درصد، در انعطاف‌پذیری شناختی برابر با ۰/۷۷۶یا ۶۰ درصد، در تنظیم‌شناختی هیجان برابر با ۰/۵۵۹یا ۳۱ درصد بوده است.

در مورد پژوهش‌های همسو و ناهمسو با پژوهش حاضر، باید گفت که به دلیل نوبودن مفهوم سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی و اثربخشی آموزش این سواد بر انعطاف‌پذیری شناختی و هیجانی و یا سایر مؤلفه‌ها و شاخص‌های روان‌شناختی، سوابق نظری و به ویژه تجربی و پژوهشی مرتبط به طور کافی موجود نیست. با این وجود در تبیین اثربخشی آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی بر انعطاف‌پذیری شناختی و هیجانی دانش‌آموزان می‌توان گفت، با توجه به اینکه این بسته آموزشی مبتنی بر مبانی نظری بومی و فرهنگی و با راهبرد تبیینی تهیه و اعتباریابی شده؛ لذا می‌توان انتظار داشت با توجه به اینکه آموزش تبیین‌کننده با ارتقا دانش، نگرش و بینش مخاطب ضمن بالا بردن سطح دانش و درک او می‌تواند به ارتقا و شاخص‌های مهم سازگاری روان‌شناختی مانند انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم‌شناختی هیجانی بینجامد. از این رو آموزش این بسته آموزشی در بهبود شاخص‌های انعطاف‌پذیری شناختی - هیجانی و سواد رسانه‌ای نوجوانان تأثیر مثبت داشته است.

از سویی در تبیین نتایج می‌توان گفت، امروزه رسانه به واسطه فناوری نوین، نسل جدیدی از فضای روابط اجتماعی را در زندگی کاربران ایجاد کرده است و مصرف رسانه سهم زیادی را در سبد مصرف فرهنگی خانواده‌ها به خود اختصاص داده است. یکی از کاربردهای اصلی رسانه‌ها برقراری ارتباط اجتماعی با دیگران است. از سویی واضح است که فناوری‌های نوین ارتباطی برای بهبود زندگی و تسریع در آموزش و پرورش و تماس مفید هستند، اما اگر به عنوان وسیله وقت‌گذرانی، پراکندن اخبار نادرست یا القای موضوعات مخدوش استفاده شوند مضرند؛ بنابراین یکی از مهم‌ترین راه کارها برای کاهش آسیب‌های ناشی از استفاده مدیریت نشده از رسانه و فضای مجازی شناسایی نقطه ضعف‌های کاربران در بهره‌برداری از رسانه‌ها و برنامه‌ریزی برای ارتقای سواد رسانه‌ای کاربران به ویژه نوجوانان و جوانان است. در گام بعدی می‌توان از ظرفیت‌های آموزشی موجود در جامعه مثل مدارس و دانشگاه‌ها در بالا بردن سطح سواد رسانه‌ای و تقویت ارزش‌های اخلاقی کاربران که به کاهش جرایم و آسیب‌های ناشی از رسانه‌ها منجر می‌شود کمک گرفت.

انعطاف‌پذیری شناختی نوعی از انعطاف‌پذیری روان‌شناختی و از عواملی است که سبب سازگاری هر چه بیشتر آدمی با اضطراب‌ها و تهدیدهای زندگی می‌شود و با سلامت روان رابطهٔ نزدیکی دارد [۳۸] و در افراد مختلف درجات متفاوتی دارد و نوع واکنش افراد در مقابل تجارب جدید را مشخص می‌کند [۳۹]. انعطاف مستلزم توانایی برقراری ارتباط در لحظه حال و قدرت تمیز خود از افکار و تجارب درون روانی است. افراد انعطاف‌پذیر درباره دنیای بیرونی و درونی کنجکاو بوده و زندگی‌شان از نظر تجربه غنی است، تجارب جدید را می‌پسندند و خواهان تجربه بیشتر هستند، از مواجهه با تجارب درونی و بیرونی اجتناب نمی‌کنند و حتی گاهی به دنبال کسب تجارب جدید می‌روند [۴۰]. در سال‌های اخیر، انعطاف‌پذیری روان‌شناختی به عنوان یک چارچوب به منظور درک آسیب‌شناسی روانی و سلامت روان مطرح شده است و در پژوهش‌های متعددی، بر نقش انعطاف‌پذیری شناختی در کاهش اضطراب، افسردگی و استرس [۴۱] و افزایش سلامت روان، کیفیت زندگی و رضایت از زندگی [۴۲] تأکید شده است. مداخلاتی که انعطاف‌پذیری روان‌شناختی و شناختی را ارتقا می‌دهند می‌توانند به افراد کمک کنند تا با شرایط دشوار سازگار شوند و با آن‌ها کنار بیایند [۴۳].

از این رو با افزایش سطح انعطاف‌پذیری شناختی و هیجانی در اثر آموزش سواد روان‌شناختی رسانه می‌توان بهبود سازگاری و تعامل دانش‌آموزان به عنوان گروهی از کاربران رسانه و فضای مجازی با محیط پیرامون را انتظار داشت.

تامپسون (۱۹۹۴م) معتقد است، تنظیم هیجان به منزلهٔ فرایندهای درونی و بیرونی است که مسئولیت کنترل، ارزیابی و تغییر واکنش های عاطفی فرد را در مسیر تحقق یافتن اهداف او بر عهده دارند [۴۴]؛ بنابراین هر روش و ابزاری که بتواند در تنظیم هیجان مؤثر باشد در حقیقت عامل مهمی در تأمین سازگاری و سلامت روان‌شناختی است. در این باره باید اذعان کرد که آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی می‌تواند با کمک به فرد در تنظیم هیجان، برای داشتن یک زندگی سازگارانه توأم با سلامت کمک به وی کند.

از سویی یکی از نیازهای مهم جامعه ما مسئله رسانه و مجهز بودن افراد به ویژه دانش‌آموزان به سواد رسانه‌ای است. اهمیت برخورداری از چنین سوادی به جهت تأثیری است که بر زندگی فردی، خانوادگی و اجتماعی دارد. برنامه سواد رسانه‌ای در پی آن است که بر فکر دانش‌آموزان در عرصهٔ برخورد با رسانه، عقلانیتی حاکم شود که بتوانند از زاویه بالا و با نگاهی مسلط، خود و موضوعات مرتبط با رسانه را ببینند، در نحوهٔ مواجهه و استفاده خود از رسانه، فکورانه، عاقلانه و مدیریت شده عمل کنند و در عین حال بتوانند کمیت و کیفیت استفاده از رسانه را از حیث زمان و مقدار و کیفیت مصرف مدیریت کنند.

با توجه به آنچه بیان شد می‌توان نتیجه گرفت، رسانه و فضای مجازی با ویژگی‌های روان‌شناختی از قبیل انعطاف‌پذیری شناختی و تنظیم هیجان تعامل دو سویه دارد یعنی می‌تواند آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد و بع صورت متقابل از آن‌ها اثر می‌پذیرد. از این رو اجرای بسته آموزش سواد روان‌شناختی رسانه و فضای مجازی که با تأثیر بر انعطاف‌پذیری به سازگاری و سلامت روان‌شناختی آن‌ها کمک می‌کند در سطوح مختلف کاربر و مخاطب رسانه‌ها و فضای مجازی پیشنهاد می‌شود.

## ملاحظات اخلاقی

این مقاله بخشی از رساله دوره دکتری تخصصی با شناسه اخلاق IR.USB.REC.۱۴۰۲.۰۳۱ است.

## سپاسگزاری

از همهٔ کسانی که در به ثمر رسیدن این پژوهش نقش ایفا کردند، به طور خاص از استادان محترم راهنما و مشاور، حوزهٔ پژوهش دانشگاه در صدور شناسه اخلاق و مجوز اجرا، آموزش و پرورش استان خراسان جنوبی و شهر بیرجند و مدیران و دانش‌آموزان مدارس مورد بررسی که در انجام پژوهش همکاری داشتند، صمیمانه تشکر می‌شود.

**تضاد منافع:** در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافعی توسط نویسندگان گزارش نشده است.

## منابع

1- Azimi, M. H., Shokrkhah, Y. Children, Media and Interaction. 1394. https://doi.org/ 10.22091/STIM.2015.602 **[In Persian]**

2- Yazdian, A. Critical media literacy: a case study of the level of media literacy of research master's students in the communication faculty of the Islamic Republic of Iran. Master's thesis, University of Broadcasting, Tehran; 1391. **[In Persian]**

3- Potter, W. J. Recognizing mass media with a media literacy approach. Translated by Amir Yazdian, Payam Azadi and Mena Nadali. Qom: Broadcasting Research Center; 1391. **[In Persian]**

4- Shekarkhah, Y. Media literacy, an opinion essay. Media. 1385; 17(4): 27-32. https://sid.ir/paper/483115/fa **[In Persian]**

5- Basirian Jahormi, H., Basirian Jahormi, R. An introduction to media literacy and critical thinking, media. Quarterly study and research of mass communication tools (media). 1385; 17(68): 33-50. https://sid.ir/paper/444408/fa **[In Persian]**

6- Motazedi, S. Proposing a local model for promoting media literacy among teenagers in Iran. Master's Thesis of Media Management, Faculty of Communication, University of Broadcasting; 1393. **[In Persian]**

7- Tajik Esmaili, S. The role of media in citizenship education. The first national conference of communication media and citizenship education, 1393. https://civilica.com/doc/554339 **[In Persian]**

8- Koshki, A. Strategies to strengthen parents' media literacy and its effect on reducing the harm of social networks in the family. The 4th national conference of community empowerment in the field of humanities and psychological studies, 1398. https://civilica.com/doc/879981 **[In Persian]**

9- Aghili, V, Rasekh Mohammadi, S. Effective factors in the development of students' media literacy. Media, culture and management. 1386; -(13): 155-155. https://sid.ir/paper/495965/fa **[In Persian]**

10-10. Anvari, S. M., Mansouri, A. The relationship between cyberbullying victimization and non-suicidal self-harm and adolescent suicidal behaviors: The mediating role of emotion regulation. Clinical psychology and personality. 1402; 21(2): 138-129. http://doi.org/10.22070/capa.2023.17691.1358 **[In Persian]**

11-Surin and Tankard. Theories of mass communication. Translated by Alireza Dehghan. Tehran: Tehran University Press; 1384. **[In Persian]**

12-Safai Nejad, Q. Theories of persuasion and its application in the media. Media management. 1394; N:12: 23-38. https://www.mediamgt.ir/article_166160_82e2d57958eea9f7d5a29f34b7def91b.pdf **[In Persian]**

13-Guassi Moreira, J. F., Sahi, R., Ninova, E., Parkinson, C., & Silvers, J. A. Performance and belief-based emotion regulation capacity and tendency: Mapping links with cognitive flexibility and perceived stress. Emotion. 2022; 22(4): 653. https://doi.org/10.1037/emo0000768

14-Uddin, L. Q. Cognitive and behavioural flexibility: neural mechanisms and clinical considerations. Nature Reviews Neuroscience. 2021 Mar;22(3):167-79. https://www.nature.com/articles/s41583-021-00428-w

15- Roshan Chasli, R., Farahani, H., Marwaridi, M. Fitting the structural model of the relationship between attachment styles and emotional schemas with regard to the mediating variables of emotional regulation and cognitive flexibility with desire to marry. Clinical psychology and personality,1402; 21(1): 57-72. http://doi.org/10.22070/cpap.2023.16191.1227 **[In Persian]**

16- Carbonella, J. Y., Timpano, K. R. Examining the link between hoarding symptoms and cognitive flexibility deficits. Behavior therapy. 2016; 47(2): 262-273. https://doi.org/10.1016/j.beth.2015.11.003

17- Bilgin, M. Ergenlerin beş faktör kişilik özelliği ile bilişsel esneklik ilişkisi. Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi, 2017; 16(62): 945-954. https://doi.org/10.17755/esosder.285296

18- Dennis, J. P., Vander Wal, J. S. The cognitive flexibility inventory: Instrument development and estimates of reliability and validity. Cognitive therapy and research, 2010; 34: 241-253. https://doi.org/10.1007/s10608-009-9276-4

19- Morris, L., Mansell, W. A systematic review of the relationship between rigidity/flexibility and transdiagnostic cognitive and behavioral processes that maintain psychopathology. Journal of Experimental Psychopathology, 2018; 9(3). https://doi.org/10.1177/2043808718779431

20- Deldar Gohardani, M., Sotoudeh, M., Beyk Mohammadi, K., Amani, O. The relationship between cognitive flexibility and self-compassion with sleep quality: the mediating role of emotion regulation. Clinical Psychology and Personality, 1402; 21(2): 104-87. http://doi.org/10.22070/cpap.2023.17474.1339 **[In Persian]**

21- Gabrys, R. L., Tabri, N., Anisman, H., Matheson, K. Cognitive control and flexibility in the context of stress and depressive symptoms: The cognitive control and flexibility questionnaire. Frontiers in psychology, 2018; 9: 376606. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02219

22- Kring A.M., Slovan, D.M., Emotion Regulation and Psychopathology. A New York Division of Guilford Publications. 2011; 94-100. https://awspntest.apa.org/record/2009-21674-000

23- Marroquín B., Tennen H., Stanton A. L. Coping, emotion regulation, and well-being: Intrapersonal and interpersonal processes. The happy mind: Cognitive contributions to well-being, 2017: 253-74. https://doi.org/10.1007/978-3-319-58763-9_14

24- Troy A. S., Shallcross A. J., Brunner A., Friedman, R., Jones, M. C. Cognitive reappraisal and acceptance: Effects on emotion, physiology, and perceived cognitive costs. Emotion, 2018; 18(1): 58. https://doi.org/10.1037/emo0000371

25- Buitenweg, J. I., Van De Ven, R. M., Ridderinkhof, K. R., Murre, J. M. Does cognitive flexibility training enhance subjective mental functioning in healthy older adults?. Aging, Neuropsychology, Cognition, 2019; 26(5): 688-710. https://doi.org/10.1080/13825585.2018.1519106

26- Odacı, H., Cikrikci, Ö. Cognitive flexibility mediates the relationship between Big Five personality traits and life satisfaction. Applied Research in Quality of Life, 2019; 14(5): 1229-1246. https://doi.org/10.1007/s11482-018-9651-y

27- Khosravi Oriad, M. Examining the role of emotion and emotion regulation in the academic progress of adolescents. Master thesis of Persian Gulf University; 1397. Taken from: Ganj site. **[In Persian]**

28- Mashhadi, A., Mirdurghi, F., Hosni, J. The role of cognitive emotion regulation strategies in children's internalizing disorders. Journal of Clinical Psychology, 2013; 3(3); 29-39. https://www.sid.ir/paper/152736/fa **[In Persian]**

29- Lakani, Na,. Akbari, B. Effectiveness of positive psychotherapy on emotional regulation, cognitive flexibility and mental happiness of Internet addicted students, Journal of the Faculty of Medicine, Mashhad University of Medical Sciences. 1400; 3(64), 3438-3421. http://doi.org/10.22038/MJMS.2021.18898

30- Bahadri Khosrowshahi, J., Barqi, I. The role of parents' media literacy and social identity on students' media consumption. New media studies, 2017; 4(14): 316-290. https://sid.ir/paper/264658/fa

31- Aliqardashi, E., Saifi, M., Ghafari, Kh., Poua, A. R. Designing a model to explain media literacy in Iran's secondary education system (a research based on grounded theory). Religion and communication. 2019; 27(2)pp58: 296-331. https://sid.ir/paper/1011794/fa **[In Persian]**

32- Raisi-Nafchi, A., Danaei, A., Zargar, S. M. Explaining the dimensions and components of media health literacy with a critical approach: a foundational data study, Payesh. 2019; 19 (2): 197-203. http://doi.org/10.29252/payesh.19.2.197 **[In Persian]**

33- Nasiri, B., B, A and H, H. Teaching media literacy to sixth grade students with an approach to critical thinking. research in educational systems. 2017; 12 (special letter): 819-837. https://www.jiera.ir/article_65029.html **[In Persian]**

34- Amir-Entekhabi, S., Rajabi, S. M. Investigation and analysis of different levels of media literacy. Journal of Media Literacy. 1387; 45(22): 57-83. https://sid.ir/paper/477198/fa **[In Persian]**

35- Delavar, A. Theoretical and practical foundations of research in humanities and social sciences. Tehran: Rushd Publications; 1399. **[In Persian]**

36- Kohandani, M., AbulMaali al-Husseini, Kh. Factor structure and psychometric properties of the Persian version of Dennis, Vanderwaal and Jillon cognitive flexibility questionnaire. Psychological methods and models. 1396; 8(3): Serial 29: 53-70. https://dor.isc.ac/20.1001.1.22285516.1396.8.29.3.2 **[In Persian]**

37- Besharat, M. A. Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Implementation and Scoring Method. Transformational psychology, Iranian psychologists. 2015; 13(50): 221-223. https://www.sid.ir/paper/521009/fa **[In Persian]**

38- Daks, J. S., Rogge, R .D. Exammining the correlates of psychological flexibility in romantic relationship and family dynamic: A meta-analysis. Journal of Contextual Behavioral Science, 2020; 18: 214–238. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2020.09.010

39- Daks, J. S., Peltz, J. S., Rogge, R. D. Psychological flexibility and inflexibility as sources of resiliency and risk during a pandemic: Modeling the cascade of COVID-19 stress on family systems with a contextual behavioral science lens. Jornal of Contextual Behavioral Science. 2020; 18: 16-27. https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2020.08.003

40- Kotta, I., Szabo, K., Marschalko, E. E. Jancso-Farcas, s. & Kalcza-Janosi, K. The Moderation Effect of Generation on the Relationship between Psychological Flexibility and COVID-19 Preventive Behavior among Femails. Journal of International Womens Studies. 2021; 22(3): 176-187. Available at: https://vc.bridgew.edu/jiws/vol22/iss3/17

41- Marshall, EJ., Brockman, R. N. The relationships between psychological flexibility, self-compassion, and emotional well-being. J Cogn Psychother, 2016; 30(1): 60-72. https://doi.org/10.1891/0889-8391.30.1.60

42- Woodruff, S. C., Glass, C. R, Arnkoff, D. B., Crowley, K. J., Hindman R. K., Hirschhorn E. W. Comparing selfcompassion, mindfulness, and psychological inflexibility as predictors of psychological health. Mindfulness, 2014; 5(4): 410-21. https://doi.org/10.1007/s12671-013-0195-9

43- Indra, G. H., Radyani, A. M., Oriza, I. I. D. The relationship between stress and well-being: the mediating roles of students' psychological flexibility and loneliness during the Coronavirus pandemic. Psychological Research on Urban Society, 2021; 4(2): 3. https://doi.org/10.7454/proust.v4i2.100

44- Robati, Z. The relationship between emotional regulation skills and general health of secondary school students in the 4th district of Tehran. International conference of psychology, educational sciences and lifestyle, 1400. https://www.sid.ir/paper/227485/fa **[In Persian]**

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18562.1467

**مقاله پژوهشی**

# تدوین و امکان‌سنجی پروتکل درمان فراشناختی-تحلیلی برای افزایش توانمندی من و کاهش اضطراب و افسردگی پرستاران بخش‌های کووید۱۹

**نویسندگان**

**رحیم شه‌بخش [۱]، علی سلیمانی [۲*]، محسن کچویی [۳]، حجت اله فراهانی [٤]**

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی بالینی، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران. rahimshabakhsh@gmail.com

۲. استادیار و عضو هیأت علمی گروه روان‌شناسی دانشکده علوم انسانی دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. استادیار و عضو هیأت علمی گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران. kachooei.m@gmail.com

٤. استادیار و عضو هیأت علمی گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی-روان‌شناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. h.farahani@modares.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:** ۱۴۰۳/۰۳/۱۴

**تاریخ پذیرش:** ۱۴۰۳/۰۹/۰۳

**مقدمه:** محققان ترکیب درمان فراشناختی و روان‌پویشی را رویکردی مفید در درمان اختلالات روان‌شناختی مفید می‌دانند. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف طراحی و امکان‌سنجی پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی برای افزایش توانمندی «من» و کاهش اضطراب و افسردگی پرستاران بخش‌های کووید۱۹ انجام شد.

**روش:** پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های کیفی و اکتشافی بود. جامعهٔ آماری شامل کلیهٔ متخصصان روان‌شناسی بود و نمونه‌ای متشکل از ۳۶ نفر به صورت هدفمند انتخاب شد. پس از بررسی ادبیات پژوهش برای استخراج عوامل آسیب و درمان، با ۱۰ متخصص مصاحبه انجام شد. همچنین، نسبت روایی محتوایی و شاخص روایی محتوایی عوامل آسیب و درمان در گروهی متشکل از ۱۴ متخصص بررسی شد. در ادامه، نسبت روایی محتوایی و شاخص روایی محتوایی جلسات درمان و امکان‌سنجی پروتکل درمان، با ۱۲ متخصص ارزیابی گردید.

**نتایج:** نتایج نشان دادند که مؤلف‌های آسیب، مؤلفه‌های درمان و جلسات درمانی، از روایی محتوایی مناسبی برخوردارند. همچنین، نتایج امکان‌سنجی نشان داد که پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی از مقبولیت، تناسب، کاربردپذیری، تقاضا، یکپارچگی، قابلیت انطباق، منابع ، قابلیت اجرا و تعمیم‌پذیری خوبی برخوردار است.

**بحث و نتیجه‌گیری:** باتوجه‌به اینکه مؤلفه‌های آسیب، مؤلفه‌های درمان و پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی از روایی خوبی برخوردار است و همچنین این پروتکل از مقبولیت، تناسب، کاربردپذیری، تقاضا، یکپارچگی، قابلیت انطباق، منابع و قابلیت اجرا و تعمیم‌پذیری مناسبی برخوردار است، می‌توان آن را به عنوان یک مداخلهٔ بالینی مناسب ارزیابی کرد. بنابراین، بررسی تأثیر و اثربخشی این پروتکل به پژوهشگران توصیه می‌شود. همچنین، به روان‌شناسان و مشاوران توصیه می‌شود از پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی برای توانمندسازی «من» و کاهش اضطراب و افسردگی مراجعان، به خصوص پرستاران، بهره ببرند.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

درمان فراشناختی- تحلیلی، توانمندی «من»، اضطراب، افسردگی.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

alisoleimani42@yahoo.com

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه دکتری نویسنده اول است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

**مقدمه**

مشکلات سلامت روان یکی از علل اصلی ناتوانی در جهان است، تشخیص زودهنگام و دقیق مشکلات سلامت روان و به دنبال آن یک برنامه درمانی و مدیریتی مناسب، ممکن است به کاهش بار جهانی بر سیستم‌های بهداشتی و مراقبت اجتماعی ناشی از اختلالات روانی کمک کند [۱]. پرستاران، بخش عمده‌ای از متخصصان مراقبت‌های بهداشتی را تشکیل می‌دهند و بیشتر کارهای مراقبت از بیماران بر عهده آن‌ها است، آن‌ها نقش مهمی در پیشگیری و کنترل بیماری‌ها و همچنین مهار حوادث بهداشت عمومی ایفا می‌کنند؛ بنابراین حفظ سلامت روانی آن‌ها برای کنترل بیماری‌ها اهمیت زیادی دارد [۲، ۳]. از زمان همه‌گیری کووید۱۹ تنش‌های کاری آن‌ها بیشتر شده است. طوری که مطالعات نشان می‌دهند، از زمان همه‌گیری بیماری کووید۱۹ اضطراب و افسردگی در پرستاران رو به افزایش بوده است [۱، ۲ ، ۳، ۴، ۵]. و این شرایط همچنان بر وضعیت روانی پرستاران حاکم است [۶، ۷]. اضطراب با نگرانی شدید، همراه با بعضی علایم، نظیر بی‌قراری یا احساس عصبی‌بودن، بداخلاقی و پرخاشگری، احساس‌خستگی، مشکل در تمرکز حواس، زودرنجی، تنش ماهیچه‌ای و اختلال خواب، و افسردگی با علایمی نظیر غم، تهی بودن، بی‌لذتی، منفی‌نگری، احساس بی‌ارزشی، افکار مرگ، ناتوانی در انجام وظایف، بی‌اشتهایی، یبوست، از دست‌دادن میل جنسی، اختلال خواب و اختلال خوردن مشخص می‌شود [۸].

چن[1] و همکاران [۹] و راجاکومار[2] و همکاران [۱۰] معتقدند؛ مشکلات روانی ناشی از شرایط سخت‌کاری بر ایمنی و کارایی پرستاران تأثیر منفی می‌گذارد و در نتیجه خطرات شغلی را افزایش می‌دهد. در این شرایط توجه به نیازهای روان‌شناختی پرستاران و ارایه خدمات مراقبت روان‌شناختی به آن‌ها مهم است [۱۱]. ورجیس[3] و همکاران [۱۲] نیز اجرای مداخلات روان‌شناختی اثربخش را برای پیشگیری از پیامدهای بهداشت روانی ضعیف در میان پرستاران، ضروری می‌دانند. صدری، ذکیبخش و محمدی [۱۳] برای پیشگیری و درمان مشکلات روان‌شناختی پرستاران بر تقویت توانمندی‌های «من»[4] تاکید می‌کنند. تحقیقات نشان می‌دهد که توانمندی «من» با اضطراب و افسردگی رابطهٔ معکوس دارد [۱۴،۱۵]. چرا که افراد با توانمندی «من»، علائم اضطراب و افسردگی را کمتر تجربه می‌کنند [۱۶]. در واقع توانمندی «من» به توانایی بکارگیری انعطاف پذیر، متعادل و سازگارانه عملکردهای «من» در موقعیت‌های مختلف گفته می‌شود [۱۷]. توانمندی «من» باعث می‌شود که فرد بهتر شرایط فشارزای کاری را تحمل کند و کمتر دچار آسیب‌های روانی شود [۱۸]. از طرف دیگر، کوی[5] و همکاران [۱۹] نشان دادند پرستاران درگیر کووید۱۹ از ضعف «من» رنج می‌برند. الحربی[6] و همکاران [۲۰] و وگنر[7] [۲۱] نیز نشان دادند بین ضعف «من» با اضطراب و افسردگی رابطه مثبت وجود دارد. فروید ضعف «من» را ناشی از توقف و تثبیت در مراحل ابتدایی رشد می‌دانست، به نظر وی ضعف «من» بخاطر گذر نامتعادل از مراحل روانی جنسی است، کودکی که زودتر در مراحل روانی جنسی پیش تناسلی تثبیت شود، «منِ» وی دچار ضعف بیشتری می‌شود [۲۲]. در نتیجه، ضعف عملکردهای «من»، مانند قضاوت، بازداری بهینه و واقعیت سنجی می‌تواند به آسیب روانی منجر شوند، از این رو کسی که «من» ضعیفی دارد، در سازش با شرایط سخت، ناتوان است [۱۷]. نظریه پردازان روابط ابژه[8] برخلاف فروید بیشتر بر نقش روابط اولیه کودک با مراقبان تأکید می‌کنند [۲۳]. آنها ضعف «من» را ناشی از روابط بین فردی و به ویژه روابط ناسالم اوایل کودکی با والدین دانست که به شکل‌گیری الگوها و ساختارهای درون روانی معیوب از خود و دیگران منجر می شود. در واقع نظریه‌پردازان روابط ابژه را هستهٔ آسیب‌های روانی ضعف «من» می‌دانند[۱۷]. آنها معتقدند الگوهای ذهنی ناهشیار، در طول زندگی تکرار شده و پایدار می‌مانند و قوت و ضعف «من» تابعی از تجربیات اولیه کودکی است[۲۴]. هدف درمان مبتنی بر روابط ابژه، شناسایی و اصلاح الگوها و نقش‌های درونی شدهٔ ناهشیار و معیوب ناشی از روابط ابژه مختل با استفاده از تکنیک‌های

1 . Chen.
2 . Rajkumar.
3 . Varghese.
4 . Ego strength.
5 . Cui.
6 . Al-Harbi.
7 . Wegener.
8 . Object Relations.

روان‌پویشی می‌باشد [۲۵]. رایل[1] [۲۶]، با یکپارچه‌سازی نظریه روابط ابژه و نظریهٔ‌شناختی به تدوین مدل درمان‌شناختی تحلیلی پرداخت. فرض اساسی مدل شناختی تحلیلی این است که تجربه‌های اولیه و نقش‌های درونی حاصل شدهٔ از این تجربه‌ها به بزرگسالی انتقال بیابند، محتوای شناخت تعیین و نظام پردازش اطلاعات را متأثر می‌سازند؛ بنابراین تجربه‌های منفی اولیه زندگی باعث ایجاد شناخت‌های ناکارآمد و الگوهای فکری و رفتاری ناسازگار می‌شود که فرد را دچار اختلال و ناسازگاری می‌کند[۲۶]. مدل شناختی تحلیلی برای درمان اختلالات هیجانی به دنبال ایجاد بینش در مورد سیر تحولی محتوای شناخت‌ها است[۲۷]؛ گرچه درمان شناختی تحلیلی تا حدودی در اهداف خود موفق بوده [۲۸،۲۹]؛ اما از این نکته غفلت کرده که شناخت‌ها خود متأثر از فرایندهای سطح بالاتر، یعنی فراشناخت‌ها هستند[۳۰،۳۱].

اصطلاح فراشناخت را نخستین‌بار فلاول[2] [۳۲] استفاده کرد تا با آن دانش شخص را در مورد فرآیندها و تولیدات شناختی یا هر چیز مربوط به آن را توصیف کند. ولز و متیو[3] [۳۰]، با ترکیب رویکرد طرح‌واره و پردازش اطلاعات، الگوی فراشناختی را بر مبنای مدل عملکرد اجرایی خودتنظیمی[4] جهت تبیین و درمان اختلالات هیجانی معرفی کردند. در مدل عملکرد اجرایی خودتنظیمی آسیب‌پذیری در مقابل اختلالات روان‌شناختی، تداوم و حفظ این اختلالات با نشانگان شناختی توجهی[5] (الگوهای فراشناختی ناسازگار) مرتبط است[۳۰]. در پژوهشی آیدین[6] و همکاران [۳۳]، در طول همه‌گیری کووید- ۱۹ نشان دادند که الگوهای فراشناختی ناسازگار پیش‌بینی‌کننده‌های اضطراب هستند. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که الگوهای فراشناختی ناسازگار در شکل‌گیری و تداوم اضطراب و افسردگی نقش دارند [۳۴، ۳۵، ۳۶، ۳۷، ۳۸، ۳۹]. فونگی[7] [۴۰]، آیدین و همکاران [۴۱]، و ویجرز[8] ویجرز[8] و همکاران [۴۲] منشأهای احتمالی الگوهای فراشناختی ناسازگار را تجربیات اولیه، به‌ویژه ضربه‌های دوران کودکی می‌دانند که ضمنی و ناخودآگاه هستند و به شدت بر ادراک واقعی از خود، دیگران و تسلط بر چالش‌های دنیای بیرونی تأثیر می‌گذارند. پژوهش‌های زیادی نشان داده که ضربه‌های دوران کودکی با فراشناخت‌های ناسازگار رابطه مستقیم دارد [۴۳، ۴۴، ۴۵]. همچنین پژوهش‌ها پرداختن به منشأهای الگوهای فراشناختی ناسازگار را در دوران اولیه رشد، جهت افزایش ظرفیت‌های فراشناختی مهم می‌دانند [۴۶، ۴۷].

درمان فراشناختی با شناسایی سطوح مختلف شناخت و جابه‌جایی بین آن‌ها، استفاده از گفتگوی سقراطی متمرکز بر فراشناخت، استفاده از گفتگوی سقراطی برای شناسایی باورهای فراشناختی، اسناددهی کلامی مجدد متمرکز بر فراشناخت و رویارویی مبتنی بر فراشناخت، همچنین آموزش توجه و ذهن آگاهی انفصالی و به تعویق انداختن نگرانی و نشخوار فکری برای کاهش میزان فعالیت نشانگان شناختی توجهی و اصلاح باورهای فراشناختی، باعث افزایش ظرفیت‌های فراشناختی می‌شود [۳۰].

باوجود تفاوت‌های قابل توجه میان رویکردهای روان‌پویشی و فراشناختی، پژوهش‌ها نشان می‌دهند، توانمندی «من» نقش تعدیل‌کننده در الگوهای فراشناختی ناسازگار دارد و بین این دو متغیر رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد [۴۸، ۴۹]. به‌علاوه، درمان فراشناختی نه‌تنها الگوهای فراشناختی ناسازگار را اصلاح می‌کند [۳۱]، بلکه به تقویت توانمندی‌های «من» نیز منجر می‌شود [۵۰]. از سوی دیگر، درمان روان‌پویشی نیز با تقویت «من» به اصلاح این الگوها کمک می‌کند [۵۱، ۵۲]. این یافته‌ها نشان می‌دهند که توانمندی «من» و فراشناخت نقش همسو و مکملی در سلامت روان و بروز اختلالات روانی دارند[۵۳]. پرویز و همکاران[۵۴] «من» را به‌عنوان مفهومی کلی در نظر گرفته‌اند که فراشناخت یکی از قابلیت‌های آن به شمار می‌رود. در این راستا، آنان نشان دادند که بین توانمندی «من» و فراشناخت رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد [۵۳]، در حالی‌که بین فرامن و فراشناخت، با میانجی‌گری نشخوار فکری، رابطه منفی و معنادار مشاهده می‌شود [۵۴]. طبق مدل فراشناختی - تحلیلی پرویز و همکاران [۵۳، ۵۴، ۵۵]، فرامن و فراشناخت نیز مانند «من» و فرامن در تعارض هستند و فرامن از طریق ایجاد نشخوار فکری سبب

1 . Ryle.
2 . Flavell.
3 . Wells g Matthew.
4 . Self-Regulation Executive Functions Model.
5 . Cognitive Attentional Syndrome.
6 . Aydin.
7 . Fonagy.
8 . Weijers.

بدکارکردی در فراشناخت می‌شود. به بیان دیگر، هرچه فرامن قوی‌تر باشد، میزان نشخوار فکری افزایش می‌یابد و بدکارکردی فراشناخت نیز بیشتر می‌شود. این محققان معتقدند که نشخوار فکری به‌عنوان مکانیسم دفاعی ناخودآگاه عمل می‌کند تا از آگاه شدن فرد از محتویات آزاردهنده جلوگیری کند. با این حال، اختصاص بخش زیادی از ظرفیت ذهن به این افکار باعث کاهش توانایی آگاهی از فرآیندهای ناخودآگاه می‌شود و ذهن را درگیر نشخوار فکری و تکرار افکار تهدیدآمیز و اغراق‌آمیز می‌سازد. به باور این محققان، فرامن قوی با تضعیف پردازش‌های فراشناختی، هم به «من» آسیب می‌رساند و هم موجب شکل‌گیری مشکلات روانی می‌شود[۵۳، ۵۵].

بر اساس مدل فراشناختی تحلیلی [۵۳، ۵۴، ۵۵]، تجربیات ناسازگار در دوران ابتدایی رشد از طریق شکل‌گیری الگوها و نقش‌های درونی ناسازگار، موجب ضعف در «من» می‌شود. این ضعف زمینه‌ساز فعالیت‌های افراطی فرامن است که به نوبه خود باعث بروز و تشدید الگوهای فراشناختی ناسازگار می‌شود. در نتیجه، فراشناخت دچار اختلال و بد کارکردی می‌شود. از سوی دیگر، تجربیات ناسازگار اولیه به شکل‌گیری این الگوهای فراشناختی ناسازگار تأثیر می‌گذارد و این تأثیر به ایجاد بدکارکردی در فراشناخت و تقویت فرامن منجر می‌شود. تقویت فرامن نیز منجر به ضعف بیشتر در «من» می‌شود. این ارتباط معیوب دوطرفه در نهایت به بروز اضطراب و افسردگی می‌انجامد. اضطراب و افسردگی نیز با تشدید مکانیسم‌های نابالغانه، ضعف «من» و بدکارکردی فراشناخت را تقویت کرده و به نوبه خود الگوهای فراشناختی ناسازگار را تشدید و فرامن را تقویت می‌کند. در واقع، بر اساس این مدل، یک چرخه آسیب‌شناختی به وجود می‌آید که با تضعیف توانایی‌های روان‌شناختی (از جمله تضعیف «من» و فراشناخت) به تقویت عوامل مزاحم سلامت روانی (مانند تقویت فرامن و سندرم شناختی توجهی) و ایجاد اختلالات روانی نظیر اضطراب و افسردگی می‌انجامد. علاوه بر این بررسی تحقیقات پیشین نشان می‌دهد که درمان‌های قبلی در زمینه روان‌پویشی و فراشناختی دارای محدودیت‌هایی هستند. درمان‌های روان‌پویشی بیشتر بر شناسایی و اصلاح الگوهای درونی شده ناسازگار بر توانمندی «من» متمرکز بوده‌اند [۱۷]، اما به ابعاد رشدی الگوهای فراشناختی ناسازگار و تأثیر منفی نشانگان شناختی توجهی بر فرامن و به تبع آن، بر «من»، وارد نشده‌اند. در درمان‌های شناختی، تمرکز بیشتر بر محتوای شناخت‌ها بوده است و توجه کمتری به زیربنای تحولی شکل‌دهنده این شناخت‌ها شده است [۲۷]. درمان شناختی تحلیلی برای جبران این محدودیت ها، به بررسی زیربنای تحولی شکل‌دهنده محتوای شناخت‌ها پرداخته است [۲۶، ۲۷]. با این حال، هر دو رویکرد درمانی شناختی و شناختی تحلیلی، از این واقعیت غافل مانده‌اند که شناخت‌ها تحت‌تأثیر فرآیندهای سطح بالاتر، یعنی فراشناخت‌ها قرار دارند. به عبارت دیگر، افرادی که با شناخت‌های منفی روبه‌رو هستند، لزوماً به اختلالات روانی دچار نمی‌شوند، بلکه فرآیندهایی که تداوم شناخت‌های منفی را در ذهن حفظ می‌کنند، یعنی الگوهای فراشناختی ناسازگار، عامل اصلی اختلالات هیجانی هستند [۳۰، ۳۱]. درمان فراشناختی به بررسی این الگوهای فراشناختی و فرآیندهای مرتبط با سلامت و بیماری پرداخته است [۳۰]، اما از تأثیر درمان روان‌پویشی در تقویت «من» و اثرات آن بر فرامن، که به نوبه خود بر تعدیل نشانگان شناختی توجهی و تقویت فراشناخت تأثیر می‌گذارد، غفلت کرده است. این نقاط ضعف در مدل فراشناختی تحلیلی مورد توجه قرار گرفته است که در آن، الگوهای فراشناختی ناسازگار، هم از طریق تأثیر درمان روان‌پویشی بر توانمندی «من» و به‌طور غیرمستقیم بر این الگوها و هم از طریق تأثیر مستقیم درمان روان‌پویشی بر الگوهای فراشناختی ناسازگار و همچنین تأثیر خود درمان فراشناختی بر این الگوها، مورد بررسی قرار می‌گیرند.

باتوجه‌به وجود پشتوانهٔ پژوهشی و نظری تحقیق، بررسی ادبیات توسط محقق نشان می‌دهد هیچ پژوهشی در رابطه با ادغام تکنیک‌های درمان فراشناختی و درمان روان‌پویشی روابط ابژه در هیچ جای دنیا انجام نشده است، در نتیجه، تدوین و امکان‌سنجی پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی بر افزایش توانمندی «من» و کاهش اضطراب و افسردگی پرستاران منطقی به نظر می‌رسد؛ بنابراین پژوهش حاضر در پی یافتن پاسخ به این دو پرسش است: آیا پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی بر افزایش توانمندی «من» و کاهش اضطراب و افسردگی پرستاران از روایی محتوایی مناسبی برخوردار است؟ آیا پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی بر افزایش توانمندی «من» و کاهش

اضطراب و افسردگی پرستاران از امکانپذیری (مقبولیت و تناسب، کاربردپذیری و تقاضا، یکپارچگی، سازگاری، منابع و قابلیت اجرا و تعمیم پذیری) کافی برخوردار است؟

## روش

### نوع پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های کیفی اکتشافی بود. روش تحقیق اکتشافی به بررسی مسائلی می‌پردازد که قبلاً به طور عمیق مورد مطالعه قرار نگرفته‌اند، تحقیقات اکتشافی اغلب کیفی و ماهیت مقدماتی دارند، با این حال، یک مطالعه با یک نمونهٔ بزرگ که به روش اکتشافی انجام شده است می‌تواند کمی نیز باشد[۵۷]. روش تحقیق اکتشافی به دلیل ماهیت منعطف و باز آن، اغلب به عنوان تحقیق تفسیری یا رویکرد نظریه زمینه‌ای نامیده می‌شود. از روش تحقیق اکتشافی اغلب زمانی استفاده می‌شود که موضوع مورد مطالعه جدید باشد یا زمانی که فرآیند جمع‌آوری داده‌ها به دلایلی چالش برانگیز باشد [۵۸]. جمع‌آوری داده‌ها با استفاده از تحقیقات اکتشافی اغلب به روش های تحقیق اکتشافی اولیه و ثانویه تقسیم می‌شود، در تحقیقات اکتشافی اولیه، داده‌ها مستقیماً از منابع اولیه جمع‌آوری می‌شوند: مانند مشاهدات، مصاحبه‌ها، نظرسنجی‌ها و گروه‌های کانونی، در تحقیقات اکتشافی ثانویه، اطلاعات از تحقیقات اولیه که قبلاً منتشر شده است، مانند بررسی ادبیات (مطالعه اسنادی) و مطالعات موردی جمع‌آوری می‌شود [۵۹].

### آزمودنی‌ها

جامعهٔ آماری پژوهش کلیهٔ متخصصان روان‌شناسی و دانشجویان دکتری روان‌شناسی در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۲ بودند. ۳۶ نفر که ملاک‌های ورود را داشتند به صورت هدفمند انتخاب شد. نمونه شامل سه گروه بود که ملاک‌های ورود آن‌ها به مقدار کمی متفاوت بود. گروه نخست ۱۰ نفر بودند که جهت استخراج عوامل آسیب و عوامل درمان با آن‌ها مصاحبه شد. ملاک‌های ورود گروه نخست مشتمل بودند بر: حداقل کاندیدای دکتری که آزمون جامع را گذرانده باشد با حداقل ۵ سال سابقهٔ کار بالینی در زمینه درمان روان‌پویشی (روابط ابژه) یا درمان فراشناختی. گروه دوم ۱۴ نفر بودند که با آن‌ها روایی محتوای عوامل آسیب و عوامل درمان بررسی شد. ملاک‌های ورود برای گروه دوم مشتمل بودند بر: حداقل دارای مدرک دکترا در یکی از گرایش‌های روان‌شناسی با حداقل ۵ سال سابقه کار و هیئت علمی دانشگاه باشد. گروه سوم ۱۲ نفر بودند که با آن‌ها روایی محتوای جلسات درمان و امکان‌سنجی پروتکل مورد بررسی قرار گرفت ملاک‌های ورود برای گروه سوم مشتمل بودند بر: حداقل دارای مدرک دکترا در یکی از گرایش‌های روان‌شناسی با حداقل ۱۰ سال سابقه کار و هیئت علمی دانشگاه باشد. ملاک‌های خروج بر تمایل نداشتن به همکاری شامل هر سه گروه می‌شد. برای رعایت مسائل اخلاقی، این مطالعه بر اساس دستورالعمل های مندرج در اعلامیهٔ هلسینکی انجام شد و تمام مراحل مربوط به شرکت‌کنندگان در مطالعه پژوهشی توسط کمیتهٔ اخلاق پژوهشگاه رویان IR.ACECR.ROYAN.REC.1401.010 تأیید شد.

### ابزارهای پژوهش

**مقیاس امکان‌سنجی برنامه‌های آموزشی و روان‌درمانی شلانی، آزاد فلاح و فراهانی**[۶۰]: مقیاس امکان‌سنجی شلانی و همکاران از ۵۰ پرسش تشکیل شده است که در طیف لیکرت نمرهٔ ۱ تا ۵ به هر پرسش تعلق می‌گیرد و از مؤلفه‌های مقبولیت و تناسب، کاربردپذیری و تقاضا، یکپارچگی، سازگاری، منابع و قابلیت اجرا و تعمیم‌پذیری تشکیل شده است. در بعد مقبولیت و تناسب، میزان مناسب بودن محتوا و نحوهٔ ارائهٔ برنامه/ مداخله، تناسب فرهنگی، قابل قبول بودن، لذت‌بخش بودن؛ میزان تناسب، کافی بودن و قابل اجرا بودن تکالیف، مناسب بودن تعداد و مدت زمان جلسات، کامل و جامع بودن برنامه و تخصصی بودن اجرای آن را مورد بررسی قرار می‌دهد. در بعد کاربردپذیری و تقاضا میزان ضرورت اجرای برنامه، میزان تقاضا و خواست برای آن، مقرون به صرفه بودن، کاربردی بودن در رفع نیازها و با توجه به محدودیت‌های موجود مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در بُعد یکپارچگی میزان همسو بودن، تناسب و قابلیت ادغام برنامه با سیستم‌های موجود در جامعه بررسی می‌شود. بعد قابلیت انطباق نشان می‌دهد یک برنامه تا چه حد می‌تواند قدرت انطباق و انعطاف در گروه‌های مختلف، موقعیت‌های مختلف و با اندازه‌های مختلف داشته باشد. همچنین محتوای برنامه و تکالیف آن چقدر با اهداف برنامه مطابقت دارد. در بعد منابع و قابلیت اجرا به این موضوع

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

می‌پردازیم که برنامه مورد نظر به چه منابع (مالی و انسانی) و تخصصی نیاز دارد و آیا در یک فرهنگ و جامعه با امکانات و شرایط موجود قابل اجرا است یا خیر. در بُعد تعمیم‌پذیری، مسئلهٔ قابلیت اجرای برنامه در گروه‌ها، جوامع و فرهنگ‌های دیگر بررسی می‌شود [۶۰]. شلایی و همکاران[۶۰] برای مقیاس امکان‌سنجی شاخص روایی محتوا را ۰/۸۲ و پایایی آن را با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۵ به دست آوردند.

**شیوه انجام پژوهش**

در این پژوهش در **گام نخست**، ادبیات پژوهش جهت استخراج عوامل آسیب و عوامل (مکانیسم‌های) درمان در رویکرد فراشناختی و روان‌پویشی (روابط ابژه) مورد بررسی قرار گرفت، بعد از تحلیل محتوای ادبیات و استخراج عوامل مذکور، برای استخراج بیشتر عوامل آسیب و عوامل (مکانیسم‌های) درمان با ۵ نفر ازمتخصصان مربوط به حوزهٔ درمان فراشناختی اضطراب و افسردگی و ۵ نفراز متخصصان مربوط به حوزهٔ درمان روان‌پویشی (روابط ابژه) اضطراب و افسردگی به طور جداگانه تا اشباع نظری مصاحبه شد. با اخذ هر مصاحبه تحلیل محتوای آن نیز مورد بررسی قرار گرفت. بعد از مشخص شدن عوامل آسیب و عوامل (مکانیسم‌های) درمان، مؤلفه‌های آسیب و درمان فهرست شد. در **گام دوم**، به منظورسنجش و ارزیابی عوامل آسیب و عوامل(مکانیسم‌های) درمان فراشناختی و روانپویشی و عوامل درمان عمومی ضروری برای توانمندی «من»، اضطراب و افسردگی، از دو ضریب نسبت روایی محتوا[1] (CVR)و شاخص روایی محتوا[2] (CVI) استفاده شد. برای تعیین نسبت روایی محتوا (CVR) از ۱۴ نفر متخصص واجد شرایط درخواست شد تا هر آیتم را بر اساس طیف سه قسمتی (ضروری است، مفید است اما ضروری نیست، ضرورتی ندارد) بررسی نمایند. سپس پاسخ‌ها بر اساس فرمول زیر محاسبه شد که در آن n تعداد متخصصانی است که به پرسش، گزینه ضروری ، پاسخ داده‌اند و N تعداد کل متخصصان است. سپس مقدار CVR به دست آمده با جدول لاشه مقایسه شد.

$$CVR = \frac{n - \frac{N}{2}}{\frac{N}{2}}$$

برای تعیین شاخص روایی محتوا (CVI) نیز از متخصصان مذکور خواسته شد در مورد میزان مرتبط بودن هر آیتم (غیر مرتبط، نیاز به بازبینی اساسی، مرتبط اما نیاز به بازبینی، کاملاً مرتبط) اظهارنظر کنند. سپس از تقسیم تعداد پاسخ‌ها در رتبهٔ ۳ و ۴ بر تعداد کل پاسخ‌دهندگان، CVI برای هر عامل محاسبه می‌شد. براساس اطلاعات به دست آمده، ویژگی‌های جامعه هدف، مشکلات جامعه هدف، علل مشکلات جامعه هدف، راه حل‌های مشکلات جامعه هدف، ظرفیت‌ها و منابع اجرای مداخله، نقاط قوت و ظرفیت‌های جامعه هدف توسط تیم پژوهشی مورد بحث و بررسی قرار گرفت، سپس مدل منطقی مسئله-مشکل ترسیم شد. در **گام سوم**، براساس اطلاعات به دست آمده از گام قبل، پیامدهای مورد انتظار برنامه درمان، اهداف عملکردی و تعیین کننده‌های تغییر توسط تیم پژوهشی مورد بحث و بررسی قرار گرفت، سپس مدل منطقی تغییر ترسیم شد. در **گام چهارم**، براساس اطلاعات به دست آمده از گام‌های قبلی به خصوص با مبنا قرار دادن عوامل درمانی استخراج شده از رویکرد فراشناختی و روان‌پویشی که ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا آن‌ها تأیید شده بود، پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی به صورت ابتدایی و کلی توسط تیم پژوهشی طراحی شد. در **گام پنجم**، با بازنگری پروتکل ابتدایی و انجام اصلاحات، ساختار مداخله به صورت کامل تدوین شد. در واقع با توجه به اطلاعات به دست آمده از گام‌های قبل، تعداد جلسات مداخله، عنوان جلسات، اهداف جلسات، جزئیات زمانی، فعالیت‌های انجام شده در هر جلسه و مواد و ابزار مورد نیاز برای اجرای مداخله به طور دقیق و با جزییات در برنامه مشخص شد. در **گام ششم** به منظورسنجش و ارزیابی جلسات درمانِ پروتکل طراحی شده، مجدد از دو ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا استفاده شد. طوری که پروتکل طراحی شده برای ۱۲ متخصص با سابقه حداقل ده سال کار بالینی در حوزهٔ روان‌شناسی و مشاوره ارسال شد و از آن‌ها خواسته شد تا به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن، به اهداف و محتوای هرجلسه با تعریف نظری ارائه شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی (روابط ابژه)؛ تکالیف و فعالیت‌های هر جلسه با محتوای همان جلسه و نقش محتوای هر جلسه، در فرایند تغییر در

1 . Content Validity Ratio.
2 . Content Validity Index.

درمان پاسخ دهند. همچنین جهت امکان‌سنجی جلسات درمانِ پروتکل طراحی شده، از آن‌ها خواسته شد که مقبولیت و تناسب، کاربردپذیری و تقاضا، یکپارچگی، سازگاری، منابع و قابلیت اجرا و تعمیم پذیری پروتکل را برای توانمندی «من» و اختلالات اضطراب و افسردگی بررسی کنند. برای این منظور از مقیاس امکان‌سنجی برنامه‌های آموزشی و روان‌درمانی شلانی، آزاد فلاح و فراهانی (۱۴۰۰) استفاده شد.

## شیوه تحلیل داده‌ها

برای تحلیل روایی محتوا، مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا و امکان‌سنجی (میانگین کل و میانگین هر یک از مؤلفه‌ها) به صورت دستی محاسبه شد.

**جدول ۱. خلاصه جلسات درمان فراشناختی تحلیلی**

| جلسه | هدف | محتوا | تغیر رفتار مورد انتظار | تکالیف |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | آماده‌سازی، ایجاد ارتباط درمانی و امیدواری نسبت به بهبود. | ارزیابی باورهای فراشناختی و سبک‌های مقابله ناکارآمد. آماده‌سازی برای درمان | انگیزه و امید برای بهبود. آگاهی به باورهای فراشناختی و سبک‌های مقابله ناکارآمد.. آمادگی و انگیزه برای یادگیری سبک‌های مقابلهٔ سالم | تمرین آزمایش سرکوب فکر |
| ۲ | ادامه آماده‌سازی و بررسی روایت زندگی مراجع | آموزش مدل فراشناختی تحلیلی و ارائه منطق درمان. بررسی اهداف و انتظارات بررسی روابط اولیه مراجع | آگاهی از مدل درمان و تعدیل اهداف و انتظارات. آگاهی به عوامل زمینه‌ساز مشکلات خود | تکمیل فرم A-M-C |
| ۳ | بررسی تجربیات رشدی مراجع و چالش با باور مربوط به کنترل‌ناپذیری نگرانی- نشخوار فکری. | بررسی تجربیات رشدی مرتبط با ضعف «من» و باورهای کنترل‌ناپذیری ناپذیری نگرانی- نشخوار فکری. آموزش و تمرین ذهن آگاهی گسلیده، توجه آگاهی و به تعویق انداختن نگرانی- نشخوار فکری | بینش نسبت به عوامل رشدی، یادگیری تکنیک ذهن‌آگاهی گسلیده(DM)، توجه آگاهی و تعویق نگرانی | تمرین ذهن‌آگاهی گسلیده و توجه آگاهی و به تعویق انداختن نگرانی- نشخوار فکری |
| ۴ | ادامهٔ بررسی تجربیات رشدی مراجع و چالش با باور مربوط به کنترل‌ناپذیری نگرانی- نشخوار فکری | بررسی تجربیات رشدی مرتبط با ضعف «من» و باورهای کنترل‌ناپذیری ناپذیری نگرانی- نشخوار فکری. اسناد مجدّد کلامی و رفتاری کنترل ناپذیری نگرانی- نشخوار فکری ارائه‌ی شواهد مخالف. آموزش و تمرین آزمایش از دست دادن کنترل. بررسی و متوقف کردن کنترل غیرانطباقی و رفتارهای اجتنابی. | بینش نسبت به عوامل رشدی. یادگیری روش‌های مدیریت نگرانی نشخوار فکری | تمرین آزمایش ازدست‌دادن کنترل |
| ۵ | ادامهٔ بررسی تجربیات رشدی و چالش با باور مربوط به خطر نگرانی- نشخوار فکری | بررسی تجربیات رشدی مرتبط با ضعف «من» و باورهای فراشناختی مربوط به خطر نگرانی- نشخوار فکری. تشدید ناهماهنگی، بررسی شواهد، بررسی شواهد مخالف، بررسی سازوکار عمل. | بینش نسبت به عوامل رشدی یادگیری روش‌های مدیریت نگرانی نشخوار فکری | بررسی شواهد تأییدکننده و رد کننده باورهای فراشناختی مربوط به خطر نگرانی- نشخوار فکری |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

**ادامه جدول ۱. خلاصه جلسات درمان فراشناختی تحلیلی**

| جلسه | هدف | محتوا | تغیر رفتار مورد انتظار | تکالیف |
|---|---|---|---|---|
| ۶ | ادامه بررسی تجربیات رشدی مراجع و چالش با باور مربوط به خطر نگرانی- نشخوار فکری | بررسی تجربیات رشدی مرتبط با ضعف «من» و باورهای فراشناختی مربوط به خطر نگرانی- نشخوار فکری. آزمایش‌های رفتاری | بینش نسبت به عوامل رشدی. یادگیری روش‌های مدیریت نگرانی نشخوار فکری. | تمرین آزمایش‌های رفتاری |
| ۷ | ادامه بررسی تجربیات رشدی و چالش با باورهای فراشناختی مثبت | بررسی تجربیات رشدی مرتبط با ضعف «من» و باورهای فراشناختی مثبت در مورد نگرانی- نشخوار فکری، اسناد مجدد کلامی | بینش نسبت به عوامل رشدی یادگیری روش‌های مدیریت. نگرانی نشخوار فکری | نوشتن شواهد تأیید کننده و رد کننده باورهای فراشناختی مثبت |
| ۸ | ادامه بررسی تجربیات رشدی مراجع و چالش با باورهای فراشناختی مثبت | بررسی تجربیات رشدی مرتبط با ضعف «من» و باورهای فراشناختی مثبت در مورد نگرانی- نشخوار فکری. راهبرد مطابقت نداشتن نگرانی– نشخوار فکری. آزمایش تعدیل نگرانی – نشخوار فکری | بینش نسبت به عوامل رشدی یادگیری روش‌های مدیریت. نگرانی نشخوار فکری. | پر کردن فرم راهبرد عدم مطابقت |
| ۹ | فرمول‌بندی مجدد آماده‌کردن برای اختتام جلسات و شروع برنامه پردازشی جدید | فرمول‌بندی مجدد. شروع برنامه پردازشی جدید. فهرست کردن مؤلفه‌های ناکارآمد و برنامه جایگزین. آماده کردن مراجع برای ختم جلسات درمان. | ایجاد دیدگاه جامع نسبت به عوامل زمینه‌ساز، آشکارساز و تداوم‌بخش. تقویت برنامه‌های فراشناختی جایگزین آماده‌شدن برای پایان جلسات | نوشتن فراشناخت‌های منفی و برنامه فراشناختی جایگزین |
| ۱۰ | برنامه پردازشی جدید ختم جلسات | ادامه برنامه پردازشی جدید. فهرست‌کردن مؤلفه‌های منفی و برنامه جایگزین و ختم جلسات | تقویت برنامه‌های فراشناختی جایگزین | نوشتن فراشناخت‌ها و سبک‌های مقابله ناکارآمد و برنامه فراشناختی جایگزین |

## نتایج

در ادامه ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، سپس یافته‌های مربوط به ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوای مربوط به عوامل آسیب‌زا و عوامل درمان از دو رویکرد فراشناختی و روان‌پویشی (روابط ابژه)، همچنین عوامل مشترک در دو رویکرد درمانی ارائه می‌شود. به دنبال آن یافته‌های مربوط به ضریب نسبت روایی محتوا، شاخص روایی محتوا و نتایج امکان‌سنجیِ مربوط به ده جلسه درمان فراشناختی تحلیلی ارائه خواهد شد.

**جدول۱. رشته تحصیلی، تحصیلات و سابقهٔ کار بالینی نمونه‌های پژوهش**

| | | فراوانی | درصد |
|---|---|---|---|
| رشته تحصیلی | روان‌شناسی | ۱۹ | ۵۲/۷۸ |
| | روان‌شناسی بالینی | ۱۳ | ۳۶/۱۱ |
| | مشاوره | ۴ | ۱۱/۱۱ |
| تحصیلات | دانشجوی دکتری | ۳ | ۸/۳۳ |
| | دکترای تخصصی | ۳۳ | ۹۱/۶۷ |
| سابقه بالینی | ۵ تا ۱۰سال | ۸ | ۲۲/۲۳ |
| | ۱۰ تا ۱۵ سال | ۱۶ | ۴۴/۳۳ |
| | ۱۵ سال به بالا | ۱۲ | ۳۳/۳۴ |

**جدول ۲. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا عوامل آسیب رویکرد فراشناختی**

| مؤلفه‌ها | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| باورهای فراشناختی مربوط به کنترل‌ناپذیری نگرانی | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| باورهای فراشناختی مربوط به کنترل‌ناپذیری نشخوار فکری | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| باورهای فراشناختی مربوط به خطر نگرانی | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| باورهای فراشناختی مربوط به خطر نشخوار فکری | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| اطمینان شناختی | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| نیاز به کنترل فکر | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| خودآگاهی شناختی | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| باورهای فراشناختی مثبت مربوط به نگرانی | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| باورهای فراشناختی مثبت مربوط به نشخوار فکری | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| راهبرد حواس‌پرتی و اجتناب | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| راهبرد کنترل اجتماعی | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| راهبرد نگرانی کردن | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| راهبرد خودتنبیهی | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| راهبرد ارزیابی مجدد | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| راهبرد سرکوب فکر | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| پایش تهدید | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| اجتناب رفتاری | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| اجتناب شناختی | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| اجتناب هیجانی | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| سوگیری توجه | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |

همان‌طور که در جدول ۲ مشخص است نسبت روایی محتوایی تمام مؤلفه‌های آسیب فراشناختی تأیید شده است. همچنین شاخص روایی محتوایی تمام مؤلفه‌ها بالاتر از ۰/۷۹ است، بنابراین شاخص روایی محتوا یی تمام مؤلفه‌های آسیب فراشناختی مورد تأیید است.

همان‌طور که در جدول ۳ مشخص است، نسبت روایی محتوایی تمام عوامل آسیب روان‌پویشی (روابط ابژه) تأیید شده است. همچنین شاخص روایی محتوایی تمام مؤلفه‌ها بالاتر از ۰/۷۹ می‌باشد؛ بنابراین شاخص روایی محتوایی تمام مؤلفه‌های آسیب روان پویشی (روابط ابژه) مورد تأیید است.

همان‌طور که در جدول ۴ مشخص است نسبت روایی محتوایی تمام عوامل درمانی عمومی تأیید شده است. همچنین شاخص روایی محتوایی تمام عوامل بالاتر از ۰/۷۹ است؛ بنابراین شاخص روایی محتوایی تمام عوامل درمانی عمومی مورد تأیید است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

**جدول۳. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا عوامل آسیب رویکرد روان پویشی**

| مؤلفه‌ها | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| تکانه‌های غریزی | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| ارضای بیش از حد | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۸۵ | تأیید |
| محرومیت | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| فقدان | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| سوءاستفاده جنسی | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| سوءاستفاده جسمی | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| عوامل سرکوب شده ناخودآگاه | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| توقف و تثبیت در رشد | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| پسرفت به نقاط تثبیت | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| الگوهای ناکارآمد فکری و رفتاری کسب شده در روابط ابژه اولیه | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| قدرتمندی نهاد | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| انعطاف‌ناپذیری فرامن | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| ضعف «من» | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| تعارضات نهاد و فرامن با یکدیگر و با «من» و واقعیت‌های محیط برونی | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| استفاده افراطی از مکانیسم‌های دفاعی | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| جو خانوادگی ناایمن | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |

**جدول۴. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا عوامل درمانی عمومی (مشترک)**

| مؤلفه‌ها | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| تدوین فرمول‌بندی موردی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| درمیان‌گذاشتن مفهوم سازی با بیمار | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| عادی‌سازی (انگ زدایی) | ۰/۷۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| افزایش‌دادن انگیزه مراجع | ۰/۷۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارائه منطق درمان | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| آموزش در مورد مدل درمانی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تعیین دستور جلسه | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| آموزش روانی | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| بررسی اهداف و انتظارات | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تعین تکلیف خانگی | ۰/۵۷ | تأیید | ۱ | تأیید |
| بررسی میزان انگیزش مراجع برای ادامه درمان | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| پل زدن بین جلسات | ۰/۵۷ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| اعتبارسازی همدلانه (تمجید و توصیه) | ۰/۷۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| ارتباط درمانی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| خلاصه‌سازی جلسات | | ۰/۸۵ | | تأیید |
| بازخورد | | ۰/۸۵ | | تأیید |

**جدول۵. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا عوامل درمان فراشناختی**

| آیتم | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| ارزیابی وقایع فعال‌ساز درونی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارزیابی باورهای فراشناختی منفی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارزیابی باورهای فراشناختی مثبت | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارزیابی راهبردهای فراشناختی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارزیابی تجربه‌های فراشناختی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارزیابی پیامدهای هیجانی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| روشن‌سازی و تمایز بین شناخت‌های معمولی و فراشناخت‌ها | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| استفاده از دیالوگ سقراطی متمرکز بر فراشناخت | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| اسناد مجدد کلامی متمرکز بر فراشناخت | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| رویارویی مبتنی بر فراشناخت | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| طرح پرسش‌های فرضی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| نشان‌دادن ناهماهنگی(راهبرد ذهنیت دوگانه) | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| بررس اثرات رفتارها | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| آزمایش سرکوب فکر | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ذهن‌آگاهی گسلیده | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| آموزش توجه | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| آزمایش به تعویق‌انداختن نگرانی و نشخوار فکری | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| چالش کلامی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| آزمایش تعدیل نشخوار فکری | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| آزمایش ازدست‌دادن کنترل | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تشدید ناهماهنگی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| بررسی شواهد تأییدکننده | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| بررسی شواهد ردکننده | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| بررسی سازوکار عمل | ۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| تحلیل مزایا و معایب پایش تهدید | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| برنامه‌ریزی فعالیت | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ارائه اطلاعات جدید | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |

همان‌طور که در جدول ۵ مشخص است، نسبت روایی محتوایی تمام عوامل درمانی فراشناختی تأیید شده است. همچنین شاخص روایی محتوایی تمام عوامل بالاتر از ۰/۷۹ است؛ بنابراین شاخص روایی محتوایی تمام عوامل درمانی فراشناختی مورد تأیید است.

همان‌طور که در جدول ۶ مشخص است، نسبت روایی محتوایی تمام عوامل درمانی روان‌پویشی (روابط ابژه) تأیید شده است. همچنین شاخص روایی محتوایی تمام عوامل بالاتر از ۰/۷۹ است؛ بنابراین شاخص روایی محتوایی تمام عوامل درمانی روان‌پویشی (روابط ابژه) مورد تأیید است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

**جدول۶. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا عوامل درمان روان‌پویشی**

| آیتم | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| روشن‌سازی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| مواجه‌سازی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تفسیر | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| اعتبارسازی همدلانه (تمجید و توصیه) | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| ایجاد محیط نگهدارنده (گذار) | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| عمل به‌صورت الگوی اصلاحی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تحلیل انتقال | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تحلیل انتقال متقابل | ۰/۷۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| تحلیل مقاومت | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| تحلیل دفاع‌ها | ۰/۸۵ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| بررسی داستان و روایت زندگی | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| تداعی آزاد | ۰/۱۴ | تأیید نشده | ۰/۵ | تأیید نشده |
| تحلیل رؤیا | -۰/۱۴ | تأیید نشده | ۰/۴۲ | تأیید نشده |
| تحلیل لغزش‌های کلامی | -۰/۱۴ | تأیید نشده | ۰/۴۲ | تأیید نشده |

**جدول۷. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا برای جلسات درمان پروتکل فراشناختی تحلیلی**

| آیتم | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| ۱. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ اول با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ دوم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی (روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۳. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ سوم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۴. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ چهارم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۵. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ پنجم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۶. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ ششم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |

**ادامه جدول۷. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا برای جلسات درمان پروتکل فراشناختی تحلیلی**

| آیتم | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| ۷. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ هفتم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۸. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ هشتم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۹. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ نهم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۰. تا چه حد اهداف و محتوای جلسهٔ دهم با تعریف نظری ارائه‌شده از درمان فراشناختی و روان‌پویشی(روابط ابژه) به لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب دارد و بخشی از آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| ۱۱. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ اول با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۲. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ دوم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۳. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ سوم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۴. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ چهارم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۵. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ پنجم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۶. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ ششم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۷. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ هفتم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۸. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ هشتم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت و مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۱۹. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ نهم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آنها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۰. تا چه حد تکالیف و فعالیت‌های جلسهٔ دهم با محتوای جلسه از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن تناسب داشته و آن‌ها را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۱. تا چه حد محتوای جلسهٔ اول، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۲. تا چه حد محتوای جلسهٔ دوم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

**ادامه جدول۷. مقادیر ضریب نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا برای جلسات درمان پروتکل فراشناختی تحلیلی**

| آیتم | CVR | نتیجه نهایی | CVI | نتیجه نهایی (مقدار مورد تأیید بالاتر از۰/۷۹) |
|---|---|---|---|---|
| ۲۳. تا چه حد محتوای جلسهٔ سوم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۴. تا چه حد محتوای جلسهٔ چهارم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۵. تا چه حد محتوای جلسهٔ پنجم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۶. تا چه حد محتوای جلسهٔ ششم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۰/۹۲ | تأیید |
| ۲۷. تا چه حد محتوای جلسهٔ هفتم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۸. تا چه حد محتوای جلسهٔ هشتم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۰/۸۵ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۲۹. تا چه حد محتوای جلسهٔ نهم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |
| ۳۰. تا چه حد محتوای جلسهٔ دهم، در فرایند تغییر در درمان از لحاظ ضرورت، مفید بودن و مرتبط بودن نقش داشته و آن را پوشش می‌دهد؟ | ۱ | تأیید | ۱ | تأیید |

**جدول۸. میانگین مؤلفه‌های امکان‌سنجی برای درمان فراشناختی تحلیلی**

| مؤلفه‌ها | میانگین |
|---|---|
| مقبولیت و تناسب | ۵۷/۷۸ |
| کاربردپذیری و تقاضا | ۵۸/۵۵ |
| یکپارچگی | ۵۸ |
| قابلیت انطباق | ۵۸/۱۴ |
| منابع و قابلیت اجرا | ۵۷/۵۵ |
| تعمیم‌پذیری | ۵۷/۸۵ |
| کل | ۵۶/۸ |

همان‌طور که در جدول ۷ مشخص است ،نسبت روایی محتوایی تمام جلسات درمانی پروتکل فراشناختی تحلیلی تأیید شده است. همچنین شاخص روایی محتوایی تمام جلسات بالاتر از ۰/۷۹ می‌باشد؛ بنابراین شاخص روایی محتوایی تمام جلسات درمانی پروتکل فراشناختی تحلیلی مورد تأیید است.

همان‌طور که در جدول ۸ مشخص است، میانگین تمام مؤلفه‌ها از میانگین کل بزرگتر است؛ بنابراین امکان‌سنجی پروتکل مورد تأیید می‌باشد.

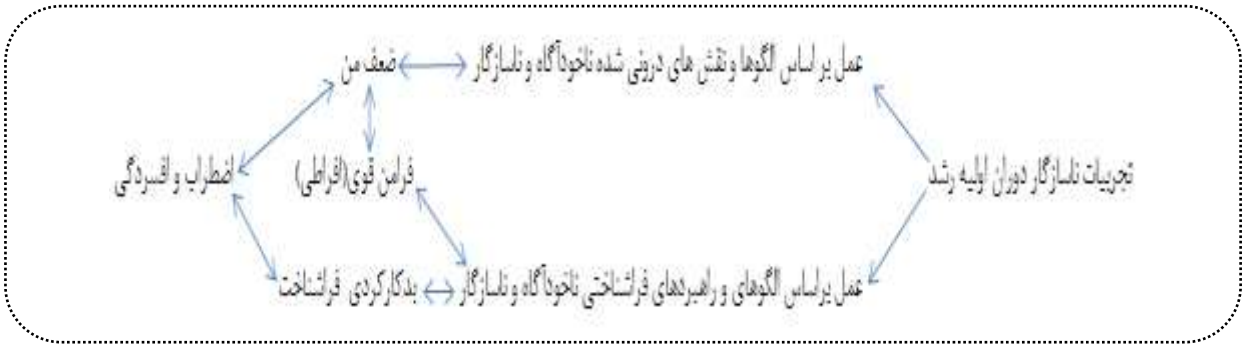
## بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف تدوین و امکان‌سنجی پروتکل درمان فراشناختی- تحلیلی برای افزایش توانمندی «من» و کاهش اضطراب و افسردگی پرستاران بخش‌های کووید۱۹ انجام شد. نتایج تحقیق نشان داد؛ مؤلفه‌های آسیب و درمان که از بررسی‌های ادبیات و مصاحبه با متخصصان استخراج شده‌اند، از نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوای مطلوبی برخوردار هستند. نتایج به‌دست آمده با پژوهش‌های انجام‌شده [۱۴] ، [۱۵] ، [۲۰]، [۲۱]، [۳۱]، [۳۳] ، [۳۴]، [۳۵]، [۳۶]، [۳۷]، [۳۸]، [۴۳]، [۴۴]، [۴۵]، [۶۱] و [۶۲] مبنی مؤلفه‌های آسیب نظریه فراشناختی و روان‌پویشی و زیربنای تحولی آن‌ها در فرهنگ‌های مختلف از جمله فرهنگ ایرانی، همخوانی دارد. در تحلیل این نتایج، می‌توان گفت؛ بالاتر بودن شاخص روایی محتوایی (CVR) نشان‌دهنده این است که مؤلفه‌های شناسایی‌شده به طور دقیق با نظریه‌های فراشناخت و روان‌پویشی روابط ابژه در فرهنگ ایرانی سازگاری دارند. این نکته بسیار حائز اهمیت

است زیرا تأکید می‌کند که نظریه‌های فراشناختی و روان‌پویشی روابط ابژه می‌توانند به خوبی در چارچوب فرهنگی ایران پیاده‌سازی شوند و در شناسایی و درمان اختلالات روانی مؤثر واقع شوند. همچنین، شاخص روایی محتوایی (CVI) بالا برای این مؤلفه‌ها نشان‌دهندهٔ این است که مؤلفه‌های انتخاب‌شده نه تنها با فرهنگ ایرانی سازگار هستند، بلکه به طور جامع تمامی جنبه‌های مهم درمان‌های فراشناختی و روان‌پویشی را پوشش می‌دهند. این جامعیت در طراحی پروتکل درمانی بر مبنای نظریه‌های فراشناخت و روان‌پویشی روابط ابژه از اهمیت زیادی برخوردار است، چرا که اطمینان می‌دهد تمام جنبه‌های مهم آسیب‌شناسی و درمان به دقت مورد توجه قرار گرفته‌اند. در نهایت، این یافته‌ها بر اهمیت استفاده از پروتکل‌های درمانی مبتنی بر نظریه‌های آسیب و درمان‌های فراشناختی و روان‌پویشی روابط ابژه در فرهنگ ایرانی تأکید می‌کند. به این ترتیب، می‌توان از مؤلفه‌های شناسایی‌شده و تأیید شده برای تدوین و اجرای برنامه‌های درمانی بهره برد.

نتایج تحقیق همچنین نشان داد، پروتکل درمانی فراشناختی تحلیلی از نسبت روایی محتوایی(CVR)، شاخص روایی محتوایی (CVI) و امکان‌پذیری (مقبولیت و تناسب، کاربردپذیری، تقاضا، یکپارچگی، قابلیت انطباق، منابع، قابلیت اجرا و تعمیم‌پذیری) مطلوبی برخوردار است. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های [۴۶]، [۴۷]، [۴۹]، [۵۰]، [۵۴] و [۵۵]، مبنی بر سودمندی و ضرورت ادغام درمان‌های فراشناختی و روان‌پویشی برای توانمندی «من» و در نتیجه کاهش اضطراب و افسردگی همسو است. در توضیح این نتایج می‌توان گفت؛ وجود روایی محتوایی مناسب در پروتکل فراشناختی تحلیلی نشان‌دهنده این است که این پروتکل به طور مؤثر و دقیق به اهداف درمانی خود پرداخته و به عنوان ابزاری معتبر و کارآمد برای درمان مشکلات روان‌شناختی قابل استفاده است. این ارزیابی‌ها به درمانگران اطمینان می‌دهد که پروتکل به خوبی طراحی شده و تمامی جنبه‌های مهم درمانی را مد نظر قرار داده است. همچنین، پروتکل مورد نظر از نظر مقبولیت در میان متخصصان و مراجعین، قابلیت اجرا در محیط‌های مختلف، انعطاف‌پذیری و انطباق با شرایط و منابع موجود به خوبی ارزیابی و تأیید شده است. به عبارت دیگر، این پروتکل نه تنها از نظر تئوریک معتبر است، بلکه در عمل نیز به راحتی قابل اجرا و مفید می‌باشد.

مطابق با مدل فراشناختی تحلیلی پرویز و همکاران[۵۳، ۵۴، ۵۵]، می‌توان به‌صورت یکپارچه به تبیین یافته‌های فوق پرداخت. همانطور که قبل‌تر از نظر گذشت، طبق این مدل، الگوها و نقش‌های درونی ناسازگار که از تجربیات ناسازگار دوران اولیه رشد ناشی می‌شوند، به ضعف «من» منجر می‌شوند. این ضعف به نوبه خود باعث می‌شود، فرامن به صورت افراطی عمل کند. عملکرد افراطی فرامن منجر به ایجاد و تشدید الگوهای فراشناختی ناسازگار، یا نشانگان شناختی توجهی می‌شود و این امر به بدکارکردی فراشناخت می‌انجامد. در عین‌حال، تجربیات ناسازگار اولیه بر شکل‌گیری این الگوهای فراشناختی ناسازگار تأثیر می‌گذارد و به تقویت فرامن کمک می‌کند. تقویت فرامن باعث ضعف بیشتر «من» می‌شود و این چرخه معیوب موجب بروز اضطراب و افسردگی می‌شود. اضطراب و افسردگی نیز به نوبه خود ضعف «من» و بدکارکردی فراشناخت را تشدید می‌کنند و به افزایش الگوهای فراشناختی ناسازگار و تقویت فرامن منجر می‌شوند. به این ترتیب، یک سیکل معیوب ایجاد می‌شود که در شکل (۱) مدل آسیب فراشناختی تحلیلی نمایش داده شده است.

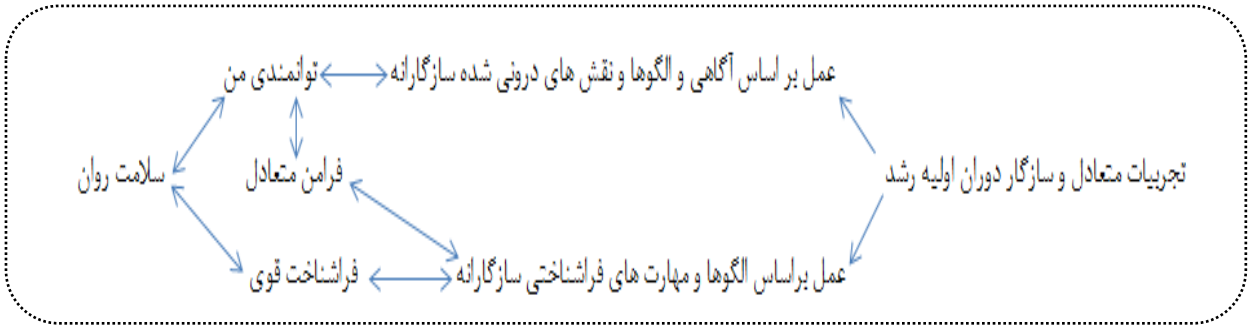



**شکل ۱. مدل آسیب شناسی فراشناختی تحلیلی**

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ١٨٨-١٦٧
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188

با توجه به مدل سلامت فراشناختی تحلیلی، اگر به جای آسیب، به وضعیت سلامت بپردازیم، می‌توانیم به این شکل استدلال کنیم که تجربیات متعادل و سازگارانه دوران اولیه رشد به تقویت «من» و افزایش توانمندی آن کمک می‌کند. این تقویت منجر به تعادل در عملکرد فرامن می‌شود و فرامن به کنترل بهتری در می‌آید. در نتیجه، الگوهای فراشناختی سازگار شکل می‌گیرد و فراشناخت تقویت می‌شود.

به همین ترتیب، تجربیات متعادل و سازگار در دوران اولیه رشد، الگوهای فراشناختی سازگاری ایجاد می‌کند که به نوبه خود، باعث تقویت فراشناخت و تعدیل فرامن می‌شود. با تعادل در عملکرد فرامن، «من» نیز تقویت می‌شود و این تعامل به ارتقای سلامت روان منجر می‌شود. سلامت روان نیز به نوبه خود، توانمندی «من» و فراشناخت قوی‌تر را تضمین می‌کند. مدل سلامت فراشناختی تحلیلی در شکل (۲) به تصویر کشیده شده است.




**شکل ۲. مدل سلامت فراشناختی تحلیلی**

بر اساس این دو مدل آسیب و سلامت می‌توان نحوهٔ عمل درمان فراشناختی تحلیلی را به این صورت بیان کرد. درمان روانپویشی با بهره‌گیری از تکنیک‌های پویشی و تحلیل روایتی به بررسی و تحلیل تجربیات رشدی مراجع می‌پردازد. این درمان با ایجاد بینش در مورد تجربیات ناسازگار و ضربه‌های دوران اولیه رشد که به ضعف «من» و الگوهای فراشناختی ناسازگار (سندرم شناختی توجهی) مرتبط است، به تقویت توانمندی «من» و تعدیل الگوهای فراشناختی ناسازگار کمک می‌کند. به‌این‌ترتیب، تأثیر درمان روان‌پویشی بر توانمندی «من»، از طریق مهار فرامن و در نتیجه کاهش نشانگان توجهی، به تقویت فراشناخت منجر می‌شود. به طور معکوس، توانمندی «من» تأثیر مستقیم درمان روان‌پویشی بر فراشناخت را از طریق مهار نشانگان شناختی توجهی و در نهایت مهار فرامن دریافت می‌کند. به عبارت دیگر، تأثیر درمان روان‌پویشی بر الگوهای فراشناختی ناسازگار باعث تقویت فراشناخت شده و این تقویت باعث تعدیل فرامن و نهایتاً تقویت «من» می‌شود.

درمان فراشناختی نیز با اصلاح الگوهای فراشناختی ناسازگار، به تقویت فراشناخت می‌پردازد و این تقویت زمینه‌ای برای مهار فرامن فراهم می‌آورد. در نتیجه، درمان فراشناختی بر توانمندی «من» تأثیر می‌گذارد. نحوهٔ عملکرد درمان فراشناختی تحلیلی در شکل (۳) نمایش داده شده است.

**شکل ۳. مدل درمان فراشناختی تحلیلی**

در یک توضیح دیگر می‌توان گفت؛ «من» و فراشناخت عملکردی مشابه دارند. همان‌گونه که ایگل [۱۷] نیز این نکته را مطرح کرده است. اگر مفاهیمی مانند دفاع‌ها، مقاومت‌ها و انتقال‌ها که در درمان روان‌پویشی مورد بحث قرار می‌گیرند را در نظر بگیریم، این مفاهیم با آنچه در درمان فراشناختی به عنوان «سندرم توجه شناختی» مطرح است، قابل مقایسه هستند. سندرم توجه شناختی به مجموعه‌ای از راهبردهای مقابله‌ای ناکارآمد اشاره دارد که فرد برای مدیریت افکار و احساسات ناخوشایند به کار می‌برد، مانند نگرانی، نشخوار فکری، تمرکز بر تهدید، کنترل افکار، اجتناب و درخواست اطمینان [۳۰]

هر دو گروه مفاهیم روان پویشی و فراشناختی به شرایط روان‌شناختی مشترکی اشاره دارند که منجر به ناراحتی روانی می‌شود؛ مانند تکرار الگوهای فکری و رفتاری ناکارآمد که به منظور اجتناب از این وضعیت‌های ناخوشایند شکل می‌گیرند. اگر دفاع‌هایی همچون واپس‌رانی (حذف ناخواسته اطلاعات ناخوشایند از ذهن خودآگاه)، سرکوب (حذف آگاهانه اطلاعات ناخوشایند)، یا عقلانی‌سازی (تمرکز بی‌مورد بر جزئیات به‌منظور گریز از احساسات) را در نظر بگیریم [۵۶]، شباهت زیادی با آنچه در سندرم توجه شناختی مشاهده می‌شود، دارند. در سندرم شناختی- توجهی نیز، به‌صورت آگاهانه یا ضمنی، فرد تلاش می‌کند افکار مرتبط با نگرانی را از آگاهی حذف کند یا از طریق باورهای مثبت فراشناختی از عقلانی‌سازی به عنوان دفاع استفاده می‌کند، مثل این که «اگر روی جزئیات نگرانی تمرکز کنم، می‌توانم از پیامدهای آن جلوگیری کنم.» همچنین، زمانی که از مراجع دربارهٔ محتوای سندرم توجهی شناختی پرسش می‌شود، ممکن است با سکوت، مکث‌های طولانی، توجیه رفتارها و باورهای فراشناختی و اجتناب از پاسخگویی مواجه شویم که نشان‌دهندهٔ مقاومت در برابر احساسات ناخوشایند است. علاوه بر این، هنگامی که سندرم شناختی - توجهی مورد هدف درمان قرار می‌گیرد و مراجع با واقعیت‌ها روبه‌رو می‌شود، بخش‌هایی از واقعیت که برای او غیرقابل تحمل است، ممکن است باعث شود مراجع درمانگر را به ناتوانی در درک مشکلش متهم کند. این رفتارها شبیه به واکنش‌هایی است که فرد قبلاً در برابر افراد مهم زندگی‌اش داشته است. این تحلیل با نظر محققانی مانند حسینی رامغانی و همکاران [۴۳]، دیمردوجن و همکاران [۴۴]، و مارتین و استرودل [۴۵] همخوانی دارد که معتقدند منبع الگوهای فراشناختی ناسازگار (مانند الگوهای ذهنی آسیب‌زای مرتبط با «من») در تجربیات آسیب‌زای دوران کودکی نهفته است. همچنین، پرویز و همکاران [۵۳، ۵۴، ۵۵] نیز معتقدند؛ مکانیزم‌های دفاعی و سندرم شناختی - توجهی هر دو به صورت مشترک تلاش می‌کنند ذهن را درگیر افکاری خاص کنند تا از آگاهی یافتن نسبت به عناصر ناخودآگاه جلوگیری کنند. این روند منجر به تکرار مداوم افکاری می‌شود که مشکل را طولانی‌تر می‌کنند؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که درمان فراشناختی با تأثیر بر توانایی‌های «من» باعث تعادل در کارکردهای فراشناختی و کنترل مکانیزم‌های دفاعی ناسازگار یا سندرم شناختی - توجهی می‌شود. به همین ترتیب، مدیریت این مکانیسم‌های دفاعی می‌تواند به تعادل و تقویت کارکردهای «من» و فراشناخت، منجر شود. از طرفی درمان فراشناختی تحلیلی با تأثیر بر توانمندی‌های «من» و فراشناخت به کاهش اضطراب و افسردگی کمک می‌کند. به عبارتی توانمندی «من» و فراشناخت به فرد این امکان را می‌دهد که هیجانات و تکانه‌های خود را به‌خوبی مدیریت کند، رفتارهای تکانشی یا آسیب‌زا را تعدیل نماید و به‌طور مؤثر با استرس‌ها و چالش‌های زندگی روبرو شود. این فرایند به حفظ آرامش نسبی و افزایش توانایی فرد در مقابله سازگارانه با تغییرات و بحران‌ها منجر می‌شود. علاوه بر این، فرد می‌تواند در مواجهه با مشکلات درونی و بین‌فردی به‌طور مؤثری عمل کرده و تعارضات هیجانی را مدیریت کند. به تعبیری توانمندی «من» و فراشناخت قوی یعنی تقویت توانایی درک، نظارت، و کنترل فرآیندهای شناختی و هیجانی، که با آن فرد قادر می‌شود افکار، باورها و نگرش‌های خود را به‌صورت دقیق ارزیابی کند و از تأثیرات آن‌ها بر رفتار و هیجاناتش آگاه شود. نظارت بر افکار به او کمک می‌کند تا افکار منفی و غیرمنطقی را شناسایی و اصلاح کرده و واکنش‌های هیجانی خود را تنظیم نماید. به طور کلی می‌توان گفت؛ توانمندی «من» و فراشناخت قوی به فرد کمک می‌کند تا در مواجهه با مشکلات و فشارهای زندگی آرامش بیشتری داشته باشد و در نتیجه به کاهش اضطراب و افسردگی دست یابد. این توجیه با دیدگاه‌های

ایگل [۱۷]، ولز [۳۰]، فروید [۵۶] و پرویز و همکاران [۵۳، ۵۴، ۵۵] مطابقت دارد، که به نقش «من» و فراشناخت به عنوان ناظران افکار و اعمال انسان و تأثیر آنها بر سلامت روانی اشاره کرده‌اند.

به طور خلاصه می‌توان گفت؛ پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی از روایی محتوا و مقبولیت و تناسب، کاربردپذیری و تقاضا، یکپارچگی، قابلیت انطباق، منابع و قابلیت اجرا و تعمیم پذیری خوبی برخوردار است؛ بنابراین بررسی تأثیر و اثربخشی پروتکل با هدف بکارگیری گسترده تر در کلینیک‌های مشاوره و روان‌درمانی توسط محققان، توصیه می‌گردد. همچنین به روان‌شناسان و مشاوران توصیه می‌گردد، برای توانمندسازی «من» و کاهش اضطراب و افسردگی افراد به خصوص پرستاران از پروتکل درمان فراشناختی تحلیلی استفاده کنند.

## محدودیت‌ها و پیشنهادات پژوهش

مدل آسیب و در نتیجه مدل درمانِ، درمان فراشناختی تحلیلی گرچه بر اساس نظر متخصصان طراحی شده، اما پایه اصلی آن بر نظریات و تحقیقات قبلی استوار است. گر چه این نکته را می‌توان یک مزیت به حساب آورد. اما نباید این نکته را از نظر بندازیم که نظریات و تحقیقات قبلی در شرایط مختلف و بطور جداگانه (مستقل از هم) مطرح شدند؛

بنابراین یک پژوهش واحد و جامع به صورت مدل‌یابی در مورد سازهای مدل آسیب فراشناختی تحلیلی نیاز است. باتوجه به محدودیت زمانی و محدودیت هزینه امکان انجام این پژوهش فراهم نشد. در نتیجه به محققان پیشنهاد می‌شود، یک پژوهش مدل‌یابی در رابطه با سازه‌های مطرح شده در مدل آسیب فراشناختی تحلیلی انجام دهند.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

مجوز کمیته اخلاق از پژوهشکده اخلاق پژوهشی رویان - جهاد دانشگاهی (کد: IR.ACECR.ROYAN.REC.1401.010) اخذ شد. در طول مطالعه، اصول اخلاقی به شدت رعایت شد و از محرمانه بودن و حفظ حریم خصوصی اطلاعات شرکت‌کنندگان اطمینان حاصل شد. ذکر این نکته ضروری است که در این مطالعه هیچ آسیب یا اثرات نامطلوبی برای شرکت‌کنندگان به همراه نداشت.

## حامی مالی

این مقاله برگرفته از رساله دکتری رحیم شه‌بخش، تایید شده توسط گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران است.

## سپاسگزاری

از تمام دانشجویان دکتری و متخصصین روان‌شناسی که در این پژوهش همکاری صمیمانه داشتند، نهایت تشکر و قدردانی را داریم.

## منابع

1- Sun, N., Shi, S., Jiao, D., Song, R., Wang, H. A. qualitative study on the psychological experience of caregivers of covid-19 patients. American Journal of Infection Control, 2020; 48(6): 592-598. https://doi.org/10.1016/j.ajic.2020.03.018

2- Kang, L., Ma, S., Chen, M., Yang, J., Wang, Y., Li, R., Yao, L., Bai, H., Cai, Z., Xiang, B., Hu, S., Zhang, K., Wang, G., Ma, C., Liu, Z.Impact on mental health and perceptions of psychological care among medical and nursing staff in Wuhan during the 2019 novel coronavirus disease outbreak: A cross-sectional study. Brain Behav Immun, 2020; 87(5): 11-17. https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.03.028

3- Smith, G. D., Ng, F., Ho Cheung Li, W. COVID-19: Emerging compassion, courage and resilience in the face of misinformation and adversity. J Clin Nurs. 2020;29(9-10):1425-1428. https://doi.org/10.1111/jocn.15231

4- Douplat, M., Subtil, F., Termoz, A., Jacquin, L., Verbois, F., Potinet, V., Hernu, R., Landel, V., Mazza, S., Berthiller, J., Haesebaert, J., Tazarourte, K. Changes over time in anxiety, depression, and stress symptoms among healthcare workers in French emergency departments during the first COVID-19 outbreak. Journal of Affective Disorders. 2022 ;316: 194-200. https://doi.org/ 10.1016/j.jad.2022.08.028.

5- Ding, C., Wang, L., Guo, Z., Chen, Y., Jin, J. Psychological care needs for frontline nurses during the COVID-19 pandemic: A qualitative study. Front Public Health. 2022. https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.1043515.

6- Conejero, I., Petrier, M., Fabbro Peray, P., Voisin, C., Courtet, P., Potier, H., Elotmani, L., Lafont, B., Lefrant, J. Y., Lopez Castroman, J., Arbus, C., Blain, H. Post-traumatic stress disorder, anxiety, depression and burnout in nursing home staff in South France during the COVID-19 pandemic. Transl Psychiatry. 2023; 13(1): 205-215. https://doi.org/10.1038/s41398-023-02488-1

7- Morawa, E., Adler, W., Schug, C., Borho, A., Geiser, F., Beschoner, P., Jerg-Bretzke, L., Albus, C., Weidner, K., Mogwitz, S. Depression and anxiety among nurses during the COVID-19 pandemic: Longitudinal results over 2 years from the multicentre VOICE–EgePan study. Journal of Clinical Nursing. 2024; 33(6): 1-12. https://doi.org/10.1111/jocn.17079

8- Ganji, M. Psychopathology based on DSM-5, Volume 1. Savlan Publishing House. 2010. https://www.gisoom.com/book/11012501 **[In Persian].**

9- Chen, H. Y., Ahmad, C. A., Abdullah, K. L.The impact of serving in disaster relief among volunteers in Malaysia. Chin J Traumatol. 2021;24(4):237-248. https://doi.org/10.1016/j.cjtee.2021.04.002

10- Rajkumar, R. P. COVID-19 and mental health: A review of the existing literature. Asian J Psychiatr. 2020; 52:102066. https://doi.org/ 10.1016/j.ajp.2020.102066.

11- de Girolamo, G., Cerveri, G., Clerici, M., Monzani, E., Spinogatti, F., Starace, F., et al. Mental health in the coronavirus disease 2019 emergency-the Italian response. JAMA Psychiatry. 2020; 77(9): 974-976. https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2020.1276

12- Varghese, A., George, G., Kondaguli, S. V., Naser, A. Y., Khakha, D. C., Chatterji, R. Decline in the mental health of nurses across the globe during COVID-19: A systematic review and meta-analysis. Journal of Global Health, 2021; 11, 05009. https://doi.org/10.7189%2Fjogh.11.05009

13- Sadri Damirchi, E., Zakibakhsh Mohammadi, N., Amir, S. M. B. The Role of Thwarted Belongingness, Perceived Burden someness, Self-Efficacy and Ego Strength in Predicting Suicidal Ideation of Nurses. Health in Emergencies and Disasters Quarterly. 2019; 4(2): 85-92. http://hdq.uswr.ac.ir/article-1-228-en.html

14- Fallah, M., Moshtagh, N., Dolatshahi, B., Mirabzadeh, A. Correlation between Different Dimensions of Anger and Depression in Women by Mediating Objectives and Capabilities of Igo. Journal of Health Promotion Management (JHPM), 2019; 8(3): 59-67.https://sid.ir/paper/363768/fa **[In Persian].**

15- Besharat, M. A., Asadi, M. M., Gholamali Lavasani, M. The Mediating Role of Ego Strength in the Effects of Dimensions of Perfectionism on Anxiety Symptoms. Positive Psychology Research, 2017; 2(4): 1-18. https://doi.org/10.22108/PPLS.2017.2171**[In Persian].**

16- Goryczka, A., Dębinski, P., Gogola, A. M., Gorczyca, P., Piegza, M. Depressive and Anxiety Symptoms and Their Relationships with Ego-Resiliency and Life Satisfaction amongWell-Educated, Young Polish Citizens during the COVID-19 Pandemic. Int. J. Environ. Res. Public Health.2022; 19(16): 1-9. https://doi.org/10.3390/ijerph191610364

17- Eagle, M.N. Toward a Unified Psychoanalytic Theory, Foundation in a Revised and Expanded Ego Psychology, New York, NY; Routledge.2022. https://psycnet.apa.org/record/2021-65199-000

18- Koochaki-Ravandi, M., Monirpour, N., Arj, A. The role of attachment styles, quality of object relations and ego strength in predicting irritable bowel syndrome. Journal of Kashan University of Medical Sciences, August 2015; 19(3); 231-241. http://feyz.kaums.ac.ir/article-1-2718-fa.html **[In Persian].**

19- Cui, Y., Yang, T., Gao, H., Ren, L., Liu, N., Liu, X., Zhang, Y. The relationship between ego depletion and work alienation in Chinese nurses: A network analysis. Front Psychol. 2022 Jul 22;13:915959. PMID: 35936327; PMCID: PMC9355549. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.915959

20- AAl-Harbi,B; Ibrahim, Kh; Al-Rababaah, J; Al-mehsin,S. The Ego Depletion and Its Relationship with the Future Anxiety among the University Female Students. International Journal of Higher Education. 2021; 10(2): 128-139. https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1285601

21- Wegener, J. R., Ludlow, C. E., Olsen, A. J., Tortosa, M., Wintch, P. H. Ego Depletion: A contributing factor of hopelessness depression," Intuition: The BYU Undergraduate Journal of Psychology. 2007; 3(1). https://scholarsarchive.byu.edu/intuition/vol3/iss1/4

22- Summers, F. Object relations theories and psychopathology: a comprehensive text.Published by Psychology Press, New York.2014. https://doi.org/10.4324/9781003485452

23- Clair, S. T. M., Wigren, J. Object Relations and Self Psychology: An Introduction 3th Edition. Publisher, Cengage Learning, 2000. https://www.amazon.com/Object-Relations-Self-Psychology-Introduction/dp/053436280X

24- Jamil, L., Atef Vahid, M. K., Dehghani, M., Habibi, M. The Mental Health Through Psychodynamic Perspective: The Relationship between the Ego Strength, The Defense Styles, and the Object Relations to Mental Health. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology, Summer 2015; 21(2): 144 -154. https://sid.ir/paper/16893/fa **[In Persian].**

25- Janbozorghi, M., Gharavi, M. New Theories of Psychotherapy and Counseling. Tehran: Samat Publications, 2016. https://samta.samt.ac.ir/product/14236/ **[In Persian].**

26- Corbridge, C., Brummer, L., Coid, P. Cognitive Analytic Therapy: Distinctive Features (Psychotherapy and Counselling Distinctive Features) Published Routledge, 2018. https://www.routledge.com/Cognitive-Analytic-Therapy

27- Ryle, A., Kerr, I. B. Introducing cognitive analytic therapy : principles and practice of a relational approach to mental health. Second edition. Hoboken, NJ, Wiley. 2020. https://www.wiley.com/en-us/Introducing+Cognitive+Analytic+Therapy

28- Wakefield, S., Delgadillo, J., Kellett, S., White, S., Hepple, J. The effectiveness of brief cognitive analytic therapy for anxiety and depression: A quasi-experimental case-control study. Br J Clin Psychol. 2021; 60(2): 194-211. https://doi.org/10.1111/bjc.12278

29- Einy, S., Narimani, M., Atadokht, A., Basharpoor, S., Sadeghi Movahhed, F. EFFECTIVENESS OF COGNITIVE-ANALYTICAL THERAPY ON EGO-STRENGTH AND OBJECT RELATIONS OF PERSONS WITH BORDERLINE PERSONALITY DISORDER. Studies in Medical Sciences, Monthly_Apr 2018; 29 (1): 1-11. http://umj.umsu.ac.ir/article-1-4286-fa.html **[In Persian].**

30- Wells, A. Metacognitive Therapy for Anxiety and Depression. Publisher The Guilford Press; Reprint edition. 2009. https://www.guilford.com/books/Metacognitive-Therapy

31- Wells, A., Fisher, P. L. Metacognitive therapy for obsessive– compulsive disorder: A case series. Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry, 2008; 39 (2): 117-132. https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2006.12.001

32- Flavell, J. H. Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive–developmental inquiry. American Psychologist,1979; 34(10): 906–911. https://doi.org/10.1037/0003-066X.34.10.906

33- Aydın, O., Balıkçı, K., Arslan, Y., Ünal-Aydın, P., Muezzin, E., Spada, M. M. The Combined Contribution of Fear and Perceived Danger of COVID-19 and Metacognitions to Anxiety Levels during the COVID-19 Pandemic. Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy. 2022; 40: 603–617. https://doi.org/10.1007/s10942-021-00429-9

34- Spada, M. M., Georgiou, G. A., Wells, A. The relationship among metacognitions, attentional control, and state anxiety. Cognitive Behaviour Therapy, 2010; 39 (1): 64-71. https://doi.org/10.1080/16506070902991791

35- Gutierrez, R., Hirani, T., Curtis, L., Ludlow, A. K. Metacognitive beliefs mediate the relationship between anxiety sensitivity and traits of obsessive-compulsive symptoms.BMC Psychology volume. 2020; 8 (40): 1-7. https://doi.org/10.1186/s40359-020-00412-6

36- Mostafazadeh, Sh., Davoodi, A. Prediction of depression based on metacognitive beliefs and negative affect in individuals with social anxiety symptoms. Afagh Human Sciences Monthly, 2019; 4(41): 17-35. https://civilica.com/doc/1556222 **[In Persian].**

37- Hajati, A. R., Mirzaeyan, B., Donyavi, R. Modeling structural relationships of uncertainty intolerance with worry mediated referral thinking, metacognitive beliefs and perfectionism in patients with generalized anxiety disorder. Journal of Psychology New Ideas, 2022; 13(17): 1-17. http://jnip.ir/article-1-737-fa.html **[In Persian].**

38- Huntley, C. D., Young, B., Smith, C. T., Jha, V., Fisher, P. L. Assessing metacognitive beliefs in test anxiety: Psychometric properties of the metacognitions questionnaire, 30 (MCQ-30) among university students. Current Psychology. 2022; 41 (3): 1425–1433. https://doi.org/10.1007/s12144-020-00662-y

39- Wells, A. Cognition about cognition: metacognitive therapy and change in generalized anxiety disorder and social phobia. Cognitive and Behavioral Practice. 2007; 14(1): 18-25. https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2006.01.005

40- Fonagy, P. Attachment and borderline personality disorder. Journal of the American Psychoanalytic Association. 2000; 48(4): 1129–1146. https://doi.org/10.1177/00030651000480040701

41- Aydin, O., Balikci, K., Tas, C., Aydin, P. U., Danaci, A. E., Brüne, M., et al. The developmental origins of metacognitive deficits in schizophrenia. Psychiatry Res, 2016; 30(245): 15–21. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2016.08.012

42- Weijers, J., ten Kate, C., Eurelings-Bontekoe, E., Viechtbauer, W., Rampaart, R., Bateman, A., et al. Mentalization-based treatment for psychotic disorder: protocol of a randomized controlled trial. BMC Psychiatry, 2016; 16:191. https://doi.org/ 10.1186/s12888-016-0902-x

43- Hosseini Ramaghani, N. A., Rezaei, F., Sepahvandi, M. A., Gholamrezaei, S., Mirderikvand, F. The mediating role of the metacognition, time perspectives and experiential avoidance on the relationship between childhood trauma and post-traumatic stress disorder symptoms. European Journal of Psychotraumatology, 2019; 10(1): Article 1648173. 10(1), Article 1648173. https://doi.org/10.1080/20008198.2019.1648173

44- Demirdogen, E. S., Algedik, P., Warikoo, N., Bahadır, E., Akbiyik, M., et al. The associations between metacognition problems, childhood trauma and internalizing symptoms in healthcare workers working directly with patients infected with COVID-19. Psychology, Health & Medicine, 2022; 27(9): 1937-1950. https://doi.org/10.1080/13548506.2021.1985147

45- Martin, S., Strodl, E. The relationship between childhood trauma, eating behaviours, and the mediating role of metacognitive beliefs. Appetite. 2023; 188(1). https://doi.org/ 10.1016/j.appet.2023.106975.

46- Lysaker, P. H., Kukla, M., Vohs, J. L., Schnakenberg Martin, A. M., Buck, K. D., Hasson Ohayon, I. Metacognition and recovery in schizophrenia: from research to the development of metacognitive reflection and insight therapy.J. Exp. Psychopathol. 2019; 10(1). https://doi.org/10.1177/2043808718814992

47- Lysaker, P. H., Gagen, E., Klion, R., Zalzala, A., Vohs, J., Faith, L. A., Leonhardt, B., Hamm, J., Hasson-Ohayon, I. Metacognitive Reflection and Insight Therapy: A Recovery-Oriented Treatment Approach for Psychosis. Psychol Res Behav Manag, 2020; 13(1): 331-341. https://doi.org/10.2147/PRBM.S198628

48- Besharat, M. A., Ramesh, S. Worry, anger rumination, ego-strength and adjustment to heart diseaseInquiétude, rumination de la colère, force de l'ego et adaptation aux maladies cardiaques. 2023; 181(8): 726-730. https://doi.org/10.1016/j.amp.2022.05.003

49- Abbasi, L., Akhlaghi-fard, M. The effectiveness of mindfulness training on ego-strength and meta-cognitive beliefs of students. Journal Of Social science and Humanities Research. 2021; 9(1): 12-26. https://doi.org/10.24200/jsshr.vol9iss01pp12-26

50- Rafezi, Z., Pirabbasi, G., Eskandari, H. Efficasy of group metacognitive therapy on emotional self-regulation and ego strength of anxious students. Monthly Journal of Psychological Science. 2022; 20(108): 2239-2254. https://doi/org/10.52547/JPS.20.108.2239

51- Cyranka, K., Rutkowski, K., Mielimąka, M., Sobański, J., Klasa, K., Müldner-Nieckowski, L., et al. Changes in ego strength in patients with neurotic and personality disorders treated with a short-term comprehensive psychodynamic psychotherapy. Psychiatr.2018; 52 (1): 115–127. https;//doi.org/10.12740/PP/OnlineFirst/40020

52- Neal, D. Metacognitive Changes in Individuals with Severe Mental Illness in Response to Psychoanalytic Therapy, Thesis Ph.D. of Clinical Psychology George Fox University. 2020. https://digitalcommons.georgefox.edu/psyd/256

53- Parviz, K., Aghammohamadian Sherbaf,1 H. R., Ghnbari Hashemabadi, B. A., Dehghani, M. The relationship between ego strength and metacognition among male and female students. Education Strategies in Medical, 2019; 9(2);118-126. http://edcbmj.ir/article-1-968-fa.html **[In Persian].**

54- Parviz, K., Aghamohamadian, H. R. sh., Dehghani, M., Ghanbari-Hashemabadi, B. A. Study of the relationship between superego and metacognition of male and female students. Journal of Fundamentals of Mental Health, Mar-Apr 2017; 19(2): 70-76. https://doi.org/10.22038/JFMH.2017.8291 **[In Persian].**

55- Parviz, K. Development of a comprehensive model of superego and metacognition functioning (CMSMO) in obsessive-compulsive disorder and antisocial personality disorder. Construction and validation of the CMSMO-based superego-metacognition conflict test (SMCQ). PhD thesis, Ferdowsi University of Mashhad. 2016. https://elmnet.ir/doc/10932034-22381 **[In Persian].**

56- Freud, S. An outline of psycho-analysis. The International Journal of Psychoanalysis, 1940; 21: 27-84. https://ia802907.us.archive.org

57- Kaae, S., Søndergaard, B., Haugbølle, L. S., and Traulsen, J. M. Development of a qualitative exploratory case study research method to explore sustained delivery of cognitive services. Pharmacy World & Science. 2010; 32(1): 36-42. https://10.1007/s11096-009-9337-5

58- Hunter, D., McCallum, J., Howes, D. Defining Exploratory-Descriptive Qualitative (EDQ) research and considering its application to healthcare. Journal of Nursing and Health Care. 2019; 4(1). http://dl6.globalstf.org/index.php/jnhc/article/view/1975

59- Busetto, L., Wick, W., Gumbinger, C. How to use and assess qualitative research methods. Neurol. Res. Pract. 2020; 2(14). https://doi.org/10.1186/s42466-020-00059-z.

60- Shalani, B., Azadfallah, P., Farahani, H. Developing a Scale for Assessing Feasibility of Psychoeducational and Psychotherapy Protocols: A Guide for Researchers. Applied Psychology, 2023; 17 (4): 17-37. https://doi.org/10.48308/APSY.2021.224241.119 **[In Persian].**

61- Hauser, S. T., Borman, E. H., Powers, S. I., Jacobson, A. M., Noam, G. G. Paths of adolescent ego development: links with family life and individual adjustment. Psychiatr Clin North Am. 1990; 13(3): 489-510. https://doi.org/10.1016/S0193-953X(18)30356-3

62- Kuzminskaite, E., Penninx, B. W. J. H., van Harmelen, A. L., Elzinga, B. M., Hovens, J. G. F. M., Vinkers, C. H. Childhood Trauma in Adult Depressive and Anxiety Disorders: An Integrated Review on Psychological and Biological Mechanisms in the NESDA Cohort. J Affect Disord. 2021;15(283):179-191. https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.01.054

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٠٤-١٨٩**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19010.1526

**مقاله پژوهشی**

# مسیر ارتباط‌دهنده روان زخم به احساس تنهایی در افراد با تجربهٔ سوگ رمانتیک: نقش میانجی سبک‌های دلبستگی بین فردی و دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی

**نویسندگان**

**رسول حشمتی [1*]، رویا فتحعلی‌زاده [2]، مجتبی احمدی فارسانی [3]، مونیکا پلرون [4]**

۱. استاد تمام روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول)
۲. کارشناس ارشد روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.
Roya.fathalizadeh.psy@gmail.com
۳. دانش‌آموخته دکتری تخصصی روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Mojtaba.farsani94@gmail.com
٤. استاد گروه روان شناسی، دانشکده روان شناسی، دانشگاه کور، ایتالیا، سیسل.
monica.pellerone@unikore.it

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۱/۲۲

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۷/۳۰

**مقدمه:** سوگ رمانتیک به‌عنوان پدیده‌ای شایع، می‌تواند پیامدهای زیادی برای افراد داشته باشد که یکی از مهم‌ترین آن‌ها احساس تنهایی است. پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه بین روان زخم با احساس تنهایی در افراد دارای تجربهٔ سوگ رمانتیک، با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی بین فردی و دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی صورت گرفت.

**روش:** پژوهش حاضر، از نوع تحقیقات توصیفی- همبستگی و مقطعی است. در راستای هدف پژوهش از جامعهٔ دانشجویان دانشگاه تبریز تعداد ۸۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و پس از تکمیل پرسش‌نامهٔ ضربهٔ عشق، ۲۱۹ نفر که نمرهٔ سوگ رمانتیک آن‌ها یک انحراف معیار بالاتر از میانگین بود، به‌عنوان نمونهٔ اصلی پژوهش انتخاب شدند. این افراد پرسش‌نامه‌های ترومای دوران کودکی، دلبستگی کولینز و رید، دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی کینگ و امونز و احساس تنهایی اجتماعی و عاطفی بزرگ‌سالان دی توماسو و همکاران را تکمیل کردند. داده‌ها با روش مدل یابی معادلات ساختاری تجزیه‌وتحلیل شد.

**نتایج:** یافته‌ها نشان داد که روان زخم در قالب مدل مفروض، به‌صورت مستقیم نمی‌تواند تغییرات احساس تنهایی را تبیین کند؛ اما با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی و دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی این تغییرات قابل تبیین است. همچنین، یافته‌ها نشان داد، مدل مفروض از برازش مطلوبی برخوردار است.

**بحث و نتیجه‌گیری:** بر اساس این یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت، روان زخم یک عامل زمینه‌ای و آسیب‌زا برای احساس تنهایی در بزرگ‌سالی است. ضربه‌هایی که در پنج سال نخست زندگی تجربه می‌شوند، با اثرگذاری بر شکل‌گیری نوع سبک دلبستگی و همچنین نحوهٔ ابراز هیجانات، درنهایت می‌توانند اثرات مخربی را بر سلامت روان فرد داشته باشد.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

روان زخم، احساس تنهایی، سوگ رمانتیک، سبک دلبستگی بین‌فردی، دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

psy.heshmati@gmail.com

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٠٤-١٨٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204

## مقدمه

پدیدهٔ سوگ ازنظر واکنش‌های روانی پیچیده‌ای که پس از تجربه ازدست‌دادن عزیزان ایجاد می‌کند، حائز اهمیت است. سوگ شامل مجموعه‌ای از احساسات، افکار و رفتارهایی است که افراد در مواجهه با فقدان یا تهدید فقدان تجربه می‌کنند [۱]. سوگ رمانتیک یعنی فردی که دچار شکست عاطفی شده است، شرایطی را می‌سازد که گویی یکی از عزیزان خود را ازدست‌داده است. درواقع فقدان معشوق، وجه‌تسمیه شکست عاطفی و سوگ است. در هر دو، شخص فرد مطلوبی را ازدست‌داده است و با او رابطه‌ای ندارد. هر دو این اتفاقات با هیجان‌ها و احساسات شدید مانند غم و ناراحتی، یأس، خشم و ناامیدی همراه است [۲]. یکی از پدیده‌هایی که به دنبال سوگ رمانتیک می‌تواند به وجود بیاید، احساس تنهایی است [۳، ۴].

تنهایی احساس ناخوشایندی است که به دنبال کاستی در روابط اجتماعی فرد به‌صورت کمی و کیفی و همچنین دسترسی‌نداشتن به روابط نزدیک و مطلوب با دیگران ایجاد می‌شود [۵]. آشر و پاکوت[1] [۶]، تنهایی را آگاهی شناختی فرد از ضعف در روابط فردی و اجتماعی خود توصیف می‌کنند که به احساس غمگینی و پوچی یا تأسف و حسرت منتهی می‌شوند. درواقع احساس تنهایی، ناتوانی در برقراری و حفظ روابط رضایت‌بخش با دیگران است که احتمالاً باعث تجربهٔ حس محرومیت می‌گردد. احساس تنهایی افراد را با احساس خلأ، غمگینی و بی‌تعلقی مواجه می‌کند و به شیوه‌های مختلف بر تعاملات اجتماعی با دیگران، نحوهٔ زندگی و سلامت جسمانی و روانی تأثیر می‌گذارد [۷]. به نظر الهاگین[2] [۸] مبنای احساس تنهایی، فاصله و شکاف بین آرمان‌های فرد (آنچه می‌خواهد) و دستاوردهای او (آنچه به دست آورده است) در روابط و صمیمیت‌های بین فردی است؛ هرچه این فاصله بیشتر، احساس تنهایی بیشتر است. افرادی که احساس تنهایی می‌کنند دارای خصوصیاتی مثل رضایت و شادکامی اندک، عزت‌نفس پایین، ازخودبیگانگی، احساس خجالت، دل‌تنگی، احساس خلأ، خودداری در ارتباطات اجتماعی، دوستان اندک، بدبینی، ناتوانی در ابراز خود، دیگر گریزی و درون‌گرایی هستند [۹، ۱۰]. از طرف دیگر احساس تنهایی پیش‌بینی کنندهٔ افسردگی [۱۱]، خودکشی [۱۲]، کاهش سلامت جسمانی [۱۳]، اضطراب کرونا [۱۴] و بسیاری موارد دیگر است؛ بنابراین شناسایی عوامل مؤثر بر آن جهت جلوگیری از به وجود آمدن این حس و یا کاهش آن ضروری است.

عوامل مختلفی می‌توانند بر تجربهٔ احساس تنهایی اثرگذار باشند که یکی از آن‌ها تروماهای دوران کودکی یا روان زخم است [۱۵، ۱۶]. روان زخم یا ضربهٔ روانی پدیده‌ای ناخوشایند و غیرقابل‌کنترل است که به دنبال حوادث فوق‌العاده استرس‌زایی که احساس امنیت فرد را با تهدید روبرو می‌کنند، به وجود می‌آید [۱۷]. پنج نوع روان زخم شامل سوءاستفاده جسمی، جنسی و عاطفی و همچنین غفلت عاطفی و جسمی وجود دارد. تروماهای دوران کودکی می‌تواند از هر چیزی که ایمنی کودک را تهدید کند، نشأت بگیرد، ازجمله آن‌ها می‌توان به این موارد اشاره کرد: محیط بی‌ثبات و ناامن، جدایی از والدین، بیماری جدی، سوءاستفاده جنسی، فیزیکی و یا کلامی و همین‌طور بی‌توجهی یا غفلت را نام برد [۱۸]. پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند، بین زخم روان یا آسیب‌های دوران کودکی و احساس تنهایی در بزرگ‌سالی رابطه وجود دارد. شولین[3] و همکاران [۱۶] در پژوهش خود نشان دادند، احساس تنهایی نقش میانجی را بین سوءاستفاده در دوران کودکی و اختلالات روان‌شناختی دارد. یافته دیگر این پژوهش این است که سوءاستفاده در دوران کودکی می‌تواند احساس تنهایی را در بزرگ‌سالی پیش‌بینی کند. در پژوهشی دیگر هایلند[4] و همکاران [۱۵] نشان دادند، تروماهای دوران کودکی و بزرگ‌سالی می‌تواند با احساس تنهایی در بزرگ‌سالی رابطه داشته باشد. گرین[5] و همکاران [۱۹]، مورفی[6] و همکاران [۲۰] و مرز و جک[7] [۲۱] نیز در پژوهش‌های خود به نتایج مشابهی دست یافتند و همگی نشان دادند که بین احساس تنهایی و ترومای دوران کودکی رابطه وجود دارد.

اگرچه در زمینهٔ رابطهٔ بین روان زخم و احساس تنهایی پژوهش‌های زیادی صورت گرفته است؛ اما پژوهش‌های

1 . Asher & Paquette.
2 . Elhageen.
3 . Shevlin.
4 . Hyland.
5 . Green.
6 . Murphy.
7 . Merz & Jak.

کمتری نقش متغیرهای میانجی بین رابطهٔ این دو را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ ازجمله این متغیرهای میانجی شاید بتوان به سبک‌های دلبستگی اشاره کرد. نظریهٔ دلبستگی بر تأثیرات زیربنایی اولیه بر رشد عاطفی کودک تأکید می‌کند و در تلاش است تا رشد و تغییرات را در دلبستگی‌های عاطفی قدرتمند بین افراد در دوران زندگی‌شان تبیین کند. بررسی‌های اولیه در زمینهٔ سبک‌های دلبستگی از سوی اینزورث[1] [۲۲] انجام شد و سه الگوی دلبستگی ایمن، ناایمن اجتنابی و ناایمن دو سوگرا شناسایی گردید. کودکان ایمن از والدین به‌عنوان یک منبع و پایگاه امن برای اکتشاف محیط استفاده می‌کنند و در اکثر موقعیت‌ها احساس راحتی و امنیت می‌کنند و تجسمی مثبت، پاسخ‌دهنده و حمایت‌گر از مادر دارند. کودکان با دلبستگی ناایمن دو سوگرا در موقعیت ناآشنا مشکل‌تر می‌توانند به احساس آرامش و آسایش دست بیابند، آن‌ها بین کشش به سمت مادر و اجتناب از مادر در نوسان‌اند، به‌این‌ترتیب این کودکان به مادر خود نزدیک شده و سپس مادر را پس می‌زنند. آن‌ها همچنین نمی‌توانند به‌راحتی به کاوش و دست‌کاری محیط بپردازند و در برابر تنیدگی‌ها از نظر خلقی آسیب‌پذیرتر هستند. کودکان با سبک دلبستگی ناایمن اجتنابی در برابر افراد ناآشنا منقلب نشده و احتیاط نشان می‌دهند و درصورتی‌که مادر آن‌ها را در آغوش بگیرد با حرکات و پیچ‌وتاب و تکان دادن خود سعی بر پایین آمدن دارند؛ همچنین این کودکان در عواطف خود نسبت به مادر بی‌تفاوت‌اند و به نظر می‌رسد اهمیت روابط دلبستگی با مادر را انکار می‌کنند [۲۳]. به‌طورکلی حامیان نظریهٔ دلبستگی اعتقاد دارند که به‌احتمال‌زیاد سبک دلبستگی کودک بر اساس الگوهای فعال درونی از خود و چهره دلبستگی تا دورهٔ بزرگ‌سالی تداوم داشته و در روابط بزرگ‌سالی فرد منعکس می‌شود. مطابق با نظر بالبی[2] (۱۹۶۹)، تجربه‌های تعاملی نخستین والد-کودک درون سازی شده و با تشکیل مدل‌های درون کاری ادامه پیدا می‌کند. مدل‌های درون کاری بازخوردها و انتظارات فرد را از خود و دیگران سازمان می‌دهند [۲۴].

اگرچه در نظریهٔ بالبی، دلبستگی و احساس تنهایی مرتبط با هم در نظر گرفته نشده‌اند؛ اما برخی از محققین عقیده دارند که نظریهٔ دلبستگی می‌تواند برای واکاوی شکل‌گیری احساس تنهایی در کودکی چارچوبی را فراهم سازد [۲۵]. بالبی [۲۶] معتقد بود اگر مراقبت از کودک با حساسیت همراه نباشد، دلبستگی ناایمن در کودک شکل می‌گیرد و الگوهای عملی درونی او از دیگران به‌عنوان فردی دست‌نیافتنی و اعتماد ناپذیر خواهد بود؛ این کودک خود را شایسته دریافت مراقبت همراه با حساسیت در نظر نمی‌گیرد. این ادراکات و تصورات ناسالم مانع از شکل‌گیری روابط میان فردی حمایت‌کننده شده و کودک را در معرض خطر برخی مشکلات عاطفی- اجتماعی قرار می‌دهد که در کودکان تنها تجربه می‌گردد. پژوهش برین و همکاران [۲۵]، حاکی از آن بود که احساس تنهایی در کودکان با سبک دلبستگی ناایمن دوسوگرا - مضطرب بالا، ناایمن اجتنابی پایین و در کودکان با سبک دلبستگی ایمن متوسط است؛ درحالی‌که نتایج پژوهش‌های دیگر نشان‌دهنده این موضوع است که خود آشکارسازی در بزرگ‌سالان ایمن بیشتر از بزرگ‌سالان اجتنابی است [۲۷]؛ ازآنجایی‌که فقدان خود آشکارسازی با احساس تنهایی رابطه دارد [۲۸]؛ بنابراین انتظار می‌رود احساس تنهایی در افراد ایمن کمتر از افراد ناایمن مشاهده شود. میکولینسر و ناچشون[3] [۲۷] نشان دادند که افراد دلبسته ایمن به دلیل روابط رضایت‌بخش خود، احساس تنهایی پایین‌تری را گزارش می‌کنند. این افراد با خود آشکارسازی به بقیه پاسخ می‌دهند و درنتیجه متقابلاً خود آشکارسازی بیشتری نیز از دیگران دریافت می‌کنند.

از بین افراد با سبک‌های دلبستگی ناایمن، افراد اجتنابی حس خودارزشمندی بالایی را داشته و برقراری رابطه با دیگران را مهم نمی‌دانند؛ اما الگوی عملی افراد دوسوگرا - مضطرب از خود آن‌ها منفی بوده و درنتیجه حس عمیقی از بی‌ارزش بودن را تجربه می‌کنند. خود آشکارسازی نامناسب، ابراز نامناسب عواطف و گریه‌های مکرر در حضور مراقب و دیگران در افراد مضطرب- دو سوگرا دیده می‌شود و زمانی که نیازهای آن‌ها در روابط نزدیک برآورده نشود، آزردگی و ناراحتی بیش‌ازاندازه‌ای را تجربه کرده و آسیب‌پذیری بالایی را نشان می‌دهند [۲۹]. به‌عبارت‌دیگر همان‌طور که الگوهای کارکرد درونی کودکان ناایمن دو سوگرا ممکن است آن‌ها را

1 . Ainsworth.
2 . Bowlby.
3 . Mikulincer & Nachshon.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٠٤-١٨٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204

به تجربه و همچنین گزارش تنهایی سوق دهد، الگوهای کارکرد درونی کودکان ناایمن اجتنابی را می‌توان به‌عنوان عملکردی برای سرکوب تشخیص و بیان آسیب‌پذیری عاطفی ازجمله تنهایی در نظر گرفت [۲۵]. از طرف دیگر هچت و بام[1] [۳۰] معتقدند،مدت‌زمانی که فرد در تنهایی سر می‌کند، تعیین‌کننده میزان احساس تنهایی او نیست، بلکه تهدید جدایی و کیفیت دلبستگی که در افراد ناایمن تجربه می‌شود، در احساس تنهایی نقش مهم‌تری دارد. به سخن دیگر در احساس تنهایی، احساس ذهنی شخص از کیفیت دلبستگی عاطفی صمیمی با چهرهٔ دلبستگی تأثیر بسیار بیشتری از حضور نداشتن دیگران دارد. بدین‌ترتیب افراد مضطرب - دوسوگرا برخلاف افراد اجتنابی برای تأمین حس خود ارزشمندی به دیگران بسیار وابسته هستند؛ بنابراین انتظار می‌رود که احساس تنهایی بیشتری را تجربه کنند. پژوهش‌های متعددی نیز صحت این گفته‌ها را به اثبات رسانده‌اند [۳۱، ۳۲].

از طرف دیگر یکی از عوامل مهمی که در شکل‌گیری سبک دلبستگی می‌تواند نقش داشته باشد، روان زخم است [۳۳، ۳۴]. نقش تروماهای دوران کودکی در شکل‌گیری سبک‌های دلبستگی غیرقابل‌انکار است. برخی پژوهش‌ها نشان داده‌اند، بین تجارب آسیب‌زای دوران کودکی و سبک‌های دلبستگی رابطه وجود دارد [۳۵]. هادنی[2] و همکاران [۳۶] نیز در پژوهش خود نشان دادند که بین ترومای دوران کودکی و دلبستگی ناایمن رابطه وجود دارد. شارما[3] و همکاران [۳۷]، در پژوهش خود به این نتیجه رسید که سوءاستفاده جسمی و جنسی در دوران کودکی با دلبستگی اجتنابی رابطه دارد. آزادی و همکاران [۳۸] نیز در همین راستا نشان دادند، دخترانی که در معرض سوءاستفاده جنسی قرار می‌گیرند و احساس ناامنی و بی‌اعتمادی را تجربه می‌کنند که این موضوع خود می‌تواند در شکل‌گیری سبک دلبستگی ناایمن آن‌ها *نقش* مهمی داشته باشد؛ بنابراین با توجه به این گفته‌ها می‌توان این احتمال را داد که سبک‌های دلبستگی ممکن است بین روان زخم و احساس تنهایی نقش میانجی را ایفا کنند.

متغیر دیگری که می‌تواند بین ترومای کودکی و احساس تنهایی نقش میانجی داشته باشد، دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی است. دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی برای نخستین بار در دهه ۱۹۹۰ م توسط کینگ و امونز[4] مطرح شد. دوسوگرایی در ابراز هیجان به معنای تردید داشتن نسبت به ابراز هیجان تعریف می‌شود؛ در دوسوگرایی، فرد هم‌زمان هم تمایل به ابراز هیجان و هم تمایل به بازداری آن را تجربه می‌کند. درواقع بین سبک موردعلاقه فرد و سبک معمول وی در رابطه با ابراز هیجان، تعارض وجود دارد. دوسوگرایی در ابراز هیجان ممکن است به‌عنوان یک صفت هیجانی به کار رود که در کنار گرایش‌های جهانی یا قوانین نمایش فرهنگی می‌تواند بر روی هیجان اثرگذار باشد [۳۹]. دوسوگرایی بالا در ابرازگری هیجانی با بهزیستی پایین‌تر، سطح بالای پریشانی روانی و نیز نشانه‌های افسردگی شدیدتر همراه است [۴۰] که همه این‌ها می‌توانند درنهایت منجر به احساس تنهایی شوند. از طرفی پژوهش‌ها نشان داده‌اند، دوسوگرایی در ابرازگری هیجان با ابرازگری هیجان همبستگی منفی دارد [۴۱] و می‌تواند منجر به بازداری و نشخوار در ابراز هیجان شود [۴۲]. دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی بهترین نشانه تعارض بالا است. تجربهٔ تعارض، افزون بر پیامدهای زیست‌شناختی و روان‌شناختی، پیامدهای میان فردی چشمگیری نیز دارد [۴۱] که ناتوانی در برقراری و حفظ روابط رضایت‌بخش با دیگران یا تنهایی یکی از این پیامدهای میان فردی است که این موضوع در پژوهش‌های متعددی نشان داده شده است [۴۳، ۴۴].

از طرف دیگر یکی از عوامل مهمی که در ایجاد دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی می‌تواند نقش داشته باشد، روان زخم است [۴۵] که پژوهش‌های متعددی این مسئله را موردبررسی قرار داده‌اند. کاروالهو فرناندو[5] و همکاران [۴۶] معتقدند،ترومای دوران کودکی از طریق تحت‌تأثیر قرار دادن فرایندهای اساسی تنظیم هیجان باعث دشواری در تنظیم هیجان و استفاده از راهبردهای نادرست تنظیم هیجانی می‌شود. میچالک[6] و همکاران [۴۷] نیز معتقدند، مشکلات و آسیب‌های نخستین می‌توانند تأثیرات منفی عمیقی را بر رشد عاطفی و هیجانی کودک داشته

1 . Hecht & Baum.
2 . Hodny.
3 . Sharma.
4 . King & Emmons.
5 . Carvalho Fernando.
6 . Michalek.

باشند؛ بنابراین با توجه به گفته‌های فوق می‌توان این احتمال را داد که دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی ممکن است بین روان زخم و احساس تنهایی نقش میانجی داشته باشد.

هر رابطهٔ عاشقانه موفقیت‌آمیز نیست؛ به‌عبارت‌دیگر عشق و فقدان دو روی یک سکه هستند، بی‌تردید هر رابطه‌ای با مرگ یا جدایی خاتمه می‌یابد و تجربهٔ عشق به رویارویی اجتناب‌پذیر یا فقدان می‌انجامد؛ سوگ رمانتیک می‌تواند در خلال هر رابطه‌ای اتفاق بیفتد [۴۸] که درنهایت ممکن است منجر به احساس تنهایی طرفین شود. احساس تنهایی با مشکلات جسمانی و روان‌شناختی بسیاری، همچون افسردگی، خودکشی، خشم، سو مصرف مواد، عزت‌نفس پایین، خستگی، اضطراب، ناشاد زیستن، احساس بدبختی [۱۱-۱۳] مرتبط بوده و تهدیدی برای سلامت روان، به کامی و کارکرد روانی اجتماعی فرد به شمار می‌آید. باوجود اهمیت اساسی احساس تنهایی در افراد با تجربهٔ سوگ رمانتیک در تحقیقات قبل تعیین‌گرهای احساس تنهایی در این افراد روشن نشده است؛ از طرف دیگر پژوهشی که به بررسی نقش سبک‌های دلبستگی و دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی در رابطه بین روان زخم و احساس تنهایی پرداخته باشد، وجود ندارد. بدین ترتیب در این پژوهش به دنبال بررسی رابطهٔ بین روان زخم با احساس تنهایی در افراد با تجربهٔ سوگ رمانتیک با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی بین فردی و دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی در قالب یک مدل مفروض هستیم.

## روش

### نوع پژوهش

پژوهش حاضر از نوع تحقیقات توصیفی- همبستگی و مقطعی است.

### آزمودنی

### جامعهٔ آماری و نمونه پژوهش

جامعهٔ آماری این پژوهش را کلیهٔ دانشجویان دختر و پسر محصل دانشگاه تبریز در سال تحصیلی ۱۳۹۹_۱۴۰۰ تشکیل دادند که از این میان به روش نمونه‌گیری در دسترس، نمونهٔ اولیه‌ای به حجم ۸۰۰ نفر انتخاب شد که بعد از تکمیل پرسش‌نامه‌ها افرادی که نمرهٔ سوگ رمانتیک آن‌ها یک انحراف معیار بالاتر از میانگین در نمرهٔ کل این پرسش‌نامه بودند به‌عنوان نمونه اصلی پژوهش یعنی افراد دارای تجربهٔ سوگ رمانتیک انتخاب شدند که تعداد آن‌ها برابر با ۲۱۹ نفر بود و کار تحلیل آماری با توجه به اهداف این پژوهش فقط بر روی آن‌ها انجام شد. با توجه به روش تحلیل داده‌ها یعنی مدل‌یابی معادلات ساختاری این حجم از نمونه با توجه به نظر چو و بنتلر [۴۹]، مبنی بر اینکه حداقل حجم نمونهٔ لازم جهت انجام مدل‌یابی معادلات ساختاری باید ۲۰۰ نفر باشد کفایت می‌کند. ملاک‌های ورود تحقیق عبارت بود از؛ دانشجو بودن، دامنهٔ سنی ۱۸_۴۰ ساله، نمرهٔ سوگ رمانتیک یک انحراف معیار بالاتر از میانگین و مصاحبهٔ کوتاه توسط یک روان‌شناس بالینی جهت اطمینان از تجربهٔ سوگ رمانتیک و ملاک‌های خروج نیز شامل سابقه اختلالات سایکوتیک و ابتلا به بیماری جسمی مزمن بود.

### ابزارهای پژوهش

**پرسش‌نامهٔ ترومای دوران کودکی**[1]: پرسش‌نامهٔ ترومای دوران کودکی (CTQ) توسط برنشتاین[2] و همکاران [۵۰]، به‌منظور سنجش آسیب‌ها و ترومای دوران کودکی طراحی شده است. این پرسش‌نامه یک ابزار غربالگری برای آشکارکردن اشخاص دارای تجربیات سوءاستفاده و غفلت دوران کودکی است. این پرسش‌نامه هم برای بزرگ‌سالان و هم برای نوجوانان قابل‌استفاده است. این پرسش‌نامه پنج نوع از بدرفتاری در دوران کودکی را موردسنجش قرار می‌دهد که عبارت‌اند از سوءاستفاده جنسی، سوءاستفاده جسمی، سوءاستفاده عاطفی و غفلت عاطفی و غفلت جسمی. پرسش‌نامهٔ ترومای دوران کودکی ۲۸ پرسش دارد که از این میان ۲۵ پرسش برای سنجش مؤلفه‌های اصلی پرسش‌نامه به کار می‌روند و ۳ پرسش آن برای تشخیص افرادی که مشکلات دوران کودکی خود را انکار می‌کنند. نمرات بالا در پرسش‌نامه نشان‌دهندهٔ تروما یا آسیب بیشتر و نمرات کمتر نشانهٔ آسیب یا ترومای دوران کودکی کمتر است. دامنهٔ نمرات برای هر یک از زیر مقیاس‌ها ۵ تا ۲۵ و برای کل پرسش‌نامه ۲۵ تا ۱۲۵ است. در پژوهش برنشتاین و همکاران [۵۰]، ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه بر روی

1 . Childhood Trauma Questionnaire (CTQ).
2 . Bernstein.

گروهی از نوجوانان برای ابعاد سوءاستفاده عاطفی، سوءاستفاده جسمی، سوءاستفاده جنسی، غفلت عاطفی و غفلت جسمی به ترتیب برابر با ۰/۸۷، ۰/۸۶، ۰/۹۵، ۰/۸۹ و ۰/۷۸ بود . همچنین روایی هم‌زمان آن با درجه‌بندی درمانگران از میزان تروماهای کودکی در دامنهٔ ۰/۵۹ تا ۰/۷۸ گزارش‌شده است. در ایران و در پژوهش انفعال و همکاران [۵۱]، روایی محتوایی و صوری و ملاکی این پرسش‌نامه مناسب ارزیابی شده است. ابراهیمی و همکاران [۵۲] نیز آلفای کرونباخ این پرسش‌نامه را از ۰/۸۱ تا ۰/۹۸ برای مؤلفه‌های پنج‌گانه آن گزارش کرده‌اند.

**مقیاس تجدیدنظر شده دلبستگی بزرگ‌سالان[1]:** این پرسش‌نامه در سال ۱۹۹۰ م توسط کولینز و رید[2] تهیه‌شده و مبنای نظری آن نظریهٔ دلبستگی هازن و شیور است. این مقیاس شامل خودارزیابی از مهارت‌های ایجاد روابط و خود توصیفی شیوه شکل‌دهی روابط دلبستگی نسبت به نگاره‌های دلبستگی نزدیک است و مشتمل بر ۱۸ ماده بوده و از طریق علامت‌گذاری بر روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای از نوع لیکرت (به‌هیچ‌وجه با خصوصیات من تطابق ندارد برابر است با ۱ تا کاملاً با خصوصیات من تطابق دارد برابر است با ۵) سنجیده می‌شود. این پرسش‌نامه سه زیرمقیاس دارد: الف. نزدیکی (معادل سبک دلبستگی ایمن): میزانی که اعتماد آزمودنی را به دیگران می‌سنجد؛ ب. وابستگی (معادل عکس دلبستگی اجتنابی): میزان آسایش در رابطه، صمیمیت و نزدیکی هیجانی را اندازه‌گیری می‌کند؛ ج. اضطراب (معادل سبک دلبستگی اضطرابی-دوسوگرا): ترس از داشتن رابطه را در ارتباط‌ها می‌سنجد. دامنهٔ نمرات در این مقیاس بین ۱۸ تا ۹۰ متغیر است. ضریب پایایی باز آزمایی این آزمون برای هریک از سه زیر مقیاس نزدیکی، وابستگی و اضطراب به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۷۱ و ۰/۵۲ گزارش‌شده است [۵۳]. کولینز و رید [۵۳] نشان دادند، زیر مقیاس‌های نزدیک بودن، وابستگی و اضطراب در فاصله زمانی دو ماه و حتی ۸ ماه پایدار ماندند. در ایران و در پژوهش عسگری زاده و همکاران [۵۴]، روایی محتوایی، واگرا و همگرا برای این مقیاس در حد مطلوب گزارش شده‌اند. همچنین در پژوهش پاکدامن [۵۵]، میزان اعتبار این آزمون بر اساس نتایج حاصل از دو بار اجرای این پرسش‌نامه با فاصله زمانی یک ماه ۰/۹۵ به دست آمد.

**پرسش‌نامهٔ دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی[3]:** پرسش‌نامهٔ دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی (AEQ) توسط کینگ و امونز [۵۶] به‌منظور بررسی اهمیت نقش دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی در سلامت، طراحی شد."پرسش‌نامهٔ دو سو گرایی در ابرازگری هیجان ۲۸ ماده دارد که ۱۶ ماده آن مربوط به دو سوگرایی در ابرازگری هیجان مثبت و ۱۲ ماده آن مربوط به دو سوگرایی در ابراز هیجان‌های مرتبط با حق‌به‌جانب بودن (هیجان‌هایی مانند حسادت و خشم) است. گویه‌های پرسش‌نامه روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرتی از ۱ (هرگز) تا ۵ (همیشه) نمره‌گزاری می‌شوند. دامنهٔ نمرات از ۲۸ تا ۱۴۰ متغیر است. طراحان این پرسش‌نامه در پژوهش خود روایی این پرسش‌نامه را مطلوب گزارش کرده‌اند. همچنین اعتبار این پرسش‌نامه با استفاده از روش همسانی درونی و محاسبه ضریب آلفای کرونباخ بررسی شد که مقدار آن برای کل مقیاس و زیر مقیاس‌های دو سو گرایی در ابراز هیجان مثبت و دو سو گرایی در ابراز هیجان‌های مرتبط با حق‌به‌جانب بودن به ترتیب ۸۷٪، ۸۳٪، ۷۷٪ به دست آمد و بیانگر آن است که مقیاس مذکور دارای همسانی درونی بالایی است [۵۶]. در ایران علوی و همکاران [۵۷]، روایی همگرای این پرسش‌نامه را مطلوب گزارش کرده‌اند. همچنین رفیعی نیا [۵۸]، ضریب آلفای کرونباخ را برای کل پرسش‌نامه ۰/۸۷ و برای خرده مقیاس‌های دوسوگرایی در ابراز هیجان‌های مثبت و دوسوگرایی در ابراز هیجان‌های مرتبط با حق‌به‌جانب بودن، به ترتیب ۰/۸۳ و ۰/۷۷ گزارش کرده است.

**مقیاس احساس تنهایی اجتماعی و عاطفی بزرگ‌سالان[4]:** مقیاس احساس تنهایی اجتماعی و عاطفی بزرگ‌سالان توسط دی‌توماسو[5] و همکاران [۵۹] تهیه شد. این مقیاس شامل ۱۴ گویه و سه زیر مقیاس احساس تنهایی رمانتیک، احساس تنهایی خانوادگی و احساس تنهایی اجتماعی است. حاصل‌جمع نمرات احساس تنهایی

1 . Revised Adult Attachment Scale (RAAS).
2 . Collins and Read.
3 . Ambivalence Over the Expression of Emotion Questionnaire (AEQ).
4 . Social and Emotional Loneliness Scale for Adults.
5 . DiTommaso.

رمانتیک و خانوادگی نشان‌دهندهٔ نمرهٔ فرد در احساس تنهایی عاطفی است. در مقابل هر گویه طیف ۵ گزینه‌ای از کاملاً مخالفم (نمرهٔ ۱) تا کاملاً موافقم (نمرهٔ ۵) قرار دارد. کسب نمره در هر یک از ابعاد این مقیاس نشان‌دهندهٔ احساس تنهایی بیشتر در آن بعد است. دامنهٔ نمرات در این مقیاس بین ۱۴ تا ۷۰ متغیر می‌باشد. دی توماسو و همکاران [۵۹]، روایی همزمان و سازه این مقیاس را مطلوب گزارش کردند. آن‌ها همچنین ضریب آلفای کرونباخ را بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۰ گزارش کردند که از همسانی درونی مناسب این مقیاس حکایت دارد. در ایران سلیمی و همکاران [۶۰]، روایی همگرا و واگرای این پرسش‌نامه را مطلوب گزارش کرده‌اند. آن‌ها همچنین ضریب آلفای کرونباخ را برای ابعاد احساس تنهایی رمانتیک، خانوادگی و اجتماعی به ترتیب برابر ۰/۹۲، ۰/۸۴ و ۰/۷۸ گزارش کردند.

**پرسش‌نامهٔ نشانگان ضربه عشق**[1]: پرسش‌نامهٔ نشانگان ضربه عشق (LTSI) یک پرسش‌نامه خود گزارش دهی است که توسط دهقانی و همکاران [۶۱]، با طیف نمره‌گذاری لیکرتی (از کاملاً نادرست با نمرهٔ ۱ تا کاملاً درست با نمرهٔ ۵) به‌منظور ارزیابی علایم سوگ ناشی از فروپاشی روابط رمانتیک تدوین‌شده است. این پرسش‌نامه ۴۵ ماده دارد و شامل یک مقیاس کلی و سه خرده مقیاس شامل علایم شناختی، هیجانی و رفتاری سوگ است. دامنهٔ نمرات در این پرسش‌نامه بین ۴۵ تا ۲۲۵ می‌باشد. روایی محتوایی این پرسش‌نامه توسط سه متخصص در این زمینه مورد بررسی قرار گرفت و مورد تائید آن‌ها بود. همچنین آلفای کرونباخ به‌منظور ارزیابی پایایی پرسش‌نامه در حد مناسبی بر روی یک نمونهٔ دانشجویی ۰/۷۹ به دست آمد، ضریب پایایی از طریق باز آزمایی بافاصلهٔ یک هفته بر روی همین گروه ۰/۸۱ به دست آمد [۶۱].

**شیوه انجام پژوهش**

بعد از انتخاب آزمودنی‌ها و پس از تشریح اهداف پژوهش و جلب مشارکت و همکاری آن‌ها، محققین فرم کتبی رضایت‌نامه شرکت در مطالعه را که در ابتدای پرسشنامه قرار داشت به شرکت‌کنندگان دادند و از آن‌ها رضایت کتبی و شفاهی دریافت کردند سپس پرسشنامه‌ها در اختیار شرکت‌کنندگان قرار گرفت و از آن‌ها خواسته شد که به‌دقت پرسش‌ها را مطالعه نموده و پاسخ‌های موردنظر را متناسب با ویژگی‌ها، باورها، احساسات، تجارب و رفتار خود انتخاب نمایند و پرسشی را تا حد امکان بی‌جواب نگذارند. همچنین جنبهٔ محرمانه بودن اطلاعات حاصل با آزمودنی‌ها در میان گذاشته شد و به آن‌ها اطمینان داده شد که مطالب گزارش‌شده از خصیصه‌های روان‌شناختی‌شان در اختیار مرکز یا فرد خاصی قرار داده نخواهد شد. کد اخلاقی این تحقیق نیز از کمیته‌ی اخلاق دانشگاه تبریز گرفته شد (IR.TABRIZU.REC.1400.006).

**شیوه تحلیل داده‌ها**

جهت طبقه‌بندی، پردازش و تحلیل داده‌ها و بررسی فرضیه‌های پژوهش از نرم‌افزار آماری spss-26 و SMARTPLS-3 استفاده شد. برازش مدل فرضی با کاربرد روش مدل‌یابی معادلات ساختاری (SEM) مورد آزمون قرار گرفت. قبل از انجام تحلیل، پیش‌فرض‌های مرتبط با روش آماری SEM بررسی شدند تا از قابلیت انجام تحلیل روی داده‌ها اطمینان حاصل شود. در پژوهش حاضر به لحاظ اینکه کلیه ابزارهای مورداستفاده جهت اندازه‌گیری متغیرها از صفر قراردادی برخوردار بوده و فواصل نمرات از یکدیگر برابر فرض شده است؛ لذا مقیاس اندازه‌گیری همه متغیرها در حد فاصله‌ای بود درنتیجه پیش‌فرض فاصله‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری متغیرهای وابسته محقق شد. آزمون تک نمونه‌ای کالموگروف – اسمیرنف نشان می‌دهد، پیش‌فرض نرمال بودن توزیع متغیرهای موردمطالعه در حد نرمال است، چراکه مقادیر z محاسبه‌شده در همه متغیرها در سطح $P<0/01$ معنی‌دار نشد. شاخص تحمل (Tolerance) و شاخص تورم واریانس (VIF) نشان دادند، پیش‌فرض هم خطی چندگانه متغیرهای پیش‌بین در مطالعهٔ حاضر محقق شده است، چراکه مقادیر VIF در همه متغیرها از حد بحرانی (۲) کوچک‌تر بوده و مقادیر Tolerance در همه متغیرها به حد مطلوب (۱) نزدیک است. آزمون دوربین - واتسون نشان داد، پیش‌فرض استقلال منابع خطای متغیرهای موردمطالعه محقق شده است چراکه مقدار دوربین - واتسون در حد مطلوب (مابین ۱/۵ و ۲/۵) قرار گرفته است. ازآنجاکه کلیهٔ پیش‌فرض‌های روش مدل‌یابی معادلات ساختاری محقق شده است؛ لذا برای بررسی برازش مدل اندازه‌گیری شده با مدل نظری از این روش استفاده شد.

1 . Love Trauma Symptom Inventory (LTSI).

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٠٤-١٨٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204

**یافته‌ها**

میانگین سنی شرکت‌کنندگان در پژوهش حاضر برابر با ۲۵/۷۹ (با انحراف معیار ۵/۷۶) بود. همچنین در جدول ۱ توزیع فراوانی متغیرهای جنسیت و وضعیت تأهل نمونه پژوهش گزارش شده است. برای توصیف داده‌ها از شاخص‌های مرکزی و پراکندگی به‌ویژه میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه استفاده شده است. نتایج این بخش در جدول ۲ ارائه شده است.

**جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونهٔ پژوهش**

| متغیر | طبقه | فراوانی | درصد |
|---|---|---|---|
| جنسیت | مرد | ۷۷ | ۳۵/۲ |
| | زن | ۱۴۲ | ۶۴/۸ |
| | کل | ۲۱۹ | ۱۰۰/۰ |
| وضعیت تأهل | مجرد | ۱۷۶ | ۸۰/۴ |
| | متأهل | ۳۹ | ۱۷/۸ |
| | مطلقه | ۴ | ۱/۸ |
| | کل | ۲۱۹ | ۱۰۰/۰ |
| تحصیلات | فوق‌دیپلم | ۳۴ | ۱۵/۵ |
| | کارشناسی | ۹۳ | ۴۲/۵ |
| | ارشد کارشناسی | ۹۲ | ۴۲/۰ |
| | کل | ۲۱۹ | ۱۰۰/۰ |

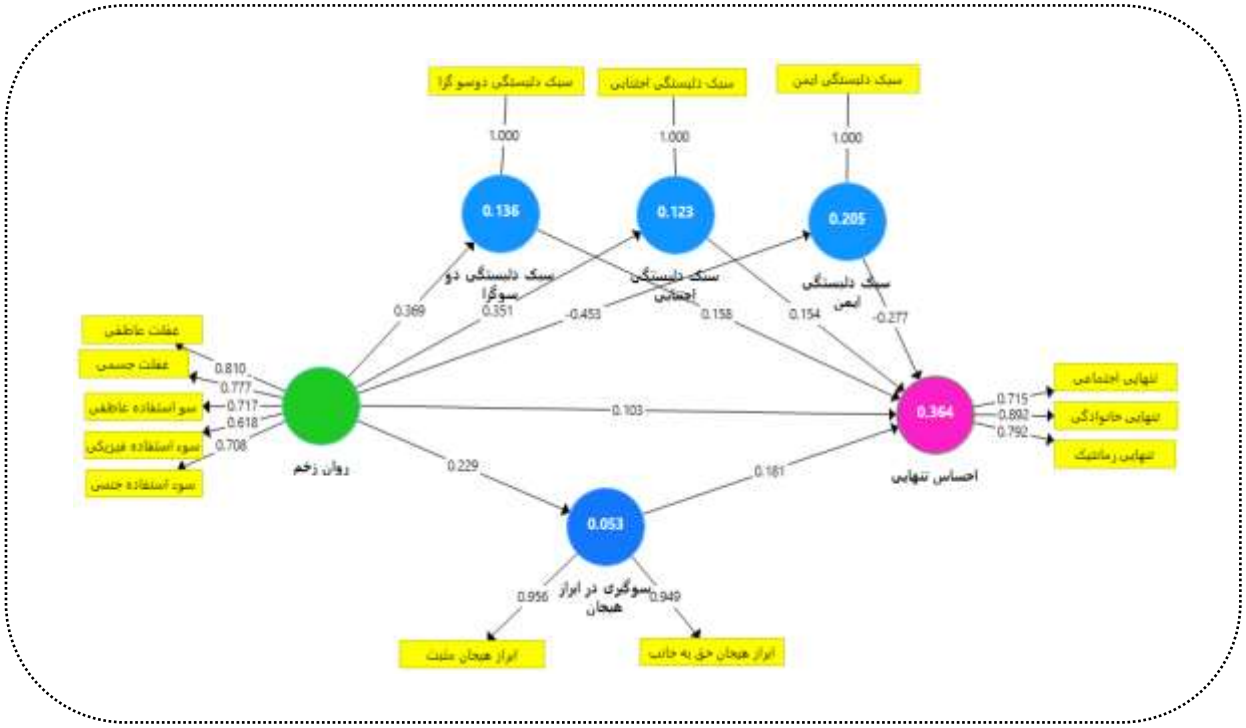
**جدول ۲. شاخص‌های مرکزی و پراکندگی متغیرها**

| متغیر | ابعاد | تعداد | کمینه | بیشینه | میانگین | انحراف معیار |
|---|---|---|---|---|---|---|
| روان زخم | سوءاستفاده عاطفی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۱۷/۰۰ | ۷/۰۷۳۱ | ۲/۵۲۵۸۶ |
| | سوءاستفاده فیزیکی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۱۲/۰۰ | ۵/۶۸۹۵ | ۱/۳۵۶۰۷ |
| | سوءاستفاده جنسی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۱۵/۰۰ | ۶/۳۷۴۴ | ۲/۱۴۳۱۵ |
| | غفلت عاطفی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۲۲/۰۰ | ۹/۳۳۳۳ | ۳/۷۵۴۳۰ |
| | غفلت جسمی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۱۹/۰۰ | ۶/۹۲۲۴ | ۲/۳۳۴۱۱ |
| | کل (روان زخم) | ۲۱۹ | ۲۵/۰۰ | ۷۶/۰۰ | ۳۵/۳۰۱۴ | ۸/۶۰۴۴۹ |
| دوسوگرایی در ابراز هیجان | ابراز گری مثبت | ۲۱۹ | ۲۰/۰۰ | ۷۲/۰۰ | ۴۶/۵۴۳۴ | ۹/۹۰۰۵۰ |
| | ابراز گری حق‌به‌جانب | ۲۱۹ | ۱۲/۰۰ | ۵۶/۰۰ | ۳۵/۰۱۳۷ | ۸/۵۲۰۶۱ |
| سبک‌های دلبستگی | دلبستگی دو سوگرا | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۲۱/۰۰ | ۱۱/۱۸۷۲ | ۴/۲۴۵۵۲ |
| | دلبستگی اجتنابی | ۲۱۹ | ۴/۰۰ | ۲۱/۰۰ | ۱۱/۱۵۹۸ | ۴/۲۱۷۳۸ |
| | دلبستگی ایمن | ۲۱۹ | ۴/۰۰ | ۲۰/۰۰ | ۱۰/۶۵۷۵ | ۳/۹۴۸۸۲ |
| احساس تنهایی | تنهایی رمانتیک | ۲۱۹ | ۴/۰۰ | ۲۰/۰۰ | ۱۰/۸۱۷۴ | ۳/۹۱۳۴۵ |
| | تنهایی خانوادگی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۲۲/۰۰ | ۱۱/۰۳۲۰ | ۳/۲۳۵۹۶ |
| | تنهایی اجتماعی | ۲۱۹ | ۵/۰۰ | ۲۱/۰۰ | ۱۱/۱۲۷۹ | ۲/۶۷۰۲۷ |
| | کل (احساس تنهایی) | ۲۱۹ | ۱۴۱/۰۰ | ۲۱۳/۰۰ | ۱۷۷/۲۳۷۴ | ۱۹/۹۲۸۹۶ |

همچنین جهت مشاهده رابطهٔ میان متغیرهای پژوهش از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد و نتایج نشان داد بین تمامی متغیرهای پژوهش رابطه معنی‌داری وجود دارد. جزئیات نتایج در جدول ۳ آورده شده‌اند.

**جدول ۳. ماتریس همبستگی متغیرها**

| ردیف | متغیر | ۱ | ۲ | ۳ | ٤ | ٥ | ٦ | ۷ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | روان زخم | ۱ | | | | | | |
| ۲ | ابراز گری مثبت | ۰/۲۰۳** | ۱ | | | | | |
| ۳ | ابراز گری حق‌به‌جانب | ۰/۲۱۰** | ۰/۸۱۴** | ۱ | | | | |
| ۴ | دلبستگی دو سوگرا | ۰/۳۵۱** | ۰/۱۶۸* | ۰/۱۷۱* | ۱ | | | |
| ۵ | دلبستگی اجتنابی | ۰/۳۴۶** | ۰/۲۵۷** | ۰/۲۶۵** | ۰/۳۴۲** | ۱ | | |
| ۶ | دلبستگی ایمن | -۰/۴۵۷** | -۰/۲۶۰** | -۰/۲۵۵** | -۰/۳۶۱** | -۰/۴۴۰** | ۱ | |
| ۷ | احساس تنهایی | ۰/۳۷۴** | ۰/۳۵۰** | ۰/۳۱۰** | ۰/۳۶۹** | ۰/۴۲۱** | -۰/۵۰۶** | ۱ |




**شکل ۱. روابط علی -ساختاری متغیرها**

قبل از طراحی مدل اندازه‌گیری و ساختاری اثر روان زخم بر احساس تنهایی مورد بررسی قرار گرفت و یافته‌ها حاکی از تأثیر معنی‌دار و مثبت روان زخم بر احساس تنهایی بود.

**بررسی مدل‌های اندازه‌گیری (معناداری بارهای عاملی):** در این قسمت به ارزیابی بار عاملی نشانگرها پرداخته‌ایم تا اطمینان حاصل کنیم که بزرگ‌تر از ۰/۵ (حداقل مقدار قابل‌قبول بار عاملی استاندارد) هستند. با توجه به شکل ۱ مشاهده می‌شود که کلیهٔ بارهای عاملی بیشتر از ۰/۵ بوده و دارای تفاوت معنی‌داری با صفر هستند (p<۰/۰۰۱).

**بررسی برازش مدل ساختاری:** جهت بررسی برازش مدل پیشنهادی با داده‌ها از شاخص‌های برازش استفاده شد. مقدار این شاخص‌ها در جدول ۴ آورده شده‌اند.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٠٤-١٨٩
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204

مندرجات جدول (۴) نشان می‌دهند، مدل مفروض با داده‌ها برازش نسبتاً مطلوبی دارد چراکه مقدار ریشهٔ میانگین مجذور خطای برآورد (RMSEA) در حد نسبتاً مطلوب (کوچک‌تر از ۰/۰۸) قرار دارد و مقدار نسبت x2 /df در حد مطلوب (کوچک‌تر از ۳) است. از سویی، مقدار شاخص نیکویی برازش (GFI) و شاخص برازش تطبیقی (CFI) در حد مطلوب (بزرگ‌تر از ۰/۹۰) بوده است؛ بنابراین می‌توان استنباط کرد، روان زخم به‌واسطهٔ سبک‌های دلبستگی و دوسوگرایی در ابرازگری عاطفی می‌تواند تغییرات احساس تنهایی را به‌طور معنی‌داری تبیین کند. لازم به ذکر است، با توجه به اینکه مقدار شاخص‌ها در حد مطلوبی بود نیازی به اصلاح مدل مفروض نبود و مدل اولیه تائید شد.

همچنین ضرایب استاندارد مسیرهای مستقیم و غیرمستقیم بین متغیرهای پژوهش به ترتیب در جدول ۵ و ۶ آورده شده‌اند.

**جدول ۴. شاخص‌های برازش داده‌ها با مدل مفروض**

| شاخص برازش | مقدار به‌دست‌آمده | مقدار قابل‌قبول |
|---|---|---|
| خی دو | ۱۹۵/۶۶۸ (درجه آزادی برابر با ۱۲۱) | غیر معنی‌دار |
| نسبت خی دو به درجه آزادی | ۱/۶۱ | کوچک‌تر از ۳ |
| CFI | ۰/۹۵ | بزرگ‌تر از ۰/۹۰ |
| GFI | ۰/۹۴ | بزرگ‌تر از ۰/۹۰ |
| RMSEA | ۰/۰۵۶ | کوچک‌تر از ۰/۰۸ |

**جدول ۵. ضرایب استاندارد مستقیم برآورد شده از طریق روش OLS بین متغیرهای پژوهش**

| مسیر | ضریب استاندارد | انحراف معیار | T | p |
|---|---|---|---|---|
| روان زخم -> احساس تنهایی | ۰/۱۰۳ | ۰/۰۹۳ | ۱/۰۹۹ | ۰/۲۷۳ |
| روان زخم -> سبک دلبستگی اجتنابی | ۰/۳۵۱ | ۰/۰۵۱ | ۶/۸۴۵ | ۰/۰۰۰۱ |
| روان زخم -> سبک دلبستگی ایمن | -۰/۴۵۳ | ۰/۰۴۹ | ۹/۳۰۹ | ۰/۰۰۰۱ |
| روان زخم -> سبک دلبستگی دو سوگرا | ۰/۳۶۹ | ۰/۰۵۸ | ۶/۳۷۹ | ۰/۰۰۰۱ |
| روان زخم -> دوسوگرایی در ابراز گری عاطفی | ۰/۲۲۹ | ۰/۰۵۹ | ۳/۹۰۱ | ۰/۰۰۰۱ |
| سبک دلبستگی اجتنابی -> احساس تنهایی | ۰/۱۵۴ | ۰/۰۶۳ | ۲/۴۴۶ | ۰/۰۱۵ |
| سبک دلبستگی ایمن -> احساس تنهایی | -۰/۲۷۷ | ۰/۰۶۹ | ۳/۹۹۸ | ۰/۰۰۰۱ |
| سبک دلبستگی دو سوگرا -> احساس تنهایی | ۰/۱۵۸ | ۰/۰۶۹ | ۲/۲۸۵ | ۰/۰۲۳ |
| دوسوگرایی در ابراز گری عاطفی -> احساس تنهایی | ۰/۱۸۱ | ۰/۰۵۰ | ۳/۵۹۶ | ۰/۰۰۰۱ |

ضرایب استاندارد مسیرهای مستقیم در جدول ۵ حاکی از آن است که مسیر روان زخم به احساس تنهایی ( β=۰/۱۰۳) در سطح آماری p<۰/۰۰۵ غیر معنی‌دار؛ اما مسیر روان زخم به سبک دلبستگی اجتنابی (β=۰/۳۵۱)، سبک دلبستگی ایمن (β=-۰/۴۵۳)، سبک دلبستگی دو سوگرا (β=۰/۳۹۶)، مسیر روان زخم به دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی(β=۰/۲۲۹)، مسیر سبک دلبستگی اجتنابی به احساس تنهایی (β=۰/۱۵۴)، مسیر سبک دلبستگی ایمن به احساس تنهایی (β=-۰/۲۷۷)، مسیر سبک دلبستگی دو سوگرا به احساس تنهایی (β=۰/۱۵۸) و مسیر دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی به احساس تنهایی (β=۰/۱۸۱) در سطح آماری p<۰/۰۰۵ معنی‌دار هستند.

**جدول ۶. نتیجه آزمون بوت استرپ به‌منظور بررسی ضرایب استاندارد مسیرهای غیرمستقیم**

| مسیر | ضریب استاندارد | انحراف معیار | T | p |
|---|---|---|---|---|
| روان زخم -> سبک دلبستگی اجتنابی -> احساس تنهایی | ۰/۰۵۴ | ۰/۰۲۲ | ۲/۴۵۲ | ۰/۰۱۵ |
| روان زخم -> سبک دلبستگی ایمن -> احساس تنهایی | ۰/۱۲۵ | ۰/۰۳۵ | ۳/۵۳۷ | ۰/۰۰۰۱ |
| روان زخم -> سبک دلبستگی دو سوگرا -> احساس تنهایی | ۰/۰۵۸ | ۰/۰۲۹ | ۲/۰۰۰ | ۰/۰۴۶ |
| روان زخم -> دوسوگرایی در ابراز گری عاطفی -> احساس تنهایی | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۱۶ | ۲/۶۴۸ | ۰/۰۰۸ |

همچنین باتوجه‌به مندرجات جدول ۶ و بر اساس نتایج بوت استراپ می‌توان گفت که سبک‌های دلبستگی (ایمن، اجتنابی و دوسوگرا) و همچنین دوسوگرایی در ابرازگری عاطفی رابطه بین روان زخم و احساس تنهایی را میانجی‌گری می‌کنند ($p<۰/۰۰۵$).

## بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی الگوی ساختاری احساس تنهایی بر اساس روان زخم در افراد با تجربهٔ سوگ رمانتیک با میانجی‌گری سبک‌های دلبستگی بین‌فردی و دو سوگرایی در ابرازگری هیجانی صورت گرفت. تحلیل مدل‌یابی معادلات ساختاری نشانگر این بود که روان زخم به‌صورت مستقیم بر احساس تنهایی تأثیر معنی‌داری ندارد. این نتایج با نتایج پژوهش‌های [۱۵]، [۱۶] و [۲۱-۱۹] نا همسو است. هایلند و همکاران [۱۵]، در پژوهش خود نشان دادند، روان زخم می‌تواند احساس تنهایی در بزرگ‌سالی را پیش‌بینی کند؛ اما در این پژوهش این یافته تائید نشد. شلوین و همکاران نیز [۱۶] در پژوهش خود نشان دادند که بین ترومای دوران کودکی و احساس تنهایی در بزرگ‌سالی رابطه وجود دارد که در پژوهش حاضر این یافته تائید نشد. گرین و همکاران [۱۹]، مورفی و همکاران [۲۰] و مرز و جک [۲۱] نیز در پژوهش‌های خود نشان دادند، بین روان زخم و احساس تنهایی رابطهٔ مستقیم و معنی‌داری وجود دارد. هرچند که در مدل ساختاری تحقیق مشخص شد که وقتی نقش میانجی متغیرهای دیگر در مدل در کنار نقش مستقیم آسیب‌های دوران کودکی (روان زخم) مطرح می‌شود، تأثیر مستقیم روان زخم بر احساس تنهایی معنی‌دار نیست، بااین‌حال نباید این بی‌تأثیری مستقیم را به نداشتن تأثیر معنی‌دار روان زخم بر احساس تنهایی تلقی کرد. چه‌بسا، زمانی که نقش میانجی متغیرهای دیگر مدنظر قرار می‌گیرد این تأثیر به‌صورت غیرمستقیم مطرح می‌شود و پژوهش حاضر درواقع، گامی نوین در جهت بررسی این مسئله بود.

نتایج پژوهش فعلی همچنین نشان داد؛ تمام سبک‌های دلبستگی نقش میانجی معنی‌داری در ارتباط بین روان زخم با احساس تنهایی دارند. این یافته نشان می‌دهد که آسیب‌های دوران کودکی با احتمال زیادی موجب می‌شود که فرد سبک دلبستگی ایمنی را تجربه نکند و این سبک دلبستگی ناایمن موجب می‌شود که او احساس تنهایی را تجربه کند. هرچند که در زمینهٔ تأثیر روان زخم بر سبک‌های دلبستگی و همچنین تأثیر سبک‌های دلبستگی بر احساس تنهایی پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است [۳۵-۳۷]؛ اما پژوهشی که به بررسی نقش میانجی سبک‌های دلبستگی در رابطه بین روان زخم و احساس تنهایی پرداخته باشد وجود ندارد. در تبیین این یافته می‌توان گفت؛ آسیب‌های دوران کودکی می‌تواند تأثیر زیادی بر رفتارهای دلبستگی داشته باشد [۳۵]. تجارب آسیب‌زای دوران کودکی، شامل انواع سوءاستفاده و غفلت، می‌توانند تجربهٔ رشد دلبستگی سالم با مراقب اولیه را از کودکان سلب کنند و کودک را مستعد داشتن سبک دلبستگی ناایمن می‌کنند [۳۶]. همچنین حامیان نظریهٔ دلبستگی اعتقاددارند که به‌احتمال‌زیاد سبک دلبستگی کودک بر اساس الگوهای فعال درونی از خود و چهرهٔ دلبستگی تا دوره بزرگ‌سالی تداوم داشته و در روابط بزرگ‌سالی فرد منعکس می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر دلبستگی‌های اولیه فرد ممکن است فرد را مستعد آن کند که ناخودآگاه همان نوع دلبستگی را در بزرگ‌سالی جستجو کند یا تکرار کند، با این امید که این تجارب جدید متفاوت باشد [۲۴، ۶۲]. به‌عنوان‌مثال، کودکانی که توسط یکی از منابع دلبستگی (مراقبان خود) آسیب دیده‌اند؛ ممکن است سعی کنند با جستجوی روابط نامناسب نزدیک با همسالان

یا بزرگ‌سالانی که ممکن است ایمن نباشند، تجربهٔ خود را اصلاح یا معکوس کنند که اغلب منجر به تجربیات دردناک اضافی به‌عنوان بدرفتاری یا رد انتظارات برای نزدیکی می‌شود [۶۳]. همچنین کودکانی که سوءاستفاده را تجربه کرده‌اند، ممکن است تجربه خیانت توسط یک شخص را به معنای قابل‌اعتماد نبودن کسی تعمیم دهند و این امر منجر به مشکلات در روابط همسالان یا بزرگ‌سالان دیگر می‌شود [۶۳]. درواقع، می‌توان نتیجه گرفت که روان زخم موجب می‌شود، کودکان سبک دلبستگی ناایمنی را تجربه کنند و این دلبستگی ناایمن در آینده موجب می‌شود که روابط عاشقانه و دوستانه آن‌ها تحت‌تأثیر این دلبستگی خود قرار بگیرد و آن‌ها نتوانند روابط امنی را تجربه کنند و این نوع از دلبستگی می‌تواند منجر به احساس تنهایی این افراد شود.

همچنین یافته‌های پژوهش نشان داد، دوسوگرایی در ابراز گری هیجانی توانست نقش میانجی معنی‌داری در ارتباط بین روان زخم با احساس تنهایی داشته باشد. این یافته به این معناست که آسیب‌های دوران کودکی به‌طور غیرمستقیم و از طریق دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی موجب احساس تنهایی می‌شوند؛ به‌عبارت‌دیگر، آسیب‌های دوران کودکی موجب می‌شود تا فرد در ابراز هیجان‌های خود، دو سوگرایی را تجربه کند و این دو سوگرایی موجب شود که فرد احساس تنهایی را بیشتر تجربه کند. هرچند که در زمینهٔ تأثیر روان زخم بر ابرازگری هیجانی و همچنین تأثیر ابرازگری هیجانی بر احساس تنهایی پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است [۴۰، ۴۴، ۴۶ و ۴۷]؛ اما پژوهشی که به بررسی نقش میانجی دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی در رابطه بین روان زخم و احساس تنهایی پرداخته باشد وجود ندارد. در تبیین این یافته می‌توان گفت؛ افراد ممکن است به دنبال تجربه پیامدهای منفی مکرر نظیر روان زخم از ابراز هیجانات خود جلوگیری کنند. این افراد ممکن است برای جلوگیری از عواقب منفی شخصی مانند طرد، انتقاد یا تحقیر، از اجتناب استفاده کنند [۶۴]. هنگامی‌که فرد اطلاعات هیجانی را فاش نمی‌کند، این اجتناب ابرازشده ممکن است به‌طور مداوم با فقدان عواقب منفی تقویت شود. بااین‌حال، ممکن است که این دو سوگرایی در ابراز هیجانات موجب شود که فرد در برابر افراد صمیمی نیز دو سوگرا باشد و این روند ابراز هیجانات ممکن است که موجب شود نتواند به‌راحتی احساسات خود را به‌درستی ابراز کند و درنتیجه فرد ممکن است از صمیمیت با دیگران اجتناب کند و این کار موجب احساس تنهایی فرد شود.

به‌طورکلی نتایج پژوهش نشان داد، روان زخم به‌واسطهٔ سبک‌های دلبستگی و دوسوگرایی در ابرازگری هیجانی قادر است تغییرات احساس تنهایی را در افراد با تجربهٔ سوگ رمانتیک، به‌طور معنی‌داری تبیین کند. روان زخم و یا ترومای دوران کودکی یک عامل زمینه‌ای بالقوه آسیب‌زا در ابتلا به مشکلات روان‌شناختی متعدد من‌جمله احساس تنهایی در بزرگ‌سالی است. هرچند که روان زخم شاید نتواند به‌صورت مستقیم بر احساس تنهایی تأثیر داشته باشد؛ اما از طریق پیامدهایی که برای فرد دارد می‌تواند به‌صورت غیرمستقیم بر آن اثرگذار باشد. ضربه‌ای که در پنج سال اول زندگی تجربه می‌شود از طریق اثرگذاری بر شکل‌گیری نوع سبک دلبستگی و همچنین نحوهٔ ابراز هیجانات درنهایت می‌تواند اثرات مخربی را بر سلامت روان فرد داشته باشد؛ بنابراین متخصصین حوزهٔ سلامت روان در کارهای درمانی خود در زمینهٔ احساس تنهایی، بر روی افرادی که سوگ رمانتیک را تجربه کرده‌اند، باید مداخلات درمانی لازم بر روی سبک‌های دلبستگی و همچنین ابرازگری هیجانی را نیز مدنظر قرار دهند.

## محدودیت‌ها و پیشنهادهای پژوهش

این پژوهش محدودیت‌هایی نیز دارد. از آنجایی که پژوهش فعلی به‌صورت مقطعی انجام شده است و باتوجه‌به اینکه طبیعت رابطه بین متغیرهای پژوهش از نوع همبستگی است، نباید استنباطی علی از یافته‌های تحقیق صورت بگیرد. همچنین همانند تمام پژوهش‌های مبتنی بر پرسش‌نامه، فرض بر صداقت پاسخ‌دهندگان در تکمیل پرسش‌نامه‌ها بود، این در حالی است که داده‌های خود سنجی همواره محدودیت‌های خاص خود را دارند. در پایان توصیه می‌شود مدل مفروض پژوهش بر روی سایر جوامع نیز موردمطالعه قرار بگیرد. همچنین توصیه می‌شود یک پژوهش طولی برای استنباط علی و قدرتمند از روابط بین متغیرها صورت گیرد. در پایان به متخصصان حیطه سلامت روان پیشنهاد می‌شود که از یافته‌های این پژوهش در مداخلات درمانی خود بر روی احساس تنهایی افراد تجربه کننده سوگ رمانتیک استفاده کنند.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

کلیه اصول اخلاق پژوهشی از جمله کسب رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان، اطمینان از محرمانه بودن اطلاعات و اعطای حق انصراف از پژوهش در این پژوهش رعایت شده است. همچنین قبل از انجام پژوهش، کد اخلاق تحقیق (IR.TABRIZU.REC.1400.006) از کمیتهٔ اخلاق دانشگاه تبریز اخذ شد.

### حامی مالی

این پژوهش از نظر مالی توسط هیچ موسسه‌ای حمایت نشده و تمامی هزینه‌ها بر عهده نویسندگان بوده است.

### سپاسگزاری

بدین‌وسیله از همه عزیزانی که ما را در اجرای این پژوهش یاری رساندند، نهایت تشکر و قدردانی را به عمل می‌آوریم.

## منابع

1- Gehl, K., Brassard, A., Dugal, C., Lefebvre, AA., Daigneault, I., Francoeur, A., Lecomte, T. Attachment and breakup distress: The mediating role of coping strategies. Emerging Adulthood, 2024 Feb; 12(1): 41-54. https://doi.org/10.1177/21676968231209232

2- Parija, AC. The Love-Breakup study: Defining love and exploring reasons for the breakup of romantic relationships. Journal of Health Sexuality and Culture, 2021 Nov 21; 7(2): 41-8. https://doi.org/10.5281/zenodo.6062843

3- Field, T. Romantic breakup distress, betrayal and heartbreak: A review. International Journal of Behavioral Research & Psychology, 2017 Nov 3; 5(2): 217-25. http://dx.doi.org/10.19070/2332-3000-1700038

4- Field, T., Poling, S., Mines, S., Diego, M., Bendell, D., Pelaez, M. Trauma symptoms following romantic breakups. Journal of Psychology & Clinical Psychiatry, 2021; 2(2): 37-42. http://dx.doi.org/10.15406/jpcpy.2021.12.00703

5- Andrew, N., Meeks, S. Fulfilled preferences, perceived control, life satisfaction, and loneliness in elderly long-term care residents. Aging & mental health, 2018 Feb 1; 22(2): 183-9. https://doi.org/10.1080/13607863.2016.1244804

6- Asher, S. R., Paquette, J. A. Loneliness and peer relations in childhood. Current directions in psychological science, 2003 Jun; 12(3): 75-8. https://doi.org/10.1111/1467-8721.01233

7- Heinrich, L.M., Gullone, E. The clinical significance of loneliness: A literature review. Clinical psychology review, 2006 Oct 1; 26(6): 695-718. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2006.04.002

8- Elhageen, A. A. M. Effect of interaction between parental treatment styles and peer relations in classroom on the feelings of loneliness among deaf children in Egyptian schools (dissertation). Germany: Tübingen. 2004. http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:21-opus-15407

9- Nayyar, S., Singh, B. Personality correlates of loneliness. Journal of the Indian Academy of Applied Psychology, 2011 Jan; 37(1): 163-8. https://www.researchgate.net/publication/286096402_Personality_correlates_of_loneliness

10- Erevik, E. K., Vedaa, Ø., Pallesen, S., Hysing, M., Sivertsen, B. The five-factor model's personality traits and social and emotional loneliness: Two large-scale studies among Norwegian students. Personality and Individual Differences, 2023 Jun 1; 207:112115. https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112115

11- Isik, K., Başoğul, C., Yildirim, H. The relationship between perceived loneliness and depression in the elderly and influencing factors. Perspectives in Psychiatric Care. 2021 Jan 1; 57(1). https://doi.org/10.1111/ppc.12572

12- Pitman, A. L., King, M. B., Marston, L., Osborn, D. P. The association of loneliness after sudden bereavement with risk of suicide attempt: A nationwide survey of bereaved adults. Social psychiatry and psychiatric epidemiology, 2020 Aug; 55: 1081-92. https://doi.org/10.1007/s00127-020-01921-w

13- Mushtaq, R., Shoib, S., Shah, T., Mushtaq, S. Relationship between loneliness, psychiatric disorders and physical health? A review on the psychological aspects of loneliness. Journal of clinical and diagnostic research: JCDR, 2014 Sep; 8(9): WE01. https://doi.org/10.7860/JCDR/2014/10077.4828

14- Bigham Lal Abadi, E., Basharpoor, S., Hajimoradi, R. The Mediating Role of Mindfulness in the Relationship Between Loneliness and Covid-19 Anxiety in Adolescents During the Covid-19 Epidemic. Clinical Psychology and Personality, 2022 Aug 23; 20(1): 89-102. https://doi.org/10.22070/cpap.2022.15570.1186 **[In Persian]**

15- Hyland, P., Shevlin, M., Cloitre, M., Karatzias, T., Vallières, F., McGinty, G., Fox, R., Power, JM. Quality not quantity: loneliness subtypes, psychological trauma, and mental health in the US adult population. Social psychiatry and psychiatric epidemiology, 2019 Sep; 54: 1089-99. https://doi.org/10.1007/s00127-018-1597-8

16- Shevlin, M., McElroy, E., Murphy, J. Loneliness mediates the relationship between childhood trauma and adult psychopathology: Evidence from the adult psychiatric morbidity survey. Social psychiatry and psychiatric epidemiology, 2015 Apr; 50:591-601. https://doi.org/10.1007/s00127-014-0951-8

17- Reyes, G., Elhai, JD., Ford, JD., editors. The encyclopedia of psychological trauma. Hoboken, NJ: Wiley; 2008 Sep 11. https://doi.org/10.1002/9781118269947

18- Terr, L. C. Childhood traumas: An outline and overview. Focus. 2003 Jul; 1(3): 322-34. https://doi.org/10.1176/foc.1.3.322

19- Green, J. G., McLaughlin, K. A., Berglund, P. A., Gruber, M.J., Sampson, N. A., Zaslavsky, A. M., Kessler, R. C. Childhood adversities and adult psychiatric disorders in the national comorbidity survey replication I: associations with first onset of DSM-IV disorders. Archives of general psychiatry, 2010 Feb 1; 67(2): 113-23. https://doi.org/10.1001/archgenpsychiatry.2009.186

20- Murphy, J., Shevlin, M., Adamson, G., Houston, J. E. From sexual abuse to psychosis: a pilot study exploring the social deafferentation hypothesis and the mediating role of avoidance, Psychosis, 2013 Feb 1; 5(1): 36-47. https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/17522439.2011.622781

21- Merz, E. M., Jak, S. The long reach of childhood. Childhood experiences influence close relationships and loneliness across life. Advances in life course research, 2013 Sep 1; 18(3): 212-22. https://doi.org/10.1016/j.alcr.2013.05.002

22- Ainsworth, M. S. Attachments beyond infancy. American psychologist, 1989 Apr; 44(4): 709. https://doi.org/10.1037//0003-066x.44.4.709

23- Shaver, P. R., Collins, N., Clark, C. L. Attachment styles and internal working models of self and relationship partners. InKnowledge structures in close relationships, 2014 Mar 5; 25-61. Psychology Press. https://psycnet.apa.org/record/1995-99111-002

24- Simpson, J. A., Rholes, W. S., Nelligan, J. S. Support seeking and support giving within couples in an anxiety-provoking situation: The role of attachment styles. Journal of personality and social psychology, 1992 Mar; 62(3): 434. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.62.3.434

25- Berlin, L. J., Cassidy, J., Belsky, J. Loneliness in young children and infant-mother attachment: A longitudinal study. Merrill-Palmer Quarterly (1982-), 1995 Jan 1: 91-103. https://www.jstor.org/stable/23087456

26- Bowlby, J. A. secure base: Clinical applications of attachment theory, London, Routledge. 1998. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=809802

27- Mikulincer, M., Nachshon, O. Attachment styles and patterns of self-disclosure. Journal of personality and social psychology, 1991 Aug; 61(2): 321. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.61.2.321

28- Stokes, J. P. The relation of loneliness and self-disclosure. Self-disclosure: Theory, research, and therapy. 1987:175-201. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-3523-6_9

29- Bartholomew, K., Horowitz, L. M. Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. Journal of personality and social psychology, 1991 Aug; 61(2): 226. https://doi.org/10.1037//0022-3514.61.2.226

30- Hecht, D. T., Baum, S. K. Loneliness and attachment patterns in young adults. Journal of Clinical Psychology, 1984 Jan; 40(1): 193-7. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198401)40:1%3C193::aid-jclp2270400136%3E3.0.co;2-2

31- Jalilian, K., Momeni, K., Jebraeili, H. The mediating role of early maladaptive schemas in the relationship between attachment styles and loneliness. BMC Psychol, 2023 Apr; 27; 11(1): 136. https://doi.org/10.1186/s40359-023-01172-9 **[In Persian]**

32- Borawski, D., Wajs, T., Sojka, K., Misztal, U. Interrelations between attachment styles, emotional contagion and loneliness, Journal of Family Issues, 2021 Sep; 42(9): 2064-82. https://doi.org/10.1177/0192513X20966013

33- Scott, M., Rossell, SL., Meyer, D., Toh, WL., Thomas, N. Childhood trauma, attachment and negative schemas in relation to negative auditory verbal hallucination (AVH) content. Psychiatry research. 2020 Aug 1; 290: 112997. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112997

34- Erozkan, A. The Link between Types of Attachment and Childhood Trauma. Universal journal of educational research, 2016; 4(5): 1071-9. http://dx.doi.org/10.13189/ujer.2016.040517

35- Kartal, F., Uğur, K., Mete, B., Demirkol, ME., Tamam, L. The relationship between the oxytocin level and rejection sensitivity, childhood traumas, and attachment styles in borderline personality disorder. Psychiatry Investigation, 2022 Mar; 19(3): 239. https://doi.org/10.30773/pi.2021.0358

36- Hodny, F., Prasko, J., Ociskova M, Vanek J, Holubova M, Sollar T, Nesnidal V. Attachment in patients with an obsessive-compulsive disorder. Neuroendocrinology Letters, 2021 Jan 1; 22(5): 283-91. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/34506091/

37- Sharma, S. K., Sayeed, N., Munda, S. K. Early Mal-Adaptive Schemas and Defense Mechanisms in Patients with Obsessive Compulsive Disorder, With and Without History of Childhood Sexual Abuse, International Journal of Indian Psychology, 2022 Aug 19; 10(3): 177-192. https://doi.org/10.25215/1003.016

38- Azadi A, Sanjarany S, Bakhshayesh AR. Girls' lived experience of childhood sexual abuse: A qualitative study. Clinical Psychology and Personality, 2023 Dec 22; 21(2): 49-58. https://doi.org/10.22070/cpap.2023.15789.1197 **[In Persian]**

39- King LA. Ambivalence over emotional expression and reading emotions in situations and faces. Journal of Personality and Social Psychology, 1998 Mar; 74(3): 753. https://doi.org/10.1037//0022-3514.74.3.753

40- Ghasemi Navab, A., Amiri, S., Azadmarzabadi, E. Comparison of emotion regulation strategies, emotional experience and ambivalence of emotional expression in soldiers with suicide attempts and normal. J Mil Med, 2017; 19(3): 282-90. https://militarymedj.bmsu.ac.ir/article_1000683.html?lang=en**[In Persian]**

41- King, L. A., Emmons, R.A. Conflict over emotional expression: psychological and physical correlates. Journal of personality and social psychology, 1990 May; 58(5): 864. https://doi.org/10.1037//0022-3514.58.5.864

42- Quinton S, Wagner HL. Alexithymia, ambivalence over emotional expression, and eating attitudes. Personality and individual differences, 2005 Apr 1; 38(5): 1163-73. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.paid.2004.07.013

43- Gholizadeh, N., Farokhzad, P. Predicting loneliness based on emotional expressions and emotional ambivalence. Family Pathology, Counseling and Enrichment Journal, 2020 Feb 10; 5(2): 23-44. http://dorl.net/dor/20.1001.1.24234869.1398.5.2.1.0 **[In Persian]**

44- Bruno, S., Lutwak, N., Agin, M. A. Conceptualizations of guilt and the corresponding relationships to emotional ambivalence, self-disclosure, loneliness and alienation. Personality and Individual Differences, 2009 Oct 1; 47(5): 487-91. https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.04.023

45- Holmes, H. Ambivalence over emotional expression, social constraints, and trauma as moderators of emotional awareness and expression training and relaxation training for individuals with irritable bowel syndrome. Wayne State University; 2016. https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2018.05.002

46- Carvalho Fernando, S., Beblo, T., Schlosser, N., Terfehr, K., Otte, C. Löwe B, Wolf OT, Spitzer C, Driessen M, Wingenfeld K. The impact of self-reported childhood trauma on emotion regulation in borderline personality disorder and major depression. Journal of Trauma & Dissociation, 2014 Aug 8; 15(4): 384-401. https://doi.org/10.1080/15299732.2013.863262

47- Michalek, J. E., Lisi, M., Awad, D., Hadfield, K., Mareschal, I., Dajani, R. The effects of a reading-based intervention on emotion processing in children who have suffered early adversity and war related trauma. Frontiers in psychology, 2021 Mar 24; 12: 613754. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.613754

48- Aghajani, MJ, Akbari B, Khalatbari J, Sadighi A. Effectiveness of group logo therapy on symptoms of love trauma and emotion cognitive regulation of the girls suffering from emotional failure. Armaghane danesh, 2018 Oct 10;23(4):428-44. http://armaghanj.yums.ac.ir/article-1-2060-en.html **[In Persian]**

49- Hoyle, R. H, editor. Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications. Sage; 1995 Feb 28. https://psycnet.apa.org/record/1995-97753-000

50- Bernstein, D. P., Stein J. A., Newcomb, M. D., Walker, E., Pogge, D., Ahluvalia, T., et al. Development and validation of a brief screening version of the Childhood Trauma Questionnaire. Child abuse & neglect, 2003 Feb 1; 27(2): 169-90. https://doi.org/10.1016/s0145-2134(02)00541-0

51- Enfael, N., Omidvar, B., Zarenejad, M. Predicting Borderline Personality Traits Based on Childhood Trauma and Family Emotional Atmosphere in Drug Addicts, Pajouhan Sci J 2021; 19 (3) :1-11. http://dx.doi.org/%E2%80%8E10.61186/psj.19.3.1 **[In Persian]**

52- Ebrahimi, H., Dejkam, M., Seghatoleslam, T. Childhood traumas and suicide attempt in adulthood. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology, 2014. http://ijpcp.iums.ac.ir/article-1-2090-en.html **[ In Persian]**

53- Collins, N. L., Read S. J. Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. Journal of personality and social psychology, 1990 Apr; 58(4): 644. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.58.4.644

54- Asgarizadeh, A, Pakdaman S, Hunjani M, Ghanbari S. Iranian adaptation of the revised adult attachment scale: Validity and reliability in the general population. Appl. Psychol, 2023 Jan 1; 17(2):167-91. https://doi.org/10.48308/apsy.2023.230293.1443 **[In Persian]**

55- Pakdaman Sh. Investigating the relationship between attachment and sociability in adolescence. Ph.D. Thesis. University of Tehran. 2001.

56- King LA, Emmons RA. Conflict over emotional expression: psychological and physical correlates. Journal of personality and social psychology, 1990 May; 58(5): 864. https://doi.org/10.1037//0022-3514.58.5.864

57- Alavi, KH., Asgharimoghadam, M. A., Rahiminezhad, A., & Farahani, H. Psychometric properties of ambivalence over emotional expression questionnaire, Journal of Research in Psychological Health, 2017 Apr; 11(1): 74-79. http://dx.doi.org/10.29252/rph.11.1.74 **In Persian]**

58- RafieeNia, P. The relationship between emotional expressiveness styles and general healt in students. M.A thesis, Tehran: Tarbiat Modares University. 2002. **[In Persian]**

59- DiTommaso, E., Brannen, C., Best, L. A. Measurement and validity characteristics of the short version of the social and emotional loneliness scale for adults. Educational and Psychological Measurement, 2004 Feb; 64(1): 99-119. http://dx.doi.org/10.1177/0013164403258450

60- Salimi, A. R., Joukar, B., Nikpour, R. Internet and communication: Perceived social support and loneliness as antecedent variables, 2010; 5(3): 81. https://www.magiran.com/p697264 **[In Persian]**

61- Dehghani, M., Atef-Vahid, M. K., Gharaee, B. Efficacy of short–term anxiety-regulating psychotherapy on love trauma syndrome. Iranian journal of psychiatry and behavioral sciences, 2011; 5(2): 18. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/24644443/ **[In Persian]**

62- Khan, F., Chong, J. Y., Theisen, J. C., Fraley, R.C., Young, J.F., Hankin, B.L. Development and change in attachment: A multiwave assessment of attachment and its correlates across childhood and adolescence. Journal of Personality and Social Psychology, 2020 Jun; 118(6): 1188. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/pspi0000211

63- Cohen, L.J., Ardalan, F., Tanis, T., Halmi, W., Galynker, I., Von Wyl, A., Hengartner, M. P. Attachment anxiety and avoidance as mediators of the association between childhood maltreatment and adult personality dysfunction. Attachment & human development, 2017 Jan 2; 19(1): 58-75. https://doi.org/10.1080/14616734.2016.1253639

64- Kennedy-Moore, E., Watson, J. C. How and when does emotional expression help?. Review of general psychology, 2001 Sep; 5(3):187-212. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/1089-2680.5.3.187

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢١٤-٢٠٥**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.17699.1360

**مقاله پژوهشی**

# مقایسه الگوهای بالینی و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر با و بدون خود آسیب‌زنی

**نویسندگان**

**آذر کیامرثی**[1*]

۱. استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران.
(نویسنده مسئول)

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۴/۱۵

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۰/۰۲

**مقدمه:** سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر به دلیل مشکلات شخصیتی، در معرض خطر بیشتری برای خود آسیب‌زنی نسبت به افراد بهنجار قرار دارند. هدف پژوهش حاضر با هدف مقایسه الگوهای بالینی و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر با و بدون خودآسیب‌زنی انجام شد.

**روش:** این پژوهش توصیفی، از نوع علی - مقایسه‌ای است. نمونهٔ پژوهش ۱۰سوءمصرف‌کنندهٔ مواد مخدر دارای خود آسیب زنی و ۱۲۳ سوءمصرف‌کنندهٔ مواد مخدر بدون خود آسیب‌زنی (به قصد خودکشی) بود که به مراکز ترک اعتیاد سرپایی شهر اردبیل مراجعه کرده بودند. افراد از طریق پرسش‌نامهٔ خودزنی سانسون و همکاران (۱۹۹۸م) با نمرهٔ برش ۵ یا بیشتر و مصاحبه بالینی شناسایی و انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها، از پرسش‌نامهٔ خود آسیب‌زنی سانسون و همکاران (۱۹۹۶م)، مصاحبه بالینی ساختاریافته و پرسش‌نامهٔ چندمحوری بالینی میلون-۳ (۱۹۹۴م) استفاده شد. داده‌های پژوهش با تحلیل واریانس چندمتغیری تجزیه‌وتحلیل شدند.

**نتایج:** یافته‌ها نشان داد، سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر دارای خود آسیب‌زنی، در مقایسه با سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر بدون خود آسیب‌زنی، در الگوهای بالینی شخصیت (به استثنای خودشیفته و دگرآزار) و آسیب‌های شدید شخصیت نمرات بالاتری کسب کردند ($P < ۰/۰۰۱$).

**بحث و نتیجه‌گیری:** با توجه به سطوح بالای الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر دارای خود آسیب‌زنی، یافته‌های این پژوهش می‌توانند به تدوین برنامه‌های پیشگیرانه، مداخلات آموزشی و درمانی کمک کند و از آسیب‌های روان‌شناختی در این افراد جلوگیری نمایند.

CC BY NC

**کلیدواژه‌ها**

آسیب‌های شدید شخصیت، الگوهای بالینی شخصیت، خود آسیب‌زنی، مواد مخدر.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

a.kiamarsi52@gmail.com

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢١٤-٢٠٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 205-214

**مقدمه**

ویژگی اصلی اختلال مصرف مواد مجموعه‌ای از نشانه‌های شناختی، رفتاری، و فیزیولوژیکی است که نشان می‌دهد فرد باوجود مشکلات قابل‌ملاحظه مرتبط با مواد، مصرف را ادامه می‌دهد [۱]. یکی از نگرانی‌های عمده برای سلامت سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر، خود آسیب‌زنی[1] است. خود آسیب‌زنی بدون قصد خودکشی[2] (NSSI)، رفتاری است که فرد عمدی و آگاهانه به بافت‌های بدن خود آسیب می‌زند و قصد خودکشی در آن وجود ندارد [۲]. خود آسیب‌زنی رفتارهایی مانند بریدن، سوزاندن، گازگرفتن و خراشیدن پوست و غیره را در برمی‌گیرد. این رفتارها به دو نوع مستقیم (مانند بریدن و سوزاندن) و غیرمستقیم (مانند مصرف الکل و مواد مخدر ) تقسیم می‌شوند [۳].

NSSI در جمعیت عمومی ۴ و در جمعیت بالینی تا ۳۵ درصد گزارش شده است [۴]. الکل و مواد مخدر یکی از عوامل مهم بروز رفتارهای خود آسیب‌زنی و حتی خودکشی گزارش شده است[۵]. میزان بروز خود آسیب‌زنی ۳۲/۷ درصد بود. این به طور قابل توجهی با سن پایین‌تر، مجرد/ طلاق، بیکاری، سابقهٔ مصرف مواد مخدر تزریقی، رفتار جنسی پرخطر و اختلالات مصرف حشیش مرتبط بود [۶]. میزان NSSI در افراد سوءمصرف کنندهٔ مواد مخدر، الکل و اختلالات شخصیت بالاتر گزارش شده است [۷].

خود آسیب‌زنی و سوءمصرف مواد، روش‌های مختلفی برای مقابله هستند که به عنوان یک فرار موقت یا مکانیزمی برای مقابله با مشکلات روان‌شناختی عمل می‌کنند. افرادی که مشکلات روان‌شناختی و شخصیتی دارند، پتانسیل بیشتری برای گرایش به اعتیاد و خود آسیب‌زنی دارند. برخی از ویژگی‌هایی مانند تکانشوری، اضطراب، تحمل کم در برابر ناکامی، بی‌باکی، احساس تهی بودن و نومیدی در افراد مبتلا به اختلالات شخصیت می‌توانند دلیل روی‌آوردن آنها به رفتارهای اعتیادآور و در نهایت خود آسیب‌زنی است. در ایران نیز ۸۵/۱ درصد از بیماران مبتلا به اختلالات شخصیت مرزی و ضداجتماعی سابقه خود آسیب‌زنی داشتند [۸].

شخصیت یکی از عواملی است که در شکل‌گیری و تشدید سوءمصرف مواد و خود آسیب‌زنی تأثیرگذار است. میلون [۹]، اختلالات شخصیت را ناشی از عملکرد متفاوت ناسازگارانه‌ای می‌داند که می‌تواند به ایجاد نقایص، بی‌تعادلی و تعارض‌هایی در رابطه فرد با محیط گردد. به اعتقاد میلون، الگوهای بالینی شخصیت[3] در سبک زندگی افراد ریشه دارند. این الگوها ممکن است در زمان‌های استرس‌زا، انتقال، سختی‌های مداوم و نارساگاری‌های جزیی به کارکردهای روان‌شناختی افراد آسیب برسانند. الگوهای شدید شخصیتی به شناسایی افرادی کمک می‌کند که هسته شخصیتی آن‌ها، از نظر ساختاری به خطر افتاده و این خطر با الگوهای مقابله‌ای نامنسجم، متعارض و تغییرناپذیر مشخص می‌شود [۹].

نتایج پژوهش‌ها حاکی از وجود شخصیت‌های اسکیزوئید، اجتنابی، وابسته، افسرده، منفی‌گرا، خودآزارگر و وسواسی در افراد با خود آسیب‌زنی با قصد خودکشی است [۱۰، ۱۱]. همچنین اختلالات شخصیت [۱۲، ۱۳]، به‌ویژه خودشیفته و ضداجتماعی دارای خود آسیب‌زنی با قصد خودکشی ارتباط دارد. در پژوهشی افراد اقدام‌کننده به خودکشی در الگوهای بالینی شخصیت، به‌استثنای وسواسی و آزارگر وضعیت نابهنجارتری داشتند [۱۴]. افراد مبتلا به اختلالات شخصیت خوشه B اقدام‌کننده به خودکشی باسابقهٔ خودزنی، سطوح بالاتری از افسردگی، ناامیدی، اضطراب، پرخاشگری و تکانشگری را دارند [۱۵]. اختلالات شخصیت نیز می‌تواند به رفتارهای NSSI منجر گردد [۱۶].

همچنین همبودی اختلال‌های شخصیت با اختلال انفجار خشم متناوب، احتمال رفتار خود آسیب‌زنی را افزایش می‌دهد [۱۷، ۱۸]. افراد دارای ویژگی‌های منفی روان‌شناختی در شرایط دشوار احتمالاً بیشتر اجتناب و اقدام به NSSI می‌کنند [۱۹]. همچنین ۱۵ درصد از واریانس رفتارهای خود آسیب‌زنی توسط نشانه‌های اختلال شخصیت مرزی تبیین می‌شود [۲۰]. افراد با رفتارهای NSSI، تاب‌آوری و شفقت به خود کمتر و تجربیات آزاردیدگی اولیه بیشتری دارند [۲۱]. در پژوهشی نیز ۴۴/۳ درصد از واریانس NSSI توسط در معرض قرارگرفتن، انتظارات پیامد و خودکارآمدی اجتنابی پیش‌بینی می‌شود [۲۲].

خود آسیب‌زنی عمدی با اختلالات روانپزشکی، اختلال شخصیت مرزی، اختلالات عاطفی، اختلالات سازگاری و سوءمصرف مواد ارتباط معناداری دارد [۲۳]. خود آسیب‌زنی و

1 . Self-Harm.
2 . Nonsuicidal Self-Injury.
3 .Clinical Personality Patterns.

خطر خودکشی در اختلال شخصیت مرزی نقش نگهدارنده بازی می‌کنند [۲۴]. افراد دارای اختلالات شخصیت و خود آسیب‌زنی بستری در بیمارستان، تجربهٔ سوءاستفاده‌های جسمی و جنسی را گزارش کردند [۲۵]. در پژوهشی اثر مثبت صفات آسیب‌پذیر شخصیت (مرزی، خودشیفته و جامعه‌ستیز) از صفات تاریک شخصیت (ماکیاولیسم، سادیسم، سایکوپاتی و خودشیفتگی) بر رفتارهای NSSI در افراد بستری در بیمارستان‌های روانی و ساکن در زندان‌های شهر تهران بیشتر بود [۲۶]. صفات شخصیت مرزی رابطه بین حمایت اجتماعی پایین و خود آسیب‌زنی را میانجی‌گری می‌کند [۲۷]. همچنین نشانه‌های اختلال شخصیت مرزی احتمال خطر رفتارهای خود آسیب‌زنی را افزایش می‌دهد [۲۸]. خود آسیب‌زنی با تشخیص و شدت BPD ارتباط مثبت داشتند. در مقابل، تنها خود آسیب‌زنی غیرخودکشی (NSSI) و اقدام به خودکشی با تشخیص و شدت افسردگی ارتباط مثبت داشت، درحالی‌که مصرف مواد مخدر غیرقانونی با شدت افسردگی ارتباط منفی داشت [۲۹].

در مجموع رفتارهای ناسازگارانه با آسیب‌شناسی شخصیت در دورهٔ بزرگسالی و مشکلات رفتاری و هیجانی مرتبط هستند. تأثیر پایدار و نامناسب اختلالات شخصیت می‌تواند به دشواری‌های بین فردی و مشکلات سلامت روانی و حتی مشکلات رفتاری جدی‌تر نظیر رفتارهای خود آسیب‌زنی منجر گردد. با اینکه تحقیقات معدودی الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت را در معتادان با و بدون رفتارهای NSSI بررسی کرده‌اند، اما شواهدی دال بر فراوانی و شدت NSSI در افراد معتاد است؛ لذا در پژوهش حاضر الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر با و بدون NSSI مقایسه می‌شود.

## روش

این پژوهش توصیفی، از نوع علی مقایسه‌ای است. در این پژوهش سوءمصرف مواد مخدر (با و بدون‌سابقه خود آسیب‌زنی) به عنوان متغیر مستقل و الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت به عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته شده‌اند.

جامعهٔ آماری پژوهش حاضر شامل کلیهٔ سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر مراجعه‌کننده به مراکز ترک اعتیاد سرپایی شهر اردبیل در نیمهٔ دوم سال ۱۴۰۰ بود. نمونهٔ پژوهش ۱۰۳ نفر با خود آسیب‌زنی و ۱۲۳ نفر بدون خود آسیب‌زنی بود که از میان سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر با نمرهٔ برش ۵ یا بیشتر در پرسش‌نامهٔ خود آسیب‌زنی سانسون و همکاران [۳۲] و مصاحبهٔ بالینی شناسایی و به‌صورت دردسترس انتخاب شدند.

ملاک‌های ورود به پژوهش عبارت بودند از: معتاد به مواد مخدر، رضایت سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر برای شرکت در پژوهش، سابقهٔ حداقل ۵ سال مصرف مواد مداوم، سن (۲۵ تا ۴۰ سال)، جنسیت (مرد) و تحصیلات (دیپلم تا کارشناسی). ملاک‌های خروج از پژوهش عبارت‌اند از: نبود بیماری‌های جسمی مزمن و روانی (بر اساس مصاحبهٔ بالینی) و نقص در تکمیل داده‌ها.

برای اجرا پس از هماهنگی، به مراکز ترک اعتیاد در محدود زمانی نیمهٔ دوم سال ۱۴۰۰، مراجعه شد. ابتدا رضایت سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر جلب شد و بعد از مصاحبه بالینی و قبل از ارائه ابزار پژوهش توضیحاتی دربارهٔ محرمانه بودن نتایج پژوهش و لزوم پاسخگویی صادقانه به همه پرسش‌ها به آن‌ها ارائه گردید. سپس کلیهٔ پرسش‌نامه‌ها در اختیار آن‌ها قرار گرفت. از بین ۲۵۱ پرسش‌نامهٔ تکمیل شده، ۲۵ پرسش‌نامه به دلیل نقص در تکمیل و داده‌های پرت از پژوهش حذف شدند. بر اساس نمرهٔ برش ۵ و یا بالاتر و مصاحبهٔ بالینی ۱۰۳ سوءمصرف کننده مواد مخدر با NSSI و ۱۲۳ سوءمصرف کننده مواد مخدر بدون NSSI برای گروه مقایسه انتخاب شدند.

### ابزار پژوهش

برای جمع‌آوری داده‌ها از ابزارهای زیر استفاده شد:

۱. **پرسشنامهٔ خود آسیب‌زنی[1] SHI:** پرسش‌نامهٔ خود آسیب‌زنی توسط[۳۰]) سانسون و همکاران ساخته شده است و با ۲۲ پرسش توسط شرکت‌کننده‌ها به صورت بله/خیر پاسخ داده می شود. این پرسش‌نامه با نقطهٔ برش ۵ یا بیشتر، دقت تشخیصی ۰/۸۳ را براساس مصاحبهٔ تشخیصی اختلال مرزی در طبقهٔ اختلال شخصیت نشان می‌دهد. همچنین همبستگی این پرسش‌نامه با پرسش‌نامهٔ شخصیت مرزی سانسون و همکاران ۰/۵۷ گزارش شده است (۳۱). در پژوهش شریفی‌پور همکاران

1 . The Self-Harm Inventory (SHI).

(۲۲)، بر روی دانشجویان روایی همزمان این پرسش‌نامه با پرسش‌نامهٔ دانش خودجرحی بدون قصد خودکشی وارم و همکاران ۰/۲۷ به‌دست‌آمد (p<۰/۰۵). در پژوهش حاضر ضریب همسانی درونی از طریق آلفای کرونباخ ۰/۸۶ به دست آمد.

**۲. مصاحبه تشخیصی مبتنی بر (SCID-5-CV):** مصاحبه‌ای است که بر مبنای ملاک‌های تشخیصی «پنجمین طبقه‌بندی آماری و تشخیصی بیماری‌های روانی انجمن روانپزشکی آمریکا» (DSM-V) و به منظور تشخیص افتراقی با اختلالات روانی، به صورت ساختار یافته طراحی شده است. این مصاحبه در پژوهش حاضر به منظور رد تشخیص اختلالات روانی دیگر و بررسی سابقهٔ خود آسیب‌زنی انجام شد [۳۲].

**۳.پرسش‌نامهٔ چند محوری بالینی میلون-۳:** پرسش‌نامهٔ چند محوری بالینی میلون-۳ (۱۹۹۴م) به عنوان یک ابزار خود گزارشی، ۱۷۵ پرسش دارد و به صورت بله و خیر پاسخ داده می‌شود [۳۳]. این پرسش‌نامه ۱۱ مقیاس الگوهای بالینی شخصیت، ۳ مقیاس آسیب‌های شدید شخصیت، ۷ مقیاس نشانگان بالینی و ۳ مقیاس نشانگان شدید بالینی را مورد سنجش قرار می‌دهد. برای مقیاس‌های اختلال شخصیت، همبستگی‌های متوسطی از ۰/۵۸ تا ۰/۹۳ با متوسط ۰/۷۸ به دست آمده است. در مورد مقیاس‌های نشانگان بالینی، نیز همبستگی‌های متوسطی از ۰/۴۴ (اختلال استرس پس از سانحه) تا ۰/۹۵ (افسردگی اساسی) با متوسط ۰/۸۰ به دست آمده است. پایایی مقیاس‌ها با فاصلهٔ زمانی ۵ تا ۱۴ روز از دامنهٔ ۰/۸۲ (مقیاس بدنمایی) تا ۰/۹۶ (اختلال شبه جسمی) با متوسط ۰/۹۰ برای تمام مقیاس‌ها گزارش شده است. در مطالعهٔ چگنی و همکاران شریفی(۳۴)، ضرایب پایایی بازآزمایی در دامنهٔ ۰/۸۲ (اختلال هذیانی) تا ۰/۹۸ (اختلال شخصیت اسکیزوئید) گزارش شده است. همچنین ضریب آلفای مقیاس‌ها در دامنهٔ ۰/۸۵ (وابستگی به الکل) تا ۰/۹۷ (اختلال استرس پس از ضربه) به دست آمده است. در پژوهش حاضر ضریب همسانی درونی از طریق آلفای کرونباخ ۰/۹۶ ( دامنهٔ ۰/۷۸ تا ۰/۹۴ در مقیاس ها) به‌دست آمد. همچنین همبستگی ابعاد شخصیت نئو (به استثنایی برون‌گرایی) با لگوهای بالینی شخصیت، آسیب‌های شدید شخصیت، مقیاس نشانگان بالینی و مقیاس نشانگان شدید در دامنه‌ای از ۰/۱۵ تا ۰/۴۶ بود($P$<۰/۰۱).

باتوجه‌به این که چندین متغیر وابسته و یک متغیر مستقل با دو سطح وجود دارد و مفروضه‌های این تحلیل رعایت شده است، از تحلیل واریانس چندمتغیری استفاده شد. ضمناً تحلیل از طریق نسخهٔ ۲۶ نرم‌افزارSPSS تجزیه‌وتحلیل شدند.

## نتایج

میانگین (و انحراف معیار) سن مردان سوءمصرف کننده مواد مخدر با و بدون رفتارهای NSSI به ترتیب ۳۶/۵۹(۶/۰۶) و ۳۷/۵۵(۹/۰۷) می‌باشد. نتایج آزمون تی مستقل نشان داد، بین دو گروه به لحاظ سنی تفاوت وجود ندارد (P>۰/۰۵).

**جدول ۱. فراوانی تحصیلات و شغل سوءمصرف کننده های مواد مخدر با و بدون NSSI**

| متغیر | | با NSSI | بدون NSSI |
|---|---|---|---|
| وضعیت تحصیلی | سیکل و دیپلم ردی | ۱۵(۱۴/۶) | ۲۷(۲۲) |
| | دیپلم و فوق‌دیپلم | ۵۶(۵۴/۴) | ۵۹(۴۸) |
| | کارشناسی و بالاتر | ۳۲(۳۱/۱) | ۳۷(۳۰/۱) |
| وضعیت شغلی | شاغل | ۳۱(۵۱/۵) | ۵۷(۴۶/۳) |
| | بیکار | ۵۰(۴۸/۵) | ۶۶(۵۳/۷) |
| وضعیت تأهل | مجرد | ۵۰(۴۸/۵) | ۴۴(۳۶/۴) |
| | متأهل | ۴۹(۴۷/۶) | ۷۳(۶۰/۳) |
| | مطلقه | ۴(۳/۹) | ۴(۳/۳) |

نتایج آزمون خی دو نشان داد، بین فراوانی سطوح تحصیلی ($X^2$=۰/۵۹)، تأهل ($X^2$=۲/۱۲) و وضعیت شغلی ($X^2$=۴/۱۰) سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر در دو گروه با و بدون NSSI تفاوتی وجود ندارد ($P$>۰/۰۵).

قبل از اجرای تحلیل واریانس چندمتغیره، مفروضه‌های توزیع بهنجار همگنی واریانس و همگنی کواریانس بررسی شد. باتوجه‌به اینکه در تمامی مقیاس‌ها چولگی و کشیدگی بین ۱± قرار داشت، همه متغیرها تقریباً دارای توزیع نرمال هستند. باتوجه‌به نتایج آزمون ام باکس، مفروضه برابری ماتریس کوواریانس در الگوهای بالینی شخصیت (P=۰/۴۱، F=۱/۳۰) و آسیب‌های شدید شخصیت (P=۰/۲۳، F=۱/۳۵) برقرار است. همچنین نتایج آزمون لوین نیز حاکی از رعایت مفروضه همگنی واریانس در همه متغیرها بود ($P$>۰/۰۵).

**جدول ۲. میانگین (و انحراف استاندارد) الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر با و بدون NSSI**

| متغیر | مقیاس | باNSSI | بدونNSSI | چولگی | کشیدگی |
|---|---|---|---|---|---|
| الگوهای بالینی شخصیت | اسکیزویید | ۱۲/۹۱ (۴/۲۶) | (۴/۲۱)۱۱/۵۶ | ۰/۰۴ | ۰/۶۷ |
| | دوری‌گزین | (۵/۱۲)۹/۹۶ | (۵/۲۸)۹/۸۷ | -۰/۰۷ | -۰/۶۴ |
| | افسرده | (۵/۲۲)۱۲/۸۸ | (۵/۹۳)۱۲/۰۱ | -۰/۴۰ | -۰/۲۱ |
| | وابسته | (۴/۶۹)۱۳/۲۱ | (۵/۰۸)۱۱/۴۵ | ۰/۱۲ | -۰/۳۳ |
| | نمایشی | (۳/۴۱)۱۳/۷۲ | (۵/۵۷)۱۳/۷۴ | ۰/۱۹ | -۰/۶۰ |
| | خودشیفته | (۴/۳۴)۱۷/۴۰ | (۴/۳۱)۱۷/۵۱ | -۰/۶۸ | ۱/۳۰ |
| | ضد اجتماع | ((۴/۳۲)۱۶/۰۳ | (۴/۵۶)۱۲/۶۲ | -۰/۴۷ | ۰/۵۴ |
| | دگرآزار | ((۵/۰۴)۱۳/۱۵ | (۴/۴۶)۱۲/۵۵ | -۰/۰۸ | ۰/۰۱ |
| | وسواسی | ((۳/۱۷)۱۵/۱۰ | (۳/۶۹)۱۱/۳۰ | -۰/۱۶ | -۰/۴۴ |
| | منفی‌گرا | (۵/۰۲)۱۳/۸۰ | (۵/۵۲)۱۲/۰۸ | -/۰۳ | ۰/۰۱ |
| | خودآزار | (۴/۲۷)۱۱/۲۳ | (۴/۶۵)۹/۴۶ | -۰/۶۳ | ۰/۴۹ |
| آسیب‌های شدید شخصیت | اسکیزوتایپال | (۵/۸۲)۱۱/۵۳ | (۶/۱۷)۱۱/۲۴ | ۰/۰۷ | -۰/۳۲ |
| | مرزی | (۵/۲۳)۱۸/۱۰ | (۵/۷۵)۱۰/۴۳ | -۰/۷۷ | ۰/۶۳ |
| | پارانویید | (۴/۸۵)۱۳/۴۹ | (۵/۰۲)۱۲/۱۵ | -۰/۲۸ | -۰/۲۰ |

**جدول۳. نتایج *MANOVA* برای مقایسه الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر با و بدون *NSSI***

| متغیر | ارزش | F | Df | سطح معناداری | مجذور اتا | توان |
|---|---|---|---|---|---|---|
| الگوهای بالینی شخصیت | ۰/۴۳۱ | ۱۴/۶۶ | ۱۱ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۳۱ | ۱ |
| آسیب‌های شدید شخصیت | ۰/۵۱۱ | ۷۰/۷۱ | ۳ | ۰/۰۰۱ | ۰/۴۸۹ | ۱ |

در جدول ۳ ، نتایج تحلیل واریانس چند متغیری نشان داد، اثر گروه بر ترکیب خطی الگوهای بالینی شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت معنی‌دار است ($P$< ۰/۰۰۱). نتایج آزمون اعتباری لامبدای ویلکز نشان می‌دهد، مقدار مجذور اتا ۰/۴۳۱ است (مجذور اتا دامنهٔ تغییر متغیرهای وابسته در گروه‌ها است). به عبارت دیگر، ۴۳/۱ درصد از واریانس الگوهای بالینی شخصیت و ۴۸/۹ درصد از واریانس آسیب‌های شدید شخصیت سوءمصرف کننده های مواد مخدر ناشی از NSSI است. توان آماری یک نشان می‌دهد، این متغیرها قویا توانایی کشف تفاوت‌های سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر با و بدون NSSI را دارند.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢١٤-٢٠٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 205-214

**جدول ۴. نتایج تحلیل واریانس یک متغیری روی میانگین نمرات الگوهای بالینی بالینی و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر با و بدون *NSSI***

| متغیر | ابعاد | SS | Df | MS | F | P | Eta | OP |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| الگوهای بالینی شخصیت | اسکیزوئید | ۵۴۶/۳۰ | ۲ | ۲۷۳/۱۵ | ۷۵/۷۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۵۹ | ۱ |
| | دوری‌گزین | ۱۲۴۵/۴۵ | ۲ | ۶۲۲/۵۱ | ۲۴/۲۸ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۸۸ | ۱ |
| | افسرده | ۱۹۲۱/۴۵ | ۲ | ۹۶۰/۷۲ | ۳۱/۸۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۱۲ | ۱ |
| | وابسته | ۱۸۵۲/۷۴ | ۲ | ۹۲۶/۳۷ | ۳۸/۱۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۳۶ | ۱ |
| | نمایشی | ۱۳۲/۷۴ | ۲ | ۶۶/۳۷ | ۵/۵۱ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۲۱ | ۰/۸۵ |
| | خودشیفته | ۱۳/۰۱ | ۲ | ۶/۵۰ | ۰/۳۶ | ۰/۷۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۱ |
| | ضداجتماعی | ۱۱۱۳/۵۰ | ۲ | ۵۵۶/۷۵ | ۲۸/۲۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۰۰ | ۱ |
| | دیگرآزار | ۵۳/۵۰ | ۲ | ۲۶/۷۵ | ۰/۸۹ | ۰/۳۷ | ۰/۰۰۴ | ۰/۲۲ |
| | وسواسی | ۱۳۱۰/۳۰ | ۲ | ۶۵۵/۱۵ | ۵۱/۳۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۶۹ | ۱ |
| | منفی‌گرا | ۲۰۴۱/۷۸ | ۲ | ۱۰۲۰/۸۹ | ۳۵/۵۷ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۲۳ | ۱ |
| | خودآزار | ۱۵۳۱/۶۱ | ۲ | ۷۶۵/۸۰ | ۱۸/۴۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۳۷ | ۱ |
| آسیب‌های شدید شخصیت | اسکیزوتایپال | ۲۱۶۷/۸۰ | ۲ | ۱۰۸۳/۹۰ | ۳۰/۰۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۰۶ | ۱ |
| | مرزی | ۵۸۴۵/۳۳ | ۲ | ۲۹۲۲/۶۶ | ۹۵/۴۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۲۷۴ | ۱ |
| | پارانوئید | ۱۷۰۵/۹۴ | ۲ | ۸۵۲/۹۷ | ۳۳/۶۶ | ۰/۰۰۱ | ۰/۱۱۷ | ۱ |

همان‌طور که در جدول ۴ دیده می‌شود، بین الگوهای بالینی شخصیت (به استثنای خودشیفته و دگر آزار) و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر با و بدون NSSI تفاوت وجود دارد ($P<$ ۰/۰۰۱). مجذور اتا نشان می‌دهد، ۵/۹ درصد شخصیت اسکیزویید، ۸/۸ درصد شخصیت دوری‌گزین، ۱۱/۲ درصد شخصیت افسرده، ۱۳/۶ درصد شخصیت وابسته، ۲/۱ درصد شخصیت نمایشی، ۱۰ درصد شخصیت ضد اجتماعی، ۱۶/۹ درصد وسواسی، ۱۲/۳ منفی گرا ، ۱۳/۷ درصد خود آزار، ۱۰/۶ درصد مرزی، ۲۴/۷ درصد اسکیزوتایپال، و پارانویید ۱۱/۷ درصد ناشی از NSSI است. توان آماری یک نشان می‌دهد، این متغیرها قویاً توانایی کشف تفاوت‌های بین گروهی را دارند. مقایسه‌های زوجی نشان داد، میانگین نمرات مقیاس‌های اسکیزویید، دوری‌گزین، افسرده، وابسته، نمایشی، ضد اجتماعی، وسواسی، منفی‌گرا و خود آزار (الگوهای بالینی شخصیت)؛ مقیاس‌های پارانویید، اسکیزوتایپال و مرزی (آسیب‌های شدید شخصیت) در سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر با NSSI از افراد سوءمصرف کننده مواد مخدر بدون NSSI بیشتر است($P<$۰/۰۰۱).

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، مقایسه الگوهای بالینی و آسیب‌های شدید شخصیت در سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر با و بدون خودآسیب‌زنی بود. افراد خودآسیب‌زن باتوجه‌به شیوه‌های حل مسئله ضعیف‌تر، مشکلات شخصیتی و روان‌شناختی بیشتری تجربه می‌کنند. نتایج این پژوهش نشان داد، میانگین نمرات مقیاس‌های اسکیزویید، دوری‌گزین، افسرده، وابسته، نمایشی، ضداجتماعی، وسواسی، منفی‌گرا و خودآزار (الگوهای بالینی شخصیت) در سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر با NSSI از سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر بدون NSSI بیشتر است ($P<$۰/۰۰۱)، اما بین میانگین نمرات خودشیفته و دگرآزار این دو گروه تفاوت معنی‌داری به دست نیامد. این نتایج در راستای یافته‌های پژوهشی دیگر (برای مثال ۱۴، ۱۵، ۱۶،

۱۸ و ۱۹) است. در تبیین این نتیجه می‌توان بیان کرد، شخصیت الگوهای عاطفی و رفتاری ما را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و این ویژگی‌ها و الگوها می‌توانند پیش‌بینی‌کننده رفتارهای خطرناک باشند. افراد با ویژگی‌های شخصیتی آسیب‌زا، تحت شرایط منفی و استرس‌زا، سردرگمی، نگرانی، درماندگی و استرس بالایی را تجربه می‌کنند و عواطف منفی از خود نشان می‌دهند. همچنین ویژگی‌های شخصیتی با خطر خودکشی و افکار خودکشی رابطه داشته و می‌توانند رفتارهای خطرناکی چون خود آسیب‌زنی را پیش‌بینی کنند. افراد سوءمصرف کننده مواد مخدر دارای خود آسیب‌زنی مبتلا به الگوهای بالینی شخصیت نیازهای خود را تحت‌الشعاع نیازهای دیگران قرار داده، مسئولیت‌های مهم زندگی خود را به گردن دیگران انداخته، به خود مطمئن نبوده و چنانچه مدتی تنها بمانند، احساس ناراحتی زیادی می‌کنند و عموماً از تصمیم‌گیری عاجز و ناتوان‌اند. در تبیین این نتایج نیز می‌توان گفت؛ خود آسیب‌زنی زمانی اتفاق می‌افتد که فرایند انسجام مجدد در افراد سوءمصرف کننده مواد مخدر به‌درستی اتفاق نیفتد و افراد به دلیل آشفتگی‌های شخصیتی این مرحله را به خوبی طی نکرده و نتایج مخربی را برای آن‌ها به دنبال دارد که ممکن است NSSI یکی از این نتایج مخرب باشد. همچنین کنترل خود پایین ممکن است موجب بی‌معنی بودن زندگی در فرد - شود. احساس معنی کم در زندگی با مشکلات سلامت روان، مشکلات عاطفی و هیجانی مرتبط است؛ لذا در چنین شرایطی افراد سوءمصرف کننده مواد مخدر، بیش‌تر از سایر افراد دچار تنش، عواطف و هیجانات منفی می‌شوند و بیش‌تر ممکن است NSSI را مرتکب شوند [۳۵، ۳۶]. این افراد به دلیل مشکلات شخصیتی و روان‌شناختی، در کنترل شرایط، مقابله سازگارانه و تنظیم عواطف ناتوان بوده و در نتیجه از خود آسیب‌زنی برای کاهش تنش و تنظیم عواطف منفی خود استفاده می‌کنند. این افراد نیز به علت انتقاد شدید از خود، خشم و احساس گناه نسبت به ناکامی‌ها و شکست‌ها، با هدف تنبیه خود، NSSI را انجام می‌دهند [۳۷]. همچنین افراد دارای اختلالات شخصیت (به‌ویژه شخصیت نمایشی) دارای عزت‌نفس بسیار پایین هستند که این امر می‌تواند آنان را به سمت خودکشی سوق دهد [۳۸].

در تبیین ناهمخوانی نتایج مربوط به الگوهای بالینی شخصیت خودشیفته و دگرآزار می‌توان گفت؛ زندگی افراد دچار اختلال شخصیت شیفته نسبت به سایر اختلالات شخصیت از کیفیت بهتری برخوردار است [۳۷]. همچنین افراد دچار اختلال شخصیت خودشیفته دارای خصوصیاتی مانند مقاومت و پافشاری و استقلال به‌ظاهر هستند. این خصوصیات باعث می‌شود که این افراد در مقابل حوادث زندگی، حداقل واکنش منفی را نشان دهند که این خود برای آنها یک امتیاز روان‌شناختی است [۳۹]. در رابطه با افراد مبتلا به شخصیت آزارگر می‌توان گفت؛ این افراد بیشتر از آسیب‌رساندن و پرخاشگری نسبت به دیگران لذت می‌برند. به‌عبارت‌دیگر، خشم افراد مبتلا به شخصیت آزارگر بیشتر به‌صورت بیرونی است تا درونی [۴۰]. نتایج پژوهش نیز نشان داد، میانگین نمرات مقیاس‌های اسکیزوتایپال، پارانوئید و مرزی (الگوهای شدید شخصیت) در سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر دارای NSSI از سوءمصرف‌کننده‌های مواد مخدر بدون NSSI بیشتر است($P<۰/۰۰۱$). این نتیجه در راستای یافته‌های دیگر ( برای مثال ۲۳، ۲۴ و ۲۵) قرار دارد. در تبیین این یافته می‌توان بیان کرد که خود آسیب‌زنی به عنوان یک مشکل سلامت عمومی اساسی در سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر مطرح بوده و عوامل روان‌شناختی و شخصیتی می‌توانند باعث افزایش خود آسیب‌زنی در میان آن‌ها گردند. NSSI در سوءمصرف‌کنندگان مواد مخدر به دلایلی از جمله نداشتن معنا برای ادامه زندگی، رانده‌شدن از محیط خانواده، افکار بدبینانه، خشم و انتقاد به خود و علایمی چون افسردگی، اضطراب و مشکل در کنترل خلق و تکانه‌ها باعث می‌شود احساس تنهایی، ناتوانی و بی‌کفایتی کرده و در نتیجه به NSSI روی می‌آورند. همچنین اختلال شخصیت می‌تواند عامل پیش‌بینی‌کننده برای دیگر اختلالات بالینی و روانپزشکی چون اختلالات خلقی و اضطرابی و به‌ویژه گرایش به خود آسیب‌زنی باشد. الگوهای شدید شخصیت مرزی، اسکیزوتایپال و پارانوئید به‌صورت مجزا و هم باوجود عوامل واسطه‌ای می‌توانند احتمال بروز رفتارهای NSSI سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر را افزایش دهند. یکی از این عوامل احتمالی تنظیم هیجان است که بر طبق مدل یتس [۴۱] ریشهٔ اصلی خود آسیب‌زنی محسوب می‌شود. بر اساس این مدل خود آسیب‌زنی روشی برای تنظیم عواطف و هیجانات منفی است که فرد به علت ناپختگی هیجانی نمی‌تواند از روش‌های سازگار برای تنظیم آن‌ها استفاده

کند. همچنین سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر خود آسیب‌زن در مواجهه با مشکلات و شرایط تنش‌زا، توانایی کمتری برای استفاده از روش‌های مقابله کارآمد و درست دارند. در نتیجه بیشتر ممکن است از روش‌های ناسازگار مانند NSSI استفاده کنند. همچنین ممکن است تاب‌آوری عامل واسطه‌ای در ارتباط خود آسیب‌زنی و اختلالات شخصیت باشد که منجر به بروز بیشتر رفتارهای NSSI شده است.

نمونه‌گیری در دسترس، ناهمتاسازی گروه‌ها بر اساس متغیرهای مداخله‌گر احتمالی و نداشتن کنترل نوع مواد مخدر از محدودیت‌های پژوهش بود. از یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان جهت تعیین بررسی الگوهای شخصیت و آسیب‌های شدید شخصیت در تشدید NSSI در مراکز ترک اعتیاد بهره برد. همچنین این یافته‌ها تلویحات ضمنی برای پیشگیری و مداخلات روان‌شناختی برای مقابله با رفتارهای NSSI دارد.

## ملاحظات اخلاقی

منشور اخلاقی: این پژوهش در مدیریت با معرفی مدیریت تحصیلات تکمیلی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اردبیل شده است.

## حمایت مالی

این مطالعه هیچ‌گونه حمایت مالی دریافت نکرده است.

## سپاسگزاری

از کلیه سوءمصرف کننده‌های مواد مخدر مراجعه‌کننده به مراکز ترک اعتیاد سرپایی شهر اردبیل مدیران این مراکز که ما را در این پژوهش یاری کردند، سپاسگزاری می‌شود.

## منابع

1- American Psychiatric Association. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. American Psychiatric Association, Washington, 2013; DC 5th ed. https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596

2- Swannell, S.V., Martin, G.E., Page, A., Hasking, P., & Stjohn, N. J. Prevalence of Nonsuicidal Self-Injury in Nonclinical Samples: Systematic Review, Meta-Analysis and Meta-Regression. Suicide and Life-Threatering Behavior, 2014; 44(3): 273-303. https://doi.org/ 10.1111/sltb.12070

3- Nock, MK. Self-injury. Annual Review of Clinical Psychology, 2010; 6: 339–363. https://doi.org/ 10.1146/annurev.clinpsy.121208.131258

4- Klonsky, ED. Non-suicidal self-injury in United States adults: prevalence, sociodemographics, topography and functions. *Psychological Medicine*, 2011; 41(9): 1981-1986. https://doi.org/ 10.1017/S0033291710002497

5- Ducasse, D., Van Gordon, W., Brand-Arpon, V., Courtet, P., Olié E. Borderline personality disorder: from understanding ontological addiction to psychotherapeutic revolution. European archives of psychiatry and clinical neuroscience. 2019; 4:1-5. https://doi.org/ 10.1007/s00406-019-01029-6

6- Gupta, R., Narnoli, S., Das, N., Sarkar, S., & Balhara, Y. Patterns and predictors of self-harm in patients with substance use disorder. Indian J Psychiatry, 2019; 61(5): 431–438. https://doi.org/ 10.4103/psychiatry.IndianJPsychiatry_578_18

7- Nock, MK., Joiner, TE., Gordon, KH., Lloyd-Richardson, E., & Prinstein, MJ. Non-suicidal self-injury among adolescents: diagnostic correlates and relation to suicide attempts. *Psychiatry Research*, 2006; 144(1): 65-72. https://doi.org/ 10.1016/j.psychres.2006.05.010

8- Hoseini, SR., Donyavi, V., Shafighi, F., Rohani, SM., Kazemi, J., Gharahkhani S. The frequency of Suicidal-thinking in NEZAJA personnel in Tehran at 2004-5 year, 2008; 5(4): 1434-1446. https://www.sid.ir/paper/96797/fa#downloadbottom. **[In Persian]**

9- Millon, T. *Personality disorders in modern life*. New Jersey: Wiley; 2004. https://archive.org/details/PersonalityDisordersInModernLife2ndEdTheodoreMillonEtAl.Wiley

10- Overholser, J C., Stockmeie, C., Dilley, G., Freiheit, S. Personality Disorders in Suicide Attempters and Completers: Preliminary Findings. Archieve Suicide Resesrch, 2002; 6( 2): 311 – 611. https://doi.org/10.1080/13811110208951170

11- Chioqueta, AP., Stiles, TC. Assessing suicide risk in cluster C personality disorders. Crisis, 2004; 25:128 -33. https://dx.doi.org/10.108037per0000089

12- Hayashi, N., Igarashi, M., Imai, A., Osawa, Y., Utsumi, K., Ohshima, Y., et al. Psychiatric and personality disorders and clinical characteristics of admitted suicidal patients: data from Matsuzawa Suicidal Behavior Study. Seishin Shinkeigaku Zasshi, 2009; 111(5): 502 -26. https://dx.doi.org/ 10.1186/1471-244X-10-109

13- Giegling, I., Olgiati, P., Hartmann, AM., Calati, F., Möller, HJ., Rujescu, D., et al. Personality and attempted suicide. Analysis of anger, aggression and impulsivity. Jurnal of Psychiatric Research, 2009; 43(16):122 –7. https://doi.org/ 10.1016/j.jpsychires.2009.04.013

14- Erjaee, Z., Nasiri, F., Mahmoodalilou, M. Comparison between clinical pattern personalities in suicide attempters and normal group. *Journal of reaserch in Behaviot Science*, 2015; 13 (2) :242-250. https://doi.org/ 20.1001.1.17352029.1394.13.2.6.3 **[In Persian]**

15- Stanley, B., Gameroff, MJ., Michalsen, V., & Mann, JJ. Are suicide attempters who self-mutilate a unique population? *American Journal of Psychiatry*, 2001; 158: 427–432. https://doi.org/ 10.1176/appi.ajp.158.3.427

16- Rosenström, T., Torvik, FA., Ystrom, E., Czajkowski, NO., Gillespie, NA., Aggen, SH., Krueger, RF., Kendler, KS., Reichborn-Kjennerud, T. Prediction of alcohol use disorder using personality disorder traits: A twin study. *Addiction*, 2018; 113: 15–24. https://doi.org/ 10.1111/add.13951

17- McCloskey, MS., Ben-Zeev, D., Lee, R., & Coccaro, EF. Prevalence of suicidal and selfinjurious behavior among subjects with intermittent explosive disorder. Psychiatry Research, 2008: 158(2): 248-250. https://doi.org/ 10.1016/j.psychres.2007.09.011

18- Jenkins, AL., McCloskey, MS., Kulper, D., Berman, ME., & Coccaro, EF. Self-harm behavior among individuals with intermittent explosive disorder and personality disorders. *Journal of Psychiatric Research*, 2015; 60: 125-131. https://doi.org/ 10.1016/j.jpsychires.2014.08.013

19- McAuliffe, C., Corcoran, P., Keeley, H.S., Arensman, E., Bille-Brahe, U., DeLeo, D., et al. Problem-solving ability and repetition of deliberate self-harm: a multicentre study. *Psychological Medicine*, 2006; 36(1): 45-55. https://doi.org/ 10.1017/S0033291705005945

20- Mojahed, A., Rajabi, M., Khanjani, S., Basharpoor, S. Prediction of self-injury behavior in men with borderline personality disorder based on their symptoms of borderline personality and alexithymi. International Journal Risk Behavior Addict, 2018; 7(3): 676-93. https://doi.org/ 10.5812/ijhrba.67693 **[In Persian]**

21- Sabet, K., Abolghasemi, A., Kafie, M. Comparison of resilience, self-compassion and experiences of early abuse in students with and without self-harming behaviors. Journal of Clinical Psychology, 2022; 19(37): 45-56. https://doi.org/ 10.22070/cpap.2021.14201.1077 **[In Persian]**

22- Pour-Sharifi, Z., Abolghasemi, A., Kafie, M. Predicting Non-Suicidal Self-Injury Based on Exposure, Outcome Expectancies, and Avoidance Self-Efficacy in Students of the University of Guilan. Journal of Clinical Psychology, 2022; 20(38): 78-87. https://doi.org/ 10.22070/cpap.2022.15214.1153 **[In Persian]**

23- Verdolini, N., Murru, A., Attademo, L., Garinella, R., Pacchiarotti, I., Bonnin, CDM., Samalin, L., et al. The aggressor at the mirror: Psychiatric correlates of deliberate self-harm in male prison inmates. European Psychiatry, 2017; 44: 153-160. https://doi.org/ 10.1016/j.eurpsy.2017.04.002

24- Reichl C, Kaess M. Self-harm in the context of borderline personality disorder. *Curren. Opinion in . Psychol*, 2021; 37: 139-144. https://doi.org/ 10.1016/j.copsyc.2020.12.007

25- Wang, P., Li, C., Bella-Fernández, M., Martin-Moratinos, M., CastañoL, M., Sol-Calderón, P., Neira, MD., Blasco-Fontecilla, H. Comparing Differences between Two Groups of Adolescents Hospitalized for Self-Harming Behaviors with and without Personality Disorders, 2022; Journal of Clinical Medicin, 2022; 11: 7263. https://doi.org/ 10.3390/jcm11247263

26- Qaderi Bagajan, Q.B., Eskandari, H., Borjali, A., Sohrabi, F., Soleimani, M., Ziegler, M. A comparative study of suicidal and self-harm behaviors and the guilt and shame proneness among individuals with the "Dark Tetrad Personality Traits" and the "Vulnerable Dark Triad": A cross-sectional study. Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry, 2022; 9(1): 16-32. https://doi.org/ 20.1001.1.25886657.1401.9.1.11.2 **[In Persian]**

27- Mendez, I., et al. Borderline personality traits mediate the relationship between low perceived social support and non-suicidal self-injury in a clinical sample of adolescents. Journal of Affective Disorders, 2022; 302: 204-213. https://doi.org/ 10.1016/j.jad.2022.01.065

28- Stead, V.E., Boylan, K., Schmidt, LA. Longitudinal associations between non-suicidal self-injury and borderline personality disorder in adolescents: A literature review. 2019; 6: 3. https://doi.org/10.1186/s40479-019-0100-9

29- Blaha, Y., Cavelti, M., Lerch, S., Steinhoff, A., Koenig, J., & Kaess, M. Risk-taking and self-harm behaviors as markers of adolescent borderline personality disorder. Eur Adolesc Psychiatry, 2024; 33(8): 2743-2753. https://doi.org/10.1007/s00787-023-02353-y

30- Sansone, R.A., Wiederman, M.W., & Sansone, L.A. The Self-Harm Inventory (SHI): development of a scale for identifying self-destructive behaviors and borderline personality disorder. Journal of Clinical Psychology, 1998; 54: 973–983. https://doi.org/ 10.1002/(sici)1097-4679(199811

31- Tahbaz Hossinzadeh S, Ghorbani N, Nabavi M. Comparison of self-destructive tendencies and integrative self-knowledge among multiple sclerosis and healthy people. *Contemporary Psychology*, 2012; 6(2): 35-44. http://bjcp.ir/article=1-40-en.html **[In Persian]**

32- First MB., Williams, JWB., Karg, R.S., Spitzer, R.L. Structured Clinical Interview for DSM-5® Disorders—Clinician Version (SCID-5-CV). 2016; https://www.appi.org/products/structured-clinical-interview-for-dsm-5-scid-5

33- Millon, T. Millon Multiaxial Inventiry-III Manual. Minncapoli, MN: National Computer System,1994. https://doi.org/ 10.1007/978-1-4615-1185-4_9

34- Chegini, M., Delavar, A., Garrayi, B. Psychometric Characteristics of Millon Clinical Multiaxial Inventory-III. *The Quarterly Journal of Modern Psychological Researches***,** 2013; 8(29): 135-162. https://psychologyj.tabrizu.ac.ir/article_4278_0.html?lang=en. **[In Persian]**

35- Czyz, E.K., Bohnert, A.S, King, C.A., Price, A.M., Kleinberg, F., Ilgen, M.A. Self-efficacy to avoid suicidal action: factor structure and convergent validity among adults in substance use disorder treatment. *Suicide Life Threat Behavior*. 2014; 44(6): 698-709. https://doi.org/ 10.1111/sltb.12101

36- Kline, R.B. Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications; 2015. https://psycnet.apa.org/record/2015-56948-000

37- Whitlock, J., Muehlenkamp, J., Eckenrode, J., et al. Nonsuicidal self-injury as a gateway to suicide in young adults. Journal of Adolescent Health. 2013; 52(4): 486-492. https://doi.org/ 10.1016/j.jadohealth.2012.09.010

38- Blasco - Fontecilla, H., Baca - Garcia, E., Duberstein, P., Perez – Rodriguez, M., Dervic, K., Saiz -Ruiz J., et al. An exploratory study of the relationship between diverse life events and specific personality disorders in a sample of suicide attempters. Journal of Personality Disorder, 2010; 24(6): 773 -84. https://doi.org/ 10.1521/pedi.2010.24.6.773

39- Cramer. V., Torgersen, S., Kringlen, E. Personality disorders and quality of life. A population study. *Compr Psychiatry*, 2006; 47(3): 178 - 84. https://doi.org/ 10.1016/j.comppsych.2005.06.002

40- Myers, W.C., Monaco, L. Anger experience, styles of anger expression, sadistic personality disorder, and psychopathy in juvenile sexual homicide offenders. J Forensic Sci 2000; 45(3): 698 -701. https://doi.org/10.1520/JFS14753J

41- Yates TM. The developmental psychopathology of self-injurious behavior: Compensatory regulation in posttraumatic adaptation. Clincal Psycholgy Review. 2004; 24(1): 35-74. https://doi.org/ 10.1016/j.cpr.2003.10.001

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥**
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18524.1457

**مقاله پژوهشی**

# ارزیابی مدل تحلیل عاملی تائیدی بایفکتر از بعدپذیری و ارزش خرده - دامنه‌های مقیاس‌های روان‌شناختی

**نویسندگان**

**نورالله یوسفی [1*]، علیرضا پیرخائفی [2]**

۱. دکتری روان‌شناسی تربیتی، مدرس دانشگاه فرهنگیان، پردیس ورامین، ورامین، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. دانشیار، دپارتمان روانشناسی بالینی، واحد گرمسار، دانشگاه آزاد اسلامی، گرمسار، ایران. apirkhaefi@iau.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۲/۰۵

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۰۸/۰۵

**مقدمه:** کاربرد روش‌هایی مانند مدل‌یابی معادله ساختاری (SEM) یا نظریهٔ پرسش و پاسخ (IRT) برای عملیاتی‌سازی سازه‌های روان‌شناختی، مستلزم بررسی مفروضه «استقلال موضعی» در داده‌ها است. هدف از این پژوهش، ارزیابی بعدپذیری و ارزش افزوده خرده - دامنه‌های مقیاس‌های روان‌شناختی با استفاده از مدل تحلیل عاملی تأییدی بایفکتر بود.

**روش:** این مطالعه از نوع مروری بود که پس از معرفی مدل تحلیل عاملی تأییدی بایفکتر، از بستهٔ آماری BifactorIndicesCalculator در نرم‌افزار R نسخهٔ ۴/۳/۳ برای ارزیابی بعدپذیری و ارزش افزوده خرده - دامنه‌های مقیاس‌های روان‌شناختی استفاده شد. داده‌ها از ۵۱۲ نفر از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد گرمسار در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ جمع‌آوری شدند. این دانشجویان با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شده و به پرسش‌های مقیاس خوب زیستن یوسفی پاسخ دادند.

**نتایج:** اگر شاخص واریانس مشترک تبیین شده کل، کمتر از ۰/۶۰ باشد، مقیاس چند بعدی در نظر گرفته می‌شود و اگر ۰/۹۰ و بیشتر باشد، مقیاس به حد کفایت تک‌بعدی تلقی می‌شود. همچنین اگر دو شاخص واریانس مشترک تبیین شده کل و درصد همبستگی‌های آلوده نشده، دستکم ۰/۷۰ باشد، مقیاس تک‌بعدی محسوب می‌شود. اگر شاخص واریانس مشترک تبیین شده کل حداقل ۰/۶۰ باشد، لازم است دو شاخص درصد همبستگی‌های آلوده نشده و ضریب امگا سلسله مراتبی نیز حداقل ۰/۷۰ باشند تا مقیاس به حد کفایت تک‌بعدی درنظر گرفته شود.

**بحث و نتیجه‌گیری:** با توجه به نتایج این مطالعه، پژوهشگران می‌توانند از مدل تحلیل عاملی تأییدی بایفکتر برای ارزیابی بعدپذیری و ارزش خرده دامنه‌های مقیاس‌های روان‌شناختی بهره ببرند.

**کلیدواژه‌ها**

ابعاد مقیاس، استقلال موضعی، مدل بایفکتر، ضریب پایایی امگا، شاخص نسبت واریانس مشترک تبیین شده، نمرهٔ کل، نمرهٔ خرده دامنه.

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

n.y3562@gmail.com

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244

## مقدمه

در پژوهش‌های روان‌شناسی در حوزهٔ شخصیت[1] و آسیب‌شناسی روانی[2]، مقیاس‌ها نقش کلیدی در عملیاتی‌سازی سازه‌های محوری برای پیشبرد نظریه‌ها، پژوهش‌ها و عمل دارند و سودمندی نمرات گردآوری شده، ارتباط مستقیمی با کیفیت ویژگی‌های روان‌سنجی یعنی روایی[3] و پایایی[4] ابزارها دارد. این ابزارها، در وهلهٔ نخست برای ارزیابی یک «سازه» طراحی شده‌اند؛ با این حال، ویژگی‌های روان‌شناختی (مانند افسردگی، اضطراب و غیره)، اغلب دارای تظاهرات متنوع محتوایی هستند؛ آن‌چنان که، مقیاس‌های اندازه‌گیری متناظر شامل یک یا چند مورد از حوزه‌های محوای ناهمگن برای دست‌یابی به اعتبار محتوا[5] هستند [۱، ۲]. چن، وست و سوزا[6] اعلام داشته‌اند که: «پژوهشگران علاقمند به حوزهٔ اندازه‌گیری سازه، اغلب فرض می‌کنند که چندین حوزهٔ مرتبط، ساختار کلی سازه مورد علاقه را تشکیل می‌دهند» [۳]. هال، لن و تدلی[7] استدلال می‌کنند که «برخی از سازه‌های شخصیتی که در رشتهٔ ما در مورد آن‌ها پژوهش بسیاری صورت گرفته ... از اجزای فرعی متعددی تشکیل شده است» [۴]. در نتیجه، بسیاری از مقیاس ها که معمولاً مورد استفاده قرار می‌گیرند، کم و بیش هم مدل‌های اندازه‌گیری تک‌بعدی[8] (یعنی یک عامل کلی[9] نیرومند) و هم مدل اندازه‌گیری چند بعدی[10] (یعنی دو یا چند عامل مفهومی محدودتر و همبسته) را ارزیابی می‌کنند [۴، ۵].

دانشمندان از روش‌هایی مانند «مدل‌یابی معادله ساختاری (SEM)[11]» [۶]، و یا «نظریهٔ پرسش پاسخ (IRT)»[12] [۷] برای عملیاتی‌سازی سازه‌های روان‌شناختی جهت بررسی تفاوت‌های فردی استفاده می‌کنند. با این حال، برای استفاده از برآوردهای SEM و IRT، پژوهشگران با مفروضه «استقلال موضعی»[13] روبه‌رو هستند که ممکن است در داده‌های آن‌ها وجود نداشته باشد. برای مثال، در مدل‌های IRT، پژوهشگران فرض می‌کنند که تنها یک «عامل مشترک[14]»، مبنای کوواریانس ایجاد شده بین گویه‌های مقیاس است؛ به عبارتی دیگر؛ همه پاسخ‌های گویه‌ها صرفاً از یک صفت پنهان مشتق شده‌اند و تمام کوواریانس بین گویه‌ها نیز توسط همان صفت پنهان تبیین می‌شود [۸]. به طور مشابه، در SEM، پژوهشگران اغلب یک مدل اندازه‌گیری «تک‌بعدی» که در آن همبستگی میان عامل‌ها پس از کنترل صفت پنهان آن صفر است، ایجاد می‌کنند [۹]. در IRT نقض تک‌بعدی به عنوان «وابستگی موضعی (LD)[15] » بین گویه‌ها و در SEM به عنوان نقض در «تکینگی همبسته (CU)»[16] یاد می‌شود [۱۰]. علی‌رغم توصیف‌گری‌های مختلف، نقض استقلال موضعی در هر دو رویکرد IRT و SEM، پیامدهای مشابهی دارد؛ هنگامی که داده‌های نمونه‌گیری شده از جامعه‌ای که با مفروضات مدل، همتا نباشند، صفت پنهان ممکن است به درستی تمیز داده نشود، به طوری که پارامتر گویه‌ها (شیب[17] در IRT و بارهای عاملی[18] در SEM) به درستی برآورد نشوند؛ بنابراین نتایج ممکن است نادرست و گمراه کننده باشند [۱۰].

تحلیل IRT سه فرض اساسی دارد: ۱. یک صفت پنهان که معمولا با برچسب "θ" مشخص می‌شود (مفروضهٔ تک‌بعدی بودن)؛ ۲. استقلال موضعی گویه‌ها؛ و ۳. پاسخ شخص به پرسش که با استفاده از تابع پرسش پاسخ ریاضی (IRF)[19] نشان داده می‌شود [۷، ۱۱]. تابع پرسش پاسخ ریاضی (IRF) به عنوان منحنی مشخصهٔ پرسش (ICC)[20] شناخته می‌شود؛ یک منحنی هلالی[21] شکل است که به وسیله مدل‌های لوجستیک[22] یا نرمال - اجایو[23] نشان داده می‌شود و بیانگر رابطهٔ بین یک صفت پنهان مانند توانایی با عملکرد در یک آزمون یا سایر ابزارهای اندازه‌گیری است [۷،

1 . Personality.
2 . Psychopathology.
3 . Reliability.
4 . Validity.
5 . Content Validity.
6 . Chen, West, and Sousa .
7 . Hull, Lehn, & Tedlie.
8 . Unidimensional Measurement Model.
9 . General Factor.
10 . Multidimensional Measurement Model.
11 . Structural Equation Modeling (SEM).
12 . Item Response Theory (IRT).
13 . Local Independence.
14 . Common Factor.
15 . Local Dependence (LD).
16 . Correlated uniqueness (CU).
17 . Slope.
18 . Factor Loading.
19 . Mathematical Item Response Function (IRF).
20 . Item Characteristic Curve (ICC).
21 . Sigmoid.
22 . Logistics Models.
23 . Normal-Ogive Model.

۱۲]. در پایین‌ترین سطوح توانایی، احتمال پاسخ درست صفر است و در بالاترین سطح توانایی نزدیک به یک است. رابطهٔ بین یک صفت پنهان (θ) و احتمال پاسخ درست (P) به وسیله دو تابع لوجستیکی یا نرمال - اجایو نشان داده می‌شود [۱۲]. مدل‌های IRT حداکثر احتمال هر پاسخ را به عنوان تابعی از صفت پنهان (θ) و برخی پارامترهای پرسش مانند دشواری[1] و تشخیص[2] برآورد می‌کنند [۱۱]. مدل‌های IRT بر این ایده استوار هستند که احتمال پاسخ درست به یک پرسش، تابع ریاضی از پارامترهای «شخص» و «پرسش» است. پارامتر شخص به عنوان یک صفت پنهان (θ) تعبیر می‌شود [۱۱]. به عنوان مثال، معادله ۱، منحنی پرسش - پاسخ برای مدل لوجستیک دوپارامتریک (2PL)[3] برای پاسخ‌های گویه‌های دو ارزشی[4] است. در این معادله، $a_i$ شیب[5] گویه، $\beta_i$ موضع گویه، θ متغیر پنهان پیوسته و ۱/۷۰ یک ضریب عاملی است که مقدار پارامتر شیب پرسش را در مدل‌های لوجستیکی با یک مدل نرمال - اجایو مقایسه می‌کند. دو منحنی حاصل از دو تابع لوجستیکی یا نرمال - اجایو زمانی تقریباً یکسان هستند که مقدار عدد D برابر با ۱/۷۰ باشد (D=۱/۷۰) [۱۳]. در واقع عدد ثابت D، تفاوت بین توابع حاصل از لوجستیک یا نرمال - اجایو را به حداقل می‌رساند و بیانگر رابطهٔ بین لوجیت‌ها[6] و پروبیت‌ها[7] است؛ هنگامی که مدل‌ها خیلی مشابه باشند، ۱ لوجیت تقریباً برابر با ۱/۷ پروبیت است [۱۱، ۱۲، ۱۳].

معادله ۱، $P_i(x=1 \mid \theta) = [1+\exp(-1.7a_i(\theta-\beta_i))]^{-1}$

برآورد دقیق پارامترهای پرسش در IRT به‌شدت به مفروضه «تک‌بعدی» بودن و «استقلال موضعی» مقیاس بستگی دارد [۱۴]. به عبارتی، قبل از به کارگیری مدل، آنچه که مهم است، بررسی این نکته می‌باشد که آیا مدل با داده‌ها سازگار است یا خیر؟ در زمینهٔ اهمیت این موضوع مک‌دونالد[8] اظهار داشت: «در صورتی که اگر و تنها یک مدل عاملی متداول (عموما غیرخطی[9]) با یک «عامل مشترک» برازش داشته باشد، مجموعه‌ای از n آزمون یا n سوال دوارزشی[10] تک‌بعدی خواهند بود» [۱۵]. مفهومسازی هتی[11] با تعریف مک دونالد مطابقت دارد: «تک‌بعدی بودن به عنوان وجود یک «صفت پنهان» در داده‌ها تعریف می‌شود» [۱۶]. ریس و رویکی[12] اظهار داشتند: «مجموعه‌ای از پاسخ-های گویه‌ها تک‌بعدی هستند، در صورتی که اگر و تنها ماتریس پاسخ‌ها[13] پس از حذف یک عامل مشترک، مستقل باشند» [۱۴]. ریس و رویکی، نسخهٔ ضعیف‌تر استقلال موضعی را در صورتی برقرار می‌دانند که «همبستگی‌های سهمی[14] بین گویه‌ها پس از استخراج نمرات عامل‌ها از عامل کلی[15] صفر باشد یا به طور معادل، همبستگی باقیمانده[16] گویه‌ها پس از استخراج یک عامل، صفر باشد» [۱۴]. وقتی داده‌ها تک‌بعدی باشند (یعنی پس از استخراج یک عامل که استقلال موضعی دارد) موارد زیر صادق است:

معادله ۲، $L(X = x_1, x_2 \ldots X_I \mid \theta) = \prod_1^I P_i(\theta)^{x_i} Q_i(\theta)^{1-x_i}$

معادله ۲ بیان می‌کند، احتمال درست‌نمایی یک الگوی پرسش - پاسخ دو ارزشی مشاهده شده X زمانی برقرار است که حاصل‌ضرب متوالی احتمال تأیید شرطی (P)، $X_i$=۱ و احتمال تأیید نشدن شرطی $X_i$=۰ باشد. در معادلهٔ ۲، مقادیر P و Q =1-P، به طور مستقیم از یک منحنی پرسش - پاسخ برآورد می‌شود (مانند معادلهٔ ۱). این احتمال درست‌نمایی، بیان ریاضی فرضیه تک‌بعدی بودن است و اساس ریاضی برای برآورد پارامترهای پرسش‌ها و کاربردهای بعدی IRT مثل نمره‌دهی و ارتباط گروهی از پرسش‌ها بر روی «صفت مشترک» را شکل می‌دهد [۱۴].

پژوهشگران در عمل می‌دانند، بسیاری از مقیاس‌های روان‌شناختی، «تک‌بعدی» نیستند (داده‌های پاسخ گویه‌هایی کاملاً تک‌بعدی ماهیتی نظری دارند و چنین داده‌هایی وجود ندارند) و این نقض در «استقلال موضعی» ممکن است باعث سطوحی از سوگیری شدید و یا حتی هیچ

1 . Difficulty .
2 . Discrimination.
3 . Two-parameter Logistic Model (2PL).
4 . Dichotomous.
5 . Slope.
6 . Logits.
7 . Probits.
8 . Mc Donald.
9 . Non-Linear.
10 . Binary.
11 . Hattie.
12 . Reise SP, Revicki DA.
13 .Rresponse matrix.
14 .Partial Correlations.
15 .General Factor.
16 .Rresidual Correlations.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244

سوگیری نشود؛ بنابراین آنچه که صاحب‌نظران دراین زمینه توصیه می‌کنند این است که داده‌ها باید «به حد کفایت تک‌بعدی»[1] باشند. به عبارتی، داده‌ها باید «به حد کفایت تک‌بعدی» باشند تا پارامترهای مدل با سوگیری‌های محدود برآورد شوند [۹].

پژوهشگران مدت‌ها قبل از ظهور IRT، از مقادیر ویژه[2] (مثلاً نمودار سنگ‌ریزه) برای ارزیابی اطلاعات ابعاد مقیاس‌ها استفاده می‌کردند؛ بنابراین جای تعجب نیست که پژوهشگران رویکرد IRT، از مقادیر ویژه برای قضاوت در مورد چند بعدی بودن استفاده کنند. به طور خاص، پژوهشگران به دنبال نسبت بالایی از مقادیر ویژه اول به دوم (برای نمونه، نسب ۳ به ۱) مشتق شده از «ماتریس همبستگی اصلی»[3] بودند. در این زمینه آکرمن[4] اظهار داشت: «شواهد چند بعدی بودن را می‌توان با تشکیل نسبت مقادیر ویژه اول به دوم مشاهده کرد» [۱۷]. اگر از این مسئله که مقادیر ویژه اول به دوم مستقل از مدل است بگذریم، یک مشکل اساسی که با مقادیر ویژه اول به دوم برای ارزیابی «به حد کفایت تک‌بعدی» با آن روبه رو هستیم این است که این شاخص به طور غیرمستقیم در مورد اثرات مخرب چندبعدی بودن اطلاعات می‌دهد. همان‌طور که مک دونالد خاطر نشان می‌کند؛ «مهم است که تشخیص دهیم که هیچ رابطهٔ مستقیمی بین نسبت واریانس ناشی از نخستین عامل مشترک و وجود و یا نبود عامل‌های مشترک اضافی وجود ندارد» [۱۲]. این بدان معنا است که حتی ماتریس‌های پاسخ گویه‌های چندبعدی نیز ممکن است نسبت مقدار ویژه اول به دوم بالایی داشته باشند؛ بنابراین، اگر نسبت ویژه بسیار بالا باشد (برای مثال، نسبت ۳۰ به ۱)، دیگر نیازی به بررسی ابعاد نیست؛ بنابراین نگرانی اصلی در مورد ابعاد ثانویه است [۱۴]. به طور کلی، آزمون سنگ‌ریزه تعداد ابعاد را بیش از حد برآورد می‌کند. همچنین در این روش از هیچ آزمون آماری استفاده نمی‌شود؛ زیرا آزمون سنگ‌ریزه یک روش اکتشافی در مورد تعداد ابعاد است و یک روش آماری آزمون فرضیه نیست [۱۴، ۱۸].

یک رویکرد امیدوارکننده‌تر برای ارزیابی «به حد کفایت تک‌بعدی» بررسی باقیمانده‌ها[5] پس از برازش یک مدل تک‌بعدی (یا چندبعدی) است [۲۲]. در این زمینه مک‌دونالد اظهار داشت: «اگر باقیمانده‌ها کوچک باشند، باز هم می‌توان فرضیه برازش را رضایت بخش ارزیابی کرد" [۱۵]. در اظهار نظری دیگر وی گفت: "مقدار کوواریانس‌های باقیمانده، مبنایی غیرآماری[6] اما معقول برای قضاوت در مورد میزان عدم برازش[7] مدل با داده‌ها است» [۱۵]. هم‌چنین، حتی پیشنهاد داد، هنگامی که پژوهشگران مجموع (مقادیر مطلق) باقیمانده‌ها را برای عامل‌ها استخراج می‌کنند، مقادیر باقیمانده‌ها برای عامل دوم نباید خیلی کوچکتر از عامل نخست باشد؛ با این حال، برای مقادیر باقیمانده هیچ نقطه برشی وجود ندارد که بر مبنای آن مشکلات ناشی از چند بعدی بودن را نشان دهد. مسلما مقادیر باقیمانده ۰/۵۰ مشکلات جدی را ایجاد خواهد کرد؛ اما مقادیر باقیمانده ۰/۲۰، ۰/۱۰ و ۰/۰۵ در زمینه IRT، مشخص نیست [۱۶]؛ بنابراین به نظر می‌رسد، با یک مقدار باقیمانده خاص نمی‌توان اظهار داشت که آیا یک پارامتر گویه خاص دارای سوگیری یا تحریف شده است. مهم‌تر آنکه باقیمانده‌ها در مدل‌هایی که پارامتر گویه‌ها به صورت اشتباه برآورد شده‌اند، ممکن است کوچک باشند. برای مثال، همه مشکلات استقلال موضعی ناشی از وجود محتوای باقیمانده یک جفت گویه (یعنی گویه‌هایی که یک ویژگی پنهان ثانویه مشترک دارند)، منجر به مقادیر بالای باقیمانده نمی‌شود. باقیمانده یک جفت گویه ممکن است منجر به تحریف برآورد پارامترها شود (به عنوان مثال، بارهای عاملی به سمت ۱ و یا برآوردهای واگرای[8] گویه به سمت بی‌نهایت سوق یابد)، حتی اگر مقادیر باقیمانده بسیار کوچک باشد [۱۹].

در ادبیات IRT، استفاده از برنامهٔ کامپیوتری NOHARM که توسط فریسر[9] و مک‌دونالد تدوین شد، روش دیگری است که برای ارزیابی «به حد کفایت تک‌بعدی بودن» استفاده می‌شود. این برنامهٔ کامپیوتری از روش «تحلیل عاملی غیرخطی» که توسط مک‌دونالد [۱۵] پیشنهاد شده است، استفاده می‌کند [۲۰]. برنامهٔ کامپیوتری DETECT

1 . Unidimensional Enough.
2 . Eigenvalues.
3 . Original Correlation Matrix.
4 . Ackerman.

5 . Residual.
6 . Non-statistical
7 . Misfit
8 . Item discrimination
9 . Fraser, C.

نیز روش دیگری برای ارزیابی ابعاد است است که در حوزهٔ مدل‌های IRT تک‌بعدی به طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد [۲۱].

در SEM، اگر چه اثرات سوگیری بالقوه داده‌های چندبعدی به یک مدل اندازه‌گیری تک‌بعدی به خوبی شناخته شده است (برای مثال، برآوردهای سوگیرانه می‌تواند منجر به برآورد ضرایب ساختاری سوگیرانه شود)؛ اما توجه کمتری به آن شده است. زیرا پژوهشگران حوزهٔ SEM تمرکز بیشتری بر «برازش»[1] دارند تا بررسی یک «مدل ساختاری کامل» [۲، ۲۲، ۲۳]. علی‌رغم اهمیت بررسی مفروضه ابعاد، نه تنها تعریف مورد توافقی از آن بین روان‌سنج‌ها وجود ندارد، بلکه روش‌ها و شاخص‌های متنوعی برای ارزیابی ابعاد پیشنهاد شده است، آن‌چنان که هتی هشتاد نوع شاخص مختلف را شناسایی کرد. وی اذعان داشت که این شاخص‌ها و روش‌ها ماهیتی پیش‌تجربی داشته و بر هیچ تعریف روشن و دقیقی از ابعاد استوار نیست [۲۴].

اخیراً استفاده از مدل‌های بایفکتر برای بررسی بعدپذیری و ارزیابی ارزش خرده‌دامنه‌های مقیاس‌های روان‌شناختی محبوبیت فراوانی پیدا کرده است [۲۲]. مدل‌های بایفکتر با دو روش اکتشافی (تحلیل بایفکتر اکتشافی[2]) [۲۸] و تأییدی (تحلیل بایفکتر تأییدی) [۲، ۲۲] برآورد می‌شوند. تحلیل بایفکتر اکتشافی، صرفاً شکلی از تحلیل عاملی اکتشافی (EFA)[3] با استفاده از روش چرخش خاص مدل بایفکتر یعنی چرخش اشمید - لیمن[4] [۵] و چرخش جنریچ - بنتلر[5] [۲۵] است، با این تفاوت اساسی که علاوه بر استخراج عامل‌های گروهی زیربنایی، باید یک عامل کلی نیز استخراج شود؛ بنابراین کاربرد آن زمانی است که پژوهشگران دانش کافی در مورد تعیین الگوهای زیربنایی ابزار ندارند یا در مرحلهٔ ابتدایی تحلیل عاملی هستند [۲۶]. از آنجایی که رویه‌های انجام تحلیل بایفکتر اکتشافی به خوبی شناخته و تثبیت نشده است [۳۰]، تمرکز این مقاله بر تحلیل بایفکتر تأییدی است که رویه‌های انجام آن به خوبی شناخته و تثبیت شده است؛ به خصوص اینکه پژوهشگران بسیاری نشان داده‌اند که مدل‌های تحلیل بایفکتر تأییدی نمایش واقعی‌تری از سازه‌های روان‌شناختی ارائه می‌دهند [۲۲، ۲۳، ۲۷، ۲۸]. مقاله حاضر تأکید بیشتری بر ارزیابی بعدپذیری و به خصوص ارزیابی «به حدکفایت تک‌بعدی بودن» مقیاس‌های روان‌شناختی دارد؛ با این حال؛ گاهی اوقات پژوهشگران تمایل دارند نمرات «خرده دامنه‌ها» را که «خرده نمره»[6] نامیده می‌شوند، همراه با نمرهٔ کل تفسیر کنند؛ زیرا ممکن است هنگامی که نمره‌های خرده دامنه‌ها اطلاعات تشخیصی مهمی در مورد بخش‌های خاصی از توانمندی‌ها و ضعف‌ها ارائه دهند، اهمیت پیدا کنند. بنابراین، زمانی که شواهد نظری و روان‌سنجی برای مناسب بودن تفسیر خرده دامنه‌ها وجود دارد، استفاده از نمرات خرده دامنه‌ها ممکن است همبستگی‌های مرتبط، تفاوت های گروهی یا نتایج دیگری را آشکار کند که وقتی فقط از نمره کل استفاده می‌شود، چنین نتایجی پنهان یا تعدیل می‌شود [۲].

باتوجه‌به آنچه بیان شد پژوهش حاضر دو هدف کلی دارد: ۱. ارزیابی بعدپذیری مقیاس‌های روان‌شناختی (تک‌بعدی یا چند بعدی بودن) و ۲. بررسی ارزش آماری و امکان استفاده از نمره خرده دامنه‌ها. این دو هدف با تأکید بر مدل CFA بایفکتر بررسی شد.

## روش

این یک مطالعه مروری است که با استفاده از کتاب‌ها، مقالات و رساله‌هایی که متن کامل آن‌ها در دسترس بود و به نحوی با روش تحلیل عاملی تأییدی بایفکتر ارتباط داشت، انجام شد.

برای درک بهتر رویکرد SEM و به‌خصوص تبیین مدل CFA بایفکتر و شاخص‌های آماری مربوط به آن در ارزیابی بعدپذیری و استفاده از نمرات خرده دامنه‌ها، از مقیاس خوب زیستن[7] یوسفی که سلامت روانی مثبت را ارزیابی می‌کند، استفاده شد [۲۹]. این مقیاس شامل ۱۸ گویه است و ۴ عامل بهزیستی هیجانی (گویه‌های ۱، ۲ و ۳)، بهزیستی اخلاقی (گویه‌های ۴، ۵، ۶ و ۷)، بهزیستی اجتماعی (گویه‌های ۸، ۹، ۱۰، ۱۱ و ۱۲) و بهزیستی روان‌شناختی (گویه‌های ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷ و ۱۸) را اندازه‌گیری می‌کند. نمره‌گذاری مقیاس به صورت طیف

1 . Fit.
2 . Exploratory Bifactor Analysis.
3 . Exploratory Factor Analysis (EFA).
4 . Schmid-Leiman Transformation.
5 . Jennrich-Bentler.
6 . Subscores.
7 . Good Life Scale.

لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً شبیه من است (۵) تا کاملاً برعکس من است (۱) می‌باشد [۲۹]. در مطالعهٔ یوسفی با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی ۴ عامل بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی احراز شد و نتایج با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی تأیید شد. مقیاس خوب زیستن با مقیاس سلامت روانی کامل کیس [۲۸] همبستگی مثبت و با مقیاس افسردگی بک همبستگی منفی داشت. پایایی مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای همه عامل‌ها بیشتر از ۰/۸۰ به دست آمد [۲۹].

جامعهٔ آماری پژوهش حاضر، شامل همهٔ دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد گرمسار در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بود که از این جامعهٔ آماری نمونه‌ای به حجم ۵۱۲ نفر (۲۳۵ نفر پسر و ۲۷۷ نفر دختر) با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و به پرسش‌های مقیاس خوب زیستن یوسفی [۲۹] پاسخ دادند.

برای برآورد و ترسیم مدل‌های مختلف تحلیل عاملی تأییدی (CFA) برای مقیاس خوب زیستن که در جدول ۱، ارائه شده است، از نرم افزار لیزرل[1] نسخهٔ ۸/۸ استفاده شد. از آنجایی که در این پژوهش از نرم‌افزار R نسخهٔ ۴/۳/۳ برای تخمین همه شاخص‌های آماری مربوط به مدل CFA بایفکتر استفاده شد؛ نخست، لازم بود که مدل CFA تک‌بعدی (مدل ۱، در جدول ۱)، و مدل CFA بایفکتر (مدل ۵، در جدول ۱) در این نرم‌افزار برآورد شوند. برای این منظور از بسته‌های آماری lavaan [۳۰] haven و semPlot استفاده شد. در نهایت بسته آماری BifactorIndicesCalculator [۳۱] برای برآورد همه شاخص‌های آماری مربوط به مدل CFA بایفکتر به کار گرفته شد.

## نتایج

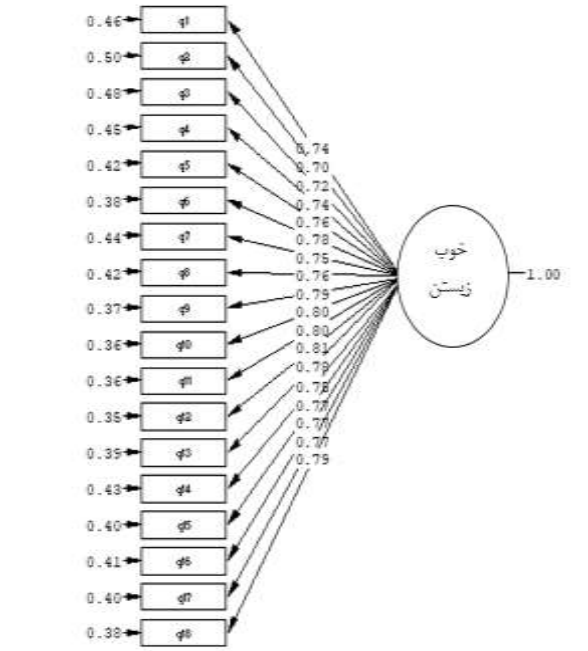
### مدل‌های مختلف CFA برای ارزیابی بُعدپذیری و ارزش خرده دامنه‌ها

تحلیل عاملی به طیف گسترده‌ای از تکنیک‌ها اشاره دارد که هدف آن توصیف واریانس و کوواریانس بین‌مجموعه‌ای از متغیرهای آشکار به نام «شاخص‌ها»[2] از مسیر کاربست متغیرهای پنهان پیوسته به نام «عامل‌ها» است. شاخص‌ها تقریباً همیشه گویه‌هایی هستند که شرکت‌کنندگان پژوهش به عنوان بخشی از مقیاس به آن پاسخ می‌دهند. «گویه» و «شاخص» اصطلاحاتی هستند که ممکن است به جای یکدیگر مورد استفاده قرار گیرند؛ ولی «شاخص» باید با عنوان کلی‌تری درک شود [۲۲]. در CFA، تعداد عامل‌ها (متغیرهای پنهان) زیربنای گروهی از شاخص‌ها هستند و الگوی ارتباطی بین شاخص‌ها و عامل‌ها از قبل مشخص است. مدل مربوطه با استفاده از حداکثر درست‌نمایی یا سایر تکنیک‌ها برآورده می‌شود. مدل مشخص شده برای مقیاس، «مدل اندازه‌گیری»[3] نامیده می‌شود؛ زیرا ادعا می‌کند که چگونه مقیاس، سازه‌ای را که برای ارزیابی آن طراحی شده است، اندازه‌گیری می‌کند. هنگامی که یک شاخص آشکارا و به طور مستقیم به یک عامل مرتبط می‌شود، گفته می‌شود که روی آن عامل «بار»[4] دارد. از آنجایی که مدل‌ها قبل از برآورد مشخص می‌شوند، می‌توان از CFA برای آزمودن این فرضیه که مدل تخمین زده شده تا چه اندازه داده‌های نمونه را به خوبی توصیف می‌کنند، استفاده کرد. علاوه بر این، CFA برای بررسی شدت رابطه بین شاخص‌ها و عامل‌ها و رابطه عامل‌ها با یکدیگر استفاده می‌شود؛ بنابراین کاربرد CFA برای تحلیل و ارزیابی مدل‌های نظری، ترکیب و ابعاد سازه‌های در حال اندازه‌گیری مناسب است [۲۲، ۲۳]. می‌توان با استفاده از مبانی نظری و تکنیک‌های تحلیل عاملی تأییدی برای مقیاس خوب زیستن یوسفی [۲۹]، دستکم پنج مدل را در نظر گرفت. این پنج مدل (جدول ۱) بر مبنای مطالعهٔ یوسفی [۳۳] و با توجه به الگو برداری از مطالعهٔ دوبر [۲۳] استخراج شد. این پنج مدل شامل: ۱. مدل تک عاملی تأییدی که در آن ۱۸ گویه بر روی عامل کلی خوب زیستن بار گرفته‌اند؛ ۲. مدل CFA صفات ناهمبسته با چرخش متعامد[5] که در آن چهار عامل بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی با هم همبسته نیستند؛ ۳. مدل CFA صفات همبسته با چرخش متمایل[6] که در آن چهار عامل بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی با هم همبسته می‌باشند؛ ۴. مدل CFA مرتبهٔ بالاتر که عامل کلی خوب زیستن با استفاده از یک چرخش متعامد صرفاً با

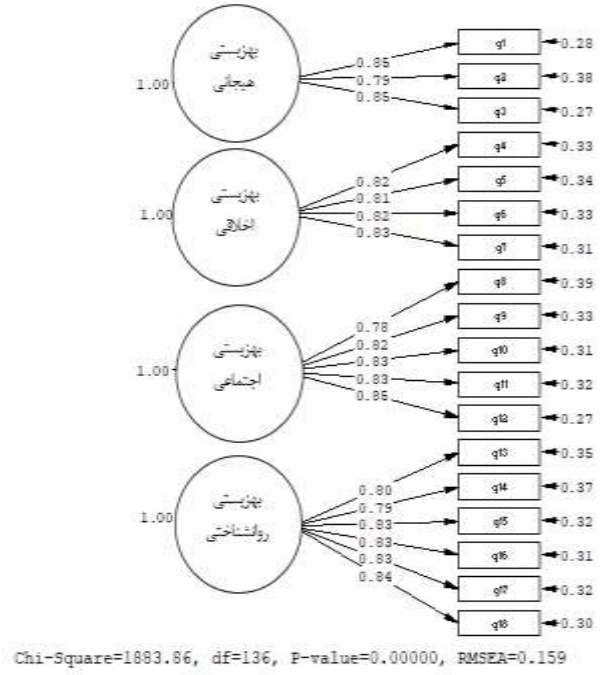
1 . LISREL.
2 . Indicators.
3 . Measurement Model.
4 . Load.
5 . Orthogonal Rotation.
6 . Oblique Rotation.

چهار عامل بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی همبسته هستند؛ و ۵. مدل تحلیل عاملی تأییدی بایفکتر که علاوه بر عامل کلی خوب زیستن چهار خرده مقیاس بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی با گویه‌های مربوطه ارتباط دارند (جدول ۱ و مدل‌های ۱ تا ۵). در ادامه این ۵ مدل تبیین شد.

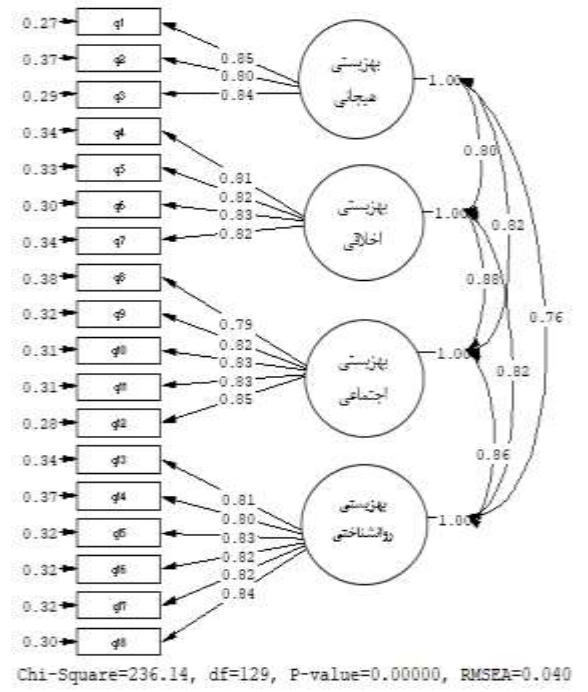
**جدول۱. مدل‌های مختلف CFA مقیاس خوب زیستن**



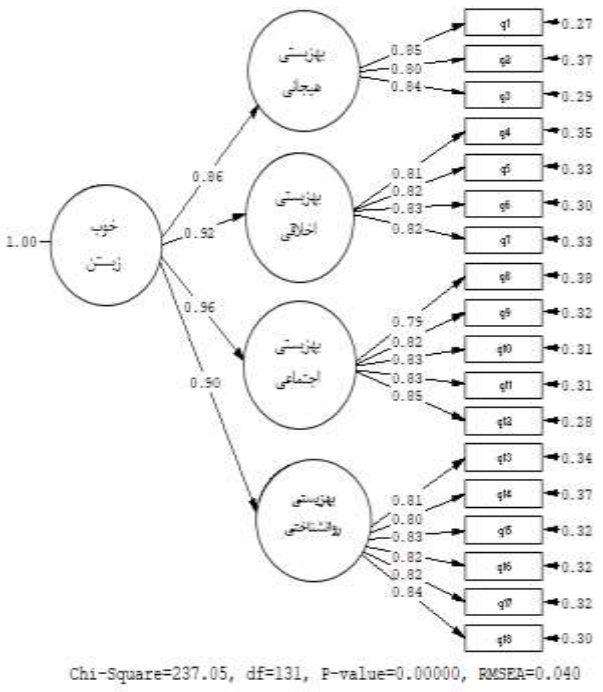

**مدل ۱. مدل CFA تک‌بعدی**




**مدل ۲. مدل CFA صفات ناهمبسته با چرخش متعامد**



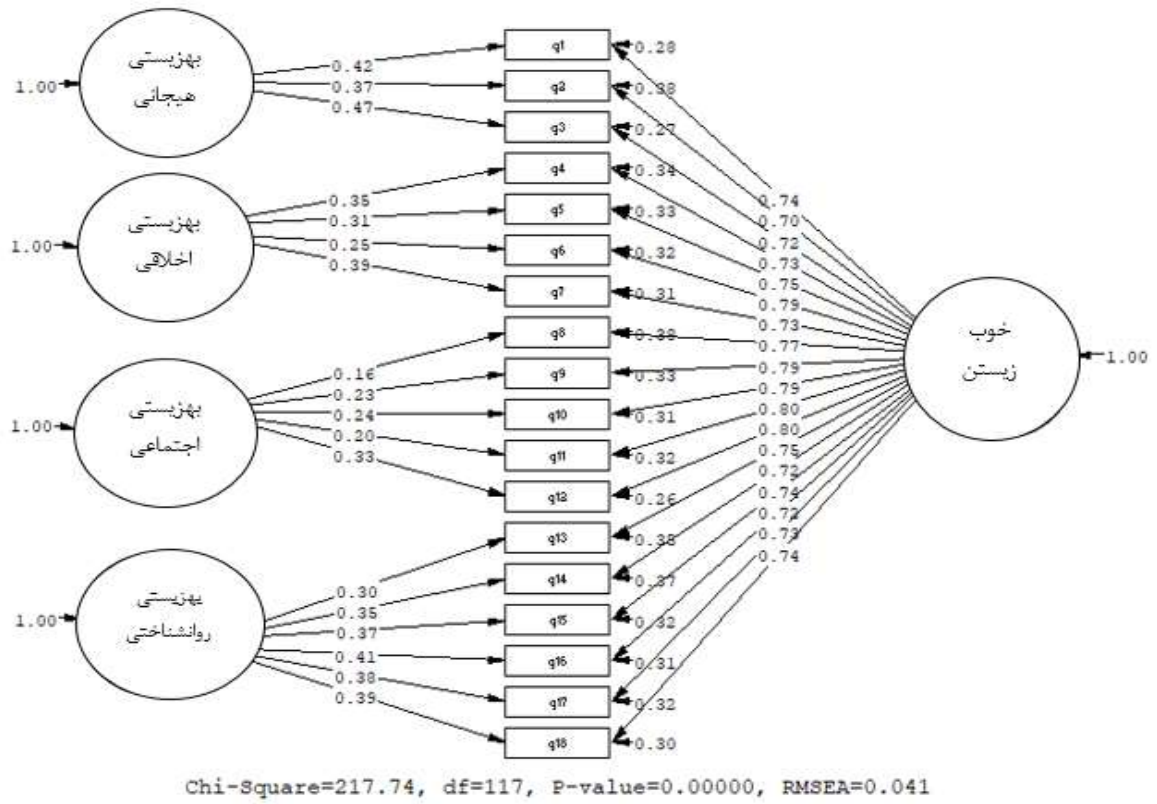

**مدل ۳. مدل CFA صفات همبسته با چرخش مایل**




**مدل ٤. مدل CFA مرتبه بالاتر**

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244

**ادامه جدول۱. مدل‌های مختلف CFA مقیاس خوب زیستن**




**مدل ۵. مدل CFA بایفکتر با استفاده از چرخش متعامد**

## مدل CFA تک‌بعدی

تک‌بعدی بودن یک فرضیه کلیدی در هر دو رویکرد SEM و IRT است. مدل تک‌بعدی، فرضیه یک عامل واحد را برای تبیین واریانس متغیرهای آشکار (یعنی واریانس نمرات مقیاس در همه گویه‌ها) بدون تمایز بین خرده دامنه‌های فرعی ارائه می‌کند. در مدل ۱ در جدول ۱، مدل تک‌بعدی مقیاس خوب زیستن ارائه شده است. در این مدل، مجموعه‌ای از بارهای عاملی برآورد شده، رابطهٔ بین عامل واحد (صفت پنهان مشترک) با هریک از شاخص‌های آشکار (گویه‌ها) را مشخص می‌کند. یک عبارت خطا نیز برای هر گویه برآورد شده و بیانگر آن است که گویه نمی‌تواند تبیین کاملی از متغیر پنهان ارائه کند. بارهای عاملی استاندارد شده را می‌توان با هم مقایسه کرد و بارهای عاملی کوچک‌تر با درجهٔ بالاتری از خطا همراه بود؛ بنابراین پاسخ به آن گویه، اطلاعات کمتری از صفت پنهان را ارائه می‌دهد. مدل تک‌بعدی متداول‌ترین مدل کاربردی (یا فرضی) در روان‌سنجی است، زیرا می‌توان از آن برای استفاده از یک نمرهٔ کل (نمرهٔواحد) جهت اندازه‌گیری یک صفت (توانایی) استفاده کرد. هنگامی که یک مقیاس تک‌بعدی است (مانند مدل ۱) کوواریانس بین شاخص‌ها با یک عامل پنهان یا بعد ارتباط دارند. اصولاً در این مدل همه شاخص‌ها با یکدیگر همبستگی خواهند داشت و بر روی یک عامل همگرا می‌شوند [۳۲]. در صورتی که یک مدل تک‌بعدی برای یک مقیاس به اندازه کافی با داده‌ها برازش داشته باشد، نمرهٔ کل را می‌توان به صورت منطقی تفسیر کرد [۳۳]. با این حال، فرض تک‌بعدی بودن مقیاس، یک فرض بسیار نیرومند است که به ندرت به طور کامل برآورده می‌شود [۳۴]. حتی مقادیر کمی از ناهمگونی سازه می‌تواند بیانگر عدم برازش مدل تک‌بعدی CFA باشد [۳۵]؛ اما در برخی از موارد این ناهمگونی مانعی برای تفسیر نمرهٔ کل یا مدل اندازه‌گیری تک‌بعدی CFA نیست [۹، ۳۶]؛ بنابراین در حالی‌که برازش

مناسب یک مدل تک‌بعدی CFA برای تفسیر نمره کل کافی است، برازش کم مدل تک‌بعدی CFA مانع از تفسیر موجه نمره کل نمی‌شود [۱]. در اینجا، یک پرسش کلیدی متخصص روان‌سنج هنگام کاربرد این مدل این است که «آیا این مقیاس تک‌بعدی است؟» به گفته دیگر، «آیا می‌توان نسبت بالایی از واریانس نمرات دامنه را با ارجاع به همان سازه زیربنایی توضیح داد؟»

**مدل CFA صفات ناهمبسته و مدل CFA صفات همبسته**

در یک چرخش متعامد عامل‌های استخراجی ناهمبسته هستند. تفسیر این عامل‌های متعامد بدون پیچیدگی است، زیرا هر عامل متمایز از سایر عامل‌ها در نظر گرفته می‌شود [۳۷]. مدل ۲ (مدل CFA صفات ناهمبسته)، یک مدل اندازه‌گیری ساختاری متعامد، برای یک ساختار چندبعدی مقیاس خوب زیستن را نشان می‌دهد. در این مدل متعامد چهار صفت پنهان وجود دارد که با هم ناهمبسته هستند. هنگامی که از یک چرخش متمایل برای عامل‌های چندگانه استفاده شود، صفات پنهان دیگر ناهمبسته نیستند، بلکه بین آنها همبستگی وجود دارد. مدل ۳، (مدل CFA صفات همبسته) برای مدل اندازه‌گیری مقیاس خوب زیستن، با چهار صفت پنهان را نشان می‌دهد. تفسیر عامل‌های همبسته به دلیل وجود کوواریانس بین صفات پنهان پیچیده است. در حالی‌که شاخص‌های نکویی برازش مناسب مدل CFA صفات همبسته اغلب به عنوان توجیهی برای استفاده از تفسیر چندبعدی و به کارگیری خرده دامنه‌ها به کار می‌رود؛ این دیدگاه نمی‌تواند تصدیق کند درجهٔ چندبعدی بودن ممکن است بی‌اهمیت باشد، زمانی که در آن تفسیر تک‌بعدی بودن، احتمالاً مناسب‌تر است [۳۸]. یعنی، اگر خرده دامنه‌ها در مدل CFA صفات همبسته، همبستگی نیرومندی داشته باشند، آنگاه ممکن است خرده نمره‌های فرعی تا حدود زیادی زائد به نظر برسند و فقط باید یک نمرهٔ کل قابل تفسیر باشد [۲۳]. در یک مدل CFA صفات همبسته، تعیین اینکه آیا تفسیر خرده دامنه‌ها جدا از نمرهٔ کل مفید است یا خیر، دشوار است؛ به همین خاطر اغلب برای بحث دقیق ابعاد یک مقیاس، مدل‌هایی که از یک منبع کلی واریانس (مانند یک مدل تک‌بعدی) و هم از واریانس منابع خاص (مدل CFA صفات همبسته) خرده دامنه استفاده می‌کنند، مناسب‌تر هستند. به طور کلی، مدل CFA صفات همبسته (مدل ۳)، مدلی نابسنده در نظر گرفته می‌شود؛ زیرا عامل‌های همبسته دلالت بر وجود یک یا چند «عامل مرتبه بالاتر»[1] یا «سلسله مراتبی»[2] دارند که باید توجیه شوند [۳۹].

**مدل CFA مرتبه بالاتر (مدل سلسه‌مراتبی غیر مستقیم)**

در مدل CFA مرتبه بالاتر، عامل‌های مرتبه نخست (صفات پنهان مرتبه نخست)، یک مدل اندازه‌گیری برای شاخص‌ها (گویه‌ها) تشکیل می‌دهند، درحالی‌که عامل مرتبهٔ دوم (صفت پنهان مرتبهٔ دوم)، یک مدل اندازه‌گیری برای عامل‌های مرتبهٔ نخست (صفات پنهان مرتبه نخست) است. مدل ۴، ساختار مدل CFA مرتبه بالاتر مقیاس خوب زیستن را نشان می‌دهد. در این مدل، چهار صفت پنهان مرتبه نخست و یک صفت پنهان مرتبهٔ بالاتر (عامل مرتبهٔ بالاتر) وجود دارد. در مدل مرتبهٔ بالاتر (مدل ۴)، صفت پنهان مرتبهٔ بالاتر، تأثیر غیرمستقیم بر شاخص‌های آشکار (گویه‌ها) دارد. مک‌دونالد از این مدل‌ها تحت عنوان «مدل‌های سلسه مراتبی غیر مستقیم»[3] یاد می‌کند [۴۰] که اصطلاحی است که متعاقباً توسط دیگران نیز پذیرفته شده است [۳۶، ۴۱]. در مدل‌های سلسله مراتبی غیر مستقیم، تأثیر صفت پنهان مرتبهٔ بالاتر بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) توسط صفات پنهان مرتبهٔ نخست میانجی می‌شود [۴۲]. در این مدل‌ها، میزان تأثیر صفت پنهان مرتبه بالاتر بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) مبهم است و پرسش مهمی که پیش می‌آید این است که آیا میزان تأثیر صفت پنهان مرتبه بالاتر بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) به طور کامل توسط صفات پنهان مرتبه نخست میانجی می‌شود؟ [۳۴، ۴۲].

**مدل CFA بایفکتر (مدل سلسه‌مراتبی مستقیم)**

مدل‌های بایفکتر، نوعی مدل اندازه‌گیری هستند که علاوه بر کاربرد در چارچوب CFA [۲۶] و EFA [۲۵]، در چارچوب نظریهٔ IRT نیز مورد استفاده قرار می‌گیرند [۴۳]. در یک مدل بایفکتر، پاسخ گویه‌ها به عنوان تابعی از یک عامل کلی و مشترک (مشابه عامل مرتبه بالاتر در مدل

[1] . Higher-Order.
[2] . Hierarchical Factor.
[3] . Indirect Hierarchical Model.

سلسه‌مراتبی غیر مستقیم)، که به طور مستقیم با شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) ارتباط دارد و عامل‌های گروهی خاص (صفات پنهان گروهی خاص) که با شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) مربوط به آن عامل خاص (صفت پنهان خاص) به طور مستقیم ارتباط دارند، در نظر گرفته می‌شود [۹، ۱۰، ۳۷]؛ بنابراین در یک مدل بایفکتر، دو بار عاملی برآورد خواهد شد؛ یکی بیانگر رابطهٔ با عامل کلی و دیگری نشان‌دهندهٔ رابطهٔ با عامل خاص می‌باشد [۴۴]. از آنجایی که عامل کلی و عامل‌های خاص به طور همزمان در یک مدل بایفکتر برازش دارند، زمانی که واریانس مشترک از عامل کلی حذف شود، عامل‌های خاص برآوردی از واریانس مشترک را در میان مجموعه‌ای ازگویه‌ها ارائه می‌دهند و این نشان می‌دهد، احتمالاً عامل‌های خاص باید به‌عنوان عامل‌های باقی‌مانده ناشی از عامل کلی تفسیر شوند، نه عامل‌های جداگانه یا مستقل که معمولاً از طریق یک مدل CFA با صفات همبسته مدل‌سازی می‌شود [۴۵]. با این حال در یک مدل CFA بایفکتر، تحت شرایطی امکان استفاده از نمرات خرده دامنه‌ها وجود دارد [۲]. به طور کلی می‌توان گفت؛ در مدل CFA بایفکتر، هم عامل کلی و هم خرده دامنه‌های گروهی خاص بر شاخص‌های آشکار تأثیر مستقیمی دارند و برخلاف «مدل سلسه مراتبی غیر مستقیم»، خرده دامنه‌های گروهی خاص بین عامل کلی و شاخص‌های آشکار، نقش میانجی ندارند [۴۱]. در پیشینهٔ پژوهش، به مدل‌های بایفکتور، «مدل سلسله مراتبی مستقیم»[1] نیز گفته می‌شود [۴۲].

### تقسیم‌بندی واریانس در مدل CFA بایفکتر

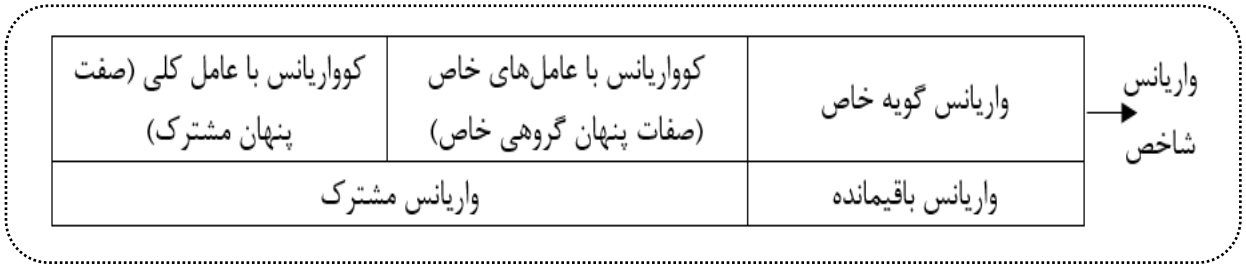
در یک مدل CFA بایفکتر، شاخص‌ها هم بر روی عامل کلی و هم بر روی یک عامل خاص بار عاملی دارند؛ بنابراین واریانس و کوواریانس هر گویه به سه جزء تقسیم می‌شوند: ۱. کوواریانس با عامل کلی؛ ۲. کوواریانس با عامل خاص و ۳. واریانس با عامل خاص گویه (شکل ۱). کوواریانس ناشی از عامل کلی و عامل گروهی، «درصد واریانس مشترک»[2] گویه را نشان می‌دهد و واریانس با عامل خاص هر گویه که برای هر گویه منحصربه‌فرد است (با هیچ گویه دیگری به اشتراک گذاشته نمی‌شود) منتسب به «واریانس خطای تصادفی»[3] است. این بدان معنا است که منابع کلی، گروهی و خاص واریانس، بیانگر منابع سیستماتیک، تکرارپذیر و قابل اعتماد واریانس هستند [۳۶]. بنابراین، مدل بایفکتر که شامل منابع کلی و گروهی واریانس مشترک است، به وضوح «چند بعدی» است؛ به عبارتی دارای منابع مشترک چندگانه واریانس گویه‌ها و کوواریانس بین گویه‌ها است [۲۳] با این حال، این به این معنی نیست که «سازه چند بعدی» است یا این سازه «ترکیبی از ابعاد» است، بلکه صرفاً به این معنی است که در یک «نمره ترکیبی وزن‌دار واحد» بیش از یک منبع واریانس سیستماتیک وجود دارد [۲۶]. برای اینکه عامل کلی به عنوان بعد اولیه قابل تفسیر باشد، منطقی است که لازم است که مقدار واریانس تبیین شده عامل کلی نسبت به مقدار واریانس تبیین شده به وسیله عامل‌های خاص قابل توجه باشد. شاخص‌های آماری گوناگونی که تقسیم‌بندی واریانس و کوواریانس محاسبه شده از پارامترهای مدل بایفکتر را برآورد می‌کند، اشباع شده است و می‌توان از آن‌ها برای ارزیابی بعدپذیری داده‌ها استفاده کرد [۱].

در یک مدل CFA بایفکتر تقسیم‌بندی کوواریانس و واریانس دو هدف عمده را فراهم می‌سازد: ۱. اثرات سوگیری چندبعدی را می‌توان در نظر گرفت، که این امکان برآورد دقیقی از ضرایب مرتبط با عامل کلی را فراهم می‌سازد [۵] و ۲. تقسیم‌بندی واریانس امکان بررسی تک‌بعدی یا چندبعدی بودن را فراهم می‌کند. اگر یک عامل کلی میزان قابل توجهی از واریانس گویه‌ها را تبیین کند، داده‌های چندبعدی را بدون سوگیری زیاد می‌توان تک‌بعدی درنظر گرفت [۴۶]. برای دست‌یابی به این اهداف انواع شاخص‌های آماری کمکی برای مدل‌های بایفکتر توسعه یافته‌اند. این شاخص‌های مدل CFA بایفکتر، انواع مختلفی از «ضرایب پایایی» و انواع «شاخص‌های واریانس تبیین شده»[4] و غیره را شامل می‌شوند که در ادامه این شاخص‌ها تبیین خواهند شد.

### شاخص‌های آماری مربوط به مدل بایفکتر برای ارزیابی بُعدپذیری

یک بررسی دقیق از بارهای عاملی بین گویه‌ها و عامل

1 . Direct Hierarchical Model.
2 . Percent of Common Variance.
3 . Random Error Variance.
4 . Variance Explained Indices.




**شکل ۱. نحوه تقسیم بندی واریانس در مدل CFA بایفکتر**

کلی و عامل‌های خاص در یک مدل بایفکتر، اطلاعاتی را در رابطه با نیرومندی عامل کلی و عامل‌های خاص ارائه می‌دهد [۲۳]. با این حال، پژوهشگران برای ارزیابی جامع ساختار این عامل‌های پنهان، استفاده از چندین شاخص مبتنی بر مدل را پیشنهاد می‌دهند. این شاخص‌ها به پژوهشگران کمک می‌کنند تا نیرومندی عامل کلی و عامل‌های خاص، مقدار اندازه‌ای که نمرهٔ کل سازه مورد نظر را انعکاس می‌دهند و میزان قابل‌اعتماد و کاربردی بودن نمره‌های خرده دامنه‌ها را ارزیابی می‌کنند [۱، ۳۴]. این شاخص‌ها شامل:

**الف. ضریب امگا (ω)**

ضریب امگا (ω)، یک برآورد مبتنی بر مدل از پایایی ترکیبی[1] نمرهٔ کل است [۴۰]. ضریب امگا، مقدار واریانس را در نمرهٔ کل مشاهده شده که به همه منابع مدل شده[2] واریانس مشترک نسبت داده شده است را برآورد می‌کند [۴۷، ۴۸]. در حالی‌که ضریب امگا به طور معمول در مدل های تک‌بعدی به کار می‌رود؛ زینبرگ، ریوال، یوال و لی[3] از فرمول ۱، برای محاسبهٔ ضریب امگا بر اساس پارامترهای یک مدل بایفکتر استفاده کرد [۴۹]:

فرمول ۱. فرمول ضریب امگا

$$\omega = \frac{\sum_i(\lambda_{i.G})^2 + \sum_j\sum_i(\lambda_{is_j})^2}{\sum_i(\lambda_{i.G})^2 + \sum_j\sum_i(\lambda_{is_j})^2 + \sum_i(1-h_i^2)}$$

در فرمول ۱، i بر روی همه گویه‌های مدل بایفکتر متفاوت است، j نیز بر روی همه عامل‌های خاص متفاوت است. $\lambda_{i.}$ بار عاملی گویه i بر روی عامل کلی است. $\lambda_{isj}$ بار عاملی گویه i بر روی عامل خاص j می‌باشد. $h_i^2$ اشتراک گویه i است.

1 . Composite Reliability.
2 . Modeled.
3 . Zinbarg RE, Revelle W, Yovel I, Li W.

**ب. ضریب امگا سلسله‌مراتبی (امگا اچ) $\omega_H$**

درحالی‌که ضریب امگا (ω) برآورد نسبت واریانس نمرهٔ کل تبیین شده در مدل بایفکتر است؛ ضریب «امگا سلسله مراتبی ($\omega_H$)»[4] برآورد نسبت واریانس نمرهٔ کل تبیین شده در مدل بایفکتر توسط عامل کلی است [۴۷، ۴۸، ۴۹] و مانند فرمول ۱ است، با این تفاوت که در صورت کسر فقط بارهای عاملی عامل کلی در نظر گرفته می‌شود [۴۹]. فرمول ۲، مربوط به «امگا سلسله مراتبی ($\omega_H$)» است.

فرمول ۲. فرمول ضریب امگا سلسله مراتبی ($\omega_H$)

$$\omega_H = \frac{\sum_i(\lambda_{i.G})^2}{\sum_i(\lambda_{i.G})^2 + \sum_j\sum_i(\lambda_{is_j})^2 + \sum_i(1-h_i^2)}$$

**ج. امگا خرده مقیاس‌ها ($\omega_S$)**

امگا اس ($\omega_S$) برآوردی از پایایی ترکیبی خرده دامنه‌ها است که می‌توان آن را برای هر عامل خاص محاسبه کرد. شاخص امگا اس ($\omega_S$) فرمولی شبیه امگا (ω) دارد [۳۴] با این تفاوت که فقط گویه‌های یک عامل خاص را شامل می‌شود:

فرمول ۳. فرمول ضریب امگا اس ($\omega_S$)

$$\omega_S = \frac{\sum_i(\lambda_{i.G})^2 + \sum_i(\lambda_{i.S})^2}{\sum_i(\lambda_{i.G})^2 + \sum_i(\lambda_{i.S})^2 + \sum_i(1-h_i^2)}$$

در فرمول ۳، i بر روی گویه‌هایی که بر عامل خاص S بار عاملی دارند، متفاوت است.

**د. امگا سلسله‌مراتبی خرده مقیاس ($\omega_{HS}$)**

زمانی که یک مدل بایفکتر برای داده‌های چندبعدی مناسب باشد، منطق ضریب $\omega_H$ را می‌توان با محاسبهٔ واریانس عامل منحصر به فرد با هر عامل گروهی پس از تقسیم واریانس با یک عامل کلی به خرده دامنه‌ها تعمیم

4 . Coefficient Omega Hierarchical.

داد. با این روش شاخص امگا سلسله مراتبی خرده دامنه‌ها ($\omega_{HS}$) به دست می‌آید [۹]. $\omega_{HS}$ شاخصی است که پایایی یک نمرهٔ خرده مقیاس را پس از کنترل واریانس ناشی از عامل کلی منعکس می‌کند [۲۲]. فرمول ۴:

فرمول ۴، فرمول ضریب امگا اچ اس ($\boldsymbol{\omega_{HS}}$)

$$\omega_{HS} = \frac{\sum_i(\lambda_{i.S})^2}{\sum_i(\lambda_{i.G})^2 + \sum_i(\lambda_{i.S})^2 + \sum_i(1-h_i^2)}$$

### ه. شاخص واریانس مشترک تبیین شده (ECV)

اگر داده‌ها از یک مدل بایفکتر پیروی کنند و بنا بر تعریف چندبعدی باشند، پژوهشگران باید قدرت نسبی آن عامل (عامل کلی) را در نظر بگیرند [۹]. در این راستا «ماتریس بار عاملی استاندارد شده»[1] در یک مدل بایفکتر، راه‌حل بسیار ساده و ظریفی را برای ارزیابی نیرومندی نسبی ابعاد ارائه می‌دهد [۳۸]. واریانس مشترک تبیین شده (ECV)[2]، یک معیار مستقیم و واضح برای بررسی «به حد کفایت تک‌بعدی» است [۲۷]. از نظر فنی، ECV، نسبت مقادیر ویژه اولیه (یعنی عامل کلی) به مجموع همه مقادیر ویژه است [۳۴، ۵۰]. واریانس مشترک تبیین شده (ECV)، با در نظر گرفتن نسبت واریانس تبیین شده توسط عامل کلی و تقسیم آن بر واریانس تبیین شده توسط عامل کلی و عامل‌های گروهی که از چرخش متعامد (غیرهمبسته) برآورد شده، میزان واریانس تبیین شده توسط عامل کلی را مشخص می‌کند [۳۶]. شاخص ECV به راحتی توسط فرمول ۵، محاسبه می‌گردد:

فرمول ۵. شاخص واریانس مشترک تبیین شده (ECV)

$$ECV = \frac{\sum_i \lambda_{i.G}^2}{\sum_i \lambda_{i.G}^2 + \sum_j \sum_i \lambda_{i.Sj}^2}$$

مقدار i بر روی هر گویه و مقدار j بر روی هر عامل خاص متفاوت هستند. $\lambda_i$, بار عاملی گویه i بر روی عامل خاص j است.

### و. شاخص ECV بعد خاص ($ECV_{SG}$)

نخستین شاخص ECV هر عامل خاص، شاخص $ECV_{SG}$ است که تحت عنوان «ECV عامل خاص باتوجه‌به عامل کلی»[3] نامیده می‌شود [۲]، استوکی و ادلن[4] به سادگی آن را «ECV بعد خاص»[5] نامیدند [۵۱] و به عنوان نسبت واریانس همه گویه‌هایی که از عامل خاص ناشی می‌شوند، تفسیر می‌شود [۲]. این شاخص با استفاده از فرمولی مشابه فرمول ECV (فرمول ۵) محاسبه می‌شود؛ با این تفاوت که در صورت کسر به جای بارهای عاملی عامل کلی، از بارهای عاملی عامل خاص استفاده می‌شود. برای محاسبه آن از همه گویه‌های موجود در مقیاس استفاده می‌شود[۵۱] (فرمول ۶).

فرمول ۶. شاخص واریانس مشترک تبیین شده بعد خاص

$$ECV_{SG} = \frac{\sum_i \lambda_{i.S}^2}{\sum_i \lambda_{i.G}^2 + \sum_j \lambda_{i.S}^2}$$

در فرمول ۶، i بر روی هر گویه و j بر روی هر عامل متفاوت است و S یک عامل خاص است.

### ز. ECV عامل خاص با توجه خودش ($ECV_{SS}$)

رویکرد دیگر برای محاسبهٔ شاخص ECV در مدل بایفکتر این است که فقط گویه‌های بارگذاری شده روی عامل خاص موردتوجه قرار گیرد که دوبر این نوع شاخص ECV را شاخص «ECV عامل خاص با توجه خودش[6]» نامید نامید [۲]. $ECV_{SS}$ نسبت واریانس واریانس مشترک در یک خرده دامنه است که منحصراً برای عامل خاص آن خرده دامنه محاسبه می‌شود [۲۲]. (فرمول ۷).

فرمول ۷، ECV عامل خاص با توجه خودش، ($ECV_{SS}$)

$$ECV_{SS} = \frac{\sum_i \lambda_{i.S}^2}{\sum_i \lambda_{i.G}^2 + \sum_j \lambda_{i.S}^2}$$

$ECV_{SS}$، می‌تواند به عنوان یک شاخص منحصر به فرد ابعادی در نظر گرفته شود [۱].

### ح. ECV درون-دامنه ($ECV_{GS}$)

$ECV_{SS}$ مکمل آن چیزی است که استاکی و ادلن از آن به عنوان «ECV درون-دامنه»[7] ($ECV_{GS}$) [۵۱] و دوبر [۳۱] [۳۱] از آن به عنوان «ضریب کلی باتوجه‌به عامل‌های خاص» یاد کرده‌اند. $ECV_{GS}$، را می‌توان به عنوان نسبت واریانس مشترک گویه‌ها در هر عامل خاص که متأثر از عامل کلی است، تفسیر کرد [۳۱]. به طور کلی، مقادیر بالای $ECV_{GS}$ ، نشان می‌دهد، واریانس خرده‌دامنه‌ها تا حد

1 . Standardized Loading Matrix.
2 . Explained Common Variance.
3 . ECV of a Apecific Factor With Respect to the General Factor.
4 . Stucky and Edelen.
5 . Specific-Dimension ECV.
6 . ECV of a Specific Factor with Respect to Itself.
7 . Within-Domain ECV.

زیادی توسط عامل کلی تبیین می‌شود، در حالی که مقادیر پایین این شاخص‌ها نشان می‌دهد که خرده دامنه‌ها مستقل‌تر از عامل کلی هستند [۲]. (فرمول ۸).

فرمول ۸. ECV درون - دامنه، $(ECV_{GS})$

$$ECV_{GS} = \frac{\sum_i \lambda_{i.S}^2}{\sum_i \lambda_{i.G}^2 + \sum_j \lambda_{i.S}^2}$$

### ط. واریانس مشترک تبیین شده - گویه (I-ECV)

یک شاخص واریانس مشترک تبیین شده را می‌توان برای هر گویه محاسبه کرد. I-ECV، نسبت واریانس مشترک برای گویه‌ای است که به‌وسیله یک عامل کلی تبیین شده است [۵۲]. I-ECV و معیاری برای مشخص کردن این موضوع است که چه مقدار از واریانس مشترک یک گویه توسط یک عامل کلی تبیین می‌شود [۵۲]. استوکی و ادلن با استفاده از شاخص I-ECV، برای انتخاب مجموعه‌ای از گویه‌ها برای تدوین یک مقیاس مختصر،کوتاه و اساساً تک‌بعدی استفاده کردند. برای این منظور، انتخاب مجموعه‌ای از گویه‌ها با مقدار شاخص I-ECV، بیشتر از ۰/۸۰ یا ۰/۸۵ را توصیه می‌کنند (ص ۲۰۲) [۵۱].

فرمول ۹. گویه-واریانس مشترک تبیین شده (I-ECV)

$$I - ECV = \frac{\lambda_{i.G}^2}{\lambda_{i.G}^2 + \lambda_{i.S}^2}$$

### ی. درصد همبستگی‌های آلوده نشده (PUC)

ریس اظهار داشت، مقادیر بالای ECV، یک عامل کلی نیرومند را نشان می‌دهد که ممکن است در تصمیم‌گیری برای برازش مدل تک‌بعدی حتی برای داده‌هایی که چندبعدی هستند، راهنما باشد [۹]. به طورکلی، در یک مدل بایفکتر، هنگامی که ECV بالا باشد، بارهای عاملی برآورد شده در یک مدل تک‌بعدی ممکن است به خوبی تقریب (یعنی بی‌طرفانه) بارهای عاملی در عامل کلی را برآورد کنند. با این حال، استفاده از ECV به راحتی نیست، زیرا رابطهٔ آن با سوگیری پارامترهایی که از تعیین نادرست مدل ناشی می‌شوند، توسط عامل‌های دیگر تعدیل شود [۳۱]. یکی از این‌ها، «درصد همبستگی آلوده نشده (PUC)»[1] است. PUC تحت‌تأثیر میزان بارهای عاملی بر روی عامل کلی یا عامل‌های خاص قرار نمی‌گیرند [۵۳]. در عوض، PUC تحت‌تأثیر اندازه مدل، به ویژه تعداد کل گویه‌ها، تعداد عامل‌های خاص و تعداد گویه‌ها در هر عامل خاص قرار می‌گیرند [۱۰]. با افزایش تعداد عامل‌های خاص و کاهش تعداد گویه‌ها در هر عامل، PUC افزایش می‌یابد، زیرا همبستگی‌های گویه‌های کمتری توسط عامل خاص و کلی آلوده می‌شود [۲۳]. درصد همبستگی‌های آلوده نشده (PUC) نسبت عناصر کوواریانس که صرفا توسط عامل کلی تبیین می‌شود را ارائه می‌دهد؛ فرمول ۱۰.

فرمول ۱۰، (PUC)

$$PUC = ۱ - \frac{\text{تعداد همبستگی میان گویه‌ها با عامل‌های گروه}}{\text{تعداد کل همبستگی‌ها}}$$

### ک. سوگیری پارامتر نسبی متوسط (ARPB)

سوگیری پارامتر نسبی متوسط (ARPB)[2] یک شاخص کلی است که از تفاوت بین بارهای عاملی عامل کلی مدل بایفکتر و بارهای عاملی یک مدل CFA تک‌بعدی از همان داده‌ها است، برآورد می‌شود. در این فرمول $\lambda_{i,U}$ بار عاملی گویه i در مدل تک‌بعدی است، $\lambda_{i,G}$ بار عاملی گویه i در عامل کلی مدل بایفکتر است و n تعداد کل گویه‌ها است [۱، ۳۵]. فرمول ۱۱.

فرمول ۱۱. سوگیری پارامتر نسبی متوسط (ARPB)

$$ARPB = \frac{\sum_i \left| \frac{\lambda_{i,U} - \lambda_{i,G}}{\lambda_{i,G}} \right|}{n}$$

وقتی ARPB کوچک باشد، عامل کلی راه‌حل بایفکتر و تک عامل راه‌حل تک‌بعدی در مدل‌های معادل داده‌ها تقریباً برابر خواهند بود؛ بنابراین مدل ساده‌تر تک‌بعدی را می‌توان در زمینه‌های SEM بدون در نظر گرفتن سوگیری اساسی ضرایب ساختاری در نظر گرفت [۲۲].

## راهنمای عملی برای محاسبه شاخص‌های آماری مدل CFA بایفکتر

پژوهشگران معمولاً از بستهٔ BifactorIndicesCalculator در نرم‌افزار R یا RStudio برای محاسبهٔ شاخص‌های آماری مدل CFA بایفکتر استفاده می‌کنند [۳۱]؛ هر چند که محاسبه‌گر شاخص‌های مدل بایفکتر[3] نیز که یک فایل

1 . Percentage of Uncontaminated Correlations (PUC).

2 . Average relative Parameter Bias (ARPB).

3 . Bifactor Indices Calculator.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244

اکسل است، ابزار دیگری برای این منظور است [۵۴]. در ادامه این دو روش با داده‌های جمع‌آوری شده با مقیاس خوب زیستن یوسفی [۳۳] ارائه شد.

### الف. استفاده از بسته BifactorIndicesCalculator در نرم‌افزار افزار R یا RStudio

برای محاسبهٔ همه شاخص‌های مدل CFA بایفکتر، لازم است که مدل CFA تک‌بعدی (مدل ۱) و مدل CFA بایفکتر (مدل ۵) با استفاده از نرم‌افزار R یا RStudio برآورد شود[۱] (پیوست ۱ و ۲). سپس بستهٔ آماری "BifactorIndicesCalculator" که همه توابع آن به صورت عمومی از شبکه آرشیو جامع R (CRAN) در دسترس است، نصب و بارگیری شود. از فرمان ۱، برای این منظور استفاده می‌شود:

فرمان ۱.

```
install.packages("BifactorIndicesCalculator")
library(BifactorIndicesCalculator)
```

پس از فراخوانی بسته و توابع "BifactorIndicesCalculator" از تابع ۱، زیر برای محاسبه شاخص‌های CFA بایفکتر استفاده می‌شود:

تابع ۱.

```
BifactorIndices (Lambda, Theta = Null , Unilambda =
Null,
standardized = TRUE)
```

در تابع ۱، چهار استدلال وجود دارد: ۱. Lambda، ماتریسی از بارهای عاملی یا شیئی است که BifactorIndicesCalculator می‌تواند آن را به ماتریسی از بارهای عاملی تبدیل کند؛ ۲. Theta ، بردار اختیاری واریانس‌های باقیماندهٔ شاخص است. هنگامی که از ضرایب استاندارد استفاده می‌شود، Theta با استفاده از Lambda محاسبه می‌شود؛ بنابراین ورودی Theta تنها زمانی مورد نیاز است که «ماتریسی از بارهای عامل غیر استاندارد»[۲] برای Lambda استفاده شود؛ ۳. UniLambda، ماتریسی از بارهای عاملی از یک مدل تک‌بعدی از همان داده یا یک شی که BifactorIndicesCalculator می‌تواند آن را به ماتریسی از بارهای عاملی تبدیل کند. UniLambda، برای محاسبه «سوگیری پارامتر» استفاده می‌شود و تنها زمانی مورد نیاز است که آن شاخص مورد نظر باشد؛ ۴. standardized، یک «شاخص بولین»[۳] است که نشان می‌دهد آیا شاخص‌های مدل بایفکتر باید بر اساس ضرایب استاندارد محاسبه شوند، همان‌طور که رویه استاندارد است[۴] [۳۴]. شاخص‌های بایفکتر را نیز می‌توان بر اساس ضرایب غیر استاندارد محاسبه کرد (standardized = FALSE) [۲۷].

برای آشنایی با نحوهٔ کاربست تابع ۱ در نرم‌افزار R، از داده‌های جمع آوری شده با مقیاس خوب زیستن، نمونه‌ای ارائه شد. لازم به ذکر است که برای کاربست این تابع لازم است که دو مدل CFA تک‌بعدی (مدل ۱ در جدول ۱) و مدل CFA بایفکتر (مدل ۵ در جدول ۱) در تابع ۱، تعریف شوند (جدول ۲). (برای نمونه‌های بیشتر از کاربست تابع ۱، به این منبع مراجعه فرمایید:

https://cran.r-project.org/web/packages/BifactorIndicesCalculator/BifactorIndicesCalculator.pdf).

**جدول ۲. دستورالعمل نحوهٔ کاربست تابع ۱ در نرم‌افزار R، جهت برآورد شاخص‌های آماری مربوط به مدل CFA بایفکتر برای مقیاس خوب زیستن**

```
udimenstionalplg.model <- 'Generalfactor = ~ q1 +
q2 + q3 + q4 + q5 + q6 + q7 +
q8 + q9 + q10 + q11 + q12 + q13 + q14 + q15 + q16
+ q17 + q18'
pglbifactor.model <- 'EW = ~ q1 + q2 + q3
MW = ~ q4 + q5 + q6 + q7
SW = ~ q8 + q9 + q10 + q11 + q12
PW = ~ q13 + q14 + q15 + q16 + q17 + q18
Generalfactor = ~ q1 + q2 + q3 + q4 + q5 + q6 + q7 +
q8 + q9 + q10 + q11 + q12 + q13 + q14 + q15 + q16
+ q17 + q18'
udimenstionalplg <- lavaan::
cfa(udimenstionalplg.model,
                    q,
                    ordered = paste0("q", 1 : 18),
                    orthogonal = TRUE)
pglbifactor <- lavaan :: cfa(pglbifactor.model,
                   q,
                   ordered = paste0("q" , 1 : 18),
                   orthogonal = TRUE)
bifactorIndices(pglbifactor, UniLambda =
udimenstionalplg)
```

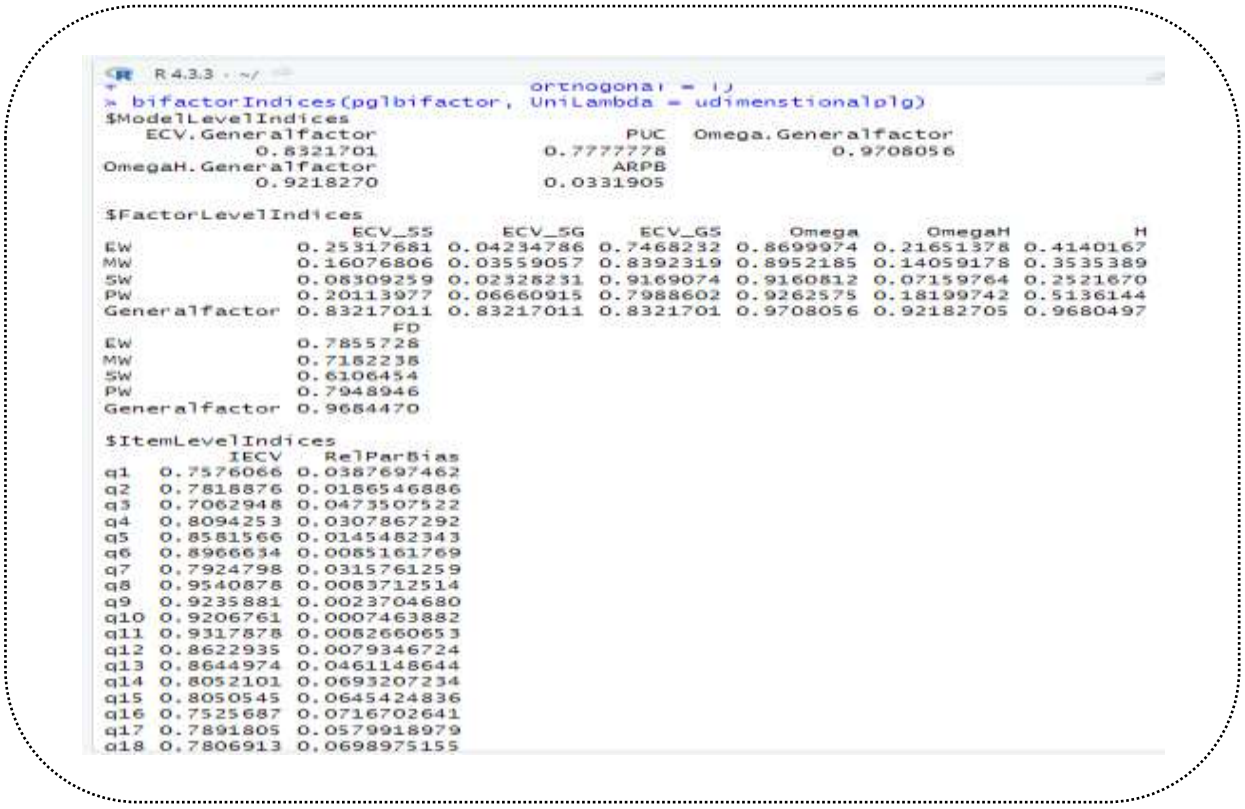
۱ . شیوهٔ برآورد مدل CFA تک‌بعدی و مدل CFA بایفکتر در نرم افزار R در پیوست مقاله قرار دارد.

2 . Matrix of Unstandardized Factor Loadings.

3 . Boolean Indicator .

۴ . شاخص بولین، یک متغیر باینری (متغیر دوارزشی)، دارای دو مقدار ممکن "True" و ".False" است.

در مثال در جدول۲، Udimenstionalplg.Model اشاره به مدل CFA تک‌بعدی دارد که شامل یک عامل کلی (Generalfactor) که توسط ۱۸ گویه که شامل q1 تا q18 است تخمین زده می‌شود. Pglbifactor.model اشاره به مدل CFA بایفکتر دارد که توسط ۴ عامل یعنی: EW (اشاره به بهزیستی هیجانی دارد و توسط گویه‌های q1 تا q3 برآورد می‌شود)؛ MW (اشاره به بهزیستی اخلاقی دارد و توسط گویه‌های q4 تا q7 برآورد می‌شود)، SW (اشاره به بهزیستی اجتماعی دارد و توسط گویه‌های ۸q تا ۱۲q برآورد می‌شود) و PW (اشاره به بهزیستی روان‌شناختی دارد و توسط گویه‌های q13 تا q18 برآورد می‌شود) برآورد می‌شود. q نام داده‌های جمع‌آوری شده با مقیاس خوب زیستن است که پژوهشگران انتخاب کرده‌اند. در فرمان " ordered = paste0("q", 1 : 18)" همان‌طور که پیش‌تر گفته شد q نام داده‌های انتخابی پژوهشگران است و عدد ۱۸ اشاره به تعداد گویه‌های مقیاس خوب زیستن دارد. بقیه موارد به همین شکل ارائه شده در سایر مطالعات قابل کاربست است. پس از نوشتن کدهای مورد نیاز و برآورد داده‌ها توسط نرم‌افزار، لازم است که خروجی نرم‌افزار بررسی شود (شکل ۲).



```
R 4.3.3 · ~/
+                                   ortnogonal = T)
> bifactorIndices(pglbifactor, UniLambda = udimenstionalplg)
$ModelLevelIndices
   ECV.Generalfactor                      PUC   Omega.Generalfactor
           0.8321701                0.7777778             0.9708056
OmegaH.Generalfactor                     ARPB
           0.9218270                0.0331905

$FactorLevelIndices
                   ECV_SS     ECV_SG     ECV_GS      Omega      OmegaH          H
EW             0.25317681 0.04234786 0.7468232 0.8699974 0.21651378 0.4140167
MW             0.16076806 0.03559057 0.8392319 0.8952185 0.14059178 0.3535389
SW             0.08309259 0.02328231 0.9169074 0.9160812 0.07159764 0.2521670
PW             0.20113977 0.06660915 0.7988602 0.9262575 0.18199742 0.5136144
Generalfactor  0.83217011 0.83217011 0.8321701 0.9708056 0.92182705 0.9680497
                       FD
EW             0.7855728
MW             0.7182238
SW             0.6106454
PW             0.7948946
Generalfactor  0.9684470

$ItemLevelIndices
         IECV   RelParBias
q1  0.7576066 0.0387697462
q2  0.7818876 0.0186546886
q3  0.7062948 0.0473507522
q4  0.8094253 0.0307867292
q5  0.8581566 0.0145482343
q6  0.8966634 0.0085161769
q7  0.7924798 0.0315761259
q8  0.9540878 0.0083712514
q9  0.9235881 0.0023704680
q10 0.9206761 0.0007463882
q11 0.9317878 0.0082660653
q12 0.8622935 0.0079346724
q13 0.8644974 0.0461148644
q14 0.8052101 0.0693207234
q15 0.8050545 0.0645424836
q16 0.7525687 0.0716702641
q17 0.7891805 0.0579918979
q18 0.7806913 0.0698975155
```

**شکل ۲. همه شاخص‌های آماری مدل CFA بایفکتر**

باتوجه‌به شکل ۲، خروجی نرم‌افزار R نسخهٔ ۴.۳.۳ با توجه به بستهٔ آماری "bifactorIndices " دارای فهرستی در سه سطح: ۱. شاخص‌های سطح مدل[1]؛ ۲. شاخص‌های سطح عاملی[2] و ۳. شاخص‌های سطح گویه[3] بود. شاخص‌های سطح مدل شامل شاخص‌های آماری ECV=۰/۸۳ کل، PUC=۰/۷۸، ω =۰/۹۷ کل، $\omega_H$=۰/۹۲کلی، و ARPB=۰/۰۳۳ بود.

باتوجه‌به شکل ۲، مقدار امگا کل مقیاس خوب زیستن ۰/۹۷ به دست آمد. از آنجایی که ضریب ω یک ضریب پایایی است، لازم است به تفاوت این ضریب با آلفا اشاره کرد: ۱. ضریب امگا همواره بر اساس بارهای عاملی یک مدل

1 . Model Level Indices.
2 . Actor Level Indices.
3 . Item Level Indices.

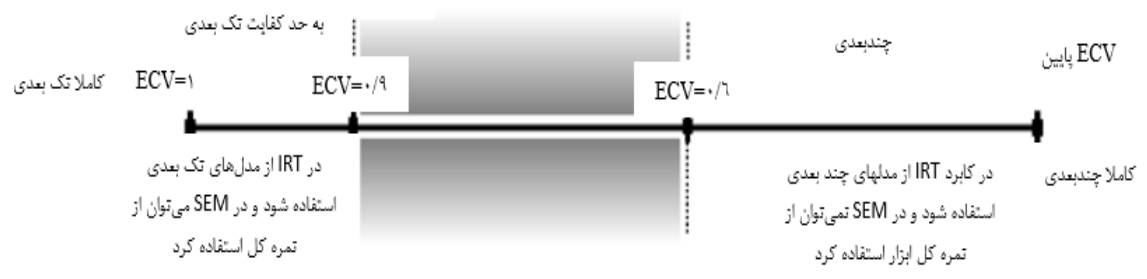
دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244

خاص برآورد می‌شود (امگا یک ضریب پایایی مبتنی بر مدل است)؛ در حالی‌که آلفا بر اساس واریانس‌ها و کوواریانس‌های مشاهده شده محاسبه می‌شود؛ ۲. در ضریب آلفا فرض «هم ارزی تائو»[1] ضروری است (زمانی فرض «هم ارزی تائو» برقرار است که بارهای عاملی غیراستاندارد[2] برابر باشند. نکته مهم این است که این برابری فقط باید در جامعه وجود داشته باشد و بارهای عاملی در گروه نمونه ممکن است کاملاً متغیر باشد [۵۵]. در حالی‌که در ضریب امگا فرض هم ارزی تائو مطرح نیست و اساساً زمانی که بارهای عاملی یکسان نباشد، مناسب‌تر است. همانند آلفا، تفسیرپذیری امگا به شدت به مفروضه تک‌بعدی بودن داده‌ها وابسته است [۳۷]. برخلاف آلفا، امگا این مزیت را دارد که پژوهشگر به دلیل نیاز به تعیین یک مدل عاملی برای محاسبه امگا، از منابع متعدد به خوبی آگاه است [۵۵].

باید در نظر داشت که امگا کل (ω) اطلاعاتی در مورد بعد مقیاس در اختیار پژوهشگر قرار نمی‌دهد و به نظر می‌رسد که شاخص امگا اچ ($\omega_H$) اطلاعات بیشتری در اختیار پژوهشگر قرار می‌دهد. از یک منظر، امگا اچ ($\omega_H$)، واریانس تبیین شده به وسیله عامل کلی است که به عنوان خطای اندازه‌گیری در نظر گرفته می‌شود و از منظری دیگر، امگا اچ ($\omega_H$) به طور مستقیم به موضوع تک‌بعدی بودن نمی‌پردازد [۵۶]. مک‌دونالد استدلال می‌کند، امگا اچ ($\omega_H$) بالا در درجه نخست بیانگر یک بعد واحد است؛ زیرا ممکن است به عنوان مجذور همبستگی بین نمرهٔ کل مقیاس مشاهده شده و عامل کلی پنهان تفسیر شود [۴۲]. در حالی‌که، اگر داده‌ها از ساختار بایفکتر پیروی کنند، امگا اچ ($\omega_H$) ضریب پایایی آموزنده‌تری نسبت به امگا (ω) است [۵۲]، چرا که می‌توان از آن برای درک این که موضوع که آیا پایایی نمرهٔ کل که به دلیل یک سازه واحد در یک زمینهٔ چندبعدی رخ داده است، استفاده کرد [۴۷]. امگا اچ ($\omega_H$) مانند بسیاری از ضرایب پایایی دیگر، به شدت متأثر از طول آزمون است. در واقع، برای بسیاری از آزمون‌های طولانی با تعداد زیادی عامل خاص، امگا اچ ($\omega_H$) زمانی که حتی مقیاس به وضوح چند بعدی است، می‌تواند بالا به دست آید [۱۰]. هم‌چنین برخی پژوهشگران در مطالعات خویش نشان دادند، تا زمانی که مقدار امگا اچ ۰/۸ و بیشتر باشد ($\omega_H \geq$۰/۸۰)، آزمون را می‌توان به حد کفایت تک‌بعدی در نظر گرفت [۱، ۳۸]. در مقیاس خوب زیستن مقدار امگا اچ ($\omega_H$) برابر با ۰/۹۲ به دست آمد. این مقدار به دست آمده ضریب امگا اچ ($\omega_H$) بیانگر به حد کفایت تک‌بعدی بودن مقیاس است [۱، ۳۸]. همچنین مقدار $\omega_H$=۰/۹۲ بدان معنا است که ۹۲ درصد از واریانس نمرات کل واحد وزن‌دار را می‌توان به تفاوت‌های فردی در عامل کلی (در اینجا خوب زیستن) نسبت داد. ریشه دوم $\omega_H$، که برابر با ۰/۹۶ است، بیانگر همبستگی بین عامل کلی با نمرهٔ کل مشاهده شده است. مقایسه $\omega_H$ (در مطالعهٔ حاضر، $\omega_H$=۰/۹۲) با ω (در مطالعهٔ حاضر ω=۰/۹۷) بسیار مهم است [۱۰]. یعنی، $\frac{۰.۹۲}{۰.۹۷}$=۰/۹۵؛ این بدان معنا است که می‌توانیم حدود ۹۵ درصد از واریانس قابل اطمینان را به عامل کلی که فرض می‌شود بیانگر تفاوت‌های فردی در صفت مورد نظر است، نسبت داد و تنها ۵ درصد (۰/۵=۰/۹۲ – ۰/۹۷) را می‌توان به چندبعدی بودن ناشی از عامل‌های گروهی نسبت داد؛ بنابراین می‌توان نمرات خام را به عنوان بازتابی از به حد کفایت تک‌بعدی، علی رغم وجود چندبعدی بودن داده‌ها در نظر گرفت [۳۶].

باتوجه‌به شکل ۲، مقدار ECV=۰/۸۳ کل، به دست آمد. باید در نظر داشت که به راحتی می‌توان امگااچ ($\omega_H$) را به عنوان پاسخی به مسئلهٔ ابعاد یا به عنوان یک شاخص قدرت عامل کلی اشتباه گرفت؛ اما امگا اچ ($\omega_H$) به مسئلهٔ ابعاد و شاخص نیرومندی عاملی کلی نمی‌پردازد. امگا اچ ($\omega_H$) اطلاعاتی از درصد واریانس یک «واحد وزنی ترکیبی» را که می‌توان به یک عامل کلی نسبت داد، در اختیار پژوهشگر قرار می‌دهد [۲]. اگر امگااچ ($\omega_H$) بالا باشد، می‌توان نمرات کل واحد وزنی را «به حد کفایت تک‌بعدی» بدانیم؛ به این معنا که واریانس قابل اعتماد آن‌ها عمدتاً تحت‌تأثیر یک منبع واحد هستند [۱۰]. با این حال، امگا اچ ($\omega_H$) بعد داده‌ها نیست. ما نیاز به آگاهی از ابعاد داده‌ها، به خصوص نیرومندی نسبی عامل کلی داریم؛ زیرا متغیر اصلی در تعیین این‌که آیا پارامترهای گویه‌ها هم در حوزهٔ IRT و هم در حوزهٔ SEM، می‌توانند با حداقل سوگیری برآورد شوند، عامل کلی است [۲۶]. اگر داده‌ها از یک مدل بایفکتر پیروی کنند، واریانس مشترک تبیین شده (ECV) ، یک معیار مستقیم و واضح برای بررسی «به حد کفایت تک‌بعدی بودن» است [۲۷]. به طور کلی، داده‌هایی که دارای یک عامل

1 . Tau Equivalent.
2 . Unstandardized Factor Loading.




شکل ۳. پیوستار ابعاد با استفاده از مقادیر ECV

**شکل ۳. پیوستار ابعاد با استفاده از مقادیر ECV**

کلی نیرومندتری نسبت به عامل‌های ثانوی هستند، دارای ECV بالاتری هستند. داده‌های دقیقا تک‌بعدی (نظری) دارای ECV به ارزش یک می‌باشند (ECV=۱). از این منظر، مقادیر بالای ECV بیانگر آن است که داده‌ها به حدکفایت تک‌بعدی هستند [۲۷، ۵۷]. از آنجایی که رابطه بین ECV و سوگیری پارامتر[1] به وسیله ساختار داده‌ها تعدیل می‌شود؛ بنابراین باید از یک طیف ECV برای تعیین تک‌بعدی یا چندبعدی بودن داده‌ها استفاده کرد (شکل ۳).

باتوجه‌به شکل ۳، اگر مقدار ECV، یک باشد (ECV=۱)، داده‌ها کاملاً تک‌بعدی (تک‌بعدی نظری) هستند. اگر مقدار ECV، ۰/۹۰ و بیشتر باشد، داده‌ها به حد کفایت تک‌بعدی هستند. اگر مقدار ECV، کمتر از ۰/۶۰ باشد، داده‌ها به اندازه کافی چند بعدی هستند و اگر مقدار ECV، بین ۰/۶۰ تا ۰/۹۰ باشد، برای ارزیابی بعدپذیری باید از سایر شاخص‌ها در مدل بایفکتر کمک گرفت [۲، ۲۷]. با توجه به شکل ۲، مقدار ECV کل مقیاس خوب زیستن برابر با ۰/۸۳ به دست آمد که از مقدار تعیین شده حداقل ۰/۹۰، کمتر است؛ بنابراین برای ارزیابی تک‌بعدی بودن مقیاس باید مقادیر سایر شاخص‌ها در مدل بایفکتر را در نظر گرفت.

ازآنجایی‌که یک مدل تک‌بعدی تلاش می‌کند تا همه عناصر یک ماتریس کوواریانس داده‌ها[2] را تکرار کند و عامل کلی یک مدل بایفکتر متأثر از همه عناصر ماتریس کوواریانس مدل ضمنی می‌باشد؛ منطقی است که اگر فقط تنها چند کوواریانس تحت‌تأثیر عامل‌های خاص قرار بگیرند، مدل تک‌بعدی و عامل کلی مشابه خواهند بود [۴۵]. در اینجا شاخص PUC به کمک پژوهشگر می‌آید. باید اظهار داشت؛ در مقایسه با امگااچ ($\omega_H$) و ECV؛ PUC تحت‌تأثیر میزان بارهای عاملی بر روی عامل کلی یا عامل‌های خاص قرار نمی‌گیرد [۵۳]. در عوض، PUC تحت‌تأثیر اندازه مدل، به ویژه تعداد کل گویه‌ها، تعداد عامل‌های خاص و تعداد گویه‌ها در هر عامل خاص قرار می‌گیرند [۱۰]. با افزایش تعداد عامل‌های خاص و کاهش تعداد گویه‌ها در هر عامل، PUC افزایش می‌یابد، زیرا همبستگی‌های گویه‌های کمتری توسط عامل خاص و کلی آلوده می‌شوند [۲۷]. همان‌طور که توسط رودریگز، ریس و هاویلند[3] توصیف شده است «با افزایش PUC، صفت کلی در مدل بایفکتر بیشتر و بیشتر شبیه به صفت پنهان منفرد برآورد شده در یک مدل تک‌بعدی می شود...» (ص. ۱۴۵) [۱]. به این ترتیب، PUC، بسیار شبیه به ECV، یکی از راه‌های کمی‌سازی تک‌بعدی بودن ساختار داده‌ها است [۵۹]. با توجه به شکل ۲، شاخص PUC مقیاس خوب زیستن ۰/۷۸ به دست آمد. به این معنی است که ۷۸ درصد از موارد کوواریانس در ماتریس کوواریانس، فقط با عامل کلی در مدل بایفکتر

1 . Bias Parameter.
2 . Data's Covariance Matrix.
3 . Rodriguez A, Reise SP, Haviland MG.

بازنمایی شده‌اند و ۲۳ درصد دیگر توسط عامل‌های گروهی تبیین می‌شود. به طور کلی هنگامی که ECV > 0.70 و PUC > 0.70 باشد، سوگیری پارامتر نسبی اندک خواهد بود و واریانس مشترک را می‌توان به حد کفایت تک‌بعدی در نظر گرفت [۱]؛ که با توجه به مقادیر ECV و PUC مقیاس خوب زیستن که بیشتر از ۰/۷۰ به دست آمده‌اند؛ می‌توان استدلال کرد که این مقیاس به حد کفایت تک‌بعدی است.

آخرین شاخص مربوط به سطح مدل، شاخص ARPB بود که باتوجه‌به شکل ۲، در مقیاس خوب زیستن ۰/۰۳۳ (۳/ ۳ درصد) محاسبه شد. هنگامی که سوگیری پارامتر [متوسط] کمتر از۱۰-۱۵٪ باشد، این میزان سوگیری هیچ نگرانی جدی ایجاد نمی‌کند [۵۸]؛ بنابراین نتایج، بیانگر آن است که عامل کلی در مدل CFA بایفکتر و مدل CFA تک‌بعدی مقیاس خوب زیستن تقریبا یکی هستند.

باتوجه‌به شکل ۳، شاخص‌های سطح عاملی مدل شامل: $ECV_{SS}$، $ECV_{SG}$، $ECV_{GS}$، $\omega_S$، $\omega_{HS}$، H و FD بود. $ECV_{SS}$، نسبت واریانس واریانس مشترک در یک خرده دامنه است که منحصراً برای عامل خاص آن خرده دامنه محاسبه می‌شود [۲۲]. یک مزیت $ECV_{SS}$ این است که می‌توان آن‌را به عنوان نسبت واریانس مشترک گویه‌ها بر یک عامل که توسط آن عامل تبیین شده است، تفسیر کرد [۵۹]. از دیدگاه SEM، $ECV_{SS}$ یک شاخص مهم برای ارزیابی منحصر به فرد بودن ابعاد است، زیرا این شاخص نشان‌دهندهٔ نسبت واریانس مشترک گویه‌های بارگذاری شده بر روی یک عامل خاص است که مستقل از عامل کلی است [۲۲]. به این ترتیب، $ECV_{SS}$ و $\omega_{HS}$ اهداف مشابهی را انجام می‌دهند، اما از دیدگاه‌های متفاوت: $ECV_{SS}$، به واریانس تبیین شده گویه توسط یک عامل خاص پنهان اشاره دارد؛ در حالی‌که $\omega_{HS}$، به واریانس تبیین شده خرده - دامنه یک عامل خاص پنهان اشاره دارد [۲]؛ بنابراین برای افزایش دقت در توجیه و تفسیر ارزش نمرات خرده دامنه‌ها بهتر است مقدار شاخص $ECV_{SS}$ را با $\omega_S$ در نظر بگیریم [۳۱، ۵۱]. در مطالعه دوبر و تولند[1] [۲]، دوبر [۲۲] و دوبر [۳۱] مشخص شد، هنگامی که پایایی خرده مقیاس کم است؛ یعنی حداقل ۰/۶۰ ($\omega_S \geq$۰/۶۰)؛ مقدار دستکم ۰/۴۵ ضریب $ECV_{SS}$ کافی است که خرده مقیاس شانس خوبی برای داشتن ارزش افزوده بالا و فراتر از نمرهٔ کل داشته باشد (برای تفسیر نمره خرده مقیاس زمانی که ضریب پایایی کم است لازم است که؛ $\omega_S \geq$۰/۶۰؛ و ۰/۴۵≤ $ECV_{SS}$). برای ضریب پایایی متوسط (۰/۸۰ ≤ امگا $\omega_S$)، مقدار دستکم ۰/۳۰ ضریب $ECV_{SS}$ کافی است که خرده مقیاس شانس خوبی برای داشتن ارزش افزوده بالا و فراتر از نمره کل داشته باشد (برای تفسیر نمرهٔ خرده مقیاس زمانی که ضریب پایایی متوسط و بیشتر است لازم است که؛ $\omega_S \geq$۰/۸۰؛ و $ECV_{SS} \geq$۰/۳۰ ). در زمینهٔ استفاده از این نقطه برش‌های این شاخص‌ها، باید در نظر داشت که، همانند امگا اچ اس ($\omega_{HS}$)، $ECV_{SS}$ بالا باید به‌عنوان شاهدی برای تفسیر نمرهٔ خرده دامنه‌ها در نظر گرفته شود، نه به‌عنوان مدرکی برای تفسیر نکردن نمرهٔ کل. هنگامی که مقدار $ECV_{SS}$ بالا است مقدار $\omega_S$ کاهش می‌یابد. به عبارتی دیگر، برای سطوح بسیار بالای $ECV_{SS}$، نمرات خرده مقیاس‌ها می‌توانند ارزش افزوده داشته باشند، اما چون مقدار پایایی ($\omega_S$) کاهش می‌یابد، تفسیر نمرات زیر دامنه‌ها توصیه نمی‌شود [۲، ۲۲، ۳۱]. در پژوهش حاضر، مقادیر شاخص $ECV_{SS}$ برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روانشناختی به ترتیب ۰/۲۵۶، ۰/۱۶۱، ۰/۰۸۴ و ۰/۲۰۱ و برای شاخص $\omega_S$ به ترتیب، ۰/۸۷۳؛ ۰/۸۹۱؛ ۰/۹۱۴ و ۰/۹۲۵ به دست آمد. با توجه به مطالعهٔ دوبر و تولند [۲]، دوبر [۲۲]و دوبر [۳۱] برای ضرایب پایایی متوسط مقدار $ECV_{SS}$ باید ۰/۳۰ و بیشتر باشد تا خرده دامنه‌ها دارای ارزش افزوده باشند که با مقایسه این دو شاخص $ECV_{SS}$ و $\omega_{HS}$ با هم متوجه می‌شویم هیچ یک از خرده دامنه‌ها دارای ارزش افزوده و ارزش آماری برای تفسیر و استفاده از نمرات آن را ندارد.

$ECV_{SG}$، به عنوان نسبت واریانس گویه‌هایی که از عامل خاص ناشی می‌شوند، تفسیر می‌شود [۲]. هر چه مقدار شاخص $ECV_{SG}$، کمتر باشد، عامل کلی نیرومندتر است [۳۱]. باتوجه‌به شکل ۲، مقادیر شاخص $ECV_{SG}$، برای عامل‌های بهزیستی هیجانی (EW)، بهزیستی اخلاقی (MW)، بهزیستی اجتماعی (SW)، بهزیستی روان‌شناختی (PW) و نمرهٔ کل خوب زیستن (General factor) به ترتیب، ۰/۰۴۲، ۰/۰۳۶، ۰/۰۲۳، ۰/۰۶۷ و ۰/۸۳ به دست آمد که با توجه به این مقادیر، تنها نمرهٔ کل خوب زیستن ( General factor) نمرهٔ قابل اعتماد و قابل تفسیر می‌باشد.

1 . Dueber DM, Toland MD.

$ECV_{GS}$، به عنوان نسبت واریانس مشترکی گویه‌ها در هر عامل خاص که متأثر از عامل کلی است، تفسیر می‌شود. به طور کلی، مقادیر بالای $ECV_{GS}$ نشان می‌دهد، واریانس تبیین شده توسط خرده‌دامنه‌ها تا حد زیادی توسط عامل کلی تبیین می‌شوند، در حالی که مقادیر پایین این شاخص‌ها نشان می‌دهد که خرده دامنه‌ها مستقل‌تر از عامل کلی هستند [۲]. با توجه به شکل ۲، مقادیر شاخص $ECV_{SG}$، برای عامل‌های بهزیستی هیجانی (EW)، بهزیستی اخلاقی (MW)، بهزیستی اجتماعی (SW) و بهزیستی روان‌شناختی (PW) به ترتیب، ۰/۷۵، ۰/۸۴، ۰/۹۱ و ۰/۸۰ به دست آمد. این مقادیر بالا بیانگر آن است که خرده دامنه‌های مقیاس خوب زیستن تا حد زیادی توسط عامل کلی تبیین می‌شوند.

امگا اس ($\omega_s$) برآوردی از پایایی خرده دامنه‌ها است که می‌توان آن را برای هر عامل خاص محاسبه کرد[۲]. با توجه به شکل ۲، مقدار امگا اس ($\omega_s$) برای عامل بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی به ترتیب، ۰/۸۷، ۰/۸۹، ۰/۹۲ و ۰/۹۳ به دست آمد. این مقادیر بالای امگا اس ($\omega_s$) ممکن است پژوهشگران را وسوسه کند که این ضرایب بالا بیانگر قابلیت اطمینان (پایایی) مناسب این خرده دامنه‌ها است. به گفته دیگر، یک روش مرسوم در پژوهش‌های روان‌شناسی، گزارش ضریب آلفا، کمتر رایج اما بهتر، ضریب امگا، برای نمرهٔ کل مقیاس و نیز نمرهٔ خرده دامنه‌ها است. با این حال، هم مقادیر آلفا و هم مقادیر امگا می‌توانند پژوهشگران را برای اعتماد بالا به پایایی نمرهٔ کل و نمرهٔ خرده دامنه‌ها به عنوان بازتابی از یک متغیر پنهان گمراه کند [۳۸]. این مهم با تفاوت برآورد امگا با امگا اچ تبیین می‌شود. به طور مشابه، مقادیر ضریب امگا برای خرده دامنه‌ها (امگا اس ($\omega_S$)) اگر به عنوان واریانس قابل اعتماد عامل‌های گروهی تفسیر شوند، گمراه کننده است که این به نوبه خود ممکن است به طور نامناسب پژوهشگران را وادار کند تا نمرات خرده دامنه‌ها را گزارش کنند [۲۶]. با این حال، زمانی که یک مدل بایفکتر برای داده‌های چندبعدی مناسب باشد، منطق ضریب $\omega_H$ را می‌توان با محاسبه واریانس عامل منحصر به فرد با هر عامل گروهی پس از تقسیم واریانس با یک عامل کلی به خرده دامنه‌ها تعمیم داد. با این روش شاخص امگا سلسله مراتبی خرده دامنه‌ها ($\omega_{HS}$) به دست می‌آید [۹]. $\omega_{HS}$ شاخصی است که پایایی یک نمرهٔ خرده مقیاس را پس از کنترل واریانس ناشی از عامل کلی منعکس می‌کند [۲۶]. برخی پژوهشگران پیشنهاد می‌کنند؛ امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) را می‌توان به عنوان معیار منحصر به فرد بودن ابعاد عامل خاص در نظر گرفت [۱، ۱۰] و برخی دیگر، مانند سلبون و تلگن[1] ضریب امگا اس ($\omega_S$) را به جای امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) به عنوان معیار منحصر به فرد بودن ابعاد عامل خاص پیشنهاد می‌کنند [۵۰]. جیجناک و کرتزشمار[2]، امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) را به عنوان «شاخص اندازهٔ اثر توانمندی متغیر پنهان منحصر به فرد[3] [ص ۱۳۸]» معرفی می‌کنند و نقطهٔ برش حداقل ۰/۵۰ ($\omega_{HS} \geq$ ۰/۵۰) را به عنوان حداقل معقول امگا اچ اس برای تفسیرپذیری خرده دامنه‌ها پیشنهاد دادند. در مطالعه دوبر و تولند [۲]، دوبر [۲۲]و دوبر [۳۱] مشخص شد که نقطهٔ برش ۰/۵۰ برای امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) برای استفاده از نمرات خرده دامنه‌ها بسیار بالا است؛ این پژوهشگران این معیارها را برای تفسیرپذیری خرده مقیاس پیشنهاد دادند: ۱. هنگامی که پایایی خرده مقیاس کم است؛ یعنی حداقل ۰/۶۰ ($\omega_S \geq$۰/۶۰)؛ مقدار حداقل ۰/۲۵ ضریب امگااچ اس کافی است که خرده دامنه‌ها شانس خوبی برای داشتن ارزش افزودهٔ بالا و فراتر از نمرهٔ کل داشته باشد (برای تفسیر نمرهٔ خرده دامنه‌ها زمانی که ضریب پایایی کم است لازم است که؛ $\omega_S \geq$۰/۶۰؛ و $\omega_{HS} \geq$۰/۲۵) و (۲) برای ضریب پایایی متوسط (۰/۸۰ $\geq$ امگا اس)، مقدار حداقل ۰/۲۰ ضریب امگااچاس کافی است که خرده دامنه‌ها شانس خوبی برای داشتن ارزش افزوده بالا و فراتر از نمرهٔ کل داشته باشد (برای تفسیر نمرهٔ خرده دامنه زمانی که مقدار ضریب پایایی متوسط و بیشتر است لازم است که؛ $\omega_S \geq$۰/۸۰؛ و $\omega_{HS} \geq$۰/۲۰). نکتهٔ مهم در مطالعه‌های دوبر و تولند [۲]، دوبر [۲۲] و دوبر [۳۱] این بود که هنگامی که مدل بایفکتر دارای دو خرده دامنه باشد، نقطهٔ برش امگااچ اس تا حد زیادی مستقل از امگا اس عمل می‌کند و نمی‌توان از این نقطه برش‌ها برای توجیه و تفسیرپذیری نمرات خرده دامنه‌ها استفاده کرد. باید توجه داشت، هنگامی که فقط تفسیر نمرهٔ کل مورد نظر است، امگا اچ اس

1 . Sellbom M, Tellegen A.
2 . Gignac GE, Kretzschmar A.
3 . An Effect Size Index of Unique Latent Variable Strength.

بالا لزوماً مشکل ساز نیست، تا زمانی که نمرهٔ کل دارای ویژگی های روان‌سنجی کافی باشد [۲]. با توجه به شکل ۲، امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی به ترتیب ۰/۲۲، ۰/۱۴، ۰/۰۷ و ۰/۱۸ و مقادیر امگا اس ($\omega_S$) عامل‌های فوق به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۷۹، ۰/۹۲ و ۰/۹۳ به دست آمدند. با توجه به مطالعهٔ دوبر و تولند [۲]، دوبر [۲۲] و دوبر [۳۱] برای ضرایب پایایی متوسط و بالا مانند ضرایب مقادیر امگا اس ($\omega_S$) به دست آمده مقیاس خوب زیستن در پژوهش حاضر، باید حداقل مقدار ضریب امگااچاس ($\omega_{HS}$)، ۰/۲۰ باشد تا خرده دامنه‌ها شانس خوبی برای داشتن ارزش افزوده بالا داشته باشند که با توجه به نتایج به دست آمده، فقط عامل بهزیستی هیجانی این قابلیت اطمینان را دارد.

شاخص «قابلیت تکرارپذیری (یا H)»[1] یک شاخص پایایی است و به عنوان معیار «تکرارپذیری سازه»[2] پنهان در مدل بایفکتر شناخته می‌شود [۲۳]. شاخص H، به ویژه برای ارزیابی میزان تعریف سازه پنهان توسط شاخص‌ها مفید است؛ بنابراین این شاخص به پژوهشگران این اجازه را می‌دهد تا سودمند بودن یک مدل اندازه‌گیری را در چارچوب SEM ارزیابی کنند [۶۰]. مقدار شاخص H، از ۰ تا ۱ متغیر است و هر چه به ۱ نزدیک‌تر باشد، نشان می‌دهد که عامل به خوبی توسط گویه‌های مقیاس تعریف شده و احتمالاً در پژوهش‌های بعدی پایدار و تکرار می‌شود [۱]. نقطه برش ۰/۷۰ و بیشتر برای این شاخص توصیه شده است [۱]. در مطالعهٔ حاضر مقادیر شاخص H برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی، بهزیستی روان‌شناختی و نمرهٔ کل مقیاس (خوب زیستن) به ترتیب ۰/۴۱، ۰/۳۵، ۰/۲۵، ۰/۵۱ و ۰/۹۶ به دست آمد.

شاخص «تعیین گری عاملی (FD)»[3] بیانگر همبستگی بین نمرات عامل‌ها با عامل‌های مقیاس است. هنگامی که نمرات عامل‌ها تعیین می‌شود، آنگاه تفاوت‌های فردی در نمرات، نمایش معقولی از تفاوت‌های فردی واقعی بر روی عامل‌ها است [۶۱]. گروساش[4] نقطهٔ برش ۰/۹۰ و بیشتر را برای این شاخص توصیه کرده است [۶۲]. با توجه به شکل ۲، مقادیر شاخص FD برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی، بهزیستی روانشناختی و نمرهٔ کل مقیاس (خوب زیستن) به ترتیب، ۰/۷۹، ۰/۷۲، ۰/۶۱، ۰/۷۹ و ۰/۹۶ به دست آمد؛ بنابراین تنها نمرهٔ کل مقیاس (خوب زیستن) قابل اعتماد است.

باتوجه‌به شکل ۲، شاخص‌های در سطح گویه شامل: I-ECV و شاخص سوگیری پارامتر نسبی (RPB)[5] بود. از شاخص I-ECV، برای تدوین و طراحی ابزاری کوتاه و تک‌بعدی استفاده می‌شود [۱]. برای ایجاد فرم کوتاه‌تر مقیاس خوب زیستن یوسفی می‌توان از گویه‌های ۴، ۵، ۶، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۵ که مقادیر شاخص I-ECV این گویه‌ها بیشتر از ۰/۸۰ بود، استفاده کرد. شاخص سوگیری پارامتر نسبی (RPB) از تفاوت بین بارهای عاملی عامل کلی مدل بایفکتر و بارهای عاملی یک مدل CFA تک‌بعدی از همان داده‌ها در سطح هر گویه به دست می آید. هر چقدر RPB کوچک‌تر باشد، به همان اندازه میزان ARPB در سطح مدل، کوچک‌تر به دست خواهد آمد [۳۱].

### ب. استفاده از محاسبه‌گر شاخص‌های مدل بایفکتور

محاسبه‌گر شاخص‌های مدل بایفکتر ابزاری مبتنی بر اکسل است که توسط دوبر تدوین شد [۶۳] و بسته "BifactorIndicesCalculator" بر اساس این ابزار طراحی شده است [۳۱]. پژوهشگران ناآشنا با نرم‌افزار R (یا RStudio) می‌توانند مدل CFA تک‌بعدی (مدل ۱) و مدل CFA بایفکتور (مدل ۵) را در نرم‌افزارهایی مثل لیزرل، ام پلاس، ای‌کیواس یا ایموس برآورد کنند. سپس محاسبه‌گر شاخص‌های مدل بایفکتور را از "https://doi.org/10.13023/edp.tool.01" دانلود کرده و «بارهای عاملی استاندارد» مربوط به مدل CFA تک‌بعدی در قسمت "udimenstional factor loading" و «بارهای عاملی استاندارد» عامل کلی در قسمت "General factor" و خرده دامنه‌ها در قسمت‌های مربوطه وارد کنند. سپس مانند بسته "BifactorIndicesCalculator" شاخص‌های مدل بایفکتر در سه سطح توضیح داده شده محاسبه و استخراج می‌شوند.

1 . Replicability.
2 . Construct Replicability.
3 . Factor Determinacy.
4 . Gorsuch RL.
5 . Relative Parameter Bias (RPB).

## بحث و نتیجه‌گیری

برخی روش‌شناسان بزرگ بر این باور هستند، مدل‌های اندازه‌گیری بایفکتر که در آن یک عامل کلی واحد و چند عامل گروهی با روش چرخش متعامد برآورد می‌شوند، در مقیاس‌های روان‌شناختی نمایش‌های بهتری از سازه موردنظر را نشان می‌دهند [۱۵، ۲۳]. با این حال، اکثر کاربردهای مدل بایفکتر به نمایش «برازش بهتر»[1] و تقسیم‌بندی منابع واریاس پاسخ گویه‌ها محدود شده است [۹]. از مدل بایفکتر برای ارزیابی ابعاد مقیاس، ارائه شواهدی برای تفسیر نمرهٔ کل مقیاس و ارزیابی روایی خرده مقیاس‌های ابزار (قابلیت استفاده از نمرات خرده‌دامنه‌ها در کارهای پژوهشی و بالینی و غیره) استفاده می‌شود [۱، ۲، ۲۲، ۲۳]. از این منظر، مدل بایفکتر و مشخصات آن به پژوهشگران اجازه می‌دهد تا یک ارزیابی روان‌سنجی جامع از ویژگی‌های مقیاس‌ها ارائه دهند [۳۵]. مقیاس خوب زیستن یوسفی [۲۹] در مدل‌های مختلف SEM و به خصوص مدل CFA بایفکتر و شاخص‌های مربوط به آن بررسی شد.

### الف. مقیاس خوب زیستن در مدل‌های مختلف SEM

**مدل CFA تک‌بعدی مقیاس خوب زیستن:** هنگامی که داده‌ها با مدل تک‌بعدی برازش نداشته باشد و یا مقیاس از منظر مبانی نظری تک بعدی نباشد، استفاده از این مدل چندان درست نیست. نکته مهم در اینجا این است که در حالی‌که برازش مناسب یک مدل تک‌بعدی CFA برای تفسیر نمرهٔ کل کافی است، برازش کم مدل تک‌بعدی CFA مانع از تفسیر موجه نمرهٔ کل نمی‌شود [۲۲]. در مدل تک‌بعدی مقیاس خوب زیستن همه گویه‌ها بر روی عامل واحد خوب زیستن بار گرفته‌اند. بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان داد، مقیاس از برازش مناسبی برخوردار نیست ($X^2/df$=۶/۶۹ ؛ RMSEA=۰/۱۰۵ ؛ GFI=۰/۸۰). اما این عدم برازش داده‌ها با مدل تک عاملی نمی‌تواند دلیلی برای تفسیرنکردن نمرهٔ کل و تک‌بعدی بودن این مقیاس باشد. در اینجا، پرسش‌های کلیدی متخصص روان‌سنج هنگام کاربرد مدل تک‌بعدی خوب زیستن این است که «آیا این مقیاس تک‌بعدی است؟»؛ «آیا می‌توان نسبت بالایی از واریانس نمرات مقیاس را با ارجاع به همان سازه زیربنایی (خوب زیستن) توضیح داد؟».

**مدل CFA صفات ناهمبسته و مدل CFA صفات همبسته مقیاس خوب زیستن:** اگر از یک چرخش متعامد برای عامل‌های استخراجی استفاده شود، عامل‌های استخراجی با هم همبستگی ندارند. هنگامی که از چرخش متعامد برای بررسی ساختار مقیاس خوب زیستن استفاده شد، چهار خرده دامنهٔ بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی بدون پیچیدگی و ارتباط با یکدیگر استخراج شد. بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان داد، این مدل، از برازش مناسبی برخوردار نیست ($X^2/df$=۱۳/۸۵ ؛ RMSEA=۰/۱۵۹ ؛ GFI=۰/۷۱). از آنجایی که استفاده از این نوع مدل‌ها در روان‌سنجی چندان مرسوم نیست، متخصصین روان‌سنجی استفاده از چرخش متمایل را توصیه می‌کنند [۶۳]. هنگامی که از یک چرخش متمایل برای عامل‌های چندگانه استفاده شود، صفات پنهان دیگر ناهمبسته نیستند، بلکه بین آنها همبستگی وجود دارد. مدل ۳، (مدل CFA صفات همبسته)، چهار صفت پنهان را نشان می‌دهد. تفسیر عامل‌های همبسته به دلیل وجود کوواریانس بین صفات پنهان پیچیده است. بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان داد، مقیاس از برازش مناسبی برخوردار است ($X^2/df$=۱/۸۳ ؛ RMSEA=۰/۰۴۰ ؛ GFI=۰/۹۵). در این مدل، تعیین اینکه آیا تفسیر نمرات خرده دامنه‌های مقیاس خوب زیستن (بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی) جدا از نمرهٔ کل مقیاس مفید است یا خیر، دشوار است و به طور کلی نمی‌توان به راحتی گفت که آیا می‌توان از نمرهٔ کل یا نمرهٔ خرده دامنه‌های مقیاس خوب زیستن استفاده کرد یا خیر؛ بنابراین می‌توان گفت، مدل CFA صفات همبسته (با چرخش متمایل) (مدل ۳)، برای مقیاس خوب زیستن مدلی نابسنده است؛ زیرا در این مدل، چهار خرده دامنهٔ همبسته دلالت بر وجود یک (یا چند) «عامل مرتبه بالاتر» یا «سلسله مراتبی» دارند که باید توجیه شوند.

**مدل CFA مرتبه بالاتر (مدل سلسله‌مراتبی غیر مستقیم) مقیاس خوب زیستن:** در مدل CFA مرتبهٔ بالاتر مقیاس خوب زیستن، صفت پنهان خوب زیستن عامل مرتبه نخست و ۴ خرده دامنهٔ مقیاس (بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی) عامل مرتبه دوم را تشکیل می‌دهند (مدل ۴).

1 . Superior Fit.

بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان داد، این مدل از برازش مناسبی برخوردار است ($X^2$/df=۱/۸۰ ؛ ۰/۰۴۰= RMSEA؛ GFI=۰/۹۵)؛ در مدل مرتبهٔ بالاتر (مدل ۴)، صفت پنهان مرتبهٔ بالاتر (خوب زیستن)، تأثیر غیرمستقیم بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس خوب زیستن) دارد. در این مدل، تأثیر صفت پنهان مرتبه بالاتر (خوب زیستن) بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) توسط صفات پنهان مرتبه نخست (بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی) میانجی می‌شود. در این مدل، میزان تأثیر صفت پنهان مرتبهٔ بالاتر (خوب زیستن) بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) مبهم است و پرسش مهمی که پیش می‌آید این است که آیا میزان تأثیر صفت پنهان مرتبه بالاتر (خوب زیستن) بر شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) به طور کامل توسط صفات پنهان مرتبه نخست میانجی می‌شود؟

**مدل CFA بایفکتر (مدل سلسه‌مراتبی مستقیم)**

**مقیاس خوب زیستن:** در مدل CFA بایفکتر مقیاس خوب زیستن، عامل کلی (خوب زیستن) که مشابه عامل مرتبهٔ بالاتر در مدل CFA مرتبهٔ بالاتر است به طور مستقیم با شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) ارتباط دارد و عامل‌های گروهی خاص (بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی) با شاخص‌های آشکار (گویه‌های مقیاس) مربوط به آن عامل خاص (صفت پنهان خاص) به طور مستقیم ارتباط دارند. بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان داد، این مدل از برازش مناسبی برخوردار است ($X^2$/df=۱/۸۶ ؛ RMSEA=۰/۰۴۱ ؛ GFI=۰/۹۵)؛ هم عامل کلی و هم عامل‌های گروهی خاص بر شاخص‌های آشکار تأثیر مستقیمی دارند و برخلاف CFA مرتبهٔ بالاتر، عامل‌های گروهی خاص بین صفت عامل کلی و شاخص‌های آشکار، نقش میانجی ندارند. با توجه به تقسیم‌بندی واریانس و کوواریانس در مدل بایفکتر، می‌توان از انواع مختلفی از «ضرایب پایایی» و انواع «شاخص‌های واریانس تبیین شده» برای ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی، ارزیابی بعدپذیری، استفاده از نمرهٔ کل یا نمره خرده دامنه‌های مقیاس استفاده کرد [۱، ۲، ۲].

**ب. استفاده از شاخص‌های مدل CFA بایفکتر برای ارزیابی تک‌بعدی بودن ابزار**

ضریب امگا (ω) و امگا اس ($\omega_S$): امگا یک برآورد مبتنی بر مدل تحلیل عاملی از پایایی نمرات آزمون واحد وزنی است (یعنی واریانس نمرهٔ واقعی نسبت به واریانس نمره مشاهده شده) و مقدار آن تحت‌تأثیر همه منابع مدل شده واریانس مشترک است [۳۸]. در مقیاس خوب زیستن مقدار ضریب امگا کل (ω) برابر ۰/۹۷ و مقدار ضریب امگا اس ($\omega_S$) خرده مقیاس‌های فرعی بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی به ترتیب، ۰/۸۷۳؛ ۰/۸۹۱؛ ۰/۹۱۴ و ۰/۹۲۵ به دست آمد که این مقادیر ضریب امگا بالایی محسوب می‌شوند. امگا کل (ω) و امگا اس ($\omega_S$) به تنهایی اطلاعاتی در مورد ابعاد مقیاس در اختیار پژوهشگر قرار نمی‌دهد؛ هر چند مقادیر بالای امگا اس ($\omega_S$) در خرده مقیاس‌ها ممکن است پژوهشگر را وسوسه کند که نمرات خرده مقیاس‌ها دارای ارزش افزوده هستند و می‌تواند از این نمرات استفاده کند. در ادامه این مسئله بیشتر تبیین می‌شود.

**ضریب امگا سلسله‌مراتبی (امگا اچ ($\omega_H$)):** این ضریب، درصد کل واریانس نمرهٔ قابل انتساب به عامل کلی را برآورد می‌کند. مقدار امگا اچ ($\omega_H$) در مقیاس خوب زیستن برابر ۰/۹۲ بود ($\omega_H$=۰/۹۲). این مقدار بدان معنا است که ۹۲ درصد از واریانس نمرات کل واحد وزنی را می‌توان به تفاوت‌های فردی در عامل کلی (در اینجا خوب زیستن) نسبت داد. ریشهٔ دوم امگا اچ ($\omega_H$) که برابر با ۰/۹۶ است، بیانگر همبستگی بین عامل کلی با نمرهٔ کل مشاهده شده است. هنگامی که امگا اچ ($\omega_H$) با امگا کل (ω) مقایسه شود ($\frac{0/92}{0/97}$=۰/۹۵) واضح است که اکثریت قریب به اتفاق واریانس قابل اعتماد در نمرات کل به عامل کلی نسبت داده می شود. یعنی می‌توان بیان کرد، حدود ۹۵ درصد از واریانس قابل اطمینان را به عامل کلی که فرض می‌شود بیانگر تفاوت‌های فردی در صفت مورد نظر است، نسبت داد و تنها ۵ درصد (۰/۵=۰/۹۲ – ۰/۹۷) را می‌توان به چندبعدی بودن ناشی از عامل‌های گروهی نسبت داد؛ بنابراین می‌توان گفت، نمرات خام به عنوان بازتابی از «به حد کفایت تک‌بعدی» هستند و فقط به طور بی‌اهمیت تحت‌تأثیر چند بعدی بودن ناشی از عوامل گروهی قرار می‌گیرند. نکته مهم در اینجا این است که این شاخص متأثر از تعداد گویه‌های مقیاس است؛ بنابراین باید در کاربرد آن در تفسیر ابعاد مقیاس احتیاط صورت گیرد.

**ضریب امگا سلسله‌مراتبی خرده دامنه‌ها (امگا اچ اس ($\omega_{HS}$)):** این شاخص، درصد واریانس نمرهٔ خرده مقیاس قابل انتساب به یک عامل گروهی پس از حذف واریانس قابل اعتماد ناشی از عامل کلی را برآورد می‌کند [۳۱]. امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی به ترتیب ۰/۲۲۲؛ ۰/۱۴۱؛ ۰/۰۷۳ و ۰/۱۸۵ محاسبه شد. مقایسهٔ ضرایب امگا کل (۰/۹۷) و امگا اس ($\omega_S$) برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی و بهزیستی روان‌شناختی به ترتیب (۰/۸۷۳؛ ۰/۸۹۱؛ ۰/۹۱۴ و ۰/۹۲۵) با برآورد پایایی امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) پس از کنترل یک عامل کلی برای عامل‌های مقیاس که به ترتیب ۰/۲۲۲؛ ۰/۱۴۱؛ ۰/۰۷۳ و ۰/۱۸۵ به دست آمدند، این نکته به وضوح آشکار می‌شود که گویه‌ها تمایل بیشتری دارند تا بر روی عامل کلی بارگزاری کنند تا خرده دامنه‌ها؛ بنابراین تعجب‌آور نخواهد بود که پس از تقسیم‌بندی واریانس برای عامل کلی، واریانس مشترک بسیار کمی باقی برای خرده دامنه‌ها باقی می‌ماند. از این رو، پایایی خرده مقیاس کاهش می‌یابد (مقادیر امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) اندک است). پایایی ظاهری خرده مقیاس‌ها که توسط ضریب امگا (ω) و امگا اس ($\omega_S$) مورد قضاوت قرار می‌گیرند، عمدتاً به تفاوت‌های فردی در عامل کلی نسبت داده می‌شود. با این حال، مقادیر امگا (امگا کل (ω) و امگا اس ($\omega_S$)) می‌توانند پژوهشگران را برای اعتماد بالا به پایایی نمرهٔ کل و نمرهٔ خرده دامنه‌ها به عنوان بازتابی از یک متغیر پنهان گمراه کند [۴۶]. این مهم با تفاوت برآورد امگا (ω) با امگا اچ ($\omega_H$) تبیین شد.

**واریانس مشترک تبیین شده (ECV):** ECV درصد واریانس مشترکی است که با عامل کلی تبیین می‌شود [۳۱]. ECV به طور مستقیم با عامل کلی در مدل CFA ارتباط دارد و شاخص میزان تک‌بعدی است و زمانی که پژوهشگر می‌خواهد به حد کفایت تک‌بعدی بودن ابزار را توجیح کند، لازم است که ارتباط آن را با سایر شاخص‌ها به خصوص با شاخص PUC در نظر بگیرد تا برازش یک مدل متغیر پنهان تک‌بعدی منجر به تخمین‌های پارامتر با سوگیری جدی نشود [۲۳]. مقدار ECV برای مقیاس خوب زیستن در مطالعه حاضر ۰/۸۳۱ به دست آمد که بیانگر یک عامل کلی نیرومند در این مقیاس است و این مقدار کمتر از ۰/۹۰ است و برای ارزیابی بعدپذیری مقیاس لازم است شاخص PUC نیز در نظر گرفته شود. نکته مهم در اینجا این است که نباید شاخص ECV را با امگا اچ ($\omega_H$) اشتباه گرفت. ECV لزوما با افزایش تعداد گویه‌های یک ابزار افزایش نمی‌یابد؛ در حالی‌که امگا اچ ($\omega_H$) با افزایش گویه و پذیرش این فرض که گویه‌ها مربوط به عامل کلی است افزایش می‌یابد.

**درصد همبستگی‌های آلوده نشده (PUC):** هر چه مقدار PUC بالاتر باشد، ماتریس بیشتر از اطلاعات مربوط به برآورد پارامترهای یک عامل واحد اشباع می‌شود و احتمال اینکه برآورد پارامترها در یک مدل تک‌بعدی دارای سوگیری باشد، کمتر می‌شود. مطالعات نشان داده است، وقتی ECV بالاتر از ۰/۷۰ باشد (ECV>۰/۷۰)، سوگیری نسبی زیر ۱۰٪ است و وقتی ECV بالای ۰/۸۰ باشد، سوگیری نسبی کمتر از ۵٪ است [۴۵]. همچنین، وقتی ECV > 0.70 باشد و PUC > 0.70 سوگیری پارامتر نسبی اندک خواهد بود و واریانس مشترک می‌تواند به حد کفایت تک‌بعدی در نظر گرفته شود [۱]. وقتی مقادیر PUC کمتر از ۰/۸۰ باشد (PUC<۰/۸۰)، مقادیر کلی ECV بیشتر از ۰/۶۰ باشد (EVC>۰/۶۰ عامل کلی) و مقدار امگا اچ عامل کلی بیشتر از ۰/۷۰ باشد (OmegaH>۰/۷۰)، وجود چند بعدی به اندازه‌ای شدید نیست که از تفسیر ابزار به عنوان ابزاری تک‌بعدی بتوان صرف نظر کرد [۴۶]. در مقیاس خوب زیستن، PUC، ۰/۷۸ بود و زمانی که با عامل نیرومند خوب زیستن که مقدار ECV آن ۰/۸۳۱ است، ترکیب شود، به طور منطقی می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس بازتابی از «به حد کفایت تک‌بعدی» می‌باشد.

سوگیری پارامتر نسبی متوسط (ARPB): وقتی ARPB کوچک باشد، عامل کلی راه‌حل بایفکتر و تک عامل راه‌حل تک‌بعدی در مدل‌های معادل داده‌ها تقریبا برابر خواهند بود [۱، ۴۶]. مقدار ARPB در مقیاس خوب زیستن مقدار ناچیز ۰/۰۳۳۱ ( ۳/۳۱ درصد) به دست آمد که این مقدار بیانگر آن است که عامل کلی در مدل CFA بایفکتر و مدل CFA تک‌بعدی مقیاس خوب زیستن تقریبا یکی هستند. مشخص شده است، هنگامی که سوگیری پارامتر [متوسط] کمتر از ۱۰-۱۵٪ باشد، این میزان سوگیری قابل قبول است و هیچ نگرانی جدی ایجاد نمی کند [۵۸].

مقادیر شاخص H بیانگر قابلیت تکرارپذیری و پایداری نمره کل مقیاس در مطالعات بعدی بود. در مطالعه حاضر مقادیر شاخص H برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، بهزیستی اخلاقی، بهزیستی اجتماعی، بهزیستی روانشناختی و نمره کل مقیاس (خوب زیستن) به ترتیب ۰/۴۱، ۰/۳۵، ۰/۲۵، ۰/۵۱ و ۰/۹۶ به دست آمد. همچنین مقادیر شاخص FD تنها برای نمره کل بیشتر از ۰/۹۰ بود که این نشان داد تنها نمره کل مقیاس (خوب زیستن) قابل اعتماد می‌باشد.

**واریانس مشترک تبیین شده - گویه (I-ECV):** برای یک گویه، I-ECV درصد واریانس مشترک (همگانی) ناشی از عامل کلی است. I-ECV شاخص مفید و کارآمد برای ساخت و اصلاح مقیاس پیشنهاد شده است [۵۱]. گویه‌های با I-ECV بالا بیشتر از ۰/۸۰ گزینه‌های مناسب برای ایجاد ابزاری کوتاه و مختصر و تک‌بعدی هستند [۵۲]. برای مقیاس خوب زیستن، بسیاری از گویه‌ها دارای دارای مقادیر بالای I-ECV (۰/۸۰ و بیشتر) هستند که این موارد نشانگرهای نسبتاً خالصی از خوب زیستن هستند. در مقیاس خوب زیستن مقدار شاخص I-ECV برای گویه‌های ۱ تا ۱۸ مقیاس به ترتیب، ۰/۷۵۶، ۰/۷۲۶، ۰/۷۰۱، ۰/۸۱۳، ۰/۸۴۵، ۰/۹۰۹؛ ۰/۷۷۸، ۰/۹۵۹، ۰/۹۲۲، ۰/۹۱۶، ۰/۹۴۱، ۰/۸۵۵، ۰/۸۶۲، ۰/۸۰۹، ۰/۸۰۰، ۰/۷۵۵، ۰/۷۸۷ و ۰/۷۸۳ به دست آمد که با توجه به مقادیر به دست آمده I-ECV می‌توان با استفاده از گویه‌های ۴، ۵ و ۶ از عامل بهزیستی اخلاقی، گویه‌های ۸، ۹، ۱۰، ۱۱ و ۱۲ از عامل بهزیستی اجتماعی و گویه‌های ۱۳، ۱۴ و ۱۵ از عامل بهزیستی روان‌شناختی مقیاسی کوتاه‌تر تدوین کرد.

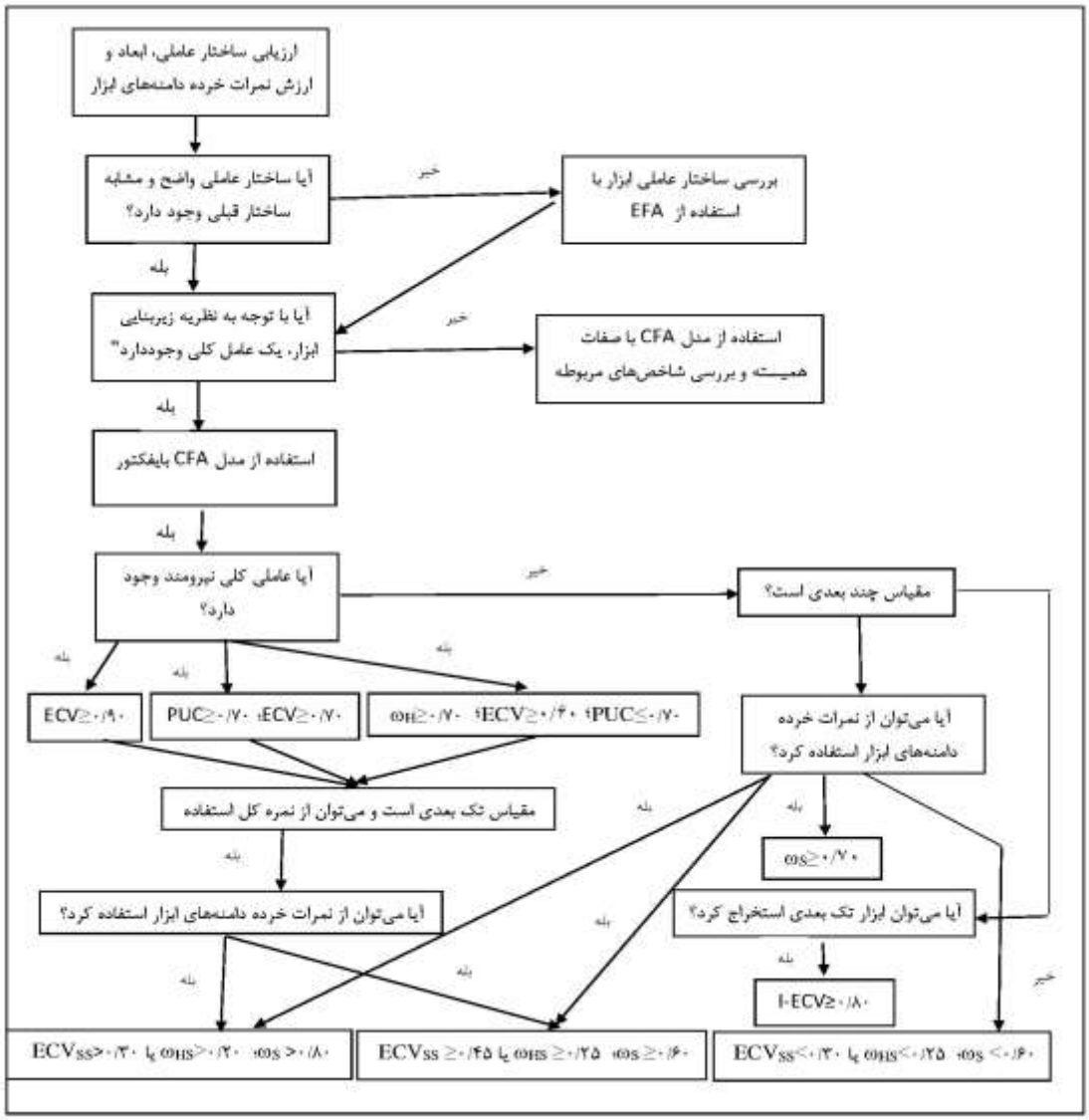
### ج. استفاده از شاخص‌های مدل CFA بایفکتر برای ارزیابی ارزش خرده دامنه‌ها

در این مطالعه امگا کل (ω) برابر ۰/۹۷ به دست آمد. با توجه به این مقدار می‌توان گفت؛ نمرهٔ کل مشاهده شده قابل تفسیر است [۱]. با این حال، از آنجایی که مقدار ضریب امگا اچ ($\omega_H$) برابر ۰/۹۲ است و حدود ۰/۵ بیشتر از امگا اچ ($\omega_H$) است؛ می‌توان گفت؛ حدود ۵ درصد از واریانس نمرهٔ کل توسط منابع رایج (یعنی عوامل خاص) غیر از عامل کلی تبیین می‌شود که این مقدار ناچیز است. در حالی که می‌توانیم به طور ضمنی پیشنهاد کنیم، نمرهٔ کل مقیاس خوب زیستن قابل تفسیر است، شواهد اعتباری بیشتری نیاز داریم که بگوییم می‌توانیم از نمرات خرده دامنه‌ها (بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی) استفاده کنیم.

برآورد ارزش افزوده خرده دامنه‌ها بر اساس امگا اس ($\omega_S$) و امگا اچ اس ($\omega_{HS}$): در مقیاس خوب زیستن مقدار امگا اس ($\omega_S$) در حد متوسط تا بالا برای عامل‌های مقیاس به دست آمد (مقدار امگا اس ($\omega_S$) برای عامل بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی به ترتیب، ۰/۸۷۳؛ ۰/۸۹۱؛ ۰/۹۱۴ و ۰/۹۲۵ به دست آمد)، مقدار امگا اچ اس ($\omega_{HS}$) برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی به ترتیب ۰/۲۲۲؛ ۰/۱۴۱؛ ۰/۰۷۳ و ۰/۱۸۵ به دست آمد. با توجه به نقطه برش‌های این ضرایب در مطالعهٔ دوبر و تولند [۲] و دوبر [۲۲، ۳۱] برای ضرایب پایایی متوسط مقدار مقدار امگا اچ اس باید ۰/۲۰ و بیشتر باشد؛ بنابراین می‌توان اظهار داشت، صرفاً خرده دامنهٔ بهزیستی هیجانی دارای امگا اس ($\omega_S$) متوسط ۰/۸۷۳ و امگا اچ اس ($\omega_{HS}$)، ۰/۲۰ و بیشتر است یعنی ۰/۲۲۲؛ و سایر خرده دامنه‌ها دارای ارزش افزوده و ارزش آماری برای استفاده در پژوهش‌ها و کارهای بالینی نیستند.

**برآورد ارزش افزوده خرده دامنه‌ها بر اساس امگا اس ($\omega_S$) و $ECV_{SS}$:** در مقیاس خوب زیستن مقدار امگا اس ($\omega_S$) در حد متوسط تا بالا برای عامل‌های مقیاس به دست آمد (مقدار امگا اس برای عامل بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی به ترتیب، ۰/۸۷۳؛ ۰/۸۹۱؛ ۰/۹۱۴ و ۰/۹۲۵ به دست آمد) و مقدار $ECV_{SS}$ برای عامل‌های بهزیستی هیجانی، اخلاقی، اجتماعی و روان‌شناختی به ترتیب ۰/۲۵۶، ۰/۱۶۱، ۰/۰۸۱ و ۰/۲۰۱ بود و با توجه به مطالعهٔ دوبر و تولند [۲] و دوبر [۲۶] برای ضرایب پایایی متوسط مقدار $ECV_{SS}$ باید ۰/۳۰ و بیشتر باشد؛ می‌توان اظهار داشت، صرفاً از مقیاس این شاخص‌ها، هیچ یک از خرده دامنه‌ها دارای ارزش افزوده و ارزش آماری برای تفسیر و استفاده از نمرات آن را ندارد.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان از نمودار تصمیم درختی (شکل ۴) برای تصمیم‌گیری در مورد ساختار عاملی مقیاس، بررسی ابعاد و استفاده از خرده مقیاس‌ها استفاده کرد.




**شکل ۴: نمودار تصمیم درختی در مورد ارزیابی ساختار عاملی، ارزیابی بعدپذیری و ارزش آماری نمرات خرده دامنه‌ها**

نتایج این مطالعه در زمینهٔ استفاده از ضرایب پایایی مقیاس‌ها مانند ضریب آلفای کرونباخ و ضریب امگا توصیه‌هایی دارد. باتوجه‌به اینکه یکی از پیش‌فرض‌های مهم ضریب آلفای کرونباخ و ضریب امگا تک‌بعدی بودن مقیاس است [۴۹]، در کاربرد این ضرایب پایایی، پژوهشگر لازم است که از تک‌بعدی بودن ابزار مطالعه خویش مطمئن شود. اگر مدل نهایی و انتخابی پژوهشگر، مدل CFA تک‌بعدی بود، پژوهشگر می‌تواند هم از ضریب آلفای کرونباخ و هم ضریب امگا کل برای بررسی پایایی مقیاس استفاده کند. اگر مدل مدل نهایی و انتخابی پژوهشگر، مدل CFA با صفات همبسته بود، پژوهشگر باید برای هر یک از خرده مقیاس‌ها یک ضریب آلفای کرونباخ و یا یک ضریب امگا محاسبه کند و استفاده از ضریب آلفای کرونباخ و یا ضریب امگا برای نمرهٔ کل چندان توجیه آماری ندارد. در مدل نهایی بایفکتر

پژوهشگر می‌تواند از انواع شاخص‌های پایایی که در مطالعه حاضر بررسی شد، با توجه به اهداف خویش استفاده کند.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به این موضوع اشاره کرد که استفاده از نقطه برش‌های ارائه شده برای ارزیابی بررسی ارزش افزودهٔ خرده دامنه‌ها، صرفاً برای انواع مدل‌های بایفکتر با بیش از دو خرده دامنه کاربرد دارد.

## ملاحظات اخلاقی

**پیروی از اصول اخلاق پژوهش:** در مطالعهٔ حاضر ملاحظات اخلاقی مانند اطلاع از اهداف پژوهش، گرفتن رضایت و توافق آگاهانه جهت شرکت در مطالعه، اجبارنداشتن به شرکت در مطالعه، محرمانه ماندن اطلاعات شرکت‌کنندگان و حفظ رازداری رعایت گردید.

**حامی مالی:** مطالعهٔ حاضر بدون هیچ کمک مالی از سازمان خاصی انجام شده است.

**سهم نویسندگان:** هر دو پژوهشگر مقاله در پیش‌نویسی، بازنویسی و اصلاح مقاله نقش داشتند.

**تعارض منافع:** نویسندگان مقاله اعلام می‌دارند هیچ‌گونه تضاد منافعی ندارند.

## سپاسگزاری

بدین‌وسیله از همه بزرگوارانی که ما را در انجام این مطالعه یاری کردند کمال تقدیر و تشکر را داریم؛ به خصوص از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد گرمسار کمال قدردانی را داریم.

## منابع

1- Rodriguez., A, Reise, SP., Haviland, MG. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. Psychological methods. 2016 Jun; 21(2): 137. https://doi.org/10.1037/met0000045

2- Dueber, DM., Toland, MD. A bifactor approach to subscore assessment. Psychological Methods. 2023 Feb; 28(1): 222. https://doi.org/10.1037/met0000459

3- Chen, FF., West, SG., Sousa, KH. A comparison of bifactor and second-order models of quality of life. Multivariate behavioral research. 2006 Jun 1; 41(2): 189-225. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr4102_5

4- Hull, JG., Lehn, DA., Tedlie, JC. A general approach to testing multifaceted personality constructs. Journal of Personality and Social Psychology. 1991 Dec; 61(6): 932. https://doi.org/10.1037//0022-3514.61.6.932

5- Reise, SP., Moore TM, Haviland MG. Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. Journal of personality assessment. 2010 Oct 19; 92(6): 544-59. https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477

6- Hoyle, RH., editor. Handbook of structural equation modeling. Guilford press; 2023. https://www.researchgate.net/publication/361861039_Handbook_of_Structural_Equation_Modeling

7- Bock, RD., Gibbons, RD. Item response theory. John Wiley & Sons; 2021 Jun 24. https://www.wiley.com/en-cn/Item+Response+Theory-p-9781119716686

8- Edwards, MC., Houts, CR., Cai, L. A diagnostic procedure to detect departures from local independence in item response theory models. Psychological methods. 2018 Mar; 23(1): 138. https://doi.org/10.1037/met0000121

9- Reise, SP. The rediscovery of bifactor measurement models. Multivariate behavioral research. 2012 Sep 1; 47(5): 667-96. https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555

10- Reise, SP., Scheines, R., Widaman, KF., Haviland, MG. Multidimensionality and structural coefficient bias in structural equation modeling: A bifactor perspective. Educational and psychological measurement. 2013 Feb; 73(1): 5-26. https://doi.org/10.1177/0013164412449831

11- DeMars, C. Item response theory. Oxford University Press; 2010 Apr 30. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195377033.001.0001

12- Cho, E. Interchangeability between factor analysis, logistic IRT, and normal ogive IRT. Frontiers in Psychology. 2023 Sep 25; 14: 1267219. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1267219

13- Camilli, G. "Origin of the scaling constant d= 1.7 in item response theory": Correction, 1995. https://doi.org/10.3102/10769986019003293

14- Reise, SP., Revicki, DA., editors. Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment. Routledge; 2014 Nov 20. https://doi.org/10.4324/9781315736013

15- McDonald. RP., The dimensionality of tests and items. British Journal of mathematical and statistical Psychology. 1981 May; 34(1): 100-17. https://doi.org/10.1177/01466216860100030

16- Hattie, J. Methodology review: assessing unidimensionality of tests and ltenls. Applied psychological measurement. 1985 Jun; 9(2):139-64. https://doi.org/10.1177/0146621685009002

17- Ackerman, TA. Unidimensional IRT calibration of compensatory and noncompensatory multidimensional items. Applied Psychological Measurement. 1989 Jun; 13(2): 113-27. https://hdl.handle.net/11299/107494

18- Zwick, WR., Velicer, WF. Comparison of five rules for determining the number of components to retain. Psychological bulletin. 1986 May; 99(3): 432. https://doi.org/10.1037/0033-2909.99.3.432

19- Reise, SP., Cook, KF., Moore, TM. Evaluating the impact of multidimensionality on unidimensional item response theory model parameters. InHandbook of item response theory modeling, 2014 Nov 20 (pp. 13-40). Routledge. https://doi.org/10.4324/9781315736013

20- Fraser, C., McDonald, R. P. NOHARM 3.0. 2003, Available at: http://people.niagaracollege.ca/cfraser/download

21- Zhang, J., Stout, W. The theoretical DETECT index of dimensionality and its application to approximate simple structure. Psychometrika. 1999 Jun; 64: 213-49. https://doi.org/10.1007/BF02294536

22- Dueber, DM. A bifactor approach to dimensionality assessment. Theses and Dissertations--Education Sciences. 59. 2020. https://doi.org/10.1037/met0000459

23- Leighton, EA. Investigating Bifactor Models and Fit Indices for Unidimensionality: An Illustration with Method Effects Due to Item Wording (Doctoral dissertation, University of South Carolina). 2022. https://scholarcommons.sc.edu/etd/7132?utm_source=scholarcommons.sc.edu%2Fetd%2F7132&utm_medium=PDF&utm_campaign=PDFCoverPages

24- Hattie, J., Krakowski, K., Jane Rogers, H., Swaminathan, H. An assessment of Stout's index of essential unidimensionality. Applied psychological measurement. 1996 Mar; 20(1): 1-4. https://doi.org/10.1177/014662169602000101

25- Jennrich, RI., Bentler, PM. Exploratory bi-factor analysis. Psychometrika. 2011 Oct; 76: 537-49. https://doi.org/10.1007/s11336-011-9218-4

26- Jung, S., Seo, DG., Park, J. Regularized exploratory bifactor analysis with small sample sizes. Frontiers in Psychology. 2020 Apr 9; 11: 503105. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00507

27- Quinn, HO. Bifactor models, explained common variance (ECV), and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses. 2014. https://doi.org/10.17615/t6ff-a088

**28-** Yousefi, Noorellah., Pirkhaefi, Alireza., Barjali, Ahmad. Examining the psychometric properties of the complete mental health short form scale. Clinical Psychology and Personality, 2020; 18 (2): 129-144. https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2945 **[In Persian]**

29- Yousefi, Noorellah. Development and effectiveness of positive mental health model (based on creativity, life satisfaction, character strenghts and social support) on increasing positive psychological resources and reducing psychological harm. Dissertation for PhD, Islamic Azad University, Garmsar branch. 2022. **[In Persian]**

30- Rosseel, Y. lavaan: An R package for structural equation modeling. Journal of statistical software. 2012 May 24;48:1-36. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02

31- Dueber, DM. Package 'BifactorIndicesCalculator', 2020. https://cran.r-project.org/web/packages/BifactorIndicesCalculator/BifactorIndicesCalculator.pdf

32- Canivez, GL. Bifactor modeling in construct validation of multifactored tests: Implications for understanding multidimensional constructs and test interpretation. https://www.ux1.eiu.edu/~cfglc/Adobe%20pdf/Publications-Papers/Canivez%20(2016)%20Bifactor%20Modeling.pdf

33- Raykov, T., Marcoulides, GA. Introduction to psychometric theory. Routledge; 2011 Jan 7. https://doi.org/10.4324/9780203841624

34- Bentler, PM. Alpha, dimension-free, and model-based internal consistency reliability. Psychometrika. 2009 Mar; 74(1): 137-43. https://doi.org/10.1007/s11336-008-9100-1

35- Floyd, FJ., Widaman, KF. Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. Psychological assessment. 1995 Sep; 7(3): 286. https://doi.org/10.1037/1040-3590.7.3.286

36- Rodriguez, A., Reise, SP., Haviland, MG. Applying bifactor statistical indices in the evaluation of psychological measures. Journal of personality assessment. 2016 May 3; 98(3): 223-37 https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1089249

37- Tabachnick, BG., Fidell, LS. Using Multivariate Statistics. Boston, MA: Pearso n Education. 2007. https://hisp.htmi.ch/pluginfile.php/77114/mod_resource/content/0/Using%20Multivariate%20Statistics%20%28Tabachnick%20and%20Fidell%29.pdf

38- Reise, SP., Kim, DS., Mansolf, M., Widaman, KF. Is the bifactor model a better model or is it just better at modeling implausible responses? Application of iteratively reweighted least squares to the Rosenberg Self-Esteem Scale. Multivariate behavioral research. 2016 Nov 1; 51(6): 818-38. https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1243461

39- Thompson, B. Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications. Washington, DC. 2004; 10694(000): 3. https://doi.org/10.1037/10694-000

40- McDonald RP. Test theory: A unified treatment. psychology press; 2013 Jun 17. https://doi.org/10.4324/9781410601087

41- Canivez, GL. Construct validity of the WISC-IV with a referred sample: direct versus indirect hierarchical structures. School Psychology Quarterly. 2014 Mar; 29(1): 38. https://doi.org/10.1037/spq0000032

42- Gignac, GE. Higher-order models versus direct hierarchical models: g as superordinate or breadth factor?. Psychology Science. 2008; 50(1): 21. https://www.researchgate.net/publication/26514567

43- Gibbons, RD., Bock, RD., Hedeker, D., Weiss, DJ., Segawa, E., Bhaumik, DK., Kupfer, DJ., Frank, E., Grochocinski, VJ., Stover A. Full-information item bifactor analysis of graded response data. Applied Psychological Measurement. 2007 Jan; 31(1): 4-19. https://doi.org/10.1177/0146621606289485

44- Dunn, KJ., McCray, G. The place of the bifactor model in confirmatory factor analysis investigations into construct dimensionality in language testing. Frontiers in psychology. 2020 Jul 17;11:1357. https;//doi.org/ 10.3389/fpsyg.2020.01357

45- DeMars, CE. A tutorial on interpreting bifactor model scores. International journal of testing. 2013 Oct 1; 13(4): 354-78. https://doi.org/10.1080/15305058.2013.799067

46- Bonifay, WE., Reise, SP., Scheines, R., Meijer, RR. When are multidimensional data unidimensional enough for structural equation modeling? An evaluation of the DETECT multidimensionality index. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2015 Oct 2; 22(4): 504-16. https://doi.org/10.1080/10705511.2014.938596

47- Reise, SP., Bonifay, WE., Haviland, MG. Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. Journal of personality assessment. 2013 Mar 1; 95(2): 129-40. https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437

48- Revelle, W., Zinbarg, RE. Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. Psychometrika. 2009 Mar; 74: 145-54. https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z

49- Zinbarg, RE., Revelle, W., Yovel, I., Li, W. Cronbach's α, Revelle's β, and McDonald's ω H: Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. psychometrika. 2005 Mar; 70: 123-33. https://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7

50- Sellbom M, Tellegen A. Factor analysis in psychological assessment research: Common pitfalls and recommendations. Psychological assessment. 2019 Dec; 31(12): 1428. https://doi.org/10.1037/pas0000623

51- Stucky, BD., Edelen, MO., Vaughan, CA., Tucker, JS., Butler, J. The psychometric development and initial validation of the DCI-A short form for adolescent therapeutic community treatment process. Journal of Substance Abuse Treatment. 2014 Apr 1; 46(4): 516-21. https://doi.org/10.1016/j.jsat.2013.12.005

52- Stucky, BD., Thissen, D., Orlando, Edelen, M. Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. Applied Psychological Measurement. 2013 Jan; 37(1): 41-57. https://doi.org/10.1177/0146621612462759

53- Liu, X., Cao, P., Lai, X., Wen, J., Yang, Y. Assessing essential unidimensionality of scales and structural coefficient bias. Educational and Psychological Measurement. 2023 Feb; 83(1): 28-47. https://doi.org/10.1177/00131644221075580

54- Dueber, DM. Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models. 2017. https://doi.org/10.13023/edp.tool.01 [Also available at http://sites.education.uky.edu/apslab/resources/]

55- Savalei, V., Reise, SP. Don't forget the model in your model-based reliability coefficients: A reply to McNeish. Collabra: Psychology, 2019; 5(1): 36. https://doi.org/10.1525/collabra.247

56- Reise, SP., Morizot, J., Hays, RD. The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. Quality of Life Research, 2007 Aug; 16: 19-31. https://doi.org/10.1007/s11136-007-9183-7

57- Ten, Berge, JM., Sočan, G. The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. Psychometrika, 2004 Dec; 69: 613-25. https://doi.org/10.1007/BF02289858

58- Muthén, B., Kaplan, D., Hollis, M. On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. Psychometrika, 1987 Sep; 52(3): 431-62. https://doi.org/10.1007/BF02294365

59- Cai, L. A two-tier full-information item factor analysis model with applications. Psychometrika. 2010 Dec; 75(4): 581-612. https://doi.org/10.1007/s11336-010-9178-0

60- Hancock, GR., Mueller, RO. Rethinking construct reliability within latent variable systems. Structural equation modeling: Present and future. 2001; 195(216): 60-70. https://www.researchgate.net/profile/Gregory-Hancock-2/publication/312447691_Rethinking_construct_reliability_within_latent_variable_systems/links/5f845c66a6fdccfd7b5adb55/Rethinking-construct-reliability-within-latent-variable-systems.pdf

61- Savahl, S., Casas, F., Adams, S. Considering a Bifactor Model of children's Subjective Well-being using a multinational sample. Child Indicators Research. 2023 Dec; 16(6): 2253-78. https://doi.org/10.1007/s12187-023-10058-6

62- Gorsuch, RL. Factor analysis: Classic edition. Routledge; 2014 Nov 27. https://doi.org/10.4324/9781315735740

63- Dueber, DM. Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models. 2017. https://doi.org/10.13023/edp.tool.01 [Also available at http://sites.education.uky.edu/apslab/resources/

64- Farahani, Hojjatollah., Roshan Chesli, Rasoul. Essentials for Developing and Validating Psychological Scales: Guide to Best Practices. Clinical psychology and personality, 2019; 17(2):197-212. https://doi.org/10.22070/cpap.2020.2917 **[In Persian]**

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٤٤-٢١٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244

## پیوست

### الف. دستورالعمل برآورد مدل CFA تک‌بعدی در نرم‌افزار R

```
install.packages("lavaan")
library(lavaan)
install.packages("haven")
library(haven)
q <- read_sav("C:/Users/A.S/Desktop/q.sav")
udimenstionalplg.model <- 'Generalfactor = ~ q1 + q2 + q3
+ q4 + q5 + q6 + q7 +
q8 + q9 + q10 + q11 + q12 + q13 + q14 + q15 + q16 + q17
+ q18'
fit <- cfa(udimenstionalplg.model, data=q)
summary(fit, fit.measures= TRUE, standardized=TRUE)
fitmeasures(fit, c("gfi", "agfi", "rmsea", "cfi", "rfi", "nfi",
"nnfi", "pnfi", "srmr"))
install.packages("semPlot")
library(semPlot)
semPaths(fit, "std")
```

### ب. دستورالعمل برآورد مدل CFA بایفکتر در نرم‌افزار R

```
library(lavaan)
library(haven)
q <- read_sav("C:/Users/A.S/Desktop/q.sav")
pglbifactor.model <- 'EW = ~ q1 + q2 + q3
MW = ~ q4 + q5 + q6 + q7
SW = ~ q8 + q9 + q10 + q11 + q12
PW = ~ q13 + q14 + q15 + q16 + q17 + q18
Generalfactor = ~ q1 + q2 + q3 + q4 + q5 + q6 + q7 +
q8 + q9 + q10 + q11 + q12 + q13 + q14 + q15 + q16 + q17
+ q18
EW ~ ~ 0 * MW
EW ~ ~ 0 * SW
EW ~ ~ 0 * PW
EW ~ ~ 0 * Generalfactor
MW ~ ~ 0 * SW
MW ~ ~ 0 * PW
MW ~ ~ 0 * Generalfactor
SW ~ ~ 0 * PW
SW ~ ~ 0 * Generalfactor
PW ~ ~ 0 * Generalfactor'
fit <- cfa(pglbifactor.model, data=q)
summary(fit, fit.measures= TRUE, standardized=TRUE)
fitmeasures(fit, c("gfi", "agfi", "rmsea", "cfi", "rfi", "nfi",
"nnfi", "pnfi", "srmr"))
library(semPlot)
semPaths(fit, "std")
```

**دوفصلنامه علمی «روان‌شناسی بالینی و شخصیت»**
**دوره ۲۳، شماره ۱، پیاپی ٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٦٢-٢٤٥**
DOI: 10.22070/CPAP.2025.18704.1487

**مقاله پژوهشی**

# بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در کودکان ۱۶- ۱۰ ساله استان گلستان

**نویسندگان**

**محسن جلالی [1*]، الناز پوراحمدی [2]**

۱. استادیار روان‌شناسی بالینی،دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه گلستان، گرگان، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. گروه روان‌شناسی، واحد بندر گز، دانشگاه آزاد اسلامی، بندر گز، ایران.
elnaz.pourahmadi@iau.ac.ir

**چکیده**

**تاریخ دریافت:**
۱۴۰۳/۰۵/۲۴

**تاریخ پذیرش:**
۱۴۰۳/۱۱/۲۸

**مقدمه:** افکار اتوماتیک منفی نقش بسیار مهمی در اختلالات روان‌پزشکی کودکان ایفا می‌کند. ساخت و اعتبارسنجی یک ابزار مؤثرمؤثر برای ارزیابی افکار اتوماتیک درکودکان ضروری است. هدف این مطالعه، بررسی ویژگی‌های روان سنجی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در گروه سنی ۱۰ - ۱۶ سال استان گلستان بود.

**روش:** این مطالعه پیمایشی با هدف توصیفی است. نمونه پژوهش شامل 453 کودک ۱۰- ۱۶ سال استان گلستان بود که با روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب و با استفاده از مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودکان، اضطراب آشکار کودکان، افسردگی کودک و خودگزارشی نوجوان، مورد ارزیابی قرارگرفتند. در نهایت داده‌ها با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون، آلفای کرونباخ و تحلیل عامل اکتشافی مورد تحلیل قرار گرفتند.

**نتایج:** تحلیل عامل اکتشافی آیتم‌های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، یک ساختار ۴ عاملی را نشان داد. آلفای کرونباخ بین ۰/۸۶-۰/۷۰ و ضریب اعتبار آزمون - آزمون مجدد بین ۶۸ /۰ - ۰/۸۳ بود. همچنین، روایی همگرای مقیاس با محاسبه همبستگی معنادار بین نمره کل و زیر مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودکان با نمره کل اضطراب آشکار کودکان، مقیاس افسردگی کودک و زیر مقیاس‌های درونی‌سازی مقیاس خودگزارش‌دهی نوجوانان، مورد تأیید قرار گرفت ($p<۰/۰۱$).

**بحث و نتیجه‌گیری:** به نظر می‌رسد نسخه فارسی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان از ویژگی‌های روان‌سنجی قابل قبول برخوردار است و می‌تواند در حوزه‌های آموزشی، بالینی و پژوهش مورد استفاده قرار گیرد.

**کلیدواژه‌ها**

سنجی روان‌سنجی، اعتبار، روایی، افکار اتوماتیک، مقیاس افکار اتوماتیک کودکان

**پست الکترونیکی نویسنده مسئول**

Jalali.psycho@yahoo.com

این مقاله برگرفته از طرح شماره ۱۴۲۶ مربوط به نویسنده اول است که با حمایت مالی دانشگاه گلستان انجام شد.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٦٢-٢٤٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262

**مقدمه**

اختلالات عاطفی یکی از شایع‌ترین اختلالات روان‌پزشکی در کودکان و نوجوانان محسوب می‌شوند، به طوری که شیوع جهانی آن‌ها ۷ درصد برای اضطراب و ۳ درصد برای افسردگی برآورد شده است [۱]. با وجود در دسترس بودن درمان‌های مبتنی بر شواهد برای این اختلالات، حدود ۴۵ درصد از کودکان به طور کامل به درمان پاسخ نمی‌دهند [۲] که نشان‌دهندهٔ فضای قابل توجهی برای بهبود روش‌های درمانی است. برای ارتقای اثر بخشی نتایج درمان، شناخت بیشتر دربارهٔ عوامل رشدی و نگهدارنده این اختلالات و همچنین بررسی اجزای مؤثر درمان ضروری است.

فرض بر این است که افکار خودآیند منفی[1]، نقش مهمی در رشد و پایداری[2] علائم روان‌شناختی در بین کودکان و نوجوانان دارند و در فرایند درمان آن‌ها تأثیرگذار هستند و این افکار معمولاً اختلال ویژه هستند [۳،۴ و ۵]. برای مثال، کودکان مبتلا به افسردگی و اضطراب، افکار منفی و ناکارآمد بیشتری نسبت به کودکان سالم دارند. افکار خودکار منفی به عنوان یک کیفیت ذهنی تعریف می‌شود که بر توانایی فرد در مواجهه با تجربیات زندگی تأثیر می‌گذارد و هماهنگی درونی را مخدوش می‌کند [۶]. وقتی افراد در یک محیط منفی قرار می‌گیرند، این افکار پدیدار می‌شوند و ظهور آن‌ها با خودکار بودن، غیر تصادفی بودن و حضور مداوم مشخص می‌شود و ارتباط نزدیکی با محیط اطراف دارد [۷ و ۸]. سه مدل مهم وجود دارد که نقش افکار را در اختلالات عاطفی توصیف می‌کند. طبق مدل حالت‌های ذهن[3][۹]، تعادل بین افکار مثبت و منفی برای بهزیستی روانی ضروری است. بر اساس این مدل، نسبت ۰/۶۲ افکار مثبت به افکار منفی به عنوان مقدار بهینه و سالم در نظر گرفته می‌شود. نسبت کمتر از ۳۱ صدم به اضطراب و افسردگی مربوط می‌شود [۹]. دومین مدل، قدرت تفکر غیر منفی کندال[4] است. این مدل بیان می‌کند که کودکان مبتلا به اضطراب و افسردگی ممکن است از کاهش میزان افکار منفی خود بیشتر از افزایش افکار مثبت سود ببرند [۱۰]. سوم، فرضیه اختصاصی‌بودن محتوای بک[5] است. فرضیهٔ اختصاصی‌بودن محتوای شناختی به عنوان یک مؤلفه مهم در نظریه شناختی، بر این باور است که هر اختلال روان‌شناختی محتوای شناختی خاص خود را دارد [۱۱ و ۱۲]. برای مثال، افکار منفی گذشته‌نگر، پایدار و متمرکز بر شکست شخصی و از دست دادن با علائم افسردگی[۱۳]، افکار آینده‌نگر، ناپایدار و متمرکز بر تهدید با علائم اضطراب و افکار خصومت آمیز با علائم پرخاشگری یا اختلال برون‌ریزی در ارتباط هستند[۱۴]. همسو با این پیش‌بینی‌ها، تحقیقات از ارتباط بین انواع خاصی از عقاید و افکار با پروفایل‌های خاص علایم، حمایت می‌کند[۱۴]. برای مثال، تغییر در خودگویی‌های تهدید آمیز، نقش میانجی در نتیجه‌گیری از درمان برای نوجوانان مبتلا به اختلال اضطراب دارد [۱۵] و افکار اتوماتیک اضطراب‌آمیز نیز به عنوان عاملی میانجی در رابطهٔ بین طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه و تغییرات احتمالی در اضطراب اجتماعی نقش دارد [۱۶] و تفسیرهای متخاصمانهٔ فرد از محیط نقش مهمی در پرخاشگری نوجوانان با مشکلات رفتاری دارد [۱۷]. در حال حاضر، اغلب دانش ما دربارهٔ ارزیابی‌های شناختی در کودکان و نوجوانان و نیز اختصاصی بودن این ارزیابی‌ها در مشکلات رفتاری و عاطفی برگرفته از مطالعات انجام شده در کشورهای غربی است [۱۸ و ۱۹]. به منظور درک بیشتر ماهیت ویژگی‌های آسیب‌شناسی روانی در کودکان و نوجوانان، لازم است در کشورمان؛ ایران که بخش زیادی از جمعیت آن را کودکان و نوجوانان تشکیل می‌دهد، تلاش بیشتری برای درک شناخت‌های منفی کودکان و نوجوانان صورت بگیرد. یک پیش شرط لازم برای انجام این دسته از تحقیقات، توسعهٔ مقیاس‌های معتبر به زبان مناسب است.

چندین مقیاس برای اندازه‌گیری شناخت در کودکان ایجاد شده است. با این وجود، مشکلات متعددی با کاربرد این مقیاس‌ها همراه است. نخست اینکه اکثر مقیاس‌های شناخت، مثل پرسش‌نامه خودگویی‌های اضطرابی کودکان[۲۰] و چک‌لیست شناختی برای کودکان[۲۱]، گسترش رو به پایین ابزارهای بزرگسال هستند. کودکان ممکن است در درک موارد این پرسش‌نامه مشکل داشته باشند یا خودگویی متفاوتی نسبت به بزرگسالان داشته

1 . Negative Automatic Thoughts.
2 . Maintenance.
3 . States- of-Mind (SOM) Model.
4. kendall's ''Power of Nonnegative Thinking.
5. Beck Content-Specificity Hypothesis.

باشند؛ بنابراین ساختار عاملی اصلی برای بزرگسالان ممکن است در جمعیت کودکان وجود نداشته باشد. مشکل دوم این است که اکثر پرسش‌نامه‌های شناختی نمی‌توانند بین افکار و علائم تمایز قائل شوند. به عنوان مثال پرسش‌نامه خودگویی عاطفه منفی [۲۲] و مقیاس خودگویی عاطفه منفی- اضطراب [۲۳] که بر اساس خودگویی‌های ایجاد شده به وسیله کودکان ساخته شده است، هم علائم (من داشتم می‌لرزیدم) و هم افکار (من معمولاً کارهای احمقانه انجام می‌دهم) را اندازه‌گیری می‌کنند. این همپوشانی در محتوای آیتم‌ها، ممکن است به طور مصنوعی همبستگی بین اندازه‌های علائم و شناخت را افزایش دهد. همپوشانی در محتوای آیتم‌ها نیز تفکیک سهم خاص علائم و شناخت ها در اختلال را دشوار می‌کند. سوم، بسیاری از پرسش‌نامه های شناختی به جای سنجش اضطراب و افسردگی به طور جداگانه، عاطفه منفی عمومی را اندازه‌گیری می‌کنند؛ بنابراین بررسی محتوای اختصاصی، سخت و مشکل است. در نهایت، هیچ پرسش‌نامهٔ وجود ندارد که از نظر روان سنجی مناسب باشد و به طور ویژه افکار منفی را در خود بگنجاند و اندازه‌گیری کند. در ایران نیز تا به امروز ترجمه و اعتباریابی ابزارها، بیشتر بر ابزارهای نشانه‌شناسی اختلالات عاطفی - رفتاری کودکان، همچون مقیاس غربالگری اختلالات هیجانی مرتبط با اضطراب کودک[1] و مقیاس اضطراب کودکان اسپنس[2][۲۴ و ۲۵] و نظام مبتنی بر تجربه آخنباخ[3][۲۶] و پرسش‌نامهٔ علائم مرضی کودک[۲۷] متمرکز بوده و تاکنون ترجمهٔ معتبر فارسی برای ارزیابی مکانیزم‌های مؤثر بر اختلالات عاطفی - رفتاری مانند مقیاس افکار اتوماتیک منفی انجام نشده است. برای جبران این نقص، در این تحقیق تلاش کرده‌ایم ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ ایرانی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان[4] [۲۸] را بررسی کنیم. مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، یک ابزار جامع است که توسط اشنیرینگ و رپی[۲۸] برای ارزیابی طیفی از باورهای منفی مربوط به چندین اختلال روانی رایج در کودکان ۱۰-۱۶ سال ساخته شده است[۲۸]. این مقیاس به طور خاص برای ارزیابی افکار منفی کودکان متمرکز است و در مطالعات بین‌المللی مختلف برای شناسایی علائم مورد استفاده قرار گرفته است. مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، افکار منفی مشترک و خاص را در مشکلات درونی‌سازی و برونی‌سازی، مورد ارزیابی قرار می‌دهد. آیتم‌های این مقیاس بر اساس خوداظهاری و از طریق مصاحبه با کودکان و نوجوانان مبتلا به اضطراب، افسردگی و مشکلات رفتاری ساخته شده است [۲۶]. تحلیل عامل این مقیاس منجر به شناسایی چهار عامل شد؛ افکار مربوط به شکست شخصی (مانند من نگرانم که اوضاع همیشه بد باشد)، تهدید اجتماعی (مانند نکنه دیگران منو آزار بدن)، تهدید فیزیکی (مانند تصادف می‌کنم!) و افکار خصومت آمیز (مانند اگه کسی به من صدمه بزنه حق دارم بهش صدمه بزنم!) [۱۴]. با وجود بارگذاری‌های مجزا، این چهار عامل به طور متوسط با هم همبستگی داشتند و از این رو، بهترین ساختار عاملی شامل یک عامل با درجهٔ بالاتر (عقاید منفی) است که هر یک از عوامل فرعی بر روی آن بارگذاری می‌شود. این ساختار چهارعاملی همبسته، در مطالعات دیگر هم تکرار شده‌اند[۱۲، ۱۴ و ۲۹]. مقیاس افکار اتوماتیک کودکان اعتبار همسانی درونی خوبی هم در مطالعات خارجی نشان داده است. آلفای کرونباخ آن از ۰/۸۲ تا ۰/۹۶[۱۴، ۲۶، ۳۰ و ۳۱]. اعتبار آزمون - آزمون مجدد با فاصلهٔ زمانی یک ماه (۰/۸۰-۰/۶۶) و سه ماه (۰/۷۷-۰/۶۸) مناسب گزارش شده است[۲۶]. روایی تشخیصی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان نیز مناسب گزارش شده است. در واقع، مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، کودکان مبتلا به اختلالات اضطرابی و کودکان سالم [۲۶ و ۳۰]، کودکان مبتلا به اضطراب، افسردگی و اختلالات رفتاری [۲۶ و ۳۰] و کودکان مبتلا به انواع اختلالات اضطرابی [۳۰ و ۳۱] را از یکدیگر مجزا می‌کند. همچنین مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، حساسیت مناسبی به تغییرات درمانی نشان داده است [۳۱]. در کشورهای غربی، نمرات به دست آمده از مقیاس افکار اتوماتیک کودکان بر اساس سن و جنس افراد با هم متفاوت هستند. برای مثال، پسران نسبت به دختران دارای افکار خصومت آمیز بیشتری دارند [۱۲، ۱۴، ۲۹ و ۳۲]، در حالی که دختران بیشتر افکار تهدید آمیز اجتماعی و یا افکار شکست نسبت به پسران دچار می‌شوند [۱۴]. تاثیرات ناشی از سن، کمتر مشاهده شده است. اشنیرینگ و رپی[۱۴] تفاوت معناداری بین زیر

1. the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders( SCARED).
2 . Spence Children's Anxiety Scale( SCAS).
3 . Achenbach Youth Self-Report (YSR).
4 . Children's Automatic Thoughts Scale (CATS).

مقیاس مقیاس افکار اتوماتیک کودکان کودکان ۷ تا ۱۱ ساله و نوجوانان ۱۲ تا ۱۶ ساله مشاهده نکردند. در مقابل، هوگندورن و همکارانش[۳۲] دریافتند که کودکان ۸ تا ۱۱ ساله از افکار منفی تهدیدآمیز و افکار شکست بیشتری نسبت به نوجوانان ۱۲ تا ۱۸ ساله برخوردار بودند.

این نتایج اگرچه در جای خود مقبول و بسیار ارزشمند است؛ اما نمی‌توان نتایج حاصل از آن و ساختار عاملی به دست آمده از جمعیت غربی را به دیگر گروه‌های فرهنگی و نژادی تعمیم داد [۳۳]؛ بنابراین با توجه به اینکه ساختار عاملی و هنجار مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در هر گروه قومی و نژدادی معتبر نیست و هر فرهنگی هنجار مخصوص به خود را می‌طلبد و نیز با توجه به اینکه اعتباریابی نسخهٔ فارسی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، می‌تواند اطلاعات ارزشمندی دربارهٔ انواع افکار منفی در اختیار افراد متخصص و محقق در زمینهٔ مشکلات نوجوانان قرار بدهد و به تجارب آن‌ها در زمینهٔ علائم روان‌شناسی و پاسخ به درمان بی‌افزاید، پژوهشگر به دنبال پاسخگویی به این پرسش است که آیا نسخهٔ ایرانی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در کودکان ۱۰-۱۶ ساله استان گلستان از ویژگی‌های روان سنجی مناسب برخوردار است؟

## روش

### نوع پژوهش

پژوهش حاضر پیمایشی با هدف توصیفی است.

### آزمودنی

**جامعه آماری و نمونه پژوهش:** جامعه‌آماری پژوهش حاضر شامل تمامی کودکان ۱۶-۱۰ ساله، استان گلستان تشکیل دادند. برای دست‌یابی به عوامل‌های معتبر در تحلیل عامل اکتشافی، نمونه باید حجم کافی داشته باشد و از طرفی نمایانگر جامعهٔ مورد مطالعه باشد. طبق نظرگیلفورد [۳۴] حداقل حجم نمونه برای تحلیل عامل اکتشافی، ۲۰۰ نفر است.کامری و لی [۳۵] و فرگوسن و تاکانه [۳۶] نیز نمونهٔ ۳۰۰ نفری را برای تحلیل عامل اکتشافی قابل قبول می‌دانند. مطالبی نیز بر حسب نسبت آزمودنی‌ها به متغیرها وجود دارد که از نسبت خیلی بزرگ ۲۰ به ۱ تا نسبت حداقل ۲ به ۱ در نوسان است [۳۵]؛ بنابراین تعداد ۴۵۳ نفر از دانش‌آموزان ۱۰ - ۱۶ ساله استان‌گلستان با روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای به عنوان نمونهٔ پژوهش انتخاب شدند. بدین‌منظور ابتدا از میان شهرستان‌های مختلف استان گلستان، ۶ شهر (گرگان، بندرگز، گمیشان، گنبد، علی آباد و آزاد شهر) به طور تصادفی انتخاب شد. سپس از هر شهر، ۴ مدرسه شامل دو مدرسه ابتدایی (یک مدرسه دختران و یک مدرسه پسرانه) و دو مدرسه متوسطه (یک مدرسه دخترانه و یک مدرسه پسرانه) (مجموعاً ۲۴ مدرسه) به طور تصادفی انتخاب و در نهایت از هر مدرسه به صورت تصادفی ۲۰ کودک به عنوان نمونه نهایی انتخاب شد (در مجموع ۴۸۰ نفر). از این تعداد، ۲۷ کودک به علت تمایل نداشتن و نیز ارائه پرسش‌نامه مخدوش، کنار گذاشته شدند.

### ابزارهای پژوهش

در پژوهش حاضر از مقیاس افکار اتوماتیک کودک [۲۸]، پرسش‌نامه افسردگی کودک [۳۷] و مقیاس تجدید نظر شدهٔ اضطراب آشکار کودک [۳۸] و فرم خود گزارش‌دهی نوجوان [۳۹] استفاده گردید.

**۱ . مقیاس افکار اتوماتیک کودکان[۲۸]:** مقیاس افکار اتوماتیک کودکان یک مقیاس اندازه گیری ۴۰ پرسشی جامع است که توسط اشنیرینگ و رپی [۲۸] برای ارزیابی افکار منفی مرتبط با مشکلات درونی سازی و برونی‌سازی کودکان و نوجوانان، ساخته شده است. این مقیاس، بر اساس آزمایشات گسترده‌ای که در رابطه با خوداظهاری‌های منفی کودکان به منظور تولید اقلام حساس رشدی انجام گرفت، ساخته شد [۲۸]. کودکان ۶ تا ۱۸ ساله مبتلا به افسردگی، اضطراب و اختلالات رفتاری بالینی در مورد ماهیت خوداظهاری‌هایی که در موقعیت‌های مختلف تجربه می‌شوند، مورد مصاحبه قرار گرفتند [۲۸]. تحلیل عاملی تأییدی با این موارد نشان داد که افکار خودکار منفی در کودکان بر روی ۴ عامل تهدید فیزیکی (مانند تصادف می‌کنم!) ، تهدید اجتماعی (مانند نکنه دیگران منو آزار بدن)، شکست شخصی (مانند من نگرانم که اوضاع همیشه بد باشد) و خصومت (مانند اگه کسی به من صدمه بزنه حق دارم بهش صدمه بزنم!)، بارگذاری شدند که به نوبه خود بر روی یک عامل مرتبه بالاتر بار شدند [۲۸]. پرسش‌های این مقیاس به صورت لیکرتی از هرگز(۰) تا همیشه (۴)

مرتب شده است. نسخه اصلی (انگلیسی) مقیاس ویژگی‌های روان‌سنجی قوی را نشان داده است. اعتبار همسانی درونی برای زیر مقیاس‌ها از ۰/۸۲ تا ۰/۹۵ و برای نمرهٔ کل ۰/۹۵ گزارش شده است. اعتبار آزمون - آزمون مجدد برای برای زیر مقیاس‌ها از ۰/۶۶ تا ۰/۹۵ و برای نمرهٔ کل ۰/۸۰ گزارش شده است[۱۲، ۲۸ و ۲۹]. تحلیل عامل تأییدی نیز نشان داد که مدل ۴ عاملی از برازش مناسب با داده ها برخوردار است [۲۸]. همچنین این مقیاس با موفقیت توانسته است کودکان عادی را از کودکان مبتلا به اختلالات اضطرابی و خلقی، متمایز کند که بیان‌گر روایی تفکیکی مقیاس است. نمره برش برای این مقیاس ۷۰ درنظر گرفته شده است [۱۲، ۲۸ و ۲۹].

**۲. پرسش‌نامه افسردگی کودک[1][۳۷]**: به عنوان یک شاخص برای بررسی روایی همگرای مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. این پرسش‌نامه توسط کواکس[۳۷] برای کودکان ۷ - ۱۷ ساله تدوین شد و ۲۷ گویه دارد که نشانه‌های افسردگی از قبیل خلق پایین، ناتوانی در لذت بردن، رفتارهای بین فردی، ارزیابی خود و مسائل تحصیلی را می‌سنجد. هر گویه روی یک مقیاس سه درجه‌ای (صفر = فقدان نشانه، ۱. نشانه متوسط، ۲. نشانه آشکار) نمره‌گذاری می‌شود و دامنه نمرات از صفر تا ۵۴ است که نمرات بالاتر نشان‌دهنده شدت افسردگی است. نقطه برش برای تشخیص افراد افسرده، نمره بالاتر از ۱۸ است. در مطالعات مختلف خارجی اعتبار و روایی آن مورد تأیید قرار گرفته است. در جمعیت عمومی، همسانی درونی این پرسش‌نامه از ۰/۷۵ تا ۰/۹۴ و اعتبار آزمون - آزمون مجدد از ۰/۸۱ با فاصله زمانی یک هفته تا ۰/۸۴ با فاصله زمانی دو هفته متغییر بوده است [۳۷، ۴۰ و ۴۱] در جمعیت بالینی نیز همسانی درونی از ۰/۷۱ تا ۰/۸۹ و اعتبار آزمون - آزمون مجدد از ۰/۵۴ با فاصله زمانی شش ماه تا ۰/۸۷ با فاصله زمانی یک هفته متغییر بوده است [۳۷، ۴۰ و ۴۱]. این مقیاس از روایی همزمان بسیار قوی با مقیاس افسردگی نوجوانان رینولد (r= ۰/۸۱) و روایی همزمان قوی با مقیاس افسردگی کودکان رینولد (r= ۰/۷۶) و زیر مقیاس‌های افسردگی/ اضطراب(r= ۰/۶۴) و درونی‌سازی (r= ۰/۶۳) فرم خودگزارشی نوجوان در جمعیت نرمال و روایی همزمان بسیار قوی با مقیاس افسردگی نوجوانان رینولد (r= ۰/۸۳) و روایی همزمان قوی با مقیاس افسردگی کودکان رینولد (r= ۰/۷۱) در جمعیت بالینی برخوردار است[۴۱]. ساختار ۵ عاملی پرسش‌نامه نیز مورد تأیید قرار گرفته است[۳۷]. این پرسش‌نامه در ایران نیز از اعتبار و روایی مناسب برخوردار است[۴۲]. اعتبار آزمون – آزمون مجدد با فاصله زمانی دو هفته و نیز اعتبار همسانی درونی این پرسش‌نامه به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۸۳ گزارش شده است. هچنین رابطه این پرسش‌نامه با مقیاس افسردگی کودک و پرسش‌نامه افسردگی بک به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۸۷ گزارش شده است که بیان‌گر روایی همگرای این پرسش‌نامه است. نتایج تحلیل عامل تأییدی نیز نشان داد که مدل ۵ عاملی پرسش‌نامه افسردگی کودکان در جامعهٔ ایرانی برازش دارد [۴۰].

**۳. مقیاس تجدیدنظر شدهٔ اضطراب آشکار کودک(نسخه اول)[2][۳۸]**: شاخصی برای بررسی روایی همگرای مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. این مقیاس توسط رینولدز و ریچمن[۳۸] برای بررسی اضطراب کلی کودکان ۱۸-۸ سال ساخته شده است و شامل ۳۷ گویه (۲۸ گویه مربوط به اضطراب و ۹ گویه دروغ سنج) می‌باشد، که سطح اضطراب کلی را در کودکان و نوجوانان ارزیابی می‌کند. کودکان و نوجوانان در یک مقیاس دو گزینه‌ای (بله=۱، خیر= ۰) به پرسش‌ها پاسخ می‌دهند و نمرهٔ کلی از مجموع تمام پاسخ‌های بله به گویه‌ها محاسبه می‌گردد[۳۸]. اعتبار این مقیاس با استفاده از فرمول بیستم کودر ریچاردسون، ۰/۸۵ گزارش شده است. مقیاس تجدید نظر شده اضطراب آشکار کودک همبستگی قوی و معنادار با زیر مقیاس اضطراب حالت پرسش نامه اضطراب صفت/ حالت - فرم کودک و همبستگی ضعیف با زیر مقیاس اضطراب حالت پرسش نامه اضطراب صفت/ حالت- فرم کودک دارد که

1. Child Depresion Inventory(CDI).

2 . The Revised Children's Manifest Anxiety Scale (RCAMS).

نشانگر روایی همگرای مقیاس است. روایی تفکیکی این مقیاس نیز مورد تأیید قرار گرفته است. این مقیاس با موفقیت توانسته است کودکان عادی را از کودکان مبتلا به اختلالات اضطرابی متمایز کند. نتایج تحلیل عامل اکتشافی نیز وجود ۳ عامل(۱. علائم فیزیولوژیک اضطراب؛ ۲. نگرانی و حساسیت بیش از حد و ۳. ترس/تمرکز) که بر روی یک عامل سطح بالاتر بار می‌شدند، را گزارش کرده است[۴۳]. این پرسش‌نامه توسط تقوی[۴۴] بر روی ۱۴۷۱ کودک و نوجوان ۱۰ - ۱۷ ایرانی اعتباریابی شده و از اعتبار و روایی خوبی برخوردار است. اعتبار این مقیاس با استفاده از دو روش آزمون - آزمون مجدد و تنصیفی بررسی شد که به ترتیب ضرایب اعتبار ۰/۶۷ و ۰/۶۶ به دست آمد. همچنین روایی مقیاس تجدید نظر شده اضطراب آشکار کودکان از دو طریق روایی تفکیکی و همبستگی گویه‌های مقیاس با نمرهٔ کل مقیاس مورد تأیید قرار گرفته است. نتایج نشان داد که این مقیاس قادر است بین دو گروه بیماران اضطرابی و افراد بهنجار به طور معناداری تفاوت قائل شود. همچنین بین تمام گویه‌های مقیاس با نمرهٔ کل مقیاس همبستگی رضایت بخش وجود دارد[۴۴].

**۴. پرسش‌نامه خود سنجی نوجوان[۳۹]:** ابزار دیگری که به عنوان یک شاخص برای بررسی روایی همگرای مقیاس افکار اتوماتیک کودکان استفاده شد، پرسش‌نامه خودسنجی نوجوان بود. این پرسش‌نامه توسط آخنباخ و رسکورلا [۳۹] ساخته شده است و دارای ۱۱۲ پرسش است که مشکلات عاطفی - رفتاری کودکان ۱۱- ۱۸ سال را ارزیابی می‌کند. پرسش‌های زیرمقیاس‌های این پرسش‌نامه، به صورت سه گزینه‌ای کاملاً، معمولاً و اصلاً می‌باشد که به ترتیب نمرات دو، یک و صفر را دریافت می‌کنند. این پرسش‌نامه دو عامل وسیع و بزرگ (مشکلات برونی‌سازی و درونی‌سازی شده) و ۸ زیرمقیاس شامل مشکلات عاطفی، اضطرابی، بدنی، نارسایی توجه/فزون-کنشی، تضادورزی جسورانه و مشکلات سلوک را در بر می‌گیرد. اعتبار آزمون بر اساس آزمون - آزمون مجدد با فاصله زمانی یک هفته و نیز اعتبار بین مصاحبه‌گران برای مقیاس‌های صلاحیت، کنش‌وری سازشی و نشانگان عاطفی - رفتاری در فهرست خود گزارش‌دهی نوجوان برابر با ۰/۸۲ بوده است. همسانی درونی در سطح نسبتاً بالایی قرار دارد و دامنهٔ آن از ۰/۵۵ تا ۰/۷۴ گزارش شده است و نمره‌ها در طول ۷ ماه ثبات داشتند [۳۹]. اعتبار محتوای این فرم به وسیله چهار دهه پژوهش، مشاوره، پسخوراند و بازدید مجدد مراجعان مورد حمایت قرار گرفته است. علاوه بر این، فرم خودگزارشی نوجوان می‌تواند کودکان ارجاع داده شده به کلینیک و کودکان ارجاع نشده را متمایز کند (P< ۰/۰۱). اعتبار ملاک این نظام نیز مورد حمایت قرار گرفته است (P< ۰/۰۱). ملاک‌های DSM، پژوهش‌های بین فرهنگی، یافته‌های ژنتیک، زیست شمیایی و نتایج بلند مدت، اعتبار سازه این نظام را تأیید کرده‌اند[۳۹]. اخنباخ و رسکولار[۳۹] با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی به دو عامل کلی درونی‌سازی و برونی‌سازی دست یافتند.در ایران، مینایی[۲۶] پس از انطباق‌های لازم به لحاظ زبانی، فرهنگی و اجتماعی اعتبار و روایی مناسبی را برای این فهرست گزارش کرد. ضرایب آلفای همه مقیاس‌های سندرمی مبتنی بر DSM به جز مقیاس بیش فعالی/ تکانشگری فرم گزارش نوجوان در سطح بالایی قرار دارد و دامنهٔ آن از ۰/۶۴ تا ۰/۷۸ و ضرایب آلفای مقیاس‌های سندرمی مبتنی بر تجربه نیز از ۰/۶۵ تا ۰/۸۷ گزارش شده است. ضرایب آلفای زیر مقیاس‌های درونی سازی و برونی‌سازی فرم خودگزارشی نوجوان نیز به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۶ گزارش شده‌است که در سطح نسبتاً بالایی قرار دارد. در سطح اعتبارآزمون - آزمون مجدد مقیاس‌های فرم خودگزارش‌دهی نوجوان با فاصله زمانی ۵ تا ۸ هفته توسط ۹۰ نفر از دانش‌آموزان مجدداً تکمیل شد و داده‌ها با استفاده از ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون و آزمون t برای نمونه‌های وابسته مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد، کلیه ضرایب همبستگی در سطح P<۰/۰۵ از لحاظ آماری معنادار بوده است. ضرایب توافق بین پاسخ دهندگان مختلف نشان داد که به استثنای ضریب همبستگی بین مشکلات اضطرابی مبتنی بر DSM در فرم گزارش معلم و فرم خودگزارشی نوجوان، همچنین ضریب همبستگی بین مقیاس اضطراب/افسردگی مبتنی بر تجربه فرم گزارش معلم و فرم خودگزارشی نوجوان، در سطح

P<۰/۰۱ از لحاظ آماری معنادار بودند. روایی محتوا نیز (به دلیل تغییرات محتوایی اندک) را می‌توان روایی محتوای نسخهٔ اولیه در نظر گرفت. در مورد روایی وابسته به ملاک، از فهرست مصاحبه نیمه ساخت‌یافته اختلال‌های عاطفی و اسکیزوفرنیای کیدی[1] برای کودکان سن مدرسه استفاده شد که تقریباً تمام ضرایب همبستگی در سطح P< ۰/۰۵ معنادار بودند. در مورد روایی سازه نیز، ابتدا همبستگی درونی مقیاس‌ها با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون و بر اساس کل نمونه هنجاریابی بررسی شد که تمام ضرایب به دست آمده در سطح P<۰/۰۱ از لحاظ آماری معنادار بودند.

فرم خودگزارشی نوجوان از قدرت تمایزگذاری مناسبی بین گروه بهنجار و بالینی برخوردار است و در مقیاس‌های مربوط به نشانگان، همبستگی دو رشته‌ای نقطه‌ای[2]، به وضوح از تمایزگذاری به وسیله این مقیاس حمایت کرد. نقاط برش برای مشکلات درون‌سازی شده، برون‌سازی شده و مشکلات کلی با آنچه توسط آشنباخ و رسکولار [۳۹] محاسبه شده بود، کاملاً برابر بود (۲۶).

**شیوه انجام پژوهش**

جهت اجرای پژوهش در مرحله نخست، نسخهٔ اصلی (انگلیسی) مقیاس افکار اتوماتیک کودکان توسط مؤلفان به زبان فارسی ترجمه شده و سپس با استفاده از فن ترجمه برگردان[3] نسخهٔ فارسی توسط یک متخصص زبان انگلیسی به انگلیسی برگردانده شد. سپس برگردان فارسی به انگلیسی و متن اصلی انگلیسی مقیاس با هم مقایسه شده و بازنویسی‌های لازم انجام شد. در مرحله دوم، نسخه فارسی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان در یک بررسی مقدماتی بر روی یک نمونهٔ ۴۰ نفری از دانش‌آموزان اجرا شد و دشواری‌های احتمالی در عبارات آزمون با استفاده از نتایج این مرحله برطرف گردید. در مرحلهٔ سوم، برای ارزیابی اعتبار آزمون از روش‌های برآورد اعتبار، همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و روش آزمون - آزمون مجدد استفاده شد و در مرحلهٔ چهارم، برای ارزیابی روایی آزمون از روش‌های روایی همگرا، بررسی همبستگی متقابل خرده مقیاس‌های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با نمرهٔ کل به عنوان معیاری برای ارزیابی روایی سازه، روش تحلیل عاملی اکتشافی با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش متعامد (واریمکس) استفاده شد.

**شیوه تحلیل داده‌ها**

تجزیه و تحلیل داده‌های این پژوهش با استفاده از روش‌های آماری همبستگی پیرسون، تحلیل عاملی اکتشافی و آلفای کرونباخ انجام شد.

**یافته‌ها**

تعداد کل آزمودنی‌ها ۴۵۳ نفر بود که از این تعداد ۲۳۵ نفر (۵۱/۸۸ درصد) دختر و ۲۱۸ نفر (۴۸/۱۲ درصد) پسر بودند. در این پژوهش میانگین و انحراف استاندارد سن پسران به ترتیب برابر با ۱۴/۰۳ و ۱/۱۸ و میانگین و انحراف استاندارد سن دختران به ترتیب برابر با ۱۴/۲۴ و ۱/۱۲ بوده است. در جدول ۱، میانگین و انحراف استاندارد مربوط به نمره کل و زیر مقیاس های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان آمده است. میانگین و انحراف استاندارد نمرهٔ کل و زیر مقیاس های تهدید فیزیکی، تهدید اجتماعی، شکست شخصی و نیت خصمانه به ترتیب ۲۷/۷۵ (۸/۰۹)، ۲۵/۴۱ (۸/۳۸)، ۲۷/۷۵ (۸/۰۹)، ۲۳/۷۳ (۱۰/۵۸) و ۱۸/۵۲ (۸/۴۷) گزارش شده است. کشیدگی و چولگی داده‌ها نیز در دامنه -۲ و +۲ قرار گرفته است در نتیجه توزیع پاسخ‌ها به این پرسش‌ها نرمال است.

**جدول ۱. شاخص‌های توصیفی مربوط به مقیاس افکار اتوماتیک کودکان (n=۴۲۳)**

| شاخص | میانگین | انحراف استاندارد | کشیدگی | چولگی | کمترین | بیشترین |
|---|---|---|---|---|---|---|
| تهدید فیزیکی | ۲۵/۴۱ | ۱۲/۳۸ | -۱/۰۹ | -۰/۴۱ | ۰ | ۴۰ |
| تهدید اجتماعی | ۲۷/۷۵ | ۸/۰۹ | -۱/۲۳ | ۰/۲۹ | ۱۳ | ۴۰ |
| شکست شخصی | ۲۳/۷۳ | ۱۰/۵۸ | ۰/۱۹ | -۰/۶۵ | ۰ | ۴۰ |
| نیت خصمانه | ۱۸/۵۲ | ۸/۴۷ | ۰/۸۰ | ۱/۱۰ | ۱۰ | ۴۰ |
| کل | ۹۵/۴۲ | ۲۰/۷۵ | -۰/۵۴ | ۰/۱۶ | ۴۰ | ۱۴۹ |

1 . Kidi, L.
2 . Point – Biserial Correlation.
3 . Back - Translation.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٦٢-٢٤٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262

**جدول۲. مقادیرکجی استانداردو همبستگی تصحیح شده سوال با نمرۀ کل برای پرسش‌های مقیاس**

| پرسش | کجی | همبستگی تصحیح شده پرسش با نمرۀ کل |
|---|---|---|
| ۱ | ۱/۰۲ | ۰/۳۳۴ |
| ۲ | ۱/۴۶ | ۰/۲۷۳ |
| ۳ | /۰۰۲ | ۰/۲۱۲ |
| ۴ | ۱/۲۹ | ۰/۳۵۰ |
| ۵ | ۰/۳۹ | ۰/۲۴۶ |
| ۶ | ۰/۸۵ | ۰/۴۷۱ |
| ۷ | ۰/۹۱ | ۰/۳۰۴ |
| ۸ | ۰/۷۵ | ۰/۲۷۸ |
| ۹ | ۱/۴۶ | ۰/۳۳۶ |
| ۱۰ | ۰/۳۳ | ۰/۳۲۵ |
| ۱۱ | ۰/۹۹ | ۰/۳۱۳ |
| ۱۲ | ۲/۳۶ | ۰/۴۰۴ |
| ۱۳ | ۰/۹۵ | ۰/۴۰۴ |
| ۱۴ | ۰/۵۰ | ۰/۴۵۳ |
| ۱۵ | ۱/۸۴ | ۰/۴۰۷ |
| ۱۶ | ۱/۵۴ | ۰/۴۵۶ |
| ۱۷ | ۱/۴۶ | ۰/۴۳۱ |
| ۱۸ | -/۵۸ | ۰/۴۰۹ |
| ۱۹ | ۱/۶۸ | ۰/۴۱۷ |
| ۲۰ | ۱/۰۹ | ۰/۴۴۴ |
| ۲۱ | ۰/۲۶ | ۰/۳۹۱ |
| ۲۲ | ۰/۷۳ | ۰/۴۰۴ |
| ۲۳ | ۰/۷۱ | ۰/۵۰۱ |
| ۲۴ | ۱/۹۶ | ۰/۴۳۱ |
| ۲۵ | ۱/۶۸ | ۰/۴۱۷ |
| ۲۶ | ۱/۰۹ | ۰/۴۴۴ |
| ۲۷ | ۰/۶۶ | ۰/۴۳۵ |
| ۲۸ | ۱/۴۶ | ۰/۲۷۳ |
| ۲۹ | /۰۰۲ | ۰/۲۱۲ |
| ۳۰ | ۱/۲۹ | ۰/۳۵۰ |
| ۳۱ | ۰/۵۰ | ۰/۳۳۴ |
| ۳۲ | ۱/۸۴ | ۰/۴۰۷ |
| ۳۳ | ۱/۵۴ | ۰/۴۵۶ |
| ۳۴ | ۰/۶۶ | ۰/۴۳۵ |
| ۳۵ | ۱/۴۶ | ۰/۲۷۳ |
| ۳۶ | /۰۰۲ | ۰/۲۱۲ |
| ۳۷ | ۱/۲۹ | ۰/۳۵۰ |
| ۳۸ | ۰/۶۶ | ۰/۴۳۵ |
| ۳۹ | ۰/۵۰ | ۰/۴۵۳ |
| ۴۰ | ۱/۸۴ | ۰/۴۰۷ |

**الف. روایی**

به منظور وارسی روایی سازه پرسش‌نامه از تحلیل عاملی اکتشافی و همگرا استفاده گردید.

**الف. ۱. تحلیل عاملی اکتشافی**

به منظور انجام تحلیل عاملی اکتشافی مراحل زیر انجام شده است:

در گام نخست قبل از اجرای تحلیل عامل اکتشافی، با استفاده از شاخص همبستگی کل آیتم‌های تصحیح شده[۴۵] و شاخص چولگی استاندارد[۴۶] مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عامل مورد بررسی قرار گرفت. جدول۲ مقادیر کجی استاندارد و همبستگی تصحیح شده هر پرسش با نمرۀ کل را نشان می‌دهد.

همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، مقدار همبستگی تصحیح شده هر پرسش با نمرۀ کل برای همه آیتم‌ها از مقدار قابل قبول (>۰/۲۰) برخوردار است [۴۵]. همچنین مقدارهای کجی استاندارد نیز نشان داد که همه آیتم‌های مقیاس در دامنۀ بهینه قرار دارند (بین ۱/۹۶ + و ۱/۹۶-) [۴۶]. در گام دوم، به بررسی ماتریس همبستگی پرسش‌ها با یکدیگر پرداخته شد. در ماتریس همبستگی به دست آمده (ماتریس ۴۰*۴۰) در مجموع از ۱۶۰۰ ضریب همبستگی، مقادیر قابل ملاحظه‌ای از همبستگی‌ها بیشتر از ۰.۳۰ بودند. از این رو این ماتریس برای عامل‌یابی مناسب

است [۴۶]. در گام چهارم، آزمون کفایت نمونه گیری[1] برای حصول اطمینان از کفایت حجم نمونه محاسبه شد. سپس از آنجا که همبستگی بین پرسش‌های آزمون، زیربنای تحلیل عوامل است، برای اینکه مشخص شود همبستگی بین متغیر ها برابر صفر نیست، در گام پنجم از آزمون کرویت بارتلت[2] استفاده شد که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

همچنان که از نتایج جدول ۳ بر می آید، در پژوهش حاضر مقدار آزمون کفایت نمونه‌برداری برابر با ۰/۷۶ است که از ۰.۶۰ بزرگتر است؛ بنابراین حجم نمونه برای انجام تحلیل عاملی کافی است. همچنین آزمون کرویت بارتلت معنادار بوده (P<۰/۰۰۱) و نمایانگر این است که همبستگی بین پرسش‌ها مقیاس، در جامعه صفر نیست [۴۷].

در گام ششم به بررسی پادتصویر ماتریس همبستگی پرداخته شد. اندازه‌های کفایت نمونه‌گیری در قطر پادتصویر ماتریس همبستگی نیز نشان داد که تمامی اندازه‌ها بیشتر از ۰/۵(حداقل سطح قابل‌قبول) بودند علاوه بر این، مقدار دترمینان[3] ماتریس همبستگی نیز مثبت (۱/۰۰۷) است. دترمینان برای تعیین معکوس ماتریس‌ها استفاده می‌شود به‌طوری‌که اگر دترمینان ماتریسی مخالف صفر باشد، آنگاه ماتریس معکوس‌پذیر است و در نتیجه استخراج عامل‌ها امکان‌پذیر است.

در گام هفتم به بررسی چرخش مناسب پرداخته شد. از آنجایی که نتایج چرخش واریمکس، می‌تواند بهتر و آسان‌تر تفسیر شود [۴۷] بسیاری از مطالعات از این چرخش استفاده کرده‌اند، مگر اینکه مبانی نظری یا داده‌ها نشان دهند که عوامل به شدت همبستگی دارند. در این حالت چرخش ابلیمین مستقیم بهتر است [۴۵ و ۴۷]؛ لذا جهت انتخاب نوع چرخش به بررسی همبستگی عوامل با استفاده از چرخش مایل پرداخته شد. جدول۴ همبستگی بین عوامل حاصل از چرخش مایل را نشان می‌دهد.

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که همهٔ همبستگی‌ها بین عوامل حاصل از چرخش، پایین‌تر از ۰/۳۳ است، در نتیجه برای تحلیل عامل اکتشافی مقیاس از چرخش واریمکس استفاده شد[۴۷]. چهار عامل با ارزش بالاتر از یک که مواد آن‌ها بار عاملی بالاتر از ۰/۳۰داشتند، به دست آمد. جدول شماره ۵ بار های عاملی، میزان اشتراک، ارزش‌های ویژه و درصد واریانس را برای ۴ عامل نشان می‌دهد.

**جدول۳. آزمون کفایت نمونه‌برداری وکرویت بارتلت**

| آزمون کفایت نمونه‌برداری | | ۰.۷۶ |
|---|---|---|
| آزمون کرویت بارتلت | خی دو | ۴۶۴۷/۳۱ |
| | درجه آزادی | ۶۴۳ |
| | سطح معناداری | ۰/۰۰۱ |

**جدول ۴. همبستگی بین عوامل حاصل ازچرخش مایل**

| عوامل | ۱ | ۲ | ۳ | ٤ |
|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۱ | | | |
| ۲ | ۰/۲۷ | ۱/۰ | | |
| ۳ | ۰/۱۸ | ۰/۲۱ | ۱/۰ | |
| ۴ | ۰/۲۵ | ۰/۲۴ | ۰/۲۰ | ۱/۰ |

**جدول شماره ۵. بار های عاملی، میزان اشتراک، ارزش های ویژه و درصد واریانس**

| سوال ها | عامل ۱ | عامل ۲ | عامل ۳ | عامل ٤ |
|---|---|---|---|---|
| ۳۳ | ۰/۹۸۰ | | | |
| ۷ | ۰/۹۷۵ | | | |
| ۳۶ | ۰/۹۷۵ | | | |
| ۲۰ | ۰/۹۷۵ | | | |
| ۹ | ۰/۹۷۳ | | | |
| ۴ | ۰/۹۷۰ | | | |
| ۳۹ | ۰/۹۶۸ | | | |
| ۱۲ | ۰/۹۴۶ | | | |
| ۲۴ | ۰/۸۸۷ | | | |
| ۱۶ | ۰/۶۸۸ | | | |
| ۱۹ | | ۰/۹۶۳ | | |
| ۳۷ | | ۰/۹۴۸ | | |
| ۴۰ | | ۰/۹۴۷ | | |
| ۱۰ | | ۰/۹۴۵ | | |

1 . Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO).
2 . Bartlett's Test of Sphericity.
3 .Determinant.

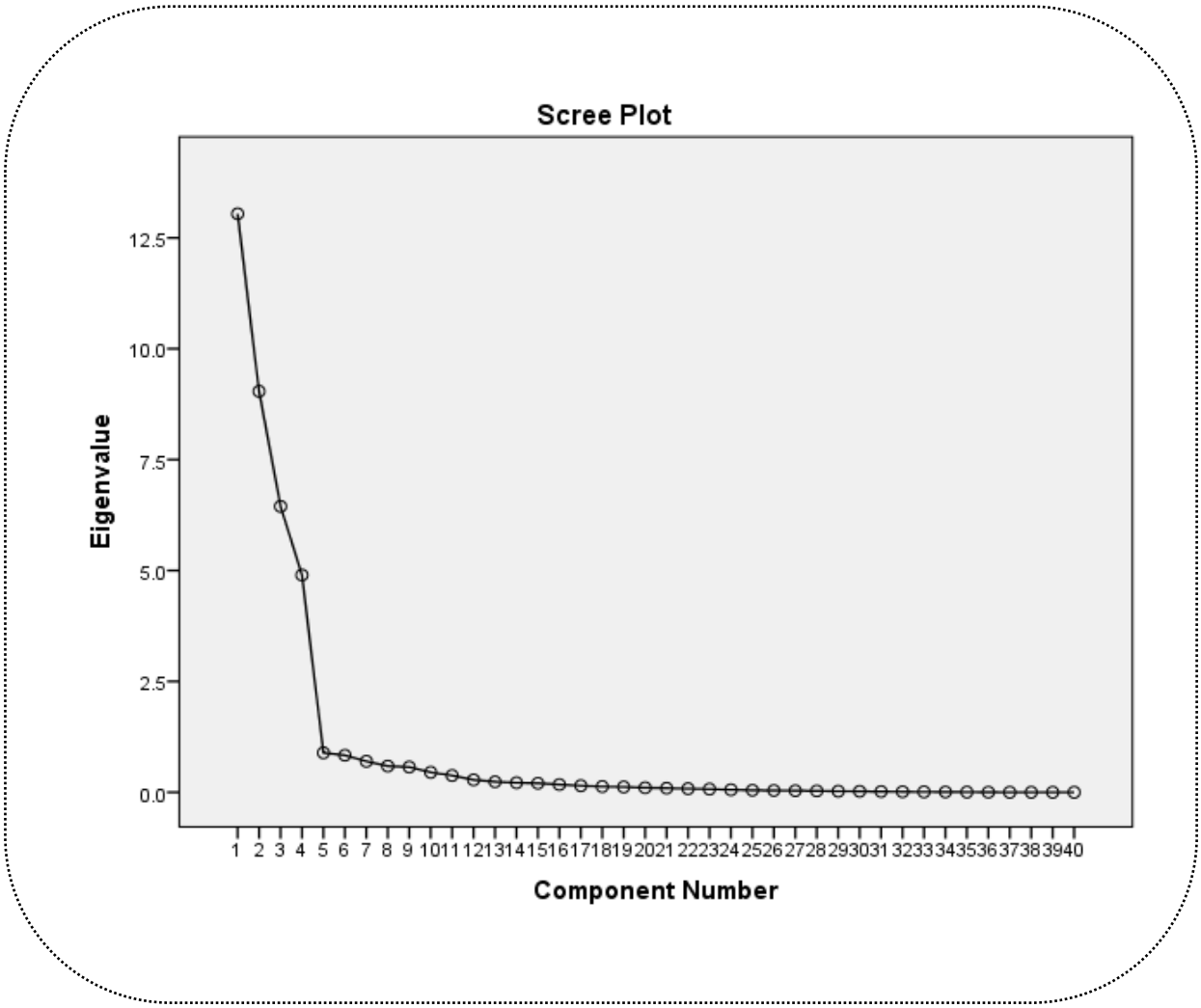
دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٦٢-٢٤٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262

**ادامه جدول شماره ۵. بار های عاملی، میزان اشتراک، ارزش های ویژه و درصد واریانس**

| سوال ها | عامل ۱ | عامل ۲ | عامل ۳ | عامل ٤ |
|---|---|---|---|---|
| ۳۵ | | ۰/۹۴۱ | | |
| ۵ | | ۰/۹۴۰ | | |
| ۲۲ | | ۰/۹۲۵ | | |
| ۲ | | ۰/۹۱۵ | | |
| ۱۵ | | ۰/۸۵۹ | | |
| ۲۷ | | ۰/۵۶۹ | | |
| ۱۱ | | | ۰/۹۴۷ | |
| ۳۴ | | | ۰/۹۳۸ | |
| ۳۰ | | | ۰/۹۳۸ | |
| ۲۶ | | | ۰/۹۳۵ | |
| ۳۸ | | | ۰/۹۲۰ | |
| ۲۳ | | | ۰/۹۰۵ | |
| ۳ | | | ۰/۹۰۳ | |
| ۱۷ | | | ۰/۸۷۴ | |
| ۱۳ | | | ۰/۷۹۳ | |
| ۲۸ | | | ۰/۶۶۶ | |
| ۱۴ | | | | ۰/۹۲۲ |
| ۲۹ | | | | ۰/۸۸۹ |
| ۲۵ | | | | ۰/۸۸۰ |
| ۱ | | | | ۰/۸۸۰ |
| ۳۱ | | | | ۰/۸۷۶ |
| ۸ | | | | ۰/۸۶۲ |
| ۱۸ | | | | ۰/۸۱۲ |
| ۲۱ | | | | ۰/۸۰۴ |
| ۶ | | | | ۰/۷۲۸ |
| ۳۲ | | | | ۰/۶۳۵ |
| ارزش ویژه | ۱۳/۰۴ | ۹/۰۴ | ۶/۴۴ | ۴/۸۹ |
| درصد واریانس | ۳۲/۶۰ | ۲۲/۶۰ | ۱۶/۱۱ | ۱۲/۲۴ |
| درصد واریانس تجمعی | ۳۲/۶۰ | ۵۵/۲۰ | ۷۱/۳۲ | ۸۳/۵۶ |

نتایج مندرج در جدول ۵ نشان می‌دهد که مدل ۴ عاملی فوق ۸۳/۵۶ درصد واریانس را در نمرات مقیاس افکار اتوماتیک کودکان را تبیین می‌کند. نمودار اسکری[1]، مقادیر ویژه را برای عوامل نشان می‌دهد.

1 . Scree Plot.




**نمودار ۱. شماره عامل ها و ارزش ویژه آن‌ها**

ازآنجاکه تحلیل موازی به اجرای دقیق‌تر در نگهداری عامل‌ها می‌پردازد [۴۸] برای انتخاب دقیق تعداد عامل‌های باقیمانده قابل‌قبول در تحلیل عامل اکتشافی، از تحلیل موازی با استفاده از نرم‌افزار Monto Carlo استفاده شد. نتایج نشان داد که ارزش ویژه ۴ عامل به دست آمده از تحلیل عامل اکتشافی از ارزش ویژه عامل‌های موازی مشتق شده از داده‌های تصادفی با تعداد حجم نمونه و تعداد متغیرهای مساوی بیشتر بود؛ لذا همان‌طور که معیار ارزش ویژه بالاتر از ۱(K>1) در داده‌های واقعی نشان‌دهنده ۴ عامل بود، تحلیل موازی نیز ۴ عامل را تأیید کرد.

**الف. ۲. روایی همگرا**

برای اطمینان از روایی پرسش‌نامه، از روایی همگرا نیز استفاده گردید به‌این‌ترتیب که هم‌زمان با اجرای مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، دو زیر مقیاس درونی‌سازی و برونی‌سازی فرم خودگزارشی نوجوان، مقیاس افسردگی کودک و مقیاس اضطراب آشکار کودکان نیز بر روی نمونه اجرا شد. روایی همگرا از طریق محاسبه همبستگی نمرهٔ کل و زیر مقیاس‌های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با نمرهٔ کل مقیاس افسردگی کودک و مقیاس اضطراب آشکار کودکان و دو زیر مقیاس درونی‌سازی و برونی‌سازی فرم خودگزارشی نوجوان، برآورد شد. نتایج حاصل در جدول ۶ آمده است.

دوفصلنامه علمی روان‌شناسی بالینی و شخصیت، دوره۲۳، شماره ۱، پیاپی٤٤، بهار و تابستان ١٤٠٤، صص ٢٦٢-٢٤٥
Journal of Clinical Psychology & Personality, Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262

**جدول ۶. ماتریس همبستگی بین نمره کل و زیر مقیاس‌های افکار اتوماتیک با پرسش‌نامه‌های ملاک**

| مقیاس اصلی | زیر مقیاس‌ها | مقیاس‌های ملاک | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | درونی‌سازی | برونی‌سازی | افسردگی کودک | اضطراب کودک |
| مقیاس افکار اتوماتیک کودکان | شکست شخصی | ۰/۵۱ p=۰/۰۰۱ | ۰/۲۴ p=۰/۰۱ | ۰/۷۸ p=۰/۰۰۱ | ۰/۳۸ p=۰/۰۰۰۱ |
| | تهدید اجتماعی | ۰/۳۴ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۵۴ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۳۱ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۳۹ p=۰/۰۰۰۱ |
| | تهدید فیزیکی | ۰/۳۱ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۷ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۸ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۴۴ p=۰/۰۰۰۱ |
| | افکار خصومت‌آمیز | ۰/۲۱ p=۰/۰۰۹ | ۰/۴۶ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۱۸ p=۰/۰۱ | ۰/۱۹ p=۰/۰۱ |
| | نمرهٔ کل | ۰/۲۵ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۳۲ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۵ p=۰/۰۰۰۱ | ۰/۳۲ p=۰/۰۰۰۱ |

همان‌طور که نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد، بین نمرهٔ کل و زیر مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودکان با نمرات مقیاس اضطراب آشکار کودکان، افسردگی کودکان و ۲ زیرمقیاس درونی‌سازی و برونی‌سازی پرسش‌نامه خودسنجی نوجوان رابطهٔ مثبت معنی‌داری وجود دارد ($p<۰/۰۱$).

**الف. ۳. همبستگی خرده مقیاس‌ها با نمره کل**

علاوه بر دو روش تحلیل عاملی و همگرا به عنوان روش‌های روایی سازه، همبستگی بین زیر مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودکان با نمره کل آن به عنوان روش دیگری برای تأیید روایی سازه استفاده شد که نتایج مربوط در جدول ۷ آمده است.

همان‌طور که نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد، زیر مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودک با نمرهٔ کل دارای همبستگی‌های مثبت و معنادار هستند($p <۰/۰۱$). این میزان دلیل دیگری بر روایی سازه مقیاس است.

**ب. اعتبار**

برای ارزیابی اعتبار پرسش‌نامه از دو روش برآورد اعتبار، شامل روش همسانی درونی (ضریب آلفای کرونباخ) و نیز روش آزمون - آزمون مجدد (با فاصله دو هفته) استفاده گردید که نتایج زن‌ها در جدول ۸ و ۹ آمده است.

**جدول ۷ . ماتریس همبستگی بین نمره کل و خرده مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودکان**

| متغیر | نمره کل |
|---|---|
| افکار مربوط به شکست شخصی | ۰/۷۵ p=۰/۰۰۱ |
| افکار مربوط به تهدید اجتماعی | ۰/۷۹ p=۰/۰۰۱ |
| افکار مربوط به تهدید فیزیکی | ۰/۷۱ p=۰/۰۰۱ |
| افکار خصومت‌آمیز | ۰/۶۶ p=۰/۰۰۱ |
| نمرهٔ کل | ۱/۰۰ p=۰/۰۱ |

**ب. ۱. ضریب همسانی درونی(آلفای کرونباخ)**

برای ارزیابی همسانی درونی مقیاس افکار اتوماتیک، ضریب آلفای کرونباخ داده‌های به دست آمده از ۴۵۳ کودک در کل مقیاس و زیر مقیاس‌های آن محاسبه گردید. ضرایب به دست آمده برای کل نمونه و نیز آزمودنی‌های دختر و پسر در جدول ۸ به تفکیک ارائه شده است.

**جدول ۸ . آلفای کرونباخ محاسبه شده برای نمونه پژوهش در نمرهٔ کل و ۴ زیر مقیاس مقیاس افکار اتوماتیک کودکان**

| مقیاس‌ها | تعداد پرسش‌ها | آلفای کرونباخ محاسبه شده برای کل نمونه | آلفای کرونباخ محاسبه شده برای پسران | آلفای کرونباخ محاسبه شده برای دختران |
|---|---|---|---|---|
| افکار مربوط به شکست شخصی | ۱۰ | ۰/۷۰۳ | ۰/۷۱۳ | ۰/۷۷۱ |
| افکار مربوط به تهدید اجتماعی | ۱۰ | ۰/۷۵۱ | ۰/۷۱۶ | ۰/۷۱۹ |
| افکار مربوط به تهدید فیزیکی | ۱۰ | ۰/۷۸۱ | ۰/۷۰۱ | ۰/۸۱۲ |
| افکار خصومت‌آمیز | ۱۰ | ۰/۷۹۱ | ۰/۷۷۰ | ۰/۸۱۹ |
| نمرهٔ کلی | ۴۰ | ۰/۸۶۱ | ۰/۷۵۵ | ۰/۸۰۱ |

همان‌طور که نتایج جدول ۸ نشان می‌دهد، میزان ضرایب آلفای کرونباخ برای کل نمونه و هر یک از دو گروه پسر و دختر به ترتیب برابر با ۰/۷۰۳، ۰/۷۱۳، ۷۷۱/. برای افکار مربوط به شکست شخصی؛ ۰/۷۵۱، ۰/۷۱۶، ۰/۷۱۹ برای افکار مربوط به تهدید اجتماعی؛۰/۷۸۱، ۰/۷۰۱، ۰/۸۱۲ برای افکار مربوط به تهدید فیزیکی؛ ۰/۷۹۱، ۰/۷۷۰، ۰/۸۱۹ برای افکار مربوط به افکار خصومت‌آمیز؛ ۰/۸۶۱، ۰/۷۵۵ و ۰/۸۰۱ برای نمرهٔکلی مقیاس افکار اتوماتیک کودک برآورد شد. در مجموع بر اساس نتایج جدول ۴ - ۱۱، نمرهٔ کلی و ۴ زیر مقیاس آن همسانی درونی مناسبی را نشان می‌دهند (یعنی بزرگ‌تر از ۰/۷۰)[۴۹]؛ بنابراین دامنه ضریب همسانی درونی نمرهٔ کلی مقیاس افکار اتوماتیک کودک و زیر مقیاس‌های آن قابل قبول است.

**ب.۲. اعتبار آزمون – آزمون مجدد**

برای اطمینان از اعتبار، مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با فاصله زمانی دو هفته، دوباره بر روی ۶۱ نفر از آزمودنی‌ها اجرا شد. نتایج آزمون - آزمون مجدد در جدول ۹ آمده است.

نتایج جدول ۹، نشان می‌دهد که اعتبار آزمون - آزمون مجدد برای نمرهٔ کلی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان۰/۸۳ و برای زیر مقیاس‌ها بین بین ۰/۶۸ تا ۰/۷۹ است.

**جدول ۹. آزمون - آزمون مجدد محاسبه شده برای نمرهٔ کل و ۴ زیر مقیاس افکار اتوماتیک کودکان**

| عوامل | ضریب بازآزمایی | |
|---|---|---|
| افکار مربوط به شکست شخصی | r=۰/۷۹ | p=۰/۰۰۰۱ |
| افکار مربوط به تهدید اجتماعی | r=۰/۷۱ | p=۰/۰۰۰۱ |
| افکار مربوط به تهدید فیزیکی | r=۰/۶۸ | p=۰/۰۰۰۱ |
| افکار خصومت‌آمیز | r=۰/۷۷ | p=۰/۰۰۰۱ |
| نمره کل | r=۰/۸۳ | p=۰/۰۰۰۱ |

## بحث

آزمون یا ابزاری که برای سنجش یک سازه ساخته می‌شود، باید بتواند عوامل مهم و زیر بنایی موجود در ساخت نظری آن سازه را به خوبی بسنجد و در عین حال با سایر مقیاس‌هایی که برای سنجش آن سازه ساخته شده‌اند، همبستگی بالایی داشته باشد. قبل از به کارگیری هر آزمونی ضروری است درباره ویژگی‌ها و ابعاد روان‌سنجی آن از قبیل، اعتبار و روایی اطلاعات مستند و حمایت‌کننده جمع‌آوری گردد. این نکته در مورد ابزارها و پرسش‌نامه‌هایی که درفرهنگی و زبانی متفاوت از فرهنگ و زبان کاربر طراحی یا ساخته شده‌اند، از اهمیت بیشتری برخوردار است. با این توصیف، پژوهش حاضر با این هدف پی‌ریزی شد تا

اعتبار و روایی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان را در نمونه‌ای از کودکان ۱۰-۱۶ سال استان گلستان مورد مطالعه و بررسی قرار دهد.

نتایج مطالعه حاضر در خصوص بررسی اعتبار و روایی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان نشان داد، تعداد کل آزمودنی‌های پژوهش ۴۵۳ نفر بود که از این تعداد ۲۳۵ نفر دختر و ۲۱۸ نفر پسر بودند (p=۰/۶۱ و $x^2$(۱)=۰/۴۱). میانگین سن پسران و دختران نیز به ترتیب برابر با ۱۴/۰۳ و ۱۴/۲۴ سال بود (p=۰/۷۲ و t=۰/۸۴)، که نشان می‌دهد افراد گروه نمونه به لحاظ این متغیرها از تفاوت معنادار برخوردار نبوده و همگن بودند. برای بررسی روایی پرسش نامه از روایی سازه به سه روش تحلیل عاملی اکتشافی، روایی همگرا (همبستگی با آزمون های دیگر) و رابطه خرده مقیاس‌های پرسش‌نامه با نمره کل آن استفاده شده است. برای تعیین روایی سازه و مؤلفه های تشکیل دهندهٔ پرسش نامه، ابتدا از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش پروماکس استفاده شد. نتایج در گام نخست نشان داد که مقدار همبستگی تصحیح شده هر پرسش با نمره کل برای همه آیتم‌ها از مقدار قابل قبول (<۰/۲۰) برخوردار است [۴۵]. همچنین مقدار های کجی استاندارد نیز نشان داد که همه آیتم‌های مقیاس در دامنه بهینه قرار دارند (بین ۱/۹۶ + و ۱/۹۶-)[۴۶]. به منظور بررسی میزان کفایت و تناسب داده‌ها، پیش از انجام تحلیل عامل اکتشافی، آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO) و آزمون کرویت بارتلت اجرا شد که نتایج نشان می‌دهد که در پژوهش حاضر مقدار آزمون کفایت نمونه‌برداری برابر با ۰/۷۶ است، چون این مقدار از ۰/۶۰بزرگ‌تر است در نتیجه داده‌ها برای انجام تحلیل عامل مناسب بودند. همچنین آزمون کرویت بارتلت معنادار بود (P<۰/۰۰۱) که نمایانگر این است که ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست[۴۷]. در گام بعد به بررسی چرخش مناسب پرداخته شد. بدین‌منظور ابتدا از چرخش مایل استفاده شد و همبستگی عوامل مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که تمامی همبستگی‌ها کمتر از ۰/۳۳ بودند؛ بنابراین از چرخش واریمکس استفاده شد [۴۷]. در نهایت، چهار عامل با ارزش ویژهٔ بالاتر از یک شناسایی شدند که آیتم‌های آن‌ها دارای بار عاملی بالاتر از ۰/۳۰ بودند و این مدل ۴ عاملی، ۸۳/۵۶ درصد واریانس را در نمرات مقیاس افکار اتوماتیک کودک تبیین کرد. نتایج نهایی مربوط به مشخصه‌های آماری گویه‌های آزمون پس از مرحله چرخش به شیوه پروماکس نیز حاکی از آن است که پرسش‌های؛ ۳۳، ۷، ۳۶، ۲۰، ۹، ۴، ۳۹، ۱۲، ۲۴، ۱۶ با عامل اول (افکار مربوط به تهدید فیزیکی)، پرسش‌های؛ ۱۹،۳۷، ۴۰، ۱۰، ۳۵، ۵، ۲۲، ۲، ۱۵، ۲۷ با عامل دوم (افکار خصومت آمیز)، پرسش‌های؛ ۱۱، ۳۴، ۳۰، ۲۶، ۳۸، ۲۳، ۳، ۱۷، ۱۳، ۲۸ با عامل سوم (افکار مربوط به شکست شخصی)، پرسش‌های؛ ۱۴، ۲۹، ۲۵، ۱، ۳۱، ۸، ۱۸، ۲۱، ۶، ۳۲ با عامل چهارم (افکار مربوط به تهدید اجتماعی)، همبسته‌اند. به منظور وارسی بیشتر اعتبار سازه مقیاس افکار اتوماتیک کودکان، تحلیل عاملی تأییدی بدون آزادسازی کوواریانس بر روی مدل ۴ عاملی به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. نتایج نشان داد، تمامی شاخص‌های در نظر گرفته شده برای برازش مدل، از مقدار قابل قبولی برخوردار بودند که این حاکی از برازش قابل قبول و مناسب مدل ۴ عاملی و سازگاری آن با داده‌های جمع‌آوری شده است. ساختار۴ عاملی کشف شده در مطالعه حاضر با داده‌های اشنیرینگ و رپی[۱۴ و ۲۸]، بودن و بوگلز[۳۰]، اشنیرینگ و لینهام[۲۹] هاگندوزن و همکاران[۳۲]، سسن[۵۰] و سان و همکاران[۳] همخوانی دارد. برای اطمینان از روایی پرسش‌نامه، روایی همگرا نیز از طریق محاسبه همبستگی نمرهٔ کل و زیر مقیاس‌های افکار اتوماتیک کودکان با نمرهٔ کل مقیاس اضطراب آشکار کودکان، مقیاس افسردگی کودک و نمره دو زیر مقیاس درونی سازی و برونی‌سازی فرم خودگزارشی نوجوان برآورد شد. نتایج نشان داد، بین نمرهٔ کل و زیر مقیاس‌های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با نمرهٔ کل مقیاس اضطراب آشکار کودکان، مقیاس افسردگی کودک و نمرهٔ دو زیر مقیاس درونی سازی و برونی‌سازی فرم خودگزارشی نوجوان رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد . در کل نتایج پژوهش تا حدود زیادی با نتایج حاصل از پژوهش اشنیرینگ و لینهام[۲۹]، هاگندوزن و همکاران[۳۲]، سان و همکاران[۳] و میکو و انریچ[۱۲] همسو است. علاوه بر دو روش تحلیل عاملی و همگرا به عنوان روش‌های روایی سازه، همبستگی بین زیر مقیاس‌های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با نمرهٔ کل آن به عنوان روش دیگری برای تأیید روایی سازه استفاده شد. نتایج نشان داد که زیر مقیاس‌های مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با نمرهٔ کل دارای همبستگی‌های مثبت و معنا دار

می باشند که دلیل دیگری بر روایی سازه مقیاس است.

برای ارزیابی اعتبار مقیاس افکار اتوماتیک کودکان از دو روش برآورد اعتبار شامل روش همسانی درونی (ضریب آلفای کرونباخ) و نیز روش آزمون - آزمون مجدد (بازآزمایی با فاصله دو هفته) استفاده شد. نتایج نشان داد که میزان ضرایب آلفای کرونباخ برای کل نمونه و هر یک از دو گروه پسر و دختر به ترتیب برابر با ۰/۷۰۳، ۰/۷۱۳، ۰/۷۷۱. برای افکار مربوط به شکست شخصی؛ ۰/۷۵۱، ۰/۷۱۶، ۰/۷۱۹ برای افکار مربوط به تهدید اجتماعی،۰/۷۸۱، ۰/۷۰۱، ۰/۸۱۲ برای افکار مربوط به تهدید فیزیکی، ۰/۷۹۱، ۰/۷۷۰، ۰/۸۱۹ برای افکار مربوط به افکار خصومت‌آمیز در نهایت ۰/۸۶۱، ۰/۷۵۵ و ۰/۸۰۱ برای نمرهٔ کلی مقیاس افکار اتوماتیک کودک برآورد شد. در مجموع بر اساس نتایج جدول ۴-۱۱ ، نمرهٔ کلی و ۴ زیر مقیاس آن همسانی درونی مناسبی را نشان دادند (یعنی بزرگ‌تر از ۰/۷۰)[۴۹]؛ بنابراین دامنه ضریب همسانی درونی نمرهٔ کلی مقیاس افکار اتوماتیک کودک و زیر مقیاس‌های آن قابل‌قبول بود. این نتایج نیز با نتایج اشنیرینگ و رپی [۱۴]، اشنیرینگ و رپی [۲۸]، بودن و بوگلز [۳۰]، مفسد و رپی [۵۱]، اشنیرینگ و لینهام [۲۹]، میکو و انریچ [۱۲]، هاگندوزن و همکاران [۳۲]، سسن [۵۰] و سان و همکاران [۳] همسو است. برای اطمینان از اعتبار، مقیاس افکار اتوماتیک کودکان با فاصله زمانی دو هفته، دوباره بر روی ۶۱ نفر از آزمودنی‌ها اجرا شد و نتایج نشان داد که اعتبار آزمون - آزمون مجدد برای نمرهٔ کلی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان۰/۸۳ و برای زیر مقیاس‌ها بین ۰/۶۸ تا ۰/۷۹ است. این نتایج با اشنیرینگ و رپی[۱۴]، اشنیرینگ و رپی[۲۸]، بودن و بوگلز[۳۰]، مفسد و رپی[۵۱]، اشنیرینگ و لینهام[۲۹]، هاگندوزن و همکاران[۳۲]، سسن[۵۰] و سان و همکاران[۳] همسو است. شباهت یافته‌های حاضر با دیگر یافته‌ها در شرایط فرهنگی متفاوت را می‌توان به پدیدهٔ فرافرهنگی بودن افکار اتوماتیک نسبت داد، گرچه ممکن است سهم گویه‌ها در اختصاص بار فرهنگی که در شناسایی افکار اتوماتیک به خود می‌گیرند با توجه به شرایط فرهنگی متفاوت باشد.

یافته‌های این پژوهش حمایت‌های لازم را از اعتبار و روایی مقیاس افکار اتوماتیک کودکان به عمل می‌آورد و نظر می‌رسد با مطالعه در ویژگی‌های مناسب ابزار می‌توان از آن در جهت شناسایی کودکان مستعد اختلالات روان‌پزشکی در جمعیت نرمال استفاده کرد به گونه‌ای که قبل از حاد شدن مشکلات این کودکان، بتوان مداخلات زود هنگام و مناسب به عمل آورد. چندین محدودیت روش‌شناسی در مطالعه حاضر وجود داشت. نخست اینکه این پژوهش فقط بر روی کودکان استان گلستان انجام شده است و تعمیم یافته‌ها به جامعه عمومی باید با احتیاط انجام شود. دوم، ما در ارزیابی نمونهٔ کلینیکی کودکان، قصور داشتیم. علاوه بر این، ارزیابی روایی تفکیکی به وسیله مقایسه کودکان مبتلا به اختلالات روان پزشکی و نرمال، برای تحقیق آینده مهم است.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

تمامی اصول اخلاقی پژوهش، از جمله کسب رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان، تضمین محرمانه بودن اطلاعات و اعطای حق خروج از پژوهش به شرکت‌کنندگان در این مطالعه رعایت شده است.

### حامی مالی

این پژوهش با حمایت مالی دانشگاه گلستان انجام شد.

### سپاسگزاری

در پایان لازم است از آموزش و پرورش استان گلستان و همه کودکان و والدین گرامی به خاطر همکاری د پژوهش حاضر تشکر و قدردانی به عمل آید.

## منابع

1- Polanczyk, G. V., Salum, G. A., Sugaya, L. S., Caye, A., & Rohde, L. A. Annual research review: a meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents. J Child Psychol Psychiatry, 2015; 56(3): 345–365. https://doi.org/10.1111/jcpp.12381

2- Bodden, D. H., Bo¨gels, S. M., Nauta, M. H., De Haan, E., Ringrose, J., Appelboom, B., et al Child versus family cognitive-behavioral therapy in clinically anxious youth: an efficacy and partial effectiveness study. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry, 2008; 47(12): 1384–1394. https://doi.org/10.1097/CHI.0b013e318189148e

3- Sun, L., Rapee, R. M., Tao, X., Yan, Y., Wang, S., Xu, W., et al. Psychometric Properties of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS) in Chinese Adolescents. Child Psychiatry Hum Dev, 2015; 46(4): 600-608. https://doi.org 10.1007/s10578-014-0500-4

4- Philippi, C. L., Cornejo, M. D., Frost, C. P., Walsh, E. C., Hoks, R. M., Birn, R., et al. Neural and behavioral correlates of negative self-focused thought associated with depression. Hum. Brain Mapp, 2018; 39: 2246–2257. https://doi.org 10.1002/hbm.24003

5- Hijne, K., Penninx, B. W., van Hemert, A. M., Spinhoven, P. The association of changes in repetitive negative thinking with changes in depression and anxiety. J Affect Disord, 2020; 275:157–164. https://doi.org 10.1016/j.jad.2020.07.002

6- Tariq, A., Quayle, E., Lawrie, S. M., Reid, C., Chan, S. W. Y. Relationship between Early Maladaptive Schemas and Anxiety in Adolescence and Young Adulthood: A systematic review and meta-analysis. J Affect Disord, 2021; 295: 1462-1473. https://doi.org 10.1016/j.jad.2021.09.031

7- Buschmann, T., Horn, R. A., Blankenship, V. R., Garcia, Y. E., & Bohan, K. B. The relationship between automatic thoughts and irrational beliefs predicting anxiety and depression, J. Ration. Emot. Cogn. Behav. Ther, 2018; 36: 137–162. https://doi.org 10.1007/s10942-017-0278-y

8- Kaplan, V., Düken, M. E., Kaya, R., Almazan, J. Investigating the Effects of Cognitive-Behavioral-Therapy-based Psychoeducation Program on University Students' Automatic Thoughts, Perceived Stress, and Self-efficacy Levels. J Research Health 2023; 13 (2):87-98. http://dx.doi.org/10.32598/JRH.13.2.2125.1

9- Schwartz, R.M., & Garamoni, G. L. Cognitive balance and psychopathology—Evaluation of an information-processing model of positive and negative states of mind. Clin Psychol Rev, 1989; 9: 271–294. https://doi.org/10.1016/0272-7358(89)90058-5

10- Kendall, P. C., & Chansky, T. E. Considering cognition in anxiety-disordered children. J Anxiety Disord,1991; 5: 167–185. https://doi.org/10.1016/0887-6185(91)90027-Q

11- Tsumura H , Shimada H , Oshikawa Y , & Kawata M. Relationship Among Automatic Thoughts, Activities and Events, and Affect in Children. Int J Cogn Ther, 2016; 9(3):1-14. https://doi.org 10.1521/ijct_2016_09_07

12- Micco, J. A., Ehrenreich, J. T. Validity and specificity of the children's automatic thoughts scale in clinically anxious and non-clinical children. Cognit Ther Res, 2009; 33(5): 532-536. https://doi.org/10.1007/s10608-009-9230-5

13- Everaert, J., Joormann, J. Emotion regulation habits related to depression: a longitudinal investigation of stability and change in repetitive negative thinking and positive reappraisal. J Affect Disord, 2020; 276: 738–747. https://doi.org 10.1016/j.jad.2020.07.058

14- Schniering, C. A., Rapee, R. M. The structure of negative self-statements in children and adolescents: A confirmatory factor-analytic approach. J Abnorm Child Psychol, 2004; 32(1): 95–109. https://doi.org/10.1023/B:JACP.0000007583.90038.7a

15- Schniering, C., Rapee, R. M. The Relationship Between Automatic Thoughts and Negative Emotions in Children and Adolescents: A Test of the Cognitive Content-Specificity Hypothesis. J Abnorm Psychol, 2017; 113(3): 464-70. https://doi.org 10.1037/0021-843X.113.3.464

16- Calvete, E., Orue, I., Hankin, B. L. Early maladaptive schemas and social anxiety in adolescents: the mediating role of anxious automatic thoughts. J Anxiety Disord, 2013; 27(3): 278–288. https://doi.org 10.1016/j.janxdis.2013.02.011

17- Wilkowski, B. M., Robinson, M. D. Associative and spontaneous appraisal processes independently contribute to anger elicitation in daily life. Emotion, 2010; 10(2): 181–189. https://doi.org/10.1037/a0017742

18- Rapee, R. M., Schniering, C. A., Hudson, J. L. Anxiety disorders during childhood and adolescence: origins and treatment. Annu Rev Clin Psychol, 2009; 5: 311–341. https://doi.org 10.1146/annurev.clinpsy.032408.153628

19- Zahn-Waxler, C., Shirtcliff, E. A., Marceau, K. Disorders of childhood and adolescence: gender and psychopathology. Annu Rev Clin Psychol, 2008; 4(1): 275–303. https://doi.org 10.1146/annurev.clinpsy.3.022806.091358

20- Ronan, K., Rowe, M., Kenny, D. A. Children's anxious self-statement questionnaire (CASSQ): Development and validation. Paper presented at Association for advancement of behavior therapy convention. New York, 1988November.

21- Jolly, J. B., Dykman, R. A. Using self-report data to differentiate anxious and depressive symptoms in adolescents— Cognitive content specificity and global distress. Cognit Ther Res, 1994; 18: 25–37. https://doi.org 10.1007/BF02359393

22- Ronan, K. R., Kendall, P. C., Rowe, M. Negative affectivity in children—Development and validation of a selfstatement questionnaire. Cognit Ther Res, 1994; 18: 509–528. https://doi.org/10.1007/BF02355666

23- Sood, E., Kendall, P. Assessing anxious self-talk in youth: The Negative Affectivity Self-Statement Questionnaire—Anxiety Scale. Cognit Ther Res, 2007; 31: 603–618. https://doi.org 10.1007/s10608-006-9043-8

24- jalali, M., roshan, r., Pourahmadi, E. Psychometric properties of the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders in 10-17yers old iranian students. Quarterly of Educational Measurement Allameh Tabataba'i University, Spring 2018; 9 (31): 65-97. https://doi. rg/10.22054/jem.2018.29270.1693 **[In Persian].**

25- Mousavi, R., Moradi, A. R., Farzad, V., Mahdavi, E., Spence, S. Psychometric Properties of the Spence Children's Anxiety Scale with an Iranian Sample, Int J Psychol, 2007; 1(1): 1-16. http://ijpb.ir/article-1-102-fa.html

26- Minaee, A. Adaptation and standardization of Child Behavior Checklist, Youth Self-report, and Teacher's Report Forms. Journal of Exceptional Children, JOEC, 2006; 6(1): 529-558. http://joec.ir/article-1-416-fa.html **[In Persian].**

27- Mohamadesmaiel, El., Alipour, A. A Preliminary Study on the Reliability, Validity and Cut Off Points of the Disorders of Children Symptom Inventory-4 (CSI-4). Journal of Exceptional Children, JOEC, 2002; 2(3): 239-254. http://joec.ir/article-1-484-fa.html **[In Persian].**

28- Schniering, C. A., Rapee, R. M. Development and validation of a measure of children's automatic thoughts: The children's automatic thoughts scale. Behav Res Ther, 2002; 40(9): 1091–1109. https://doi.org/10.1016/S0005-7967(02)00022-0

29- Schniering, C. A., Lyneham, H. J. The Children's Automatic Thoughts Scale in a clinical sample: psychometric properties and clinical utility. Behav Res Ther, 2007; 45(8): 1931-40. https://doi.org 10.1016/j.brat.2006.09.009.

30- Bodden, D. H., Bo¨gels, S. M., Nauta, M. H., De Haan, E., Ringrose, J., Appelboom, C., & et al. Child versus family cognitivebehavioral therapy in clinically anxious youth: an efficacy and partial effectiveness study. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry, 2008; 47(12): 1384–1394. https://doi.org 10.1097/CHI.0b013e318189148e

31- Schniering, C. A., & Lyneham, H. J. The children's automatic thoughts scale in a clinical sample: Psychometric properties and clinical utility. Behav Res Ther, 2007; 45: 1931– 1940. https://doi.org/10.1016/j.brat.2006.09.009

32- Hogendoorn , S. M., Wolters, L. H., Vervoort, L., Prins, P. M., Boer, F., Kooij, E., & et al. Measuring negative and positive thoughts in children: an adaptation of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS). Cognit Ther Res, 2010; 34(5): 467-478. https://doi.org 10.1007/s10608-010-9306-2

33- Carter, M. M., Miller, O., Sbrocco, T., Suchday, S., Lewis, E. L. Factor structure of the anxiety sensitivity index among African American college students. Psychol Assess, 2000; 11(3): 525–533. https://doi.org/10.1037/1040-3590.11.4.525

34- Guilford, J.P. Rotation problems in factor analysis. Psychol Bull**,** 1974; 81(8): 498-501. https://doi.org/10.1037/h0036783

35- Comrey, A. L, Lee, H. B. A first course in Factor Analysis. 3rd ed Hillsdale, New Jersey: Erlbaum; 1992. https://doi.org/10.4324/9781315827506

36- Ferguson, G. A., Takane, Y. Statistical analysis in psychology and education. 6rd ed. New York: McGrawHill;1989.https://books.google.com/books/about/Statistical_Analysis_in_Psychology_and_E.html?id=QGpHAAAAMAAJ

37- Kovacs M. The Children's Depression Inventory (CDI) manual North Tanawanda. New York, NY: Multi-Health Systems; 1992. https://www.scienceopen.com/book?vid=761e0bdc-c7a2-44a1-9730-c8aa4bed7424

38- Reynolds, C. R., Richmond, B. O. What I think and Feel: A revised measure of children's manifest anxiety. J Abnorm Child Psychol, 1978; 6(2): 271-280. https://doi.org 10.1007/BF00919131.

39- Achenbach, T. M., & Rescolar, L. A. Manual for the ASEBA school age: From & Profiles. Burlington, VT: university of Vermont, Department of psychiatry; 2001. https://doi.org 10.4236/wjns.2018.81002

40- Sitanerios, G., & Kovacs, M. Use of the Children's Depression Inventory. In M. E. Marvish (Ed.), The use of psychological testing for treatment planning and outcomes assessment (2nd ed.) (pp. 267-298). Mahwah, NJ: Erlbaum;1999.

41- Masip, A. F., Amador-Campos, J. A., Gómez-Benito, J., & del Barrio, V. Psychometric Properties of the Children's Depression Inventory in Community and Clinical Sample, Span J Psychol, 2010; 13(2): 990-9. https://doi.org/10.1017/S1138741600002638

42- Dehshiri, Gh. R., Najafi, M., Shikhi, M., Habibi Askarabad, M. Investigating Primary Psychometric Properties of Children's Depression Inventory (CDI). Journal of Family Research 2009; 5(2): 159- 177. https://jfr.sbu.ac.ir/article_95448.html **[In Persian].**

43- Reynolds, C. R., Richmond, B. O. Factor structure and construct validity of "what I think and Feel": The Revised Children's Manifest Anxiety Scale. J Pers Assess 1979; 43(3): 281-283. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4303_9

44- Taghavi, M. R. Normative assessment of the children's overt anxiety scale for students of different educational levels in Shiraz. Journal of Social and Human Sciences of Shiraz University, 2005; 4: 33-45. https://www.sid.ir/paper/13367/fa **[In Persian].**

45- Streiner, D. L., Norman, G. R. Health measurement scales: a practical guide to their development and use. Oxford: Oxford University; 1995: 71-5. https://books.google.com/books/about/Health_Measurement_Scales.html?id=JH3OBAAAQBAJ

46- Field, A. P. [Discovering statistics using SPSS]. 10th ed. London: Sage; 2009: 131-66. 28.

47- Tabachnick BG, Fidell, LS. Using multivariate statistics. Harlow: Pearson Education Limited; 2013: 612- 785.

48- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. Evaluating the use of exploratory factor analysis inpsychologicalresearch. Psychological Methods, 1999; 4: 272-299. https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272

49- Nunnally, J. C., Bernstein, I. H. Psychometric theory. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1994: 246.

50- Cecen-Erogul, A. R. Psychometric properties of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS) in Turkish children with age and gender differences. JCBPR, 2013; 13(2): 355-370. https://doi.org/10.1037/t42808-000

51- Mifsud, C., Rapee, R. M. Early intervention for childhood anxiety in a school setting: Outcomes for an economically disadvantaged population. J Am Acad Child Adolesc Psychiatry, 2005; 44: 996–1004. https://doi.org 10.1097/01.chi.0000173294.13441.87

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262
DOI: 10.22070/CPAP.2025.18704.1487

**Research Article**

# Psychometric Properties of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS) in 10-16-year-old children in Golestan Province

**Authors**

**Mohsen Jalali [1*], Elnaz Pourahmadi [2]**

*1. Assistant Professor of clinical psychology, Faculty of Humanities and Social Sciences, Golestan University, Gorgan, Iran. (Corresponding Author)*

*2. Department of Psychology, BG.C., Islamic Azad University, Bandar Gaz, Iran. elnaz.pourahmadi@iau.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 14/08/2024

**Accept Date:** 16/02/2025

**Introduction:** Negative automatic thoughts play a crucial role in childhood psychiatric disorders. It is essential to develop and validate an effective tool for assessing automatic thoughts in children. The aim of the present study is to investigate the psychometric properties of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS) in children aged 10 to 16 years in Golestan Province.

**Method:** This study employed a survey methodology. The research sample consisted of 453 children aged 10 to 16 in Golestan Province, selected through a multistage cluster random sampling method. Participants were evaluated using the CATS, RCAMS, CDI, and YSR assessments. Finally, the data were analyzed using the Pearson correlation coefficient, Cronbach's alpha, and factor analysis.

**Results:** The results of the exploratory factor analysis of the CATS items revealed a four-factor structure. Cronbach's alpha values ranged from 0.70 to 0.86, and the test-retest reliability coefficients, measured over a 14-day interval, ranged from 0.68 to 0.83. Convergent validity was established by calculating the significant correlations between the total CATS score and its four subscales, as well as with the subscales of the YSR, RCAMS, and CDI ($p < 0.01$).

**Discussion and conclusion:** The Persian version of CATS appears to have satisfactory psychometric properties and can be utilized in educational, clinical, and research settings.

**Keywords**

Psychometrics, Reliability, Validity, Automatic Thoughts, Children's Automatic Thoughts Scale

**Corresponding Author's E-mail**

Jalali.psycho@yahoo.com

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262
DOI: 10.22070/CPAP.2025.18704.1487

## Extended Abstract

### Introduction

Negative automatic thoughts are believed to play a significant role in the development and maintenance of psychological symptoms in children and adolescents, and these associations are expected to be relatively specific. Substantial evidence has shown that interventions designed to modify these negative beliefs, such as cognitive-behavioral therapy (CBT), are effective in managing emotional disorders like anxiety and depression in this population. However, not all children respond optimally to CBT. Gaining a deeper understanding of the pathological mechanisms and cognitive structures that underlie emotional distress is crucial for improving the effectiveness of cognitive treatments. A necessary prerequisite for this research is the development of validated measures in the appropriate language. Several well-established and validated measures of emotional and behavioral symptoms among children and adolescents have been translated and validated for use in Iran. For example, the Spence Children's Anxiety Scale (SCAS), Child Depression Inventory (CDI), Revised Children's Manifest Anxiety Scale (RCMAS), Youth Self-Report (YSR), and the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders (SCARED) have been validated for use in Iranian children and adolescents. However, to date, translations have primarily focused on symptoms, and there are currently no validated translations that assess negative automatic thoughts in Iranian children and adolescents. For this reason, our study examined the psychometric properties of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS) in children aged 10 to 16 years in Golestan Province.

### Method

This study was applied in purpose and descriptive in implementation method. The research population consisted of children aged 10 to 16 years in Golestan Province, from which 453 individuals were selected using a multistage cluster random sampling method. In this sampling approach, six cities in Golestan Province—Gorgan, Bandargaz, Gomishan, Gonbad, Aliabad, and Azadshahr—were randomly chosen. Subsequently, four schools were randomly selected from each city, comprising two elementary schools and two junior high schools (one for boys and one for girls). In total, 24 schools (12 elementary and 12 junior high schools) were included in the study, and approximately 20 students were selected from each school as participants, resulting in a total of 480 participants. Among the participants, 27 students were excluded due to their unwillingness to participate or for submitting incomplete questionnaires. After selecting the topic and explaining the research objectives, the researchers secured their participation and cooperation. They provided a written consent form at the beginning of the questionnaire and obtained both written and verbal consent from the participants. Subsequently, the questionnaires were distributed to the participants. The research instruments utilized in this study included the Children's Automatic Thoughts Scale, the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders, the Child Depression Inventory, and the Achenbach Youth Self-Report. Finally, the data were analyzed using the Pearson correlation coefficient, Cronbach's alpha, and exploratory factor analysis. SPSS version 26 statistical software was utilized to classify, process, and analyze the data, as well as to examine the research hypotheses.

### Results

The average age and standard deviation for boys and girls in this study were 14.03 (SD = 1.18) years and 14.24 (SD = 1.12) years, respectively. An exploratory factor analysis of the items on the Children's Automatic Thoughts Scale revealed a four-factor structure, which included Physical Threat, Social Threat, Personal Failure, and Hostility.

The factor loadings of the items in the four-factor model were higher than 0.56, and these four factors collectively explained 83.56% of the total variance in the Children's Automatic Thoughts Scale. Additionally, the subscales of the Children's Automatic Thoughts Scale demonstrated positive and significant correlations with the total score ($p < 0.01$).

This finding provides additional evidence for the construct validity of the scale. Correlations were calculated between the total score of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS), the CATS subscale scores, and measures of anxiety (the Revised Children's Manifest Anxiety Scale), depression (the Child Depression Inventory), and Achenbach youth self-report subscales. The correlations between anxiety and depression, as well as the Internalizing and Externalizing subscales in the Achenbach youth self-report, and the total score and subscales of the CATS were significant and ranged from moderate to strong. This supports the convergent validity of the CATS. In addition, the convergent validity of the Children's Automatic Thoughts Scale—specifically, the subscales for Physical Threat, Social Threat, Personal Failure, and Hostility—was found to be significant when compared to the Screen for Child Anxiety Related Emotional Disorders, the Child Depression Inventory, and the Achenbach Youth Self-Report ($P < 0.001$). The reliability of the factors mentioned in the entire sample, as well as for boys and girls, was assessed using Cronbach's alpha method. The results were as follows: 0.703 for the overall sample, 0.713 for boys, and 0.771 for girls regarding personal failure; 0.75 for the overall sample, 0.71 for boys, and 0.71 for girls concerning social threat; 0.78 for the overall sample, 0.70 for boys, and 0.81 for girls related to physical threat; 0.79 for the overall sample, 0.77 for boys, and 0.81 for girls in terms of hostile thoughts; and finally, 0.86 for the overall sample, 0.75 for boys, and 0.80 for girls on the overall score of the Children's Automatic Thoughts Scale. These results indicate excellent internal consistency. The test-retest reliability of the Children's Automatic Thoughts Scale was assessed by calculating Pearson correlations between scores at Time 1 and Time 2. The test-retest reliability for the overall Children's Automatic Thoughts Scale was excellent ($r = 0.83$), while the reliability for all subscales was rated as good to excellent: physical threat ($r = 0.68$), social threat ($r = 0.71$), personal failure ($r = 0.79$), and hostility ($r = 0.77$).

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 245-262
DOI: 10.22070/CPAP.2025.18704.1487

**Conclusion**

An instrument designed to measure a construct must effectively assess the significant underlying factors within the theoretical framework of that construct while also demonstrating a strong correlation with other related scales. Therefore, this research investigates the psychometric properties of the Children's Automatic Thoughts Scale using a sample of children aged 10 to 16 years in Golestan Province. Additionally, it examines the scale's convergent validity with three other instruments: the Child Depression Inventory, the Revised Children's Manifest Anxiety Scale, and the Achenbach Youth Self-Report subscales. The findings of this research indicated that the Children's Automatic Thoughts Scale comprises four factors: Physical Threat, Social Threat, Personal Failure, and Hostility. The psychometric indices for these factors were assessed as appropriate and desirable. These results align with the research conducted by the instrument's creators, Schniering and Rapee (14, 28), as well as its standardizers, Schniering and Lyneham (29), Hogendoorn et al. (32), and Cecen (50). The Children's Automatic Thoughts Scale is a valuable tool for health professionals and therapists to measure negative automatic thoughts associated with emotional disorders. This scale can help identify the underlying mechanisms of these disorders in children and adolescents, allowing for timely interventions before their issues escalate into more severe problems. The final practical suggestion is for therapists, counselors, and psychologists to utilize the Children's Automatic Thoughts Scale to identify and diagnose negative automatic thoughts in children and adolescents.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** All principles of research ethics have been upheld in this study, including obtaining informed consent from participants, ensuring the confidentiality of information and granting the right to withdraw from the research.

**Funding:** The study was conducted with the funding of Golestan University.

**Authors' Contribution:** Authors have participated in the design, implementation and writing of all sections of the present study.

The author was solely responsible for the conception, design, data collection, analysis, and manuscript preparation. The author reviewed and approved the final version of the manuscript

**Conflict of Interest:** The authors declared no conflict of interest in this article.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18524.1457

**Research Article**

# Evaluation of the Bifactor Confirmatory Factor Analysis Model of Dimensionality and Value of Sub-Domains of Psychological Scale

**Authors**

**Noorellah Yousefi [1*], Alireza Pirkhaefi [2]**

*1. Ph.D in Educational Psychology, Farhangian University Lecturer, Varamin Campus, Varamin, Iran. (Corresponding Author)*

*2. Associate Professor, Department of Clinical Psychology. Gar C. Islamic Azad University, Garmsar, Iran. apirkhaefi@iau.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 24/04/2024

**Accept Date:** 26/10/2024

**Introduction:** The application of methods such as Structural Equation Modeling (SEM) and Item Response Theory (IRT) for the operationalization of psychological constructs necessitates an examination of the assumption of "local independence" within the data. The objective of this research was to assess the dimensionality and additional value of the subdomains of psychological scales through the use of a bifactor confirmatory factor analysis model.

**Method:** This study employed a review methodology utilizing the bifactor confirmatory factor analysis model, implemented through the BifactorIndicesCalculator statistical package in R software version 4.3.3. The aim was to evaluate the dimensionality and added value of sub-domains of psychological scales. Data were collected from 512 students at the Islamic Azad University, Garmsar branch, during the 2022-2023 academic year. Participants were selected using an availability sampling method and completed the questions from Yousefi's Good Life Scale.

**Results:** If the total explained common variance index is less than 0.60, the scale is considered multidimensional. Conversely, if it is 0.90 or higher, the scale is deemed sufficiently unidimensional. Additionally, if both the total explained common variance index and the percentage of uncontaminated correlations are at least 0.70, the scale is also regarded as sufficiently unidimensional. Furthermore, if the total explained common variance index is at least 0.60, it is essential for both the percentage of uncontaminated correlations and the hierarchical omega coefficient to be a minimum of 0.70 for the scale to be classified as sufficiently unidimensional.

**Discussion and conclusion:** The results of the study indicate that researchers can utilize the bifactor confirmatory factor analysis model to assess the dimensionality and significance of the subdomains within psychological scales.

**Keywords**

Scale Dimensions, Local Independence, Bifactor Model, Omega Reliability Coefficient, Explained Common Variance Index, Total Score, Sub-Scale Score.

**Corresponding Author's E-mail**

n.y3562@gmail.com

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18524.1457

## Extended Abstract


### Introduction

Researchers employ methods such as Structural Equation Modeling (SEM) and Item Response Theory (IRT) to operationalize psychological constructs. To utilize Structural Equation Modeling (SEM) and Item Response Theory (IRT) estimates, researchers must contend with the assumption of "local independence, may not hold true in their data. If this assumption is violated, it can lead to uniqueness" or the emergence of "local dependence. result in inaccurate estimations of the underlying structure and yield misleading results from the scale. Recently, the use of the bifactor confirmatory factor analysis model to determine the dimensionality and added value of sub-domains in psychological scales has been emphasized by prominent methodologists. In a bifactor confirmatory factor analysis model, items load on both a general factor and a specific factor. Therefore, this model allows for the evaluation of dimensionality and the added value of scores from the sub-domains of the scales by partitioning the variance and covariance of the items with respect to the general factor, the covariance with the specific factor, and the variance associated with the specific factor of each item. This evaluation can be conducted using various important statistical indicators. The purpose of this research was to assess the dimensionality and added value of the sub-domains of psychological scales utilizing the bifactor confirmatory factor analysis model.

### Method

This review study utilized books, articles, and theses with accessible full texts that were relevant to the bifactor confirmatory factor analysis method. In a bifactor confirmatory factor analysis model, valuable statistical indicators are derived that can significantly enhance psychometric analysis. These indicators include the omega coefficient, the omega coefficient of subscales, hierarchical omega factor, omega hierarchical subscale, explained common variance index, specific-dimension explained common variance (ECV), ECV of a specific factor with respect to itself, within-domain ECV, explained common variance-item index, percentage of uncontaminated correlations index, and average relative parameter bias index. To estimate the statistical indices of the bifactor confirmatory factor analysis model, the “BifactorIndicesCalculator” statistical package was utilized in R software version 4.3.3. This document provides instructions on how to use this statistical package in R, along with the cutoff points for the statistical indices of the bifactor confirmatory factor analysis model. These indices are essential for evaluating the dimensionality and added value of the sub-domains of psychological scales. The data were collected from 512 students (235 boys and 277 girls) at the Islamic Azad University of Garmsar branch during the academic year 2023-2024, who were selected using an available sampling method and completed Yousefi's Good Life Scale. For researchers who are not familiar with R software, the Dober Bifactor Indices Calculator, an Excel-based tool, is also introduced.

### Results

The results indicated that if the scale adheres to a bifactor model based on the underlying theoretical foundations and the collected data, a total explained common variance (ECV) index of less than 0.60 suggests that the scale is multidimensional. Conversely, if the total explained common variance (ECV) index is 0.90 or higher, the scale is considered sufficiently unidimensional. If the total explained common variance (ECV) index falls between 0.60 and 0.90, the researcher should consider additional indicators to assess the dimensionality of the scale. Specifically, if the ECV index is at least 0.70, the percentage of uncontaminated correlations (PUC) must also be a minimum of 0.70 to ensure that the scale is sufficiently unidimensional. If the total explained common variance index is at least 0.60, the percentage of uncontaminated correlations (PUC) index and the hierarchical omega coefficient must each be at least 0.70 for the scale to be considered sufficiently unidimensional. If a researcher intends to utilize the scores from the sub-domains in a bifactor model, it is essential to make decisions based on the omega coefficients of the subscales. When the reliability of a sub-domain is low, specifically when the omega coefficient ($\omega S$) is at least 0.60, a value of at least 0.45 for the Explained Common Variance (ECV) coefficient of the specific factor (ECVSS) is adequate. This indicates that the sub-domain has a good likelihood of providing significant added value beyond the total score ($\omega S \geq 0.60$ and $ECVSS \geq 0.45$). For an average reliability coefficient ($\omega S \geq 0.80$), an ECVSS coefficient value of at least 0.30 is necessary for the subscale to have a strong likelihood of providing significant added value beyond the total score ($\omega S \geq 0.80$ and $ECVSS \geq 0.30$). Also, when the reliability of the sub-domain is low, specifically when it is at least 0.60 ($\omega S \geq 0.60$), a minimum OmegaHS coefficient of 0.25 is sufficient for the sub-domains to have a good chance of providing high added value in relation to the total score ($\omega S \geq 0.60$ and $\omega HS \geq 0.25$). Conversely, for an average reliability coefficient ($\omega S \leq 0.80$), a minimum value of 0.20 is adequate for the sub-domains to have a good chance of delivering high added value in relation to the total score ($\omega S \geq 0.80$ and $\omega HS \geq 0.20$). If the obtained values of the explained common variance-item index (I-ECV) for each scale item exceed 0.80 or 0.85, the researcher can utilize these items to create a short, concise, and unidimensional tool.

### Conclusion

If a researcher is examining the factor structure of a psychological scale that has a total score reflecting its underlying theoretical foundations—specifically, a general

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 215-244
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18524.1457

factor—it is essential to estimate the bifactor model in addition to evaluating the unidimensional confirmatory factor analysis (CFA) model, the CFA model of correlated traits, and the higher-order CFA model. When comparing these estimated models, researchers should not solely rely on the goodness-of-fit indices to select the final model. In other words, if the data collected by the scale adheres to a bifactor model and the goodness-of-fit indices for this model are optimal, albeit slightly lower than those of competing models, it is advisable for the researcher to choose the bifactor model as the final model. They should also utilize various statistical coefficients from the bifactor model to assess the psychometric properties of the scale. Researchers need to pay attention to this point when their final bifactor confirmatory factor analysis model has two sub-domains, and their intention is to estimate the reliability of each sub-domain in order to use the scores of each sub-domain, it is not possible to use the cut points presented in this article for them; That is, the researcher can use the cut points presented in this article to estimate the reliability and use the score of each sub-domain when the researcher's final bifactor model is at least three sub-domains. According to the results of the study, researchers can use the bifactor confirmatory factor analysis model to evaluate the dimensionality and value of the subdomains of psychological scales.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** Compliance with ethical guidelines: In the current study, ethical considerations such as informing about the research objectives, obtaining informed consent and agreement to participate in the study, not forcing participants to participate in the study, keeping the participants' information confidential and maintaining confidentiality were observed.

**Funding:** The present study was carried out without any financial support from any particular organization.

Authors' contribution: Both researchers were involved in drafting, rewriting and revising the article.

Conflict of interest: The authors of the article declare that they have no conflict of interest.

**Acknowledgments:** We hereby express our gratitude to all the dear ones who helped us in carrying out this study; We are especially grateful to the students of Islamic Azad University of Garmsar branch.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 205-214
DOI: 10.22070/CPAP.2024.17699.1360

**Research Article**

# Comparison of Clinical Personality Patterns and Severe Personality Pathologies in Narcotic Substance Abusers with and Without Non-suicidal Self-Injury

**Authors**

**Azar Kiamarsi** [1*]

*1. Assistant professor, Department of Psychology, Faculty of Literature and Human Sciences, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (Corresponding Author)*

**Abstract**

**Receive Date:** 05/07/2024

**Accept Date:** 22/12/2024

**Introduction:** Due to personality issues, individuals who abuse narcotic substances are more prone to self-harm than the general population. The aim of this study is to compare clinical personality patterns and severe personality pathologies in narcotic substance abusers with and without non-suicidal self-injury.

**Method:** This descriptive study employed a causal-comparative design. The statistical population for this research includes all individuals who abuse narcotic substances and have been referred to addiction centers. The study participants consisted of 115 individuals who abused narcotic substances and exhibited non-suicidal self-injury, as well as 130 individuals who abused narcotic substances but did not engage in non-suicidal self-injury. Participants were recruited from addiction centers and selected based on their responses to the self-harm questionnaire developed by Sanson et al. (with a score of 5) and through clinical interviews. Research data were collected using the Self-Harm Questionnaire developed by Sanson et al. (1998) and the Millon Clinical Multiaxial Inventory-3 (1994). A multivariate analysis of variance was conducted to analyze the data.

**Results:** The results indicated significant differences in clinical personality patterns and severe personality pathologies among narcotic substance abusers with non-suicidal self-injury ($P < 0.05$). In other words, this research indicates that individuals who abuse narcotic substances and engage in non-suicidal self-injury exhibit a greater prevalence of clinical personality patterns (with the exception of narcissistic and sadistic traits) and severe personality pathologies.

**Discussion and conclusion:** The findings of this research indicate that individuals who abuse narcotic substances and exhibit severe personality pathologies, along with clinical personality patterns, are at a heightened risk for personality and psychological issues. By implementing preventive measures, as well as educational and therapeutic interventions, we can help safeguard these individuals from further complications.

**Keywords**

Clinical personality patterns, Severe personality pathologies, Narcotic substance, Non-suicidal self-injury.

**Corresponding Author's E-mail**

a.kiamarsi52@gmail.com

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 205-214
DOI: 10.22070/CPAP.2024.17699.1360

## Extended Abstract

### Introduction

Personality disorders, particularly narcissistic and antisocial disorders, are associated with self-injurious behavior that includes suicidal intent (15). These disorders can also contribute to non-suicidal self-injury (NSSI) behaviors (18). Individuals exhibiting negative psychological traits in challenging situations are more likely to engage in avoidance and NSSI (21). Also, 15% of the variance in self-injurious behaviors is attributed to symptoms of borderline personality disorder (22). Individuals exhibiting non-suicidal self-injury (NSSI) behaviors demonstrate lower levels of resilience and self-compassion, as well as a higher incidence of early victimization experiences (23). Research indicates that 44.3% of the variance in NSSI is predicted by factors such as exposure, outcome expectations, and avoidance self-efficacy (24). Additionally, self-harm and suicide risk serve a maintenance role in borderline personality disorder (26). In research, the positive impact of severe personality disorders (such as borderline, narcissistic, and antisocial personality disorders) was found to be greater than that of dark personality traits on non-suicidal self-injury (NSSI) behaviors among individuals hospitalized in mental health facilities and those residing in prisons in Tehran (28). Borderline personality traits serve as a mediating factor in the relationship between low social support and self-harm (29). Additionally, symptoms of borderline personality disorder heighten the risk of self-injurious behaviors (30). Although few studies have examined the clinical patterns of personality and severe personality disorders in individuals with addiction, both with and without non-suicidal self-injury (NSSI) behaviors, there is evidence regarding the frequency and severity of NSSI among addicts. Therefore, this study compares the clinical personality patterns and severe personality pathologies in narcotic substance abusers, both with and without non-suicidal self-injury (NSSI).

### Method

The research sample consisted of 103 individuals with a history of self-injury and 123 individuals without self-injury. Participants were identified and selected from a group of drug abusers who scored 5 or higher on the self-harm questionnaire developed by Sanson et al. (32) and underwent a clinical interview. The criteria for inclusion in the study were as follows: participants had to be drug addicts, provide consent to participate, have a history of at least 5 years of continuous drug use, be between the ages of 25 and 40, be male, and possess an educational background ranging from a diploma to a bachelor's degree. The criteria for leaving the research study are as follows: the absence of chronic physical and mental illnesses (as determined by a clinical interview) and the failure to complete the required data. After consulting with addiction treatment centers, the consent of the individuals struggling with substance abuse was obtained. Following a clinical interview, they were provided with explanations regarding the confidentiality of the research findings and the importance of answering all questions honestly. Then, the Self-Injury Questionnaire (32) (Sanson et al., 1998) and the Clinical Multi-Axis Questionnaire (Milon-3, 1994) were completed by the participants. Out of the 251 completed questionnaires, 25 were excluded from the study due to incomplete responses and outlier data.

Based on a cutoff score of 5 or higher and a clinical interview, 103 drug abusers with non-suicidal self-injury (NSSI) and 123 drug abusers without NSSI were selected for the comparison group. Finally, the research data were analyzed using MANOVA.

### Results

The mean (and standard deviation) age of male drug abusers with and without NSSI behaviors is 36.59 (6.06) and 37.55 (9.07), respectively.

The results of MANOVA showed that 43.1% of the variance of clinical personality patterns and 48.9% of the variance of severe personality damage of drug abusers are caused by NSSI.

**Table 1: Results MANOVA**

| Variables | F | P | Eta2 | OP | Variables | F | P | Eta2 | OP |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Schizoid | 75.75 | .001 | .059 | 1 | Sadistic | .89 | .37 | .004 | .22 |
| Avoidant | 24.28 | .001 | .088 | 1 | Obsessiv/Compalsive | 51.34 | .001 | .169 | 1 |
| Depressed | 31.85 | .001 | .112 | 1 | Negativity | 35.57 | .001 | .123 | 1 |
| Dependet | 38.17 | .001 | .136 | 1 | Masochism | 18.47 | .001 | .137 | 1 |
| Histrionic | 5.51 | .004 | .021 | .85 | Schizotypol | 30.04 | .001 | .106 | 1 |
| Narssism | .36 | .70 | .36 | .11 | Borderline | 95.42 | .001 | .274 | 1 |
| Antisocial | 28.20 | .001 | .10 | 1 | Paranoid | 33.66 | .001 | .117 | 1 |

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 205-214
DOI: 10.22070/CPAP.2024.17699.1360

In Table 1, the results indicate a significant difference between clinical personality patterns (with the exception of narcissism and sadism) and severe personality pathologies in narcotic substance abusers with and without non-suicidal self-injury (NSSI) ($P < 0.001$). Pairwise comparisons revealed that the mean scores for the schizoid, avoidant, depressed, dependent, histrionic, antisocial, obsessive-compulsive, negative, masochistic, paranoid, schizotypal, and borderline scales were higher in narcotic substance abusers with NSSI compared to those without NSSI ($P > 0.001$).

**Conclusion**

The results of this research indicated that the average scores on the scales for schizoid, avoidant, depressive, dependent, histrionic, antisocial, obsessive, negativity, and masochism traits in narcotic substance abusers with non-suicidal self-injury (NSSI) were significantly higher than those in narcotic substance abusers without NSSI ($P < 0.001$). However, there was no significant difference between the mean scores for narcissism and xenophobia in these two groups. These results align with findings from other research studies (for example, references 20, 22, and 23). This outcome can be explained by the notion that personality influences our emotional and behavioral patterns, which in turn can predict risky behaviors. Individuals with traumatic personality traits often experience confusion, anxiety, helplessness, and elevated stress levels under negative and stressful conditions, which can lead to the expression of negative emotions. Self-injury may occur when the reintegration process in individuals with substance use disorders is not properly managed. This inadequacy can stem from personality disturbances, resulting in detrimental outcomes, one of which is non-suicidal self-injury (NSSI). In these circumstances, individuals with substance use disorders tend to experience heightened tension and negative emotions compared to others, making them more susceptible to engaging in NSSI (37, 38).

In explaining the inconsistency of the results related to the clinical patterns of narcissistic and sadistic personality disorders, it can be stated that individuals with narcissistic personality disorder tend to experience a higher quality of life compared to those with other personality disorders (39). Additionally, individuals with narcissistic personality disorder exhibit traits such as resistance, assertiveness, and a façade of independence. These characteristics enable these individuals to exhibit the least negative reactions to life events, providing them with a psychological advantage (42). The research findings indicated that the average scores on the schizotypal, paranoid, and borderline scales among drug abusers with non-suicidal self-injury (NSSI) are significantly higher than those of narcotic substance abusers without NSSI ($P < 0.001$). This result aligns with other findings (for example, studies 25, 26, and 27). To explain this finding, it can be stated that self-harm is a significant public health issue among substance abusers, and psychological and personality factors can exacerbate self-harm in this population. Non-suicidal self-injury (NSSI) among drug abusers may stem from various reasons, including a lack of meaning in life, estrangement from the family environment, pessimistic thoughts, feelings of anger and self-criticism, as well as symptoms such as depression, anxiety, and difficulties in mood and impulse control. These factors contribute to a sense of loneliness, powerlessness, and incompetence, ultimately leading individuals to engage in NSSI. Available sampling, the absence of group comparisons based on potential intervening variables, and the lack of control over drug types were limitations of the research. These findings have significant implications for prevention strategies and psychological interventions aimed at addressing non-suicidal self-injury (NSSI) behaviors.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** This research was done with the introduction letter Ardabil Branch, Islamic Azad University.

**Funding:** This study has no financial support.

**Authors' Contribution:** Kiamarsi. A: Writing the Article, Conceptualization, Methodology, Data Dollection, Statistical Analysis, Writing–Original Draft, and Review & Editing.

**Conflict of Interest:** The authors of this study had no conflict of interest.

**Acknowledgments:** All drug abusers who participated in this research are thanked and appreciated

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19010.1526

**Research Article**

# Pathway Linking Childhood Trauma to Loneliness in Individuals with Romantic Break-up Grief: The Mediating Roles of Attachment Styles and Ambivalence over Emotional Expression

**Authors**

**Rasoul Heshmati [1*], Roya Fathalizadeh [2], Mojtaba Ahmadi Farsani [3], Monica Pellerone [4]**

*1. Professor in Psychology, Department of Psychology, University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author)*
*2. M.A in Psychology, Department of Psychology, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Roya.fathalizadeh.psy@gmail.com*
*3. Ph.D in psychology, Department of Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. Mojtaba.farsani94@gmail.com*
*4. Ph.D, Department of Psychology, La Sapienza" University of Rome and UKE, "Kore" University of Enna Via Cittadella Universitaria s.n.c - Enna (EN), Italy, Sicily, 94100. monica.pellerone@unikore.it*

**Abstract**

**Receive Date:** 10/04/2024

**Accept Date:** 21/10/2024

**Introduction:** Romantic grief is a common phenomenon that can result in various consequences for individuals, one of the most significant being feelings of loneliness. This study aims to explore the relationship between childhood trauma and feelings of loneliness in individuals experiencing grief from romantic breakups, while also examining the mediating roles of interpersonal attachment styles and ambivalence regarding emotional expression.

**Method:** This study employs a descriptive, correlational, and cross-sectional research design. To meet the research objectives, a sample of 800 individuals was selected from the student population of Tabriz University using convenience sampling. Among these participants, 219 individuals who exhibited romantic break-up grief scores exceeding one standard deviation above the mean were identified as the primary sample for the study. The research instruments utilized in this study included the Childhood Trauma Questionnaire, the Revised Adult Attachment Scale, the Ambivalence over Emotional Expression Questionnaire, and the Social and Emotional Loneliness Scale for Adults. Data analysis was performed using Structural Equation Modeling (SEM).

**Results:** The findings of the study suggest that childhood trauma, as hypothesized in the model, does not directly account for differences in feelings of loneliness. Instead, it can clarify these variations through mediating factors such as attachment styles and ambivalence towards emotional expression. Additionally, the results indicate that the proposed model demonstrates a good fit.

**Discussion and conclusion:** The findings suggest that childhood trauma significantly contributes to the development of mental health issues, particularly feelings of loneliness in adulthood. The adverse effects of trauma experienced during the first five years of life can negatively impact an individual's mental well-being by influencing the formation of attachment styles and the expression of emotions.

**Keywords**

Feelings of Loneliness, Childhood Trauma, Romantic Break-up Grief, Attachment Styles, Ambivalence over Emotional Expression.

**Corresponding Author's E-mail**

psy.heshmati@gmail.com

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19010.1526

## Extended Abstract

### Introduction

Romantic grief refers to the emotional turmoil experienced by individuals following the end of a significant romantic relationship, often resulting in feelings similar to those associated with the loss of a loved one [1]. This phenomenon can have detrimental effects on a person's overall health. One consequence of romantic bereavement is the experience of loneliness [3, 4]. Loneliness is an unpleasant emotional state that arises from a deficiency in both the quantity and quality of one's social relationships, as well as a lack of access to close and supportive connections with others [5]. Various factors can influence the experience of loneliness, one of which is childhood trauma [15, 16]. Psychological trauma is a distressing and uncontrollable response that occurs following extremely stressful events that threaten an individual's sense of security [17]. Several studies have demonstrated a relationship between childhood trauma and loneliness in adulthood; however, fewer studies have explored the mediating variables that influence this connection [15,16,19-21]. Among the variables that may mediate the relationship between trauma and feelings of loneliness are attachment styles and ambivalence in emotional expression. Despite the fundamental importance of loneliness in individuals experiencing romantic grief, the factors contributing to loneliness in this population have not been clearly defined in previous research. Furthermore, there is a lack of studies examining the roles of attachment styles and ambivalence in emotional expression in the relationship between trauma and loneliness. The current study seeks to explore the relationship between childhood trauma and feelings of loneliness in individuals experiencing grief due to romantic break-ups, with the mediating roles of interpersonal attachment styles and ambivalence over emotional expression.

### Method

The present study employs a descriptive, correlational, and cross-sectional research design. To achieve the research objectives, a sample of 800 individuals was selected from the student population of Tabriz University using convenience sampling. Among these participants, 219 individuals who exhibited romantic break-up grief scores exceeding one standard deviation above the mean were identified as the primary sample for the study. The criteria for participating in the research included being a student aged between 18 and 40 years, having a romantic bereavement score that was one standard deviation above the average, and undergoing a brief interview with a clinical psychologist to confirm the experience of romantic grief. The exclusion criteria also included a history of psychotic disorders and the presence of chronic physical illnesses. After selecting the topic and outlining the research objectives, the researchers obtained the participants' cooperation. They provided a written consent form at the beginning of the questionnaire and received both written and verbal consent from the participants. Then, the questionnaires were distributed among the participants. The research instruments utilized in this study included the Childhood Trauma Questionnaire, the Revised Adult Attachment Scale, the Ambivalence over Emotional Expression Questionnaire, and the Social and Emotional Loneliness Scale for Adults. Data analysis was conducted using Structural Equation Modeling (SEM). SPSS version 26 and SMARTPLS version 3 statistical software were utilized to classify, process, and analyze the data, as well as to examine the research hypotheses.

### Results

The average age of the participants in this study was 25.79 years, with a standard deviation of 5.76 years. In order to assess the fit of the proposed model with the data, fit indices were utilized. The values of these indicators are presented in Table 1.

The contents of Table 1 indicate that the proposed model demonstrates a relatively good fit with the data, as nearly all the indicators fall within an acceptable range. Therefore, it can be inferred that trauma significantly influences changes in feelings of loneliness through attachment styles and ambivalence over emotional expression. Additionally, the standardized coefficients for both direct and indirect paths between the research variables are presented in Tables 2 and 3, respectively.

**Table 1. Fit indices calculated in the research model**

| Model fit index | Index value | Desirable level |
|---|---|---|
| $X^2$ | 195.668 | Not meaningful |
| $X^2$/df | 1.61 | Less than 3 |
| CFI | 0.95 | greater than 0.9 |
| GFI | 0.94 | greater than 0.9 |
| RMSEA | 0.056 | Less than 0.08 |

**Tables 2. Direct standardized coefficients**

| Variable | Standard coefficients | Standard error | t | p |
|---|---|---|---|---|
| Trauma-> feelings of loneliness | 0.103 | 0.093 | 1.099 | 0.273 |
| Trauma-> Avoidant attachment | 0.351 | 0.051 | 6.845 | 0.0001 |
| Trauma-> Secure attachment | -0.453 | 0.049 | 9.309 | 0.0001 |
| Trauma-> ambivalent attachment | 0.369 | 0.058 | 6.379 | 0.0001 |
| Trauma-> Ambivalence over Emotional Expression | 0.229 | 0.059 | 3.901 | 0.0001 |
| Avoidant attachment-> feelings of loneliness | 0.154 | 0.063 | 2.446 | 0.015 |
| Secure attachment-> feelings of loneliness | -0.277 | 0.069 | 3.998 | 0.0001 |
| Ambivalent attachment-> feelings of loneliness | 0.158 | 0.069 | 2.285 | 0.023 |
| Ambivalence over Emotional Expression-> feelings of loneliness | 0.181 | 0.050 | 3.596 | 0.0001 |

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 189-204
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19010.1526

**Tables 3. Indirect standardized coefficients**

| Variable | Standard coefficients | Standard error | t | p |
|---|---|---|---|---|
| Trauma-> Avoidant attachment-> feelings of loneliness | 0.054 | 0.022 | 2.452 | 0.015 |
| Trauma-> Secure attachment-> feelings of loneliness | 0.125 | 0.035 | 3.537 | 0.0001 |
| Trauma-> ambivalent attachment-> feelings of loneliness | 0.058 | 0.029 | 2.000 | 0.046 |
| Trauma-> Ambivalence over Emotional Expression-> feelings of loneliness | 0.041 | 0.016 | 2.648 | 0.008 |

Based on the contents of Tables 2 and 3, it can be said that childhood trauma, as hypothesized in the model, does not directly explain differences in feelings of loneliness. Rather, it can elucidate these variances through mediating attachment styles and ambivalence towards emotional expression.

**Conclusion**

The present study aimed to investigate the structural patterns of loneliness associated with trauma in individuals experiencing grief from romantic breakups, focusing on the mediating roles of interpersonal attachment styles and ambivalence over emotional expression. The structural equation modeling analysis revealed that childhood trauma does not significantly affect feelings of loneliness. This finding contradicts the results of previous research.

Several studies have demonstrated that childhood trauma can predict loneliness in adulthood; however, this correlation was not supported by the findings of the present study. The results of the current research indicate that all attachment styles play a significant mediating role in the relationship between trauma and loneliness. This finding suggests that childhood trauma may hinder an individual's ability to develop a secure attachment style, which, in turn, contributes to feelings of loneliness.

In fact, it can be concluded that childhood trauma contributes to the development of an insecure attachment style in children. This insecure attachment can subsequently impact their future romantic and friendship relationships, making it challenging for them to establish secure connections. Consequently, individuals with insecure attachment may experience feelings of loneliness.

The research findings indicate that ambivalence regarding emotional expression may serve as a significant mediating factor in the relationship between trauma and feelings of loneliness. This result can be explained by the notion that childhood trauma leads individuals to develop two biases in expressing their emotions, which, in turn, contribute to an increased experience of loneliness.

In general, the research findings indicate that trauma can significantly influence feelings of loneliness in individuals experiencing romantic bereavement, particularly through the lens of attachment styles and ambivalence in emotional expression. Consequently, mental health professionals working with individuals who have experienced romantic bereavement should prioritize therapeutic interventions that address both attachment styles and emotional expression in their treatment of loneliness.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** All principles of research ethics have been upheld in this study, including obtaining informed consent from participants, ensuring the confidentiality of information and granting the right to withdraw from the research. Before conducting the research, the research ethics code (IR.TABRIZU.REC.1400.006) was obtained from the Ethics Committee of the University of Tabriz.

**Funding:** This research is not sponsored by any institution and all costs have been borne by the authors.

**Authors' Contribution:** Author 1 was responsible for overseeing the entire research process. Author 2 was responsible for research plan design and data collection. Author 3 was responsible for data analysis, submission and correction. Also, all authors discussed the results and reviewed and approved the final version of the manuscript.

**Conflict of Interest:** The authors declare there is no conflict of interest in this article.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18562.1467

**Research Article**

# Developing a Feasibility Study of a Metacognitive-Analytic Treatment Protocol to Enhance Ego Strength and Alleviate Anxiety and Depression Among Nurses in COVID-19 Wards

**Authors**

**Rahim Shahbakhsh [1], Ali Soleimani [2*], Mohsen Kachooei [3], Hojjatullah Farahani [4]**

*1. Ph.D. student of Clinical Psychology, Science and Culture University, Tehran-Iran. rahimshabakhsh@gmail.com*
*2. Assistant professor and member of the academic board of the Department of Psychology, Faculty of Human Sciences, University of Science and Culture, Tehran-Iran. (Corresponding Author)*
*3. Assistant professor and member of the academic board of the Department of Psychology, Faculty of Human Sciences, University of Science and Culture, Tehran-Iran. kachooei.m@gmail.com*
*4. Assistant professor and member of the academic faculty of the Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences-Psychology, Tarbiat Modares University, Tehran-Iran. h.farahani@modares.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 03/06/2024

**Accept Date:** 23/11/2024

**Introduction:** Researchers have found the combination of metacognitive and psychodynamic therapy to be beneficial. In this context, the present study aimed to design and conduct a feasibility investigation of metacognitive analytic therapy to enhance ego strength and reduce anxiety and depression among nurses working in COVID-19 wards.

**Method:** This research employed an exploratory qualitative approach. The statistical population consisted of psychology specialists, from which 36 individuals were purposefully selected as the research sample. Following a review of the literature to identify risk and treatment factors, 10 additional individuals were interviewed to gather further insights. The content validity ratio and content validity index for both risk factors and treatment factors were assessed with the input of 14 participants. Additionally, the content validity ratio and content validity index for treatment sessions, as well as the feasibility of the treatment protocol, were evaluated with 12 participants.

**Results:** The results indicated that the risk components, treatment components, and therapy sessions demonstrated a strong content validity ratio and content validity index. Additionally, the feasibility results revealed that metacognitive analytic therapy had exhibited acceptability, applicability applicability, integrity, adaptability, resources resource availability, and generalizability.

**Discussion and conclusion:** The metacognitive analytic treatment protocol can be assessed for its suitability in clinical interventions, as it demonstrates strong validity in its risk components, treatment components, and metacognitive analytic therapy. Additionally, this therapy have exhibits acceptability, and applicability, adaptability, resources and resource availability, generalizability. Therefore, researchers are recommended to encouraged the investigate and effectiveness of this protocol, while protocol. Psychologists are also advised to use metacognitive implement therapy to strengthen ego and enhance clients' ego strength and alleviate of clients, depression, particularly among nurses.

**Keywords**

Metacognitive analytical treatment, Ego Strength, Anxiety, Depression.

**Corresponding Author's E-mail**

alisoleimani42@yahoo.com

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18562.1467

## Extended Abstract

**Introduction**

The mental well-being of nurses is crucial for disease control and prevention, particularly in the aftermath of the COVID-19 outbreak, which has resulted in elevated levels of anxiety and depression within this population. The importance of providing psychological care services to nurses is emphasized by the increased occupational risks and decreased efficiency that arise from this situation. Research indicates that ego strength effectively reduces anxiety and depression, enabling individuals to demonstrate greater resilience in challenging work conditions. Conversely, a weakened ego is associated with the development of anxiety and depression. Therefore, the present study aimed to design and assess the feasibility of an analytic-metacognitive therapy protocol for nurses working in COVID-19 wards. This study suggests that a dominant superego may contribute to psychological disorders through rumination and deficiencies in metacognition. This model examines the reciprocal relationship between ego weakness and superego intensification, which exacerbates anxiety and depression, thereby creating a self-sustaining cycle of psychological distress. Within the analytic-metacognitive framework, psychodynamic therapy aims to strengthen the ego and modify maladaptive metacognitive patterns by analyzing early maladaptive experiences and developmental traumas. This process moderates the superego and alleviates symptoms of cognitive-attentional syndrome, leading to an enhancement in metacognition. Similarly, metacognitive therapy enhances metacognitive resilience by modifying maladaptive metacognitive patterns, thereby paving the way for superego moderation and further strengthening of the ego. Ultimately, the reinforcement of metacognition and ego strength leads to a reduction in anxiety and depression.

**Method**

This study is an exploratory qualitative research project involving a statistical population of 36 individuals, which includes psychology specialists and doctoral psychology students. These participants were purposefully selected and divided into three groups. The first group consisted of 10 doctoral students and psychology specialists who employed psychodynamic and metacognitive approaches. Each participant had a minimum of 5 years of clinical experience and was interviewed to identify factors related to pathology and treatment. The second group comprised 14 specialists with doctoral degrees in psychology who evaluated the content validity of the identified factors. The third group consisted of 12 specialists, each with a minimum of 10 years of clinical experience, who assessed the content validity of the treatment sessions and the feasibility of the protocol. The researcher utilized the Feasibility Scale for Educational and Psychotherapeutic Programs (FSEPP) as the data collection instrument. Initially, the literature was reviewed to extract factors related to pathology and treatment. This was followed by individual interviews with ten specialists in metacognitive and psychodynamic therapy to identify additional factors. The content validity ratio and index were utilized to assess the content validity of these factors. A logical model outlining the issues and functional objectives was developed, taking into account the characteristics and needs of the target population. Subsequently, the metacognitive therapy protocol was designed, and detailed specifications for the treatment sessions—including objectives, assignments, and timelines—were established through necessary revisions. Finally, the content validity of the sessions and the feasibility of the treatment protocol were re-evaluated using the content validity ratio and index. The data were calculated manually.

**Results**

The findings indicate that the components of pathology, treatment factors, and the therapeutic sessions designed for the analytic-metacognitive therapy protocol possess an appropriate content validity ratio and index. In other words, all components and elements of the protocol have been validated for scientific accuracy and content credibility. The content validity ratio and content validity index, which are commonly used to evaluate the alignment of content with scientific objectives and concepts, are deemed acceptable for all pathology and treatment factors associated with metacognitive and psychodynamic approaches (object relations), as well as for general treatment factors. This demonstrates the accuracy and credibility of the research content, indicating that the selected components for pathology and treatment analysis are appropriately aligned with the therapeutic needs of patients and scientific principles. In addition to confirming content validity, the feasibility results indicate that the metacognitive analytical treatment protocol has high acceptability and appropriateness. This reveals that the protocol's content is well-suited to the therapeutic needs of the target population and is both acceptable and effective for patients. Furthermore, the treatment protocol can be effectively implemented in practice to meet therapeutic needs, highlighting that it is not only theoretically valid but also practically applicable in therapeutic settings. The indicators related to integration and adaptability demonstrate that this protocol can be seamlessly incorporated into existing health and treatment systems and is flexible enough to accommodate different groups and diverse conditions. In practice, this protocol can be tailored to various cultural, social, and economic characteristics. Additionally, the results indicate that the protocol is efficient in terms of the required resources, as well as its feasibility and generalizability, demonstrating its applicability across various cultural and social contexts.

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 167-188
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18562.1467

**Conclusion**

The analytic-metacognitive therapy examines and analyzes clients' developmental experiences using psychodynamic methods. By fostering insights into maladaptive experiences and early traumas that contribute to a weakened ego and the formation of dysfunctional metacognitive patterns, such as cognitive attentional syndrome, this therapeutic approach enhances ego strength and corrects these maladaptive patterns. Through the process, psychodynamic treatment methods enhance metacognition by alleviating the overwhelming influence of the superego and managing cognitive attentional symptoms, ultimately fortifying the ego. Similarly, metacognitive therapy establishes a basis for regulating the superego by addressing maladaptive metacognitive patterns, which further contribute to the enhancement of the ego. The enhancement of metacognition and ego strength results in a decrease in symptoms of anxiety and depression. This enables individuals to manage their emotions and impulses more effectively, modify harmful behaviors, and cope adaptively with life's stresses and challenges through the skills they develop. Hence, negative thoughts can be identified and addressed by monitoring individual thought patterns, which facilitates the regulation of emotional responses. Consequently, these adaptive functions, arising from enhanced ego strength and robust metacognition, help individuals demonstrate greater resilience in the face of life's pressures, thereby reducing anxiety and depression. Therefore, researchers are encouraged to further investigate the impact and effectiveness of the analytic-metacognitive therapy protocol. Psychologists and counselors can also utilize this protocol to enhance ego strength and alleviate anxiety and depression among clients, particularly in high-stress groups such as nurses.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** The Ethics Committee's permission was obtained from the Research Ethics Royan Research Institute—Academic Jihad (Code: IR.ACECR.ROYAN.REC.1401.010). Throughout the study, ethical principles were strictly adhered to, ensuring the confidentiality and privacy of the participants' information. It is essential to note that this study posed no harm or adverse effects to the participants.

**Funding:** This paper originated from Rahim Shah Bakhsh's PhD dissertation, which was approved by the Department of Psychology, Faculty of Human Sciences, University of Science and Culture, Tehran.

**Authors' Contribution:** Conceptualization: All authors; Methodology: Hojjatullah Farahani; Investigation: Rahim Shahbakhsh; Data collection: Rahim Shahbakhsh; Data analysis: Hojjatullah Farahani; Writing the original draft: Rahim Shahbakhsh; Review, editing and supervision: Ali Soleimani, Mohsen Kachooei and Hojjatullah Farahani.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 153-166
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19387.1576

**Research Article**

# Effectiveness of Media and Virtual Space Psychological Literacy Training on Cognitive-Emotional Flexibility of Adolescents

**Authors**

**Fereydon Ramazani [1], Bahman Kord Tamini [2*], Farhad Kahrazei [3], Ali Arab [4]**

*1. Ph.D. Student in Psychology, Department of Psychology, University of Sistan and Baluchestan, zahedan- Iran. Ramazani.f@pnu.ac.ir*

*2. Associate Professor, Department of Psychology, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. (Corresponding Author)*

*3. Associate Professor, Department of Psychology, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. farhad_kahraz@ped.usb.ac.ir*

*4. Associate Professor, Department of Psychology, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. ali.arab.usb@gmail.com*

**Abstract**

**Receive Date:** 20/07/2024

**Accept Date:** 25/11/2024

**Introduction:** The aim of the research was to evaluate the effectiveness of media psychological literacy training on the cognitive-emotional flexibility of adolescents.

**Method:** The current research employed a semi-experimental design utilizing a two-group pre-test-post-test framework. The statistical population consisted of middle school students in Birjand during the academic year 2023-2024. A total of 60 students (30 girls and 30 boys) were randomly assigned to two groups: an experimental group and a control group, with 30 participants in each group. The experimental group, comprising 15 girls and 15 boys, received training over a period of 8 weeks, with one 90-minute session each week. This training utilized an educational package on psychological literacy in media and virtual spaces, developed by the researcher. The research instruments included questionnaires assessing psychological literacy in media and virtual spaces (created by the researcher), the Iranian version of cognitive flexibility by Dennis, Vanderwal, and Jillon (2010), as introduced by Kokhandani and Abolmaali al-Hosseini (2013), and the cognitive regulation of emotion scale (Garnefski and Karaij, 2006, as introduced by Basharat, 2015). Data analysis was conducted using SPSS version 23.

**Results:** Teaching psychological literacy in media and virtual spaces significantly impacts students' cognitive flexibility and emotional regulation ($P < 0.01$).

**Discussion and conclusion:** Considering the role of psychological literacy in media and virtual spaces in enhancing cognitive flexibility and emotional regulation among teenagers, we propose the strategy of teaching media literacy through this educational package as an effective method for improving psychosocial indicators and preventing harm from media and virtual environments.

**Keywords**

Psychological literacy of media and virtual space, Cognitive flexibility, Emotional regulation, Adolescents.

**Corresponding Author's E-mail**

bahmanpsy@gmail.com

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 153-166
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19387.1576

## Extended Abstract

### Introduction

Today, various forms of media play a crucial role in shaping how we live, think, and feel. They significantly influence the cognitive, emotional, social, and behavioral development of children, aspects that have often been overlooked. Media literacy has become an essential skill in navigating the complexities of our modern world. To protect our children from the potential harms of an increasingly mediated environment, we must adopt a proactive approach that emphasizes prevention and education. Media literacy emphasizes the importance of equipping children with the skills they need to navigate the media landscape effectively. In today's digital age, superficial knowledge is insufficient for utilizing media resources in cyberspace. As a significant demographic of media consumers, students—who are predominantly teenagers—constantly encounter challenges associated with media use and its repercussions. They are often compelled to make informed choices amidst an overwhelming influx of media messages. The theoretical and empirical background of the research indicates that the psychological literacy of media and virtual spaces has not been adequately addressed, and research on this topic has either been minimal or discussed in a very limited context. Considering the impact of media and virtual environments on psychological dimensions, this research aimed to answer the question: Does psychological literacy training in media and virtual spaces influence the media literacy and cognitive-emotional flexibility of teenagers?

### Method

The current research employed a semi-experimental method, utilizing a two-group pre-test/post-test design. The statistical population consisted of middle school students in Birjand city during the 2023-2024 academic year. A total of 60 students (30 girls and 30 boys) were randomly selected and assigned to two groups: an experimental group and a control group, with 30 participants in each group. The criteria for participating in the research included the student's careful completion of the informed consent questionnaire and the initial research questionnaires. To conduct the study, 50 students from each school were invited to a briefing session after visiting the schools and coordinating with school officials. During this meeting, the purpose of the research was explained, and the students were assured that the results would remain completely confidential, emphasizing the importance of confidentiality. Then, they were asked to complete the informed consent questionnaire to participate in the research. This questionnaire served as a declaration of consent and a commitment to cooperate until the end of the study, provided they were willing to participate. In the next step, a link to the online implementation of the research questionnaires was provided to 30 students who had thoroughly completed the informed consent questionnaire. They were instructed to read the questions carefully and respond by entering the online questionnaire address. The experimental group, consisting of 15 girls and 15 boys, underwent separate training for 8 weeks, with one 90-minute session each week. This training utilized an educational package focused on psychological literacy in media and virtual spaces, developed by the researcher. In contrast, the control group did not receive any training. The research data collection tools include the Media and Cyberspace Psychological Literacy Questionnaire (developed by the researcher), the Iranian version of the Cognitive Flexibility Scale by Dennis, Vanderwaal, and Jillon (2010), as introduced by Kokhandani and Abol-Maali Al-Husseini (2013), and the Cognitive Regulation of Emotion Questionnaire (Garnefski and Kraaij, 2006), which was introduced by Basharat (2015). Data analysis was conducted using the statistical analysis software SPSS version 23.

### Results

Considering the validity of the assumptions of covariance analysis in examining the effectiveness of education on research variables, the results of data analysis showed that media and cyberspace psychological literacy training has a significant effect on students' cognitive flexibility and emotional regulation ($P<0.01$).

**Table 1- The results of the covariance analysis of the variables of media and cyberspace psychological literacy, media literacy and cognitive-emotional flexibility of the test and control groups with pre-test control**

| sig | F | mean square | df | sum of squares | Variable dimensions of literacy |
|---|---|---|---|---|---|
| 0/000 | 163/37 | 26934/12 | 1 | 26934/12 | Psychological literacy of media and virtual space |
| 0/000 | 135/43 | 7658/69 | 1 | 7658/69 | Cognitive flexibility |
| 0/000 | 107/81 | 7424/98 | 1 | 7424/98 | Cognitive regulation of emotion |

The results of Table 7 show that the media and virtual space psychological literacy package training has a significant effect on the variables of media and virtual space psychological literacy, cognitive flexibility and emotional cognitive regulation of adolescents.

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 153-166
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19387.1576

**Table 2- The results of one-variable covariance analysis comparing research variables according to group membership**

| Statistical power | Eta coefficient | sig | F | mean square | df | sum of squares | Source of changes | Post-test variables |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0.54 | 0.736 | 0.000 | 0.646 | 119.77 | 1 | 119.77 | pre-Test | Psychological literacy of media and virtual space |
| - | - | - | 158/91 | 29465.92 | 1 | 29465.92 | Group membership | |
| - | - | - | - | 10569.17 | 57 | 10569.17 | error | |
| 0.6 | 0.776 | 0.000 | 21.095 | 1166.55 | 1 | 1166.55 | pre-Test | Cognitive flexibility |
| - | - | - | 197/52 | 10922.82 | 1 | 10922.82 | Group membership | |
| - | - | - | - | 3152.12 | 57 | 3152.12 | error | |
| 0.31 | 0.559 | 0.000 | 6.64 | 313.97 | 1 | 313.97 | pre-Test | Cognitive regulation of emotion |
| - | - | - | 72.11 | 3410.88 | 1 | 3410.88 | Group membership | |
| - | | | - | 47/3 | 57 | 2696/102 | error | |

The results of Table 2 also show that the average scores of the investigated variables of the experimental group compared to the control group have a significant difference (0.000) in the post-test stage. The effect of this training in the post-test stage of the experimental group was 0.736 or 54% in media literacy, 0.776 or 60% in cognitive flexibility, and 0.559 or 31% in cognitive emotion regulation.

**Conclusion**

Any research, particularly experimental research, is inherently subject to limitations due to its nature. The present study was no exception to this rule, with the most significant limitation being the delay experienced by students in completing the questionnaires during the post-test and follow-up stages.

In training sessions, male students exhibited weaker cooperation than female students during the implementation of educational workshops. Nevertheless, efforts were made to ensure that these limitations did not impact the results or the execution of the study.

Regarding the studies that align and do not align with current research, it can be stated that due to the novelty of the concept and educational framework surrounding psychological literacy in media and virtual spaces, there is limited background and experience concerning the effectiveness of psychological literacy education in these areas on cognitive and emotional flexibility, as well as other related components.

Psychological indicators that could be identified as consistent or inconsistent findings were not obtained. However, when discussing the effectiveness of media and cyberspace psychological literacy education on students' cognitive and emotional flexibility, it is important to note that this educational package is grounded in Indigenous and cultural theoretical foundations. It has been prepared and validated using an explanatory strategy. Consequently, it can be anticipated that this explanatory training, by enhancing the knowledge, attitudes, and insights of the audience, will elevate their level of understanding. This improvement can lead to advancements in key indicators of psychological adaptation, such as cognitive flexibility and emotional regulation. Therefore, the implementation of this educational-explanatory package has positively impacted the cognitive-emotional flexibility and media literacy of teenagers.

Considering the role of psychological literacy in media and virtual spaces in enhancing cognitive flexibility and emotional regulation among adolescents, the strategy of teaching media literacy through an educational package focused on psychological literacy is an effective method for improving psychosocial indicators and preventing the harms that media and cyberspace can pose to teenagers.

One of the most effective strategies for mitigating the harm caused by the unregulated use of media and virtual spaces is to identify users' vulnerabilities in media exploitation and to develop plans to enhance media literacy, particularly among teenagers and young adults. To achieve this, it is recommended to leverage educational resources within society, such as schools and universities, to elevate media literacy levels through the implementation of a media psychological literacy program. Additionally, strengthening users' moral values can contribute to a decrease in crimes and injuries associated with media use.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** The present article is a part of the dissertation research of the specialized

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 153-166
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19387.1576

doctorate course with ethics identifier 1402.031IR.USB.REC. is The people examined in this research first answered the questionnaire of informed consent to participate in the study. Also, in this study, the confidentiality of the collected information was announced to the participants, emphasizing the principle of confidentiality, and after completing the research questionnaires, the subjects were randomly assigned to two experimental and control groups.

**Funding:** This study was conducted without financial support from any institutional institution.

**Authors' Contribution:** This article is a part of the research thesis of the specialized doctorate course, which was carried out by Mr. Fereydoun Ramezani in the psychology department of the University of Sistan and Baluchistan. The research questionnaires and the content of the educational package were validated by the first author of the article and then used in this article. The implementation of the research included the implementation of the questionnaire, the implementation of educational workshops, the collection and statistical analysis of the research data, the compilation of the article and the follow-up of the acceptance and publication of the article in the journal by the first author. In this article, Dr. Bahman Kurd Tamini and Dr. Farhad Kehrazai have been mentors and Dr. Ali Arab has had an advisory role as a thesis advisor.

**Conflict of Interest:** In this study, no conflicts of interest have been declared by the authors.

**Acknowledgments:** Various people have collaborated in this study. I sincerely thank Dr. Bahman Kord Tamini and Dr. Farhad Kehrazai as supervisors and Dr. Ali Arab as advisors. Also, from the education administration of South Khorasan and Birjand provinces and the officials of the target schools, and especially from the students of the investigated schools, who attended and participated actively and regularly in the educational sessions of psychological literacy of media and cyberspace, and in completing the research questionnaires. They also cooperated well, thank you.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19388.1577

**Research Article**

# The Comparison of Emotional Schemas and HEXACO Personality Traits between Married Women with and without Childbearing Willingness

**Authors**

**Neda Lahoutiazar [1], Elham Aghaie [2*]**

*1. M.Sc in Cilinical Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. nedapsychologytheater@gmail.com*

*2. Assistant professor , Department of psychology,Faculty of Psychology and Educational Sciences, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*

**Abstract**

**Receive Date:** 21/07/2024

**Accept Date:** 19/01/2025

**Introduction:** The purpose of this study was to investigate the comparison of emotional schemas and HEXACO personality traits between married women with a willingness to bear children and those without.

**Method:** The research employed a causal-comparative design. The target population for this study included two groups. The first group comprised married women who desired to have children and visited health centers in Tehran. The second group consisted of married women who did not wish to have children, specifically students from the Islamic Azad University of Tehran Central Branch in 2023. Using a convenience sampling method, 100 women (50 were selected as participants—50 women with childbearing a willingness to bear children 50 married women without childbearing such willingness. These participants asked to fill complete the Emotional Schemas Scale short Short Form of developed by Leahy, as well as the Brief HEXACO inventory Inventory of created by Vries. In For data analysis, multivariate of variance variance (MANOVA) used employed.

**Results:** The results of the multivariate analysis of variance indicated a significant difference in emotional schemas, emotionality, extraversion, agreeableness, and conscientiousness between women with and without a willingness to bear children. However, no significant difference was found in honesty-humility and openness to experience among women in both groups. Specifically, women who expressed a willingness to bear children had lower mean scores in emotional schemas and emotionality compared to those who did not. Conversely, women with a willingness to bear children exhibited higher mean scores in extraversion, agreeableness, and conscientiousness than their counterparts without such willingness.

**Discussion and conclusion:** Based on this research, it is concluded that when planning for childbearing and increasing the country's population, it is essential to consider personality traits such as emotionality, extroversion, agreeableness, and conscientiousness, as well as emotional schemas. The findings of this study should be utilized in this area, and it is necessary to pay attention to these cases in psychological interventions to encourage women to bear children.

**Keywords**

Emotional schemas, HEXACO personality traits, Childbearing willingness.

**Corresponding Author's E-mail**

e.aghaie@iauctb.ac.ir

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19388.1577

## Extended Abstract

### Introduction

Fertility rates are declining worldwide, and childbearing has become a significant concern for many governments. In Western Asia, numerous countries are experiencing very low fertility rates, with young people increasingly postponing marriage and childbearing. Iran is one such country that is gradually facing population aging alongside a declining population growth rate. Over the past fifty years, socio-economic development, decreasing fertility rates, and increasing life expectancy have led to substantial changes in the global population structure, resulting in a significant rise in the number of elderly individuals during this period. This demographic shift has imposed considerable costs, particularly in the healthcare sector. Consequently, the combination of declining birth rates and a growing elderly population serves as a warning for societies to pay closer attention to the challenges posed by this growing population. On the other hand, it can be said that in order to increase childbearing to replacement levels, policymakers and planners need to implement a set of policies that help families cover the costs of childcare and facilitate the integration of women's work and family life. In addition to economic problems, concerns about the future of children and the interference of childbearing with one's interests, hobbies, and work and educational plans are two important cultural and social reasons for not wanting children, which need to be given serious attention in formulating and amending population policies. Based on what has been said, conducting a study that can identify the reasons for married women's desire and reluctance to have children is of great importance and necessity from the perspective of population policymaking and planning. Therefore, planners and policymakers are among the beneficiaries of the research results. The purpose of this study was to investigate comparison of emotional schemas and HEXACO personality traits between married women with and without childbearing willingness.

### Method

The research method employed was causal-comparative. The target population for this study comprised two groups. The first group included all married women who wished to have children and sought assistance at health centers in Tehran. The second group consisted of married women from the Islamic Azad University of Tehran Central Branch in 2023 who did not wish to have children. According to the convenience sampling method, 100 women (50 were selected as participants, comprising 50 women with childbearing a willingness to bear children 50 married women without childbearing such willingness. These participants asked to fill complete the Emotional Schemas Scale short Short Form of developed by Leahy, as well as the Brief HEXACO inventory Inventory of created by Vries. The inclusion criteria for the study were required that all participants had history of divorce divorce, possessed at least high school diploma, and no did not have physical illnesses such as diabetes, diabetes or obesity, obesity. Exclusion criteria included incomplete questionnaires, history of divorce divorce, having self-reported and or illnesses illnesses. analysis was performed conducted the both and inferential levels. At the descriptive level, the mean and standard deviation were utilized to measure the research variables. Additionally, multivariate analysis of variance (MANOVA) was employed to compare the research variables between the two groups. The data analysis was conducted using SPSS software, version 28.

### Results

The results indicated that the mean age and standard deviation of women willing to bear children were 34.98 years and 2.281 years, respectively. In contrast, the mean age and standard deviation of women unwilling to bear children were 35.14 years and 2.148 years. The independent t-test statistic comparing the mean ages of the two groups was $t(1) = 0.361$, which was not statistically significant ($p = 0.719$). This suggests that the two groups are similar in terms of age.

The results indicated that among the women who expressed a willingness to bear children, 4 individuals (8%) held a post-secondary diploma, 23 individuals (66%) possessed a bachelor's degree, and 13 individuals (26%) had obtained a master's degree. In contrast, among the women who did not express a willingness to bear children, 5 individuals (10%) had a high school diploma, 23 individuals (66%) held a bachelor's degree, and 12 individuals (24%) possessed a master's degree. The chi-square value obtained from comparing the frequency and percentage of the academic variable was $\chi^2 = 0.151$, which was not statistically significant ($p = 0.927$). This indicates that the two groups of married women, those with a desire to have children and those without, were similar in terms of academic achievement. However, the results of the multivariate analysis of variance revealed significant differences in emotional schemas, emotionality, extroversion, agreeableness, and conscientiousness between the two groups regarding their willingness to bear children. However, there was no significant difference in honesty-humility and openness to experience between women who were willing to bear children and those who were not. In fact, women with a willingness to bear children had lower mean scores in emotional schemas and emotionality compared to women without such willingness. Women who expressed a willingness to bear children scored higher on average in the traits of extraversion, agreeableness, and conscientiousness compared to those who did not express such willingness.

### Conclusion

Based on this, it can be concluded that effective

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 139-152
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19388.1577

planning in the realm of childbearing and population growth requires attention to personality traits such as emotionality, extroversion, agreeableness, and conscientiousness, as well as emotional schemas. It is recommended to utilize the findings of this research in this area, and it is essential to consider these factors in psychological interventions aimed at encouraging women to have children.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** This study was conducted by the ethical standards of the Ethics Committee of the Faculty of Psychology and Educational Sciences, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, and the Declaration of Helsinki. Informed consent was obtained from all married women with and without childbearing willingness before their inclusion in the study

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization.

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study and the second author is the supervisor. This article is taken from a doctoral thesis of the first author.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 123-138
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19295.1571

**Research Article**

# A Comparative Study of the Effectiveness of Yoga-Based Intervention and Positive-Oriented Intervention on Happiness of Pregnant Women with Recurrent Abortion

**Authors**

**Hoda Satari [1], Marziyeh Alivandi Vafa [2*], Laya Farzadi [3], Amir Panahali [4]**

*1. Ph.D. Student in Psychology, Department of Psychology, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. sattarihoda922@gmail.com*

*2. Associate Professor, Department of Psychology, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. (Corresponding Author)*

*3. Professor, Department of Obstetrics and Gynecology, Faculty of Medical, Tabriz University of Medical Sciences, Tabriz, Iran. Farzadi_29@Yahoo.com*

*4. Assistant Professor, Department of Counseling, Faculty of Education and Psychology, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. panahali@iaut.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:**
24/06/2024

**Accept Date:**
29/12/2024

**Introduction:** One of the challenges faced by women who experience recurrent abortion is a decrease decline happiness. There Various methods methods aim increase enhance happiness well-being these women, including yoga-based intervention interventions positive-oriented intervention. interventions. purpose of this study was to to conduct a study analysis the effectiveness of yoga-based intervention interventions positive-oriented intervention interventions on the of pregnant women with who have experienced.

**Method:** This semi-experimental study employed a pretest-posttest design with a control group and a follow-up period of two months. The statistical population consisted of all pregnant women experiencing recurrent abortion, abortion who visited centers of in city in during winter of 2023. In the first initial phase, women with experience of more than 2 recurrent abortion were selected and then randomly into assigned to two (15 women in each group) and a control one (15 women) were women). The underwent yoga-based participated in a (10 sessions of 90 minutes) and minutes each) and a (14 sessions of 90 minutes), but minutes each), while group received no training and remained in the waiting list. Data were collected using the questionnaire Happiness Questionnaire Hills developed by Argyle. Data analysis was performed using conducted software with software, employing variance with repeated measures and Bonferroni correction.

**Results:** The results of the study indicated that both interventions had a significant effect on happiness ($P < 0.05$). Additionally, the results of Bonferroni post hoc test revealed that the positive-oriented intervention had a greater impact on reducing unhappiness compared to the yoga-based intervention ($P < 0.05$).

**Discussion and conclusion:** It can be concluded that, in addition to the effectiveness of both treatments, prioritizing positive-oriented interventions is essential for improving the happiness of women who have experienced recurrent abortions.

**Keywords**

yoga-based intervention, positive-oriented intervention, happiness, recurrent abortion.

**Corresponding Author's E-mail**

m.alivand@iaut.ac.ir

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 123-138
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19295.1571

## Extended Abstract

**Introduction**

According to the research findings, women who have undergone multiple abortions may experience issues such as stress, psychological distress, and anxiety. Additionally, in critical and essential research cases, it can be stated that if such studies are not conducted, I will be unable to gain insights into psychological disorders, particularly the issues faced by pregnant women who experience frequent miscarriages. If there is no psychological support to address the issues faced by these women, it can lead to further problems in their married lives, putting the couple's relationship at risk. This research is both important and necessary in the field of maternal health. Counseling centers, psychological services, fertility clinics, obstetrics and gynecology practices, midwives, and related healthcare professionals can utilize the findings of this study to address psychological issues, such as those related to safe pregnancies, among women who have experienced abortion. In conjunction with medical treatments aimed at improving delivery outcomes, the collaboration of psychologists and clinical consultants can significantly enhance the fertility and delivery experiences of these women. Conducting this research is essential from this perspective and offers numerous practical results and implications. Therefore, the purpose of this study was to evaluate the effectiveness of a yoga-based intervention and a positive-oriented intervention on the happiness of pregnant women with a history of recurrent abortion.

**Method**

This semi-experimental study utilized a pretest-posttest design with a control group and included a follow-up period of two months. The statistical population comprised all pregnant women experiencing recurrent abortion, and abortions who visited health centers in the city during winter of 2023. In the first stage, 45 women with a history of more than two recurrent abortions were selected and then divided into two groups (15 women in each group) and one group (15 women). The groups participated in an intervention and an intervention, but while control group received no training and remained in on a list. To collect data using the Oxford Happiness Questionnaire (OHQ) developed by Hills and Argyle, the following criteria were established for inclusion in the study: participants must have experienced recurrent abortions (defined as two or more), be aged between 25 and 45, provide to participate, have no history psychiatric medications, medication use, possess at least high school diploma to understand ensure comprehension of the study and not having any (indicating no successful history). Statistics, including standard deviation, were employed in this research, while statistics, including measures analysis of variance, were utilized for analysis. Additionally, the Bonferroni test and SPSS software version 28 were used to compare the pre-test, post-test, and follow-up stages.

**Results**

Based on the mean and standard deviation of the ages in the yoga-based intervention group, which are 34.07 and 5.27, respectively, the mean and standard deviation for the positivity intervention group are 31.67 and 5.63. The control group has a mean age of 33.67 and a standard deviation of 4.55. A one-way analysis of variance (ANOVA) test was conducted to assess the homogeneity of age across the three groups, yielding an F-value of 0.929, which is not statistically significant ($p = 0.403$). This indicates that the three groups are homogeneous in terms of age. The results indicated that both the yoga-based intervention and the positive-oriented intervention significantly improved the happiness of pregnant women with a history of recurrent abortion. The following section presents a comparison of the pairwise comparisons across test stages (pre-test, post-test, follow-up) on the assessment of the results during the stage phase. According to yoga-based findings, both interventions positively impacted the pregnant women with recurrent abortion and its dimensions in their respective post-test and its therapeutic with lasting and remaining stable after for two months. The results also include the happiness outcomes regarding pregnant women with these women, aimed at identifying to results, and treatment options. The data revealed that the yoga-based difference in the happiness group and the control group is greater than the difference between the positive-oriented intervention group and the control group, which indicates that group. This suggests is more effective than the positive-oriented intervention on the happiness of pregnant in enhancing the with recurrent abortion.

**Conclusion**

The results of the Bonferroni post hoc test indicated that the positive-oriented intervention has a greater effect on reducing happiness than the yoga-based intervention. In explaining this result, it can be stated that positive individuals maintain an optimistic attitude toward their abilities. Rather than dwelling on past failures and the distressing experiences have had encountered, such as recurrent abortion, focus concentrate positive events. These women attribute their victories achievements successes to their their own In difficult challenging situations, they rely draw upon internal resources and activate engage in and constructive confrontations strategies to address. The locus of control for positive individuals is internal. These individuals have a strong belief in their close relationships with God and spiritual resources, which contributes to their high self-esteem and sense of inner worth.

Therefore, positive individuals believe that if all their emotions and feelings develop in proportion and moderation, they will become well-rounded individuals.

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 123-138
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19295.1571

Women who have experienced repeated miscarriages can adopt a more positive attitude and outlook on life, leading to greater happiness when they cultivate higher self-esteem, inner worth, optimism, and hope for the future compared to their previous state. Therefore, it is reasonable to conclude that a positive intervention is more effective than a yoga-based intervention in enhancing the happiness of pregnant women who have experienced recurrent abortion.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** In this study, ethical considerations were meticulously observed, including: obtaining informed consent from pregnant women with recurrent abortion to participate in therapeutic interventions; assuring participants that their responses would not be analyzed individually but as part of a group, with confidentiality guaranteed and no access granted to any third party; explaining the study process to all participants; informing them about the study's objectives, the harmlessness of the intervention, and its potential benefits; clarifying the expertise and qualifications of the intervention providers; assuring participants of the scientific foundation of the method; and notifying them of their right to withdraw freely at any stage of the study. Participants were also informed that a competent organization, such as the university, would oversee the research process. Additional measures included emphasizing the voluntary nature of the study, providing answers to their questions, offering access to the results upon request, and ensuring that intensive therapeutic sessions would be made available to the control group after the follow-up phase. Furthermore, this study received ethical approval under the code IR.IAU.TABRIZ.REC.1402.174 from the Ethics in Research Committee of the Islamic Azad University, Tabriz Branch.

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization.

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study. The second and third author is the supervisors and fourth author as advisor. This article is taken from a doctoral thesis of the first author.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18919.1510

**Research Article**

# The Relationship Between Fear of Intimacy, Paranoid Thoughts, and Marital Problems: The Mediating Role of Attachment Styles

**Authors**

**Fereshteh Pourmohseni-Kolouri [1*], Reza Afsar [2]**

*1. Associate Professor in Psychology, University of Payme Noor, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*

*2. M.A. in Psychology, Department of Education of ParsAbad city, Ardabil, Iran. Reaza.af75@gmail.com*

**Abstract**

**Receive Date:** 09/07/2024

**Accept Date:** 26/11/2024

**Introduction:** For many adults, relationships with their spouses are among the most significant connections in life. A fulfilling romantic relationship is a strong predictor of psychological well-being, physical health, and overall life satisfaction. Paranoid thoughts and fear of intimacy are critical factors in determining the stability of marital relationships.

**Method:** The aim of this study was to investigate the mediating role of attachment styles in the relationship between fear of intimacy and paranoid thoughts, as well as their impact on marital problems among couples. The research was descriptive and correlational, with the study population consisting of all couples in Ardebil city. A sample of 250 individuals was selected using a convenience sampling method. Participants in the study included 108 females and 142 males, who were asked to complete the Fear of Intimacy Scale (FIS), the Adult Attachment Questionnaire (ECR-R), the Marital Satisfaction Questionnaire (GRIMS), and the Revised Paranoid Thought Scale (R-GPTS). Data were analyzed using Pearson correlation and path analysis, employing SPSS version 26 and AMOS version 24 software.

**Results:** The results indicated that fear of intimacy and paranoid thoughts are significantly positively correlated with avoidant and anxious attachment styles. Additionally, avoidant and anxious attachment styles also show a significant positive relationship with marital problems among couples.

**Discussion and conclusion:** The results of the path analysis confirm that attachment styles mediate the relationship between fear of intimacy, paranoid thoughts, and marital problems in couples.

**Keywords**

Fear of intimacy, Paranoid thoughts, Attachment styles, Marital problems.

**Corresponding Author's E-mail**

fpmohseni@pnu.ac.ir

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18919.1510

## Extended Abstract

### Introduction

In many adults, a romantic and satisfying relationship with a spouse predicts psychological well-being and physical health. One of the most significant obstacles to forming and maintaining a genuine relationship is the fear of intimacy, which is a key factor contributing to the separation and divorce of couples. Fear of intimacy refers to an individual's limited ability to share personal thoughts and feelings with significant people in their life, such as a spouse, as well as a fear of becoming dependent on others. It makes him uncomfortable, leading to less self-disclosure and an increased likelihood of losing the approval of others, including his wife. Paranoia is closely related to insecure attachment styles. Paranoia is an unfounded or exaggerated belief characterized by feelings of harassment, conspiracy, and interpersonal threats. Because paranoia involves mistrust and a negative perception of others, it is often associated with insecure attachment styles. The current research highlights the role of attachment style in the formation of paranoid thoughts and its impact on intimate interpersonal relationships. On the other hand, elevated levels of paranoid thoughts are associated with a poor response to treatment, increased hospitalization rates, social isolation, and a diminished quality of life. Therefore, paying attention to these thoughts and identifying them can enhance the quality of life and improve intimate interactions. This research aims to test the hypothesis regarding the role of attachment styles in the relationship between fear of intimacy, paranoid thoughts, and marital problems.

### Method

The present study was a descriptive correlational study utilizing the path analysis method. The statistical population comprised all couples in Ardabil city in 2022 who had lived together for at least three years. From this population, 250 individuals were selected using an availability sampling method and were asked to complete the research questionnaires. Pearson's correlation coefficient and path analysis were employed for data analysis.

### Measurements

**Fear of Intimacy Questionnaire**: The Fear of Intimacy Questionnaire, developed by Descatner and Thelan, consists of 35 items divided into two parts. The first part contains 30 questions, where participants are asked to imagine themselves in a close emotional relationship and complete the questionnaire accordingly. In the second part, they must respond based on their past relationships. In Iran, Basharat assessed the reliability of the questionnaire using Cronbach's alpha method, which yielded a coefficient of 0.91.

**The Experiences in Close Relationships Revised Questionnaire**: It was designed by Fraley and his colleagues. In the study conducted by Neelforoshan, the internal consistency for anxious and avoidant attachment was found to be 0.88 and 0.89, respectively.

**Glomberk-Rost Marital Status Questionnaire**: This questionnaire is designed to assess the loyalty, partnership, trust, commitment, intimacy, and empathy within couples. The Cronbach's alpha coefficient was reported as 0.92 for a sample of women and 0.94 for men.

**Green et al.'s Paranoid Thoughts Scale (GPTS):** This scale was developed by Green and his colleagues to assess the characteristics and traits associated with paranoid thinking. In the study conducted by Kol-Emad, Kraskian, and Bahrami, significant validity and reliability were reported.

### Results

In this study, 143 men (57.2%) and 107 women (42.8%) were examined. The participants were aged between 18 and 50 years, with an average age of 34.3 years (standard deviation: 8.97). The average duration of marriage among the participants was 9.26 years (standard deviation: 8.27), and they had, on average, one child.

To investigate the research hypothesis that avoidant and anxious attachment play a mediating role in the relationship between fear of intimacy and paranoid thoughts related to marital problems, path analysis was conducted using AMOS 23 software. The results of the model fit are presented in Table 1.

**Table 1. The goodness of fit indices of the proposed model**

| Parameter | optimal | Fit amount |
|---|---|---|
| $X^2$/df | Good<3;Average<5 | 2.80 |
| P | Good>0.05 | 0.0001 |
| CFI | Good>0.90 | 0.90 |
| GFI | Good>0.90 | 0.91 |
| NFI | Good>0.90 | 0.93 |
| RMSEA | Good 0.05 to 0.1; Great<0.05 | 0.018 |

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 111-122
DOI: 10.22070/CPAP.2024.18919.1510

The findings presented in Table 1 demonstrate an excellent fit for the model. Analyzing the measurement parameters of the direct relationships among the variables in the proposed model reveals that the effect of fear of intimacy on anxious attachment style (β = 0.71) and avoidant attachment style (β = 0.65) is both direct and significant. The effects of anxious attachment style (β = 0.69) and avoidant attachment style (β = 0.72) on marital problems are direct and significant; however, fear of intimacy does not have a direct effect on marital problems. The impact of paranoid thoughts on avoidant attachment style (β = 0.69) and anxious attachment style (β = 0.57) is both direct and significant. However, paranoid thoughts did not exert a direct effect on marital problems. The impact of fear of intimacy on marital issues is significant, particularly with the mediating role of anxious attachment style (β = 0.59). Additionally, the influence of fear of intimacy on marital problems is also significant when mediated by avoidant attachment style (β = 0.52). The impact of paranoid thoughts on marital issues is significant, operating indirectly through an anxious attachment style (β = 0.85). Additionally, the influence of paranoid thoughts on marital problems is also significant, functioning indirectly through an avoidant attachment style (β = 0.69).

**Conclusion**

The results of the path analysis indicate that fear of intimacy has a significant relationship with insecure attachment styles and marital problems, mediated indirectly. This finding suggests that experiencing intimacy necessitates the open expression of feelings, emotions, and self-disclosure in interpersonal relationships. Individuals who fear intimacy tend to avoid sharing their thoughts and feelings with their partners.

Also, refraining from expressing feelings and avoiding conflicts related to interpersonal emotions are characteristics of avoidant attachment. Individuals with this attachment style often feel uncomfortable establishing intimate relationships and may exhibit hostile reactions. Consequently, a greater fear of intimacy is observed in those with avoidant attachment.

Anxious dependents often possess a negative self-image. They fear rejection and worry that important people in their lives will not be available when needed. As a result, they seek approval and closeness from others. These individuals frequently encounter communication conflicts, even during positive interactions. This pattern may help explain their fear of intimacy.

Another finding of the current research is that paranoid thoughts have a significant relationship with avoidant and anxious attachment styles. This relationship suggests that insecure attachment styles contribute to the development of paranoia by reinforcing negative beliefs about oneself and others, as well as by heightening negative emotions, interpersonal sensitivity, and social withdrawal. Additionally, factors and mechanisms involved in the formation of paranoia and delusions include experiences of harassment.

The present study also encountered limitations. The study sample was selected using a convenience sampling method, and due to the spread of COVID-19, it was not possible to collect samples in person. Therefore, caution should be exercised when generalizing the findings.

## Ethical Considerations

Ethical principles have been fully observed in this research. The participants were allowed to withdraw from the study at any time. Also, the participants were aware of the research process and their information remained confidential.

**Compliance with Ethical Guidelines:** All ethical considerations set out in the Helsinki Declaration have been considered in this study.

**Funding:** This research did not receive any grant from funding agencies in the public, commercial, or non-profit sectors.

**Authors' Contribution:** Authors have participated in the design, implementation and writing of all sections of the present study.

**Conflict of Interest:** The authors declared no conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19382.1575

**Research Article**

# The Structural Equation Modeling of Nomophobia Based on Secure Attachment Style and Adaptive Cognitive Emotion Regulation Strategies with Mediator Role of Loneliness

**Authors**

**Hadis Rashno [1], Ali Syahmansouri [2*]**

*1. M.Sc in Student General Psychology, Department of Psychology, Borujerd Branch, Islamic Azad University, Borujerd, Iran. HadisRashno23@gmail.com*

*2. Ph.D in Educational Psychology and Lecturer at Farhangian University of Khorramabad, Iran. (Corresponding Author)*

**Abstract**

**Receive Date:** 19/07/2024

**Accept Date:** 29/12/2024

**Introduction:** The purpose of the present study was to investigate the structural equation modeling of nomophobia, considering secure attachment styles and adaptive cognitive emotion regulation strategies, with loneliness serving as a mediating factor.

**Method:** This study employed a descriptive-correlational research design. The statistical population consisted of 10,089 female second-year high school students enrolled in public schools in Khorramabad city during the 2023-2024 academic year. A sample size of 400 participants was selected using a multi-stage cluster sampling method, accounting for potential respondent attrition and ensuring the generalizability of the results. Data collection instruments included the Nomophobia Questionnaire (NMP-Q) developed by Yildirim and Correia (2015), the Adult Attachment Inventory (AAI) created by Hazen and Shaver (1987), the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) by Garnefski and Kraaij (2006), and the UCLA Loneliness Scale-Version (UCLA LS3) of Russell developed by Data were analyzed using Pearson correlation and structural equations modeling.

**Results:** The results indicated that secure attachment style and adaptive cognitive emotion regulation strategies had a significant direct effect on nomophobia. Additionally, the findings revealed that loneliness played a mediating role in the relationship between secure attachment style and maladaptive cognitive emotion regulation strategies concerning nomophobia.

**Discussion and conclusion:** Based on the findings of this research, it is recommended that the relationship between these variables be considered in interventions addressing nomophobia among students. Consequently, programs can be developed for the prevention, intervention, and management of nomophobia, tailored to these variables.

**Keywords**

Nomophobia, Secure attachment style, Adaptive cognitive emotion regulation strategies, Loneliness.

**Corresponding Author's E-mail**

a.syahmansoori@yahoo.com

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19382.1575

## Extended Abstract

### Introduction

Information and communication technology has become a mandatory part of today's world, with smartphones being the most widely used devices. With the global proliferation of Internet usage, the rate of smartphone adoption has surged dramatically, particularly over the past decade. The easy accessibility of technology and its convenience in addressing daily tasks with minimal effort have led to issues of excessive technology use, especially among adolescents. This trend has also given rise to new bio-psycho-social health risks, including mobile phone addiction. One of the emerging health risks associated with the use of smartphones in the digital age is nomophobia. Research indicates that problematic smartphone use can lead to negative emotions such as anxiety and severe distress, which may result in nomophobia. This condition can have detrimental effects on mental health and psychological well-being, particularly among adolescents. Globally, psychological issues associated with excessive smartphone use have been reported, with over half of Americans experiencing panic symptoms when their phone's battery drops below 20 percent. Nearly half admit they cannot live without their smartphone and feel a sense of addiction to it. This dependence, or addiction, has given rise to a new form of phobia known as nomophobia, which is the fear of being without a cell phone. The purpose of the present study was to investigate the structural equation modeling of nomophobia, focusing on secure attachment styles and adaptive cognitive emotion regulation strategies, with loneliness serving as a mediating factor.

### Method

This study employed a descriptive-correlational research design. The statistical population consisted of 10,089 female students in their second year of high school attending public schools in Khorramabad city during the 2023-2024 academic year. The sample size was determined using a multi-stage cluster sampling method, which considered potential respondent attrition and aimed to ensure the generalizability of the results, totaling 400 individuals. Data collection tools include the Nomophobia Questionnaire (NMP-Q) developed by Yildirim and Correia (2015), the Adult Attachment Inventory (AAI) created by Hazen and Shaver (1987), the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) designed by Garnefski and Kraaij (2006), and the UCLA Loneliness Scale-Version (UCLA LS3) of Russell. The inclusion criteria for the study were having a high school education, being between 16 and 18 years old, and not having any psychological disorders as reported by the participants. Incomplete responses to the questionnaire items were considered exclusion criteria. At the descriptive level, the mean and standard deviation were used to measure the research variables. At the inferential level, the Pearson correlation coefficient and structural equation modeling were employed to examine the relationships between variables. In this study, SPSS and AMOS software version 28 were utilized to analyze the collected data.

### Results

The results indicated that secure attachment style and adaptive cognitive emotion regulation strategies had a significant direct effect on nomophobia. Additionally, the results indicated that loneliness played a mediating role in the relationship between secure attachment style and maladaptive cognitive emotion regulation strategies related to nomophobia. Table 1 presents the fit indices of the research model.

**Table 1: fit indicators of the research model**

| Measure | Threshold | acceptable value |
|---|---|---|
| CMIN | 76.17 | - |
| DF | 41 | - |
| CMIN/DF | 1.86 | <3 |
| Sig | 0/001 | - |
| RMSEA | 0.04 | <0.08 |
| PCLOSE | 0.001 | >0.90 |
| CFI | 0.91 | >0.90 |
| AGFI | 0.93 | >0.90 |
| PCFI | 0.73 | >0.60 |
| PNFI | 0.71 | >0.60 |
| IFI | 0.96 | >0.90 |
| GFI | 0.94 | >0.90 |
| NFI | 0.96 | >0.90 |

In order to evaluate the proposed model in the current research, the structural equation modeling (SEM) method has been employed. To assess the model's suitability, the indicators presented in Table 5 have been utilized. Also, if the normalized fit index (NFI), non-normed fit index (NNFI), comparative fit index (CFI), incremental fit index (IFI), goodness of fit index (GFI), and adjusted goodness of fit index (AGFI) are greater than 0.90, and the parsimonious fit index (PCFI) and the parsimonious normalized fit index (PNFI) are above 0.60, these metrics indicate an appropriate and optimal fit of the model. Based on the results of the final research model, it is evident that all of these indicators are favorable. Additionally, if the value obtained from the root mean square error of approximation (RMSEA) index is less than 0.08, it

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 93-110
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19382.1575

indicates a good fit for the model (48). In this research, the approximation index of goodness of fit (PCLOSE) is significant, and the RMSEA index is 0.001. It is equal to 0.04, indicating the model's fit according to Klein's framework. Ultimately, the results show that 69% of nomophobia is explained. In other words, impulsivity accounts for 69% of the variance in nomophobia, considering secure attachment styles and adaptive cognitive emotion regulation strategies, with loneliness serving as a mediating factor.

**Conclusion**

In discussing the impact of secure attachment styles on nomophobia, particularly through the mediating role of loneliness, it can be observed that when students perceive their caregivers and parents as a reliable source of support, they experience reduced feelings of loneliness. Students who do not encounter this sense of isolation tend to have fewer emotional and psychological voids, engage in more communication and interaction with their family members, and consequently use cyberspace and mobile phones less frequently. Also, when explaining the impact of adaptive cognitive emotion regulation on nomophobia through the mediating role of loneliness, it can be stated that adaptive cognitive emotion regulation enables individuals to function effectively in their environment and to employ behaviors that align with their goals when confronted with challenging emotional experiences, such as loneliness. A person who employs adaptive emotional regulation can modify their behaviors when confronted with a challenging experience, enabling them to achieve their goals within their environment. This approach allows them to draw on social support from others and foster improved social relationships and interactions. Therefore, individuals who experience greater loneliness in relation to their friends tend to have fewer social and face-to-face interactions with them. As a result, they often turn to cyberspace and their mobile phones to occupy their free time. The excessive use of mobile phones and mobile internet among students can lead to dependency and addiction, exacerbated by the loneliness stemming from limited communication with friends.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** In the present study, the ethical approval of research, including secrecy, confidentiality and privacy of individuals, was observed, and participation in the research did not cause any possible harm to the participants.

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study. The second author is the supervisor.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 77-92
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19181.1555

**Research Article**

# The Comparison of Effectiveness of Acceptance-Commitment Therapy with Reality Therapy on Covert Relational Aggression in Women with Marital Burnout

**Authors**

**Abbas Tarighi Shadmahani [1], Shahnam Abolghasemi [2*], Abdolhassan Farhangi [3]**

*1. Ph.D Student, Department of Psychology, Tonekabon Branch, Islamic Azad University, Tonekabon, Iran. Drshadmahani@gmail.com*

*2. Associate Professor, Department of Psychology, Tonekabon Branch, Islamic Azad University, Tonekabon, Iran. (Corresponding Author)*

*3. Assistant Professor, Department of Psychology, Islamic Azad University, North Tehran Branch, Tehran, Iran. a.farhangi@iau-tnb.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 24/08/2024

**Accept Date:** 15/02/2025

**Introduction:** The purpose of this study was to comparison of effectiveness of acceptance-commitment therapy with reality therapy on covert relational aggression in women with marital burnout.

**Method:** This semi-experimental study employed a pretest-posttest design with a control group and a follow-up period of two months. The statistical population consisted of all women who visited counseling centers in Tehran in 2022. In the first stage, women with who scored of 73 or higher on marital Marital Burnout Questionnaire developed by Pines (2003) were selected and using a convenience sampling method. These participants were randomly divided to two experimental groups (each group 15 people) and one control group (15 people). The groups underwent acceptance-commitment Acceptance and Commitment Therapy (8 sessions 90 minutes) and reality therapy (8 sessions 90 minutes). Data were collected using the Covert Communication Aggression Scale developed by and Carroll (2006). Analysis Data analysis was conducted using repeated measures analysis variance with repeated software software.

**Results:** The results indicated that both interventions significantly affected covert relational aggression among women experiencing marital burnout ($P < 0.05$). Furthermore, the Bonferroni post hoc test revealed that acceptance and commitment therapy was more effective in reducing covert relational aggression ($P < 0.05$).

**Discussion and conclusion:** Based on the results of the present study, it can be concluded that Acceptance and Commitment Therapy (ACT) and Reality Therapy can be effective treatment methods for addressing covert relational aggression among women experiencing marital burnout in counseling centers.

**Keywords**

Acceptance-commitment therapy, Reality therapy, Covert relational aggression, Marital burnout.

**Corresponding Author's E-mail**

sh.abolghasemi@toniau.ac.ir

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 77-92
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19181.1555

## Extended Abstract


### Introduction

When couples start a family, they embark on a journey filled with love and affection. During this process of family formation, they often do not consider that one day their love and affection for each other will decrease. It can be stated that the expectations couples have for their lives with their spouses, when linked to marital problems, create a foundation for marital dissatisfaction. Also, research has demonstrated that reality therapy is effective in reducing covert relational aggression, with this effectiveness being both lasting and stable over time. It is evident that both acceptance and commitment therapy, as well as reality therapy, significantly improve marital burnout and covert relational aggression. However, the effectiveness of these treatments for women experiencing marital burnout has been less extensively studied. Furthermore, from a methodological standpoint, there are fewer studies that have compared the efficacy of Acceptance and Commitment Therapy (ACT) and Reality Therapy in reducing covert relational aggression. This lack of research makes it challenging to identify the most effective psychological treatment for women with marital burnout. Therefore, based on logical and scientific reasoning, it is important to compare these two therapies. Identifying one treatment as more effective than the other among various couples therapy approaches, as supported by empirical studies, can assist psychologists and family therapists working with women facing marital burnout. The findings from such research can guide practitioners in selecting the most effective type of couples therapy. For this reason, this research has practical implications for psychologists and family therapists in this field. The purpose of this study was to compare the effectiveness of acceptance and commitment therapy with reality therapy on covert relational aggression in women experiencing marital burnout.

### Method

This semi-experimental study employed a pretest-posttest design with a control group and a two-month follow-up. The statistical population consisted of all women who visited counseling centers in Tehran in 2022. In the first stage, women with who scored and or higher on marital Marital Burnout Questionnaire developed by Pines (2003) were selected and using a convenience sampling method. These participants were randomly divided assigned to two groups (each (15 participants each) one control group (15 people) participants). The groups underwent acceptance-commitment Acceptance and Commitment Therapy sessions sessions, minutes) minutes each) reality Reality Therapy sessions sessions, minutes). minutes each). To collect data using the Covert Communication Aggression Scale developed by Nelson and Carroll (2006), the inclusion criteria for the study were as follows: participants needed to score 73 or higher on the Marital Burnout Scale, be between the ages of 30 and 45 years, have been married for at least six months to one year, report no physical or psychological illnesses (based on self-report), and possess a minimum educational qualification of a diploma and a maximum of a doctorate. The exclusion criteria included the use of psychiatric and psychotropic medications, missing more than two therapy sessions, participating in other courses or therapeutic interventions concurrently with the study, substance abuse (including drugs and cigarettes), and having psychiatric disorders. Data analysis was conducted using repeated measures analysis of variance with SPSS software.

### Results

The mean and standard deviation of marital burnout in the commitment/acceptance treatment group were 0.75 and 0.845, respectively. In the reality therapy group, the mean and standard deviation of marital burnout were 13.75 and 0.640, while in the control group, they were 47.75 and 0.834. These values represent the burnout scores from the screening stage, and all three groups were comparable in this regard. The F statistic obtained from comparing the means of the three groups in the marital burnout variable is $F = 1.429$, which is not statistically significant ($p = 0.251$). This indicates that the three groups are comparable in terms of marital burnout during the screening stage. The mean and standard deviation of age in the acceptance/commitment treatment group were 7.31 and 0.79, respectively. In the reality therapy group, the mean and standard deviation of age were 93.30 and 575.3. The mean and standard deviation of age in the control group were 32.33 and 4.82. The F statistic obtained from comparing the means of the three groups for the age variable is $F = 0.510$, which is not statistically significant ($p = 0.604$). This indicates that the three groups are similar in terms of age. The Chi-Square statistic obtained from comparing the frequency and percentage of the three groups in the education variable is Chi-Square = 6.333, which is also not statistically significant ($p = 0.610$). This suggests that the three groups are similar in terms of education. The results indicated that both acceptance-commitment therapy and reality therapy significantly impacted covert relational aggression among women experiencing marital burnout during the post-test phase, and this effect was sustained in the follow-up phase ($P < 0.05$). In addition, the mean difference between the reality therapy group and the control group was greater than the mean difference between the acceptance and commitment therapy group and the control group. This indicates that acceptance and commitment therapy was more effective than reality therapy in reducing covert relational aggression among women experiencing marital burnout ($P < 0.05$).

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 77-92
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19181.1555

**Conclusion**

Acceptance and Commitment Therapy (ACT), through the use of dissociation, assists women experiencing marital burnout in distinguishing between the world they create in their thoughts and the ongoing process of thinking. Dissociation helps to differentiate between the individual who is thinking and the verbal categories that women assign to themselves through their thoughts. Consequently, women experiencing marital burnout have learned, through this approach, to detach from their thoughts. Clinging to these thoughts hinders their ability to confront the realities and challenges of life, preventing them from responding and reacting appropriately in various situations. Therefore, the strategies presented to women with marital burnout during therapy sessions assist them in recognizing dysfunctional thought patterns that contribute to covert relational aggression and in replacing these patterns with rational and effective alternatives. Therefore, it is logical to conclude that acceptance and commitment therapy is more effective than reality therapy in reducing covert relational aggression in women experiencing marital burnout. Based on the results of the present study, it can be concluded that acceptance and commitment therapy, as well as reality therapy, can be effective treatment methods for addressing covert relational aggression among women experiencing marital burnout in counseling centers.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** In this study, ethical considerations were meticulously observed, including: obtaining informed consent from women with marital burnout to participate in therapeutic interventions; assuring participants that their responses would not be analyzed individually but as part of a group, with confidentiality guaranteed and no access granted to any third party; explaining the study process to all participants; informing them about the study's objectives, the harmlessness of the intervention, and its potential benefits; clarifying the expertise and qualifications of the intervention providers; assuring participants of the scientific foundation of the method; and notifying them of their right to withdraw freely at any stage of the study. women with marital burnout were also informed that a competent organization, such as the university, would oversee the research process. Additional measures included emphasizing the voluntary nature of the study, providing answers to their questions, offering access to the results upon request, and ensuring that intensive therapeutic sessions would be made available to the control group after the follow-up phase.

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization.

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study. The second author is the supervisor and the third author as the advisor. This article is taken from a doctoral thesis of the first author.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19174.1553

**Research Article**

# Compare of the Effectiveness of Psychodrama Therapy and Hold-Me-Tight Relationship-Education Program on Rumination and Psychological Symptoms of Women Affected by Marital Infidelity

**Authors**

**Zahra Jamshidi Bourkhani [1], Saeed Imani [2*], Alireza Jafari [3], Mohammad Ghamari [4]**

*1. Ph.D Student, Department of Counseling, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. zm.work@hotmail.com*
*2. Assistant Professor, Department of Counseling, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
*3. Assistant Professor, Department of Psychology, Abhar Branch, Islamic Azad University, Abhar, Iran. Persianarj@yahoo.com*
*4. Professor of counseling , s.r.c, Islamic Azad university, tehran, iran. mo.ghamari@ iau.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 23/09/2024

**Accept Date:** 24/12/2024

**Introduction:** Marital infidelity is a significant source of distress in both personal and interpersonal aspects of couples' lives, often leading to the destruction of their relationships. The purpose of this study was to compare the effectiveness of psychodrama therapy and the Hold Me Tight relationship education program on rumination and psychological symptoms in women affected by marital infidelity.

**Method:** This semi-experimental study employed a pretest-posttest design with a control group and a two-month follow-up. The statistical population consisted of all women affected by marital infidelity who sought assistance at counseling centers in the first district of Tehran in 2022. In the initial stage, women were selected selected using a convenience sampling method then randomly divided assigned to two groups (each (15 women each) one control group (15 women) women). The groups underwent participated in therapy (10 sessions sessions, minutes) minutes each) hold-me-tight a Hold Me Tight relationship education (8 sessions sessions, minutes). minutes each). Data were collected using the Ruminative Response Scale of developed by Hoeksema & Morrow (1991) and symptom the Symptom Checklist-25 of by Najarian & Dawoodi (2001). Analysis Data analysis was conducted using repeated measures analysis variance with SPSS software version 28 28.

**Results:** The results indicated that both interventions had a significant impact on rumination and psychological symptoms ($P < 0.05$). Furthermore, the Bonferroni post hoc test revealed that the Hold-Me-Tight relationship education program was more effective in reducing rumination and psychological symptoms ($P < 0.05$).

**Discussion and conclusion:** Based on the results of the present study, it can be concluded that psychodrama therapy and the Hold Me Tight relationship education program can be effective treatment methods for addressing rumination and psychological symptoms among women affected by marital infidelity.

**Keywords**

Hold-me-tight relationship-education program, Marital infidelity, Psychodrama therapy, Psychological symptoms, Rumination.

**Corresponding Author's E-mail**

S_imani@sbu.ac.ir

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19174.1553

## Extended Abstract

**Introduction**

Family is defined as a social unit that influences the personalities of its members, formed through the marital bond between a man and a woman. It can be argued that the desire for intimacy and love brings men and women together, leading to the establishment of a marital bond. A defining characteristic of marriage is the mutual commitment of both partners, which serves as the foundation of their shared life. Without this commitment, the mutual trust between spouses diminishes. Factors such as broken promises, marital dissatisfaction, and domestic violence further undermine trust and commitment, pushing marriages toward dissolution. Marital infidelity, which includes emotional, virtual, and especially sexual dimensions, occurs when one partner breaches marital vows by engaging in emotional or sexual relationships with someone outside the marriage. Research indicates that men are more likely to commit marital infidelity, often attributed to their generally higher sexual drive compared to women. One significant consequence experienced by women who have been betrayed is rumination; marital infidelity can exacerbate ruminative thoughts in the victimized spouse. Rumination is considered a transdiagnostic factor across various psychological disorders, activated and sustained by dysfunctional metacognitions. Rumination is defined as a passive and repetitive focus on negative emotions, where individuals dwell on their causes and consequences instead of seeking to change them. The purpose of this study was to compare the effectiveness of psychodrama therapy and the Hold Me Tight relationship education program on rumination and psychological symptoms in women affected by marital infidelity.

**Method**

This semi-experimental study employed a pretest-posttest design with a control group and a two-month follow-up. The statistical population consisted of all women affected by marital infidelity who sought assistance at counseling centers in the first district of Tehran in 2022. In the initial stage, 45 women were selected using a purposive sampling method and then randomly assigned to two experimental groups (15 women each) and one control group (15 women). The experimental groups participated in group psychodrama therapy (10 sessions, 90 minutes each) and a group program (8 sessions, 90 minutes each). To collect data, the Ruminative Response Scale (RRS) developed by Nolen-Hoeksema and Morrow (1991) and the Symptom Checklist-25 (SCL-25) created by Najarian and Dawoodi (2001) were utilized. This research employed descriptive statistics, including the mean and standard deviation, as well as inferential statistics, specifically analysis of variance with repeated measures. To be included in the study, women had to be married for at least six months to a year, be free of physical and psychological illnesses, and possess at least a high school diploma. Participants were excluded from the study if they were taking psychiatric or psychotropic medications, missed more than two training sessions, participated in other courses or treatment interventions concurrently with the study, had issues with substance abuse or smoking, or had a psychiatric disorder. Additionally, an analysis of variance with repeated measures (pre-test, post-test, and follow-up) was conducted, incorporating compassion-focused psychodrama therapy and the post hoc test and SPSS version 28 software were utilized for the analysis.

**Results**

According to the results, the mean age and standard deviation of the psychodrama therapy group were 31.13 years and 3.36 years, respectively. The mean age and standard deviation of the hold-me-tight relationship education program group were 32.20 years and 6.58 years, respectively. The mean age and standard deviation of the control group were 33.60 years and 1.83 years, respectively. The F statistic obtained from comparing the means of the three groups for the age variable was $F = 0.658$, which is not statistically significant ($p = 0.523$). This indicates that the three groups were similar in terms of age. Table 4 presents the frequency and percentage of education within the sample. The Chi-Square analysis statistic, which compares the frequency and percentage of the three groups in the education variable, is Chi-Square = 3.304. This result is not statistically significant ($p = 0.914$), indicating that the three groups are similar in terms of education. The results indicated that both interventions significantly affected rumination and psychological symptoms ($P < 0.05$). The difference between the pre-test and post-test means (intervention effect) and the difference between the pre-test and follow-up means (time effect) were both greater and more significant than the difference between the post-test and follow-up means (intervention stability effect). This finding suggests that psychodrama therapy and the Hold Me Tight relationship education program positively influenced rumination and psychopathological symptoms during the post-test phase, and that this effect persisted into the follow-up phase. Also, since the results obtained did not specify which treatment method caused the effects observed in the post-test and follow-up phases, nor which treatment method was more effective, the Bonferroni post-hoc test was employed to compare the effectiveness of the intervention groups. This test examined the differences in the effectiveness of psychodrama therapy and the Hold-Me-Tight relationship education program on rumination and psychopathological symptoms. Furthermore, the results of the Bonferroni post-hoc test indicated that the Hold-Me-Tight relationship education program is more effective in reducing rumination and psychological symptoms ($P < 0.05$).

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 61-76
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19174.1553

**Conclusion**

Based on the results of the present study, it can be concluded that psychodrama therapy and the Hold Me Tight relationship education program can be effective treatment methods for addressing rumination and psychological symptoms in women affected by marital infidelity. Based on the research findings, it is recommended that family counselors utilize the "Hold Me Tight" relationship enhancement training to address the challenges faced by women who have experienced marital infidelity, due to its demonstrated effectiveness. Consequently, in light of this study's findings, it is advised that specialized training courses incorporating the "Hold Me Tight" approach be made available to family counselors.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** In this study, ethical considerations were meticulously observed, including: obtaining informed consent from women to participate in therapeutic interventions; assuring participants that their responses would not be analyzed individually but as part of a group, with confidentiality guaranteed and no access granted to any third party; explaining the study process to all participants; informing them about the study's objectives, the harmlessness of the intervention, and its potential benefits; clarifying the expertise and qualifications of the intervention providers; assuring participants of the scientific foundation of the method; and notifying them of their right to withdraw freely at any stage of the study. Participants were also informed that a competent organization, such as the university, would oversee the research process. Additional measures included emphasizing the voluntary nature of the study, providing answers to their questions, offering access to the results upon request, and ensuring that intensive therapeutic sessions would be made available to the control group after the follow-up phase. Furthermore, this study received ethical approval under the code IR.IAU.SRB.REC.1400.206 from the Ethics in Research Committee of the Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization.

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study. The second and third author is the supervisors and fourth author as advisor. This article is taken from a doctoral thesis of the first author.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 47-60
DOI: 1022070/CPAP.2024.19377.1574

**Research Article**

# Prediction of Marital Burnout Based on Sexual Health Literacy in Married Women: The Mediating Role of Sexual Satisfaction

**Authors**

**Mahsa Najafi [1], Forough Esrafilian [2*], Parviz Azadfallah [3]**

*1. M.A. of General Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran . m.n150474@gmail.com*

*2. Assistant Professor of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*

*3. Professor of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. azadfa_p@modares.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 17/07/2024

**Accept Date:** 30/11/2024

**Introduction:** Marital burnout is a significant challenge in married life that can adversely affect the quality of relationships and the mental health of couples. Given the rising rates of divorce and marital dissatisfaction, investigating this issue has become increasingly important. This study aims to examine the role of sexual health literacy in predicting marital burnout among married women, with a particular emphasis on the mediating role of sexual satisfaction.

**Method:** This descriptive study employed a correlational research design. The sample comprised 212 married women from Kermanshah city in 2022, selected through convenience sampling. Data were collected using the Pines Marital Burnout Scale (1996), Masoumi et al.'s Sexual Health Literacy Scale (2019), and Hudson et al.'s Sexual Satisfaction Index (1981). Data analysis was performed using SPSS-24 and AMOS-24 software.

**Results:** The findings revealed that sexual health literacy had a positive and significant effect on sexual satisfaction ($\beta = 0.68$) and a negative and significant impact on marital burnout ($\beta = -0.85$). Additionally, sexual satisfaction had a negative and significant effect on marital burnout ($\beta = -0.45$, $P < 0.05$). Bootstrap test results indicated that sexual health literacy indirectly influenced marital burnout through the mediating role of sexual satisfaction ($\beta = 0.37$). Sexual satisfaction served as a mediator between these two variables. The results also demonstrated that the total effect of sexual health literacy on sexual satisfaction was significant ($\beta = 0.64$).

**Discussion and conclusion:** This study demonstrated that sexual health literacy, by enhancing sexual satisfaction, contributes to a reduction in marital burnout. Therefore, improving sexual health literacy can serve as an effective strategy to strengthen marital relationships and prevent marital burnout. It is recommended that educational and counseling programs focused on sexual health be designed and implemented for married women to enhance the quality of marital relationships through increased awareness.

**Keywords**

Marital Burnout, Married Women, Sexual Health Literacy, Sexual Satisfaction.

**Corresponding Author's E-mail**

esrafilian.fo@modares.ac.ir

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 47-60
DOI: 1022070/CPAP.2024.19377.1574

## Extended Abstract

### Introduction

Marital burnout has been identified as one of the significant challenges facing family relationships and marriage of family life.. This phenomenon, characterized by profound dissatisfaction and emotional depletion within marital relationships, can have far-reaching effects on the structure and quality of family life [7]. Marital burnout can result in a decline in overall satisfaction with married life [8]. This condition may lead either spouse to feel that the relationship has reached a point where it can no longer function as it should [9]. One of the most significant factors contributing to and exacerbating marital burnout is the lack of sexual health literacy among couples [10]. Sexual health literacy encompasses a range of knowledge, skills, and attitudes that empower individuals to understand their sexual health comprehensively and make informed decisions regarding their sexuality, sexual relationships, and sexual choices [12]. One of the most critical mediating factors between sexual health literacy and marital burnout is sexual satisfaction, which is acknowledged as a key determinant in improving the quality of marital life [19]. This concept refers to the degree of contentment and satisfaction an individual experiences with their sexual encounters within a marital relationship [20]. In contemporary societies, marital burnout has become a significant challenge for couples, potentially resulting in decreased marital satisfaction, infidelity, and family breakdown [9]. Sexual health literacy is recognized as a crucial factor in enhancing the quality of sexual life and reducing marital tensions [11]. Sexual satisfaction serves as a vital mediator in alleviating marital burnout and strengthening the emotional and physical bond between partners [24]. This study explores these factors to offer solutions for enhancing the psychological and physical well-being of couples, as well as improving the quality of marital relationships.

### Method

This study, aligned with its descriptive objective, employed a correlational method based on structural equation modeling (SEM). The statistical population comprised 212 married women from Kermanshah in 2022. Due to the COVID-19 pandemic and the necessity for social distancing, the researchers distributed the questionnaires via Google Forms, making them accessible to married women in Kermanshah from June to August 2022. A total of 240 participants completed the questionnaires; however, after applying the exclusion criteria, 212 were selected as the final sample, while 28 were excluded. The inclusion criteria required participants to be married for a minimum of two years, aged between 20 and 40, have to the Internet, and not suffering suffer psychological or physical conditions that could limit hinder The exclusion criteria included random answering of questions and incomplete questionnaire submissions.

To uphold ethical standards, participants were required to complete a consent form. They were informed about the study's purpose and significance, the principle of confidentiality, and that their data would be analyzed in aggregate form prior to answering the questions. The tools utilized for data collection included a demographic checklist, the Marital Burnout Questionnaire, the Sexual Satisfaction Scale, and the Sexual Health Literacy Scale. This study employed both descriptive and inferential statistical analysis methods. Descriptive statistics, including the mean and standard deviation, were calculated. Additionally, inferential statistics were utilized to assess Pearson correlations and to test the structural equation model of the study variables using SPSS and AMOS software, version 24.

### Results

An analysis of the demographic information of the participants revealed that the mean age of the women was 31.24 years, with a standard deviation of ±5.67. Among the participants, 58% had one child, and the majority (62%) held a bachelor's degree. Furthermore, 45% of the married women reported having five years of marital experience. Although 240 participants took part in the study, only 212 data points were suitable for analysis. Descriptive statistics and Pearson correlation coefficients revealed that the skewness and kurtosis indices fell within the acceptable range of -2 to 2, indicating that the data were normally distributed [37]. The results of the Pearson correlation analysis revealed a significant negative correlation between marital burnout and sexual health literacy ($r = -0.57$) as well as sexual satisfaction ($r = -0.69$). Furthermore, a significant positive correlation was found between sexual health literacy and sexual satisfaction ($r = 0.52$, $p < 0.01$). To investigate the mediating role of sexual satisfaction in the relationship between sexual health literacy and marital burnout among married women, structural equation modeling and the bootstrapping test were employed. Prior to conducting these analyses, the Durbin-Watson test indicated a favorable level of autocorrelation in the residuals (1.92), which falls within the acceptable range of 1.50 to 2.50, thereby confirming the assumption of no autocorrelation. Also, there was no multicollinearity among the predictor variables, as the tolerance value for both the predictor and mediator variables was 0.98, and the variance inflation factor for both was calculated to be 1.48 [38]. The results of the direct, indirect, and total effects in the model indicated that sexual health literacy had a significant positive effect on sexual satisfaction ($\beta = 0.68$) and a significant negative effect on marital burnout ($\beta = -0.85$). Furthermore, sexual satisfaction demonstrated a significant negative effect on marital burnout ($\beta = -0.45$, $p < 0.05$). The results of the bootstrapping test indicated that

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 47-60
DOI: 1022070/CPAP.2024.19377.1574

sexual health literacy, with sexual satisfaction serving as a mediator, had a significant indirect effect on marital burnout ($\beta = 0.37$). This confirms that sexual satisfaction plays a mediating role between these two variables. Moreover, the overall effect of sexual health literacy on sexual satisfaction was significant ($\beta = 0.64$). The goodness-of-fit indices obtained from the structural equation modeling indicated that the proposed model, after modifications and the removal of outliers, exhibited an acceptable fit with the collected data ($\chi^2/df = 3.02$, CFI = 0.96, RMSEA = 0.07), suggesting that the proposed model demonstrates a satisfactory fit [38].

**Conclusion**

The present study aimed to examine the mediating role of sexual satisfaction in the relationship between marital burnout and sexual health literacy among married women in Kermanshah. The findings revealed that women with higher levels of sexual health literacy experienced lower levels of marital burnout. The results indicate that sexual health literacy directly influences women's sexual satisfaction, which plays a crucial mediating role in reducing marital burnout [18]. Married women with higher sexual health literacy tend to experience greater sexual satisfaction, as their increased awareness of sexual relationships and hygiene contributes positively to their overall sexual well-being [10]. This satisfaction directly contributes to enhanced marital communication and decreases the likelihood of experiencing marital burnout [17]. Furthermore, the study demonstrated that women with a high level of sexual health literacy reported greater sexual satisfaction [28]. This result suggests that increased awareness and knowledge of sexual health can significantly enhance sexual satisfaction. Furthermore, the findings underscore the crucial mediating role of sexual satisfaction in the relationship between sexual health literacy and marital burnout [30].

This indicates that increasing women's awareness and knowledge of sexual health can alleviate marital burnout by enhancing sexual satisfaction [27]. In summary, this study demonstrates that enhancing women's awareness and knowledge of sexual health can significantly improve their sexual satisfaction and reduce marital burnout.

The findings underscore the significance of educational and counseling programs that provide married women with essential sexual health information and skills, thereby enhancing marital relationships and overall family life. It is recommended that targeted educational initiatives be developed to improve sexual health literacy, ultimately strengthening relationships and mitigating marital issues.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** This study was conducted by the ethical standards of the Ethics Committee of Tarbiat Modares University, Tehran, and the Declaration of Helsinki. Informed consent was obtained from all participants before their inclusion in the study

**Funding:** This research received no specific grant from public, commercial, or not-for-profit funding agencies.

**Authors' Contribution:** M.N. contributed to the study design and drafting of the manuscript. F.E. supervised the research, conducted data analysis, and revised the manuscript critically. P.A. assisted with methodology, data interpretation, and final manuscript review. All authors approved the final version of the manuscript.

**Conflict of Interest:** The authors declare that they have no conflict of interest.

**Acknowledgments:** The authors would like to extend their heartfelt thanks to the married women of Kermanshah who participated in this study. Their time, honesty, and cooperation were invaluable in helping us complete this research. Without their participation, this study would not have been possible.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 31-46
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19207.1557

**Research Article**

# The Development of Structural Model of Internet Game Addiction Based on Impulsivity with Mediation Role of Cognitive Emotion Regulation in Adolescents in Tehran City

**Authors**

**Alireza Qmarsi Larijani [1], Seyyed Abolghasem Mehrinejad [2*], Nemat Sotodehasl [3]**

*1. Ph.D Candidate in General Psychology, Semnan Branch, Islamic Azad University, Semnan, Iran. alireza.qmarsi.larijani.2024@gmail.com*

*2. Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Education Sciences and Psychology, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*

*3. Associate Professor, Department of Psychology, Semnan Branch, Islamic Azad University, Semnan. sotodeh2@semums.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 31/05/2024

**Accept Date:** 27/10/2024

**Introduction:** The purpose of the present study was to investigate the development of a structural model of internet game addiction based on impulsivity, with the mediating role of cognitive emotion regulation in adolescents in Tehran.

**Method:** This study employed a descriptive-correlational research design. The statistical population consisted of male students in Tehran during the academic year 2023-2024. A sample of 500 students was selected using random cluster sampling. The data collection instruments included the Internet Gaming Disorder Questionnaire (IGDQ) developed by Pontes et al. (2014), the Barratt Impulsivity Scale (BIS-11) by Patton et al. (1995), and the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) by Garnefski and Kraaij (2006). Data were analyzed using Pearson correlation and structural equation modeling.

**Results:** The results indicated that both impulsivity and cognitive emotion regulation had a significant direct effect on internet game addiction. Additionally, the findings revealed that cognitive emotion regulation played a mediating role in the relationship between impulsivity and internet game addiction.

**Discussion and conclusion:** Based on the results of this research, it is recommended that the relationship between these variables be considered in interventions addressing internet game addiction among students. Overall, identifying the factors that influence the development of internet game addiction will enable psychologists and counselors to concentrate on these critical elements and organize their activities accordingly. This approach will ultimately lead to the provision of more effective services for vulnerable clients.

**Keywords**

Cognitive emotion regulation, Impulsivity, Internet game addiction.

**Corresponding Author's E-mail**

a.mehrinejad@alzahra.ac.ir

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 31-46
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19207.1557

## Extended Abstract

### Introduction

With the rise of the internet comes potential challenges. There is evidence that some adolescent students are using the internet irrationally and may even be addicted to online games. Internet game addiction refers to persistent and repeated use of the internet to engage in games that results in impairment of daily life and a tendency to isolate oneself socially. This phenomenon is widespread across the globe, with one meta-analysis indicating a global prevalence rate of 3.05% for internet gaming addiction. Since the advent of internet gaming 25 years ago, Internet Gaming Disorder has emerged as a new diagnostic category and has been recognized as a form of addiction within psychiatric diagnostic systems. Adolescence can be described as a transitional period during which some individuals may lack a clear understanding of their own behavior and sufficient self-control. Additionally, some may be particularly vulnerable to factors associated with excessive online and offline gaming, which can lead to negative consequences. It is essential to consider both the physical and psychological aspects of behavioral addictions. In the absence of comprehensive research, gaining a clear understanding and accurate perspective on behavioral addictions—such as internet gaming addiction among teenagers—becomes challenging. This lack of insight hampers effective planning and policy-making in this area, which should be informed by the findings of such research. We will face deprivation. Therefore, it is crucial to conduct this research, as educational organizations, particularly in Tehran, can greatly benefit from its findings. The purpose of the present study was to investigate the development of a structural model of internet game addiction based on impulsivity, with the mediating role of cognitive emotion regulation among adolescents in Tehran.

### Method

This study employed a descriptive correlational research design. The statistical population consisted of male students in Tehran during the 2023-2024 academic year. The sample size consisted of 500 students selected through random cluster sampling. This research is descriptive correlational in nature and employs structural equation modeling. The statistical population for this study includes all male high school students in Tehran during the academic year 2023-2024. Although there is no consensus on the sample size required for factor analysis and structural equation modeling, many researchers suggest that a minimum sample size of 200 is necessary. Kline (41) also posits that 20 samples are needed for each variable. Therefore, in the present study, based on Kline's recommendation and considering the possibility of discarding some response sheets, a sample size of 500 participants was selected. A random cluster sampling method was employed to select high school students. In this manner, the city of Tehran was divided into five educational regions: west, east, north, south, and center. Subsequently, two schools from each region and two classes from each school were included in the research. For this study, ten schools were selected, and fifty individuals from each school, along with two classes of twenty-five students from each school, participated in the research and answered the questions. Data collection tools included the Internet Gaming Disorder Questionnaire (IGDQ) developed by Pontes et al. (2014), the Barratt Impulsivity Scale (BIS-11) created by Patton et al. (1995), and the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ) designed by Garnefski and Kraaij (2006). The data were analyzed using Pearson correlation and structural equation modeling.

### Results

The results indicated that both impulsivity and cognitive emotion regulation had a significant direct effect on internet game addiction. Additionally, the findings revealed that cognitive emotion regulation played a mediating role in the relationship between impulsivity and internet game addiction. Table 1 presents the fit indices of the research model.

**Table 1: fit indicators of the research model**

| Measure | Threshold | acceptable value |
|---|---|---|
| CMIN | 210.40 | - |
| DF | 13 | - |
| CMIN/DF | 1.62 | <3 |
| Sig | 0/001 | - |
| RMSEA | 0.034 | <0.08 |
| PCLOSE | 0.001 | >0.90 |
| CFI | 0.95 | >0.90 |
| AGFI | 0.91 | >0.90 |
| PCFI | 0.62 | >0.60 |
| PNFI | 0.76 | >0.60 |
| IFI | 0.92 | >0.90 |
| GFI | 0.98 | >0.90 |
| NFI | 0.93 | >0.90 |

In order to evaluate the proposed model in the current research, the structural equation modeling (SEM) method has been employed. To assess the model's suitability, the indicators presented in Table 5 have been utilized. Also, if the normalized fit index (NFI), non-normed fit index (NNFI), comparative fit index (CFI), incremental fit index (IFI), goodness of fit index (GFI), and adjusted goodness of fit index (AGFI) are greater than 0.90, and the parsimonious fit index (PCFI) and the parsimonious normalized fit index (PNFI) are above 0.60, these metrics indicate an appropriate and optimal fit of the model. Based

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 31-46
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19207.1557

on the results of the final research model, it is evident that all of these indicators are favorable.

Also, if the value obtained from the root mean square error of approximation (RMSEA) index is less than 0.08, it indicates a good fit for the model (48). In this research, the approximation index of goodness of fit (PCLOSE) is significant, and the RMSEA index is 0.001. It is equal to 0.035, indicating the model's fit based on Klein's framework. Ultimately, the results show that 69% of internet game addiction can be explained. In other words, impulsivity accounts for 69% of the variance in internet game addiction, with both maladaptive and adaptive cognitive emotion regulation strategies serving as mediators.

**Conclusion**

In explaining the mediating role of cognitive regulation of maladaptive emotions in the relationship between impulsivity and internet gaming addiction among teenagers, it can be stated that impulsivity leads to emotional problems in individuals, which are often triggered by stressful situations. These stressful circumstances hinder the individual and prompt them to employ maladaptive cognitive emotion regulation strategies. In an attempt to escape from these maladaptive strategies, they turn to the internet and online games. However, continued use of these platforms, coupled with an inability to manage their time effectively, can result in addiction. In explaining the mediating role of cognitive regulation of adaptive emotions in the relationship between impulsivity and internet game addiction among adolescents, it can be stated that adolescents with lower levels of impulsivity tend to exhibit more adaptive cognitive regulation of emotions in stressful situations. As a result, they experience more positive emotional and psychological outcomes and feel less isolated from others, including family members and friends. These adolescents are likely to develop more favorable social relationships and engage in internet gaming for entertainment purposes in moderation, thereby displaying fewer signs of internet game addiction. Based on the findings of this research, it is recommended that the interplay between these variables be considered in interventions aimed at addressing internet game addiction among students. Overall, identifying the variables that influence the occurrence of internet game addiction will enable psychologists and counselors to concentrate on these factors and organize their interventions more effectively. This approach will ultimately lead to the provision of more effective services for vulnerable clients.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** In the present study, the ethical approval of research, including secrecy, confidentiality and privacy of individuals, was observed, and participation in the research did not cause any possible harm to the participants.

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study. The second author is the supervisor. This article is taken from a doctoral thesis of the first author in psychology at the Islamic Azad University, Semnan branch, and the second author and third as supervisors and advisors, respectively, to guide and supervise the proper conduct and implementation of the research.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19126.1546

**Research Article**

# The Comparison Effectiveness Wisdom-Focused Couple Therapy with Emotional-Focused Couple Therapy on Sense of Coherence in Couples with Marital Conflicts

**Authors**

**Nazanin Khoshbakht [1], Mohammad Hassan Asayesh [2*], Yasser Rezapour Mirsaleh [3], Zahra Jahanbakhshi [4]**

*1. Ph.D Student, Department of Counseling, Aras International Campus, University of Tehran, Tehran, Iran. nazi.khoshbakht@ut.ac.ir*
*2. Assistant Professor, Department of Educational Psychology and Counseling, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
*3. Associate Professor, Department of Counseling, Faculty of Humanities and Social Sciences, Ardakan University, Ardakan, Iran. y.rezapour@ardadakan.ac.ir*
*4. Assistant Professor, Department of Counseling, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid BeheshtiUniversity, Tehran, Iran. z_jahanbakhshi@sbu.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 13/05/2024

**Accept Date:** 04/11/2024

**Introduction:** This research aims to compare the effectiveness of wisdom-focused couple therapy with emotion-focused couple therapy in enhancing the sense of coherence among couples experiencing marital conflicts.

**Method:** This study employed a semi-experimental design featuring pre-test and post-test assessments, along with a two-month follow-up. The statistical population consisted of all couples experiencing marital conflicts who sought assistance at the Maks, Behrozan, and Behsa counseling centers in Tehran during the summer and fall of 2023. In the initial stage, 24 couples with scores of 115 or higher on the marital conflict questionnaire were selected and randomly assigned to two experimental groups (each consisting of 8 couples) and one control group (also comprising 8 couples). The experimental groups participated in wisdom-focused couple therapy and emotion-focused couple therapy, while the control group received no therapy and remained on a waiting list. Data collection involved the use of the Marital Conflict Questionnaire (MCQ) and the Sense of Coherence Questionnaire (SOCQ). Data analysis was conducted using SPSS-28 software, employing analysis of variance with repeated measures and the Bonferroni test.

**Results:** The results indicated that both wisdom-focused couple therapy and emotion-focused couple therapy had a significant effect on comprehensibility ($F = 33.83$, $p < 0.001$), manageability ($F = 39.58$, $p < 0.001$), meaning ($F = 23.65$, $p < 0.001$), and the overall score of sense of coherence ($F = 102.11$, $p < 0.001$) among couples experiencing marital conflicts ($p < 0.05$). Furthermore, the results of the Bonferroni post hoc test demonstrated that emotion-focused couple therapy is more effective ($p < 0.05$).

**Discussion and conclusion:** Based on this, it can be concluded that, in addition to the effectiveness of both therapies, the priority for use in the treatment of couples with marital conflicts should be given to emotion-focused couple therapy.

**Keywords**

Emotional- focused couple therapy, Marital conflicts, Sense of coherence, Wisdom- focused couple therapy.

**Corresponding Author's E-mail**

asayesh@ut.ac.ir

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19126.1546

## Extended Abstract

**Introduction**

Marital life is a source of numerous positive emotions and productive outcomes for couples; however, this familial foundation can sometimes face threats that jeopardize the stability of married life. One of the dangers that married life faces is marital conflict. Marital conflict is a common issue among couples, often arising from inconsistencies in their demands and expectations, as well as differences in irresponsible behaviors and attitudes toward their relationship and marriage. Conflicts between couples are a phenomenon that not only threatens the quality of life for both partners and causes emotional distress, but also poses a serious threat to the father-child and mother-child relationships, as well as the overall well-being of children. When considering the logical and scientific reasons for comparing different couples therapies, it can be stated that it is essential to identify a therapy that is more effective than others among the various approaches and interventions, based on empirical studies. Identifying key factors can assist family therapists who specialize in addressing marital conflicts among couples. By utilizing the findings from this research, therapists can determine which type of couple therapy is most effective. Consequently, this research holds practical implications for psychologists and family therapists in their practice. The purpose of this study was to compare the effectiveness of wisdom-focused couple therapy with emotional-focused couple therapy on the sense of coherence in couples experiencing marital conflicts.

**Method**

The methodology of this quasi-experimental study, which employed a pre-test and post-test design, involved an unequal control group. The statistical population consisted of all couples experiencing marital conflicts who sought assistance at the Maks, Behrozan, and Behsa counseling centers in Tehran during the summer and fall of 2023. In order to select the sample, the meeting announcement and initial registration criteria were communicated to clients and the consultant's colleagues for reference. After registration, applicants were chosen through preliminary interviews with eligible couples. To assess marital conflicts, each couple completed a marital conflicts questionnaire. Using purposive sampling, 24 couples (48 individuals) who scored 115 or above were selected for the study. They were selected as qualified individuals, and in the second step, eight couples were assigned to each group using a simple random sampling method. In this study, the names of the couples were placed in a bag, and 8 couples were randomly selected for each group through a lottery process. Since the recommended size for each group in the experimental research was 15 participants, this study adjusted the group size to 8 couples, totaling 16 individuals. Consequently, in the experimental group, 8 couples received wisdom-focused couple therapy, while another 8 couples underwent emotion-focused couple therapy. Additionally, 8 couples were assigned to the control group. Data has been collected from the Marital Conflict Questionnaire (MCQ) by Sanaizakir et al. and the Sense of Coherence Questionnaire (SOCQ) by Flensborg-Madsen. Data analysis was conducted using SPSS version 28, employing analysis of variance with repeated measures and Bonferroni correction.

**Results**

Based on the results, the mean and standard deviation of the age for the emotional-focused couple therapy group were 31.31 and 4.08, respectively. In comparison, the mean and standard deviation of the age for the wisdom-focused couple therapy group were 33.44 and 4.68, while the control group had a mean age of 34.06 and a standard deviation of 3.62. The F statistic derived from comparing the means of the three groups for the age variable is $F = 1.93$, which is not statistically significant ($p = 0.157$). This indicates that the three groups are equivalent in terms of age. The Chi-Square analysis comparing the frequency and percentage of three groups in the education variable yielded a Chi-Square value of 1.53, which is not statistically significant ($p = 0.992$). This indicates that the three groups are equivalent in terms of academic performance. Additionally, the study results demonstrated that both interventions had a significant effect on the sense of coherence ($p < 0.05$). Furthermore, the Bonferroni post hoc test results revealed that emotion-focused couples therapy is more effective ($p < 0.05$).

**Conclusion**

The results indicated that emotion-focused couple therapy is more effective than insight-focused couple therapy in enhancing the sense of coherence among couples experiencing marital conflicts. In explaining the obtained results, it can be stated that emotion-focused couple therapy positively influences the communication styles of couples. This therapy familiarizes them with their interaction cycles, fosters emotional bonds, and helps identify their fears, beliefs, and attachment histories. Additionally, it encourages couples to recognize their emotions and understand the relationships between their behaviors, thoughts, feelings, and attachment needs. The therapy also aids in creating realistic expectations about married life, teaches responsible partnership, and emphasizes the importance of intimacy, particularly following marital conflicts. Ultimately, these elements

Journal of Clinical Psychology & Personality
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 13-30
DOI: 10.22070/CPAP.2024.19126.1546

promote a sense of connection and enhance intimacy between couples. Emotional-focused couple therapy enhances emotional skills, which are defined as the ability to recognize and express emotions, as well as the capacity to empathize with others. These skills foster intimacy and a sense of security while reducing criticism in a constructive manner. This therapeutic approach not only aids individuals in restoring peace in their lives amid marital conflicts but also supports the maintenance and continuity of the marital relationship. Furthermore, emotional-focused couple therapy assists couples in reconnecting with one another and alleviating confusion by intervening at the emotional level. This intervention improves close interactions, leading to increased interest, intimacy, and a stronger sense of connection between spouses experiencing marital conflicts. It can be concluded that, in addition to the effectiveness of both therapies, the priority for treating couples with marital conflicts lies with emotion-focused couples therapy.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** Compliance with ethical guidelines: In the present study, the ethical approval of research, including secrecy, confidentiality, and privacy of individuals, was observed, and participation in the research did not cause any possible harm to the participants.

**Funding:** The study was conducted without the funding of any institution or organization

**Authors' Contribution:** The first author is the main researcher of this study. The second and third authors are the supervisors and the fourth author served as advisor. This article is taken from a doctoral thesis of the first author in counseling, Aras International Campus, University of Tehran.

**Conflict of Interest:** According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 1-12
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19103.1544

**Research Article**

# Effectiveness of Mindfulness-Based Cognitive Therapy on Reducing Perceived Stress, Anxiety Traits and Symptoms, and Psychosomatic Symptoms in Female Patients with Obsessive-Compulsive Disorder

**Authors**

**Mahdieh Rahmanian [1*], Mahya Asadi Khanooki [2], Mojgan Agahheris [3], Ezzatollah Kordmirza Nikoozadeh [4]**

*1. Associate professor, Department of Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)*
*2. M.S of Psychology, Department of Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran. ma.asadi.khanooki@gmail.com*
*3. Associate professor, Department of Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran. m_agah@pnu.ac.ir*
*4. Associate professor, Department of Psychology, Payame Noor University, Tehran, Iran. Kordmirza@pnu.ac.ir*

**Abstract**

**Receive Date:** 08/08/2024

**Accept Date:** 15/02/2025

**Introduction:** Research suggests that obsessive-compulsive disorder (OCD) is frequently associated with elevated levels of perceived stress, anxiety, and psychosomatic symptoms, which can worsen the disorder and impede treatment progress. This study aimed to investigate the effectiveness of mindfulness-based cognitive therapy in reducing perceived stress, anxiety traits and symptoms, and psychosomatic symptoms in patients with OCD.

**Method:** The present study employed a quasi-experimental design that included pre-test, post-test, and follow-up stages. The study population comprised female patients who were referred to therapeutic clinics in Tehran and Tabriz during the years 2021-2022. A sample of 30 patients was selected and divided into two groups: an experimental group consisting of 15 patients and a control group also consisting of 15 patients. The experimental group underwent mindfulness-based cognitive therapy for eight sessions, while the control group received no treatment. The effectiveness of the intervention was assessed using repeated measures analysis of variance in SPSS software version 26.

**Results:** The analysis of perceived stress, levels of anxiety, and psychosomatic symptoms was conducted using Benferroni's alpha and a significance level of 0.0005. The results indicate that mindfulness treatment is effective in reducing perceived stress, anxiety, and psychosomatic symptoms in patients with obsessive-compulsive disorder (OCD).

**Discussion and conclusion:** This study demonstrated that mindfulness-based cognitive therapy is an effective intervention for reducing perceived stress in individuals with obsessive-compulsive disorder.

**Keywords**

Obsessive-Compulsive Disorder, Perceived Stress, Anxiety Traits and Symptoms, Mindfulness-Based Cognitive Therapy, Psychosomatic Symptoms.

**Corresponding Author's E-mail**

m.rahmanian@pnu.ac.ir

**Journal of Clinical Psychology & Personality**
Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025, pp 1-12
DOI: 10.22070/CPAP.2025.19103.1544

## Extended Abstract

**Introduction**

Obsessive-Compulsive Disorder (OCD) is a common psychiatric disorder that affects approximately 2% of the population. It is characterized by intrusive thoughts, known as obsessions, and repetitive behaviors or mental acts, referred to as compulsions. These symptoms significantly affect individuals' functioning and quality of life, often co-occurring with other conditions such as anxiety and depression. While conventional treatments, including medication and Cognitive-Behavioral Therapy (CBT), are effective for some, a substantial proportion (40-60%) of patients do not achieve complete symptom relief. This, along with medication side effects and relapse rates, underscores the need to explore alternative interventions. Emerging evidence suggests that Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT), which integrates mindfulness meditation with cognitive therapy, may be a promising approach. This study aims to address this gap by investigating the effectiveness of Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) in reducing perceived stress, as well as both trait and state anxiety, and psychosomatic symptoms in patients with Obsessive-Compulsive Disorder (OCD). By fostering a more adaptive relationship with thoughts and feelings, MBCT may provide a complementary treatment option for this complex disorder that is associated with fewer side effects. This research will assess the impact of this novel intervention on the multidimensional reduction of symptoms in patients with obsessive-compulsive disorder (OCD), potentially providing a more holistic and effective approach to managing this debilitating condition. The present study will utilize a [mention study design, e.g., pre-post design with a control group] to evaluate the effectiveness of an 8-week Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) program.

**Method**

This study employed a quasi-experimental design featuring pre-test, post-test, and follow-up assessments to evaluate the effectiveness of Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) on female patients diagnosed with Obsessive-Compulsive Disorder (OCD). The statistical population consisted of women diagnosed with OCD who sought treatment at therapy clinics in Tehran, Iran, between 2021 and 2022. A convenience sample of 30 participants was recruited and randomly assigned to either an experimental group (n=15) or a control group (n=15). Inclusion criteria included scoring above the mean on the Yale-Brown Obsessive Compulsive Scale, the absence of other mental disorders, literacy, an age range of 25 to 50 years, and not participating in any concurrent therapies. The experimental group participated in eight 45-minute sessions of Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT), following a protocol adapted from Bowen and Marlatt (2011). These sessions included exercises such as the raisin exercise, body scan meditation, and mindful breathing. The control group received no treatment. Data were collected using the Perceived Stress Questionnaire, the State-Trait Anxiety Inventory, the Psychosomatic Symptoms Questionnaire, and the Obsessive-Compulsive Inventory. These instruments have demonstrated strong reliability and validity in previous research, with Cronbach's alpha values ranging from 0.72 to 0.92. Data analysis was conducted using repeated measures ANOVA in SPSS version 26 to evaluate the effectiveness of the Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) intervention on perceived stress, state and trait anxiety, and psychosomatic symptoms across three assessment points: pre-test, post-test, and 6-month follow-up.

**Results**

Participants in the experimental Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) group (ages 28-40) and the control group (ages 27-42) exhibited expected demographic distributions. The experimental group showed significant reductions in perceived stress, trait anxiety, state anxiety, and psychosomatic symptoms from pre-test to post-test, with these improvements sustained at the 6-month follow-up. The control group exhibited no significant changes. Before conducting the main analysis, the assumption of normality was verified using the Shapiro-Wilk test ($p > .05$ for all variables). Levene's test confirmed that the assumption of homogeneity of variances was satisfied for all dependent variables: perceived stress ($p = .093$), trait anxiety ($p = .765$), state anxiety ($p = .793$), and psychosomatic symptoms ($p = .082$). Box's M test further validated the homogeneity of the covariance matrices for perceived stress (Box's M = 15.42, F = 2.625, $p = .215$), trait and state anxiety (Box's M = 27.58, F = 5.835, $p = .136$), and psychosomatic symptoms (Box's M = 47.49, F = 2.387, $p = .174$). However, Mauchly's test indicated a violation of sphericity ($p = .001$), .001); therefore, Greenhouse-Geisser correction was used. applied. Multivariate analysis of covariance (MANCOVA) revealed a significant effect of Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) on the combined dependent variables (Pillai's Trace = .967, $F(2, 28) = 34.293$, $p < .001$, $\eta^2 = .65$), indicating that the intervention accounted for 65% of the variance. Univariate analyses, following Bonferroni correction ($\alpha = .017$), demonstrated that MBCT significantly reduced perceived stress ($F(1, 28) = 68.941$, $p < .0005$, partial $\eta^2 = .738$), trait anxiety ($F(1, 28) = 83.963$, $p < .0005$, partial $\eta^2 = .843$), state anxiety ($F(1, 28) = 94.645$, $p < .0005$, partial $\eta^2 = .764$), and psychosomatic symptoms ($F(1, 28) = 291.966$, $p < .0005$, partial $\eta^2 = .207$). These findings demonstrate the effectiveness of Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) in reducing symptoms of Obsessive-Compulsive Disorder (OCD), showing significant reductions in perceived stress,

anxiety, and psychosomatic symptoms. The results align with the research objectives and suggest that MBCT can serve as a valuable treatment option for individuals with OCD. Furthermore, the study's findings have important implications for OCD treatment and underscore the significance of considering MBCT as a complementary therapeutic approach.

**Conclusion**

This study aimed to investigate the effectiveness of mindfulness-based cognitive therapy in reducing perceived stress, as well as trait and state anxiety, and somatic symptoms in patients with obsessive-compulsive disorder. The findings indicate that mindfulness-based cognitive therapy is effective in alleviating these symptoms. These results are consistent with previous research, underscoring the significance of mindfulness-based interventions in mitigating negative emotions and enhancing mental health.

The study's limitations include its focus on female patients and reliance on self-report measures. Future research should explore the effectiveness of mindfulness-based cognitive therapy in male patients and employ a combination of self-report and interview measures to collect more comprehensive data.

The results of this study have significant implications for the treatment of obsessive-compulsive disorder, indicating that mindfulness-based cognitive therapy can serve as a valuable complement to traditional treatments. Additionally, the findings underscore the importance of taking cultural and individual differences into account when developing mindfulness-based interventions.

Future studies should aim to replicate these findings and investigate the long-term effects of mindfulness-based cognitive therapy on symptoms of obsessive-compulsive disorder. Additionally, researchers should explore the potential applications of mindfulness-based interventions for other mental health conditions.

## Ethical Considerations

**Compliance with Ethical Guidelines:** This study was conducted under the ethical code IR.PNU.REC.1400.134, issued by the ethics committee of Payame Noor University. All participants provided informed consent before participation, and their anonymity and the confidentiality of their data were strictly maintained throughout the study. Participants were fully informed about the study's purpose, procedures, and their right to withdraw at any time without consequence.

**Funding:** This study did not receive any funding for its execution.

**Authors' Contribution:** This paper is based on Mahya Asadi's thesis. Mahdieh Rahmanian, Mojgan Agahheris and Ezatolah Kirdmirza served as the thesis supervisor and contributed to the conceptualization, methodology, supervision, and writing - review & editing.

**Conflict of Interest:** The authors declare no conflicts of interest in conducting this research.

**Acknowledgments:** The authors would like to thank the patients who participated in this study for their cooperation and time.

# Contents

## "Some Gueries In Clinical Psychology And Personality"

.....

**Effectiveness of Mindfulness-Based Cognitive Therapy on Reducing Perceived Stress, Anxiety Traits and Symptoms, and Psychosomatic Symptoms in Female Patients with Obsessive-Compulsive Disorder**

*Rahmanian, M., Asadi Khanooki, M., Agahheris, M. and Kordmirza Nikoozadeh, E.*.....۳۰۹ / *1*

**The Comparison Effectiveness Wisdom-Focused Couple Therapy with Emotional-Focused Couple Therapy on Sense of Coherence in Couples with Marital Conflicts**

*Khoshbakht, N., Asayesh, M.H., Rezapour Mirsaleh, Y. and Jahanbakhshi, Z.* .....۳۰۶ / *2*

**The Development of Structural Model of Internet Game Addiction Based on Impulsivity with Mediation Role of Cognitive Emotion Regulation in Adolescents in Tehran City**

*Qmarsi Larijani, A., Mehrinejad, S.A. and Sotodehasl, N.* ... .....۳۰۳ / *3*

**Prediction of Marital Burnout Based on Sexual Health Literacy in Married Women: The Mediating Role of Sexual Satisfaction**

*Najafi, M., Esrafilian, F. and Azadfallah, P.* .....۳۰۰ / *4*

**Compare of the Effectiveness of Psychodrama Therapy and Hold-Me-Tight Relationship-Education Program on Rumination and Psychological Symptoms of Women Affected by Marital Infidelity**

*Jamshidi Bourkhani, Z., Imani, S., Jafari, A.K and Ghamari, M.* .....۲۹۷ / *5*

**The Comparison of Effectiveness of Acceptance-Commitment Therapy with Reality Therapy on Covert Relational Aggression in Women with Marital Burnout**

*Tarighi Shadmahani, A., Abolghasemi, Sh. and Farhangi, A.* .....۲۹٤ / *6*

**The Structural Equation Modeling of Nomophobia Based on Secure Attachment Style and Adaptive Cognitive Emotion Regulation Strategies with Mediator Role of Loneliness**

*Rashno, H. and Syahmansouri, A.* .....۲۹۱ / *7*

**The Relationship Between Fear of Intimacy, Paranoid Thoughts, and Marital Problems: The Mediating Role of Attachment Styles**

*Pourmohseni-Kolouri, F. and Afsar, R.* .....۲۸۸ / *8*

**A Comparative Study of the Effectiveness of Yoga-Based Intervention and Positive-Oriented Intervention on Happiness of Pregnant Women with Recurrent Abortion**

*Satari, H., Alivandi Vafa, M., Farzadi, L. and Panahali, A.* .....۲۸۵ / *9*

# Contents

**The Comparison of Emotional Schemas and HEXACO Personality Traits between Married Women with and without Childbearing Willingness**

*Lahoutiazar, N. and Aghaie, E.* ..... ٢٨٢ / *10*

**Effectiveness of Media and Virtual Space Psychological Literacy Training on Cognitive-Emotional Flexibility of Adolescents**

*Ramazani, F., Kord Tamini, B., Kahrazei, F. and Arab, A.* ..... ٢٧٨ / *11*

**Developing a Feasibility Study of a Metacognitive-Analytic Treatment Protocol to Enhance Ego Strength and Alleviate Anxiety and Depression Among Nurses in COVID-19 Wards**

*Shahbakhsh, R., Soleimani, A., Kachooei, M. and Farahani, H.* ..... ٢٧٥ / *12*

**Pathway Linking Childhood Trauma to Loneliness in Individuals with Romantic Break-up Grief: The Mediating Roles of Attachment Styles and Ambivalence over Emotional Expression**

*Heshmati, R., Fathalizadeh, R., Ahmadi Farsani, M. and Pellerone, M.* ..... ٢٧٢ / *13*

**Comparison of Clinical Personality Patterns and Severe Personality Pathologies in Narcotic Substance Abusers with and Without Non-suicidal Self-Injury**

*Kiamarsi, A.* ..... ٢٦٩ / *14*

## "Personality and Clinical Evaluation"

.....

**Evaluation of the Bifactor Confirmatory Factor Analysis Model of Dimensionality and Value of Sub-Domains of Psychological Scale**

*Yousefi, N. and Pirkhaefi, A.* ..... ٢٦٦ / *15*

**Psychometric Properties of the Children's Automatic Thoughts Scale (CATS) in 10-16-year-old children in Golestan Province**

*Jalali, M. and Pourahmadi, E.* ..... ٢٦٣ / *16*

# In The Name Of God


## Journal of Clinical Psychology & Personality

Vol. 23, No. 1, Serial 44, Spring & Summer 2025

***License Holder:*** *Shahed University*

***Chairman:*** *Rasol Roshan Chesli*

***Editor-in-Chief:*** *Rasol Roshan Chesli*

***Administrative Assistant:*** *Laila Hashemi*

***Literary Editor (English):*** *Mila Malekolkalami*

***P-ISSN:*** *2345-2188* ***E-ISSN:*** *2345-4784*

*This publication has scientific and research accreditation based on the approval of the National Scientific Publications Commission (Ministry of Science, Research and Technology) since June 1, 2001*

*The permission to publish this journal, titled "Clinical Psychology and Personality" (formerly titled: Daneshvar Behaviour), has been approved by the Press Supervision Board of the Ministry of Culture and Islamic Guidance.*



## Editorial Board

| | |
|---|---|
| *Mohammadali Asghari Moghaddam* | *Professor of Clinical Psychology.Shahed University, Tehran, Iran* |
| *Gholamali Afrooz* | *Professor of Psychology Tehran University, Tehran, Iran* |
| *Ali Delavar* | *Professor of Statistics & Research MethodsAllameh Tabataba'i University, Tehran, Iran* |
| *Rasol Roshan Chesli* | *Professor of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran* |
| *Firouzeh Sepehrian Azar* | *Professor of Psychology Urmia University, Urmia, Iran* |
| *Faramarz Sohrabi Asmaroud* | *Professor of Clinical Psychology Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran* |
| *Mohammadreza Shairi* | *Associate Professor of Psychology Shahed University, Tehran, Iran* |
| *Hossein Shokrkon* | *Professor of Psychology Shahid Chamran University, Ahwaz, Iran* |
| *Mahnaz Aliakbari Dehkordi* | *Professor of Psychology Payame Noor University (South Tehran Branch), Tehran, Iran* |
| *Abolghasem Isamorad Roodbaneh* | *Associate Professor of Psychology Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran* |
| *Ali Fathi Ashtiani* | *Professor of Psychology Baghyatallah University of Medical Sciences, Tehran, Iran* |
| *Abolghasem Yaghoobi* | *Professor, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran* |

**Layout Designer:** Omolbanin Khazaei



Address:
Shahed University, Opposite to Holy Shrine of
Imam Khomeini, Tehran-Qom Freeway, Tehran, Iran
P.O. Box: 3319118651
Tel: +98-21-51215126 Fax: +98-21-51215124
E-mail: cpap@shahed.ac.ir
cpap.shahed.ac.ir