

Research Article

E-Screening Children Mental Health Problems: Psychometric Evaluation of Parent and Teacher Scales

Saeed Akbari-Zardkhaneh^{1*}, Amir Hossein Daneshmand Kafteroudi², Ali Mohammad Zanganeh³, Nader Mansurkiaie⁴, Siamak Tahmasbi Garmtani⁵, Mohsen Jallalat-e-Danesh⁶, Seyyed Eynollah Teymourifard⁷ & Kosar Raof⁸

1. Assistant Professor, Department of Educational and Developmental Psychology, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran. Email: S_akbari@sbu.ac.ir

2. M.A. Student of Educational Psychology, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran.

3. Ph.D. in Management, Physician, Social and Crime Prevention Directorate Judiciary, Tehran, Iran.

4. Ph.D. in Communication Sciences, Department of Communication Studies, Faculty of Communication Sciences, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran.

5. Department of Preschool Education, University of Rehabilitation Sciences and Social Welfare, Tehran, Iran.

6. M.Sc. Social and Crime Prevention Directorate Judiciary, Tehran, Iran.

7. Ph.D. Student, Department of Human Sciences, Islamic University of Qom, Qom, Iran.

8. Ph.D. Student of Educational Psychology, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran.

Abstract

Aim: Given the importance of screening children's psychological problems, the precision of multi-gate tools, and the need for fast and accurate data collection in the virtual realm, this study aimed to develop an electronic instrument for psychological screening of children, in both teacher and parent report formats.

Method: The study involved parents and teachers of elementary students from 31 provinces across the country. From each province, two cities were selected, and from each city, two schools were purposefully chosen. The sample included 2,420 parents and 6,972 teachers. The conceptual model for both instruments encompassed eight constructs: anxiety, depression, hyperactivity and inattention, bullying behaviors, academic and social impairments, self-regulation, self-harm, and risk of child abuse.

Results: Item analysis showed that 139 items in the parent version and 101 items in the teacher version demonstrated satisfactory adequacy. Exploratory and confirmatory factor analyses supported an eight-factor structure for the parent version and a six-factor structure for the teacher version. In the teacher version, two combined components emerged: aggressive impulsive behaviors with inattention and hyperactivity, and self-injurious behaviors with child abuse. Coefficient alphas for internal consistency ranged from 0.73 to 0.97, ordinal alphas from 0.86 to 0.98, and omegas from 0.75 to 0.97.

Conclusion: The electronic parent and teacher report versions demonstrated appropriate structural validity and reliability, making them suitable for both clinical and research applications.

Key words: *Electronic Screening, Children's Psychological Problems, Instrument Development, Ordinal Alfa, Factor Analysis*

Citation: Akbari-Zardkhaneh, S., Daneshmand Kafteroudi, A., Zanganeh, A., Mansurkiaie, N., Tahmasbi Garmtani, S., Jallalat-e-Danesh, M., Teymourifard, S., & Raof, K. (2024). E-Screening Children Mental Health Problems: Psychometric Evaluation of Parent and Teacher Scales. *Appl. Psychol* 18 (3):124-149.

غربالگری الکترونیکی مشکلات روان‌شناختی کودکان: ارزشیابی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس‌های والدین و معلمان

سعید اکبری زردخانه^{۱*}، امیرحسین دانشمند کفترودی^۲، علی محمد زنگانه^۳، نادر منصور کیایی^۴،
سیامک طهماسبی گرمتمانی^۵، محسن جلال‌دانش^۶، سیدعین‌الله طیموری فرد^۷ و کوثر رئوف^۸

۱. استادیار گروه روان‌شناسی کاربردی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، ایمیل: S_akbari@sbu.ac.ir

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۳. پزشک و دکتری مدیریت، معاونت پیشگیری قوه قضاییه، تهران، ایران.

۴. دکتری علوم ارتباطات، دانشکده علوم ارتباطات، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.

۵. استادیار گروه روان‌شناسی کودکان پیش‌دستانی، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی، تهران، ایران.

۶. کارشناس ارشد حقوق بین‌الملل، معاونت پیشگیری قوه قضاییه، تهران، ایران.

۷. هیات علمی وابسته دانشگاه آزاد تهران شمال، گروه روان‌شناسی، دانشگاه آزاد، واحد تهران شمال، ایران.

۸. دانشجوی دکتری تربیتی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

چکیده

هدف: به دلیل اهمیت غربالگری به‌هنگام مشکلات روان‌شناختی کودکان و دقت بالا در استفاده از ابزارهای چند درگاهی و همچنین افزایش سرعت و دقت اطلاعات جمع‌آوری‌شده در بستر مجازی، مطالعه حاضر با هدف تهیه ابزار الکترونیکی برای غربالگری روان‌شناختی کودکان در قالب نسخه‌های گزارش معلم و والدین انجام شد.

روش: جامعه‌درب‌گیرنده والدین و معلمان دانش‌آموزان ابتدایی از سی‌ویک استان بود. از هر استان، دو شهر انتخاب و از هر شهر، دو مدرسه به‌صورت هدفمند انتخاب شد. گروه نمونه را ۲۴۲۰ والد و ۶۹۷۲ معلم تشکیل دادند. مدل مفهومی هر دو ابزار دارای هشت مفهوم اضطراب، افسردگی، فزون‌کنشی و نارسایی توجه، رفتارهای ایذایی، نقص در انجام تکالیف تحصیلی و اجتماعی، خودتنظیمی، خودآسیب‌رسان و خطر سوءاستفاده از کودکان بود.

یافته‌ها: تحلیل گویه نشان داد در نسخه‌های والدین، ۱۳۹ و معلم ۱۰۱ گویه از کفایت مناسب برخوردارند. تحلیل اکتشافی و تأییدی وجود ساختاری هشت عاملی در نسخه والدین و شش عاملی در نسخه معلم را نشان دادند. در ساختار نهایی نسخه معلم، دو مؤلفه رفتار تکانشی‌پرخاشگری به همراه نارسایی توجه و فزون‌کنشی و همچنین مؤلفه رفتارهای خودآسیب‌رسان در کنار سوءاستفاده از کودک قرار گرفت. ضرایب اعتبار همگونی درونی آلفا (۰/۹۷-۰/۷۳)، آلفای ترتیبی (۰/۸۶-۰/۹۸) و امگا (۰/۷۵-۰/۹۷) به دست آمد.

نتیجه‌گیری: نسخه الکترونیکی گزارش والدین و معلم از روایی مناسب ساختاری و اعتبار برای استفاده در مقاصد بالینی و کلینیکی برخوردار است.

کلید واژه‌ها: غربالگری الکترونیکی، مشکلات روان‌شناختی کودکان، ابزارسازی، آلفای ترتیبی، تحلیل عاملی

استناد به این مقاله: اکبری زردخانه، سعید، دانشمند کفترودی، امیرحسین، زنگانه، علی محمد، منصور کیایی، نادر، طهماسبی گرمتمانی، سیامک، جلال‌دانش، محسن، طیموری فرد، سیدعین‌الله، و رئوف، کوثر. (۱۴۰۳). غربالگری الکترونیکی مشکلات روان‌شناختی کودکان: ارزشیابی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس‌های والدین و معلمان. *فصلنامه روان‌شناسی کاربردی*. ۱۸ (۳): ۱۴۹-۱۲۴.

مقدمه

یکی از راه‌های اصلی برای شناسایی اختلال‌های رفتاری و روانی و پیشگیری و کاهش عوارض این مشکلات در دانش‌آموزان، غربالگری^۱ و ارجاع به‌موقع آن‌ها است. غربالگری از طریق ایجاد فرصتی برای مداخله‌ی به‌هنگام، با تعیین مشکلات احتمالی در افرادی که بعدها به درمان نیاز پیدا خواهند کرد، هزینه‌ی درمان را کاهش و میزان بهبودی را افزایش می‌دهد (اکبری‌زردخانه و همکاران، ۱۳۹۷). روش‌های مختلفی برای غربالگری مشکلات کودکان و نوجوانان وجود دارد که از جمله‌ی آن می‌توان به غربالگری چنددرگاهی^۲ اشاره کرد. در این روش که نسبت به سایر روش‌ها غربالگری به‌صورت دقیق‌تر و صحیح‌تری در یک جمعیت انجام می‌شود، از چندین منبع برای کسب اطلاعات در مورد هر فرد استفاده می‌شود (استیفلر و دور، ۲۰۱۵).

امروزه با گسترش فناوری اطلاعات به‌ویژه اینترنت، استفاده از ابزارهای الکترونیکی توسعه پیدا کرده است (جمالی، صرافزاده و اسدی، ۱۳۸۷). از کلیدی‌ترین محدودیت‌های این نوع از ارزیابی‌ها می‌توان به سوگیری نمونه‌گیری^۳، سوگیری خودانتخابی^۴، عدم احراز هویت شرکت‌کنندگان^۵ و محدودیت‌های فناوری اشاره کرد که به‌منظور مدیریت این محدودیت‌ها محقق می‌بایست روش نمونه‌گیری دقیق‌تری به کار گیرد، اقدامات احراز و تأیید مشارکت‌کنندگان را در نظر بگیرد و محیط ارزیابی را استاندارد کند (گاسلینگ و همکاران، ۲۰۰۴). با وجود محدودیت‌هایی در استفاده از ابزارهای الکترونیکی (شانون و همکاران، ۲۰۰۲؛ مک‌ماهون و همکاران، ۲۰۰۳) این ابزارها در مقایسه با ابزارهای قلم‌کاغذی دارای مزیت‌هایی هستند که می‌توان به برخی از آن‌ها اشاره کرد: (۱) در پیمایش‌های الکترونیکی، ارسال پرسشنامه و دریافت پاسخ‌ها سریع‌تر انجام می‌شوند (تانگاول و ساپرامانیام، ۲۰۱۶؛ هاپیس و همکاران، ۲۰۱۵؛ مک‌کوی و مارکس، ۲۰۰۱؛ (۲) داده‌پردازی، ویرایش‌پذیری و انتقال پاسخ‌ها به نرم‌افزارها برای تحلیل داده‌ها به‌سرعت و راحت‌تر صورت می‌گیرد (هاپیس و همکاران، ۲۰۱۵؛ شانون و همکاران، ۲۰۰۲)؛ (۳) خطای انسانی در ورود داده‌ها به نرم‌افزار کاهش می‌یابد و وارد کردن داده‌ها با دقت بیشتری انجام می‌شود (ون‌گلدرو و همکاران، ۲۰۱۰؛ مک‌کوی و مارکس، ۲۰۰۱)؛ (۴) هزینه‌ی مالی و زمانی صرف‌شده برای آماده‌سازی، توزیع و گردآوری ابزارهای الکترونیکی کم‌تر است (زیلر و همکاران، ۲۰۲۱؛ تانگاول و ساپرامانیام، ۲۰۱۶؛ هاپیس و همکاران، ۲۰۱۵؛ شانون و همکاران، ۲۰۰۲) و (۵) کیفیت پاسخ‌دهی در پرسشنامه‌های الکترونیکی بیش‌تر از پرسشنامه‌های کاغذی است؛ زیرا

1. screening

2. multiple-gating screening

3. sampling bias

4. self-selection bias

5. lack of participant verification

ویژگی‌های تعاملی محیط وب باعث می‌شود که پاسخگو به سؤالات بیش‌تری پاسخ دهد و خطای کم‌تری مرتکب شود و به سؤالات بازپاسخ، جواب‌های طولانی‌تری بدهد (زیلر و همکاران، ۲۰۲۱؛ گانتر و همکاران، ۲۰۰۲)؛ ۶) در پرسشنامه‌های تحت وب می‌توان مطمئن بود که پاسخ‌دهنده پیش از ارسال پرسشنامه، به همه سؤالات پاسخ داده است (ون‌گلدر و همکاران، ۲۰۱۰؛ مک‌کوی و مارکس، ۲۰۰۱)؛ ۷) امکان شخصی‌سازی در طراحی پرسشنامه‌های الکترونیکی وجود دارد؛ یعنی می‌توان آن را طوری طراحی کرد که گویه‌های هر فرد بر اساس پاسخ‌های قبلی او به گویه‌های قبلی باشد (جمالی و همکاران، ۱۳۸۷)؛ ۸) در این ابزارها، تماس راحت‌تر و سریع‌تر با پاسخ‌دهنده امکان‌پذیر است (جمالی و همکاران، ۱۳۸۷) و ۹) در ابزارهای الکترونیکی می‌توان از پیش‌اعلان و نامه‌ی یادآوری استفاده کرد (شانون و همکاران، ۲۰۰۲).

پژوهش‌ها نشان داده‌اند ویژگی‌های روان‌سنجی ابزارها در بسترهای متفاوت گردآوری داده‌ها می‌توانند تفاوت‌های محسوسی داشته باشند و با تبدیل یک ابزار قلم‌کاغذی به یک ابزار الکترونیکی، ویژگی‌های روان‌سنجی ابزار لزوماً ثابت نمی‌مانند و تغییر می‌کنند و این ویژگی‌ها باید دوباره مورد بررسی قرار گیرند (دی‌جیرولامو و همکاران، ۲۰۱۹؛ هیرای و همکاران، ۲۰۱۸؛ نویس و گارلند، ۲۰۰۸؛ ویلیامز و مک‌کورد، ۲۰۰۶؛ شوارتز و همکاران، ۱۹۹۸ و کارل‌برینگ و همکاران، ۲۰۰۷). در این راستا هیرای و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی به‌منظور مطالعه‌ی ساختار و عدم تغییرناپذیری اندازه‌گیری^۱ در دو نسخه الکترونیک و قلم‌کاغذی سنجش نگرش به بیماری‌های روانی، دریافتند که علیرغم برابری ساختارهای استخراج‌شده به دلیل تفاوت‌های موجود در نمرات نسخه الکترونیک و قلم‌کاغذی، تشکیل جداول نرم اختصاصی ضرورت دارد. همچنین دی‌جیرولامو و همکاران (۲۰۱۹) در مطالعه خود با هدف مقایسه دو نسخه الکترونیک و قلم‌کاغذی پرسشنامه هم‌دلی عاطفی و شناختی، نشان دادند که مقیاس هم‌گونی درونی^۲ پرسشنامه تحت تأثیر شیوه اجرا قرار گرفته است.

شوارتز و همکاران (۱۹۹۸) در پژوهش خود به بررسی نسخه قلم‌کاغذی و الکترونیکی پرسشنامه فرایند شناسایی ایگو^۳ در دانشجویان پرداختند، نتایج تفاوت بین دو روش را نشان داد. کارل‌برینگ و همکاران (۲۰۰۷) در مقایسه دو شیوه اجرا به شکل‌های قلم‌کاغذی و اینترنتی مقیاس اختلال وحشت‌زدگی^۴ و هراس از مکان‌های باز^۵ نشان دادند هم‌گونی درونی پرسشنامه

1. Measurement Invariance

2. internal consistency

3. ego identity process

questionnaire

4. panic

5. agoraphobia

تحت تأثیر شیوه اجرا قرار نگرفته است. با این وجود، بین میانگین نمرات در دو شیوه اجرا، تفاوت مشاهده شد که به طور ضمنی این معنا را می‌رساند که امکان مقایسه نتایج بین شیوه‌های ارزیابی (استفاده از روش‌های قلم‌کاغذی و الکترونیکی به جای همدیگر) وجود ندارد. همچنین مشاهده شد که در نسخه‌ی قلم‌کاغذی نمرات برخی از خرده‌مقیاس‌ها به طور محسوسی بالاتر بودند؛ بنابراین اندازه‌های اثر^۱ تمایل به مقادیر بالاتر داشتند.

نویس و گارلند (۲۰۰۸)، بیان می‌کنند که یکی از دلایل تفاوت مشاهده‌شده بین دو نسخه‌ی قلم‌کاغذی و الکترونیکی می‌تواند این موضوع باشد که این نوع آزمون‌ها اغلب در ابتدا بر روی کاغذ تهیه و اجرا شده‌اند و سپس برای حصول اطمینان از اینکه پاسخگویان به طور مستقیم پاسخ‌ها را تکمیل می‌کنند، به شکل مشابهی با نسخه‌ی کاغذی به کامپیوتر منتقل شده‌اند. ویلیامز و مک کورد (۲۰۰۶) با تأکید بیان می‌کنند که ویژگی‌های روان‌سنجی (اعتبار، روایی و هنجار) آزمون‌های استاندارد قلم‌کاغذی، باید برای شکل کامپیوتری این آزمون‌ها، دوباره مورد بررسی قرار بگیرند. والیجو و همکاران (۲۰۰۷) در بررسی اعتبار و روایی نسخه‌ی قلم‌کاغذی و نسخه‌ی الکترونیکی پرسشنامه خودگزارش‌دهی سلامت عمومی^۲ و چک‌لیست تجدیدنظر شده‌ی نشانگان^۳ نشان دادند همگونی درونی برای هر دو شکل قلم‌کاغذی و آنلاین پرسشنامه سلامت عمومی برابر با ۰/۹ به دست آمد و این مقدار برای مقیاس‌های مختلف این پرسشنامه بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۵ متغیر بود؛ و در نسخه‌ی الکترونیکی پرسشنامه سلامت عمومی، دو مقیاس از چهار مقیاس متفاوت از نسخه قلم‌کاغذی بودند. هر دو نسخه‌ی آنلاین و قلم‌کاغذی پرسشنامه چک‌لیست تجدیدنظر شده‌ی نشانگان، همگونی درونی بالایی را نشان دادند. این در حالی بود که میانگین نمرات خرده‌مقیاس‌های نسخه‌ی قلم‌کاغذی در اغلب موارد به طور محسوسی بالاتر از نسخه‌ی آنلاین بود؛ به عبارت دیگر این امر می‌تواند به جداول هنجاری متفاوت در این دو نسخه بیانجامد. بوث‌کولی و همکاران (۲۰۰۷) در پژوهش خود نسخه‌های قلم‌کاغذی و الکترونیکی پرسشنامه-ی اثرات مطلوبیت اجتماعی را در دانشجویان باهم مقایسه کردند، آن‌ها به این نتایج دست یافتند که میزان افزایش خودکفایی^۴ در افرادی که پرسشنامه‌های الکترونیکی را پر کرده بودند بالاتر از افرادی بود که پرسشنامه‌های قلم‌کاغذی را پر کرده بودند که این امر می‌تواند به تفاوت در نحوه گزارش وضعیت روان‌شناختی منجر شود. در میزان مدیریت احساسات^۵ نیز تفاوتی در دو گروه

1. effect size

2. General Health Questionnaire-28 (GHQ-28)

3. Symptoms Checklist- 90-Revised (SCL-90-R)

4. Self-Deceptive Enhancement (SDE)

5. Impression Management (IM)

مشاهده نشد و همچنین در شرایط کامپیوتری، درجات بالاتری از مصرف الکل و رفتارهای پرمخاطره‌ی جنسی نسبت به شرایط قلم‌کاغذی گزارش شد که می‌تواند نشانگر بهبود روایی^۱ گزارش‌ها شود. علت این عدم هم‌راستایی در نتیجه ممکن است این موضوع باشد که اجرای کامپیوتری ابزارها، موقعیتی اجتماعی را ایجاد کند که در آن شرایط، یک احساس عدم بازداری^۲ در پاسخ‌دهی ایجاد شود و این احساس، منجر به ایجاد گزارش‌های بیش‌تری برای رفتارهای اجتماعی پرخطر شود. با توجه به نتایج متفاوت به‌دست‌آمده از پژوهش‌ها درباره‌ی هم‌ارزی آزمون‌های قلم‌کاغذی و الکترونیکی، اهمیت مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی بعد از تبدیل آزمون‌های قلم‌کاغذی به شکل الکترونیکی آن، لازم به نظر می‌رسد.

اخیراً به دلیل وجود نیاز به ابزارهای بومی استاندارد برای ارزیابی مشکلات روان‌شناختی کودکان، مجموعه مقیاس‌های قلم‌کاغذی غربالگری چنددرگاهی^۳ مشکلات سلامت‌روان‌شناختی کودکان (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۸) تهیه شده است. ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه‌های قلم‌کاغذی این ابزارها مناسب گزارش شده است (ابزار گزارش معلم با ضرایب همگونی درونی خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۶۷ تا ۰/۹۳ و ابزار گزارش والدین با ضرایب بین ۰/۶۵ الی ۰/۹۰). به دلیل نیاز به بالا بردن دقت و سرعت فرایند غربال‌گری اقدام به تهیه نسخه الکترونیکی شد. در این راستا این پژوهش در نظر دارد تا ویژگی‌های روان‌سنجی (اعتبار و روایی) نسخه‌ی الکترونیکی دو فرم والدین و معلم غربالگری مشکلات سلامت‌روان‌شناختی کودکان در مقطع ابتدایی را مورد ارزیابی قرار دهد.

روش پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت، جزو پژوهش‌های کمی، از نظر هدف، جزو پژوهش‌های تحقیق و توسعه و از نظر روش گردآوری داده‌ها، جزو پژوهش‌های توصیفی - پیمایشی تقسیم‌بندی می‌شود. جامعه‌ی آماری این پژوهش شامل همه‌ی والدین و معلمان دانش‌آموزان ۳۱ استان کشور است که در مقطع ابتدایی مشغول به تحصیل بودند. برای نمونه‌گیری، در ابتدای کار، در بین کلیه‌ی استان‌های کشور و از هر استان، دو شهر که شامل برخوردارترین شهر (مرکز استان) و یکی از کم برخوردارترین شهرها از لحاظ امکانات اجتماعی و اقتصادی بودند، به‌صورت هدفمند انتخاب شدند، در مرحله‌ی بعد، ۱۲ مدرسه‌ی ابتدایی از هر یک از استان‌ها (۶ مدرسه از مرکز استان و ۶ مدرسه از شهر کم برخوردار بودند) انتخاب شدند و در نهایت از بین این تعداد مدرسه، در هر

1. validity

2. disinhibition

3. multiple gating screening

شهر، یک مدرسه‌ی ابتدایی دخترانه و یک مدرسه‌ی ابتدایی پسرانه به تصادف انتخاب شدند، سپس در هر یک از این مدارس، والدین و معلمان، نسخه‌ی الکترونیکی مقیاس غربالگری مشکلات روان‌شناختی کودکان را برای دانش‌آموزان پر کردند. در مجموع تعداد ۲۴۲۰ ابزار توسط والدین و ۶۹۷۲ ابزار توسط معلمان تکمیل شد.

ابزار پژوهش

مقیاس غربالگری آسیب‌های روان‌شناختی کودکان مقطع ابتدایی - گزارش والدین (اکبری‌زردخانه و همکاران، ۱۳۹۶): این نسخه قلم‌کاغذی بوده و شامل ۱۲۵ گویه است که پاسخ‌دهی به گویه‌ها در طیف لیکرت چهارنقطه‌ای (هرگز = ۰ تا همیشه = ۳) صورت می‌گیرد. تحلیل گویه موید مناسبت گویه‌ها برای حضور در مقیاس بود. همچنین روایی محتوایی (براساس نظر متخصصان) و صوری (از نگاه والدین) این ابزار مطلوب بوده و نتایج بررسی ساختار عاملی، با به‌کارگیری تحلیل عامل اکتشافی به روش مجذورات تعمیم‌یافته و چرخش ایکوامکس نشان داده است که این نسخه، با شش مؤلفه (نارسایی در انجام تکالیف، رفتارهای ایذایی و خودآسیب‌رسان، اضطراب، فزون‌کنشی و نارسایی توجه، افسردگی، خودتنظیمی) دارای ساختار ساده و هماهنگ با چارچوب نظری است. دامنه‌ی ضرایب همگونی درونی خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۶۵ (خودتنظیمی) تا ۰/۹۰ (نارسایی در انجام تکالیف) به دست آمد (اکبری‌زردخانه و همکاران، ۱۳۹۶). پیش از اجرای نسخه‌ی الکترونیک، جهت منطبق‌سازی بیشتر مقیاس با مبانی نظری، ۲۵ گویه به آن اضافه شد.

مقیاس غربالگری آسیب‌های روان‌شناختی کودکان مقطع ابتدایی - گزارش معلم (اکبری‌زردخانه و همکاران، ۱۳۹۸): این مقیاس قلم‌کاغذی شامل ۱۱۲ گویه بود که پاسخ‌دهی به گویه‌ها در طیف لیکرت چهارنقطه‌ای (هرگز = ۰ تا همیشه = ۳) صورت می‌گیرد. تحلیل گویه موید مناسبت کلیه گویه‌ها برای حضور در مقیاس بود. همچنین بررسی‌های مربوط به روایی محتوایی (براساس نظر متخصصان) و صوری (از نگاه معلمان) این نسخه، نشان‌دهنده‌ی روایی مناسب این ابزار است. همچنین نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نسخه گزارش معلم، نشان داد که این مقیاس دارای هفت مؤلفه (نقص در عملکرد تحصیلی، آسیب به خود و در معرض آزاردیدگی، کاستی توجه و بیش‌فعالی، افسردگی، رفتارهای ایذایی، اضطراب، خودگردانی) است. دامنه‌ی ضرایب همگونی درونی خرده‌مقیاس‌ها نسخه گزارش معلم بین ۰/۶۷ (خودگردانی) تا ۰/۹۳ (نقص در انجام تکالیف) است (اکبری‌زردخانه و همکاران، ۱۳۹۸). پیش از اجرای نسخه‌ی الکترونیک،

۹ گویه از این مجموعه به دلیل پایین بودن ضریب همبستگی با دیگر گویه‌ها از این مقیاس حذف شدند.

روش اجرا

پژوهش حاضر با مشارکت دانشگاه شهید بهشتی، دانشگاه علوم بهزیستی و توان‌بخشی، قوه قضاییه، نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران، ریاست جمهوری اسلامی ایران، وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی جمهوری اسلامی ایران، سازمان بهزیستی کشور، وزارت آموزش و پرورش جمهوری اسلامی ایران، کمیته امداد امام خمینی، وزارت بهداشت، درمان و آموزش پزشکی جمهوری اسلامی ایران، ستاد اجرایی فرمان حضرت امام، برای اجرایی سازی طرح ملی نظام مراقبت‌های اجتماعی از دانش‌آموزان (نماد) از مراحل زیر گذشته است.

الف) طراحی سامانه اجرای الکترونیکی گردآوری داده‌ها: از آنجایی که یکی از اهداف اساسی این طرح انجام یافتن کلیه فرایندها در بستر الکترونیکی بود، لذا اقدام به طراحی سامانه‌ای برای این امر شد. فرایند گردآوری داده‌ها در این پژوهش با استفاده از این سامانه صورت گرفت که پس از هماهنگی‌های لازم با مدارس گروه نمونه، معلمان و والدین داده‌های لازم را بر آن ارائه نمودند. زمان پاسخ‌دهی به هر یک از ابزارهای مربوط به طور میانگین برای هر یک از دانش‌آموزان در حدود ۲۰ دقیقه برای معلم و در حدود ۳۵ دقیقه برای والدین ثبت گردیده است. همچنین به دلیل آن‌که در صورت وجود حتی یک گویه بدون پاسخ در هر مقیاس امکان ذخیره اطلاعات نبود، لذا داده‌های گردآوری شده بدون داده گمشده بود. مجموع فرایند گردآوری داده‌های در سامانه و در کل استان‌های مورد مطالعه در حدود چهار ماه زمان به خود اختصاص داد.

پس از جمع‌آوری داده‌ها، داده‌های در نسخه بیست و ششم نرم‌افزار بسته آماری علوم اجتماعی^۱ (شرکت اس پی اس اس، ۲۰۰۹) وارد شد. پس از ورود داده‌ها مرحله تحلیل اکتشافی داده‌ها^۲ (هوئل، ۲۰۰۷؛ توکی، ۱۹۷۷) انجام یافت (برای توضیحات مراجعه کنید به خدایاری‌فرد، اکبری زردخانه و زینالی، ۱۳۹۴).

پس از حصول اطمینان از صحت و دقت داده‌ها برای انجام تحلیل‌های بعدی، نمونه با استفاده امکان جداسازی داده‌ها^۳ موجود در برنامه اس پی اس اس به دو بخش مساوی تقسیم شد. پس از تشکیل این دو گروه، به تصادف یکی از این گروه‌ها به‌عنوان گروه نمونه مدرج‌سازی^۴ و دیگری رواسازی^۵ در نظر گرفته شد. در ادامه به کمک زبان برنامه‌نویسی آر نسخه ۴.۲.۳ (تیم مرکزی آر،

1. Statistical Package for the Social Sciences (SPSS)

2. exploratory data analysis

3. data split

4. calibration sample

5. validation sample

(۲۰۲۱) از داده‌های گروه مدرج‌سازی برای تحلیل گویه‌ها^۱ و استخراج ساختار عاملی به کمک بسته‌ی سایک^۲ (رول، ۲۰۲۱) و از داده‌های گروه رواسازی برای واریس روایی^۳ ساختار عاملی با استفاده از روش‌های تائیدی^۴ و به کمک بسته لاون^۵ (راسل، ۲۰۱۲) استفاده شد.

یافته‌ها

تحلیل گویه نسخه گزارش والدین نشان داد ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۹۷ به دست آمد و تحلیل ۱۵۰ گویه نسخه گزارش والدین نشان داد که ۱۱ گویه، کفایت لازم جهت حضور در مقیاس نهایی را ندارند. ملاک عدم کفایت گویه‌ها، حصول پنج ملاک از هشت ملاک مفروضه بود که عبارتند از: خارج بودن میانگین گویه‌ها از دامنه تغییرات نمرات هر گویه؛ انحراف استاندارد کم‌تر از ۰/۵؛ نمرات استاندارد کجی بالاتر از ۳؛ نمرات استاندارد کشیدگی بالاتر از ۵؛ ضریب همبستگی نمره گویه با نمره کل کم‌تر از ۰/۱؛ مجذور ضریب همبستگی چندگانه کم‌تر از ۰/۳۰؛ ضریب آلفای کرونباخ پس از حذف بیشتر از ۰/۹۷ و بیش از ۵۰ درصد از مشارکت‌کنندگان یک گزینه واحد را به‌عنوان پاسخ انتخاب کرده باشند (اکبری‌زردخانه و همکاران، ۱۳۹۶ و ۱۴۰۰). تحلیل گویه نسخه گزارش معلم با توجه به ملاک‌های اکبری‌زردخانه و همکاران (۱۳۹۶ و ۱۴۰۰) نیز نشان داد ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس برای نسخه معلم ۰/۹۷ به دست آمد و تحلیل ۱۰۳ گویه نسخه گزارش معلم نشان داد که ۲ گویه، کفایت لازم جهت حضور در مقیاس نهایی را ندارند.

تحلیل عاملی اکتشافی نسخه والدین

پیش از بررسی کفایت ماتریس ضرایب همبستگی و ورود به تحلیل عاملی نسخه والدین، شاخص کیسر-مایر-الکین^۶ برای هر گویه به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفت تا گویه‌های مشکل‌ساز در تحلیل عاملی اکتشافی شناسایی شوند (واتکینز، ۲۰۲۰). نتایج این تحلیل نشان داد که تمام گویه‌ها دارای شاخص کفایت بزرگ‌تر از ۰/۵۰ بودند؛ بنابراین هیچ گویه‌ای در این بخش حذف نگردید (لورنزو و فرناندو، ۲۰۲۱). شاخص کفایت نمونه‌برداری کیسر-مایر-الکین (کیسر، ۱۹۷۴) و آزمون کرویت بارتلت^۷ (۱۹۵۰) حاصل به ترتیب ۰/۹۷ و ۹۲۰۲۷/۷۸ با درجات آزادی ۹۵۹۱

1. item analysis

2. psych

3. cross validation

4. confirmatory

5. lavaan package

6. Kaiser_Meyer_Olkin (KMO)

7. Bartelett's test of sphericity

برای ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون به دست آمد. هر دوی این شاخص‌ها در سطح کمتر از یک‌هزارم معنادار بود؛ بنابراین در این تحلیل از ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون استفاده شد. کفایت نمونه‌برداری نشان از وجود میزانی از ضرایب همبستگی بین متغیرها را دارد که بتوانند تشکیل عاملی را بین آن‌ها انتظار داشت (موودودو و سینک، ۲۰۱۳؛ واتسون، ۲۰۱۷). معناداری آزمون کرویت بارتلت نیز فرض واحد بودن^۱ ماتریس را رد کرد (بارتلت، ۱۹۵۰).

در ادامه به منظور تصمیم‌گیری در رابطه با تعداد عواملی که باید در تحلیل نگهداری شوند از تحلیل موازی^۲ (هورن، ۱۹۶۵)، نمودار صخره‌ای^۳، تحلیل موازی، نمودار صخره‌ای (کتل، ۱۹۶۶)، حداقل متوسط جزئی^۴ (ولیسر، ۱۹۷۶) و نمودار تحلیل شبکه‌ای^۵ (گولینو و اسپکمپ، ۲۰۱۷) استفاده گردید. در نهایت مدل‌هایی با پنج (کم‌ترین تعداد عامل حاصل از تحلیل نمودار صخره‌ای)، شش، هفت، هشت، نه و ده عامل به ترتیب، با استفاده از انواع چرخش‌های متعامد و مایل و انواع روش‌های عامل‌یابی، مورد تحلیل قرار گرفتند تا از جنبه تطابق با الگوی نظری و کفایت ریاضی مورد بررسی و مقایسه قرار گیرند. در این فرایند ۱۲۰ ساختار مورد بررسی قرار گرفت.

در مقایسه نتایج حاصل از چرخش‌ها و عامل‌یابی‌های مختلف، به توصیه گورساج (۱۹۸۳)، آن دسته از عامل‌هایی که در اکثر تحلیل‌ها تکرار شدند، مورد توجه قرار گرفتند. در این راستا، ساختارهایی با ۸، ۷ و ۵ عامل با الگوی نظری تطابق داشته و دارای ساختار ساده^۶ بودند. در ادامه این مدل‌ها بر اساس ریشه میانگین مجذور باقیمانده^۷ مورد مقایسه قرار گرفتند که هر چه این مقدار کوچک‌تر باشد، بهتر است، همچنین مقادیر پایین‌تر از ۰/۰۸ ترجیح داده می‌شود (براون، ۲۰۱۵). در نهایت بهترین مدلی که با الگوی نظری مشکلات روان‌شناختی کودکان تطابق داشت، مدل عامل‌یابی محور اصلی با چرخش اکیوماکس و محدود کردن عوامل به هشت بود که در مجموع ۴۵/۷۸ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کند (جدول ۱).

جدول ۱. مؤلفه‌های حاصل از تحلیل عاملی نسخه الکترونیکی مقیاس گزارش والدین

عامل	مقدار ویژه	درصد تبیین واریانس تراکمی
یکم	۳۹/۰۲	۲۸/۰۷
دوم	۷/۶۰	۳۳/۵۴

1. identity matrix

2. parallel analysis

3. scree plot

4. Minimum Average Partial (MAP)

5. network analysis plot

6. simple structure

7. Root Mean Squared Residual (RMSR)

عامل	مقدار ویژه	درصد تبیین واریانس تراکمی
سوم	۵/۵۱	۳۷/۵۱
چهارم	۳/۳۱	۳۹/۸۹
پنجم	۲/۸۸	۴۱/۹۶
ششم	۲/۰۳	۴۳/۴۳
هفتم	۱/۶۵	۴۴/۶۲
هشتم	۱/۶۱	۴۵/۷۸

بررسی محتوای گویه‌های موجود در هر یک از عامل‌ها نشان می‌دهد عوامل استخراج‌شده را می‌توان به ترتیب، نقص در مهارت برای انجام تکالیف تحصیلی (عامل اول)، افسردگی (عامل دوم)، رفتار تکانشی و پرخاشگری (عامل سوم)، اضطراب (عامل چهارم)، نارسایی توجه و فزون کنشی (عامل پنجم)، رفتارهای خودآسیب‌رسان (عامل ششم)، سوءاستفاده از کودک (عامل هفتم) و نقص در خودگردانی و خودفرمانی (عامل هشتم) نام نهاد. از ۱۳۹ گویه‌ای که در تحلیل عاملی وارد شدند، ۱۳ گویه روی عامل اول، ۱۳ گویه روی عامل دوم، ۶ گویه روی عامل سوم، ۸ گویه روی عامل چهارم، ۷ گویه روی عامل پنجم، ۵ گویه روی عامل ششم، ۶ گویه روی عامل هفتم و ۸ گویه روی عامل هشتم بارگذاری شدند. بررسی اعتبار خرده‌مقیاس‌ها در گروه مدرج‌سازی نشان داد که کلیه خرده‌مقیاس‌ها از ضرایب همگونی درونی مناسبی در بازه ۰/۷۳ (سوءاستفاده از کودک) تا ۰/۹۳ (نقص در مهارت برای انجام تکالیف تحصیلی) برخوردار هستند (دیولیس، ۲۰۱۷). در انتها به‌منظور بررسی احتمال وجود یک عامل کلی که اثر مستقیمی بر گویه‌ها دارد اما تأثیری بر عوامل ندارد، تحلیل دوعاملی اجرا گردید. بارگذاری پراکنده عامل کلی بر گویه‌ها نشان داد که چنین عاملی در این ساختار وجود ندارد (گیوردانو و والر، ۲۰۱۹؛ اید و همکاران، ۲۰۱۶).

تحلیل عاملی تأییدی نسخه والدین

به‌منظور بررسی روایی ساختار عاملی، تحلیل عاملی تأیید بر روی داده‌های گروه روایی‌یابی و با در نظر گرفتن سه ساختار به‌عنوان الگوهای رقیب، اجرا گردید. این سه ساختار عاملی عبارتند از: ساختار اول، ساختار اصلی مقیاس (که متشکل از ۸ عامل و ۱۵۰ گویه بود)، ساختار دوم، ساختار حاصل تحلیل عاملی اکتشافی و سوم، ساختار دارای یک عامل کلی. شاخص‌های برازش در نظر

گرفته‌شده در این تحلیل عبارتند از: آماره خی دو^۱، شاخص برازش مقایسه‌ای^۲ (بنتلر، ۱۹۹۰)، شاخص برازش غیرنرمال^۳ (بنتلر و بونت، ۱۹۸۰)، ریشه میانگین مربعات خطای تقریب^۴ (استیگر، ۱۹۹۰)، شاخص تاکر-لوئیس^۵ (تاکر و لوئیس، ۱۹۷۳)، ریشه میانگین مربعات خطای تقریب با فاصله اطمینان^۶ ۹۰ درصد (هو و بنتلر، ۱۹۹۹) و ریشه میانگین مجذور باقی‌مانده استاندارد^۷ (هو و بنتلر، ۱۹۹۸). نتایج تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۲ قابل مشاهده است.

جدول ۲. شاخص‌های برازش مدل‌های رقیب در تحلیل عاملی تأییدی نسخه والدین

CFI	NNFI	TLI	RMSEA	RMSEA	SRMR	DF	X ²	شاخص رقیب
۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۸	۱۰۹۹۷	۹۰۶۳۹/۳۶۲	هشت اصلی
۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۷	۲۰۵۱	۹۸۴۴/۳۲۶	هشت اکتشافی
۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۹	۱۱۰۲۵	۱۰۲۳۴۱/۴۸۵	تک عاملی

جدول ۲ نشان می‌دهد که ساختار هشت عاملی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی در تمامی شاخص‌ها نسبت به رقیب، برازش بهتری دارد؛ بنابراین می‌توان آن را به‌عنوان ساختار نهایی که بر داده‌های گروه والدین حاکم است انتخاب کرد. جدول ۳ حاکی از آن است که مولفه‌های استخراجی ساختار نهایی دارای همگونی درونی ۰/۷۳ تا ۰/۹۳ برای ضریب آلفا و ۰/۸۷ تا ۰/۹۵ برای آلفای ترتیبی و ۰/۷۹ تا ۰/۹۴ برای امگا می‌باشند که تمام این مقادیر در بازه خوب تا عالی قرار دارند (دولیس، ۲۰۱۷؛ میشل و جولی، ۲۰۱۲).

1. Chi_Square statistic

2. Comparative Fit Index (CFI)

3. Non_Normed Fit Index (NNFI)

4. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

5. Tucker-Lewis Index (TLI)

6. confidence interval (CI)

7. Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)

جدول ۳. نشانگر و ویژگی‌های روان‌سنجی سه گویه از هر یک از خرده‌مقیاس‌های ساختار نهایی نسخه گزارش والدین

عامل	نشانگر	میانگین	انحراف استاندارد	بار عاملی	همبستگی با نمره کل	همبستگی با خرده‌مقیاس	آلفا	آلفای ترکیبی	امگا
یکم	تکالیف	۰/۶۸	۰/۹۴	۰/۶۹	۰/۶۰	۰/۷۶			
	تکالیف نیمه‌تمام	۰/۷۱	۰/۹۳	۰/۶۸	۰/۶۱	۰/۷۸	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۹۴
	تعویق	۰/۷۶	۰/۹۱	۰/۵۴	۰/۶۶	۰/۷۲			
دوم	پرتاب اجسام	۰/۳۸	۰/۷۴	۰/۴۰	۰/۴۶	۰/۵۱	۰/۹۱	۰/۹۵	۰/۹۲
	فریاد زدن	۰/۶۶	۰/۹۵	۰/۴۹	۰/۶۲	۰/۶۴	۰/۹۱	۰/۹۵	۰/۹۲
	عصبانی شدن	۰/۸۱	۰/۹۷	۰/۵۶	۰/۶۴	۰/۶۷			
سوم	انرژی کم	۰/۴۶	۰/۷۸	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۷۶	۰/۸۶	۰/۸۲
	کاهش اشتیاق	۰/۴۱	۰/۷۵	۰/۳۲	۰/۴۲	۰/۴۲	۰/۷۶	۰/۸۶	۰/۸۲
	احساسات منفی	۰/۳۹	۰/۶۳	۰/۴۵	۰/۵۶	۰/۵۱			
چهارم	زمان جدایی	۰/۸۲	۱/۰۱	۰/۵۳	۰/۴۱	۰/۵۲	۰/۸۴	۰/۸۸	۰/۸۶
	جدایی از والدین	۱/۰۳	۱/۱۵	۰/۶۶	۰/۵۱	۰/۶۹	۰/۸۴	۰/۸۸	۰/۸۶
	گم شدن	۰/۹۲	۱/۰۹	۰/۶۱	۰/۵۱	۰/۶۲			
پنجم	تکان دست‌وپا	۰/۴۳	۰/۷۶	۰/۵۱	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۸۳	۰/۸۹	۰/۸۵
	پر حرفی	۰/۹۰	۱/۰۳	۰/۴۲	۰/۵۶	۰/۵۵	۰/۸۳	۰/۸۹	۰/۸۵
	بالا پایین بردن	۰/۴۵	۰/۷۶	۰/۴۶	۰/۵۹	۰/۶۵			
ششم	کندن پوست دست	۰/۱۹	۰/۵۵	۰/۳۹	۰/۴۲	۰/۵۰	۰/۷۳	۰/۸۷	۰/۷۵
	ضرب و شتم خود	۰/۱۹	۰/۵۲	۰/۴۸	۰/۴۷	۰/۵۴	۰/۷۳	۰/۸۷	۰/۷۵
	تهدید آسیب	۰/۲۴	۰/۶۱	۰/۳۴	۰/۴۵	۰/۴۴			
هفتم	موضوعات جنسی	۰/۲۴	۰/۶۱	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۵۳	۰/۷۳	۰/۸۷	۰/۷۹
	رفتار جنسی بزرگسالان	۰/۶۲	۰/۲۳	۰/۴۳	۰/۳۷	۰/۴۴	۰/۷۳	۰/۸۷	۰/۷۹
	حرکات اغواگرانه	۰/۵۳	۰/۷۱	۰/۳۸	۰/۳۴	۰/۴۹			
هشتم	فعالیت‌ها و مسؤولیت‌ها	۱/۵۲	۱/۱۲	۰/۶۸	۰/۱۴	۰/۶۲	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۹۰
	سازگاری	۱/۶۲	۱/۰۹	۰/۷۴	۰/۱۲	۰/۶۷	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۹۰
	برنامه‌ریزی	۱/۵۵	۱/۱۳	۰/۷۲	۰/۱۰	۰/۶۷			

تحلیل عاملی اکتشافی نسخه معلم

پیش از تحلیل عاملی نسخه والدین، ماتریس ضرایب همبستگی پلی‌کوریک داده‌ها را تشکیل داده و دو شاخص کفایت نمونه‌برداری کیسر-مایر-الکین (کیسر، ۱۹۷۴) و آزمون کرویت بارتلت (۱۹۵۰) برای آن به ترتیب ۰/۹۷ و ۴۶۸۴۱۵/۵ با درجات آزادی ۵۰۵۰ محاسبه گردید؛ که هر دوی این شاخص‌ها همانند بخش قبل کفایت ماتریس ضرایب همبستگی را به‌منظور استفاده در تحلیل عاملی اکتشافی تأیید می‌کند. سپس مدل‌هایی با نگهداری شش، هفت و هشت عامل و با استفاده از انواع چرخش‌های متعامد و مایل و انواع روش‌های عامل‌یابی، مورد تحلیل و مقایسه قرار گرفتند. در این راستا، به‌منظور تخمین تعداد عواملی که باید در تحلیل نگهداری شوند، از تحلیل‌های یادشده در بخش قبل استفاده شد. در نهایت در این فرایند ۹۰ ساختار از نظر تطابق با الگوی نظری و کفایت ریاضی مورد بررسی و مقایسه قرار گرفت و ساختاری با مدل عامل‌یابی شباهت حداکثری با چرخش اکیوماکس، محدود کردن عوامل به ۶ و حداقل بارعاملی ۰/۴ به‌عنوان ساختار نهایی انتخاب گردید که در مجموع ۷۳/۱۹ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کند (جدول ۷).

جدول ۴. مؤلفه‌های حاصل از تحلیل عاملی نسخه الکترونیکی مقیاس گزارش معلم

عامل	مقدار ویژه	درصد تبیین واریانس تراکم
یکم	۵۲/۹۱	۵۲/۳۹
دوم	۸/۸۱	۶۱/۱۱
سوم	۴/۹۱	۶۵/۹۷
چهارم	۳/۶۳	۶۹/۵۷
پنجم	۲/۰۲	۷۱/۵۷
ششم	۱/۶۳	۷۳/۱۰

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که ۶ عامل استخراج‌شده را می‌توان به ترتیب، نقص در مهارت برای انجام تکالیف تحصیلی (عامل اول)، رفتار تکانشی و پرخاشگری همراه نارسایی توجه و فزون‌کنشی (عامل دوم)، رفتارهای خودآسیب‌رسان و سوءاستفاده از کودک (عامل سوم)، افسردگی (عامل چهارم)، اضطراب (عامل پنجم) و نقص در خودگردانی و خودفرمانی (عامل ششم) نام نهاد. همچنین ۶۹ گویه از ۱۰۱ گویه‌ای که در تحلیل عاملی وارد شدند، بارگذاری مناسبی بر روی عوامل مورد نظر داشتند؛ به‌این ترتیب که ۱۳ گویه روی عامل اول، ۲۳ گویه روی

عامل دوم، ۱۳ گویه روی عامل سوم، ۸ گویه روی عامل چهارم، ۶ گویه روی عامل پنجم، ۶ گویه روی عامل ششم بارگذاری شدند. بررسی اعتبار خرده‌مقیاس‌ها نشان داد که کلیه خرده‌مقیاس‌ها از ضرایب همگونی درونی مناسبی در بازه ۰/۸۳ (اضطراب) تا ۰/۹۶ (نقص در مهارت برای انجام تکالیف تحصیلی) برخوردار هستند (دیولیس، ۲۰۱۷).

در ادامه به منظور بررسی احتمال وجود یک عامل کلی که اثر مستقیمی بر گویه‌ها دارد؛ اما هیچ اثری بر عوامل شش‌گانه ندارد، یک تحلیل دوعاملی اجرا گردید. با توجه به اینکه بار عامل کلی بر عامل هشتم صفر و بسیار کم محاسبه گردید، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که عامل کلی در نظر گرفته شده در تحلیل، در واقع یک عامل کلی نبوده بلکه تنها عاملی است که در بخش دیگری از ساختار به هم‌ریخته است. (گیوردانو و والر، ۲۰۱۹ و اید و همکاران، ۲۰۱۶)

تحلیل عاملی تأییدی نسخه معلم

تحلیل عاملی تأییدی، به منظور بررسی روایی ساختار عاملی، بر روی داده‌های گروه روایی یابی و با در نظر گرفتن سه ساختار رقیب، ساختار اصلی نسخه قلم‌کاغذی مقیاس (که متشکل از ۸ عامل و ۱۰۳ گویه بود)، ساختار حاصل تحلیل عاملی اکتشافی و ساختاری با یک عامل کلی، اجرا گردید. اطلاعات جدول ۵ نشان می‌دهد که ساختار شش عاملی اکتشافی با وجود اختلاف کم در بعضی از شاخص‌ها، اما در دو شاخص ریشه میانگین مجذور باقیمانده و ریشه میانگین مجذور باقی‌مانده استاندارد، اختلاف قابل توجهی نسبت به دیگر رقبا داشته و برآزش بهتری دارد؛ بنابراین این ساختار به عنوان ساختار نهایی انتخاب گردید.

جدول ۵. شاخص‌های برآزش سه ساختار رقیب در تحلیل عاملی تأییدی نسخه معلم

CFI	NNFI	TLI	RMSEA	RMSEA	SRMR	درجات آزادی	اره‌خ دو	ساختار رقیب
۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۷	-	۰/۱۰۲	۰/۱۰	۰/۰۹	۵۰۲۱	۱۹۱۵۳۵/۱۷۲
				۰/۱۰۳				هشت عاملی اصلی
۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۶	-	۰/۱۱۸	۰/۱۱	۰/۱	۵۰۴۹	۲۵۵۷۱۶/۴۴۰
				۰/۱۱۹				تک عامل کلی
۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	-	۰/۰۷۰	۰/۰۷	۰/۰۶	۲۵۴۰	۴۷۳۱۹/۳۸۰
				۰/۰۷۱				شش عامل اکتشافی

جدول ۶ نشان می‌دهد که مولفه‌های ساختار نهایی دارای ضریب همگونی درونی خوب تا عالی بر اساس هر سه ضریب آلفا، آلفای ترتیبی و امگا می‌باشند (دولیس، ۲۰۱۷؛ میشل و جولی، ۲۰۱۲). همچنین همبستگی گویه‌ها و خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۴۸ و ۰/۹ و متغیر است.

جدول ۶. نشانگر و ویژگی‌های روان‌سنجی سه گویه از هر یک از خرده‌مقیاس‌های ساختار نهایی نسخه گزارش معلم

عامل	نشانگر	میانگین	استاندارد انحراف	بار عاملی	همبستگی با خرده‌مقیاس	آلفا	آلفای ترتیبی	امگا
یکم	بی‌دقتی	۰/۹۲	۱/۰۱	۰/۷۴	۰/۸۴	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۷
	حواس‌پرتی	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۶۳	۰/۷۹	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۷
	توجه به جزئیات	۰/۶۸	۰/۹۵	۰/۶۹	۰/۷۷	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۷
دوم	قطع صحبت	۰/۵۸	۰/۸۳	۰/۷۳	۰/۷۹	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۷
	پرخاصگری	۰/۴۹	۰/۷۸	۰/۶۸	۰/۷۹	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۷
	بالا و پایین پریدن	۰/۴۷	۰/۷۷	۰/۶۶	۰/۷۹	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۷
سوم	جرح‌دیدن	۰/۱۵	۰/۵۰	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۹۳	۰/۹۷	۰/۹۴
	چنگ‌زدن	۰/۱۶	۰/۵۱	۰/۷۲	۰/۷۵	۰/۹۳	۰/۹۷	۰/۹۴
	آرم و فرار	۰/۱۷	۰/۵۳	۰/۶۷	۰/۷۲	۰/۹۳	۰/۹۷	۰/۹۴
چهارم	انرژی کم	۰/۴۹	۰/۷۳	۰/۵۳	۰/۶۵	۰/۹۳	۰/۹۶	۰/۹۴
	گوشه‌گیری	۰/۵۱	۰/۷۷	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۹۳	۰/۹۶	۰/۹۴
	احساسات منفی	۰/۳۰	۰/۶۳	۰/۵۳	۰/۶۵	۰/۹۳	۰/۹۶	۰/۹۴
پنجم	فکر دیگران	۰/۶۷	۰/۸۵	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۸۳	۰/۹۰	۰/۸۹
	حضور مدرسه	۰/۲۸	۰/۶۴	۰/۵۹	۰/۵۷	۰/۸۳	۰/۹۰	۰/۸۹
	جدایی از مادر	۰/۵۳	۰/۸۷	۰/۷۸	۰/۶۹	۰/۸۳	۰/۹۰	۰/۸۹
ششم	انجام وظایف	۱/۷۲	۱/۰۵	-۰/۶۵	۰/۵۷	۰/۸۳	۰/۸۷	۰/۸۴
	پشتکار	۱/۸۴	۱/۰۲	-۰/۷۶	۰/۶۶	۰/۸۳	۰/۸۷	۰/۸۴
	مسئولیت‌پذیری	۱/۹۱	۱/۰۲	-۰/۷۶	۰/۶۵	۰/۸۳	۰/۸۷	۰/۸۴

بحث و نتیجه‌گیری

غربالگری و ارجاع به‌موقع از اصلی‌ترین راه‌های مقابله و پیشگیری اختلالات رفتاری و روانی به‌خصوص در دانش‌آموزان است (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۷). از میان روش‌های مختلف

غربالگری مشکلات کودکان و نوجوانان، غربالگری چنددرگاهی که در آن از چندین منبع برای کسب اطلاعات در مورد هر فرد استفاده می‌شود، نسبت به سایر روش‌ها، اطلاعاتی معتبرتر در یک جمعیت حاصل می‌آورد (استیفلر و دور، ۲۰۱۵). به‌علاوه با گسترش دسترسی به اینترنت، شواهد حاکی از آن است که انجام ارزیابی‌های الکترونیکی روانی می‌تواند باعث بهبود فرایندهای جمع‌آوری اطلاعات و در نتیجه تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی‌های مناسب شود (ژو و همکاران، ۲۰۲۰). از این‌رو این مطالعه با هدف ساخت نسخه الکترونیکی ابزار غربال‌گری چند درگاهی مشکلات روان‌شناختی کودکان در بستر اینترنت صورت گرفت.

مطالعات پیشین گواه از آن دارند که در تبدیل یک ابزار قلم‌کاغذی به یک ابزار الکترونیکی لزوماً ساختار و ویژگی‌های روان‌سنجی آن ثابت باقی نمی‌ماند (لیو و همکاران، ۲۰۲۱؛ دی‌جیرولامو و همکاران، ۲۰۱۹؛ هیرای و همکاران، ۲۰۱۸؛ نویس و گارلند، ۲۰۰۸؛ ویلیامز و مک‌کورد، ۲۰۰۶؛ شوارتز و همکاران، ۱۹۹۸ و کارل‌برینگ و همکاران، ۲۰۰۷). همچنین اورچان (۲۰۱۸) معتقد است که صرف حصول شاخص‌های برازش مناسب در تحلیل عاملی تأییدی به این معنا نیست که مدل انتخابی، بهترین مدلی است که ساختار مفهومی حاکم بر داده‌ها را تبیین می‌کند. لذا در این مطالعه ابتدا تحلیل عاملی اکتشافی به‌منظور شناسایی ساختار احتمالی منطبق بر داده‌های ابزار الکترونیکی برای هر دو نسخه گزارش معلم و والد، اجرا گردید. سپس با هدف بررسی و مقایسه میزان برازش ساختار اکتشافی و ساختار زیر بنایی ابزار قلم‌کاغذی، تحلیل عاملی تأییدی انجام شد.

تحلیل گویه‌ها نشان داد که تعدادی از گویه‌های نسخه گزارش والدین و ۲ گویه از نسخه گزارش معلم کفایت لازم جهت حضور در مقیاس الکترونیکی را ندارند. این عدم‌کفایت می‌تواند حاصل تفاوت در درک سازه‌های مورد بررسی در بین جمعیت مورد مطالعه یا عبارت‌پردازی‌های نامانوس و ناصحیح باشد (موسی، ۲۰۱۷؛ اکبری‌زردخانه، ۱۳۹۷).

ابزارهای مورد استفاده در این مطالعه بر اساس مقیاس لیکرت نمره‌گذاری شده‌اند که این امر فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها را زیر سؤال می‌برد؛ بنابراین پیشنهاد شده است تا در چنین مطالعاتی به‌منظور تحلیل عاملی اکتشافی از ماتریس ضرایب همبستگی پلی‌کوریک استفاده شود (واتکینز، ۲۰۲۰). در داده‌های نسخه گزارش والدین، بررسی شاخص کفایت نمونه‌برداری (کیسر، ۱۹۷۴) ماتریس ضرایب همبستگی پلی‌کوریک، مقدار کم و نامناسب را نشان داد (موودودو و سینک، ۲۰۱۳؛ واتسون، ۲۰۱۷) درحالی‌که مقدار این شاخص برای ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون، خوب و مناسب محاسبه گردید. لذا در تحلیل عاملی اکتشافی نسخه والدین، ماتریس پیرسون مورد استفاده قرار گرفت. از سوی دیگر، در بررسی نسخه گزارش معلم، شاخص کفایت

نمونه‌برداری (کیسر، ۱۹۷۴) برای ماتریس پلی‌کوریک خوب و مناسب به دست آمد که نشان‌دهنده وجود مقداری کافی از همبستگی بین گویه‌ها به‌منظور استخراج عوامل است (موودودو و سینک، ۲۰۱۳؛ واتسون، ۲۰۱۷). همچنین فرض ماتریس واحد بودن برای ماتریس ضرایب همبستگی هر دو نسخه توسط آزمون بارتلت (۱۹۵۰) رد گردید به این معنی که گویه‌ها از یکدیگر مستقل نبوده و می‌توان وجود تأثیر عوامل را بین آن‌ها مفروض دانست (نانالی و برنشتاین، ۱۹۹۴).

در تحلیل عاملی اکتشافی نسخه والدین پس از بررسی ساختارهای متعدد حاصل از انواع روش‌های عامل‌یابی و چرخش، ساختاری دارای هشت عامل استخراج‌شده به روش محور اصلی و چرخش اکیوماکس با الگوی نظری بیشترین تطابق را داشته و به‌عنوان ساختار ساده انتخاب گردید. همچنین از ۱۲۰ ساختار حاصل از نسخه والدین، ساختاری متشکل از شش عامل به روش شباهت حداکثری و چرخش اکیوماکس، بیشترین تطابق را با مفاهیم نظری داشته و به‌عنوان ساختار ساده انتخاب گردید. در انتخاب ساختار اکتشافی نهایی علاوه بر توجه به شاخص‌های مفهومی نظیر تناسب داشتن عوامل استخراجی با مفاهیم زیربنایی مقیاس (فلورا و فلیک، ۲۰۱۷) به پتانسیل ساختار ساده (ترستون، ۱۹۴۷) بودن کاندیداها نیز توجه گردید. همچنین به پیشنهاد واتکینز (۲۰۲۰) برای انتخاب ساختار اکتشافی نهایی، شاخص‌های برازش مدل‌های حاصل از تحلیل اکتشافی، مورد مقایسه گرفت. در ادامه برای هر نسخه سه ساختار رقیب در تحلیل عاملی تأییدی مورد مقایسه قرار گرفتند. این سه ساختار عبارت بودند از ساختارهای اکتشافی، ساختار زیربنایی نسخه قلم‌کاغذی و یک ساختار تک‌عاملی از هر نسخه به‌منظور بررسی اقتصادی‌ترین ساختار محتمل (سلبوم و تلگن، ۲۰۱۹).

تحلیل عاملی تأییدی نسخه گزارش والدین نشان داد که ساختار هشت عاملی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی دارای بیشترین برازش بوده که این امر نشان می‌دهد مدل حاکم بر داده‌های نسخه الکترونیک گزارش والدین از مشکلات روان‌شناختی کودکان از نظر تعداد عوامل با مدل زیربنایی نسخه قلم‌کاغذی مشابه است؛ اما با این تفاوت که از ۱۵۵ گویه نسخه قلم‌کاغذی تنها ۶۶ گویه در مدل نسخه الکترونیک، بارگذاری مناسب داشتند که امر می‌تواند ناشی از تفاوت در فضا و نوع برگزاری آزمون و در نتیجه تغییر الگوی پاسخگویی مشارکت‌کنندگان به گویه‌ها باشد. در تحلیل عاملی تأییدی نسخه گزارش معلم، ساختار شش عاملی حاصل تحلیل اکتشافی با برازش بهتر نسبت به رقبا به‌عنوان ساختار نهایی این مقیاس، انتخاب گردید. در این ساختار، خرده‌مقیاس رفتار تکانشی و پرخاشگری همراه با خرده‌مقیاس نارسایی توجه و فزون‌کنشی یک عامل را تشکیل دادند. با توجه به این موضوع که قالب پاسخ معلمان ناشی از مشاهده رفتار

دانش‌آموزان در کلاس است؛ همراهی این دو خرده‌مقیاس می‌تواند ناشی از عدم توانایی گویه‌ها در تمییز نشانگرهای این دو اختلال باشد. برای مثال در گویه‌های خرده‌مقیاس رفتار تکانشی به نشانگرهایی نظیر "ورود به فعالیت دیگران و قطع آن" اشاره شده است و از سوی دیگر از "ورود و قطع حرف دیگران" به‌عنوان نشانگری برای خرده‌مقیاس فزون‌کنشی استفاده شده است، شباهت این نشانگرها با توجه به محدودیت مشاهدات معلمان، می‌تواند یکی از علل ترکیب این دو خرده‌مقیاس باشد. همچنین در این ساختار دو خرده‌مقیاس رفتارهای خودآسیب‌رسان و سوءاستفاده از کودک یک عامل واحد را تشکیل داده‌اند که در تبیین این امر نیز همانند مورد قبل می‌توان به محدودیت مشاهدات معلم و شباهت گویه‌ها اشاره کرد.

در اغلب موارد، از ضریب آلفای کرونباخ (کرونباخ، ۱۹۵۱)، برای ارزیابی همگونی درونی استفاده می‌شود. البته باید به این نکته توجه شود که فقط یک ضریب برای محاسبه‌ی پایایی وجود ندارد (آرمور، ۱۹۷۱). همچنین بحث‌هایی در مورد استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای مقیاس‌هایی که پاسخ‌هایشان در طیف لیکرت است، وجود دارد؛ چون فرض استفاده از آلفای کرونباخ این است که پاسخ‌های مقیاس‌ها به‌صورت پیوسته باشد (آرمور، ۱۹۷۱). زامبو و همکاران (۲۰۰۷)، بیان کردند بر اساس یافته‌های پژوهشگران، در مواردی که داده‌ها بر اساس طیف لیکرت وجود دارند، ضریب آلفای ترتیبی^۱ و تتای ترتیبی^۲ جایگزین بهتری برای ضریب آلفای کرونباخ هستند و برآوردهای مناسب‌تری از پایایی دارند. در همین راستا دولیس (۲۰۱۷) نیز ضریب امگا را به‌عنوان جایگزینی برای آلفای کرونباخ معرفی می‌کند. از این‌رو در این مطالعه به‌منظور بررسی اعتبار به روش همگونی درونی، سه ضریب آلفا، آلفای ترتیبی و امگا برای تمام مولفه‌های هر دو نسخه محاسبه گردید که نتایج نشان داد هر سه این ضرایب در سطح خوب و عالی قرار دارند؛ بنابراین نتایج نشان داد که نسخه الکترونیک ابزارهای گزارش والدین و گزارش معلم از مشکلات روان‌شناختی کودکان، صلاحیت لازم به‌منظور استفاده در بستر اینترنت را دارد.

در این مطالعه ثبات نمرات در طول زمان توسط روش‌های دیگر سنجش اعتبار همچون اعتبار مجدد^۳ یا دونیمه‌سازی^۴ مرود بررسی قرار نگرفت؛ نبود این شاخص‌ها استفاده از این ابزار را در مطالعاتی همچون بررسی اثربخشی مداخلات با تردید همراه می‌کند (دولیس، ۲۰۱۷)؛ چرا که در این مطالعات پژوهشگر به دنبال این اطمینان است که تغییرات حاصل در نمرات مشارکت‌کنندگان تنها حاصل اعمال مداخله بوده نه عوامل دیگر.

1. ordinal coefficient alpha

2. ordinal coefficient theta

3. test-retest reliability

4. split-half reliability

همچنین عدم سنجش روایی ملاکی^۱، از دیگر محدودیت‌های این پژوهش است؛ چرا که روایی همگرا^۲ و واگرا^۳ با بررسی رابطه بین این مقیاس و مقیاس‌هایی که سازه مشابه یا متفاوتی را می‌سنجند این فرصت را فراهم می‌آورد تا به فهم کامل‌تری از روایی سازه ابزار مورد مطالعه دست پیدا کرد (رست و همکاران، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، با مطالعه رابطه بین نتایج این آزمون و عملکرد دانش‌آموزان در آزمون‌های پیشرفت تحصیلی می‌توان روایی پیش‌بین این آزمون را مورد مطالعه قرار داد (مهرنر و لهمان، ۱۹۸۴) که عدم بررسی آن از دیگر محدودیت‌های این پژوهش بوده است.

موزاین اخلاقی

ورود و خروج مشارکت‌کنندگان در این پژوهش آزادانه بوده و از حفظ حریم خصوصی و رازدار به آنان اطمینان داده شد.

مشارکت نویسندگان

ردیف	نام و نام خانوادگی	سهم	نوع مشارکت
۱	سعید اکبری زردخانه	۴۰	طراحی، مدیریت طرح، مفهوم‌سازی، اجرا و بازبینی و اصلاح
۲	امیرحسین دانشمند کفترودی	۱۰	تحلیل و تفسیر داده‌ها؛ تهیه پیش‌نویس و نهایی‌سازی مقاله
۳	علی محمد زنگانه	۱۰	هماهنگی در جذب مشارکت و گردآوری داده‌ها
۴	نادر منصور کیایی	۱۰	هماهنگی در جذب مشارکت و گردآوری داده‌ها
۵	سیامک طهماسبی گرمثانی	۱۰	هماهنگی در جذب مشارکت و گردآوری داده‌ها
۶	محسن جلال‌دانش	۵	گردآوری داده‌ها
۷	سید عین‌الله تیموری فرد	۱۰	هماهنگی در جذب مشارکت و گردآوری داده‌ها
۸	کوثر رئوف	۵	تهیه پیش‌نویس مقدمه و روش

تعارض منافع

بنا بر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

1. criterion

2. convergent

3. divergent

سیاسگزاری

مقاله حاضر مستخرج از طرحی با عنوان "مطالعه مقدماتی ساخت ابزارهای استاندارد بومی ارزیابی آسیب‌های روانی- اجتماعی دانش‌آموزان کشور" است که در چهارچوب سند ائتلاف نظام مراقبت‌های اجتماعی از دانش‌آموزان (نماد) ذیل سند تقسیم‌کار ملی کنترل و کاهش آسیب‌های اجتماعی اجرا شده است. اجرای این پژوهش در قالب تفاهم‌نامه مشترک وزارت آموزش و پرورش و وزارت کشور (به شماره ۱۳۷۵۶۴ مورخه ۱۳۹۶/۸/۲۴) با دانشگاه شهید بهشتی (تفاهم‌نامه ۶۰۰/۵۴۴/ص مورخه ۱۳۹۵/۶/۳) صورت گرفته است. از کلیه عزیزانی که ما را در این مسیر کمک نمودند، تقدیر و تشکر می‌نماییم. همچنین از کلیه والدین و معلمان که ما را در انجام این تحقیق یاری کردند، تشکر و قدردانی می‌شود.

References

- Achenbach, T. M., Rescorla, L. A., & Ivanova, M. Y. (2012). International epidemiology of child and adolescent psychopathology I: Diagnoses, dimensions, and conceptual issues. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 51(12), 1261-1272. [[link](#)]
- Akbari-Zardkhaneh, S., Alebuieh, M., Zanganeh, A., Mansurkiaie, N., Jallalat-Danesh, M., & Mahdavi, M. (2018). Parent Form of Psychological Pathology for Children: Preliminary Study of Development and Psychometric Properties [Research]. *Quarterly Journal of Child Mental Health*, 4(4), 152-164. [persian][[link](#)]
- Akbari Zardkhaneh, S., Zanganeh, A.-M., Mansour Kiaee, N., Mahdavi, M., Alebuieh, M., Jallalat-e-Danesh, M., Taymouri, E., & Tahmasebi Garmtani, S. (2019). Priliminary Version of Psychological Problems Scale- Teacher Form: Development and Psychometric Evaluation [Applicable]. *Quarterly Journal of Child Mental Health*, 6(1), 1-13. [persian][[link](#)]
- Akbari-Zardkhaneh, S., Shahvarani, S. M., Mansurkiaie, N., Zanganeh, A., Jallalat-Danesh, M., Tahmasebi, S., & Zareian, M. (2018). Psychometric Properties of Electronic Mental Health Assessment Device for High School Students: Teacher and Parent Form. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 24(3), 324-339. [persian][[link](#)]
- Akbari-Zardkhaneh, S., Soleimani, Z., Zanganeh, A. M., Mansour Kiaei, N., Mostafavi, M., Taimouri, A. A., Jallatdanesh, M., & Tahmasabi, S. (1400). Short-electronic scale of mental health problems of primary school students - teacher's version. *Educational Measurement and Evaluation Studies*, 33(11), 23-40. [persian][[link](#)]

- Armor, D. J. (1971). Theta Reliability And Factor Scaling. *Sociological Methodology*, 5, 17-50. [\[link\]](#)
- Aronen, E.T., Teerikangas, O. M., & Kurkela, S.A. (1999). The continuity of psychiatric symptoms from adolescence into young adulthood. *Nordic Journal of Psychiatry*, 53(5), 333-338. [\[link\]](#)
- Atladottir, H. O., Gyllenberg, D., Langridge, A., Sandin, S., Hansen, S. N., Leonard, H.,, & Parner, E. T. (2014). The increasing prevalence of reported diagnoses of childhood psychiatric disorders: A descriptive multinational comparison. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 24 (2), 173–183. [\[link\]](#)
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3(2), 77–85. [\[link\]](#)
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606. [\[link\]](#)
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246. [\[link\]](#)
- Booth-Kewley, S., Larson, G. E., & Miyoshi, D. K. (2007). Social desirability effects on computerized and paper-and-pencil questionnaires. *Comput Human Behav*, 23(1), 463-477. [\[link\]](#)
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). Guilford.
- Carlbring, P., Brunt, S., Bohman, S., Austin, D., Richards, J., öst, L-G., & Andersson, G. (2007). Internet vs. paper and pencil administration of questionnaires commonly used in panic/agoraphobia research. *Computers in Human Behavior*, 23(3), 1421–1434. [\[link\]](#)
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–276. [\[link\]](#)
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient Alpha And The Internal Structure Of Tests. *Psychometrika*, 16 (3), 297-334. [\[link\]](#)
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Sage.
- Di Girolamo, M., Giromini, L., Winters, C. L., Serie, C. M. B., & de Ruiter, C. (2019). The Questionnaire of Cognitive and Affective Empathy: A comparison between paper-and-pencil versus online formats in Italian samples. *Journal of Personality Assessment*, 101(2), 159–170. [\[link\]](#)
- Eid, Michael & Geiser, Christian & Koch, Tobias & Heene, Moritz. (2016). Anomalous Results in G-Factor Models: Explanations and Alternatives. *Psychological Methods*. 22. 10.1037/met0000083. [\[link\]](#)
- Flora, D. B., & Flake, J. K. (2017). The purpose and practice of exploratory and confirmatory factor analysis in psychological research: Decisions for

- scale development and validation. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 49(2), 78-88. [[link](#)]
- Giordano, Casey & Waller, Niels. (2019). Recovering bifactor models: A comparison of seven methods. *Psychological Methods*. 25. 10.1037/met0000227. [[link](#)]
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PlosOne*, 12(6), 1-26. [[link](#)]
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Erlbaum.
- Gunter, B., Nicholas, D., Huntington, P., & Williams, P. (2002). Online versus offline research: implications for evaluating digital media. *Aslib Proceedings*, 54(4), 229-239. [[link](#)]
- Hays, R. D., Liu, H., & Kapteyn, A. (2015). Use of Internet panels to conduct surveys. *Behavior Research Methods*, 47(3), 685-690. [[link](#)]
- Hirai, M., Vernon, L. L., & Clum, G. A. (2018). Factor structure and administration measurement invariance of the beliefs toward mental illness scale in Latino college samples: Paper-pencil versus internet administrations. *Assessment*, 25(6), 759-768. [[link](#)]
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179-185. [[link](#)]
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453. [[link](#)]
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. [[link](#)]
- Jamali, H. R., Sarafzadeh, M., and Asadi, S. (1387). Article: Electronic navigation. *Monthly Book of Social Sciences*, -12(12), 78-88. [persian] [[link](#)]
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36. [[link](#)]
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. *Methodology*, 17(4), 296-306. [[link](#)]
- Masten, A. S., & Coatsworth, J. D. (1998). The development of competence in favorable and unfavorable environments: Lessons from research on successful children. *American Psychologist*, 53(2), 205-220. [[link](#)]
- McCoy, S., & Marks, P. (2001). Using electronic surveys to collect data: experiences from the field. *Seventh Americas Conference on Information Systems*, Boston, USA.

- McMahon, S. R., Iwamoto, M., Massoudi, M. S., Yusuf, H. R., Stevenson, J. M., Chu, S. Y., & Pickering, L. K. (2003). Comparison of E-mail, Fax, and Postal Surveys of Pediatricians. *Pediatrics*, 111(4), 299-303. [[link](#)]
- Mitchell, M. L., & Jolley, J. M. (2012). *Research Design explained*. Cengage Learning.
- Moses, T. (2017). A review of developments and applications in item analysis. *Advancing Human Assessment*, 19-46. [[link](#)]
- Mvududu, N. H., & Sink, C. A. (2013). Factor analysis in counseling research and practice. *Counseling Outcome Research and Evaluation*, 4(2), 75–98. [[link](#)]
- Noyes, J. M., & J, Garland, K. (2008). Computer- vs. paper-based tasks: Are they equivalent? *Ergonomics*, 51(9), 1352–1375. [[link](#)]
- Orçan, F., (2018). Exploratory and confirmatory factor analysis: which one to use first?. *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 9(4), 414-421. [[link](#)]
- Polanczyk, G. V., Salum, G. A., Sugaya, L. S., Caye, A., & Rohde, L. A. (2015). Annual research review: A meta-analysis of the worldwide prevalence of mental disorders in children and adolescents. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 56(3), 345-65. [[link](#)]
- R Core Team (2021). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Revelle, W. (2021). psych: Procedures for Personality and Psychological Research (Version 2.2.9). [R package]. Evanston, Illinois: Northwestern University. Available from <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. [[link](#)]
- Rust, J., Kosinski, M., Stillwell, D. (2020). *Modern Psychometrics: The Science of Psychological Assessment*. United Kingdom: Taylor & Francis.
- Sellbom, M., & Tellegen, A. (2019). Factor analysis in psychological assessment research: Common pitfalls and recommendations. *Psychological Assessment*, 31(12), 1428–1441. [[link](#)]
- Shannon, D. M., Johnson, T. E., Searcy, S., & Lott, A. (2002). Using electronic surveys: advice from survey professionals. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 8(1), 1-9. [[link](#)]
- Schwartz, S. J., Mullis, R. L., & Dunham, R. M. (1998). Effects of authoritative structure in the measurement of identity formation: Individual computer-managed versus group paper-and pencil testing. *Computers in Human Behavior*, 14(2), 239–248. [[link](#)]

- Shokuhi-Yekta, M., & Prand, A. (2009). Behavioral disorder of children and Teenager [Persian]. *Tehran: Institute Cultural Publication Tiemorzadeh-Tayeb*, 2(3), 25-27.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173-180. [\[link\]](#)
- Stiffler, M. C., & Dever, B. V. (2015). *Mental health screening at school: Instrumentation, implementation, and critical issues. Contemporary issues in psychological assessment*. Cham, Switzerland: Springer International Publishing.
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis*. University of Chicago Press.
- Thangavel, S., & Subramaniam, R. (2016). Investigating the Benefits and Challenges with E-Surveying- A Review. *International Journal of Science and Research Methodology*, 4(1), 32-44. [\[link\]](#)
- Vallejo, M.A., Jordán, M.C., Díaz, M. I., Comeche, M. I., & Ortega, J. (2007). Psychological Assessment via the Internet: A Reliability and Validity Study of Online (vs Paper-and-Pencil) Versions of the General Health Questionnaire-28 (GHQ-28) and the Symptoms Check-List-90-Revised (SCL-90-R). *Journal of Medical Internet Research*. 9(1), 14-23. [\[link\]](#)
- Van Gelder, M. M., Bretveld, R. W., & Roeleveld, N. (2010). Webbased questionnaires: The future in epidemiology? *American Journal of Epidemiology*, 172, 1292-1298. [\[link\]](#)
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327. [\[link\]](#)
- Watkins, Marley. (2020). A Step-by-Step Guide to Exploratory Factor Analysis with R and RStudio. 10.4324/9781003120001.
- Watson, J. C. (2017). Establishing evidence for internal structure using exploratory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50(4), 232-238. [\[link\]](#)
- Williams, J. E., & McCord, D. M. (2006). Equivalence of standard and computerized versions of the Raven Progressive Matrices test. *Computers in Human Behavior*, 22(5), 791-800. [\[link\]](#)
- Williams, S.T. (2008). *Mental Health Screening and Assessment Tools for Children*. UCDAVIS EXTENTION, University Of California.
- Yang S. Liu, Jeffrey Hankey, Nigel Mantou Lou, Pratap Chokka & Jason M. Harley (2021): Usability and Emotions of Mental Health Assessment Tools: Comparing Mobile App and Paper-and-Pencil Modalities, *Journal of Technology in Human Services*, 39:2, 193-211. [\[link\]](#)
- Zeiler, M., Peer, S., Philipp, J., Truttman, S., Wagner, G., Karwautz, A., & Waldherr, K. (2021). Web-based versus paper-pencil assessment of

- behavioral problems using the Youth Self-Report. *European Journal of Psychological Assessment*, 37(2), 95–103. [[link](#)]
- Zhang, Y. (1999). Using the Internet for Survey research: A Case Study. *Journal of the American Society for Information Science*. 51(1), 57– 68. [[link](#)]
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal Versions of Coefficients Alpha And Theta For Likert Rating Scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21-29. [[link](#)]

