مقاله پژوهشی
فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی
دانشگاه علامه طباطبائی
سال یازدهم، شماره ۴۱، پاییز ۱۳۹۹، ص ۱۲۷تا ۱۵۲

Research Article
Quarterly of Educational Measurement
Allameh Tabataba'i University
Vol. 11, No. 41, Fall 2020

مقیاس کوتاه الکترونیکی مشکلات سلامت روانی نوجوانان متوسطه یکم- نسخه معلم

سعید اکبری زردخانه[۱]،پروین صالح زاده[۲]، محمدعلی زنگانه[۳]، نادر منصورکیایی[۴]، محمدمصطفوی[۵]، سید عین اله طیموری[۶]، محسن جلالت دانش[۷]، سیامک طهماسبی گرمتانی[۸]

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۲/۱۲
تاریخ پذیرش: ۹۹/۰۳/۲۷

چکیده

اهمیت شناسایی تغییرات سلامت روان دانش‌آموزان و ضرورت غربال‌گری با استفاده از ابزارهای دقیق و معتبر متناسب با ویژگی‌های بوم‌شناختی جامعه ایران، محققان این پژوهش را بر آن داشت تا به منظور تهیه نسخه کوتاه مقیاس الکترونیکی مشکلات سلامت روان‌شناختی- فرم معلم برای دانش‌آموزان دوره متوسطه یکم اقدام نمایند. جامعه آماری این پژوهش را دانش‌آموزان دوره یکم متوسطه سی‌ویک استان کشور تشکیل می‌دهد. در هر استان دو شهر به روش نمونه‌گیری هدفمند، در هر شهر دو مدرسه به شیوه تصادفی ساده انتخاب و کلیه دانش‌آموزان دوره متوسطه یکم وارد گروه نمونه شدند. نمونه دانش‌اموزی مشتمل بر ۱۱۴۸۴ دانش‌آموز (۶۴۰۳ دختر و ۵۰۸۱ پسر) بود. تحلیل آیتم‌ها نشانگر ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب برای بخش اعظمی از آیتم‌ها بود. نتایج تحلیل عامل تأییدی نیز نشان داد که مدل هشت‌مؤلفه‌ای با چهل

۱. استادیار دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران(نویسنده مسئول)Akbari76ir@yahoo.com
۲. دانشجوی دکتری دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۳. دکتری پزشکی، معاونت پیشگیری قوه قضاییه، تهران، ایران
۴. دکتری تخصصی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
۵. دکتری تخصصی، امور تربیتی و مشاوره وزارت آموزش‌وپرورش، تهران، ایران
۶. دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران
۷. کارشناسی ارشد حقوق جزا، معاونت پیشگیری قوه قضاییه، تهران، ایران
۸. استادیار دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی، تهران، ایران

آیتم مبتنی بر دیدگاه متخصصان بهترین برازش را با داده‌ها نشان می‌دهد. ضرایب مسیر استاندارد آیتم‌ها بین ۰/۳۴ تا ۰/۸۷ به‌دست آمد که نشانگر روایی واگرای مناسب و همچنین شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده (بین ۰/۴۶ و ۰/۷۳) آیتم‌ها نیز نشان‌دهنده روایی همگرای آنها است. اعتبار خرده‌مقیاس‌ها نیز براساس ضریب اعتبار ترکیبی (بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۳) و آلفای کرونباخ (بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۳) مطلوب حاصل شد. به عبارت دیگر مقیاس کوتاه از انسجام درونی لازم برخوردار است. همبستگی بین مؤلفه‌ها و با نمره کل در دامنه قابل قبولی بود. مقایسه ساختار عاملی گروه‌های دختر و پسر حاکی از برازندگی مناسب و معادل برای هر دو گروه است. این یافته نشانگر تغییرناپذیری ساختار ابزار در این دو گروه بود و شواهدی برای یکسانی مفاهیم و سازه مورد سنجش است. لذا می‌توان نتیجه گرفت ویژگی‌های روانسنجی حاکی از مناسب بودن فرم کوتاه پرسشنامه سلامت روان‌شناختی برای استفاده در فرایند غربال‌گری در جامعه دانش‌آموزان متوسطه یکم جامعه ایران است.

واژگان کلیدی: غربال‌گری سلامت روان‌شناختی، نوجوانی، دوره یکم متوسطه، تحلیل عامل تأییدی.

مقدمه

نوجوانی دوره‌ای است برای شروع رفتارها و شرایطی که نه‌تنها بر سلامت نوجوان در همین دوره تأثیر می‌گذارد که به اختلالات در بزرگسالی نیز منجر می‌شود (داس، سالم، لاسی، خان[1] و همکاران، ۲۰۱۶). بین ۱۰ تا ۲۰ درصد از کودکان و نوجوانان سراسر دنیا اختلالات روانی را تجربه می‌کنند و نیمی از بیماری‌های روانی در بزرگسالی از سن چهارده سالگی آغاز می‌شوند (سازمان جهانی بهداشت[2]، ۲۰۱۸). مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که به‌طور متوسط تقریباً یک‌پنجم نوجوانان مشکلاتی در حوزه سلامت‌روان دارند (فینک، پاتالی، شارپ، هولی[3] و همکاران، ۲۰۱۵). در ایالات متحده عموماً خشونت[4] در

1. Das, Salam, Lassi & Khan
2. World Health Organization (WHO)
3. Fink, Patalay, Sharp & Holley
4. violence

مدرسه، نرخ بالای ترک تحصیل[۱]، قلدری[۲]، نرخ بالای خودکشی[۳] و قتل[۴] و سطوح بالای رفتارهای پرخطر[۵] گزارش شده است (ساچر[۶]، ۲۰۰۴).

عوارض انسانی و اقتصادی ناکارآمدی در رسیدگی به مشکلات بهداشت روان قابل ملاحظه و چشمگیر است. اختلالات بهداشت روانِ درمان‌نشده به نرخ بالاتری از زندانی های نوجوان، ترک تحصیل از مدرسه، بدکارکردیِ خانواده، سوءمصرف مواد و بیکاری منجر می‌شود (ساچر، ۲۰۰۴). یکی از عوامل تأثیرگذار بر رفتارهای خلاقانه دانش‌آموزان، سلامت روانی آنها است (پرپنجی، دلاور و فرخی، ۱۳۹۹). در یک مطالعه شیوع‌شناسی اختلالات روانی در کودکان و نوجوانان در ایالات‌متحده معلوم شد که ۲۰ درصد این گروه‌های سنی نیاز به مداخلات فعال بهداشت روانی دارند، ۱۱ درصد به اختلال عملکردی قابل‌توجه و ۵ درصد به اختلالات عملکردی شدید مبتلا هستند. علاوه براین، ۱۳ درصد از کودکان و نوجوانان اختلالات اضطرابی، ۶ درصد اختلالات خلقی، ۱۰ درصد اختلالات رفتارهای تخریب‌گر و ۲ درصد به سوءمصرف مواد دچارند و در مجموع ۲۰ درصد به یک یا بیش از یک اختلال سلامت‌روان مبتلا هستند (ساچر، ۲۰۰۴).

نوجوانی اولیه[۷] دوره‌ای از زندگی تعریف شده است که عموماً بین ده تا چهارده سالگی وقوع می‌یابد و طی آن نوجوان دگرگونی‌های جسمانی، شناختی و اجتماعی را متحمل می‌شود (اوردان و کلین[۸]، ۱۹۹۸). در این دوره که با تغییرات تحولی بسیار در سطوح مختلف همراه است، کودکان با تغییرات بیولوژیکی بلوغ مواجه می‌شوند، این دوره که دوره انتقال آموزشی از ابتدایی به دبیرستان است تغییرات سریع روان‌شناختی با ظهور تمایلات جنسی همراه است (اکلز[۹]، ۱۹۹۹). این تغییرات به حدی است که از دوره نوجوانی اولیه به انقلاب عظیم یا «طوفان واسترس» یاد کرده‌اند (اوردان و کلین، ۱۹۹۸).

1. dropout
2. bullying
3. suicide
4. homicide
5. high-risk behaviors
6. satcher
7. early adolesence
8. Urdan & Kelin
9. Eccles

درک تغییرات مرتبط با سلامت‌روان به‌ویژه در نوجوانی اولیه بیش از هر زمان دیگری می‌تواند منبع اطلاع‌رسان مهمی برای سیاست‌گذاران باشد تا در راستای کمک به متخصصان و مربیان برای بهبود سلامت‌روان این گروه سنی از طریق پیشگیری، شناسایی و درمان اقدام نمایند (فینک و همکاران، ۲۰۱۵). دوره نوجوانی اولیه در نظام کنونی آموزش‌وپرورش ایران مطابق با دوره متوسطه یکم تحصیلات عمومی است.

امروزه فراوانی اختلالات روانی در جهان به‌طور عمده توسط ابزارهای غربال‌گری و استاندارد تعیین می‌شود (محرری، حبرانی، حیدری یزدی[1]، ۲۰۱۵). در میان روش‌های مختلف غربال‌گری مشکلات کودکان و نوجوانان، غربال‌گری چنددرگاهی[2] یکی از مؤثرترین رویکردهای شناخته شده است (استنتون، ساینر، بالزر، جولیان و همکاران[3]، ۲۰۰۲؛ اکبری زردخانه، شاهورانی، کیایی، زنگانه و همکاران، ۱۳۹۷). با استفاده از شیوه‌ها و اطلاع‌دهندگان متعدد، تصویر جامع‌تری از رفتار کودکان و ابعاد عاطفی می‌توان ترسیم نمود و شناسایی کودکان مشکل‌دار به ویژگی‌های فقط یک منبع اطلاع‌رسان یا یک شیوه خاص محدود نمی‌شود (استیفلر و دیور[4]، ۲۰۱۵). این رویکرد به‌موازات آنکه هزینه‌های ناشی از شناسایی ناکارآمد را کاهش می‌دهد، شناسایی و دقت تشخیص را نیز افزایش می دهد (هیل، کویی، لوچمن و گرینبرگ[5]، ۲۰۰۴).

وجود ابزار معتبر و روا و متناسب با هدف غربالگری، همواره به‌عنوان یکی از شروط اساسی برنامه‌های غربالگری مطرح بوده است (مویر، کالونگ، تاتچ، و بوتکین[6]، ۲۰۰۸). اکبری زردخانه و همکاران (۱۳۹۷) با آگاهی بر محدودیت‌های ابزارهای مزبور از یکسو و شناسایی نیاز موجود در جامعه ایران از سوی دیگر، ابزاری را با عنوان نسخه الکترونیکی ابزار سلامت روان‌شناختی دانش آموزان متوسطه یکم مشتمل بر سه فرم والدین، معلمان و خودگزارشی توسعه داده‌اند.

1 . Moharreri, Habrani, & Heidari Vazdi
2. multiple-gating screening
3. Stanston, Sinar, Balzer, Julian
4 . Stiffler & Dever
5. Hill, Coie, Lochman & Greenberg
6. Moyer, Calonge, Teutsch & Botkin

در نسخه گزارش معلم علائم هشت آسیب شایع در دانش‌آموزان تهیه و پس از اجرا در بستر اینترنت، مورد تحلیل روان‌سنجی قرارگرفته است. اکبری زردخانه و همکاران (۱۳۹۷) نشان دادند نسخه الکترونیکی مقیاس با ۸۰ آیتم از همسانی درونی مناسب برخوردار است. نتایج تحلیل عاملی نیز حاکی از این است که ساختار هشت عاملی، در مجموع شصت درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کند و همچنین مؤلفه‌های مستخرج به ترتیب، نقص در انجام تکالیف درسی، رفتارهای خودآسیب‌رسان و علائم سوءاستفاده از نوجوان، نقص توجه و بیش‌فعالی و رفتارهای ایذایی و تکانشی، اضطراب، نقص در خودگردانی و افسردگی شناسایی شده‌اند. این مقیاس به دلیل تعداد زیاد آیتم‌ها و وقت‌گیر بودن پاسخ‌دهی در اجرا با محدودیت‌هایی همراه است.

پژوهش‌ها نشان داده است با طولانی‌ترشدن ابزارهای جمع‌آوری اطلاعات، یافتن مشارکت‌کنندگان جهت پاسخ‌دهی فرصت دشوارترشده و هم کیفیت داده‌ها کاهش خواهند داشت (استنتون، ساینر، بالزر و اسمیت[1]، ۲۰۰۲). لذا کوتاه‌تربودن ابزار، نرخ پاسخ بالاتر را در پی دارد. افزایش نرخ پاسخ‌دهی اغلب در پژوهش‌ها پیمایش یک ملاحظه جدی است؛ زیرا نرخ پاسخ پایین ممکن است که نمونه کافی از جمعیت را فراهم نکند (گلسیک و بونجاک[2]، ۲۰۰۹؛ هرزاگ و باچمن[3]، ۱۹۸۱). یامارینو، اسکینر و چایلدرز[4] (۱۹۹۱) ادبیات افزایش نرخ پاسخ در نظرسنجی‌های پستی را بررسی کردند. آنها دریافتند که به هنگام استفاده از نظرسنجی بیش از ۴ صفحه، نرخ پاسخ تا ۷/۸ درصد کاهش یافته است. هرچند مشخص نیست که نرخ پاسخ در نقطه‌های برش مختلف چه تفاوتی با یکدیگر خواهند داشت. به طور مثال، شاید حتی در مقایسه یک نظرسنجی ۲ صفحه‌ای با نظرسنجی‌های ۳ صفحه‌ای یا بیشتر، نرخ پاسخ در نظرسنجی ۲ صفحه‌ای بالاتر باشد.

علاوه بر نرخ پاسخ‌دهی پایین، مشکل دیگری که در مواقع کاربرد پیمایش‌های طولانی بروز می‌کند، کیفیت داده‌ها است که به خوبی داده‌هایی که از پیمایش‌های کوتاه‌تر به‌دست می‌آیند، نیستند (ملونی، گراویچ و باربر[5]، ۲۰۱۱؛ استنتون، ساینر، بالزر،

1. Smith
2. Galesic & Bosnjak
3. Herzog & Bachman
4. Yammarino, Skinner & Childers
5. MaloneyT Grawitch & Barber

اسمیت و همکاران، ۲۰۰۲؛ استنتون، ساینر، بالزر، جولیان و همکاران، ۲۰۰۲؛ گلسیک و بونجاک، ۲۰۰۹؛ هرزاگ و باچمن، ۱۹۸۱). نسخه‌های کوتاه‌تر ابزارهای اندازه‌گیری به طور معمول کیفیت پاسخ‌دهی بهتری دارند. ابزارهای بلندتر بخش بی‌پاسخ طولانی‌تری دارند و در پاسخ‌دهی به سؤال‌های بخش‌های بعدی ابزار نیز از تنوع کمتری برخوردارند (گلسیک و بونجاک، ۲۰۰۹؛ هرزاگ و باچمن، ۱۹۸۱). شواهد چندی وجود دارد مبنی بر اینکه ابزارهای اندازه‌گیری بلندتر به میزان بیشتر داده‌های گم‌شده در پرسش‌های فردی، کاهش واریانس و زمان پاسخ‌دهی کوتاه‌تر منجر می‌شوند (گلسیک و بونجاک، ۲۰۰۹؛ هرزاگ و باچمن، ۱۹۸۱). این تفاوت کیفیت داده‌ها بر اعتبار و روایی نتایج پیمایش تأثیر می گذارد. اعتبار یا روایی پایین می‌تواند نمرات به‌دست آمده توسط آزمون‌ها را باطل کند و در نهایت هدفی را که محقق به دنبال آن است، تضعیف نماید. علاوه براین، محققان دریافتند که هزینه فرصت استفاده از یک ابزار خاص طولانی، زمانی برای سؤال‌های اضافی یا ابزارهای تکمیلی باقی نمی‌گذارد (بیب، ری، زایگنفوس، جنکینز و همکاران[1]، ۲۰۱۰؛ ملونی و همکاران، ۲۰۱۱). تحقیق حاضر نیز با هدف کوتاه‌نمودن فرم معلم نسخه الکترونیکی ابزار سلامت روان‌شناختی دانش‌آموزان دوره متوسطه یکم انجام شد.

روش

پژوهش حاضر با توجه به ماهیت هدف آن در زمره پژوهش‌های کاربردی قرار دارد و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها از نوع پیمایشی-توصیفی است. جامعه آماری در این مطالعه دانش‌آموزان مشغول به تحصیل در دوره یکم متوسطه مدارس دولتی آموزش و پرورش در سی‌ویک استان کشور در سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶ است. در هر استان دو شهر به صورت هدفمند- برخوردارترین (مرکز استان) و کم برخوردارترین شهر استان براساس شاخص‌های امکانات اجتماعی- اقتصادی کمیته امداد امام (ره)- برای گردآوری داده‌ها انتخاب شد. در گام بعد، از هر شهر دو مدرسه متوسطه یکم (یکی دخترانه و دیگری پسرانه) به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده از بین مدارس هر شهر انتخاب شد. در کل ۱۲۴ مدرسه (۶۲ مدرسه دخترانه و ۶۲ مدرسه پسرانه) وارد مطالعه شدند. گروه نمونه دانش‌آموزی به شیوه سرشماری و کلیه دانش آموزان هر مدرسه مورد مطالعه قرار گرفتند.

1. Beebe, Rey, Ziegenfuss, Jenkins

تعداد اعضای گروه نمونه نهایی مشتمل بر ۱۱۴۸۴ نفر بود که از این بین ۶۴۰۳ نفر دختر (میانگین سن ۱۳/۹۲ با انحراف استاندارد ۲/۳۱) و ۵۰۸۱ نفر پسر (میانگین سن ۱۴/۲۱ با انحراف استاندارد ۳/۶۸)در آن حضور داشتند. از آنجا که حجم نمونه بالای ۳۰۰ نفر برای تحلیل عاملی دارای بیش از سه عامل در سطح عالی است (پیرسون[1]، ۲۰۰۸)، حجم نمونه در این پژوهش - به طریق اولی- از کفایت لازم برخوردار است.

ابزار گردآوری اطلاعات در این پژوهش نسخه الکترونیکی مقیاس مشکلات سلامت روان‌شناختی دانش‌آموزان متوسطه یکم (فرم معلم) بود. این ابزار به منظور غربال‌گری مشکلات سلامت روان‌شناختی جامعه دانش‌آموزان کشور شامل اضطراب، افسردگی، نارسایی توجه و بیش‌فعالی، رفتارهای ایذایی، نقص در انجام تکالیف تحصیلی، رفتارهای خودآسیب‌رسان، نقص در خودگردانی و سوءاستفاده از کودک توسط اکبری زردخانه و همکاران (۱۳۹۷) توسعه یافته است. مقیاس مزبور دارای ۸۰ آیتم و پاسخ‌دهی به آیتم‌ها در طیف چهاردرجه‌ای لیکرت از هرگز=۰ تا همیشه=۳ انجام شده است. نتایج تحلیل آیتم براساس هشت ملاک کفایت آیتم نشان داد تقریبا کلیه آیتم‌ها از شرایط لازم برای حضور در ابزار برخوردار هستند. تحلیل عاملی حاکی از آن است که مدل شش مؤلفه‌ای می‌تواند به‌عنوان ساختار عاملی نهایی مقیاس در نظر گرفته شود. ضرایب همسانی درونی مؤلفه‌ها بین ۰/۷۷ و ۰/۹۷ به‌دست آمده است. ضرایب همبستگی نمره آیتم‌ها با نمره کل زیرمقیاس متناظر با آن بین ۰/۴۵ تا ۰/۸۴ گزارش شده است. طبق ماتریس ضرایب همبستگی عامل‌های استخراجی نیز مقدار ضرایب همبستگی عامل‌ها بین ۰/۱۵ تا ۰/۷۷ محاسبه شده است.

گردآوری داده‌ها در این پژوهش مبتنی بر سامانه الکترونیکی نماد[2] آموزش و پرورش انجام شد که طی آن پس از هماهنگی‌های لازم با مدارس انتخاب شده، معلمان با اختصاص ۲۰ دقیقه برای هر دانش‌آموز به تکمیل آیتم‌های ابزار و ارائه اطلاعات مبادرت نمودند. برای ایجاد هماهنگی و آموزش معلمان با نحوه کار با سامانه نماد، قبلاً آموزش‌های دو روزه ارائه شد. تکمیل ابزار پس از گذشت سه ماه از بازگشایی مدارس

1. Pearson

۲. نظام مراقبت اجتماعی دانش‌آموزان

شروع شد. نظارت بر روش اجرا در مدرسه به عهده مدیر مدرسه و با همکاری مشاور مدرسه انجام گرفت.

از آنجایی که هر یک از این دانش‌آموزان با چندین معلم درس داشته و تکمیل ابزار مربوط به هر دانش‌آموز توسط کلیه معلمان امکان‌پذیر نبود، واگذاری تکمیل ابزار مربوط به هر دانش‌آموز برای معلمان توسط مدیر مدرسه انجام شد. البته با لحاظ این شرط که هر معلم عهده‌دار دانش‌آموزانی شود که دارای کلاس و زمان مشترک بیشتری با ایشان باشد. لذا ابزار مربوط به هر دانش‌اموز در کارپوشه الکترونیکی سامانه نماد هر معلم قرار گرفته و کلیه معلمان موظف به تکمیل ابزارها شدند. از آنجا که در مرحله ورود اطلاعات هر دانش‌آموز در سامانه در صورت وجود حتی یک آیتم بی‌پاسخ امکان ذخیره اطلاعات وجود نداشت، داده‌های گردآوری‌شده بدون داده گم‌شده به‌دست آمد. در مجموع، فرایند گردآوری داده‌ها در سامانه الکترونیکی در کل ۳۱ استان، در حدود چهار ماه به طول انجامید. لازم به ذکر است جهت قدردانی از معلمان، هزینه‌ای در ازای تکمیل کامل هر مقیاس به معلمان پرداخت شد. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نسخه ۲۲ نرم‌افزار بسته آماری در علوم اجتماعی[1] و نسخه ۲۴ تحلیل ساختارهای گشتاوری[2] انجام شد.

یافته‌ها

جدول ۱ نتایج حاصل از تحلیل آیتم نسخه بلند (۸۰ آیتمی) را نشان می‌دهد. در این مرحله، تحلیل آیتم‌ها بر اساس شش ملاک و بر روی همه هشتاد آیتم انجام شد. شش ملاک مزبور عبارتند از: الف) خارج بودن میانگین آیتم از فاصله ۰/۵ تا ۲/۵، ب) انحراف معیار کمتر از ۰/۵، ج) کجی بالای ۳، د) کشیدگی بالای ۵، و) همبستگی نمره آیتم با نمره کل کمتر از ۰/۱۰، ه) ضریب آلفای کرونباخ پس از حذف آیتم کمتر از ۰/۹۰ (گالیکسن[3]، ۱۹۵۰؛ لرد و نووایک[4]، ۱۹۶۸؛ همبلتون[5]، ۱۹۸۹؛ واینر[6]، ۱۹۸۹؛ لیوینگستون و دورانز[7]،

1. Socical Package for the Social Sciences (SPSS)
2. Analysis of Moment Structures (Amos)
3. Gulliksen
4. Lord & Novick
5. Hambleton
6. Wainer
7. Livingston & Dorans

۲۰۰۴؛ موساس، میائو و دورانز[1]، ۲۰۱۰؛ موساس، ۲۰۱۷؛ اکبری زردخانه، آل بویه، زنگانه، منصورکیایی و همکاران، ۱۳۹۶). تحقق هریک از ملاک‌های فوق یک ویژگی نامطلوب برای آیتم محسوب می‌شود. این جدول حاکی از آن است که برخی ملاک‌های شش‌گانه در برخی آیتم‌ها محقق شده است. شرط حذف یک آیتم تحقق همزمان حداقل چهار ملاک از ملاک‌های شش‌گانه فوق است.

جدول ۱. ویژگی‌های توصیفی آیتم‌های فرم ۸۰ آیتمی

آیتم	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی با کل	ضریب آلفا	آیتم	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی با کل	ضریب آلفا
۱	۰/۷۲	۰/۸۹	۱/۰۰	-۰/۰۲	۰/۷۵	۰/۹۹	۴۱	۰/۲۶	۰/۵۸	۲/۴۶	۵/۹۸	۰/۷۵	۰/۹۹
۲	۰/۶۲	۰/۸۲	۱/۱۵	۰/۴۶	۰/۷۹	۰/۹۹	۴۲	۰/۲۴	۰/۵۶	۲/۶۱	۶/۹۴	۰/۷۹	۰/۹۹
۳	۰/۵۹	۰/۷۹	۱/۲۱	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۹۹	۴۳	۰/۴۱	۰/۶۷	۱/۶۱	۲/۰۲	۰/۷۱	۰/۹۹
۴	۰/۶۸	۰/۸۶	۱/۰۶	۰/۱۹	۰/۷۴	۰/۹۹	۴۴	۰/۲۶	۰/۵۹	۲/۴۵	۶/۰۲	۰/۷۴	۰/۹۹
۵	۰/۲۶	۰/۶۰	۲/۵۴	۶/۲۶	۰/۷۴	۰/۹۹	۴۵	۰/۱۲	۰/۴۳	۴/۰۵	۱۷/۷	۰/۷۴	۰/۹۹
۶	۰/۶۴	۰/۸۶	۱/۱۶	۰/۳۷	۰/۷۵	۰/۹۹	۴۶	۰/۵۶	۰/۸۵	۱/۳۸	۰/۹۰	۰/۷۵	۰/۹۹
۷	۰/۴۲	۰/۷۱	۱/۷۰	۲/۳۸	۰/۸۱	۰/۹۹	۴۷	۰/۴۷	۰/۷۴	۱/۵۴	۱/۶۸	۰/۸۱	۰/۹۹
۸	۰/۴۰	۰/۷۲	۱/۷۹	۲/۵۲	۰/۷۴	۰/۹۹	۴۸	۰/۲۴	۰/۵۷	۲/۷۳	۷/۶۸	۰/۷۴	۰/۹۹
۹	۰/۴۱	۰/۷۲	۱/۷۸	۲/۴۲	۰/۷۵	۰/۹۹	۴۹	۰/۳۰	۰/۶۳	۲/۲۹	۴/۹۹	۰/۷۵	۰/۹۹
۱۰	۰/۲۹	۰/۶۲	۲/۲۶	۴/۸۲	۰/۷۵	۰/۹۹	۵۰	۰/۱۹	۰/۵۹	۳/۰۸	۹/۹۱	۰/۷۵	۰/۹۹
۱۱	۰/۳۸	۰/۶۹	۱/۸۶	۲/۹۲	۰/۷۶	۰/۹۹	۵۱	۰/۱۹	۰/۵۲	۲/۹۹	۹/۳۲	۰/۷۶۰	۰/۹۹
۱۲	۰/۵۶	۰/۸۱	۱/۲۸	۰/۷۰	۰/۷۸	۰/۹۹	۵۲	۰/۲۰	۰/۵۳	۲/۹۳	۸/۹۹	۰/۷۸	۰/۹۹
۱۳	۰/۱۵	۰/۴۷	۳/۶۰	۱۳/۶۴	۰/۶۵	۰/۹۹	۵۳	۰/۱۵	۰/۴۶	۳/۶۴	۱۴/۳۰	۰/۶۵	۰/۹۹
۱۴	۰/۶۲	۰/۸۷	۱/۲۱	۰/۴۳	۰/۷۶	۰/۹۹	۵۴	۰/۴۸	۰/۷۷	۱/۴۹	۱/۳۴	۰/۷۶	۰/۹۹
۱۵	۰/۵۴	۰/۸۱	۱/۳۸	۰/۹۹	۰/۷۸	۰/۹۹	۵۵	۰/۴۵	۰/۷۴	۱/۶۱	۱/۹۰	۰/۷۸	۰/۹۹
۱۶	۰/۲۸	۰/۶۰	۲/۲۹	۵/۱۰	۰/۷۵	۰/۹۹	۵۶	۰/۱۹	۰/۵۲	۳/۰۶	۹/۷۲	۰/۷۵	۰/۹۹
۱۷	۰/۳۶	۰/۶۵	۱/۹۱	۳/۳۱	۰/۷۴	۰/۹۹	۵۷	۰/۲۷	۰/۶۰	۲/۳۳	۵/۱۳	۰/۷۴	۰/۹۹
۱۸	۰/۳۵	۰/۶۷	۱/۹۴	۳/۲۶	۰/۷۱	۰/۹۹	۵۸	۰/۲۱	۰/۵۳	۲/۸۴	۸/۳۷	۰/۷۱	۰/۹۹
۱۹	۰/۴۷	۰/۷۲	۱/۴۸	۱/۵۸	۰/۶۸	۰/۹۹	۵۹	۰/۲۰	۰/۵۱	۲/۸۸	۸/۷۷	۰/۶۸	۰/۹۹
۲۰	۰/۴۶	۰/۷۳	۱/۵۴	۱/۷۲	۰/۷۹	۰/۹۹	۶۰	۰/۳۱	۰/۶۳	۲/۱۶	۴/۴۸	۰/۷۹	۰/۹۹
۲۱	۰/۱۵	۰/۴۶	۳/۶۶	۱۴/۴۱	۰/۶۷	۰/۹۹	۶۱	۰/۱۳	۰/۴۴	۳/۸۵	۱۶/۱۶	۰/۶۷	۰/۹۹
۲۲	۰/۶۲	۰/۸۳	۱/۱۶	۰/۴۶	۰/۷۴	۰/۹۹	۶۲	۰/۴۹	۰/۷۷	۱/۴۸	۱/۳۹	۰/۷۴	۰/۹۹
۲۳	۰/۵۸	۰/۸۲	۱/۲۸	۰/۷۷	۰/۷۶	۰/۹۹	۶۳	۰/۲۳	۰/۵۲	۲/۵۲	۶/۷۱	۰/۷۶	۰/۹۹
۲۴	۰/۲۸	۰/۵۹	۲/۲۴	۴/۹۰	۰/۷۴	۰/۹۹	۶۴	۰/۱۰	۰/۳۸	۴/۳۰	۲۰/۶۵	۰/۷۴	۰/۹۹
۲۵	۰/۳۵	۰/۶۶	۱/۹۲	۳/۲۹	۰/۸۰	۰/۹۹	۶۵	۰/۲۷	۰/۵۸	۲/۳۲	۵/۳۳	۰/۸۰	۰/۹۹

1. Moses, Miao & Dorans

آیتم	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی با کل	ضریب آلفا	آیتم	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی با کل	ضریب آلفا
۲۶	۰/۲۸	۰/۶۱	۲/۳۴	۵/۲۶	۰/۷۴	۰/۹۹	۶۶	۰/۲۳	۰/۵۴	۲/۵۸	۶/۹۵	۰/۷۴	۰/۹۹
۲۷	۰/۴۰	۰/۶۹	۱/۷۳	۲/۴۸	۰/۷۴	۰/۹۹	۶۷	۰/۱۸	۰/۵۰	۳/۰۷	۱۰/۱۰	۰/۷۴	۰/۹۹
۲۸	۰/۴۲	۰/۷۲	۱/۷۱	۲/۲۷	۰/۷۵	۰/۹۹	۶۸	۰/۲۵	۰/۵۷	۲/۴۶	۶/۱۱	۰/۷۵	۰/۹۹
۲۹	۰/۱۴	۰/۴۶	۳/۶۷	۱۴/۳۸	۰/۶۶	۰/۹۹	۶۹	۰/۲۱	۰/۵۳	۲/۸۵	۸/۴۶	۰/۶۶	۰/۹۹
۳۰	۰/۵۷	۰/۸۲	۱/۲۹	۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۹۹	۷۰	۰/۵۰	۰/۸۰	۱/۴۹	۱/۲۶	۰/۷۷	۰/۹۹
۳۱	۰/۵۶	۰/۸۲	۱/۳۱	۰/۷۴	۰/۷۸۸	۰/۹۹	۷۱	۰/۲۲	۰/۵۴	۲/۷۸	۸/۰۸	۰/۷۸	۰/۹۹
۳۲	۰/۲۶	۰/۵۸	۲/۴۴	۵/۹۰	۰/۶۹	۰/۹۹	۷۲	۰/۱۵	۰/۴۸	۳/۵۵	۱۳/۳۷	۰/۶۹	۰/۹۹
۳۳	۰/۳۴	۰/۶۷	۲/۰۷	۳/۸۸	۰/۷۹	۰/۹۹	۷۳	۰/۲۸	۰/۵۸	۲/۱۵	۴/۵۵	۰/۷۹	۰/۹۹
۳۴	۰/۲۷	۰/۶۱	۲/۴۷	۵/۹۳	۰/۷۲	۰/۹۹	۷۴	۰/۱۹	۰/۵۰	۲/۹۹	۹/۴۲	۰/۷۲	۰/۹۹
۳۵	۰/۲۹	۰/۶۱	۲/۲۳	۴/۷۷	۰/۷۵	۰/۹۹	۷۵	۰/۱۵	۰/۴۵	۳/۴۱	۱۲/۷۶	۰/۷۵	۰/۹۹
۳۶	۰/۲۶	۰/۵۸	۲/۴۵	۶/۰۰	۰/۷۵	۰/۹۹	۷۶	۰/۱۲	۰/۴۰	۴/۰۵	۱۸/۰۹	۰/۷۵	۰/۹۹
۳۷	۰/۱۴	۰/۴۵	۳/۷۸	۱۵/۳۶	۰/۶۸	۰/۹۹	۷۷	۰/۱۳	۰/۴۳	۳/۷۶	۱۵/۳۱	۰/۶۸	۰/۹۹
۳۸	۰/۵۰	۰/۷۷	۱/۴۶	۱/۳۲	۰/۷۹	۰/۹۹	۷۸	۰/۴۶	۰/۷۵	۱/۵۶	۱/۶۱	۰/۷۹	۰/۹۹
۳۹	۰/۵۵	۰/۸۱	۱/۳۲	۰/۸۱	۰/۷۸	۰/۹۹	۷۹	۰/۴۶	۰/۷۷	۱/۶۵	۲/۰۲	۰/۷۸	۰/۹۹
۴۰	۰/۱۷	۰/۴۹	۳/۱۹	۱۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۹۹	۸۰	۰/۰۵	۰/۲۷	۵/۹۹	۴۲/۶۴	۰/۷۰	۰/۹۹

تحلیل عاملی تأییدی: از آنجایی که پژوهش حاضر با هدف تهیه مقیاس کوتاه (۴۰ آیتمی) انجام شده است، از بین آیتم‌های مقیاس بلند (۸۰ آیتمی) و مبتنی بر دیدگاه صاحب‌نظران، پنج آیتم برای هر یک از هشت خرده‌مقیاس انتخاب شد (مدل یکم). این گروه شامل متخصصان روان‌شناسی بالینی، بالینی کودک و نوجوان، تربیتی و سنجش اندازه‌گیری و اکثرا اعضاء هیئت علمی و فارغ‌التحصیلان دکتری دانشگاه‌های شهر تهران و دارای حداقل ده سال سابقه کار بالینی بودند. ابتدا آیتم‌ها در اختیار این گروه قرار داده شد و سپس طی مصاحبه حضوری نظرات و دلایل انتخاب آیتم‌ها توسط نویسنده یکم دریافت و در نهایت توسط ایشان جمع‌بندی شد. برای بررسی این که آیا در این مدل ایجادشده خرده‌مقیاس‌ها دارای روایی تشخیصی هستند یا نه، آیتم‌های تهیه شده برای این مقیاس در قالب تک‌عاملی درنظر گرفته شد (مدل دوم). این دو مدل با مدل اصلی مقیاس ۸۰ آیتمی با هشت خرده‌مقیاس (مدل سوم) و مدل تک‌عاملی آن با ۸۰ آیتم (مدل چهارم) مورد مقایسه قرار گرفت.

به دلیل آن‌که شاخص‌های برازش در سه گروه اصلی برازش[1]، مقایسه[2] و اقتصاد[3] مدل قرار می‌گیرند (لومکس و شوماخر[4]، ۱۳۸۸)، برای تصمیم‌گیری در مورد مدل نهایی ساختار ابزار از هر سه گروه و از هر گروه چند شاخص پرکاربرد مدنظر قرار داده شد. جدول ۲ نشان می‌دهد در گروه شاخص‌های برازش، میزان شاخص کلی نسبت کای اسکویر بر درجه آزادی مدل یکم در وضعیت مطلوب و سه شاخص دیگر برازش نیز با تفاوت قابل قبول نسبت به سه مدل دیگر همچنان در وضعیت مطلوب قرار دارد. در گروه دوم (مقایسه) نیز تفاوت شاخص‌ها از هم در حد ۰/۰۱ بوده و لذا می‌توان آنها را یکسان در نظر گرفت. اما در گروه شاخص‌های اقتصاد مدل، تفاوت شاخص‌ها تا حدودی مشخص‌تر و به نفع مطلوبیت مدل متخصصان (مدل یکم) است. از این یافته در مجموع می‌توان چنین ذکر کرد که با وجود تفاوت هرچند ناچیز در بین این چهار مدل، مطلوبیت مدل متخصصان بیشتر از سه مدل رقیب دیگر است. لذا می‌توان مدل نهایی مقیاس حاضر را مدل ۴۰ آیتمی با ۸ خرده‌مقیاس مبتنی بر نظر متخصصان در نظر گرفت.

جدول ۲. آماره‌های مقایسه مدل‌های یکم، دوم، سوم و چهارم

	برازش				مقایسه			اقتصاد		
مدل	X^2 df[5]	RMSEA[6]	GFI[7]	RMR[8]	CFI[9]	NNFI[10]	RFI[11]	AIC[12]	PNFI[13]	NC[14]
یکم	۲/۶۷	۰/۰۷۶	۰/۹۲	۰/۰۲۵	۰/۹۴	۰/۹۲	۰/۹۳	۱۹۵۵۷/۱۳	۰/۷۶	۳۷۴/۱۷
دوم	۵/۳۲	۰/۰۸۴	۰/۹۰	۰/۰۳۲	۰/۸۸	۰/۹۲	۰/۹۱	۲۳۱۵۴/۴۸	۰/۸۱	۳۴۵/۴۳

1. fit
2. comparison
3. parsimony
4. Lomax & Schumacher
5. chi- square / degree of freedom
6. Root-Mean Square Error of Approximation
7. Goodness of Fit Index
8. Standard Root-Mean Square Residual
9. Comparative Fit Index
10. Non-Normed Fit Index
11. Relative Fit Index
12. Akaike Information Criterion
13. Parsimony Normed Fit Index
14. Critical N

سوم	۳/۱۶	۰/۰۸۱	۰/۸۸	۰/۰۴۶	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۸۸	۴۶۷۵۲/۹۳	۰/۵۵	۴۱۴/۵۲
چهارم	۵/۷۴	۰/۰۹۱	۰/۸۹	۰/۰۴۸	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۸۷	۳۹۴۵۲/۸۱	۰/۶۰	۴۶۸/۲۲

ویژگی‌های توصیفی آیتم‌های نسخه کوتاه (۴۰ آیتمی): جدول ۳ نشان می‌دهد حداقل ضریب استاندارد مسیر[1] کلیه آیتم‌ها بیشتر از ۰/۳۰ (بین ۰/۳۴ و ۰/۸۷) و در سطح کمتر از ۰/۰۵ معنادار هستند (تمامی مقادیر t بزرگ‌تر از ۱/۹۶ شده است). لذا می‌توان نتیجه گرفت روایی سازه آیتم‌ها مناسب است. همچنین میانگین واریانس استخراج‌شده[2] که روایی همگرا را می‌سنجد که در این پژوهش بین ۰/۵۱ و ۰/۷۳ است و فقط مؤلفه سوءاستفاده دارای میانگین واریانس استخراج‌شده ۰/۴۶ و کمتر از ۰/۵۰ است. از سویی دیگر، اعتبار ترکیبی[3] مؤلفه‌ها بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۳ و آلفای کرونباخ آنها نیز بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۳ به‌دست آمد که نشان می‌دهد خرده‌مقیاس‌ها دارای روایی همگرای مناسب هستند.

جدول ۳. ضرایب روایی و اعتبار مقیاس مشکلات سلامت روان‌شناختی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Standardized factor loading
2. Average variance Extracted (AVE)
3. Composite reliability

مؤلفه	آیتم	ضریب مسیر	ارزش t	واریانس استخراج‌شده	اعتبار ترکیبی	آلفا
نارسایی	۱	۰/۷۷	۵۷/۶۲	۰/۶۲	۰/۸۹	۰/۸۸
	۹	۰/۷۷	۵۶/۵۱			
	۱۷	۰/۷۵	۵۴/۲۵			
	۲۵	۰/۸۲	۶۱/۳۰			
	۳۳	۰/۸۱	۶۱/۲۴			
تکانش	۲	۰/۷۴	۵۳/۹۸	۰/۶۱	۰/۸۸	۰/۸۶
	۱۸	۰/۷۶	۵۵/۹۱			
	۳۴	۰/۷۹	۶۰/۳۰			
	۵۰	۰/۷۸	۵۸/۱۴			
	۶۶	۰/۸۲	۶۲/۳۷			
اضطراب	۳	۰/۷۵	۵۳/۶۴	۰/۵۱	۰/۸۳	۰/۸۳
	۲۷	۰/۷۸	۵۷/۶۷			
	۴۳	۰/۶۹	۴۸/۲۴			
	۵۱	۰/۷۱	۴۹/۱۲			
	۷۵	۰/۶۳	۴۳/۳۱			
افسردگی	۱۲	۰/۸۲	۶۳/۲۸	۰/۵۶	۰/۸۸	۰/۸۵
	۲۰	۰/۸۳	۶۴/۷۹			
	۲۸	۰/۷۸	۵۸/۹۰			
	۶۰	۰/۷۰	۵۰/۸۷			
	۷۶	۰/۵۸	۳۸/۶۲			
آسیب	۵	۰/۷۹	۶۰/۳۴	۰/۶۴	۰/۹۳	۰/۸۹
	۲۱	۰/۸۱	۶۴/۷۲			
	۶۱	۰/۸۲	۶۵/۴۱			
	۶۹	۰/۷۶	۵۶/۸۲			
	۷۷	۰/۸۱	۶۴/۶۵			
تحصیلی	۳۰	۰/۸۷	۷۱/۱۴	۰/۷۳	۰/۹۲	۰/۹۳
	۳۸	۰/۸۶	۶۹/۳۷			
	۴۶	۰/۸۶	۷۰/۵۶			
	۷۰	۰/۸۷	۷۲/۴۸			
	۷۸	۰/۸۲	۶۷/۵۴			
خودگردانی	۱۵	۰/۸۱	۶۵/۲۷	۰/۵۸	۰/۹۱	۰/۸۸
	۳۹	۰/۸۱	۶۵/۷۹			
	۵۵	۰/۸۳	۶۸/۲۱			
	۶۳	۰/۷۲	۵۸/۷۲			
	۷۱	۰/۷۴	۶۱/۳۴			
سوءاستفاده	۸	۰/۷۶	۶۴/۳۷	۰/۴۶	۰/۸۲	۰/۸۰
	۱۶	۰/۷۷	۶۵/۳۸			
	۲۴	۰/۷۴	۶۱/۷۳			
	۵۶	۰/۶۸	۵۸/۹۲			
	۸۰	۰/۳۴	۲۴/۶۴			

جدول ۳ که ضرایب روایی و اعتبار مقیاس را به تفکیک دختران و پسران نشان می‌دهد، گویای این واقعیت است که حداقل ضریب استاندارد مسیر کلیه آیتم‌ها در آزمودنی‌های دختر بیشتر از ۰/۳۰ و در سطح کمتر از ۰/۰۵ معنادار بوده و در پسران نیز به جز آیتم ۸۰ در مؤلفه سوءاستفاده همین نتیجه به‌دست آمده است (تمامی مقادیر t بزرگ‌تر از ۱/۹۶ شده است). لذا می‌توان نتیجه گرفت روایی سازه آیتم‌ها در دختران و پسران مناسب است. همانطور که پیش از این گفته شد میانگین واریانس استخراج‌شده که روایی همگرا را می‌سنجد در حالت ایده‌آل باید بزرگ‌تر از ۰/۵۰ باشد که در دختران مقدار میانگین واریانس استخراج‌شده تمامی مؤلفه‌ها بالاتر از ۰/۵۰ است. از سویی دیگر، سایر شاخص‌ها (اعتبار ترکیبی و آلفای کرونباخ) از مقادیر مناسبی برخوردار است، لذا می‌توان در گروه دختران آن را خرده‌مقیاسی با روایی همگرای مناسب درنظر گرفت. لکن، در پسران هرچند مقدار میانگین واریانس استخراج‌شده مؤلفه‌های نارسایی، تحصیلی و خودگردانی بالاتر از ۰/۵۰ است، مقدار این شاخص در مؤلفه‌های آسیب، تکانش،

اضطراب، افسردگی و سوءاستفاده کم‌تر از ۰/۵۰ است اما چون مقادیر آنها به جز در مؤلفه آسیب و سوءاستفاده نزدیک به مقدار ۰/۵۰ است و از سویی دیگر، سایر شاخص‌های (ضریب مسیر، اعتبار ترکیبی و آلفای کرونباخ) این مؤلفه از مقادیر مناسبی برخوردار است، لذا با اندکی اغماض می‌توان آن را در گروه پسران نیز خرده‌مقیاسی با روایی همگرای مناسب درنظر گرفت. مقدار ضریب اعتبار ترکیبی در دختران از حداقل ۰/۸۷ برای دو مؤلفه اضطراب و سوءاستفاده از کودک تا حداکثر ۰/۹۴ برای مؤلفه آسیب و در پسران از حداقل ۰/۷۱ برای مؤلفه سوءاستفاده از کودک تا حداکثر ۰/۹۶ برای مؤلفه آسیب به‌دست‌آمده است که موید اعتبار مناسب خرده‌مقیاس‌ها در هر دو گروه است. همچنین، ضریب اعتبار به روش آلفای کرونباخ در هر دو گروه دختران و پسران نشان از تائید اعتبار تمامی خرده‌مقیاس‌ها دارد. این مقادیر در دختران از حداقل ۰/۸۴ برای سوءاستفاده تا حداکثر ۰/۹۴ برای مؤلفه تحصیلی و در پسران از حداقل ۰/۶۶ برای سوءاستفاده تا حداکثر ۰/۹۳ برای مؤلفه تحصیلی به‌دست‌آمده است.

جدول ٤. ضرایب روایی و اعتبار مقیاس مشکلات سلامت روان‌شناختی در دختران و پسران

ن	دختر								پسر							
	مؤلفه	آیتم	ضریب مسیر	ارزش t	واریانس	اعتبار ترکیبی	آلفا		مؤلفه	آیتم	ضریب مسیر	ارزش t	واریانس	اعتبار ترکیبی	آلفا	
نارسایی		۱	۰/۷۸	۵۱/۳۶	۰/۶۶	۰/۹۲	۰/۹۰				۰/۸۱	۶۸/۳۲	۰/۵۲	۰/۸۵	۰/۸۴	
		۹	۰/۸۱	۵۴/۹۸							۰/۶۷	۳۹/۲۵				
		۱۷	۰/۸۰	۵۴/۱۰							۰/۶۴	۳۷/۸۲				
		۲۵	۰/۸۳	۵۶/۸۷							۰/۷۶	۴۵/۸۹				
		۳۳	۰/۸۴	۵۷/۱۲							۰/۷۴	۴۶/۰۳				
تکانش		۲	۰/۷۷	۴۹/۶۸	۰/۶۶	۰/۹۱	۰/۹۰				۰/۸۳	۵۰/۱۴	۰/۴۳	۰/۸۲	۰/۷۹	
		۱۸	۰/۸۰	۵۲/۳۸							۰/۶۳	۳۸/۵۴				
		۳۴	۰/۸۱	۵۲/۸۷							۰/۶۴	۳۸/۸۲				
		۵۰	۰/۸۴	۵۶/۱۳							۰/۵۳	۳۲/۷۱				
		۶۶	۰/۸۵	۵۶/۸۵							۰/۶۳	۳۸/۷۰				
اضطراب		۳	۰/۷۷	۵۰/۳۴	۰/۵۹	۰/۸۷	۰/۸۷				۰/۷۶	۴۶/۶۸	۰/۴۰	۰/۷۶	۰/۷۵	
		۲۷	۰/۸۱	۵۴/۹۸							۰/۷۶	۴۵/۸۵				
		۴۳	۰/۷۴	۴۵/۵۲							۰/۶۵	۳۹/۴۲				
		۵۱	۰/۷۹	۵۲/۱۵							۰/۵۳	۳۴/۷۸				
		۷۵	۰/۷۴	۴۵/۲۳							۰/۳۷	۲۲/۴۵				
افسردگی		۱۲	۰/۸۱	۵۵/۳۶	۰/۶۰	۰/۹۱	۰/۸۹				۰/۸۶	۵۲/۵۹	۰/۳۶	۰/۸۴	۰/۸۲	
		۲۰	۰/۸۱	۵۴/۸۷							۰/۸۵	۵۱/۷۰				
		۲۸	۰/۷۹	۵۳/۱۶							۰/۷۵	۴۵/۲۰				
		۶۰	۰/۷۷	۵۱/۸۲							۰/۵۹	۳۷/۵۸				
		۷۶	۰/۷۰	۴۵/۳۶							۰/۳۱	۱۹/۶۶				

ن	پسر								دختر							
	مؤلفه	آیتم	ضریب مسیر	ارزش t	واریانس	اعتبار ترکیبی	آلفا		مؤلفه	آیتم	ضریب مسیر	ارزش t	واریانس	اعتبار ترکیبی	آلفا	
نارسایی		۵	۰/۸۲	۵۵/۳۶	۰/۶۹	۰/۹۴	۰/۹۱				۰/۶۸	۳۹/۹۱				
		۲۱	۰/۸۴	۵۷/۲۰							۰/۶۱	۳۷/۸۱				
		۶۱	۰/۸۵	۵۷/۱۹							۰/۵۸	۳۶/۷۲				
		۶۹	۰/۸۱	۵۴/۳۳							۰/۵۸	۳۶/۸۴				
		۷۷	۰/۸۳	۵۶/۰۴							۰/۶۰	۳۷/۱۴				
تکانش		۳۰	۰/۸۵	۵۸/۳۴	۰/۷۳	۰/۹۲	۰/۹۳				۰/۸۸	۵۵/۹۳				
		۴۸	۰/۸۵	۵۷/۱۳							۰/۸۷	۹۸/۵۴				
		۴۶	۰/۸۶	۵۸/۴۱							۰/۸۷	۵۵/۵۴				
		۷۰	۰/۸۷	۵۹/۷۱							۰/۸۵	۵۲/۳۹				
		۷۸	۰/۸۳	۵۶/۲۸							۰/۸۱	۶۶/۶۹				
اضطراب		۱۵	۰/۸۰	۵۲/۶۷	۰/۶۴	۰/۹۰	۰/۸۵				۰/۸۶	۵۳/۱۹				
		۳۹	۰/۸۰	۵۳/۱۱							۰/۸۵	۵۳/۳۵				
		۵۵	۰/۸۱	۵۳/۲۸							۰/۸۶	۵۴/۷۱/				
		۶۳	۰/۷۹	۵۰/۴۷							۰/۵۷	۳۴/۱۹				
		۷۱	۰/۷۹	۵۰/۹۵							۰/۶۰	۳۷/۱۳				
افسردگی		۸	۰/۸۱	۵۴/۵۳	۰/۵۳	۰/۸۷	۰/۸۴				۰/۶۹	۴۲/۳۰				
		۱۶	۰/۸۱	۵۴/۱۴							۰/۶۸	۴۲/۰۷				
		۲۴	۰/۷۹	۵۲/۱۹							۰/۶۱	۳۹/۶۳				
		۵۶	۰/۷۷	۵۰/۶۵							۰/۴۳	۲۵/۴۷				
		۸۰	۰/۳۶	۲۱/۶۸							۰/۸۷	۵۸/۹				

تغییرناپذیری اندازه‌گیری در گروه‌های دختر و پسر: تغییرناپذیری اندازه‌گیری[1] در بین گروه‌های مختلف برای مقایسه میزان برازش مجموعه‌ای از داده‌ها در گروه‌های متفاوت انجام می‌شود. نتایج این تحلیل نشان می‌دهد که آیا نتایج حاصل از داده‌ها می‌تواند معنای یکسان داشته باشد یا نه (چن[2]، ۲۰۰۷؛ چانگ و رنزوالد[3]، ۲۰۰۲). در پژوهش حاضر برای روشن‌شدن این امر که آیا ساختار عاملی مقیاس ۴۰ سؤالی در بین دو گروه دانش-آموزان دختر و پسر از برازش یکسان برخوردار است یا نه، بررسی تغییرناپذیری اندازه-گیری در این دو گروه انجام شد. شاخص‌های برازش زیرمجموعه سه گروه برازش، مقایسه و اقتصاد مدل به تفکیک گروه‌های دختر و پسر در جدول ۵ نشان داده شده است. در میان شاخص‌های برازش، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد و همچنین شاخص برازندگی تطبیقی در گروه دختران شرایطی بهتر از گروه پسران دارد. اما این تفاوت معنادار نبود.

جدول ۵. آماره‌های مقایسه برازش مدل‌های پژوهش در دو گروه دختر و پسر

مدل	برازش			مقایسه				اقتصاد		
	X^2/df	RMSEA	GFI	RMR	CFI	NNFI	RFI	AIC	PNFI	NC
دختر	۲/۱۵	۰/۰۶۲	۰/۹۱	۰/۰۲۹	۰/۹۴	۰/۹۳	۰/۹۴	۱۷۶۲۷/۵۲	۰/۷۲	۳۶۵/۱۹
پسر	۳/۵۸	۰/۰۷۷	۰/۹۰	۰/۰۳۱	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۹۰	۲۵۶۱۳/۱۰	۰/۷۷	۳۷۴/۱۱

روایی واگرا خرده‌مقیاس‌های مقیاس کوتاه: جهت بررسی روایی واگرای خرده‌مقیاس‌ها از روش فورنل و لارکر[4] (۱۹۸۱) استفاده شد. در این روش چنانچه جذر میانگین واریانس استخراج‌شده بیشتر از مقدار همبستگی هر خرده‌مقیاس‌ها با خرده-مقیاس‌های دیگر باشد به این معناست که روایی واگرا در بین خرده‌مقیاس‌ها وجود دارد. در جدول ۶ قطر اصلی مربوط به جذر میانگین واریانس استخراج‌شده است و سایر اعداد مربوط به همبستگی بین خرده‌مقیاس‌ها است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی مقادیر جذر میانگین واریانس استخراج‌شده هر متغیر، بزرگ‌تر از همبستگی آن متغیر با متغیرهای

1. measurement invariance
2. Chen
3. Cheung, & Rensvold
4. Fornell & Larcker

دیگر است. همچنین بررسی همبستگی‌ها نشان می‌دهد که بین تمامی مؤلفه‌ها با نمره کل همبستگی معنادار وجود دارد (p<۰/۰۵). جهت همبستگی‌ها مثبت است و بررسی شدت همبستگی‌ها نشان می‌دهد که تمامی همبستگی‌ها مقدار قوی و بالایی است و نشان می‌دهد همبستگی بین مؤلفه‌ها با نمره کل و همبستگی بین مؤلفه‌ها با یکدیگر مقدار بالایی است.

جدول ٦. ماتریس همبستگی و بررسی روایی واگرا

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۱. نارسایی	۰/۷۹							
۲. تکانش	۰/۷۸	۰/۷۸						
۳. اضطراب	۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۷۱					
۴. افسردگی	۰/۷۳	۰/۶۷	۰/۶۵	۰/۷۵				
۵. آسیب	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۴	۰/۵۸	۰/۸۰			
۶. تحصیلی	۰/۷۴	۰/۶۶	۰/۶۳	۰/۶۴	۰/۵۵	۰/۸۵		
۷. خودگردانی	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۶۹	۰/۷۳	۰/۵۹	۰/۷۰	۰/۷۶	
۸. سوءاستفاده	۰/۶۵	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۶۲	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۶۴	۰/۶۸
۹. کل	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۳	۰/۸۰	۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۹۰

توجه: تمامی روابط در سطح اطمینان ۰/۰۰۱ ≥p معنادار هستند.

روایی واگرا خرده‌مقیاس‌ها در دو جنس: روایی واگرای خرده‌مقیاس‌ها به تفکیک جنسیت نیز با روش فورنل و لارکر بررسی شد. همانطور که گفته شد، در این روش قطر اصلی ماتریس مربوط به جذر میانگین واریانس استخراج‌شده با سایر اعداد ماتریس که مربوط به همبستگی بین متغیرها است با هم مقایسه می‌شوند. جدول ۷ به ترتیب این مقایسه را در دو گروه دختر و پسر نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی مقادیر جذر میانگین واریانس استخراج‌شده هر متغیر، بزرگ‌تر از همبستگی آن متغیر با متغیرهای دیگر است. همچنین بررسی همبستگی‌ها نشان می‌دهد که بین تمامی مؤلفه‌ها با نمره کل همبستگی معنادار وجود دارد (p<۰/۰۵). جهت همبستگی‌ها مثبت است و بررسی شدت همبستگی‌ها نشان می‌دهد که تمامی همبستگی‌ها یعنی همبستگی بین مؤلفه‌ها با نمره کل و همبستگی بین مؤلفه‌ها با یکدیگر مقدار بالایی است.

جدول ۷. ماتریس همبستگی و بررسی روایی واگرا در گروه دانش‌آموزان دختر و پسر

متغیرها	دختر								پسر							
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۱. نارسایی	۰/۸۱								۰/۷۳							
۲. تکانش	۰/۸۰	۰/۸۱							۰/۷۲	۰/۶۶						
۳. اضطراب	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۷						۰/۵۷	۰/۵۴	۰/۶۳					
۴. افسردگی	۰/۷۷	۰/۷۳	۰/۶۹	۰/۷۸					۰/۶۰	۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۷۰				
۵. آسیب	۰/۶۸	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۶۹	۰/۸۳				۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۴	۰/۴۹	۰/۶۱			
۶. تحصیلی	۰/۷۷	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۷۸	۰/۶۶	۰/۸۵			۰/۵۷	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۴۶	۰/۸۵		
۷. بهبودگردانی	۰/۷۹	۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۹	۰/۷۲	۰/۸۰		۰/۶۹	۰/۵۹	۰/۶۳	۰/۶۸	۰/۵۴	۰/۷۰	۰/۷۶	
۸. سوءاستفاده	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۷۳	۰/۷۱	۰/۷۱	۰/۶۷	۰/۷۱	۰/۸۲	۰/۵۳	۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۴۶	۰/۵۰	۰/۵۵	۰/۵۶
۹. کل	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۹۳	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۷۳	۰/۷۷	۰/۸۴	۰/۹۱	۰/۶۵	۰/۹۲	۰/۹۴	۰/۸۵

توجه: تمامی روابط در سطح اطمینان ۰/۰۰۱ ≥p معنادار هستند

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بحث و نتیجه‌گیری

ابزارهای اندازه‌گیری کوتاه از مزایای زیادی برخوردارند (بروسنان، گرون و دولنیکار[1]، ۲۰۱۸؛ بشرپور، طاهری‌فرد و محمدی، ۱۳۹۸). استفاده از ابزار اندازه‌گیری کوتاه در ساختار فعلی نظام آموزش رسمی که معلمان با حجم سنگینی از وظایف شغلی و تعدد مسئولیت‌های کاری تدریس، آموزش‌های ضمن خدمت و حضور فعال در انجمن اولیا و مربیان مواجه‌اند، اهمیت دوچندان می‌یابد. پژوهش حاضر با هدف ساخت نسخه کوتاه مقیاس الکترونیکی مشکلات سلامت روان‌شناختی دانش‌آموزان دوره متوسطه یکم- فرم معلم (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۷) انجام شد. در کوتاه‌کردن ابزار سعی در استفاده تلفیقی از دیدگاه روان‌سنجی و بالینی بود. این امر بدین دلیل انتخاب شد که بتواند موجب ارتقاء روایی تجربی[2] و بوم‌شناختی[3] مقیاس شود (فرلانگ، فول‌چینج و داودی[4]، ۲۰۱۶؛ پاتل، فلیشر، نیکاپوتا و ماهوترا[5]، ۲۰۰۸). روایی تجربی به این دلیل که کاربران با آیتم‌های مشاهده‌شده کلینیکی در ابزار مواجه شده و مورد پذیرش آنها قرار گرفته و استفاده راحت‌تر و بیشتری از آن می‌کنند. این شواهد از سوی دیگر می‌تواند حاکی از روایی بوم‌شناختی ابزار نیز باشد؛ روایی که به‌عنوان زیرگروهی از روایی خارجی[6] مؤید پاسخدهی به این پرسش است که آیا یافته‌های به‌دست‌آمده از یک مطالعه را می‌توان به شرایط طبیعت‌گرایانه مانند اقدام بالینی در زندگی روزمره تعمیم داد (آندرید[7]، ۲۰۱۸).

در فرایند توسعه نسخه کوتاه مقیاس الکترونیکی مشکلات سلامت روان‌شناختی دانش‌آموزان دوره متوسطه یکم- فرم معلم- تحلیل آیتم برای بررسی تناسب ویژگی‌های روان‌سنجی آیتم‌ها نشان داد تقریباً کلیه آیتم‌های موجود در فرم بلند ابزار (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۷) به لحاظ ویژگی‌های فردی در وضعیت مطلوبی قراردارند. این یافته بدین معنا است که انتخاب آیتم‌ها برای نسخه بلند به‌درستی صورت گرفته است. همچنین در بررسی چهل آیتم انتخاب‌شده متخصصان برای تهیه مقیاس کوتاه بجز شش آیتم، بقیه

1. Brosnan, Grün & Dolnicar
2. empirical
3. ecological
4. Furlong, Fullchange & Dowdy
5. Patel, Flisher, Nikapota, & Malhotra
6. external validity
7. Andrade

از مشخصات روان‌سنجی مناسبی برخوردار بوده‌اند. شش آیتم از مشخصات قابل‌قبولی همانند دیگر آیتم‌ها برخوردار نبودند. بررسی ویژگی این آیتم‌ها نشان داد که اکثر این آیتم‌ها از نظر درجه دشواری، کشیدگی و چولگی معرف عدم کفایت داده بودهاند (کلین[1]، ۲۰۰۵). این یافته به این دلیل ایجاد شده است که این آیتم‌ها دارای نشانگرهایی برای شرایط حاد نشانگان بوده و لذا فراوانی و شدت آنها در کل جمعیت هدف پایین آمده و باعث کاهش میانگین‌ها و در ضمن کشیدگی منفی و چولگی مثبت بالای آیتم‌های مذکور شده است (تالکا و وود-بارکالو[2]، ۲۰۱۵). ازاین‌روی که کنش اساسی این آیتم‌ها در شناسایی موارد حاد مشکلات است و لذا نمی‌توان از ابزار کنار گذاشت، در مقیاس کوتاه حفظ شدند.

در گام مقایسه مدل‌های رقیب هرچند آزمون مدل‌های اندازه‌گیری حاکی از وجود تفاوت ناچیز در بین چهار مدل مورد مقایسه بود، ولی بنا بر اصل امساک[3]، مدل متخصصان به دلیل امکان تفسیر نظری و بالینی به‌عنوان مدل نهایی مقیاس منظور شد. اصل امساک، به‌عنوان یکی از رویکردهای پژوهش حاضر، چنین بیان می‌کند که محققان می‌بایست مدل‌هایی هر چه کوتاه‌تر ایجاد نمایند و از پیچیده‌تر کردن و افزودن بیش از اندازه مسیرها و متغیرهای آشکار در مدل پرهیز کنند (پیچر و پفیفر[4]، ۲۰۱۹؛ سیوادس، برووِلد و نلسون[5]، ۲۰۰۷). شاخص‌های برازش ایجازی (اقتصاد) در این مورد به محققان کمک می‌کنند؛ بر این اساس مدل‌هایی که شاخص‌های برازش ایجازی بهتر (مقدار AIC و NC کمتر و مقدار PNFI بالاتر) داشته باشند به‌عنوان مدل مطلوب انتخاب می‌شوند (بوتنگ، نیلاندز، فرانگیلو، ملگار-کوینونز[6] و همکاران، ۲۰۱۸). بر این مبنا، مدل چهل آیتمی با هشت عامل دارای بهترین برازش بود؛ یافته‌ای که حاکی از کاربرد اصل امساک در این پژوهش است و برتری مدل چهل آیتمی نسبت به هشتاد آیتمی گواهی بر تحقق رویکرد مزبور است.

در بررسی ویژگی‌های توصیفی آیتم‌های نسخه کوتاه نتایج نشان داد هر آیتم با کل مقیاس رابطه دارد و ضرایب همگونی خرده‌مقیاس‌ها در وضعیت قابل قبولی بوده است.

1. Kline
2. Tylka & Wood-Barcalow
3. parsimony
4. Petscher & Pfeiffer
5. Sivadas, Bruvold & Nelson
6. Boateng, Neilands, Frongillo, Melgar-Quiñonez

مقدار ضریب اعتبار ترکیبی از ۰/۸۲ برای مؤلفه سوءاستفاده تا ۰/۹۳ برای مؤلفه آسیب به‌دست‌آمده است که موید اعتبار مناسب خرده‌مقیاس‌ها است. در ضمن ضریب اعتبار به روش آلفای کرونباخ نشان از تائید اعتبار تمامی خرده‌مقیاس‌ها دارد. مقادیر آلفای کرونباخ از حداقل ۰/۸۰ برای سوءاستفاده تا ۰/۹۳ برای مؤلفه تحصیلی به‌دست‌آمده است. این شاخص‌ها براساس نظر میتچل و جولی[1] (۲۰۰۴) در حد خوب و بالاتر از آن قرار دارند. این یافته بدین معنا است که خطای اندازه‌گیری خرده‌مقیاس‌ها در حد قابل قبول بوده است.

در بررسی ضرایب مسیر، مقادیر بار عاملی نشان داد حداقل ضریب استاندارد مسیر کلیه آیتم‌ها مناسب است. از آنجایی که ضریب مسیر نشان‌دهنده میزان رابطه هر آیتم با سازه زیربنایی مورد اندازه‌گیری است، لذا می‌توان آن را شاهدی بر روایی سازه آیتم‌ها (رنمن، دیجسترا، گیزن و دیجسترا[2]، ۲۰۱۰؛ کنکتا، رانیون و ادی[3]، ۲۰۱۹) و براساس مقادیر حاصل مناسب دانست و چنین بیان کرد که هر یک از آیتم‌ها بخش معناداری از واریانس سازه مورد نظر را تبیین می‌کند و در تعیین نمره نهایی خرده‌مقیاس به طرز محسوسی نقش دارد (موکینک، تروی، پاتریک، آلونسو[4] و همکاران، ۲۰۱۰).

در مطالعه روایی همگرای آیتم‌ها که بر اساس شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده صورت گرفت، مقدار میانگین واریانس استخراج‌شده تمامی مؤلفه‌ها بالاتر از ۰/۵۰ به‌دست آمد و فقط مؤلفه سوءاستفاده دارای میانگین واریانس استخراج‌شده ۰/۴۶ بود که هرچند از مقدار ۰/۵۰ کمتر بود، از آنجایی که سایر شاخص‌های (ضریب مسیر، اعتبار ترکیبی و آلفای کرونباخ) این مؤلفه براساس ملاک حداقل ضریب مسیر ۰/۳ و حداقل اعتبار ترکیبی و آلفای کرونباخ ۰/۷ (دراست[5]، ۲۰۱۱؛ میتچل و جولی، ۲۰۰۴)، از مقادیر مناسبی برخوردار است، لذا می‌توان آن را خرده‌مقیاسی با روایی همگرای مناسب درنظر گرفت (زایت و برتی[6]، ۲۰۱۱). این یافته بدین‌معنا است که میانگین واریانس به اشتراک گذاشته-شده بین هر مؤلفه با شاخص‌های مربوط به خود قابل قبول بوده و هرچه میزان همبستگی

1. Mitchell & Jolley
2. Reneman, Dijkstra, Geertzen, & Dijkstra
3. Knekta, Runyon, & Eddy
4. Mokkink, Terwee, Patrick, Alonso
5. Drost
6. Zait & Bertea

هریک از مؤلفه‌ها با شاخص‌های خود بیشتر باشد، از برازش بیشتری برخوردار است (چین، براون، مک دونالد و راجر[1]، ۲۰۱۱).

در بررسی روایی واگرا که از طریق روش فورنل و لارکر (۱۹۸۱) انجام شد، مقایسه مقادیر همبستگی نشان داد تمامی مقادیر جذر میانگین واریانس استخراج‌شده هر متغیر، بزرگ‌تر از همبستگی آن متغیر با متغیرهای دیگر است. این یافته حاکی از آن است که مؤلفه مورد نظر واریانس مشترک بیشتری با نشانگرهای تعیین‌شده خود نسبت به نشانگرهای سایر مؤلفه‌ها دارد (زایت و برتی، ۲۰۱۱) و لذا می‌توان آن را بیانگر تأیید روایی واگرای نسخه کوتاه‌شده درنظر گرفت.

در مقایسه مدل چهل آیتمی بین دو جنس پسران و دختران نتایج نشان داد که حداقل ضریب استاندارد مسیر کلیه آیتم‌ها در گروه‌های دختر و پسر بالا و براساس ملاک حداقل ۰/۳ (دراست، ۲۰۱۱) مورد قبول است. لذا می‌توان نتیجه گرفت روایی آیتم‌ها در دو گروه مناسب است. اگرچه در میان شاخص‌های برازش، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای برآورد و همچنین شاخص برازندگی تطبیقی در گروه دختران شرایطی بهتر از گروه پسران دارد، اما این تفاوت معنادار نبود و برازش مدل اندازه‌گیری در هر دو جنس مورد قبول و مشابه هم بود. این یافته بدین معنا است که مدل هشت مؤلفه‌ای در ابزار کوتاه که با اتخاذ رویکرد اصل امساک و مبتنی بر دیدگاه متخصصان ترسیم شده، در هر دو جنس دختران و پسران مورد قبول است (پیچر و پفیفر، ۲۰۱۹؛ سیوادس، برووِلد و نلسون، ۲۰۰۷).

بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی و اندازه‌گیری ابزار در گروه‌های جنسیتی دختر و پسر مشخص می‌کند که این ابزار قابلیت استفاده در گروه‌های جنسیتی دختران و پسران را دارا است (راکوت، ندوت، لابیتری، بروک[2] و همکاران، ۲۰۱۸، محبی، شکری و خدایی، ۱۳۹۹). در بیان اهمیت این یافته می‌توان چنین اظهار نمود که انجام هرگونه مطالعه بین گروهی معتبر از جمله در بین نوجوانان دختر و پسر نیازمند قابلیت قیاس ابزارهای اندازه‌گیری است که هم‌ارزی سازه‌ها در دو گروه را مورد تأیید قرار دهد (رودنیو، واکلیر، امینیحاجیباشی، بکر[3] و همکاران، ۲۰۲۰). آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری در هنگام مقایسه گروه‌های دختر و پسر برای محققان این امکان را فراهم می‌سازد که تفاوت بین

1. Chien, Brown, McDonald, & Rodger
2. Rouquette, Nadot, Labitrie, & Brouke
3. Rudnew, Vauclair, Aminihajibashi, & Becker

گروهی مشاهده‌شده را به تفاوت واقعی در سازه مورد نظر مربوط دانسته و بدون هرگونه تردیدی نسبت به تغییرناپذیری ابزار اندازه‌گیری در دو جنس، به تبیین مستند تفاوت مشاهده‌شده بپردازند (راکوت و همکاران، ۲۰۱۸). تغییرناپذیری اندازه‌گیری در پژوهش حاضر نشان از یکسانی سازه در دو گروه دارد و می‌توان از این ابزار در مقایسه گروهی دختران و پسران استفاده کرد و نتایج را به تفاوت واقعی سازه در دو گروه نسبت داد.

در اشاره به محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان مواردی چون عدم بررسی روایی ملاکی و تجربی به‌عنوان شیوه‌های دیگر روایی‌یابی و نیز عدم به‌کارگیری روش‌های دیگر بررسی اعتبار از جمله بازآزمایی و دونیمه‌کردن را برشمرد. همچنین، علیرغم امتیازات مترتب بر الکترونیکی‌بودن ابزار همچون افزایش سرعت پاسخ‌دهی و حذف داده‌های گم‌شده (مک‌کوی و مارکز[1]، ۲۰۰۱؛ برایمن[2]، ۲۰۱۵)، تکیه صرف مقیاس مزبور بر بستر الکترونیکی و فضای مجازی، از منظر برخی کاستی‌ها و اشکالات مربوط به استفاده از پرسشنامه‌های الکترونیکی (رابینسون[3]، ۲۰۱۸؛ هانتر[4]، ۲۰۱۲) از دیگر محدودیت‌های این ابزار به‌شمار می‌آید. به‌علاوه، هر چند متغیر جنسیت به‌عنوان عنصری مهم در اندازه‌گیری مورد بررسی قرار گرفته و نتایج این پژوهش حاکی از تغییرناپذیری ساختار عاملی در هر دو جنس است؛ متغیر مهم دیگر تحت عنوان قومیت -که در جامعه ایرانی از تنوعی چشمگیر برخوردار است- در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار نگرفته است. لازم است مدل ساختاری مورد نظر در قومیت‌های گوناگون نیز اندازه‌گیری و مقایسه شود (باستوس، کلست، فرستین و باروز[5]، ۲۰۱۰؛ تیسون[6]، ۲۰۰۴؛ پاتل[7]، ۲۰۰۱). از سوی دیگر به دلیل آن که ویژگی‌های روان‌سنجی حاضر برای فرم کوتاه در بستر فضای مجازی به دست آمده است لذا، استفاده از آن در شرایط حضوری و رودررو توصیه نمی‌شود و لازم است کاربرد آن با احتیاط انجام گیرد.

1. McCoy & Marks
2. Bryman
3. Robinson
4. Hunter
5. Bastos, Celeste, Faerstein & Barros
6. Tyson
7. Patel

تشکر و قدردانی: مقاله حاضر مستخرج از طرحی با عنوان "مطالعه مقدماتی ساخت ابزارهای استاندارد بومی ارزیابی آسیب‌های روانی- اجتماعی دانش‌آموزان کشور" است که در چارچوب 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 آموزش‌وپرورش 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. در ضمن از زحمات تمامی افرادی که در اجرای این پژوهش یاری نموده‌اند و یا در آن مشارکت داشتند، کمال تشکر وجود دارد.

تضاد منافع: در مندرجات مقاله حاضر بین نویسندگان مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

منابع

اکبری زردخانه، سعید؛ آل بویه، مریم؛ زنگانه، علی محمد؛ منصورکیایی، نادر؛ جلالت دانش، محسن؛ مهدوی، مجتبی. (۱۳۹۶). نسخه گزارش والدین مقیاس سلامت روان شناختی کودکان: مطالعه مقدماتی ساخت و بررسی ویژگی های روان سنجی. *فصلنامه سلامت روان کودک*، دوره ۴، ش ۴، ۱۶۵-۱۵۲.

اکبری زردخانه، سعید؛ شاهورانی، سیدمحمد؛ منصورکیایی، نادر؛ زنگانه، علی محمد؛ جلالت دانش، محسن؛ طهماسبی گرمتانی، سیامک؛ زارعیان، مسعود. (۱۳۹۷). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه الکترونیکی ابزار سلامت روان‌شناختی دانش‌آموزان دوره متوسطه یکم: فرم گزارش معلم و والدین. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، دوره ۲۴، ش ۳، ۳۳۹-۳۲۴.

بشرپور، سجاد؛ طاهری‌فردی، مینا؛ محمدی، گلاویژ. (۱۳۹۸). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسش‌نامه شخصیتی هگزاکو- ۲۴ سؤالی در دانشجویان. فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی، ۹ (۳۶)، ۸۹-۶۵.

پرپنجی، معصومه؛ دلاور، علی؛ فرخی، نورعلی. (۱۳۹۸). نقش سلامت روان در رفتارهای خلاقانه دانش آموزان شهر تهران. *ابتکار و خلاقیت در علوم انسانی*، ۸(۴)، ۱۵۳-۱۷۰.

لومکس، ریچارد جی و شوماخر، رندال ای (۱۳۸۸). *مقدمه‌ای بر مدل‌سازی معادله ساختاری با کاربرد برنامه‌های* AMOD، LISREL و EQS.. ترجمه وحید قاسمی. تهران: انتشارات جامعه‌شناسان.

محبی، سمیه؛ شکری، امید؛ خدایی، علی. (۱۳۹۹). تحلیل روان‌سنجی نسخه کوتاه سیاهه مقابله با موقعیت‌های استرس‌زا در دانشجویان. فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی، ۱۰(۴۰)، ۸۷-۱۱۳

Andrade, C. (2018). Internal, External, and Ecological Validity in Research Design, Conduct, and Evaluation. *Indian Journal of Psychological Medicine*. 40(5): 498-499.

Bastos, J. L., Celeste, R. K., Faerstein, E., & Barros, A. J.D. (2010). Racial discrimination and health: A systematic review of scales with a focus on their psychometric properties. *Social Science & Medicine*. 70, 1091–1099.

Beebe, T. J., Rey, E., Ziegenfuss, J. Y., Jenkins, S., Lackore, K., Talley, N. J., & Locke, R. G. III. (2010). Shortening a survey and using alternative forms of prenotification: Impact on response rate and quality. *BMC Medical Research Methodology*, *10*, 1-9.

Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E.A., Melgar-Quiñonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best Practices for Developing and Validating Scales for Health, Social, and Behavioral Research: A Primer. *Frontiers in Public Health*. 6, 149-167.

Brosnan, K., Grün, B., & Dolnicar, S. (2018). Identifying superfluous survey items. *Journal of Retailing and Consumer Services.* 43, 39-45

Bryman, A. (2015). Social research methods. Oxford: Oxford University Press.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 14, 4654-504.

Cheung, G. W., and Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 9, 233–255.

Chien, C-W., Brown, T., MCDonald, R., & Rodger, S. (2011). Convergent and Discriminant Validity of a Naturalistic Observational Assessment of Children's Hand Skills. *Hong Kong Journal of Occupational Therapy*, 21, 64-71.

Das, J. K., Salam, R. A., Lassi, Z. S., Khan, M. N., Mahmood, W., Patel, V., & Bhutta, Z. A. (2016). Interventions for Adolescent Mental Health: An Overview of Systematic Reviews. *THE JOURNAL OF ADOLESCENT HEALTH*. 59(4), 49-60.

Drost, EA. (2011). Validity and Reliability in Social Science Research. *Education Research & Perspectives*, 38(1): 105123

Eccles, J. S. (1999). The Development of Children Ages 6 to 14. *THE FUTURE OF CHILDREN*, 30-44.

Fink, E., Patalay, P., Sharp, H., Holley, S., Deighton, J., & Wolpert, M. (2015). Mental Health Difficulties in Early Adolescence: A Comparison of Two Cross-Sectional Studies in England from 2009 to 2014. *Journal of Adolescent Health*, 56, 502-507.

Fornell, C., Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Jurnal of marketing research*, 39-50.

Furlong, M. J., Fullchange, A., & Dowdy, E. (2016). Effects of mischievous responding on universal mental health screening: I love rum raisin ice cream, I really do! *School Psychology Quarterly*. 32 (3): 320-335.

Galesic, M., & Bosnjak, M. (2009). Effects of questionnaire length on participation and indicators of response quality in a web survey. *Public Opinion Quarterly, 73*, 349–360.

Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: Wiley.

Hambleton, R. K. (1989). Principles and selected applications of item response theory. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 147–200). Washington, DC: American Council on Education.

Herzog, A. R., & Bachman, J. G. (1981). Effects of questionnaire length on response quality. *Public Opinion Quarterly, 45*, 549–559.

Hill LG, Coie JD, Lochman JE, Greenberg MT. (2004). Effectiveness of early screening for externalizing problems: Issues of screening accuracy and utility. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*. 72(5):809-20

Hunter, L. (2012). Challenging the reported disadvantages of e-questionnaires and addressing methodological issues of online data collection, *Nurse Researcher*. 20(1): 11-20.

Kline, R. B. (2005). Principles and practices of structural equation modeling (2nd ed.). New York: Guilford Press.

Knekta, E., Runyon, C., & Eddy, S. (2019). One Size Doesn't Fit All: Using Factor Analysis to Gather Validity Evidence When Using Surveys in Your Research. *CBE—Life Sciences Education*. 18. 1-17.

Livingston, S. A., & Dorans, N. J. (2004). *A graphical approach to item analysis* (Research Report No. RR-04-10). Princeton: ducational Testing Service.

Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading: Addison-Wesley.

Maloney, P., Grawitch, M.J., & Barber, L.K. (2011). Strategic item selection to reduce survey length: Reduction in validity? *Consulting Psychology Journal: Practice and Research, 63*. 162-175.

McCoy S, Marks P. (2001). Using electronic surveys to collect data: Experiences from the field. *The Americas Conference on Information Systems*. 2-5.

Mitchell, M.L., & Jolley, J.M. (2004). Research design explained. 5th edition. Victoria: Wadsworth Publisher.

Moharreri, F., Habrani, P., & Heidari Vazdi, A. (2015). Epidemiological Survey of Psychiatric Disorders in Children and Adolescents of Mashhad in 2009. *Journal of Fundamentals of Mental Health*, 247-253.

Mokkink, LB., Terwee CB., Patrick DL., Alonso J., Stratford PW., Knol DL., Stratford, P. W., Konel, D. L., Bouter, L. M., & Vet. H. C. W. (2010) The COSMIN study reached international consensus on taxonomy, terminology, and definitions of measurement properties for health-related patient-reported outcomes. *Journal of Clinical Epidemiology*. 63. 737-45

Moses, T. (2017). A review of developments and applications in item analysis. *Advancing Human Assessment*, 19-46

Moses, T., Miao, J., & Dorans, N. J. (2010). A comparison of strategies for estimating conditional DIF. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 6, 726–743.

Moyer VA, Calonge N, Teutsch SM, Botkin JR. Expanding newborn screening: process, policy, and priorities. *Hastings Center Report*. 38(3). 32-9.

Patel V, Flisher AJ, Nikapota A, Malhotra S. (2008). Promoting child and adolescent mental health in low and middle income countries. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry*. 49(3):313-34.

Patel V. (2001). Cultural factors and international epidemiology Depression and public health. *British Medical Bulletin*.57(1):33-45.

Pearson, R. H. (2008). *Recommended sample size for conducting exploratory factor analysis on dichotomous data*. Colo Herit.

Petscher, Y., & Pfeiffer, S. I. (2019). Reconsidering the Psychometrics of the GRS-S: Evidence for Parsimony in Measurement. *Assessment for Effective Intervention*. 153450841882474.

Reneman, MF., Dijkstra, A., Geertzen, JH., & Dijkstra, PU. (2010). Psychometric properties of chronic pain acceptance questionnaires: a systematic review. *European Journal of Pain*, (14). 457-465.

Robinson, M. A. (2018). Using multi-item psychometric scales for research and practice in human resource management. *Hum Resour Manage*. 57:739–750.

Rouquette, A., Nadot, T., Labitrie, P., Van den Broucke, S., Mancini, J., Rigal, L., et al. (2018). Validity and measurement invariance across sex, age, and education level of the French short versions of the European Health Literacy Survey Questionnaire. *PLoS ONE* 13(12): e0208091.

Rudnev, M., Vauclair, C-M., Aminihajibashi, S., Becker, M., Bilewicz, M., Castellanos Guevara, JL., et al. (2020). Measurement invariance of the moral vitalism scale across 28 cultural groups. *PLoS ONE* 15(6): e0233989

Satcher, D. (2004). Organizational Principles to Guide and Define the Child Health Care System and/or Improve the Health of All Children. *American academy of pediatrics*, 113, 1839-1835.

Sivadas, E., Bruvold, N. T., & Nelson, M. R. (2007). A reduced version of the horizontal and vertical individualism and collectivism scale: A four-country assessment. *Journal of Business Research, 61, 201-210.*

Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K., & Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology, 55*, 167-193.

Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K., Julian, A. L., Thoresen, P., Aziz, S., . . . Smith, P. C. (2002). Development of a compact measure of job satisfaction: The abridged job descriptive index. *Educational and Psychological Measurement, 62*, 173–191.

Stiffler, M. C., & Dever, B. V. (2015). *Mental Health Screening at School: Instrumentation, Implementation, and Critical Issues*. Springer International Publishing Switzerland, 91-105.

Tylka, T. L., & Wood-Barcalow, N. L. (2015). The Body Appreciation Scale-2: Item refinement and psychometric evaluation. *Body Image*, 12, 53-67.

Tyson, E. H. (2004). Ethnic Differences Using Behavior Rating Scales to Assess the Mental Health of Children: A Conceptual and Psychometric Critique. *Child Psychiatry and Human Development*, 34(3), 167-201.

Urdan, T., & Klein, S. (1998). *Early Adolescence: A Review of the Literature*. The Conference on Early Adolescence: The U.S. Department of Education Office of Educational Research and Improvement, Washington, D.C.

Wainer, H. (1989). The future of item analysis. *Journal of Educational Measurement*, 26(2), 191-208.

Yammarino, F. J., Skinner, S. J., & Childers, T. L. (1991). Understanding mail survey response behavior: A meta-analysis. *Public Opinion Quarterly, 55*, 613-639.

Zait, A., & Bertea, PSPE. (2011). Methods for testing discriminant validity. *Management & marketing Journal*. (9) 217-224.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی