

Research Article

Evaluation of Psychometric Properties of the Clinician Affective Reactivity Index: A Clinician-Rated Assessment of Irritability

Authors

Somayeh Zarenezhad¹, Sakineh Soltani Kouhbanani^{2*}

1. M.Sc student, Department of Educational and Counseling Psychology, Faculty of Education Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
zarenezhadsomaye@gmail.com

2. Assistant Professor, Department of Educational and Counseling Psychology, Faculty of Education Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
(Corresponding Author)

Abstract

Receive Date:
14/04/2023

Accept Date:
04/10/2023



Introduction: In childhood, mood is one of the important factors underlying behavioral and emotional problems. The aim of the present study was to validate and standardize the Emotional Reactivity Index for assessing irritability by a therapist in Mashhad.

Method: The research employed a survey methodology. The research's statistical population comprised 300 parents and male students aged 8 to 15 in Mashhad who were diagnosed with disruptive mood disorder and sought treatment at psychological and counseling clinics specializing in children and adolescents in the area. The participants were diagnosed with disruptive mood dysregulation disorder based on the clinical interview and the semi-structured diagnostic interview K-SADS-PL (2016) conducted by a clinical psychologist selected through convenience sampling. They also completed the clinical emotional reactivity questionnaire (irritability assessment).

Result: In order to assess reliability using SPSS software, the internal consistency method was employed through Cronbach's alpha. To evaluate construct validity using Lisrel software, exploratory and confirmatory factor analyses were conducted. Convergent validity was assessed using the convergent validity index (AVE) method. The Cronbach's alpha values for the entire clinical assessment of emotional reactivity were 0.77, and for the subscales of mood outburst, irritable mood, and vulnerability, the values were 0.85, 0.63, and 0.72, respectively. The retest results yielded a value of 0.73. The results of the confirmatory factor analysis also indicated that the 3-factor structure of the clinical evaluation scale for mood and irritability has a good fit. (NFI=0.92, NNFI=0.90, CFI=0.91, IFI=0.93, GFI=0.96, AGFI=0.93, RMSEA=0.059, df=127, X²=362.08, X²/df=2.85).

Discussion and conclusion: The research findings indicate that the Emotional Reactivity Clinical Evaluation Questionnaire is a suitable and valid tool for assessing disruptive mood disorder in children in Iran.

Keywords

Mood, Disruptive Mood Disorder, Irritability, Psychometric Properties

Corresponding Author's E-mail

s.soltani@um.ac.ir

اعتباریابی و رواسازی شاخص واکنش‌پذیری عاطفی (ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر)

نویسندگان

سمیه زارع‌نژاد^۱، سکینه سلطانی کوهبنانی^{۲*}

۱. کارشناس ارشد، گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. zarenehadsomaye@gmail.com

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

چکیده

مقدمه: در دوران کودکی یکی از عناصر مهم زمینه‌ساز مشکلات رفتاری و هیجانی خلق‌وخو است. هدف از پژوهش حاضر اعتباریابی و رواسازی شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر در شهر مشهد بود. **روش:** روش پژوهش از نوع پیمایشی بود. جامعه آماری پژوهش شامل ۳۰۰ نفر از والدین و دانش‌آموزان پسر ۸ تا ۱۵ ساله شهر مشهد، مبتلا به اختلال بی‌نظمی خلق‌اخلاق گر مراجعه‌کننده به کلینیک‌های روان‌شناسی و مشاوره فعال در زمینه کودک و نوجوان در شهر مشهد بود که بر اساس مصاحبه بالینی و مصاحبه تشخیصی نیمه ساختاریافته K-SADS-PL (۲۰۱۶) توسط روان‌شناس بالینی تشخیص اختلال بی‌نظمی خلق‌اخلاق گر را دریافت نموده که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و به پرسشنامه واکنش‌پذیری عاطفی بالینی (ارزیابی تحریک‌پذیری) پاسخ دادند.

نتایج: جهت بررسی پایایی با استفاده از نرم‌افزار SPSS، به روش آمیخته (کیفی - کمی) از روش همسانی درونی به شیوه آلفای کرونباخ و بازآزمایی جهت بررسی روایی سازه از نرم‌افزار Lisrel از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و جهت بررسی روایی همگرا از روش شاخص روایی همگرا (AVE) استفاده شد. مقادیر آلفای کرونباخ برای کل ارزیابی بالینی واکنش‌پذیری عاطفی برابر با ۰/۷۷ و برای خرده‌مقیاس‌های طغیان خلق، خلق‌وخوی تحریک‌پذیر و آسیب‌پذیری به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۶۳، ۰/۷۲ و نتایج بازآزمایی برابر با ۰/۷۳ به دست آمد. نتایج اجرای تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که ساختار ۳ عاملی مقیاس ارزیابی بالینی خلق و تحریک‌پذیری از برازش مناسبی برخوردار است. (df=۱۲۷، RMSEA=۰/۰۵۹، AGFI=۰/۹۳، GFI=۰/۹۶، JFI=۰/۹۳، CFI=۰/۹۱، NNFI=۰/۹۰، NFI=۰/۹۲). ($X^2/df=۲/۸۵$ ، $X^2=۳۶۲/۰۸$).

بحث و نتیجه‌گیری: یافته‌های این پژوهش نشان داد که پرسشنامه ارزیابی بالینی واکنش‌پذیری عاطفی ابزاری مناسب جهت ارزیابی اختلال بی‌نظمی خلقی اختلال‌گرانه کودکان خواهد بود و ابزاری معتبر و روا در ایران است.

تاریخ دریافت:
۱۴۰۲/۰۱/۲۵

تاریخ پذیرش:
۱۴۰۲/۰۷/۱۲



کلیدواژه‌ها

خلق‌وخو، بی‌نظمی خلقی اختلال‌گرانه، تحریک‌پذیری، ویژگی‌های روان‌سنجی.

پست الکترونیکی
نویسنده مسئول

s.soltani@um.ac.ir

مقدمه

یکی از مهم‌ترین و مؤثرترین دوران‌های زندگی هر فرد، دوران کودکی است؛ زیرا شخصیت فرد در همین دوران شکل می‌گیرد. خلق و خوی کودک مؤلفه‌ای کلیدی است که بر سازگاری مثبت آن‌ها در سال‌های نخستین کودک تأثیر مهمی دارد و شامل مجموعه‌ای از احساسات زودگذر خواهد بود که بادوام‌تر از هیجان است [۱]. خلق و خو در دوران کودکی از عناصر ضروری تعیین‌کننده مشکلات رفتاری و هیجانی است. مشکلات رفتاری و هیجانی که بیشترین شکل آسیب‌شناسی روانی کودک را تشکیل می‌دهد، به ویژگی اطلاق می‌شود که در آن پاسخ‌های رفتاری و هیجانی کودک بر سازگاری فردی در محیط، روابط اجتماعی، عملکرد تحصیلی و مراقبت از خود تأثیر می‌گذارد [۱].

خلق و خو اصطلاحی است که برای بیان تفاوت‌های فردی در عادات و مهارت‌های ادراکی به کار می‌رود و مراکز تنظیم آن عمدتاً در استریاتوم، آمیدال، هیپوتالاموس و قسمت‌های دیگر سیستم لیمبیک قرار دارد. در تعریفی دیگر، خلق و خو به ایجاد اولین تنوع و تغییرات در واکنش‌های هیجانی اشاره دارد. ثبات فراوانی از مشخصات خلق و خویی و اثرات بارز عوامل محیطی و ژنتیکی در مطالعات مرتبط با اختلالات روان‌پزشکی دوران کودکی همواره مورد توجه قرار گرفته است [۳].

خلق و خو بر سازگاری اجتماعی، ایجاد رفتار پرخاشگرانه و حتی مسائل شناختی تأثیر می‌گذارد. همواره در مطالعات به اثبات رسیده است، خلق و خویی که بر اثر تجارب منفی و هیجان ایجاد می‌شود و هم‌چنین عدم بازداری و کنترل ضعیف بر خلق، با اختلالات روان‌پزشکی مرتبط هستند [۳]. خلق و خوی کودک را می‌توان به‌عنوان یکی از عناصر خطر در بروز و پیشروی اختلال «بی‌نظمی خلقی اختلال گرانه»^۱ (DMDD) دانست. اختلال بی‌نظمی خلقی اختلال گرانه در DSM-5 به‌عنوان یک اختلال خلقی است که با تحریک‌پذیری شدید، مزمن و طغیان‌های مکرر خلقی معرفی شده است که با سطح رشد کودک متناقض است و شروع این اختلال در کودکان باید قبل از ده‌سالگی باشد و این تشخیص در مورد کودکانی که سن رشدی کمتر از ۶ سال دارند نباید نسبت داده شود [۴].

در اواسط دهه ۲۰۰۰ توسط «کالگس و لیبنلافت» برای اولین بار این اختلال به‌عنوان سندرم بی‌نظمی شدید خلق و خو با روحیه تحریک‌پذیری شدید و تندخو معرفی شد. میزان شیوع DMDD در کودکان بیشتر از نوجوانان مشاهده می‌شود و سن شروع آن از ۱۲ سال به ۱۰ سال کاهش پیدا کرده است [۵].

تعیین تعداد رفتارهای غیرطبیعی گامی مهم در شناسایی این اختلال در دوره‌های سنی پیش‌دبستانی، کودکی، نوجوانی است؛ برای مثال در تشخیص این اختلال شناسایی آستانه سندرم بسیار ضروری است و منظور از آستانه سندرم تعیین رفتارهایی که در محیط زندگی واقعی کودک انجام می‌شود که به‌منظور تشخیص این اختلال در کودکان و نوجوانان باید در کاربردهای بالینی مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرد [۶].

درحالی‌که در بسیاری از کودکان کج‌خلقی شایع است، اختلال بی‌نظمی خلقی اختلال گرانه فراتر از رفتارهای طبیعی کودک است. طغیان‌های عصبی که کودک تجربه می‌کند بسیار سخت و شدید است و می‌تواند در بسیاری از جنبه‌های زندگی کودک منجر به اختلال چشمگیر در او شود. این طغیان‌ها برای محدوده سنی کودک غیرطبیعی و نامناسب هستند و به‌طور متوسط هفته‌ای سه بار رخ می‌دهند که در فواصل این طغیان‌ها، کودک عصبی و تحریک‌پذیر است [۷].

کودکان مبتلا به بی‌نظمی خلقی اختلال گرانه در بین فوران‌های شدید هیجانی، به‌طور مداوم تحریک‌پذیر و خشمگین هستند. مطالعات اخیر بیان‌گر این هستند که در مورد نوجوانان با گذشت زمان طغیان خلق و خوی تحریک‌پذیر و مزاج یکدیگر را پیش‌بینی می‌کنند که با اختلال در عملکرد نوجوانان همراه است [۸].

«استرینگاریس» و همکاران [۹] تحریک‌پذیری را به صورت خلقی که شامل دلخوری آسان و زودرنجی است و با خشم و طغیان‌های مکرر مشخص می‌شود تعریف کرده‌اند. تحقیقات نشان داده‌اند که تحریک‌پذیری، از عوامل مهم در تعداد زیادی از اختلالات درون‌ریزی شده و برون‌ریزی شده کودکان است که به‌تنهایی می‌تواند پیش‌بینی‌کننده خطر خودکشی و اختلالات درون‌ریزی شده، حتی بعد از کنترل آسیب‌شناسی روانی پایه باشد.

تحریک‌پذیری ارتباط معناداری با اضطراب و افسردگی

1. Disruptive Mood Dysregulation Disorder

چالش برانگیز باشد که منجر به مشکلات قابل توجهی در زندگی کودک شود؛ بنابراین تشخیص، شناسایی و ارزیابی این اختلال با استفاده از ابزاری مناسب جهت ضروری است. در حالی که طغیان‌های خفیف می‌تواند ناراحت‌کننده باشد، تشخیص و ارزیابی به‌موقع به کودک کمک می‌کند تا چنین علائمی را مدیریت کند و روابطش را در مدرسه، خانه و دیگر محیط‌های اجتماعی بهبود بخشد [۱۱].

معیارهای DSM-5 برای تشخیص اختلال بی‌نظمی خلقی اختلال‌گرانه مورد مناقشه و سؤال است و طبق ملاک مطرح شده، اگر شروع نشانه‌ها پس از سن مشخص شده در DSM باشد و یا تعداد نشانه‌ها به حد آستانه نرسد تشخیص مخدوش می‌شود. فرایند بررسی و ارزیابی مستلزم ابزارهای تخصصی برای غربال‌گری است، اگر قرار باشد اختلالی درست تشخیص داده شود و برای درمان آن اقدام لازم صورت پذیرد، نیازمند سیستمی برای نمره‌گذاری، اصطلاحات فنی یا درجه‌بندی اختلال هستیم [۱۳].

بدین منظور به ابزارهای روان‌سنجی متوسل می‌شویم. از جمله این ابزارها می‌توان به پرسشنامه SDQ که یک پرسشنامه غربال‌گری رفتاری است و شامل ۲۵ آیتم است که آلفای کرونباخ آن ۰/۸۲ گزارش شده است. چهارده مورد برای طغیان خشم، هشت مورد به خلق‌وخوی تحریک‌پذیر و چهار مورد آن در تست CFAs شامل می‌شود.

هم‌چنین پرسشنامه خلق‌وخو و منش کلونینگر، نسخه پیش‌دستانی (PSTCI) که توسط کنستانتین و همکاران برای ارزیابی عوامل هفتگانه شخصیتی ساخته شده است که در پرسشنامه خلق‌وخو و منش کلونینگر بدان‌ها پرداخته شد [۱۴]. آیتم‌های پرسش‌نامه شامل تصویرسازی ذهنی، ایفای نقش والدین هنگام بازی کردن، نشان دادن احساس رضایت و خشنودی از خود، گرایش به لذت بردن از محیط اطراف به دلیل ویژگی خودتنظیمی است. همه ماده‌ها در یک مقیاس لیکرت ۵ نقطه‌ای (کاملاً نادرست، احتمالاً نادرست، نه درست نه نادرست، احتمالاً درست، کاملاً درست) نمره‌گذاری می‌شوند. هر آیتم تنها در یکی از ابعاد هفتگانه خلق‌وخو جای می‌گیرد. ضریب بازآزمایی بین مؤلفه‌های آزمون بین ۰/۴۰ تا ۰/۹۲ بود و حاکی از اعتبار بازآزمایی خوب این ابزار بود. شاخص آلفای کرونباخ برای کل ابزار ۰/۸۲ و با روایی مناسب برآورد شده است [۱۵].

در پژوهش لاپورت و همکاران [۶] به بررسی ویژگی‌ها

دارد و موجب آن شده است که عامل تحریک‌پذیری در تشخیص و بررسی اختلالات عاطفی حائز اهمیت و برجسته شود. از طرف دیگر ممکن است حتی در غیاب اضطراب و افسردگی نیز خلق تحریک‌پذیر وجود داشته باشد [۱۰]. تحریک‌پذیری حالتی از خلق است که باید از هیجانان دارای سابقه قابل تشخیصی مانند خشم جدا شود؛ زیرا هیجانان تمایل دارند که در رابطه با برخی از عوامل بیرونی بروز پیدا کنند؛ در حالی که در مورد خلق چنین چیزی صدق نمی‌کند؛ زیرا فردی ممکن است از فردی دیگر عصبانی شود، بترسد و یا از چیزی متنفر باشد؛ ولی الزاماً تحریک‌پذیر نباشد. هیجانان برای چند ثانیه یا چند دقیقه طول می‌کشند و تمایل دارند که به رفتارهای سازگارانه منجر شوند و جلوه‌های چهره‌ای مشخصی دارند. در مقابل آن، خلق برای هفته‌ها و روزها ممکن است ادامه یابد و سوگیری‌هایی از لحاظ شناختی داشته باشد و ممکن نیست دارای جلوه‌های چهره‌ای خاصی باشد [۱۱].

تحریک‌پذیری از نظر عینی به‌وسیله بیان هیجانان منفی مشخص می‌شود که در روابط بین‌فردی از لحاظ ذهنی ناخوشایند است. «سنیس و تیلور» (۱۹۸۵) تحریک‌پذیری را به‌عنوان حالتی احساسی به‌همراه طغیان‌های مکرر رفتاری، کلامی و کاهش کنترل خلق تعریف کرده‌اند؛ چرا که خلق می‌تواند بدون نشانه‌های آشکار نیز وجود داشته باشد. آن‌ها در ادامه اشاره کرده‌اند که خلق تحریک‌پذیر می‌تواند طولانی یا کوتاه باشد و از لحاظ ذهنی ناخوشایند است. خلق تحریک‌پذیر با اختلالات خلقی دیگر مانند افسردگی متفاوت خواهد بود. به‌طور کلی تا مدت‌ها روان‌پزشکی چنین نشانه مجزایی را به رسمیت نمی‌شناخت و خلق تحریک‌پذیر را علامت ضعیفی از دیگر اختلالات مانند افسردگی و اضطراب می‌دانست که اخیراً این سازه توجه زیادی را به‌خود جلب کرده است [۱۲].

قابل توجه است که این اختلال می‌تواند با برخی اختلال‌های دیگر مانند اختلال دوقطبی یا نافرمانی مقابله‌جویانه اشتباه گرفته شود یا با برخی موارد دیگر مانند اختلال بیش‌فعالی و کمبود توجه همراه شود. از این‌رو شناسایی و تشخیص نهایی این اختلال بر عهده فردی متخصص با ابزاری مناسب است. از آنجایی که اختلال بی‌نظمی خلقی اختلال‌گرانه می‌تواند خطر ابتلا به اضطراب و افسردگی را در بزرگسالی افزایش دهد و موجب شرایطی

برای فرکانس طغیان نمره صفر تا ۴ است. به این صورت که اگر طغیانی صورت نگرفته باشد، نمره صفر و اگر طغیان بیش از یک‌بار در هر روز باشد نمره ۴ در نظر گرفته می‌شود) برای مدت‌زمان طغیان خلق در یک مقیاس ۶ درجه ای نمره‌گذاری می‌شود و به‌صورت خفیف، متوسط، شدید (از نمره صفر تا ۵ نمره‌گذاری می‌شود). خرده‌مقیاس دوم با عنوان خلق‌وخوی تحریک‌پذیر دارای مقیاس ۴ درجه‌ای است. (نمره صفر برای هیچ و نمره ۳ برای بروز تحریک‌پذیری چهارروز یا بیشتر) و آیتم مدت‌زمان مربوط به میزان بروز خلق‌وخوی تحریک‌پذیر است که دارای مقیاس ۶ درجه ای (نمره صفر وجود ندارد و نمره ۵ شدید). خرده‌مقیاس سوم با عنوان آسیب‌پذیری طغیان خلق‌وخوی تحریک‌پذیر شامل سه آیتم است که به‌طور جداگانه در سه محیط مختلف (خانواده، مدرسه و همسالان) آسیب‌پذیری طغیان خلق‌وخوی تحریک‌پذیر را ارزیابی می‌کند که در مقیاس ۶ درجه‌ای (نمره صفر برای هیچ و ۵ شدید) سنجش خواهد شد. نمره بر اساس طغیان خلق (۰-۲۷)، خلق‌وخوی تحریک‌پذیر (۰-۸)، آسیب‌پذیری طغیان خلق‌وخوی تحریک‌پذیری (۰-۱۵) نمرات هر خرده‌مقیاس باهم جمع می‌شوند و تقسیم بر تعداد خرده‌مقیاس (۳) و در ۱۰۰ ضرب می‌شود و بیان‌گر این است که به‌طور عملی، معتبر و قابل اعتماد می‌تواند به‌منظور ارزیابی اختلال خلقی اخلاص‌گرا نه مورد استفاده پزشکان قرار گیرد [۱۶].

در ایران ما فاقد ابزاری جهت غربال‌گری و پژوهش در زمینه اختلالات رفتاری و خلقی کودکان هستیم. یک آزمون خوب دارای دو بعد روایی و پایایی است که روایی به‌دقت اندازه‌گیری‌سازۀ مدنظر توسط آزمون و پایایی به ثبات نتایج آزمون اشاره دارد [۱۷]. نتایج حاصل از این مطالعه می‌تواند مورد استفاده عملی متخصصان، درمانگران و محققان قرار گیرد.

روش پژوهش

در پژوهش حاضر برای هنجاریابی پرسشنامه واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر از روش آمیخته (کیفی-کمی) استفاده شد. در بخش کیفی از روش تحلیل اترید-استرلینگ و جامعه‌آماري شامل جمع‌آوری محتوای مورد نظر بر اساس نظر متخصصان و منابع داخلی و خارجی (کتاب‌ها، مقالات، منابع آنلاین)

و تشخیص اختلال بدتنظیمی خلق‌وخو در نوجوانان ۱۰ تا ۱۲ ساله در برزیل انجام شد و تمام والدین به سؤالات طغیان مزاج یا تحریک‌پذیری بالای روحیه نوجوانان پاسخ مثبت دادند و تمام نوجوانان به‌صورت هفته‌ای یک‌بار توسط پژوهشگران طبق معیارهای تشخیصی DSM-5 بررسی می‌شدند. ۵۹۳ نفر از والدین درباره تحریک‌پذیری خلق‌وخوی نوجوانان پاسخ دادند که مهم‌ترین ملاک‌های معرفی‌شده در تشخیص این اختلال توسط والدین، توصیف آستانه خشم، شدت و مدت‌زمان عصبانیت در طول روز، درک‌پذیری خلق‌وخوی تحریک‌پذیر نوجوانان توسط دیگران، محل بروز خشم (خانه، مدرسه، با همسالان) و بروز تعداد خشم‌ها در طول هفته بود. موارد دیگری که والدین نوجوانان گزارش دادند شامل رفتارهایی بود که در زمان طغیان خشم فرزندان توصیف کرده بودند مانند فریاد زدن، گفتن چیزهای منفی درباره خود، پرخاشگری نسبت به اجسام و افراد (شکستن اجسام، آسیب رساندن عمدی به خود و دیگران)، محیطی که در آن خشم صورت گرفته (محیط مدرسه، خانه، با همسالان) و عوامل محرک (درونی و بیرونی) بود [۱۶].

در حال حاضر هیچ ابزاری برای ارزیابی تحریک‌پذیری یا رتبه‌بندی پزشکان در تحقیقات بالینی کودک وجود ندارد که بتواند سازگاری کودکان را تضمین کند. یکی از روش‌های بازشناسی این طیف از اختلالات انجام غربال‌گری است، ابزار مناسب و مختصری که به‌تازگی برای این منظور طراحی شده است، مقیاس ارزیابی بالینی خلق تحریک‌پذیر است که به‌صورت اولین مصاحبه نیمه ساختاریافته با تمرکز بر تحریک‌پذیری کودکان تجویز شده است. این پرسشنامه در قالب مصاحبه ارتباط منحصربه‌فردی را با سایر اقدامات بالینی، والدین و کودکان را گزارش می‌دهد. مقیاس ارزیابی بالینی خلق تحریک‌پذیر شامل سه خرده‌مقیاس (طغیان، مزاج، خلق تحریک‌پذیر) است.

در مجموع ۱۱ آیتم مدت‌زمان و شدت آن را جویا می‌شوند که پاسخ‌ها با توجه به فراوانی و بروز خلق تحریک‌پذیر در محیط خانه، مدرسه و همسالان از طریق مصاحبه والدین و کودکان به‌طور جداگانه به‌صورت خفیف، متوسط و شدید ثبت می‌شود. نمره‌گذاری آیتم‌ها بر اساس مقیاس لیکرت انجام می‌شود. به این صورت که بروز و شدت خلق‌وخو در یک مقیاس ۵ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود (به‌طور جداگانه

است. نمره صفر برای هیچ و نمره ۳ برای بروز تحریک‌پذیری چهارروز یا بیشتر و آیتم مدت‌زمان مربوط به میزان بروز خلق‌وخوی تحریک‌پذیر است که دارای مقیاس ۶ درجه‌ای است. (نمره صفر وجود ندارد و نمره ۵ شدید). خرده‌مقیاس سوم با عنوان آسیب‌پذیری طغیان خلق‌وخوی تحریک‌پذیر شامل سه آیتم است که به‌طور جداگانه در سه محیط مختلف (خانواده، مدرسه و همسالان) آسیب‌پذیری طغیان خلق‌وخوی تحریک‌پذیر را ارزیابی می‌کند که در مقیاس ۶ درجه‌ای (نمره صفر برای هیچ و ۵ شدید) سنجش خواهد شد. نمره بر اساس طغیان خلق (۲۷-۰)، خلق‌وخوی تحریک‌پذیر (۸-۰)، آسیب‌پذیری طغیان خلق‌وخوی تحریک‌پذیری (۱۵-۰) نمرات هر خرده‌مقیاس باهم جمع می‌شوند و تقسیم بر تعداد خرده‌مقیاس (۳) و در ۱۰۰ ضرب می‌شود و بیان‌گر این است که به‌طور عملی، معتبر و قابل اعتماد می‌تواند به‌منظور ارزیابی اختلال خلقی اختلال‌گرانه مورد استفاده پزشکان قرار گیرد [۱۶].

شیوه انجام پژوهش

روند اجرای بررسی‌های مبتنی بر انطباق بین‌فرهنگی ابزارها، به‌طور معمول شامل فرایند ترجمه، بازترجمه و اطمینان‌یابی از هم‌ارزی مفهومی مقیاس‌ها است. در این پژوهش پرسشنامه واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر ابتدا ترجمه و برای آزمون صحت ترجمه، توسط یک ویراستار زبان انگلیسی بررسی و ترجمه برگردان شد و اعتبار محتوای آن از طریق اساتید و متخصصان روان‌شناسی مورد تأیید قرار گرفت. سپس دانش‌آموزان پسر مراجعه‌کننده بر اساس مصاحبه بالینی و مصاحبه تشخیصی نیمه ساختاریافته (2016) K-SADS-PL توسط روان‌شناس بالینی، تشخیص اختلال بی‌نظمی خلق اختلال‌گر را دریافت نموده و طی جلسه‌ای توضیحات لازم در مورد نحوه صحیح پر کردن پرسشنامه به مادران داده شد و آن‌ها با آگاهی از روند پژوهش و رضایت کامل در مصاحبه بالینی شرکت کردند و پرسشنامه را تکمیل کردند.

شیوه تحلیل داده‌ها

پس از آمایش داده‌ها، پرسشنامه‌های ناکامل از روند ارزیابی حذف شدند. بدیهی است که بافت اجتماعی و هنجارهای متفاوت فرهنگی از عوامل مهم تأثیرگذار در خلق‌وخو محسوب می‌شود. ابتدا در بخش کیفی از روایی

مرتبط با موضوع تحریک‌پذیری خلق کودکان از سال ۱۹۷۰ تا سال ۲۰۲۲ بود،

آزمودنی‌ها

الف) جامعه آماری

دانش‌آموزان پسر ۸ تا ۱۵ ساله شهر مشهد

ب) نمونه پژوهش

نمونه آماری شامل ۳۰۰ دانش‌آموز پسر ۸ تا ۱۵ ساله مبتلا به اختلال بی‌نظمی خلقی اختلال‌گر مراجعه‌کننده به کلینیک‌های روان‌شناسی و مشاوره فعال در زمینه کودک و نوجوان در شهر مشهد بود که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ملاک ورود به پژوهش نداشتن مشکلات روانی عمده، نداشتن والدین با اختلال روانی، سابقه قرار نگرفتن در معرض آموزه‌های روان‌شناختی، ملاک خروج از پژوهش داشتن مشکلات خانوادگی (طلاق والدین، اعتیاد و فقر) و عدم همکاری گروه نمونه یا خانواده در پژوهش بود.

ابزار پژوهش

شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری

توسط درمانگر^۱ (CL-ARI):

این مقیاس شامل ۱۱ آیتم است که بیان‌گر مدت‌زمان و شدت بروز خلق تحریک‌پذیر است که پاسخ‌ها با توجه به فراوانی و بروز خلق تحریک‌پذیر در محیط خانه، مدرسه و همسالان از طریق مصاحبه والدین و کودکان به‌طور جداگانه به‌صورت خفیف، متوسط و شدید ثبت می‌شود که نمره گذاری آیتم‌ها بر اساس مقیاس لیکرت انجام می‌شود. به این صورت که بروز و شدت خلق‌وخو در یک مقیاس ۵ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. به‌طور جداگانه برای فرکانس طغیان نمره صفر تا ۴ است؛ به این صورت که اگر طغیانی صورت نگرفته باشد، نمره صفر و اگر طغیان بیش از یک‌بار در هر روز باشد نمره ۴ در نظر گرفته می‌شود.

برای مدت‌زمان طغیان خلق در یک مقیاس ۶ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود و به‌صورت خفیف، متوسط، شدید (از نمره صفر تا ۵ نمره‌گذاری می‌شود). خرده‌مقیاس دوم با عنوان خلق‌وخوی تحریک‌پذیر دارای مقیاس ۴ درجه‌ای

1. The Clinician Affective Reactivity Index: Validity and Reliability of a Clinician-Rated Assessment of Irritability

نیست)، ۲ (نسبتاً ساده است)، ۳ (ساده است) تا ۴ (ساده مربوط است) و واضح بودن گویه نیز به ترتیب از ۱ (واضح نیست)، ۲ (نسبتاً واضح است)، ۳ (واضح است) تا ۴ (واضح مربوط است) مشخص می‌شود و از طریق فرمول محاسبه می‌گردد. حداقل مقدار قابل قبول برای شاخص روایی محتوا برابر با ۰/۷۹ است و اگر کمتر از ۰/۷۹ باشد آن گویه باید حذف شود.

نتایج محاسبه شاخص نسبت روایی محتوا به روش کمی نشان داد که هر ۱۱ گویه بیشتر از ۰/۷۹ بوده است. لذا هیچ کدام از گویه‌ها حذف نشدند. برای بررسی روایی صوری از نمرات تأثیر آیتم استفاده شد. بدین منظور از نظرات گروه نمونه هدف یا شرکت‌کنندگان پژوهش استفاده شد. این قسمت از روایی آزمون نیازی به نظرات کارشناسان متخصص ندارد؛ بنابراین از ۱۳۰ نفر از درمانگران و والدین گروه هدف خواسته شد تا میزان اهمیت هریک از گویه‌های پرسشنامه را در یک طیف لیکرتی ۵ قسمتی از ۱ (اصلاً مهم نیست) تا ۵ (کاملاً مهم است) مشخص کنند. کاملاً مهم است شماره ۵، مهم است شماره ۴، به‌طور متوسط مهم است شماره ۳، اندکی مهم است شماره ۲ و اصلاً مهم نیست شماره ۱. سپس نمرات تأثیر از طریق فرمول محاسبه شد. برای پذیرش روایی صوری هر گویه، نمره تأثیر آن نباید از ۱/۵ کمتر باشد و فقط سؤالاتی از لحاظ روایی صوری قابل قبول هستند که نمره آن‌ها بالاتر از ۱/۵ باشد. در پژوهش حاضر نشان داده شد که نمره تأثیر همه گویه‌ها بیشتر از ۱/۵ بود؛ بنابراین روایی صوری همه گویه‌ها تأیید شد. در قسمت روش کمی داده‌های گردآوری شده از ۳۰۰ دانش آموز پسر ۸ تا ۱۵ ساله اختلال بی‌نظمی خلقی اخلاص‌گرانه بود که به همراه یکی از والدینشان به کلینیک‌های روان‌شناسی و مشاوره در شهر مشهد مراجعه کرده بودند مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

همان‌طور که در جدول ۱ نشان داده شده است، میانگین و انحراف استاندارد نمره‌های شرکت‌کنندگان در مؤلفه طغیان خلق ۱۸/۲۰، ۵/۱۴ در مؤلفه خلق و خوی تحریک‌پذیر ۸/۵۵ و ۲/۹۳، در مؤلفه آسیب‌پذیری ۱۲/۴۶ و ۳/۹۵، در مؤلفه آسیب‌پذیری ۱۲/۴۶، ۳/۹۵ و در کل مقیاس ارزیابی بالینی خلق و تحریک‌پذیری ۴۵/۳۲ و ۱۰/۶۴ است. همچنین آماره «کالموگروف- اسمیرنف» در نمره کل مقیاس و تمامی مؤلفه‌های ارزیابی بالینی خلق و

محتوایی و صوری استفاده شد. برای بررسی اعتبار (پایایی) مقیاس از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و بازآزمایی استفاده شد. برای احراز روایی سازه از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد.

نتایج

ابتدا در بخش کیفی بر اساس بررسی‌ها و مطالعات منابع و اسناد، تجزیه و تحلیل و طبقه‌بندی داده‌ها، ترسیم شبکه مضامین و پایان مرحله کدگذاری اولیه داده‌ها، ترسیم شبکه مضامین و پایان مرحله کدگذاری اولیه داده‌های متنی، در کل، طبق مقیاس نمونه خارجی سه مضامین شناسایی شد که نشان می‌دهد با توجه به نسخه خارجی و تفاوت‌های فرهنگی در نظر گرفته شده این مقیاس در فرهنگ خارجی و فرهنگ ایرانی دارای مضامین مشترکی بوده است که شامل طغیان خلق، خلق و خوی تحریک‌پذیر و آسیب‌پذیری طغیان خلق و خوی تحریک‌پذیری است.

بعد از تأیید مضامین الگوی نهایی، توسط ۶ متخصص اقدام به مصاحبه و طراحی سؤالات شد. سپس پرسشنامه برای سنجش روایی محتوایی و صوری توسط ۱۳ متخصص بررسی شد. برای بررسی روایی محتوایی از دو شاخص کاربردی استفاده گردید: الف) شاخص نسبت روایی محتوایی: جهت محاسبه این شاخص از نظرات کارشناسان متخصص در زمینه محتوای آزمون مورد نظر استفاده شد و با توضیح اهداف آزمون از آن‌ها خواسته شد تا هریک از سؤالات را بر اساس طیف ۳ درجه‌ای لیکرت (گویه ضروری است)، (گویه مفید است، ولی ضروری نیست) و گویه (ضرورتی ندارد) طبقه‌بندی کنند. سپس بر اساس فرمول لاوشه (۱۹۷۵) این ضریب محاسبه شد، بر اساس تعداد متخصصانی که سؤالات را ارزیابی کردند (۱۳ نفر)، مقدار شاخص نسبت روایی قابل قبول برابر ۰/۶۷ به دست آمد.

ب) شاخص روایی محتوایی: برای بررسی شاخص روایی محتوا از روش والتز و باسل (۱۹۸۱) استفاده شد. بدین صورت که متخصصان (مربوط بودن)، (واضح بودن) و (ساده بودن) هر گویه را بر اساس یک طیف لیکرتی ۴ قسمتی مشخص می‌کنند. متخصصان (۱۳ نفر) مربوط بودن هر گویه را از نظر خودشان از ۱ (مربوط نیست)، ۲ (نسبتاً مربوط است)، ۳ (مربوط است) تا ۴ (کاملاً مربوط است) مشخص کردند. ساده بودن گویه نیز به ترتیب از ۱ (ساده

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی نمرات شرکت‌کنندگان در شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر و مؤلفه‌های آن

متغیر	میانگین	انحراف معیار	K-S Z	p
طغیان خلق	۱۸/۲۰	۵/۱۴	۱/۷۸	۰/۱۰
خلق‌وخوی تحریک‌پذیر	۸/۵۵	۲/۹۳	۱/۲۴	۰/۳۷
آسیب‌پذیری	۱۲/۴۶	۳/۹۵	۱/۳۷	۰/۳۱
کل شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر	۴۵/۳۲	۱۰/۶۴	۱/۸۵	۰/۰۷

دیدگاه خبرگان با استفاده از رابطه زیر می‌توان CVR را محاسبه کرد:

$$CVR = \frac{\text{تعداد کل متخصصین} - \text{تعداد متخصصینی که گزینه ضروری را انتخاب کرده‌اند}}{\text{تعداد کل متخصصین}}$$

مقداری که طبق فرمول فوق به دست می‌آید، نسبت روایی محتوایی برای هر گویه (سؤال) است برای محاسبه نسبت روایی محتوایی برای کل آزمون باید میانگین نسبت روایی سؤالات آزمون حساب شود. چنانچه این مقدار مساوی یا بیش‌تر ۰/۷۵ باشد می‌توان گفت که آزمون از روایی محتوایی مطلوبی برخوردار است [۱۸] در پژوهش کنونی از ۸ نفر از اساتید دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه فردوسی مشهد خواسته شد تا هر یک از سؤالات آزمون‌ها را بر اساس طیف لیکرت سه بخشی (گویه ضروری است، گویه مفید است ولی ضروری نیست و گویه ضرورتی ندارد) طبقه‌بندی کنند، سپس بر اساس پاسخ‌های آنان به محاسبه شاخص روایی محتوایی پرداخته شد، همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار شاخص محاسبه شده برای کل مقیاس ۰/۸۸ به‌دست‌آمده که بیان‌گر روایی محتوایی مطلوب مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر است.

تحریک‌پذیری معنی‌دار نیست ($p \geq 0/05$). لذا توزیع مقیاس ارزیابی بالینی خلق و تحریک‌پذیری و تمامی مؤلفه‌های آن نرمال است.

لازم به ذکر است که در پژوهش حاضر برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر در نمونه داخلی برای احراز روایی از روش روایی محتوایی با محاسبه شاخص CVR و روایی سازه (تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، همبسته کردن نمرات گویه و مؤلفه‌ها با نمره کل، روایی همگرا (محاسبه شاخص AVE) استفاده شد. همچنین، برای بررسی پایایی از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ)، پایایی بازآزمایی و ضریب امگا استفاده گردید.

محاسبه شاخص^۱ CVR (نسبت روایی محتوایی): این نسبت توسط لاوشه^۲ طراحی شده است. جهت محاسبه این نسبت از نظرات کارشناسان متخصص در زمینه محتوای آزمون مورد نظر استفاده می‌شود. ابتدا اهداف آزمون‌ها برای خبرگان توضیح و تعاریف عملیاتی مربوط به محتوای سؤالات بیان می‌شود. سپس از آن‌ها خواسته می‌شود تا هر یک از سؤالات آزمون‌ها را بر اساس طیف لیکرت سه‌بخشی (گویه ضروری است، گویه مفید است؛ ولی ضروری نیست و گویه ضرورتی ندارد) طبقه‌بندی کنند. پس از گردآوری

1 . content validity ratio
2 . Lawshe

جدول ۲. محاسبه نسبت روایی محتوایی برای مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر

گویه‌ها	تعداد کل داوران (اساتید)	تعداد داورانی (اساتیدی) که گویه را ضروری دانسته‌اند	شاخص نسبت روایی محتوایی (CVR) برای گویه‌های آزمون	شاخص نسبت روایی محتوایی (CVR) برای کل مقیاس
۱	۸	۷	۰/۷۵	۰/۸۸
۲	۸	۷	۰/۷۵	
۳	۸	۸	۱	
۴	۸	۸	۱	
۵	۸	۷	۰/۷۵	
۶	۸	۷	۰/۷۵	
۷	۸	۸	۱	
۸	۸	۷	۰/۷۵	
۹	۸	۸	۱	
۱۰	۸	۸	۱	
۱۱	۸	۸	۱	

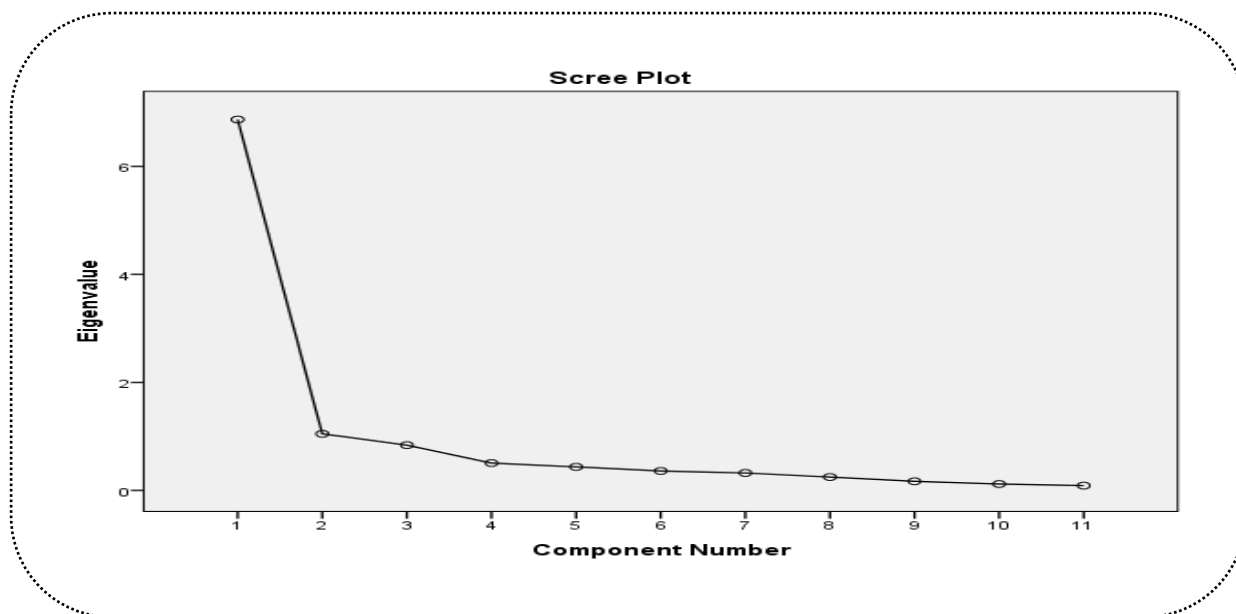
۰/۷۰ باشد، می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد و از کفایت نمونه‌برداری برخوردار است. اندازه برای ماتریس همبستگی‌های حاصل از اجرای مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر در گروه مورد مطالعه برابر با ۰/۸۵ و مشخصه آماری آزمون کرویت بارتل^۲ برابر با ۸۴۹/۷۳ است که از لحاظ آماری معنادار است و در مینان ماتریس همبستگی‌ها عددی غیر از صفر است؛ بنابراین بر پایه هر دو ملاک بالا می‌توان نتیجه گرفت که اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی‌های حاصل در گروه مورد پژوهش قابل توجیه است و بر پایه این داده‌های گردآوری شده اقدام به استخراج عامل‌ها نمود. (KMO=۰/۸۵، $X^2=۸۴۹/۷۳$ df=۵۵، P= ۰/۰۰۱).

برای تعیین این مطلب که مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر از چند عامل اشباع شده است، سه شاخص عمده مورد توجه قرار می‌گیرد (۱) ارزش ویژه^۳، (۲) نسبت واریانس تبیین‌شده توسط هر عامل، (۳) نمودار ارزش ویژه که طرح شیب‌دار نامیده می‌شود.

به منظور بررسی اینکه مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر از چند عامل اشباع شده است، از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد. یک سؤال مهم و کلیدی در تحلیل عاملی این است که آیا ماتریس داده‌ها شامل اطلاعات مفید و بامعنایی هست یا نه؟ چون هدف از تحلیل عاملی به دست آوردن عامل‌هایی است که به تبیین همبستگی ماتریس داده‌ها کمک کند؛ بنابراین لازم است که متغیرها با همدیگر ارتباط داشته باشند. اگر همبستگی میان متغیرها پایین باشد، احتمال آنکه در عامل‌های مشترک سهم کم شوند اندک است. برای ارزشیابی ماتریس داده‌ها می‌توان آزمون «کرویت بارتل» را به کار برد. مقصود از اجرای این آزمون رد فرض صفر مبنی بر وجود همبستگی بین متغیرها در جامعه است. پذیرش و تأیید فرض صفر کاربرد تحلیل عاملی را زیر سؤال می‌برد؛ اما شاخص کفایت نمونه‌برداری «کایزر-میر-الکین» (KMO^۱) شاخصی است که مقادیر همبستگی مشاهده شده را با مقادیر جزئی مقایسه می‌کنند. مقادیر کوچک KMO بیان‌گر آن است که متغیرهای دیگر نمی‌توانند همبستگی بین زوج متغیرها را تبیین کنند. اگر اندازه KMO بالاتر از

2 . Bartlett's test
3 . Eigenvalue

1 . Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy



نمودار ۱. نمودار سنگ‌ریزه گویه‌های مقیاس

جدول ۳. مقادیر ویژه، درصد واریانس تبیین شده و تراکمی عوامل و بارهای عاملی چرخش یافته

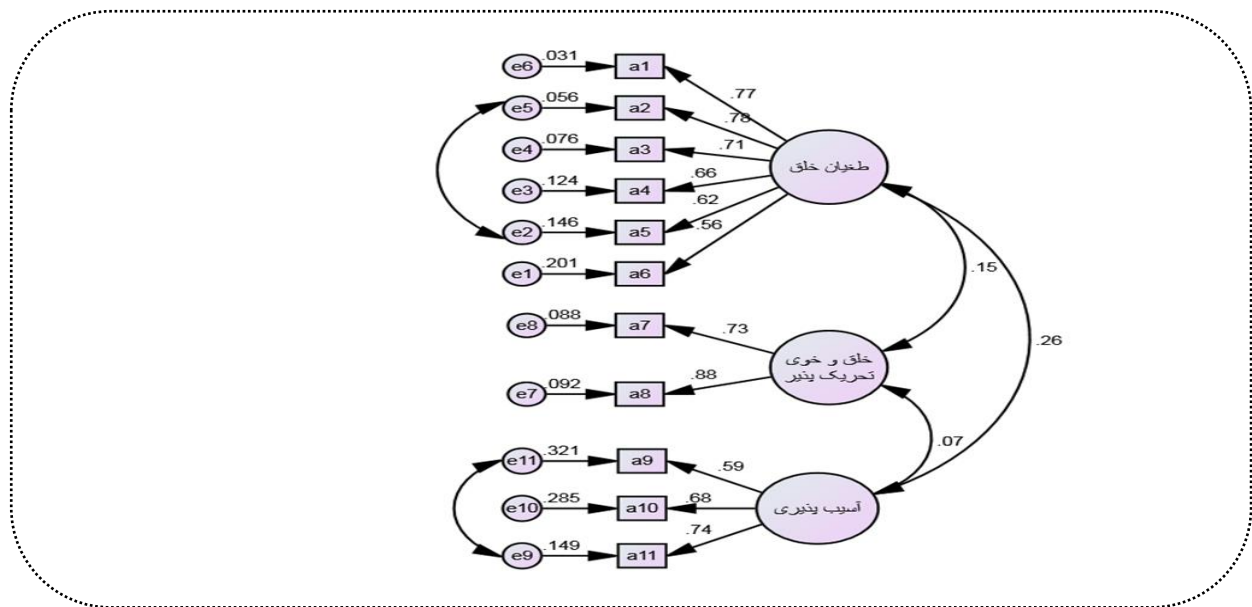
مجموع مجدورات عامل‌های استخراج شده پس از چرخش			مجموع مجدورات عامل‌های استخراج شده قبل از چرخش			
درصد واریانس تراکمی	درصد واریانس تبیینی	مقدار ویژه	درصد واریانس تراکمی	درصد واریانس تبیینی	مقدار ویژه	
۴۵/۶۰	۴۵/۶۰	۴/۶۵	۶۲/۴۲	۶۲/۴۲	۶/۸۶	عامل اول
۶۸/۶۲	۲۳/۰۲	۳/۲۹	۷۱/۹۴	۹/۵۲	۱/۰۵۷	عامل دوم
۷۹/۵۶	۱۰/۹۴	۲/۱۶	۷۹/۵۶	۷/۶۱	۱/۰۱۸	عامل سوم
					۰/۷۸	۱
					۰/۸۲	۲
					۰/۷۲	۳
					۰/۸۰	۴
					۰/۸۸	۵
					۰/۸۵	۶
				۰/۸۹		۷
				۰/۸۳		۸
			۰/۷۶			۹
			۰/۷۴			۱۰
			۰/۷۵			۱۱

عامل سوم تبیین می‌شود. در مجموع ۳ عامل استخراج شده ۷۹/۵۶ درصد از واریانس کل آزمون را تبیین می‌کنند که مقدار قابل توجهی است.

همچنین تمامی گویه‌های مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر روی عوامل مربوطه دارای بارهای عاملی مطلوب (بزرگ‌تر از ۰/۳۰) هستند؛ بنابراین ساختار ۳ عاملی مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی به وسیله تحلیل عاملی اکتشافی به دست آمد. در ادامه به منظور بررسی این که آیا ساختار ۳ عاملی اکتشافی شده در گروه نمونه تأیید می‌شود یا خیر از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتایج آن در ذیل ارائه شده است.

جدول ۳ مشخصه‌های آماری اولیه که با اجرای تحلیل مؤلفه‌های را نشان می‌دهد که ارزش ویژه ۳ عامل بزرگ‌تر از یک به دست آمده و میزان تبیین واریانس مشترک بین متغیرها برای این ۳ عامل روی هم برابر با ۷۹/۵۶ درصد کل واریانس متغیرهاست.

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود، پس از چرخش واریماکس، ۳ عامل با ارزش ویژه بالاتر از یک وجود داشت. در مجموع هر چه ارزش ویژه بالاتر باشد، آن عامل واریانس بیشتری را در کل آزمون تبیین می‌کند. بر این اساس ۶۲/۴۲ درصد واریانس توسط عامل اول، ۹/۵۲ درصد واریانس توسط عامل دوم و ۷/۶۱ درصد واریانس توسط



شکل ۱. ضرایب استاندارد حاصل از تحلیل عاملی تأییدی

$\text{IFI}=.93, \text{CFI}=.91, \text{NNFI}=.90, \text{NFI}=.92$
 $\text{df}=127, \text{RMSEA}=.059, \text{AGFI}=.93, \text{GFI}=.96$
 $(\chi^2/\text{df}=2/85, X^2=362/08)$

در تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از شاخص‌های ذکر شده در بالا برازش و روایی ابزار مورد آزمون و بررسی قرار می‌گیرد. میانگین مجذورات تقریب کمتر (RMSEA) از ۰/۱ باشد، تحلیل و مدل برازش قابل قبولی را گزارش می‌دهد و هر اندازه، شاخص‌های GFI ، AGFI ، NFI ، CFI و NNFI به یک نزدیک‌تر شود، بر برازندگی مطلوب‌تر الگو دلالت دارند. با توجه به شاخص‌های به دست آمده در جدول فوق، شاخص χ^2/df دو بخش بر درجه آزادی ۳/۳۰ به دست آمده است و

در تحلیل عاملی تأییدی از شاخص‌های نسبت مجذور کای به درجه آزادی (χ^2/df)، شاخص ریشه میانگین مجذورات تقریب (چنانچه شاخص χ^2/df دو بخش بر درجه آزادی عددی کوچک‌تر از ۶ مشاهده شود، مطلوب است. همچنین زمانی که ریشه خطای (RMSEA)، شاخص نیکویی برازندگی (GFI)، شاخص خوبی برازندگی اصلاح‌شده (AGFI)، شاخص برازندگی افزاینده (IFI)، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) و شاخص نرم شده برازندگی (NFI) استفاده گردید. نتایج اجرای تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که ساختار ۳ عاملی مقیاس ارزیابی بالینی خلق و تحریک‌پذیری از برازش مناسبی برخوردار است.

ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر را تأیید می‌کنند. همچنین برای نشان دادن بهتر بارهای عاملی در مسیرهای انتخاب شده در تحلیل عاملی تأییدی جدول ۴ آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، آزمون معناداری t برای هر سؤال بسیار بالاتر از ۲ است.

مقادیر شاخص‌های برازش NNFI و CFI، NFI، AGFI، GFI در دامنه نود تا یک قرار دارند که بیان‌گر آن است که این شاخص‌ها استانداردهای لازم را کسب نموده‌اند. بنابراین می‌توان گفت که مدل برازش داشته است و تأیید می‌شود. در شکل (۱) ضرایب استاندارد حاصل از تحلیل عاملی تأییدی ساختار سه عاملی شاخص واکنش‌پذیری عاطفی:

جدول ۴. معنی‌داری مسیر خرده‌مقیاس‌های شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر

T	ضرایب مسیر		نشانهگر	عوامل
	ضرایب استاندارد شده (β)	ضرایب استاندارد نشده (B)		
۱۲/۹۵	۰/۷۷	۱/۰۸	۱	طغیان خلق
۱۳/۰۴	۰/۷۸	۱/۱۰	۲	
۱۲/۱۵	۰/۷۱	۱/۰۶	۳	
۱۰/۴۶	۰/۶۶	۰/۹۸	۴	
۹/۷۵	۰/۶۲	۰/۹۳	۵	
۸/۳۲	۰/۵۶	۰/۸۴	۶	
۱۲/۸۰	۰/۷۳	۱/۰۷	۷	خلق‌وخوی تحریک‌پذیر
۱۵/۲۹	۰/۸۸	۱/۲۵	۸	
۹/۱۵	۰/۵۹	۰/۸۶	۹	آسیب‌پذیری
۱۱/۰۶	۰/۶۸	۱/۰۱	۱۰	
۱۲/۹۷	۰/۷۴	۱/۰۵	۱۱	

همان‌طور که از جدول بالا مشخص است همبستگی میان تمامی گویه‌ها و خرده مؤلفه‌های مقیاس ارزیابی بالینی واکنش‌پذیری عاطفی با نمره کل مقیاس در حد مطلوبی است که این امر حاکی از ضریب تشخیص مناسب گویه‌های مقیاس است.

گویه‌های یک سازه خاص باید همگرا باشند یا در واقع نسبت بالایی از واریانس مشترک با هم داشته باشند، این ویژگی که شکلی از روایی سازه است، «روایی همگرا» نام دارد. متوسط واریانس استخراج شده (AVE) یک شاخص مناسب برای روایی همگرا است که از تقسیم مجموع مجذور بار عاملی هر گویه بر تعداد کل گویه‌ها به دست می‌آید و مقدار بیش‌تر از ۰/۵ آن نشان از روایی همگرای مطلوب مقیاس است [۱۹] در جدول ذیل به محاسبه آن برای مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر پرداخته شده است.

جدول ۵. همبستگی هر یک از گویه‌ها و مؤلفه‌ها با نمره کل مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر

شماره گویه	ضریب همبستگی (پیرسون) گویه با نمره کل	ضریب همبستگی (پیرسون) مؤلفه با نمره کل
۱	۰/۶۳	۰/۶۵
۲	۰/۶۷	
۳	۰/۵۵	
۴	۰/۴۶	
۵	۰/۵۱	
۶	۰/۴۹	
۷	۰/۶۵	۰/۵۸
۸	۰/۶۰	
۹	۰/۵۲	۰/۵۳
۱۰	۰/۵۶	
۱۱	۰/۵۳	

1 . convergent validity

جدول ۶. محاسبه شاخص روایی همگرا (AVE)

شماره گویه	بار عاملی	مجدور بار عاملی	شاخص AVE
۱	۰/۷۸	۰/۶۰	۰/۶۴
۲	۰/۸۲	۰/۶۷	
۳	۰/۷۲	۰/۵۱	
۴	۰/۸۰	۰/۶۴	
۵	۰/۸۸	۰/۷۷	
۶	۰/۸۵	۰/۷۲	
۷	۰/۸۹	۰/۷۹	
۸	۰/۸۳	۰/۶۸	
۹	۰/۷۶	۰/۵۷	
۱۰	۰/۷۴	۰/۵۴	
۱۱	۰/۷۵	۰/۵۶	

جدول ۷. پایایی مؤلفه‌های شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر

آیتم‌ها	عامل‌ها	ضریب آلفا در صورت حذف آیتم	همبستگی با کل مقیاس	واریانس در صورت حذف آیتم	میانگین در صورت حذف آیتم
۱	طنیان خلق $\alpha = 0/85$	۰/۸۵۴	۰/۶۳۰	۱۴/۹۳	۱۸/۱۴
۲		۰/۸۵۵	۰/۶۷۱	۱۳/۹۵	۱۸/۶۶
۳		۰/۸۴۸	۰/۵۵۲	۱۳/۸۲	۱۸/۴۷
۴		۰/۸۴۴	۰/۴۶۳	۱۵/۹۲	۱۸/۳۲
۵		۰/۸۴۹	۰/۵۱۴	۱۵/۵۱	۱۷/۳۰
۶		۰/۸۵۳	۰/۴۹۰	۱۵/۳۳	۱۷/۸۴
۷	خلق‌و‌خوی تحریک‌پذیر $\alpha = 0/63$	۰/۶۳۷	۰/۶۵۲	۱۵/۲۶	۱۸/۷۵
۸		۰/۶۳۳	۰/۶۰۵	۱۴/۶۴	۱۷/۷۰
۹	آسیب‌پذیری $\alpha = 0/72$	۰/۷۲۰	۰/۵۲۱	۱۴/۳۰	۱۸/۴۹
۱۰		۰/۷۱۵	۰/۵۶۴	۱۵/۲۷	۱۸/۴۳
۱۱		۰/۷۲۶	۰/۵۳۷	۱۵/۴۰	۱۸/۲۴

به دست آمدن متوسط واریانس استخراج شده (AVE) بیش‌تر از ۰/۵ نشان از روایی همگرای مطلوب مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر است.

برای بررسی اعتبار (پایایی) مقیاس از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و بازآزمایی استفاده شد که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی آیتم‌ها همبستگی

همان‌گونه که جدول بالا نشان می‌دهد، اندازه ضریب پایایی امگا برابر با ۰/۷۵ شده است. این مقدار بیان‌گر پایایی خوب مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر است. پس از دو هفته، مقیاس حاضر در بین نمونه پژوهش (به تعداد ۱۸۰ نفر) اجرا گردید و دوباره از نظر اعتبار مورد بررسی قرار گرفت که مقدار ۰/۷۳ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی باز آزمایی قابل قبول برای مقیاس است.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به‌منظور بررسی روایی و پایایی شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر در کودکان انجام شد برای بررسی اعتبار (پایایی) مقیاس از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و بازآزمایی استفاده شد که نتایج نشان داد تمامی آیتم‌ها همبستگی مناسبی با کل پرسشنامه داشتند و حذف هیچ کدام منجر به افزایش چشم‌گیری در آلفای کرونباخ نمی‌شد و در نتیجه هیچ سؤالی حذف نشد که بیان‌گر مناسب بودن پایایی مقیاس حاضر است؛ علاوه بر این، نتایج محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ارزیابی بالینی واکنش‌پذیری عاطفی برابر با ۰/۷۷ و برای خرده‌مقیاس‌های طغیان خلق، خلق‌وخوی تحریک‌پذیر و آسیب‌پذیری به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۶۳، ۰/۷۲ به دست آمد که با توجه به کوتاه بودن پرسشنامه و گویه‌های اندک برای هر عامل ضرایب به‌دست‌آمده مناسب است. پس از دو هفته، مقیاس حاضر در بین نمونه پژوهش (به تعداد ۱۸۰ نفر) اجرا گردید و دوباره از نظر اعتبار مورد بررسی قرار گرفت که مقدار ۰/۷۳ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی باز آزمایی قابل قبول برای مقیاس است.

یافته‌های پژوهش حاضر همسو با یافته‌های پژوهش‌های خارجی در نمونه آمریکایی ۰/۸۸ و در نمونه بریتانیایی ۰/۹۰ گزارش شده است. همچنین در پژوهش حاضر برای بررسی شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر در نمونه داخلی برای احراز روایی از روش روایی سازه (با استفاده از همبسته کردن نمرات مؤلفه‌ها با نمره کل، روایی همگرا و تحلیل عاملی تأییدی) استفاده شد. همچنین، برای بررسی پایایی از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و پایایی بازآزمایی استفاده گردید. میان

مناسی با کل پرسشنامه داشتند و حذف هیچ کدام منجر به افزایش چشم‌گیری در آلفای کرونباخ نمی‌شد و در نتیجه هیچ سؤالی حذف نشد که بیان‌گر مناسب بودن پایایی مقیاس حاضر است؛ علاوه بر این، نتایج محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر برابر با ۰/۷۷ و برای خرده‌مقیاس‌های طغیان خلق، خلق‌وخوی تحریک‌پذیر و آسیب‌پذیری به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۶۳، ۰/۷۲ به دست آمد که با توجه به کوتاه بودن پرسشنامه و گویه‌های اندک برای هر عامل ضرایب به‌دست‌آمده مناسب است. پس از دو هفته، مقیاس حاضر در بین نمونه پژوهش (به تعداد ۱۸۰ نفر) اجرا گردید و دوباره از نظر اعتبار مورد بررسی قرار گرفت که مقدار ۰/۷۳ برای کل مقیاس و برای مؤلفه‌های طغیان خلق، خلق‌وخوی تحریک‌پذیر و آسیب‌پذیری به ترتیب ۰/۷۸، ۰/۶۰ و ۰/۶۵ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی باز آزمایی قابل قبول برای مقیاس است.

علاوه بر این پایایی مقیاس به روش محاسبه ضریب امگا نیز احراز گردید که مقدار کلی آن و ضریب پایایی امگا با حذف هر آیتم، به ازای آیتم‌ها و سؤالات باقیمانده ارائه شده است.

جدول ۸. محاسبه پایایی مقیاس به روش ضریب امگا

شماره گویه	ضریب امگا در صورت حذف گویه به ازای گویه‌های باقیمانده	ضریب امگا مقیاس
۱	۰/۷۴۳	۰/۷۵
۲	۰/۷۴۱	
۳	۰/۷۴۵	
۴	۰/۷۳۳	
۵	۰/۷۲۳	
۶	۰/۷۲۷	
۷	۰/۷۳۹	
۸	۰/۷۴۸	
۹	۰/۷۴۶	
۱۰	۰/۷۳۸	
۱۱	۰/۷۴۲	

خلقی اخلاص‌گرا^۱ خواهد بود؛ که این یافته‌ها همسو با پژوهش هالر و همکاران [۱۶] بود که نشان دادند این مقیاس از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است و نشان دادند از این ابزار می‌توان جهت تشخیص اختلال بی‌نظمی خلقی اخلاص‌گرا در جمعیت کودکان ۷ تا ۱۷ ساله استفاده کرد.

اعتبار و روایی مناسب شاخص واکنش‌پذیری عاطفی کوتاه بودن و سهولت اجرا، بررسی جنبه‌های شخصیت و آسیب‌شناسی روانی، شرایط استفاده در موقعیت‌ها و گروه‌های مختلف، این امکان را فراهم می‌سازد تا استفاده وسیعی از این مقیاس، در گستره‌های مختلف پژوهشی و بالینی روان‌شناسی، صورت گیرد. از آنجایی که در جمعیت ایرانی دسترسی به ابزارهایی جهت ارزیابی تحریک‌پذیری محدود است، از این رو استفاده از این مقیاس در مطالعات پژوهشی و حیطة بالینی پیشنهاد می‌شود. لازم به ذکر است که این مطالعه در نمونه بهنجار صورت گرفته و پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های بعدی با نمونه‌های بالینی جهت مشخص نمودن نمره برش صورت بپذیرد. از دیگر محدودیت‌های این پژوهش نمونه صرفاً کودک و نوجوان در محدوده سنی خاص بود؛ لذا پیشنهاد می‌شود ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در دیگر جمعیت‌ها و رده‌های سنی نیز بررسی شود. در مجموع بر اساس نتایج مطالعه حاضر این مقیاس ابزاری مناسب با خصوصیات روان‌سنجی قابل قبول برای سنجش تحریک‌پذیری در جامعه ایرانی است و می‌توان در حیطة‌های پژوهشی و بالینی از آن استفاده کرد.

محدودیت‌ها و پیشنهادها

از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر این است که جامعه آماری فقط از بین دانش‌آموزان شهرستان مشهد انتخاب شدند و این مسئله باعث می‌شود که امکان تعمیم نتایج به سایر شهرها وجود نداشته باشد. محدودیت اساسی پژوهش حاضر، اندک مطالعات صورت گرفته در زمینه هنجاریابی این مقیاس در خارج از کشور است که این امر بخش ادبیات و پیشینه پژوهش حاضر را با کاستی‌هایی توأم گردانید. همچنین عدم همکاری برخی والدین با آزمونگران باعث اتلاف زمان و هزینه پژوهشگر می‌شد. پیشنهاد می‌شود این آزمون با حجم نمونه بزرگ‌تر و ناهمگون‌تر در

تمامی خرده مؤلفه‌های شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر با نمره کل مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر کودکان ۸ تا ۱۵ همبستگی مثبت و معناداری دارد.

علاوه بر همبسته کردن نمرات مؤلفه‌های مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر با نمره کل مقیاس که با توجه به همبستگی بالای خرده مؤلفه‌ها با نمره کل مقیاس بیان‌گر روایی سازه قابل قبول شاخص واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر بود. همچنین محاسبه شاخص روایی همگرا (AVE) انجام شد [۲۰] که به دست آمدن متوسط واریانس استخراج شده (AVE) بیش‌تر از ۰/۵ نشان از روایی همگرای مطلوب مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر است. علاوه بر این پایایی مقیاس به روش محاسبه ضریب امگا نیز احراز گردید و اندازه ضریب پایایی امگا برابر با ۰/۷۵ شده است که این مقدار بیان‌گر پایایی خوب مقیاس واکنش‌پذیری عاطفی: ارزیابی تحریک‌پذیری توسط درمانگر است.

در ادامه از تحلیل عاملی تأییدی نیز استفاده شد. نتایج اجرای تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که ساختار ۳ عاملی مقیاس ارزیابی بالینی واکنش‌پذیری عاطفی از برازش مناسبی برخوردار است. (NNFI=۰/۹۰، NFI=۰/۹۲، AGFI=۰/۹۳، GFI=۰/۹۶، IFI=۰/۹۳، CFI=۰/۹۱، RMSEA=۰/۰۵۹، $\chi^2/df=۲/۸۵$ ، $\chi^2=۳۶۲/۰۸$ ، $df=۱۲۷$). بنابراین می‌توان گفت که مدل برازش داشته است و تأیید می‌شود.

نتایج نشان داد که با توجه به نتایج تحلیل عاملی و استناد نتایجی که در زمینه روایی همگرای این مقیاس به دست آمده است می‌توان گفت که این پرسشنامه از روایی مطلوبی برخوردار است. این نتایج همسو با نتایج هالر و همکاران [۱۶] است. همچنین در مطالعه حاضر بررسی ساختار عاملی و روایی سازه پرسشنامه از روش تحلیل عاملی سؤالات با چرخش واریماکس را نشان داد که منطبق با نسخه اصلی است؛ بنابراین مقیاس ارزیابی بالینی واکنش‌پذیری عاطفی به‌عنوان اولین مقیاس رتبه‌بندی ارزیابی متمرکز بر تحریک‌پذیری خلق کودکان از اعتبار و روایی مطلوبی در جمعیت ایرانی برخوردار بود. همچنین این ابزار یک مقیاس ارزیابی بالینی دقیق برای ارزیابی خلق‌وخوی کودک و بررسی خلق‌وخو در اختلال بی‌نظمی

۱. (DMDD)

- 8- Copeland WE, Brotman MA, Costello EJ. Normative Irritability in Youth: Developmental Findings From the Great Smoky Mountains Study. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 2015,54(8):635-642.
- 9- Stringaris A. Irritability in children adolescents: a challenge for DSM-5. *Eur. Child Adolesc Psychiatry*. 2011,20, 61-66.
- 10-Mayes S. D. Waxmonsky J. D. Calhoun S. L. Bixler E. O. Disruptive mood dysregulation disorder symptoms and association with oppositional defiant and other disorders in a general population child sample. *Journal of Child and Adolescent Psychopharmacology*. 2016, 26(2), 101-106.
- 11-Stringaris A, Goodman R, Ferdinando S, Razdan V, Muhrer E, Leibenluft E, et al. The Affective Reactivity Index: a concise irritability scale for clinical and research settings. *J Child Psychol Psychiatry*. 2012;53(11):1109-17.
- 12-Leibenluft E. Severe mood dysregulation, irritability and the diagnostic boundaries of bipolar disorder in youths. *Am J Psychiatry*. 2011;168(2):129-42
- 13-Stoddard J. Stringaris A. Brotman M. A. Montville D. Pine D. S. Leibenluft E. Irritability in child and adolescent anxiety disorders. *Depression and Anxiety*, 2014,31(7): 566-573.
- 14-Constantino J.N. Cloninger C.R. Clarke A.R. Hashemi B. Przybeck T. Application of the seven-factor model of personality to early childhood. *Psychiatry Res*. 2002

۱۵- علی‌اکبری دهکردی، مهناز؛ شقاقی، فرهاد؛ کاکو جوبیاری، علی‌اصغر؛ زارع، مریم؛ شایقیان، زینب؛ امیرآبادی، فاطمه؛ خالقی دلاور، فائزه؛ شهریار، حسینیه. بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه خلق‌ومنش در کودکان پیش‌دبستانی. *مجله اندازه‌گیری تربیتی*. ۱۳۹۱، ۸ (۳): ۳۹-۶۳.

گروه‌های مختلف آزمودنی و هم‌چنین گروه‌های سنی مختلف کودکان اجرا شود. در پژوهش‌های آینده، شهرهای مختلف ایران لحاظ و این پرسشنامه در جوامع و اقوام و فرهنگ‌های گوناگون هنجاریابی شود. بررسی میزان اهمیت هریک از زیرمقیاس‌ها نیز ضروری به‌نظر می‌رسد.

منابع

- ۱- موسوی، فاطمه؛ اصغری، مریم. مقایسه ویژگی‌های خلقی و مؤلفه‌های تعامل زناشویی در مادران با توجه گستره آسیب‌بینایی در فرزندان. *فصلنامه روان‌شناسی بالینی و شخصیت*. ۱۳۹۹، ۱۸(۱): ۴۳-۵۵.
- ۲- غباری بناب، باقر؛ حجازی، مسعود. رابطه جرئت‌ورزی و عزت‌نفس با پیشرفت تحصیلی در دانش‌آموزان تیزهوش و عادی، *مجله کودکان/استثنایی*. ۱۳۸۶، ۷(۳)، ۲۹۹-۳۱۶.
- 3- Cloninger C. Current Opinion in Neurobiology, 1994. 4(2): 266-273.
- 4- Mulraney M. Silk T.J. Gulenc A. Efron D. Hazelle PH. DPsych E. Persistence of disruptive mood dysregulation disorder in children with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Journal of Affective Disorders*, 2020. S0165-0327(20)32805-6.
- 5- Bruno A. Celebre L. Torre G. Pandolfo G. Mento C. Cedro C. Zoccali R. Muscatello M. Focus on Disruptive Mood Dysregulation Disorder: A review of the literature. *Psychiatry Research*, 2019. 279:323-330.
- 6- Laporte P. Matijasevich A. Munhoz T. Santos I. Barros A. Pine D.S. Rohde L.A. Leibenluft E. Salum G.A. Disruptive Mood Dysregulation Disorder: Symptomatic and Syndromic Thresholds and Diagnostic Operationalization. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 2020, S0890-8567(20)30063-0
- 7- Baweja R. Mayes S.D. Hameed U. Waxmonsky J.G. Disruptive mood dysregulation disorder: current insights. *Neuropsychiatr. Dis. Treat*. 2016, 12, 2115-2124.

19-Hair J. Black W. C. Babin B. Anderson R.
EMultivariate data analysis (7th ed).Upper
Saddle River, NJ: Prentice Hall.2010.

۲۰- دارابیان، صمد؛ متولیان، عباس؛ جانانی، لیلا؛ امینی، مهدی؛
موسوی، عاطفه. (۱۴۰۰). اعتبارسنجی نسخه کوتاه
پرسشنامه شخصیت‌شناسی زاگرم، کولمن، آلوجا،
دوفصلنامه روان‌شناسی بالینی و شخصیت. ۱۹(۱): ۱۸۰-
۱۵۹.

16-Haller S. Kircanski K. Stringaris A. Clayton M.
Bui H. Agorsor C. Cardenas S. Towbin K. Pine
D. Leibenluft E. Brotman M. The Clinician
Affective Reactivity Index: Validity and
Reliability of a Clinician-Rated Assessment of
Irritability,*Behavior Therapy*. 2020, 51: 283-293.

17-Aiken LR, Groth-Marnat G. Psychological testing
and assessment. 12th ed. New York: Allyn and
Bacon.2006.

18-Kline R. Principles and practice of structural
equation modeling. Guilford publications.2015.