



Research Article


The Relationship Between Attachment Styles and Difficulty in Emotion Regulation: Investigating the Moderating Role of Reflective Functioning


Authors

Fatemeh Arab Alidosti¹, Mahmood Dehghani^{2*}, Maryam Roshan³, Somayeh Robat Milli⁴

 1. Ph.D student of psychology, Science and Research Unit, Islamic Azad University, Tehran, Iran. falidoosty@yahoo.com

 2. Assistant Professor, Faculty of Behavioral and Health Sciences, Iran University of Medical Sciences, Tehran, Iran. (Corresponding Author)

 3. Assistant Professor, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Payam Noor University, Tehran, Iran. maryamroshan@pnu.ac.ir

 4. Assistant Professor of Science and Research Unit, Islamic Azad University, Tehran, Iran. robatmili@ut.ac.ir

Abstract

Receive Date:
05/12/2023

Accept Date:
25/05/2024



Introduction: While numerous studies have confirmed the relationship between attachment and emotional regulation, there has been limited focus on the mediating factors involved. The term a new concept in psychoanalysis that refers to psychological processes grounded in mentalization. This concept shares common roots with these two constructs and has been examined in the present study. The aim of this study was to investigate the moderating role of reflective functioning in the relationship between attachment styles and difficulties in emotion regulation.

Method: The design of this study is non-experimental and correlational. The participants included students from Payam Noor Universities in West Azerbaijan (Miandoab, Shahindej, Bukan, and Urmia) who were enrolled during the academic year 2018-2019. 180 individuals were selected using multi-stage cluster sampling, which involved three stages: the first stage was the university, the second stage was the faculty, and the third stage was the class. These participants completed the Reflective Functioning Questionnaires (RFQ), the Attachment Styles questionnaire (Hazem and Shaver, 1987), and the Difficulty in Emotion Regulation Scale (Gratz, 2004).

Results: Hierarchical regression analysis indicated that individuals with a stronger secure attachment style exhibit greater confidence, which in turn facilitates easier emotion regulation. In addition, possessing an avoidant or anxious attachment style, coupled with high levels of uncertainty, complicates the process of emotion regulation.

Discussion and conclusion: The results of the present study indicate that the reflective function of certainty and uncertainty moderates the relationship between attachment styles and difficulties in emotion regulation. Specifically, secure attachment styles, along with the reflective function of certainty, are associated with reduced difficulties in emotion regulation, while insecure attachment styles and the reflective function of uncertainty are linked to increased difficulties in emotion regulation.

Keywords

Reflective function, Attachment styles, Emotion regulation difficulty, Certainty, Uncertainty.

Corresponding Author's E-mail

dehghani.m@iums.ac.ir

ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و دشواری در تنظیم هیجان: بررسی نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی

نویسندگان

فاطمه عرب علی دوستی^۱، محمود دهقانی^{۲*}، مریم روشن^۳، سمیه رباط میلی^۴

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

falidoosty@yahoo.com

۲. استادیار دانشکده علوم رفتاری و سلامت، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. استادیار دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. maryamroshan@pnu.ac.ir

۴. استادیار واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. robotmili.@ut.ac.ir

چکیده

مقدمه: اگرچه در پژوهش‌های زیادی رابطه بین دلبستگی و تنظیم هیجانی تأیید شده است؛ اما توجه اندکی به عوامل میانجی آن شده است. حال اصطلاح کارکرد تأملی بعنوان مفهوم جدیدی که در روان‌تحلیل‌گری مورد تأمل قرار گرفته است و به فرآیندهای روان‌شناختی با زیربنای ذهنی‌سازی اشاره و ریشه‌های مشترکی با این دو سازه دارد، در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفته است. هدف این مطالعه بررسی نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی در ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و دشواری در تنظیم هیجان بود.

روش: طرح این پژوهش غیرآزمایشی از نوع همبستگی است. شرکت‌کنندگان این مطالعه، شامل دانشجویان دانشگاه‌های پیام‌نور آذربایجان غربی (میاندوآب، شاهین‌دژ، بوکان، ارومیه) است که در سال تحصیلی ۱۳۹۷-۱۳۹۸ مشغول به تحصیل بودند و به صورت نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای (مرحله اول دانشگاه، مرحله دوم دانشکده، مرحله سوم کلاس) ۱۸۰ نفر انتخاب شدند و به پرسش‌نامه‌های کارکرد تأملی (RFQ)، سبک‌های دلبستگی (هازن و شیور، ۱۹۸۷م) و دشواری تنظیم هیجان (گراتز، ۲۰۰۴م) پاسخ دادند.

نتایج: رگرسیون سلسله‌مراتبی نشان داد، افراد با سبک دلبستگی ایمن بالاتر اطمینان بالاتری دارند که موجب کاهش دشواری تنظیم هیجان می‌شود. به علاوه داشتن سبک دلبستگی اجتنابی و اضطرابی با بی‌اطمینانی بالا موجب افزایش دشواری تنظیم هیجان می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج پژوهش حاضر می‌توان نتیجه گرفت، کارکرد تأملی اطمینان و نبود اطمینان رابطه بین دلبستگی با دشواری تنظیم هیجان را تعدیل می‌کند و سبک‌های دلبستگی ایمن و ناایمن با همراهی کارکرد تأملی اطمینان و نبود اطمینان موجب کاهش و افزایش دشواری تنظیم هیجان می‌شوند.

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۹/۱۴

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۳/۰۳/۰۵



کلیدواژه‌ها

کارکرد تأملی، سبک‌های دلبستگی، دشواری تنظیم هیجان، قطعیت، قطعیت‌نداشتن.

پست الکترونیکی
نویسنده مسئول

dehghani.m@iums.ac.ir

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه دکتری نویسنده اول است.

مقدمه

تجربیات توسعه دهد. معمولاً انسان‌ها با تصور حالات ذهنی مختلف حاکم بر تعاملات بین‌فردی، دنیای اجتماعی خود را معنا می‌کنند [۶]. این ظرفیت به فرد کمک می‌کند تا تجربیات عاطفی را تحمل و تنظیم کند، تکانه‌های خود را کنترل کند، و احساس خود عاملیتی را در خود ایجاد می‌کند [۷]. همچنین به فرد اجازه می‌دهد، تعاملات پایدار و مؤثر با دیگران داشته باشد [۸]. تئوری ذهنی‌سازی ادعا می‌کند که ذهنی‌سازی دقیق و خوب در افراد و خانواده‌ها روابط قوی را تسهیل می‌کند، تأثیر منفی سوءتفاهم‌ها را کاهش می‌دهد و توانایی‌های فراشناختی مؤثرتر را افزایش می‌دهد [۹].

همان‌طور که گفته شد، کارکرد تأملی ارتباط مثبتی با دلبستگی ایمن دارد [۱]. کودک یاد می‌گیرد که حالات ذهنی را کشف کند و رفتار را به‌عنوان انگیزه‌های عمدی از طریق تعامل احتمالی و آینه‌ای با مراقبین درک کند [۱۱]. دلبستگی ایمن، سبکی از تعامل کلامی و عاطفی بین مادر و کودک ایجاد می‌کند که به‌نوبه خود از گسترش توانایی فرد در فکر کردن در مورد احساس‌ها و نیت‌های دیگران (ذهنی‌سازی) حمایت می‌کند [۹]. نتیجه‌ی جالب مطالعه برون^۱ و همکاران [۱۲]، نشان می‌دهد که سبک دلبستگی آشفته، بیشترین اختلال را در ذهنی‌سازی پیش‌بینی می‌کند. همچنین مطالعات از ارتباط بین دلبستگی ناایمن و ذهنی‌سازی ضعیف، حمایت می‌کنند [۱۳]. یافته‌هایی ولوتی^۲ و همکاران [۱۴] هم نشان داد که ذهنی‌سازی آسیب‌پذیر (بیش‌ازحد ذهنی) باعث بی‌نظمی در دلبستگی می‌شود، که به‌نوبه خود باعث برانگیختگی شده و ذهنی‌سازی بیشتر را تضعیف می‌کند.

فردی که ظرفیت ذهنی توسعه‌یافته‌تری دارد به‌جای اینکه در یک دیدگاه گیر کند، می‌تواند انعطاف‌پذیر باشد. چنین فردی می‌تواند بازیگوش باشد و از شوخ‌طبعی برای تعامل با دیگران استفاده کند، می‌تواند مشکلات را با استفاده از دادوستد بین دیدگاه‌های افراد مختلف حل کند و بین تجربیات خود و دیگران تفاوت قائل شود. چنین افرادی می‌توانند مسئولیت رفتار خود را بپذیرند.

تئوری دلبستگی و نظریه روانکاوی (که نظریه ذهنی‌سازی برگرفته از آن است) مفاهیم مشترکی در مورد

تنظیم هیجان (نظم‌جویی هیجانی) شامل طبقه‌بندی وسیعی از فرایندهای داخلی و خارجی و پاسخ‌های شناختی، رفتاری، هیجانی و فیزیولوژیکی است [۱۶]. بسیاری از محققان تنظیم هیجان را هم‌ابزاری برای کنترل تجربیات هیجانی و هم‌کنترل بیان هیجانات می‌دانند [۱۷]. تنظیم هیجانی به‌طور ویژه‌ای توضیح می‌دهد که افراد چگونه هیجان را تجربه، تعدیل و سازمان‌دهی می‌کنند و چگونه چنین مدیریتی بر رفتار انسان تأثیر می‌گذارد [۱۸ و ۱۹]. دلبستگی یا پیوند عاطفی بین کودک و مادر نقش تعیین‌کننده در کنترل هیجانات فرد در دوران نوجوانی و بزرگسالی دارد [۲۰]. دلبستگی تأثیر فوق‌العاده‌ای در تنظیم هیجانی فرد دارد [۱۰]. مورل^۱ و پاپوچیس^۲ [۲۱] نشان دادند افرادی که دلبستگی ایمن داشتند مشکلات کمتری در تنظیم هیجانات بین‌فردی گزارش کردند و دلبستگی اضطرابی و اجتنابی همبستگی معناداری با مشکل در تنظیم هیجان داشت.

در همین راستا کارکرد تأملی ارتباط مثبتی با دلبستگی دارد [۱]. اصطلاح کارکرد تأملی^۳ (RF) به فرآیندهای روان‌شناختی با زیربنای ذهنی‌سازی^۴ اشاره دارد که هم در روان‌تحلیل‌گری [۱ و ۲] و هم در روان‌شناسی شناختی [۳] مورد تأمل قرار گرفته است. فوناگی و بیتمن^۵ [۴] مطرح می‌کنند وقتی صحبت از ذهنی‌سازی، فراشناخت، شناخت اجتماعی، ذهن آگاهی و کارکرد تأملی می‌شود، با مجموعه‌ای مشابه و یا حداقل همپوشان از ظرفیت‌های شناختی بالاتر روبرو هستیم. فوناگی و همکارانش اصطلاح ذهنی‌سازی را ابداع کردند که به‌عنوان ظرفیت درک رفتار در خود و دیگران از نظر حالات ذهنی تعریف می‌شود [۵].

توانایی ذهنی‌سازی معمولاً یک فعالیت ذهنی خودکار است که شامل درک و تفسیر رفتار انسان برحسب حالات ذهنی است. این امر به فرد اجازه می‌دهد تا رفتارها را درک و پیش‌بینی کند و ظرفیت تشخیص حالات درونی خود و همچنین حالات دیگران را به‌منظور معنا بخشیدن به

1. Morel.
2. Papouchis.
3. Reflective Functioning.
4. Mentalization.
5. Bateman.

6. Brüne.
7. Velotti.

به لحاظ شیوه جمع آوری داده‌ها جز پژوهش‌های غیرآزمایشی از نوع همبستگی بود.

آزمودنی‌ها

شرکت‌کنندگان این مطالعه، دانشجویان دانشگاه‌های پیام‌نور آذربایجان غربی (میان‌دوآب، شاهین‌دژ، بوکان، ارومیه) و تبریز بود که در سال تحصیلی ۱۳۹۷-۱۳۹۸ مشغول به تحصیل بودند. شرکت‌کنندگان این مطالعه از طریق نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. بدین‌صورت که ابتدا از بین واحدهای دانشگاهی پیام‌نور پنج واحد انتخاب شدند و از کلاس‌های این واحدهای دانشگاهی به تصادف در هر واحد پنج کلاس انتخاب شد و سپس کل دانشجویان کلاس به پرسش‌نامه‌های پژوهش پاسخ دادند.

حجم نمونه در این مطالعه از نرم‌افزار جی پاور نسخه ۳/۱ برآورد شد. بدین‌صورت که بر اساس روش آماری رگرسیون چندگانه تعداد پیش‌بین‌ها مشخص شد، همچنین مقدار سطح خطای نوع اول ۰/۰۱، توان آزمون ۰/۹۹ درصد و اندازه اثر حداقلی ۰/۱۵ درصد به عنوان سایر ملاک‌ها انتخاب شد. تعداد حجم نمونه برآورد شده ۱۶۴ نفر بود. با توجه به ملاحظات اجرایی این تعداد به ۱۹۰ نفر افزایش یافت تا دچار افت آزمودنی نباشیم. پس از بررسی پرسش‌نامه‌ها ۱۰ نفر که پاسخ‌های مناسبی ندادند کنار گذاشته شدند.

ملاک‌های ورود شرکت‌کنندگان شامل حداقل سن ۱۹ سال و دانشجو بودن (به معنایی داشتن تحصیلات دانشگاهی ملاک دوم بود) می‌شد. ملاک خروج شرکت‌کنندگان تسلط کافی نداشتن بر زبان فارسی (به دلیل این‌که برای پاسخ به پرسش‌ها نیاز بود که معنای واژگان برای آزمودنی قابل‌فهم باشد) و همچنین مصرف نکردن دارو یا دریافت خدمات خاص روان‌شناسی در زمان جمع‌آوری داده می‌شد که از طریق دو پرسش در پرسش‌نامه سنجیده شد.

ابزارهای پژوهش

الف. پرسش‌نامه کارکرد تأملی (RFQ)^۱

ذهنی‌سازی یا کارکرد تأملی ظرفیت ما برای درک خود و دیگران برحسب حالات ذهنی عمدی مانند هیجانات،

چگونگی رشد خود از تجربه رابطه مراقب و نوزاد دارند. هر دو دیدگاه، هماهنگی مراقب با نوزاد را محوری برای خودسازی سالم می‌دانند. سبک دلبستگی از نخستین رابطه اجتماعی انسان (یعنی با مراقبان) شکل می‌گیرد و به این ترتیب دلبستگی برای نخستین بار در زمینه روابط نوزاد و مادر مورد مطالعه قرار گرفته است [۱۰]. از طرفی دیگر ذهنی‌سازی یک دستاورد رشدی است که به کیفیت روابط دلبستگی و به‌ویژه به تعامل کودک با مراقب بالغ و حساس بستگی دارد [۵].

به اعتقاد فونانگی، مؤلفه تنظیم هیجان با ظرفیت ذهنی‌سازی هم رابطه نیرومندی دارند. بر اساس صورت‌بندی جدید وی، ظرفیت ذهنی‌سازی تعیین‌کننده مهمی در سازمان‌دهی خود و گسترش ظرفیت تنظیم هیجان است؛ بنابراین درک از خود و ظرفیت تنظیم آن و به تبع آن تنظیم هیجان، از طریق تعامل و در روابط بین‌فردی شکل می‌گیرد. ذهنی‌سازی نوعی انعکاس خود و مؤلفه بین فردی است. این ترکیب برای فرد ظرفیتی ایجاد می‌کند تا واقعیت درونی و بیرونی را تشخیص دهد و فرایندهای ذهنی و هیجانی درون روانی را از تعامل‌های بین فردی متمایز کند. از نظر وی، ذهنی‌سازی تنها یک نموداری ژنتیک نیست، بلکه ساختاری است که از نوزادی تا کودکی تحول می‌یابد و تحول آن به تعامل با ذهنی نموداری‌تر (مراقب) بستگی دارد که حاضر و انعکاس‌دهنده است. بر اساس این نظریه، ظرفیت تنظیم هیجانات و توانایی تعدیل حالت‌های عاطفی با توانایی فرد در ذهنی‌سازی مرتبط است [۲۲]. از طرفی دیگر توانایی توسعه‌یافته برای ذهنی‌سازی یک عامل کلیدی در توسعه توانایی‌های تنظیم هیجان در نظر گرفته می‌شود [۵].

از این رو با توجه به مطالعات انجام‌گرفته در پژوهش حاضر ارتباط بین سه متغیر مهم سبک‌های دلبستگی، تنظیم هیجان و کارکرد تأملی مورد بررسی قرار می‌گیرد به این صورت که فرضیه پژوهش حاضر بررسی نقش تعدیل‌گری کارکرد تأملی در ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و دشواری در تنظیم هیجان خواهد بود.

روش پژوهش

نوع پژوهش

این پژوهش به لحاظ هدف از نوع پژوهش‌های بنیادی و

1. Reflective Functioning Questionnaire.

ترتیب این مقدار برابر با ۰/۸۴ و ۰/۷۵ بود. روایی و پایایی این ابزار در نمونه ایرانی [۲۴] در تحلیل عاملی تأییدی ساختار دو عاملی را نشان داد ($\chi^2=76/12$, $df=48$, $p=0/01$, $GFI=0/98$, $AGFI=0/96$, $CFI=0/98$, $RMSEA=0/03$). ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل‌ها به ترتیب ۰/۷۸ و ۰/۷۶ به دست آمد. به علاوه نتایج بازآزمایی برای عامل‌های قطعیت و ناقطعیت به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۷۳ و شاخص پایایی ترکیبی نیز برای این دو عامل به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۸۶ بدست آمد. روایی همگرا نیز رابطه معناداری در سطح ۰/۰۱ را نشان داد. همچنین شاخص فورنل و لاکر روایی واگرا را تأیید کرد.

ب. پرسش‌نامه دشواری‌های تنظیم هیجانی (ERDQ)^۱

این پرسش‌نامه را گراتز^۲ در سال ۲۰۰۴ م ساخته است که دارای ۳۶ عبارت است؛ به هر عبارت در قالب ۵ گزینه لیکرتی «تقریباً هرگز»، «گاهی اوقات»، «تقریباً نیمی از اوقات»، «بیشتر اوقات» و «تقریباً همیشه» پاسخ داده می‌شود. این پرسش‌نامه شامل شش خرده مقیاس است: پذیرش‌نشدن (۱۱-۱۲-۲۱-۲۳-۲۵-۲۹)، دشواری‌های دست‌زدن به رفتار هدفمند (۱۳-۱۸-۲۰-۲۶-۳۳)، دشواری‌های کنترل تکانه (۳-۱۴-۱۹-۲۴-۲۷-۳۲)، فقدان آگاهی هیجانی (۲-۶-۸-۱۰-۱۷-۳۴)، دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم هیجانی (۱۵-۱۶-۲۲-۲۸-۳۰-۳۱-۳۵-۳۶)، و فقدان شفافیت هیجانی (۱-۴-۵-۷-۹). مقیاس حاضر در پژوهش اصلی [۲۵] دارای همسانی درونی بالا (کل مقیاس ۰/۹۳) و پایایی آزمون - باز آزمون برای نمرات کلی این مقیاس ۰/۸۸ است. در مطالعه‌ای که بشارت [۲۶]، روایی پرسش‌نامه دشواری تنظیم هیجان از طریق تحلیل عاملی اکتشافی بررسی کرده است شش مؤلفه را استخراج کرده است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داده است، ۵۸/۶۳ درصد از واریانس پرسش‌نامه توسط عامل‌ها تبیین می‌شود و بزرگ‌ترین ارزش ویژه ۸/۷۱ است. ارزش‌های ویژه بالاتر از ۱ به عنوان عامل در نظر گرفته شده‌اند. به علاوه پایایی از روش بازآزمایی محاسبه شده است که برای مؤلفه‌ها به ترتیب ۰/۷۳، ۰/۷۲، ۰/۷۶، ۰/۷۷ و ۰/۷۹ به دست آمد. پایایی کل آزمون ۰/۸۱ در مطالعه بشارت بوده است.

خواسته‌ها، آرزوها، اهداف و نگرش اشاره دارد. پرسش‌نامه کارکرد تأملی (RFQ) به عنوان یک معیار غربالگری مختصر و آسان برای بررسی کارکرد تأملی [۲۳] تهیه شده است. نسخه استفاده شده در این مطالعه شامل ۸ آیتم می‌شود، پاسخ‌دهی در طیف ۷ درجه‌ای از «کاملاً مخالفم» تا «کاملاً موافقم» صورت می‌گیرد. این مقیاس با استفاده از یک روش امتیازدهی دو جهتی تهیه شده است و دارای دو مؤلفه اطمینان و نبود اطمینان است. در مؤلفه اطمینان آیتم‌های ۲، ۴، ۵، ۶، ۱ و ۳ استفاده شده‌اند و بدین صورت اصلاح می‌شود: ۱=۳، ۲=۲، ۳=۱، ۴=۰، ۵=۰، ۶=۰ و ۷=۰ به دلیل اینکه برخی از آیتم‌ها بین دو مؤلفه مشترک هستند (به عبارتی یک آیتم هر دو مؤلفه را اندازه‌گیری می‌کند) برای مؤلفه نبود اطمینان آیتم‌های ۲، ۴، ۵، ۶، ۷ و ۸ بدین گونه اصلاح می‌شوند: ۱=۰، ۲=۰، ۳=۰، ۴=۰، ۵=۱، ۶=۲ و ۷=۳. عبارات آیتم‌های پرسش‌نامه بدین شرح‌اند: ۱. افکار مردم برای من یک رمز و راز است؛ ۲. من همیشه نمی‌فهمم چرا چنین کاری را انجام می‌دهم؛ ۳. هنگامی که عصبانی می‌شوم چیزهایی را می‌گویم بدون اینکه بدانم چرا من آن‌ها را به زبان می‌آورم؛ ۴. هنگامی که من عصبانیم، چیزهایی را می‌گویم که بعداً پشیمان می‌شوم؛ ۵. اگر من احساس ناامنی کنم، می‌توانم به گونه‌ای رفتار کنم که کفر دیگران را درآورم؛ ۶. گاهی اوقات من چیزها را بدون درک درستی به کار می‌برم؛ ۷. من همیشه چیزی را که احساس می‌کنم، می‌دانم. و ۸. احساسات شدید اغلب فکر من را تیره و تار می‌کند.

لازم به ذکر است در پرسش‌نامه اصلی تجزیه و تحلیل در نمونه‌های بالینی و جامعه متفاوت نتوانست شواهد را برای اعتبار خود به دست آورد و به همین دلیل در حالت دو قطبی نتایج بهتری در تمایز افراد از نظر اطمینان و نبود اطمینان حاصل می‌شد؛ بنابراین آیتم‌ها در دو بعد اطمینان و نبود اطمینان استفاده شده است.

فوناگی و لویتن [۲۳] در مطالعه‌ای که روایی پرسش‌نامه کارکرد تأملی را بررسی کردند، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی در این مطالعه ($\chi^2/df=2/2$, $RMSEA=0/06$, $CFI=0/95$, $NNFI=0/93$) نشان داد، ساختار عاملی این پرسش‌نامه دارای دو عامل قطعیت و ناقطعیت است. همچنین پایایی این آزمون از طریق روش بازآزمایی بررسی شد که در دو مؤلفه قطعیت و ناقطعیت به

1. Emotion Regulation Difficulties Questionnaire.

2. Gratz.

صورت تصادفی کل کلاس به ابزارهای مورد اندازه‌گیری پاسخ دادند. از آنجایی که پاسخ‌دهندگان در ابتدای کلاس بهتر به پرسش‌نامه‌ها پاسخ می‌دادند؛ بنابراین با اجازه مدرس در مدت ۱۵ دقیقه داده‌ها جمع‌آوری می‌شد. در پایان از دانشجویان و اساتید محترم تشکر و قدردانی شد.

شیوه تحلیل داده‌ها

هدف این مطالعه بررسی نقش تعدیل‌کنندگی بود. آزمون این هدف از طریق رگرسیون چندگانه به شیوه سلسله‌مراتبی انجام شد. بدین‌صورت که نخست متغیر پیش‌بین، سپس متغیر تعدیل‌کننده و در انتها متغیری که از حاصل‌ضرب متغیرهای پیش‌بین و تعدیل‌کننده به‌دست‌آمده بود وارد معادله شد. محاسبات از طریق نرم‌افزار SPSS ویرایش ۲۶ انجام شد.

یافته‌های پژوهش

در پژوهش حاضر که با هدف بررسی نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و دشواری تنظیم هیجان انجام شد، ۱۸۰ نفر شرکت‌کننده در این مطالعه حضور داشتند که از نظر جنسیت ۷۸ نفر مرد (۴۳/۳ درصد) و ۱۰۲ نفر زن (۵۶/۷ درصد) بودند. از نظر سطح تحصیلات ۱۸ نفر (۱۰ درصد) فوق‌دیپلم، ۱۵۹ نفر (۸۸/۶ درصد) دارای مدرک کارشناسی و ۳ نفر (۱/۴ درصد) دارای مدرک کارشناسی ارشد بودند. میانگین و انحراف استاندارد سنی شرکت‌کنندگان به ترتیب برابر با ۲۲/۱۵ و ۳/۵۲ بود.

قبل از آزمون نقش تعدیل‌کنندگی رابطه بین متغیرها از طریق ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون بررسی شد. ضریب همبستگی پیرسون به‌دست‌آمده از رابطه بین سبک‌های دلبستگی و دشواری تنظیم هیجان با اطمینان و عدم اطمینان نشان داد که بین این متغیرها رابطه معناداری وجود دارد. مفروضه خطی بودن نیز از طریق همبستگی نشان داده شده است. همچنین بی‌ارتباطی بالا بین متغیرها (کمتر از ۰/۸۰) نشان‌دهنده هم‌خطی نبودن بین متغیرها است؛ بنابراین این مفروضه رگرسیون نیز تأیید شد.

سپس برای بررسی نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی (اطمینان و نبود اطمینان) در رابطه بین سبک‌های دلبستگی (ایمن، اجتنابی و دوسوگرا) با دشواری تنظیم هیجان از رگرسیون چندگانه سلسله‌مراتبی استفاده شد.

ج. پرسش‌نامه سبک‌های دلبستگی بزرگسالان (AAT)^۱ مقیاس دلبستگی بزرگسالان را هازن^۲ و شیور^۳ [۲۷] و [۲۸] ساخته‌اند. هازن و شیور با تقسیم سبک‌های دلبستگی به دو دسته کلی ایمن و نایمن (اجتنابی و دوسوگرا)، سه سبک دلبستگی را تعریف کردند. این پرسش‌نامه یک آزمون ۱۵ آیتمی است که در مورد دلبستگی بزرگسالان سه سبک دلبستگی ایمن^۴ (۱، ۴، ۷، ۱۰، ۱۳)، اجتنابی^۵ (۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۴) و دوسوگرا^۶ (۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵) را می‌سنجد. پاسخ‌ها به این ابزار در مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از ۱ تا ۵ «خیلی کم»، «کم»، «متوسط»، «زیاد»، «خیلی زیاد» نمره‌گذاری می‌شوند. روایی این پرسش‌نامه در مطالعه‌ای که بشارت در نمونه ایرانی انجام داده است از طریق تحلیل عاملی اکتشافی بررسی شده است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی سه عامل را تأیید کرده است. این عامل‌ها به ترتیب: سبک دلبستگی اجتنابی، اضطرابی و ایمن بودند که ۵۶/۷۸ درصد از واریانس را تبیین کردند. به‌علاوه پایایی این ابزار از طریق روش بازآزمایی بررسی شده که در سه سبک دلبستگی به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۸۴ و ۰/۸۲ بوده است. در همان مطالعه، ضریب اعتبار بازآزمایی مقیاس دلبستگی بزرگسالان در دو نوبت با فاصله دو هفته برای کل آزمودنی‌ها ۰/۹۲ بوده است. در مطالعه هازن و شیور [۲۸] با تحلیل عاملی سبک‌های دلبستگی به سه عامل تقسیم شدند و روایی آن تأیید شد به‌علاوه در مطالعه بازآزمایی میزان پایایی در این سه سبک به ترتیب ۰/۸۴، ۰/۸۴ و ۰/۸۱ به‌دست آمده است. ضریب آلفای کرونباخ برای پرسش‌های هریک از زیرمقیاس‌های ایمن، اجتنابی، و دوسوگرا برای کل آزمودنی‌ها (n=۲۴۰) به ترتیب ۰/۷۴، ۰/۷۲ و ۰/۷۲ به‌دست آمده است. در مطالعه حاضر، ضریب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های ایمن، اجتنابی، و دوسوگرا به ترتیب ۰/۷۹، ۰/۸۱ و ۰/۷۸ به‌دست آمد.

شیوه انجام پژوهش

اجرای این پژوهش در دانشگاه‌های نام برده شده انجام شد. بدین‌صورت که پس از انتخاب کلاس از بین کلاس‌ها به

1. Adult Attachment Inventory.
2. Hazan.
3. Shaver.
4. Secure attachment style.
5. Avoidant.
6. Ambivalent.

جدول ۱. میانگین، انحراف استاندارد، آلفای کرونباخ و ماتریس همبستگی کارکرد تأملی، دلبستگی و دشواری تنظیم هیجان

ردیف	متغیر	M	SD	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱	اطمینان	۶/۱۸	۴/۰۳	۰/۷۸					
۲	نبود اطمینان	۶/۱۱	۳/۶۰	*-۰/۶۳	۰/۷۶				
۳	دلبستگی ایمن	۱۱/۲۴	۴/۲۳	*۰/۵۴	*-۰/۴۰	۰/۷۹			
۴	دلبستگی اجتنابی	۱۳/۰۸	۵/۰۱	*-۰/۴۴	*۰/۴۷	*-۰/۶۰	۰/۸۱		
۵	دلبستگی اضطرابی	۱۲/۲۳	۳/۹۸	*-۰/۳۹	*۰/۴۳	*-۰/۵۴	*۰/۶۰	۰/۷۸	
۶	دشواری تنظیم هیجانی	۲۸/۴۸	۶/۶۰	*-۰/۴۶	*۰/۴۲	*-۰/۳۶	*۰/۳۹	*۰/۳۳	۰/۸۷

نکته: مقادیر نوشته‌شده در قطر ماتریس آلفای کرونباخ است. تعداد = ۱۸۰، *در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

اطمینان) تبیین واریانس ۷ درصد تغییر کرد و مجموعاً ۴۳ درصد واریانس تبیین شد، در گام سوم با وارد شدن تعامل بین متغیرهای پیش‌بین و متغیرهای تعدیل‌کننده تبیین واریانس دشواری تنظیم هیجان ۶ درصد افزایش یافت و به ۴۹ درصد رسید. همچنین قابل ذکر است که معناداری آزمون F در هر سه گام نتایج تحلیل رگرسیون را تأیید کرد. با توجه به نتایج به‌دست آمده در گام سوم، نتایج نشان داد که اثر متقابل دلبستگی ایمن با اطمینان معنادار است. بدین معنی که اطمینان رابطه بین سبک دلبستگی ایمن و دشواری تنظیم هیجان را تعدیل می‌کند. بدین معنی که افراد با دلبستگی ایمن بالاتر اطمینان بالاتری را تجربه کرده و دشواری تنظیم هیجان کمتری را دارند. به‌علاوه نبود اطمینان دلبستگی اجتنابی و اضطرابی را در رابطه با دشواری تنظیم هیجان تعدیل می‌کند. بدین معنی که هر چه دلبستگی اجتنابی و اضطرابی بالاتر باشد با نبود اطمینان بالاتر موجب دشواری تنظیم هیجان بدتر در فرد می‌شود.

بدین‌منظور در ابتدا متغیرهای پیش‌بین (دلبستگی ایمن، اجتنابی و دوسوگرا) در گام نخست وارد شد. در گام دوم، متغیر کارکرد تأملی (اطمینان و نبود اطمینان) به‌عنوان متغیر تعدیل‌کننده وارد مدل شد. در گام سوم، تعامل بین متغیرهای پیش‌بین با متغیر تعدیل‌کننده وارد مدل شد و نتایج آن گزارش شد. تعامل بین متغیرهای پیش‌بین با متغیر تعدیل‌کننده با استفاده از ضرب متغیرهای پیش‌بین در متغیر تعدیل‌کننده (اطمینان و نبود اطمینان) به دست آمد. برای انجام این کار ابتدا نرمال بودن داده‌ها بررسی شد و سپس دو متغیر پیش‌بین و تعدیل‌کننده در هم ضرب شدند (لازم به ذکر است برای جلوگیری از هم خطی بین متغیرها، متغیرهای ضرب شده مرکزی سازی شد تا از هم خطی جلوگیری شود).

نتایج رگرسیون چندگانه نشان داد، در گام نخست، متغیرهای پیش‌بین (سبک‌های دلبستگی) ۳۶ درصد از واریانس دشواری تنظیم هیجان را تبیین می‌کنند. در گام دوم، با وارد شدن متغیرهای تعدیل‌کننده (اطمینان و نبود

جدول ۲. نتایج ضرایب رگرسیون چندگانه نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و دشواری تنظیم هیجان

گام	پیش‌بین	b	Std.E	β	T	p	F	sig	R ²	adj R ²	ΔR^2
۱	ثابت	۴۱/۶۷	۰/۸۱		۵۱/۴۵	۰/۰۰۱	۹۳/۹۹	۰/۰۰۱	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۳۶
	دلبستگی ایمن	-۰/۲۴	۰/۰۵	-۰/۲۴	-۴/۴۵	۰/۰۰۱					
	دلبستگی اجتنابی	۰/۱۹	۰/۰۶	۰/۱۸	۲/۹۱	۰/۰۰۴					
	دلبستگی اضطرابی	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۴۰	۶/۴۲	۰/۰۰۱					

ادامه جدول ۲. نتایج ضرایب رگرسیون چندگانه نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی در رابطه بین سبک‌های دل‌بستگی و دشواری تنظیم هیجان

گام	پیش‌بین	b	Std.E	β	T	p	F	sig	R ²	adj R ²	ΔR^2
۲	ثابت	۳۱/۹۷	۲/۱۲		۱۵/۰۷	۰/۰۰۱	۵۷/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۰۷
	دل‌بستگی ایمن	-۰/۳۳	۰/۱۶	-۰/۱۰	-۲/۰۶	۰/۰۴					
	دل‌بستگی اجتنابی	۰/۵۴	۰/۱۷	۰/۵۲	۳/۲۰	۰/۰۰۲					
	دل‌بستگی اضطرابی	۰/۱۶	۰/۰۳	۰/۵۰	۵/۸۵	۰/۰۰۱					
	اطمینان	-۰/۰۶	۰/۰۲	-۰/۱۶	-۲/۶۱	۰/۰۰۹					
	نبود اطمینان	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۴۷	۷/۸۶	۰/۰۰۱					
۳	ثابت	۶/۰۶	۱/۷۱		۳/۵۳	۰/۰۰۱	۳۹/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۵۰	۰/۴۹	۰/۰۶
	دل‌بستگی ایمن	-۰/۰۹	۰/۰۲	-۰/۰۸	-۴/۵۰	۰/۰۰۱					
	دل‌بستگی اجتنابی	۰/۴۸	۰/۱۷	۰/۴۴	۲/۸۲	۰/۰۰۲					
	دل‌بستگی اضطرابی	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۳۸	۴/۰۱	۰/۰۰۱					
	اطمینان	-۰/۰۵	۰/۰۲	-۰/۱۰	-۲/۰۳	۰/۰۱					
	نبود اطمینان	۰/۱۰	۰/۰۲	۰/۴۷	۷/۸۶	۰/۰۰۱					
	دل‌بستگی ایمن*اطمینان	-۰/۱۸	۰/۰۴	-۰/۱۶	-۲/۵۰	۰/۰۴					
	دل‌بستگی اجتنابی*اطمینان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۳۸	۱/۷۶	۰/۰۸					
	دل‌بستگی اضطرابی*اطمینان	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۷۵	۰/۹۸	۰/۳۳					
	دل‌بستگی ایمن*نبود اطمینان	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۸	-۰/۳۲	۰/۷۵					
	دل‌بستگی اجتنابی*نبود اطمینان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۵۶	۲/۰۱	۰/۰۴					
	دل‌بستگی اضطرابی*نبود اطمینان	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۲۰	۲/۳۰	۰/۰۳					

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر فرض بر این بود که کارکرد تأملی رابطه بین سبک‌های دل‌بستگی و تنظیم هیجان را تعدیل

کند، به‌طوری‌که رابطه مثبت بین دل‌بستگی نایمن و دشواری در تنظیم هیجان برای افرادی که ظرفیت بیشتری برای کارکرد تأملی دارند، کمتر باشد. از این رو نتایج

تنظیم هیجانات شکل می‌گیرد) یکدیگر را تقویت می‌کنند. سپس هر دوی این عملکردها در نوجوانی و بزرگسالی با هم ادغام می‌شوند و زمانی که سطح آن‌ها پایین است، مشکلات عاطفی و بین فردی خاصی ایجاد می‌کنند.

در مورد ارتباط بین سه متغیر کارکرد تأملی، دلبستگی و تنظیم هیجان می‌توان گفت؛ دلبستگی نایمن، همراه با کاهش سطح ذهنی‌سازی، منجر به عملکرد بدتر در تنظیم هیجانات می‌شود. فرایندهای تنظیم هیجان و کارکرد تأملی هر دو در چارچوب دلبستگی ایمن در روابط اولیه کودک و مراقب توسعه می‌یابند [۳۵]. همچنین سبک‌های دلبستگی نایمن از طریق تجارب نامطلوب کودک با مراقب خود مشکلاتی در تنظیم هیجان و نقص در ذهنی‌سازی به دنبال می‌آورد [۳۶ و ۳۷]. سبک‌های دلبستگی نایمن، زمانی که در زمینه تعارض بین فردی فعال می‌شوند، ممکن است بر توانایی تنظیم مؤثر هیجانات تأثیر بگذارند و ظرفیت کارکرد تأملی برای مقابله با پریشانی را مهار کنند. مثلاً سطح بالایی از دلبستگی نایمن، پیش‌بینی‌کننده سطح بالایی از اختلال در تنظیم هیجانات است. افراد مضطرب که هیجانات منفی بیشتری تجربه می‌کنند در تمرکز بر دستیابی به اهداف خود مشکل دارند و دسترسی محدودی به استراتژی تنظیم هیجان دارند. چنین اضطرابی با بی‌اعتقادی به امکان تغییر واکنش‌های عاطفی در موقعیت‌های عاطفی دشوار همراه است. افراد مضطرب تمایل دارند، واکنش‌های عاطفی خود را نپذیرند - یعنی در تشخیص هیجانات منفی مرتبط با اتفاقات دشوار مشکل دارند. این ممکن است منجر به تمایل به واکنش با هیجانات منفی ثانویه در شرایط دشوار شود. افرادی که دارای سطوح بالای دلبستگی اضطرابی هستند ممکن است در کنترل تکانه‌ها و رفتار خود در مواقع دشوار هیجانی مشکل داشته باشند. همچنین کاهش شناخت و آگاهی از هیجانات خود را تجربه کنند. مقایسه بین گروهی نشان می‌دهد، افراد دارای دلبستگی نایمن، به‌طور قابل‌توجهی با گروه ایمن از نظر توانایی در تنظیم هیجانات خود متفاوت هستند. افراد اولی عموماً سطوح بالاتری از بی‌نظمی هیجانی را نشان می‌دهند. الگوی ضرایب نشان می‌دهد، هر چه دلبستگی اضطرابی فرد بیشتر باشد، میزان اختلال در تنظیم هیجان بالاتر است.

همان‌طور که ذکر آن رفت؛ تحقیقات قبلی در مورد کارکرد تأملی نشان می‌دهند، کیفیت دلبستگی با ظرفیت

تحلیل‌های آماری نشان داد، کارکرد تأملی (اطمینان) رابطه بین سبک دلبستگی ایمن و دشواری تنظیم هیجان را تعدیل می‌کند. به‌علاوه کارکرد تأملی (نبود اطمینان) دلبستگی اجتنابی و اضطرابی را در رابطه با دشواری تنظیم هیجان تعدیل می‌کند. به‌عبارت‌دیگر افرادی که دلبستگی ایمن بالاتری داشتند، با اطمینان بالاتر دشواری تنظیم هیجان کمتری دارند و هر چه دلبستگی اجتنابی و اضطرابی بالاتر باشد با نبود اطمینان بالاتر موجب دشواری تنظیم هیجان بدتر در فرد می‌شود.

تعبیر آور نیست که مطالعات زیادی نشان داده‌اند، ذهنی‌سازی کم‌تر با سطوح بالاتری از دلبستگی نایمن همراه است [۲۹]. بورلی^۱ و همکاران [۳۰]، به سه مسیر رشدی ممکن برای ذهنی‌سازی و دلبستگی اشاره می‌کنند: از یک‌سو، ذهنی‌سازی شاید امکان شکل‌گیری پیوند دلبستگی را فراهم کند. از سوی دیگر، دلبستگی ایمن ذهنی‌سازی مؤثر را ممکن می‌سازد و همچنین ممکن است که هر دوی این فرایندها با هم‌پوشانی یک متغیر سوم، به‌عنوان مثال، واکنش هیجانی، به هم مرتبط شوند.

از طرفی دیگر سطوح بالاتر اختلال در تنظیم هیجانات با سطوح پایین‌تر ذهنی‌سازی مرتبط است. بر اساس ادبیات موجود در مورد این موضوع، نمی‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه علی بین ذهنی‌سازی و بی‌نظمی هیجانی وجود دارد. از یک‌سو، بی‌نظمی هیجانی، ذهنی‌سازی را دشوار می‌کند [۳۱]، به‌عنوان مثال، تحت تأثیر برانگیختگی عاطفی، عملکرد ذهنی‌سازی دچار اختلال می‌شود [۳۲]. این امر با ارتباط منفی بین ظرفیت ذهنی و ناگویی هیجانی مشهود است [۳۳]. از سوی دیگر، سطح ذهنی‌سازی بر عملکرد تنظیم هیجانی تأثیر می‌گذارد، به‌عنوان مثال، تفسیر بیش‌ازحد هیجانات خود و دیگران، منجر به علائم اختلال شخصیت مرزی می‌شود [۳۴]. به‌علاوه، ذهنی‌سازی یک بازنمایی نمادین از حالات عاطفی را پیش‌فرض می‌گیرد که سبب می‌شود هیجانات دشوار در سطح درون روانی، با کنش‌های ناسازگارانه و تکانشی پاسخ داده شود. به‌طور خلاصه، به نظر می‌رسد که این رابطه متقابل است و ذهنی‌سازی و بی‌نظمی هیجانی از اوایل کودکی (زمانی که در زمینه رابطه بین کودک و مراقب، ذهنی‌سازی و توانایی

1. Borelli.

منابع

- 1- Fonagy P, Target M, Steele H & Steele M. Reflective-functioning manual version 5 for application to adult attachment interviews. An open access version is available from UCL Discovery.1998.
<https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/1461016>
 - 2- گوهری س م، رسولزاده طباطبایی س ک، قنبری س. واریسی مؤلفه‌های ذهنی‌سازی در الگوی ارتباطی متاهلین ناراضی ایرانی: تحلیل محتوا. *دوفصلنامه علمی روانشناسی بالینی و شخصیت*. ۱۴۰۱؛ ۲۰(۲): ۱۰۵-۱۲۰.
<https://civilica.com/doc/1842719/>
 - 3- Morton J, Frith U. Causal modeling: A structural approach to developmental psychopathology. *Developmental psychopathology*. 1995; 1: 357-390. Causal modeling: A structural approach to developmental psychopathology.
 - 4- Fonagy P, Bateman A.W. Adversity, attachment, and mentalizing. *Comprehensive psychiatry*. 2016; 64: 59-66.
<https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2015.11.006>
 - 5- Fonagy P, Gergely G, Jurist EL, Target M. Affect Regulation, Mentalization, and the Development of the Self. New York: Other Press; 2002.
 - 6- Choi-Kain L.W, Gunderson J.G. Mentalization: Ontogeny, assessment, and application in the treatment of borderline personality disorder. *American Journal of Psychiatry*. 2008; 165(9): 1127-1135.
<https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2008.07081360>
 - 7- Fonagy P, Target M. Attachment and reflective function: Their role in self-organization. *Development and psychopathology*. 1997; 9(4): 679-700.
<http://dx.doi.org/10.1017/S0954579497001399>
 - 8- Bleiberg E. Mentalizing-based treatment with adolescents and families. *Child and Adolescent Psychiatric Clinics*. 2013; 22(2): 295-330.
<https://doi.org/10.1016/j.chc.2013.01.001>
- کارکرد تأملی مرتبط است [۷] و کارکرد تأملی هم‌ابزاری برای تنظیم هیجان فراهم می‌کند [۳۲]. ولی تحقیقات تجربی که مشخصاً به بررسی نقش تعدیل‌گری کارکرد تأملی در ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و دشواری در تنظیم هیجان بپردازند، محدود است [۳۸]. نتیجه مطالعه مارسال و جانزاک [۳۵]، همسو با مطالعه حاضر بود. ولی یافته‌های مطالعه مورل و پاپوچیس [۲۱] نشان داد که کارکرد تأملی نتوانست ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و دشواری در تنظیم هیجان را تعدیل‌گری کند. این نتیجه‌ی ناهم‌راستا می‌تواند به دلیل محدودیت‌های مطالعه باشد. به‌عنوان مثال، نمونه انتخاب‌شده در پژوهش مورل و پاپوچیس [۲۱]، نمرات کارکرد تأملی بسیار پایینی داشتند به‌صورتی که در مطالعات دیگر، میانگین نمرات کارکرد تأملی به‌دست‌آمده در نمونه‌های غیر بالینی بالاتر از ۵ بوده ولی در نمونه آن‌ها میانگین کارکرد تأملی به‌دست‌آمده کمی بالاتر از ۳ بود. علاوه بر نمرات پایین، تنوع بسیار کمی هم در نمرات درون نمونه وجود داشت. قابل‌ذکر است، روابط بین دلبستگی ناامنی، بی‌نظمی هیجانی و نقص در کارکرد تأملی در تحقیقاتی که اختلالات روان‌شناختی را بررسی می‌کنند به‌وفور مشاهده می‌شود [۳۹].
- ### محدودیت‌ها و پیشنهادها
- از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به مقطعی‌بودن مطالعه اشاره کرد. تحلیل‌های طولی با استفاده از همین سازه‌ها می‌تواند در تعیین اینکه آیا ذهنی‌سازی رابطه بین دلبستگی و شخصیت را در طول عمر تعدیل می‌کند یا خیر مفید باشد. علاوه بر این، سوگیری‌های حاصل از استفاده از پرسش‌نامه‌های خود گزارش را هم نمی‌توان نادیده گرفت. مطالعات آینده می‌توانند داده‌ها را از طریق رویکردهای غیرخودگزارشی، مانند مصاحبه یا روش‌های مشاهده‌ای جمع‌آوری کنند تا اعتبار پژوهش را افزایش دهند.
- ### سپاسگزاری
- در انتها از تمامی دانشجویان و استادانی که در راستای انجام این پژوهش با ما همکاری کردند، سپاسگزاری می‌کنیم.

- ۱۶- روشن چلسی ر، فراهانی ح، مرواریدی م. برآزش مدل ساختاری رابطه بین سبک‌های دل‌بستگی و طرح‌واره‌های هیجانی با توجه به متغیرهای میانجی نظم‌جویی هیجانی و انعطاف‌پذیری شناختی با رغبت به ازدواج. *دوفصلنامه علمی روانشناسی بالینی و شخصیت*. ۱۴۰۲ بهار و تابستان؛ ۲۱(۱): ۵۷-۷۲.
<https://doi.org/10.22070/cpap.2023.16191.1227>
- 17-Garner PW, Spears FM. Emotion regulation in low-income preschoolers. *Social development*. 2000; 9(2): 246-264.
<https://doi.org/10.1111/1467-9507.00122>
- 18-Elliott R, Watson J. C., Goldman R. N., & Greenberg L. S. Process-experiential theory made simple. Learning emotion-focused therapy: *Theory and practice*. 2nd ed: 19-41. Learning Emotion-Focused Therapy: The Process-Experiential Approach to Change
- ۱۹- ابراهیمی گ، غضنفری ا، مشهدی‌زاده ش، رحیمی س. مدل یابی افکار خودکشی براساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه با نقش میانجی تنظیم‌هیجانی در بزرگسالان با سابقه ناملايمات کودکی (جسمی و جنسی). *دوفصلنامه علمی روانشناسی بالینی و شخصیت*. ۱۴۰۲ بهار و تابستان؛ ۲۱(۱): ۹۵-۱۰۲.
<https://doi.org/10.22070/cpap.2023.16711.1275>
- 20-Feeney JA. Adult attachment, emotional control, and marital satisfaction. *Personal Relationships*. 1999; 6(2): 169-185.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1999.tb00185.x>
- 21-Morel K, Papouchis N. The role of attachment and reflective functioning in emotion regulation. *Journal of the American Psychoanalytic Association*. 2015; 63(4): NP15-NP20.
<https://doi.org/10.1177/0003065115602447>
- 22-Fonagy P, Gergely G, Jurist EL. Affect regulation, mentalization, and the development of the self. *Routledge*. 2018. 567-571.
<https://doi.org/10.4324/9780429471643>
- 9- Sharp C, Fonagy P. The parent's capacity to treat the child as a psychological agent: Constructs, measures and implications for developmental psychopathology. *Social Development*. 2008; 17(3): 737-754. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2007.00457.x>
- 10-Bowlby J. Attachment and Loss. Attachment Basic Books). Vol. 1. New York.
- 11-Fonagy P, Target M. The mentalization-focused approach to self pathology. *Journal of personality disorders*. 2006. 20(6): 544.
<https://doi.org/10.1521/pedi.2006.20.6.544>
- 12-Brüne M, Walden S, Edel MA, Dimaggio G. Mentalization of complex emotions in borderline personality disorder: The impact of parenting and exposure to trauma on the performance in a novel cartoon-based task. *Comprehensive psychiatry*. 2016; 64: 29-37.
<https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2015.08.003>
- 13-Petersen R, Brakoulias V, Langdon R. An experimental investigation of mentalization ability in borderline personality disorder. *Comprehensive psychiatry*. 2016; 64: 12-21.
<https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2015.10.004>
- 14-Velotti P, Garofalo C, D'Aguzzo M, Petrocchi C, Popolo R, Salvatore G, Dimaggio G. Mindfulness moderates the relationship between aggression and antisocial personality disorder traits: Preliminary investigation with an offender sample. *Comprehensive Psychiatry*. 2016; 64: 38-45.
<https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2015.08.004>
- 15-Stroebe M, Schut H, Stroebe W. Who benefits from disclosure? Exploration of attachment style differences in the effects of expressing emotions. *Clinical psychology review*. 2006; 26(1): 66-85.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2005.06.009>

- 30-Borelli JL, Compare A, Snavely JE, Decio V. Reflective functioning moderates the association between perceptions of parental neglect and attachment in adolescence. *Psychoanalytic Psychology*. 2015; 32(1): 23.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0037858>
- 31-Kuipers GS, van Loenhout Z, van der Ark LA, & Bekker MH. Attachment insecurity, mentalization and their relation to symptoms in eating disorder patients. *Attachment & human development*. 2016; 18(3): 250-272.
<https://doi.org/10.1080/14616734.2015.1136660>
- 32-Fonagy P, & Bateman A. W. Mentalizing and borderline personality disorder. *Journal of Mental Health*. 2007; 16(1): 83-101.
<https://doi.org/10.1080/09638230601182045>
- 33-Demers LA, Koven NS. The relation of alexithymic traits to affective theory of mind. *The American journal of psychology*. 2015; 128(1): 31-42.
<https://doi.org/10.5406/amerjpsyc.128.1.0031>
- 34-Sharp C, Pane H, Ha C, Venta A, Patel A. B., Sturek J, Fonagy P. Theory of mind and emotion regulation difficulties in adolescents with borderline traits. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*. 2011; 50(6): 563-573.
<https://doi.org/10.1016/j.jaac.2011.01.017>
- 35-Marszał M, Jańczak A. Emotion dysregulation, mentalization and romantic attachment in the nonclinical adolescent female sample. *Current Psychology*. 2018; 37(4): 894-904.
<https://doi.org/10.1007/s12144-017-9573-0>
- 36-Bizzi F, Ensink K, Borelli JL, Mora SC, Cavanna D. Attachment and reflective functioning in children with somatic symptom disorders and disruptive behavior disorders. *European Child & Adolescent Psychiatry*. 2019; 28(5): 705-717.
<https://doi.org/10.1007/s00787-018-1238-5>
- 37-Nazzaro MP, Boldrini T, Tanzilli A, Muzi L, Giovanardi G, Lingiardi V. Does reflective functioning mediate the relationship between attachment and personality?. *Psychiatry research*. 2017; 256: 169-175.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.06.045>
- 23-Fonagy P, Luyten P, Moulton-Perkins A, Lee YW, Warren F, Howard S, et al. Development and Validation of a Self-Report Measure of Mentalizing: The Reflective Functioning Questionnaire. *PloS one*. 2016; 11(7): e0158678.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
- ۲۴-عرب علی دوستی ف، دهقانی م، روشن م، رباط میلی س. رواسازی و اعتباریابی فرم کوتاه پرسش‌نامه کارکرد تاملی. پژوهش‌های روانشناختی. ۱۴۰۲؛ ۲۴(۱): ۷۱-۸۹.
<https://doi.org/10.22070/cpap.2024.18550.1466>
- 25-Gratz KL, Roemer L. Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*. (2004); 26(1): 41-54. Multidimensional Assessment of Emotion Regulation and Dysregulation: Development, Factor Structure, and Initial Validation of the Difficulties in Emotion Regulation Scale | Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment
- ۲۶-بشارت محمدعلی. بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس دشواری تنظیم هیجان. گزارش پژوهشی دانشگاه تهران. ۱۳۸۶. ۸۹-۹۲.
- 27-Besharat MA. Development and validation of adult attachment inventory. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*. (2011); 30: 475-479.
<https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.093>
- 28-Hazan C, Shaver PR. Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*. 1987; 52: 511-524.
<https://doi.org/10.1037//0022-3514.52.3.511>
- 29-Allen JP. The attachment system in adolescence. In J. Cassidy, P. R. Shaver, J. Cassidy, & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications*. 2nd ed. 2008; 419- 435. New York: Guilford Press. The attachment system in adolescence.

- 39-Trull TJ, Freeman LK, Vebares TJ, Choate AM, Helle AC, Wycoff AM. Borderline personality disorder and substance use disorders: an updated review. *Borderline personality disorder and emotion dysregulation*, 2018; 5(1): 1-12.
<https://doi.org/10.1186/s40479-018-0093-9>
- 38-Tanzilli A, Di Giuseppe M, Giovanardi G, Boldrini T, Caviglia G, Conversano C, et al. Mentalization, attachment, and defense mechanisms: a Psychodynamic Diagnostic Manual-2-oriented empirical investigation. *Research in Psychotherapy: Psychopathology, Process, and Outcome*. 2021; 24(1): 531-543.
<https://doi.org/10.4081/ripppo.2021.531>