University of Tehran Press

Journal of Applied Psychological Research

2026

Home Page: https://japr.ut.ac.ir

Online ISSN: 2676-4504

Psychometric Properties of the the Persian Version of The Integrated Teacher Report Form (ITRF) Scale (Full Version) for Screening Students at Risk of Social, Emotional, and Behavioral Problems

Sajede Aghajani[1], Amir Ghamarani[2*]

1. Department of Psychology of Children with Special Needs, Faculty of Education and Psychology, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: aghasajede@gmail.com
2. Corresponding Author, Department of Psychology of Children with Special Needs, Faculty of Education and Psychology, Universit of Isfahan, Isfahan,Iran. Email: a.ghamarani@edu.ui.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:
Received: 01 Jun 2025
Revised: 17 Sep 2025
Accepted: 14 Oct 2025
First Published: 08 Nov 2026

Keywords:
At-risk students, Behavioral assessment, Integrated Teacher Report Form, Psychometric validation, Social-emotional screening.

ABSTRACT

The present study aimed to examine the psychometric properties of the Persian version of the Integrated Teacher Rating Form (ITRF) for screening elementary school students at risk of social, emotional, and behavioral problems. This descriptive-correlational study was conducted for test validation purposes. The statistical population included all elementary school students in Isfahan during the 2023-2024 academic year.Using multi-stage cluster sampling, 17 elementary schools were selected from six educational districts of Isfahan. One teacher from each school (17 teachers total) completed the scale for their students, resulting in data from 262 students (40.8% female, 51.2% male). After translation and expert validation of face and content validity, data were analyzed using exploratory and confirmatory factor analysis, item-total correlation, concurrent validity, and reliability analysis in SPSS-27 and AMOS-24. Exploratory factor analysis confirmed the four-factor structure of the scale. Confirmatory factor analysis indicated good model fit (CFI=0.903, IFI=0.904, RMSEA=0.07). The total scale demonstrated excellent reliability (α=0.946), with subscale reliabilities ranging from 0.869 (anxious/depressed behavior) to 0.94 (academic performance problems), indicating strong internal consistency. Findings suggest that the Persian version of the ITRF has appropriate psychometric properties for screening students at risk of social, emotional, and behavioral problems, making it suitable for both research and diagnostic purposes in educational settings.

In Press/ Accepted

Cite this article: Aghajani, S. & Ghamarani, A. (2026). Psychometric Properties of the Persian Version of the Integrated Teacher Report Form (ITRF) for Screening Students at Risk of Social, Emotional, and Behavioral Problems. *Journal of Applied Psychological Research*, (In Press/ Accepted), https://doi.org/10.22059/japr.2026.396183.645265

© The Author(s).

Publisher: University of Tehran Press
DOI: https://doi.org/10.22059/japr.2026.396183.645265

فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی

۱۴۰۵

انتشارات دانشگاه تهران

سایت نشریه: https://japr.ut.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۵۰۴-۲۶۷۶

بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس فرم یکپارچهٔ گزارش معلم (نسخه کامل) برای غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری

ساجده آقاجانی[۱]، امیر قمرانی[۲*]

۱. گروه روان‌شناسی و آموزش کودکان با نیازهای خاص، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. رایانامه: aghasajede@gmail.com

۲. نویسندهٔ مسئول، *دانشیار گروه روانشناسی کودکان با نیازهای خاص، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.* رایانامه: a.ghamarani@edu.ui.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
پژوهشی

تاریخ‌های مقاله:
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۱۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۶/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۷/۲۲.
تاریخ انتشار آنلاین: ۱۴۰۵/۰۸/۱۷

کلیدواژه‌ها:
ارزیابی رفتاری، دانش‌آموزان در معرض خطر، فرم یکپارچه گزارش معلم، غربالگری اجتماعی-عاطفی، ویژگی‌های روان‌سنجی

چکیده

پژوهش حاضر باهدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم (ITRF) برای غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری انجام شد. پژوهش حاضر توصیفی از نوع همبستگی بود که با هدف اعتباریابی نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم انجام شد. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان مقطع ابتدایی اصفهان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. در این مطالعه ۱۷ مدرسه ابتدایی از نواحی شش‌گانه شهر اصفهان به صورت نمونه‌گیری در دسترس با تکنیک خوشه‌بندی انتخاب شدند. از هر مدرسه یک معلم و در مجموع ۱۷ معلم این مقیاس را برای ۲۶۲ دانش‌آموز (۴۰/۸۰ درصد دختر و ۵۹/۲۰ درصد پسر) خود پر کردند. پس از ترجمه و اخذ نظرات کارشناسان، روایی صوری و محتوایی مقیاس تائید شد. جهت تحلیل داده‌ها گام‌هایی شامل تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی، همبستگی سؤال‌ها با نمره، روایی همزمان و محاسبه پایایی، در نرم‌افزارهای آماری SPSS-27 و AMOS-24 طی شد. تحلیل عاملی اکتشافی ساختار چهارعاملی مقیاس را تأیید کرد. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد مدل از برازش مطلوبی (CFI =۰/۹۰۳، IFI =۰/۹۰۴، =۰/۰۷ RMSEA) برخوردار است. ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۹۴۶ بود. خرده مقیاس رفتارهای اضطرابی-افسردگی کمترین ضریب (α=۰/۸۶۹) و خرده مقیاس مشکلات عملکرد تحصیلی، بیشترین ضریب (α=۰/۹۴) را داشتند که نشان از هماهنگی درونی مناسب سؤال‌ها داشت. به طور کلی یافته‌ها حاکی از مناسب بودن ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس یکپارچه گزارش معلم برای غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری است و می‌توان از این ابزار در زمینه‌های پژوهشی و تشخیصی استفاده کرد.

استناد: آقاجانی، س.، و قمرانی، ا. (۱۴۰۵). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس گزارش یکپارچهٔ معلم برای غربال‌گری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری. . *فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، (انتشار آنلاین/ پذیرش شده). https://doi.org/10.22059/japr.2026.396183.645265

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

© نویسندگان.

DOI: https://doi.org/10.22059/japr.2026.396183.645265

In Press/ Accepted

۱. مقدمه

رشد اجتماعی، عاطفی و رفتاری کودکان و نوجوانان نقش اساسی در آموزش اولیه آن‌ها ایفا می‌کند. این ابعاد رشد، به‌ویژه در شکل‌دهی به شایستگی اجتماعی و عاطفی که یک ساختار گسترده و چندبعدی است، اهمیت فراوانی دارند (کازاله و همکاران[۱]، ۲۰۲۳). شایستگی اجتماعی و عاطفی[۲] دربرگیرنده مهارت‌های بین‌فردی[۳] و درون‌فردی[۴] است که حوزه‌های مختلفی از جمله عاطفی (مانند دانش هیجانی و تنظیم هیجان)، اجتماعی (مثل حل مسائل اجتماعی و پردازش نشانه‌های اجتماعی) و شناختی[۵] (از جمله عملکردهای اجرایی) را پوشش می‌دهد (برگ و همکاران، ۲۰۱۹). توسعه این مهارت‌ها نه‌تنها با عملکرد تحصیلی[۶] و موفقیت در مدرسه مرتبط است، بلکه در پیشگیری از اختلالات روانی–اجتماعی[۷] نیز نقش تعیین‌کننده‌ای دارد (دیمتروویچ و همکاران[۸]، ۲۰۱۷).

مطالعات بین‌المللی نشان می‌دهد که ۱۲ تا ۱۸ درصد از کودکان و نوجوانان در سنین مدرسه، اختلالات قابل‌توجهی در رشد اجتماعی، عاطفی و رفتاری تجربه می‌کنند (کاوز مسفتی و همکاران[۹]، ۲۰۱۶؛ پلانکزیک و همکاران[۱۰]، ۲۰۱۵). این آمار در ایران ۱۸ درصد گزارش شده است (نصیری و همکاران، ۱۳۹۷). این اختلالات معمولاً در قالب دو دسته کلی از رفتارها بروز می‌یابند: رفتارهای درونی‌شده[۱۱] (مانند اضطراب[۱۲]، افسردگی[۱۳] و کناره‌گیری اجتماعی[۱۴]) که بیشتر به‌صورت پریشانی درونی خود را نشان می‌دهند و رفتارهای برونی‌شده[۱۵] (مانند پرخاشگری[۱۶]، اختلال نقص توجه/بیش‌فعالی[۱۷] و نافرمانی[۱۸]) که به‌صورت آشکار در تعاملات فرد با دیگران مشاهده می‌شود (کاوز مسفتی و همکاران، ۲۰۱۶). هر دو نوع رفتار، شاخص‌های مهمی از نقص در شایستگی اجتماعی و عاطفی محسوب می‌شوند. بااین‌حال، اگرچه اختلالات درونی‌شده مانند اضطراب شیوع بیشتری دارند (کاوز مسفتی و همکاران، ۲۰۱۶)، مشکلات برونی‌شده به دلیل تأثیر مستقیم بر تعاملات کلاسی و اختلال در فرایندهای یادگیری، معمولاً سریع‌تر توسط معلمان شناسایی می‌شوند (لین و همکاران[۱۹]، ۲۰۱۴). در مقابل، رفتارهای درونی‌شده اغلب به دلیل ماهیت پنهانشان نادیده گرفته می‌شوند، حتی اگر تأثیر بلندمدت‌تری بر عملکرد تحصیلی و سلامت روانی فرد داشته باشند (هارتمن و همکاران[۲۰]، ۲۰۱۷).

مداخلات مدرسه‌محور[۲۱] می‌توانند به رشد اجتماعی، عاطفی و رفتاری دانش‌آموزان کمک شایانی کنند. بااین‌حال، شکاف عمیقی بین زمان بروز مشکلات و دریافت مداخلات تخصصی وجود دارد (دانیلز و همکاران[۲۲]، ۲۰۱۴). مطالعات نشان می‌دهند تنها ۲۰ تا ۳۰ درصد از کودکان و نوجوانان نیازمند، از حمایت‌های سیستماتیک پیشگیرانه یا درمانی بهره‌مند می‌شوند (لانگر و

In Press/ Accepted

1. Casale et al.
2. social–emotional competence
3. interpersonal skills
4. Intrapersonal skills
5. cognitive
6. academic performance
7. psychosocial disorders
8. Domitrovich et al.
9. Koves-Masfety et al.
10. Polanczyk et al.
11. Internalizing Behavior
12. anxiety
13. depression
14. socialwithdrawal
15. Externalizing Behavior
16. aggression
17. attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD)
18. oppositional defiant disorder (ODD)
19. Lane et al.
20. Hartman et al.
21. school-based interventions
22. Daniels et al.

همکاران[۱]، ۲۰۱۵). این "شکاف خدمات[۲]" نگران‌کننده (فورنس و همکاران[۳]، ۲۰۱۲) عمدتاً ناشی از چالش‌های شناسایی است، زیرا معمولاً فقط مواردی تشخیص داده می‌شوند که به سطح اختلالات بالینی رسیده‌اند (برایتنشتاین و همکاران[۴]، ۲۰۰۹). این رویکرد، امکان مداخلات زودهنگام و مؤثر را محدود می‌کند (دورلاک و همکاران[۵]، ۲۰۱۱). ازاین‌رو، توسعه ابزارهای غربالگری کاربردی برای معلمان، به‌ویژه در شناسایی مشکلات درونی‌شده (مانند اضطراب) و برونی‌شده (مانند پرخاشگری)، از اولویت‌های پژوهشی و آموزشی محسوب می‌شود (اسپلت و همکاران[۶]، ۲۰۱۹).

در ایران برای سنجش مشکلات هیجانی رفتاری مقیاس‌های مدادی کاغذی معتبری استفاده شده است. در این راستا می‌توان به مقیاس ارزیابی رفتاری راتر[۷] (راتر[۸]، ۱۹۶۷؛ یوسفی، ۱۳۷۷)، پرسشنامه سیاهه رفتاری کودک[۹] (آخنباخ[۱۰]، ۱۹۹۱؛ مینایی، ۱۳۸۵) و پرسشنامه علائم مرضی کودکان[۱۱] (گادو و اسپرافکین[۱۲]،۲۰۰۲؛ محمداسماعیل و علیپور، ۱۳۸۱) اشاره نمود. مقیاس راتر مقیاسی سریع، ساده و شناخته شده برای غربالگری مشکلات رفتاری و هیجانی کودکان است؛ ولی دامنه سنجش اختلالات در این پرسشنامه محدود است. سیاهه رفتاری کودک آخنباخ نیز یکی از معتبرترین ابزارهای ارزیابی مشکلات هیجانی و رفتاری کودکان و نوجوانان است، این ابزار جامع و دقیق است و طیف گسترده‌ای از مشکلات هیجانی و رفتاری را در برمی‌گیرد؛ ولی طولانی بوده و خرده مقیاس‌های دیگری همچون سلامت و تفکر را نیز در برمی‌گیرد. پرسشنامه علائم مرضی کودکان، به‌عنوان یک ابزار غربالگری جامع، قادر به پوشش گسترده‌ای از اختلالات روانی است و از لحاظ زمانی نیز کارآمد محسوب می‌شود؛ اما بر مبنای راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی، ویرایش چهارم[۱۳] است و نشانه‌های جدید را در برنمی‌گیرد، بیشتر کاربرد بالینی داشته و به گروه‌های در معرض خطر کمتر اهمیت می‌دهد.

رویکردهای مختلفی از جمله، مشاهدات رفتاری[۱۴]، مجموعه ابزارهای آزمایشی[۱۵]، یا رویکردهای نوآورانه‌تر مانند آزمون‌های قضاوت موقعیتی[۱۶] یا ارزیابی‌های انتخاب اجباری[۱۷] برای ارزیابی ویژگی‌های اجتماعی، عاطفی و رفتاری در کودکان و نوجوانان وجود دارد (هال و دارلینگ-چرچیل[۱۸]، ۲۰۱۶). این روش‌ها معمولاً ویژگی‌های روان‌سنجی قابل‌قبول تا خوب را نشان می‌دهند، اما اغلب از نظر آماده‌سازی، اجرا و ارزیابی بسیار زمان‌بر هستند که با روال‌های روزمره مدرسه ناسازگار است. به‌این‌ترتیب، برای غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر کارآمدی لازم را نخواهند داشت.

روش‌های غربالگری جهانی[۱۹]، جهت ارزیابی مشکلات، در حوزه‌های اجتماعی، عاطفی و رفتاری همهٔ دانش‌آموزان در کلاس درس به کار می‌روند (ولپه و بریش[۲۰]، ۲۰۱۸)، و طبق پژوهش‌های اکلوند و همکارانش[۲۱] (۲۰۰۹)، این شیوهٔ ارزیابی بیش از دوبرابر تعداد دانش‌آموزان در خطر را نسبت به سایر روش‌های ارزیابی شناسایی می‌کند که نتیجهٔ این تشخیص و ارزیابی زودهنگام، ارائهٔ مداخلات موردنیاز در اولین نشانهٔ این مشکلات است (ولپه و همکاران[۲۲]،۲۰۱۰). بااین‌حال مطالعات متعددی اذعان دارند که تنها

In Press/ Accepted

1. Langer et al.
2. service gap
3. Forness et al.
4. Breitenstein et al.
5. Durlak et al.
6. Splett et al.
7. Rutter Behavior Questionnaire (RBQ)
8. Rutter
9. Child Behavior Checklist (CBCL)
10. Achennach
11. Child Symptom Inventory (CSI)
12. Gadow Sprafkin
13. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 4th Edition (DSM-IV)
14. behavioral observations
15. test batteries
16. situational judgement tests
17. forced choice assessments
18. Halle and Darling-Churchill
19. universal behavior screening tools
20. Volpe and Briesch
21. Eklund et al.
22. Volpe et al.

نیمی از مدارس و معلمان به طور سیستماتیک، دانش‌آموزان خود را از نظر خطرات اجتماعی، عاطفی و رفتاری غربال می‌کنند (دینین و همکاران[1]، ۲۰۲۲؛ وود و الیس[2]، ۲۰۲۲). دامنهٔ بسیار گستردهٔ بسیاری از ابزارهای غربالگری استاندارد، یکی از علل منصرف‌کنندهٔ معلمان نسبت به استفاده از آن‌ها است (ولپه و همکاران، ۲۰۱۸)، چرا که طبق نظر موور و همکاران[3] (۲۰۲۲) از جمله عوامل پیش‌بینی‌کنندهٔ اجرای روش‌های غربالگری جهانی، نگرش معلمان نسبت به غربالگری است که آن هم تحت‌تأثیر منابع و به‌ویژه زمان موردنیاز برای اجرا می‌باشد؛ بنابراین یکی از ویژگی‌های مهم ابزارهای غربالگری جهانی، کارآمدی آن ابزار از لحاظ زمانی است (کازاله و همکاران، ۲۰۲۳).

رویکرد چند دروازه‌ای[4] به‌عنوان یک روش معتبر و کارآمد برای غربالگری مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری دانش‌آموزان شناخته می‌شود (والکر و همکاران[5]، ۲۰۱۴). ماهیت این روش مبتنی بر فرایند غربالگری مرحله‌ای است که در هر مرحله (دروازه) با معیارهای دقیق، دانش‌آموزان در معرض خطر را شناسایی می‌کند (ویت کامب و مرل[6]، ۲۰۱۳). مطالعات تطبیقی نشان داده‌اند که این روش در مقایسه با روش‌های تک معیاری از کارایی بالاتری برخوردار است (کیلگاس و همکاران[7]، ۲۰۱۸).

ابزارهای غربالگری مؤثر باید سه ویژگی کلیدی اعتبار مفهومی[8] (همسویی با چارچوب نظری و شواهد تجربی در حوزه موردبررسی)، اعتبار روان‌سنجی[9] (برخورداری از شاخص‌های قابل‌قبول در پایایی، روایی و دقت تشخیصی) و کاربردپذیری عملیاتی[10] (شامل ملاحظات اجرایی و سودمندی بالینی) را دارا باشند (ولپه و بریش، ۲۰۱۸). در محیط‌های آموزشی، این ابزارها باید بر شاخص‌های رفتاری عملیاتی شده به‌جای معیارهای بالینی صرف تأکید نمایند (ولپه و همکاران، ۲۰۱۸). از دیدگاه عملیاتی، معیارهای کاربردپذیری شامل مقبولیت و سهولت استفاده برای ذی‌نفعان قابلیت ارتباط یافته‌ها با مداخلات آموزشی و بهره‌وری زمانی در مراحل اجرا و تفسیر است (آنتونی و همکاران[11]، ۲۰۱۶). تحقق این اهداف مستلزم بهینه‌سازی تعداد سؤال‌ها است به‌نحوی‌که در عین حداقل‌سازی، نماینده جامعی از سازه‌های زیربنایی باشند و حداکثر اطلاعات تشخیصی را ارائه دهند (گلاور و آلبرز[12]، ۲۰۰۷). ابزاری که این معیارها را به‌خوبی محقق سازد، قادر خواهد بود به طور مؤثری دانش‌آموزان نیازمند حمایت‌های ویژه را شناسایی نماید.

نسخه کامل و اصلی مقیاس یکپارچه گزارش معلم توسط ولپه و همکارانش (۲۰۲۰) طراحی و مورد اعتباریابی قرار گرفت. نسخه کوتاه آن نیز توسط کازاله و همکارانش (۲۰۲۳) توسعه یافت. این مقیاس شامل ۳۵ سؤال مربوط به رفتارهای درونی‌شده و بیرونی‌شده در کلاس درس، مانند رفتار افسردگی، انزوای اجتماعی، رفتار مخالف/اختلال‌آمیز و مشکلات رفتاری بهره‌وری تحصیلی است. مقیاس مذکور در دو فرم طراحی شده است: نسخه کامل (۳۵ سؤال) که باهدف (الف) تمایز دقیق بین سطوح مختلف مشکلات رفتاری و (ب) شناسایی موارد خفیف تا متوسط تدوین شده است، و نسخه کوتاه (۱۲ سؤال) که با حفظ قدرت تشخیصی مشابه نسخه کامل، از کارایی زمانی بالاتری برخوردار می‌باشد (کازاله و همکاران، ۲۰۲۳). این تمایز اهمیت ویژه‌ای دارد، چرا که مشکلات شدید رفتاری عموماً بدون نیاز به ابزارهای تخصصی نیز قابل‌تشخیص هستند، شناسایی مشکلات خفیف تا متوسط مستلزم استفاده از ابزارهای حساس و دقیق می‌باشد؛ لذا باتوجه‌به اهمیت شناسایی به هنگام مشکلات رفتاری بیرونی و درونی دانش‌آموزان در مدرسه و نبودن ابزار مناسب برای معلمان که هم سنجش رفتاری داشته باشد و هم از لحاظ زمانی به‌صرفه باشد این پژوهش باهدف بررسی مشخصه‌های روان‌سنجی مقیاس یکپارچه گزارش معلم جهت غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری انجام شد.

In Press/ Accepted

1. Dineen et al.
2. Wood and Ellis
3. Moore et al.
4. multiple-gating procedures
5. Walker et al.
6. Whitcomb and Merrell
7. Kilgus et al.
8. Appropriateness for the intended use
9. Technical adequacy
10. Usability
11. Anthony et al.
12. Glover and Albers

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه، روش اجرا

پژوهش حاضر توصیفی از نوع همبستگی بود که باهدف اعتباریابی نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم انجام شد. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان مقطع ابتدایی اصفهان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. برای پژوهش های توصیفی نمونه ای به حجم حداقل ۱۰۰ نفر و در مطالعات همبستگی حداقل حجم نمونه ۵۰ نفر برای بیان چگونگی رابطه ضرورت دارد (دلاور، ۱۴۰۳). در هنجاریابی آزمون ها حجم نمونه مطلوب ۱۰۰ نفر یا بیشتر می باشد (سرایی، ۱۴۰۰) و بر اساس فرمول ۵ الی ۱۰ نفر ازمودنی به ازای هر خرده مقیاس و قاعده سخت‌گیرانه تر، ۵ نفر ازمودنی به ازای هر سؤال مجددا کفایت نمونه گیری پژوهش حاضر تایید می‌شود. (هومن، ۱۴۰۳). همچنین به نظر بسیاری از پژوهشگران، حداقل حجم نمونه لازم۲۰۰ نفر است (کلاین[1]، ۲۰۲۳). لذا در این مطالعه ۱۷ معلم به روش نمونه‌گیری در دسترس از ۱۷ مدرسه ابتدایی با تکنیک خوشه‌بندی مدارس انتخاب شدند. خوشه‌های مذکور، نواحی شش‌گانه آموزش و پرورش را پوشش می‌داد، بدین صورت که از ناحیه شش و پنج که کمترین حجم دانش‌آموز را دارند هر کدام ۲ مدرسه، ناحیه سه که بیشترین حجم دانش‌آموز را دارد ۴ مدرسه و نواحی یک، دو و چهار هر کدام ۳ مدرسه، در مجموع ۱۷ مدرسه انتخاب شد. سپس محقق به هر یک از مدارس مراجعه نمود و پس از توجیه هدف پژوهش و ارائه مجوز دانشگاه اصفهان نسبت به جذب همکاری معلمان با عنایت به ملاک‌های ورود اقدام کرد. در مرحله بعد از هر مدرسه یک معلم با شرایط پیش‌گفته انتخاب و در مجموع ۱۷ معلم موافقت و تعهد خویش برای شرکت در پژوهش را اعلام نمودند. هدف از این اقدام پوشش حداکثری دانش‌آموزان از نواحی و مناطق مختلف آموزشی شهر اصفهان بود که دارای وضعیت اقتصادی-اجتماعی متنوع بوده و از این رهگذر قابلیت تعمیم مقیاس به دانش‌آموزان ابتدایی شهر اصفهان افزایش یابد.

برای تهیه نسخه فارسی بومی شده نسخه کامل این مقیاس، ابتدا دو مترجم که به زبان‌های فارسی و انگلیسی تسلط داشتند هر کدام به طور جداگانه ترجمه‌ای از این مقیاس ارائه دادند. ترجمه ها توسط نویسندگان مقاله حاضر که یک نفر استاد دانشگاه و همزمان مدرس دوره‌های آموزشی معلمان بوده و دیگری دانشجوی دکتری و همزمان معلم نیز می‌باشد با نسخه انگلیسی تطابق داده شد. در این انطباق مشخص گردید که ترجمه کلیه گویه‌ها از منظر ترمینولوژی و زبان شناسی به درستی انجام شده است. با این وجود، ترجمه‌ها از منظر یاددهی-یادگیری و فضای کلاس درس و تعاملات معلم-دانش‌آموز در برخی گویه‌ها نیاز به تغییرات داشت. در این راستا گویه‌های شماره ۲ (پیش قدم نشدن)، شماره ۵ (اشتباهات تکالیف)، شماره ۶ (جمع و جور کردن وسایل)، شماره ۷ (جدل بی مورد)، شماره ۸ (آرامش را به هم زدن)، شماره ۲۸ (قبول نداشتن خود)، شماره ۳۳ (به راحتی به گریه افتادن) و شماره ۳۵ (یخش باز شدن)، توسط نویسندگان اصلی و با هم‌فکری یک معلم و یک دبیر تغییر یافت. سپس در جلسه‌ای با حضور مترجمین، ۸ گویه تغییر یافته به مترجمین ارائه شد و به صورت بی‌طرفانه مورد توافق آن‌ها قرار گرفت. با جایگزینی ۸ ترجمه جدید، نسخه اولیه فارسی مقیاس تکمیل شد.

سپس این نسخه به همراه نسخه انگلیسی به یک عضو هیئت علمی گروه علوم تربیتی که فارغ التحصیل مقطع کارشناسی ارشد و دکتری ار دانشگاه های انگلیسی زبان بودند ارائه شد و درخواست گردید روان بودن ترجمه و وفاداری آن به متن اصلی انگلیسی در یک مقیاس از ۰ تا ۱۰ نمره‌گذاری شود. نمره ۱۰ به معنای روان بودن ترجمه و نمره ۰ به معنی ترجمه ناروان و دشوار در نظر گرفته شد. در این مرحله روانی کلیه گویه‌ها به لحاظ آسان و مفهوم بودن برای معلمان و کاربرد در فضای مدارس ایران تایید شد که منجر به تهیه یک نسخه دوم از مقیاس گردید. این نسخه در مرحله بعد به دو مترجم زبان انگلیسی که از محتوای اصلی مقیاس بدون اطلاع بودند داده شد و از آن‌ها خواسته شد تا آن را به انگلیسی برگردانند. پس از این مرحله نسخه برگردان‌شده از لحاظ وضوح ترجمه، مطابقت با فرهنگ ایرانی، عدم استفاده از لغات تخصصی و عدم تغییر مفاهیم موجود در نسخه اصلی مورد ارزیابی و تایید قرار گرفت. در نهایت، نسخه نهایی مقیاس پس از ویرایش ادبی توسط یکی از دانشجویان دکتری زبان و ادبیات

1. Kline

In Press/ Accepted

فارسی، تهیه گردید. در مرحله آخر معلمان مقیاس پژوهش را در بستر سامانه پرس‌لاین و به‌صورت الکترونیک برای دانش‌آموزان خود تکمیل کردند.

بررسی فرم‌های تکمیل شده توسط معلمان نشان داد که هر معلم حداقل ۱۴ فرم و حداکثر ۲۹ فرم را برای دانش‌آموزان خویش تکمیل نموده، براین اساس در مجموع تعداد ۲۶۲ فرم تکمیل شده بود. ازاین تعداد ۴۰/۸۰ درصد دختر و ۵۹/۲۰ درصد پسر بودند. میانگین سنی معلمان ۲۸/۴۳ سال (انحراف معیار = ۶/۵۹) و میانگین سابقه تدریس آن‌ها ۴/۳۹ سال (انحراف معیار = ۳/۳۴) بود. میانگین سنی نمونه دانش‌آموزان ۹/۶۷ سال (انحراف معیار= ۱/۴۵) با دامنه سنی ۷ تا ۱۳ سال گزارش شد. از نظر جنسیت، ۱۰۰ درصد معلمان خانم بودند. ملاک‌های ورود به پژوهش شامل معلم دبستان بودن، حداقل دو سال سابقه تدریس در یک پایه، ارائه رضایت آگاهانه و تمایل به همکاری بود، در حالی که ملاک خروج، عدم تمایل به مشارکت و تکمیل ناقص فرم در نظر گرفته شد. شرکت‌کنندگان این پژوهش پس از آگاهی کامل از اهداف تحقیق، با رضایت شخصی در آن مشارکت کردند. علاوه بر این، آن‌ها این اختیار را داشتند که در هر مرحله از پژوهش انصراف دهند و همچنین تضمین شد که اطلاعاتشان به‌صورت محرمانه باقی می‌ماند. همچنین این امکان فراهم شده بود که با تخصیص یک کد شرکت کنندگان پس از پایان پژوهش از نتیجه ارزیابی خود مطلع شوند.

۲-۲. ابزار پژوهش

در این پژوهش از سه ابزار چک لیست جمعیت شناختی، نسخه کامل یکپارچه گزارش معلم و نسخه کوتاه یکپارچه گزارش معلم استفاده شده است. هدف اصلی در این پژوهش بررسی ویژگی های روانسنجی نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم است. نسخه کوتاه به منظور مقیاس مکمل در جهت احراز روایی همزمان نسخه بلند مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم استفاده شد.

۲-۲-۱. چک لیست جمعیت شناختی

باتوجه به تأثیرگذاری برخی عوامل بر نتایج پژوهش و برای کنترل آنها، پرسش‌نامه‌ای توسط محققین طراحی و اطلاعات موردنیاز قبل از اجرای پژوهش در مورد شرکت‌کنندگان دریافت شد. اطلاعاتی دربارهٔ معلم که شامل: سن، جنسیت، تحصیلات، وضعیت تأهل و سابقهٔ تدریس می‌باشد و اطلاعاتی دربارهٔ دانش‌آموز که شامل: جنسیت، سن و پایهٔ تحصیلی می‌باشد.

۲-۲-۲. نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم (Full ITRF)[1]

نسخه کامل یکپارچه گزارش معلم توسط ولپه و همکارانش در سال ۲۰۲۰ طراحی شده است. این فرم برای اولین بار در ایران در پژوهش حاضر توسط نویسندگان این مقاله با فرایندی که در بالا به آن اشاره گردید ترجمه و سپس اعتباریابی شده است. این مقیاس ۳۵ سؤال دارد که چهار خرده مقیاس شامل مشکلات عملکرد تحصیلی[2] (۸ سؤال)، رفتارهای مقابله‌جویانه/اخلال‌گرانه[3] (۸ سؤال)، رفتارهای اضطرابی/افسردگی[4] (۱۱ سؤال)، کناره‌گیری اجتماعی[5] (۸ سؤال) را می‌سنجد (در جدول ۳ شماره سؤال‌های هر خرده مقیاس نیز ذکر شده است). نمره‌دهی مقیاس بر اساس طیف لیکرت ۴ درجه‌ای بدین شکل: ۰ = رفتار مشکل‌ساز نیست، ۱ = رفتار کمی نگران‌کننده است، ۲ = رفتار تا حدی نگران‌کننده است، ۳ = رفتار بسیار نگران‌کننده است، صورت می‌گیرد؛ بنابراین، حداقل نمره ۰ و حداکثر نمره ۱۰۵ است. هرچقدر نمره کل و نمره در هر خرده مقیاس بالاتر باشد نشان‌دهنده مشکلات هیجانی–رفتاری بیشتر است. در خصوص روایی و پایایی این مقیاس مطالعات روان‌سنجی نشان داده‌اند که مقیاس از ویژگی‌های مطلوبی برخوردار است. برای مثال تحلیل عاملی تأییدی، ساختار چهار عاملی مقیاس شامل رفتارهای اضطرابی/افسردگی،

1. Full Version of The Integrated Teacher Report Form Scale
2. academic productivity problems
3. oppositional/disruptive behavior
4. anxious/depressive behavior
5. social withdrawal

In Press/ Accepted

کناره‌گیری اجتماعی، رفتارهای مقابله‌جویانه/اخلال‌گرانه و مشکلات عملکرد تحصیلی را تأیید نموده است (ولپه و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین، روایی تشخیصی آن با مقادیر سطح زیر منحنی[1] بین ۰/۸۵ تا ۰/۹۴ برای شناسایی دانش‌آموزان در معرض خطر، مناسب ارزیابی شده است (ولپه و همکاران، ۲۰۲۰). از نظر پایایی نیز، ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌ها بدین صورت گزارش شده‌اند: خرده مقیاس مشکلات عملکرد تحصیلی α=۰/۹۰، رفتارهای مقابله‌جویانه/اخلال‌گرانه α=۰/۹۲، رفتارهای اضطرابی/افسردگی α=۰/۸۷ و خرده مقیاس کناره‌گیری اجتماعی α=۰/۸۸ که نشان‌دهنده ثبات درونی مطلوب ابزار است (ولپه و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین در مطالعه‌ای دیگر، دیداسکالو و همکاران[2] (۲۰۲۳) نشان دادند که نسخه یونانی این مقیاس، روایی تشخیصی مطلوبی دارد به گونه ای که مقادیر زیر منحنی برای خرده مقیاس‌های مشکلات عملکرد تحصیلی (۰/۹۴) و رفتارهای مقابله‌جویانه/اخلال‌گرانه (۰/۸۶) عالی تا خوب بوده است، اما برای مشکلات درونی‌شده مانند اضطرابی/افسردگی (۰/۶۶) ضعیف گزارش شد. همچنین همبستگی بازآزمون برای خرده مقیاس‌ها بین ۰/۸۱ تا ۰/۹۶ گزارش شده که نشان‌دهنده پایایی بازآزمایی بالای مقیاس است (دیداسکالو و همکاران، ۲۰۲۳). در پژوهش حاضر این مقیاس برای اولین بار در ایران بر روی دانش‌آموزان ایرانی اعتباریابی شد.

۳-۲-۲. نسخه کوتاه مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم (Short ITRF)[3]

در پژوهش حاضر از نسخه کوتاه یکپارچه گزارش معلم به عنوان مقیاس مکمل در جهت احراز روایی همزمان مقیاس بلند یکپارچه گزارش معلم استفاده شد. با توجه به اینکه این نسخه کوتاه نیز تاکنون در ایران ترجمه نشده بود لذا برای اولین بار توسط نویسندگان مقاله حاضر، ترجمه گردید. در ادامه مشخصات ساخت و نمره‌گذاری این مقیاس ارائه می‌شود.

در سال ۲۰۲۳ نسخه کوتاه یکپارچه گزارش معلم، توسط کازاله و همکارانش توسعه یافت. نسخه کوتاه ۱۲ سؤال دارد که شامل سؤال‌های ۱، ۲، ۴، ۹، ۱۱، ۱۳، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۴، ۳۰، ۳۴ است. نمره‌دهی نسخه کوتاه نیز همانند نسخه کامل است و حداقل نمره آن ۰ و حداکثر نمره آن ۳۶ می‌باشد. نسخه کوتاه مقیاس ITRF[4] با ۱۲ سوال (۳ سوال برای هر خرده‌مقیاس) از پایایی و روایی مناسبی برخوردار است (کازاله و همکاران، ۲۰۲۳). پایایی این مقیاس با ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های مشکلات عملکرد تحصیلی α=۰/۸۶، رفتارهای مقابله جویانه/اخلال‌گرانه α= ۰/۸۵، رفتارهای اضطرابی/افسردگی α=۰/۷۳ و کناره‌گیری اجتماعی α=۰/۸۷ تأیید شده است. روایی سازه نیز با تحلیل عاملی تأییدی (CFI =۰/۹۵۴، RMSEA=۰/۰۷۵ و TLI=۰/۹۳۷) و بارهای عاملی معنادار (۰/۶۵ تا ۰/۸۶) مورد تأیید قرار گرفته است (کازاله و همکاران، ۲۰۲۳). همبستگی بین خرده‌مقیاس‌های سنجش رفتارهای درونی‌شده (رفتارهای اضطرابی/افسردگی و کناره‌گیری اجتماعی) ۰/۴۲۵ و بین خرده‌مقیاس‌های سنجش رفتارهای برونی‌شده (مشکلات عملکرد تحصیلی و رفتارهای مقابله جویانه/اخلال‌گرانه) ۰/۴۷۵ گزارش شده است (کازاله و همکاران، ۲۰۲۳). همچنین آلفای کرونباخ این مقیاس در پژوهش حاضر α= ۰/۸۷۹ و برای خرده مقیاس‌های مشکلات عملکرد تحصیلی α=۰/۹۱۷ ، رفتارهای مقابله جویانه/اخلال‌گرانه α=۰/۸۲۵ ، رفتارهای اضطرابی/افسردگی۰/۸۹۷ = α و کناره‌گیری اجتماعی α=۰/۶۷۵ به دست آمده است (کازاله و همکاران، ۲۰۲۳). در پژوهش حاضر روایی نسخه کوتاه مقیاس به شیوه روایی صوری و پایایی آن به روش آلفای کرونباخ محاسبه شد. بدین منظور نسخه کوتاه مقیاس بر روی ۹۰ نفر از دانش‌آموزان اجرا شد و ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۳ به دست آمد.

۳-۲. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

6. Area Under the Curve (AUC)
2. Didaskalou et al.
3. Short Versions of The Integrated Teacher Report Form
4 The Integrated Teacher Report Form (ITRF)

In Press/ Accepted

جهت تحلیل داده‌ها گام‌هایی شامل تحلیل عاملی اکتشافی[۱]، تحلیل عاملی تأییدی[۲]، همبستگی[۳] سؤال‌ها با نمره مؤلفه‌ها و نمره کل مقیاس و همچنین نمره مؤلفه‌ها با نمره کل مقیاس و روایی هم‌زمان[۴]، جهت سنجش روایی مقیاس و پایایی مقیاس از طریق ضریب آلفای کرونباخ[۵] در نرم‌افزارهای آماری SPSS نسخه ۲۷ و AMOS نسخه ۲۴ طی شد. تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس[۶] صورت پذیرفت. در این تحلیل ارزش ویژه بالاتر از ۱ مدنظر بود. همچنین بار عاملی قابل‌قبول برای هر سؤال ۰/۴۰ در نظر گرفته شد. تحلیل عاملی تأییدی مقیاس نیز با مقایسه حدنصاب شاخص‌های کفایت و برازش مدل با شاخص‌های برازش مقیاس شامل نسبت کای دو[۷]، درجه آزادی[۸]، سطح معناداری[۹]، شاخص برازندگی تطبیقی[۱۰]، شاخص تاکر–لوئیس[۱۱]، شاخص برازش افزایشی[۱۲]، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب[۱۳]، و شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استانداردشده[۱۴] بررسی شد. جهت بررسی روایی هم‌زمان مقیاس نیز از ضریب همبستگی بین دو مقیاس استفاده شد. سطح معناداری ۰/۰۱ منظور گردید.

۳.یافته‌ها

۳-۱.توصیف جمعیت شناختی

میانگین سنی معلمان ۲۸/۴۳ سال (انحراف معیار = ۶/۵۹) و میانگین سابقه تدریس آن‌ها ۴/۳۹ سال (انحراف معیار = ۳/۳۴) بود. میانگین سنی نمونه دانش‌آموزان ۹/۶۷ سال (انحراف معیار= ۱/۴۵) با دامنه سنی ۷ تا ۱۳ سال گزارش شد. از نظر جنسیت، ٪۱۰۰معلمان خانم بودند. از ۲۶۲ شرکت‌کننده در این پژوهش ۵۹/۲۰ درصد (۱۵۵ نفر) دختر و ۴۰/۸۰ درصد (۱۰۷ نفر) پسر بودند. در جدول ۱ سایر ویژگی‌های جمعیت شناختی شرکت‌کنندگان از جمله جنسیت و پایه تحصیلی گزارش شد.

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت شناختی شرکت‌کنندگان

متغیر	فراوانی	درصد فراوانی
جنسیت		
دختر	۱۵۵	۵۹/۲۰
پسر	۱۰۷	۴۰/۸۰
پایه تحصیلی		
پایه اول	۲۰	۷/۶۰
پایه دوم	۲۲	۸/۴۰
پایه سوم	۱۱۱	۴۲/۴۰
پایه چهارم	۳۲	۱۲/۲۰
پایه پنجم	۵۵	۲۱
پایه ششم	۲۲	۸/۴۰
کل	۲۶۲	۱۰۰

1. exploratory factor analysis (EFA)
2. confirmatory factor analysis (CFA)
3. correlation
4. concurrent validity
5. Coronbach's alpha coefficient
6. Varimax rotation
7. $\chi 2$
8. .Degrees of Freedom (df)
9. P-value
10. The Comparative Fit Index
11. Tucker-Lewis Index
12. The incremental fit index
13. The root mean square error of approximation
1. Standardized Root Mean Square Residualب

In Press/ Accepted

۳-۲. کشیدگی و چولگی

قبل از انجام تحلیل‌های اختصاصی روایی و پایایی مقیاس پیش‌فرض نرمال بودن داده‌ها از طریق کشیدگی و چولگی داده‌ها بررسی شد که بر اساس دیدگاه چو و بنتلر[1] (۱۹۹۵) مقادیر در بازه ۳± را برای چولگی و مقادیر در بازه ۱۰± را برای کشیدگی در دامنه موردقبول قرار داشت (جدول ۲).

جدول ۲. کشیدگی و چولگی سؤالات

سؤال	کشیدگی	چولگی	سؤال	کشیدگی	چولگی
۱	-۰/۶۸۶	-۰/۷۱۷	۱۹	۲/۳۶۴	-۱/۵۷۱
۲	-۰/۷۱۴	۰/۶۸۸	۲۰	۲/۹۱۲	-۱/۸۱۵
۳	-۰/۵۲۲	-۰/۷۱۸	۲۱	۲/۷۹۹	-۱/۷۸۹
۴	-۰/۱۲۰	-۰/۹۷۵	۲۲	۱/۳۶۸	-۱/۳۲۴
۵	-۰/۴۶۷	-۰/۷۷۰	۲۳	۳/۷۶۵	-۲/۰۲۹
۶	۳/۹۷۲	-۲/۰۶۳	۲۴	۲/۱۸۵	-۱/۶۲۰
۷	۱/۴۸۰	-۱/۵۴۰	۲۵	۳/۵۳۸	-۲/۰۴۹
۸	۱/۳۲۷	-۱/۴۳۴	۲۶	۳/۸۷۴	-۲/۰۴۸
۹	۰/۲۰۷	-۱/۱۳۳	۲۷	۱/۰۱۲	-۱/۲۳۸
۱۰	۱/۵۲۱	-۱/۴۸۳	۲۸	۲/۲۷۵	-۱/۵۴۲
۱۱	۰/۱۹۰	-۱/۰۶۲	۲۹	۰/۶۹۰	-۱/۲۲۷
۱۲	۰/۱۷۰	-۱/۰۳۹	۳۰	۰/۹۹۴	-۱/۲۳۸
۱۳	۱/۵۸۸	-۱/۳۷۸	۳۱	۲/۱۳۷	-۱/۶۵۲
۱۴	-۰/۲۱۱	۰/۹۱۲	۳۲	۴/۴۹۶	-۲/۰۷۲
۱۵	۰/۴۸۵	-۱/۱۲۹	۳۳	۳/۶۲۹	-۲/۰۱۲
۱۶	۱/۵۴۹	-۱/۵۷۱	۳۴	۱/۷۷۲	-۱/۴۲۳
۱۷	۰/۹۷۳	-۱/۳۲۷	۳۵	۰/۱۳۵	-۱/۰۰۸
۱۸	۳/۸۳۳	-۲/۰۵۲			

In Press/ Accepted

۳-۳. روایی

۳-۳-۱. روایی محتوا

نسبت روایی محتوایی[2] این مقیاس به کمک صاحب‌نظران (۱۰ نفر که شامل ۴ نفر از اعضای هیئت علمی اصفهان و ۶ نفر از معلمان با سابقه) بررسی شد. بدین صورت که از آن‌ها خواسته شد با توجه به ضرورت وجود هر سوال با مبنای نظری بهره‌وری تحصیلی، رفتارهای مقابله‌جویانه/ اخلال‌گر، رفتارهای اضطرابی/ افسردگی و کناره‌گیری اجتماعی به هر کدام از سؤال ها از ۱ تا ۳ نمره دهند (۱: ضرورتی ندارد؛ ۲:ضروری نیست ولی مفید است؛ ۳: ضروری است). نسبت روایی محتوایی برای ۳۵ سؤال مقیاس در دامنه ۸۰ تا ۱۰۰ درصد قرار داشت. بر اساس جدول لاوشه برای ارزیابی ۱۰ متخصص نسبت روایی محتوایی بالاتر از ۰/۶۲

1. Chou and Bentler
2. Content Validity Ratio (CVR)

لازم است (هال و همکاران[1]، ۱۹۸۷؛ لاواشه، ۱۹۷۵). شاخص روایی محتوایی[2] نیز برابر با ۰/۸۶ بود که مقدار قابل قبولی است؛ حداقل مقدار قابل قبول آن برابر با ۰/۷۰ است (لاواشه، ۱۹۷۵).

۳-۳-۲. روایی مبتنی بر تحلیل عاملی اکتشافی

به‌منظور انجام تحلیل عاملی مقیاس یکپارچه گزارش معلم، ابتدا شاخص KMO[3] که گویای کفایت نمونه‌گیری است بررسی شد. اندازه کفایت نمونه‌گیری آزمون، مقدار واریانس درون داده‌ها است که می‌تواند توسط عوامل تبیین شود و به‌عنوان مقیاسی برای توانایی عاملی بودن مقدار KMO است. هرچه KMO به یک نزدیک‌تر باشد، بهتر است. به گفته کایسر[4] (۱۹۷۰)، KMO بزرگ‌تر از ۰/۹ عالی، دامنه ۰/۸ شایسته، در دامنه ۰/۷ بهتر از متوسط، ۰/۶ متوسط و در دامنه ۰/۵ و پایین‌تر از آن غیرقابل‌قبول است. این شاخص برابر با ۰/۸۹۹ محاسبه شد. همچنین آزمون کرویت بارتلت[5] برابر ۱۰۴۷۲/۹۸۹ بود که در سطح ۰/۰۰۰۱ معنی‌دار بود و حکایت از معنی‌داری ماتریس همبستگی داده‌ها داشت. تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس انجام شد. ملاک استخراج عوامل، شیب منحنی اسکری و ارزش ویژه[6] بالاتر از ۱ بود که بر اساس آن چهار عامل عمومی بزرگ‌تر از یک استخراج شد. نتایج تحلیل عاملی مقیاس به همراه بار عاملی هر گویه در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج تحلیل عاملی مقیاس یکپارچه گزارش فرم معلم

سؤالات	عامل‌ها				سؤالات	عامل‌ها			
	۱	۲	۳	۴		۱	۲	۳	۴
۱	۰/۱۷۱	**۰/۸۱۵**	۰/۱۹۶	۰/۱۳۹	۱۹	۰/۰۴۸	۰/۲۶۷	**۰/۸۸۴**	۰/۱۰۲
۲	۰/۱۱۷	**۰/۸۶۶**	۰/۲۱۹	۰/۱۱۵	۲۰	۰/۱۲۶	۰/۱۳۶	**۰/۸۵۳**	۰/۱۲۶
۳	۰/۱۳۸	**۰/۸۶۷**	۰/۱۰۱	۰/۲۱۳	۲۱	۰/۱۶۶	۰/۱۶۱	**۰/۷۶۵**	۰/۲۸۱
۴	۰/۱۸۵	**۰/۸۲۲**	۰/۲۹۱	۰/۱۶۱	۲۲	۰/۰۵۵	۰/۰۰۱	۰/۲۵۴	**۰/۷۴۲**
۵	۰/۲۳۸	**۰/۸۳۶**	۰/۱۸۸	۰/۱۵۱	۲۳	۰/۰۵۶	۰/۱۷۰	۰/۰۰۰	**۰/۷۱۷**
۶	۰/۲۷۰	**۰/۳۸۸**	۰/۱۹۰	۰/۳۳۲	۲۴	۰/۱۲۶	۰/۲۰۸	۰/۴۷۰	**۰/۴۹۴**
۷	**۰/۸۹۳**	۰/۱۸۱	۰/۰۰۳	۰/۱۱۸	۲۵	۰/۰۴۳	۰/۱۸۵	۰/۲۰۲	**۰/۵۰۲**
۸	**۰/۷۶۵**	−۰/۰۱۱	۰/۰۶۹	۰/۲۸۱	۲۶	۰/۲۵۴	۰/۱۵۷	۰/۰۵۶	**۰/۷۲۹**
۹	**۰/۸۷۵**	۰/۲۱۱	۰/۰۳۴	۰/۰۶۷	۲۷	۰/۰۳۲	−۰/۰۲۶	۰/۲۱۹	**۰/۷۲۹**
۱۰	**۰/۸۲۶**	۰/۱۹۱	۰/۰۵۲	۰/۱۰۱	۲۸	۰/۰۶۶	۰/۲۵۴	**۰/۸۶۲**	۰/۱۲۲
۱۱	**۰/۸۶۹**	۰/۲۰۳	۰/۰۹۲	۰/۱۸۹	۲۹	−۰/۲۷۶	۰/۱۶۹	**۰/۶۴۵**	۰/۱۶۰
۱۲	**۰/۸۶۶**	۰/۱۹۸	۰/۰۹۴	۰/۱۷۸	۳۰	۰/۳۹۵	۰/۰۷۴	−۰/۰۵۵	**۰/۵۵۲**
۱۳	**۰/۵۲۳**	۰/۳۵۰	۰/۰۷۷	۰/۲۷۱	۳۱	۰/۲۳۸	۰/۴۷۳	**۰/۵۵۲**	۰/۲۳۴
۱۴	۰/۲۴۲	**۰/۷۸۶**	۰/۲۵۲	۰/۰۴۲	۳۲	۰/۰۸۱	۰/۲۶۰	۰/۲۸۳	**۰/۴۷۲**
۱۵	۰/۲۸۸	**۰/۷۱۷**	۰/۳۰۵	۰/۱۸۲	۳۳	۰/۲۰۳	۰/۰۸۷	۰/۱۲۶	**۰/۶۱۵**
۱۶	**۰/۸۹۱**	۰/۲۰۷	۰/۰۰۸	۰/۱۳۳	۳۴	۰/۱۳۹	۰/۱۶۳	۰/۳۱۱	**۰/۶۷۰**
۱۷	۰/۱۲۱	۰/۱۴۸	**۰/۸۵۵**	۰/۱۵۲	۳۵	−۰/۱۴۹	۰/۳۲۱	**۰/۵۳۶**	۰/۳۰۵

In Press/ Accepted

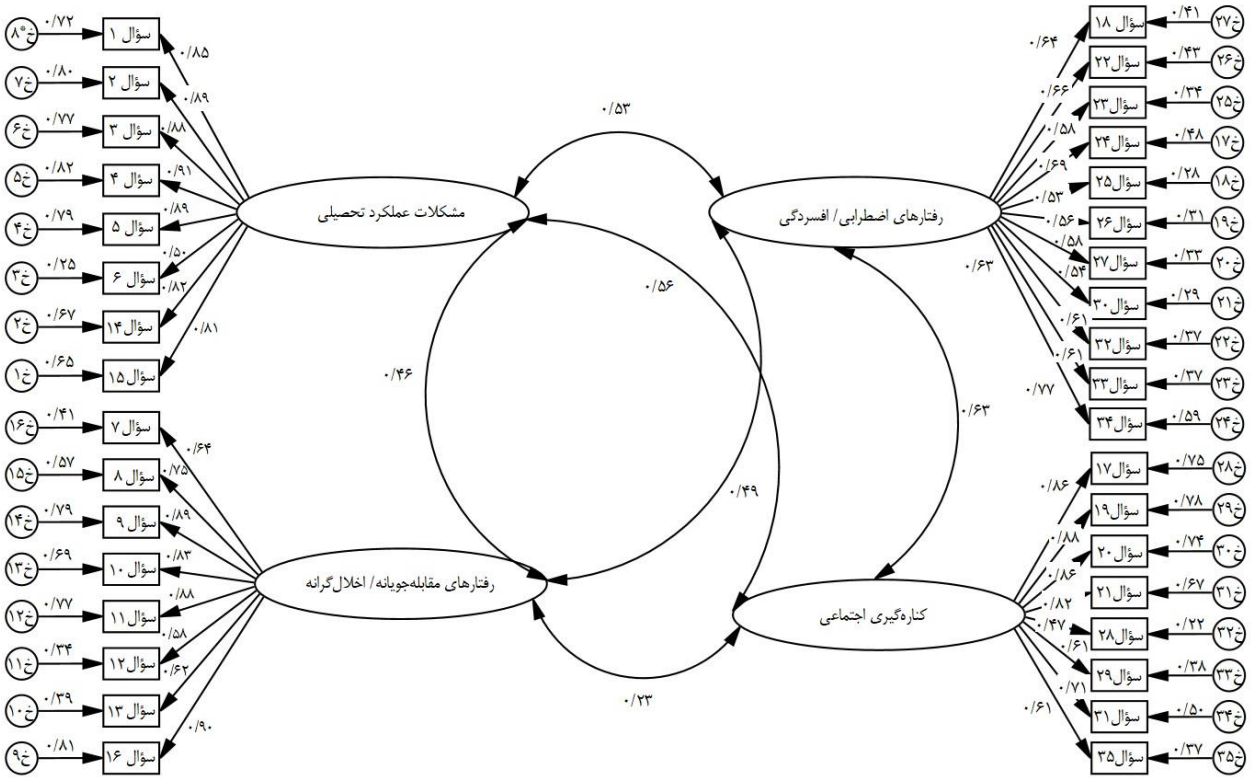
3. Hall et al.
4. Content Validity Index (CVI)
5. Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy
6. Kaiser
7. Bartlett's Test of Spericity
8. Eigen Value

۱۸	۰/۲۵۷	۰/۱۶۳	۰/۰۷۶	**۰/۷۲۷**

نتایج حاصل از تحلیل عاملی حاکی از آن است که ارزش ویژه مربوط به تحلیل مؤلفه‌های اصلی در ۴ مورد بالاتر از ۱ است که این عوامل ۶۲/۹۸ درصد از واریانس مقدار را تبیین می‌کند.

۳-۳-۴. روایی مبتنی بر تحلیل عاملی تأییدی

باهدف آزمون برازندگی الگوی اندازه‌گیری مفروض مقیاس جامع ارزیابی دانش‌آموزان در خطر مشکلات اجتماعی، هیجانی و رفتاری فرم معلم ۳۵ سؤالی با داده‌های گردآوری شده از شرکت کنندگان، از روش آماری تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد.



شکل ۱. مدل ساختاری نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم، ۳۵ سؤالی (با ضرایب استاندارد)

در شکل ۱ بارهای عاملی مقیاس جامع ارزیابی دانش آموزان در خطر مشکلات اجتماعی، هیجانی و رفتاری فرم معلم ۳۵ سؤالی در تحلیل عاملی تأییدی قابل مشاهده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، همه سؤال‌های مقیاس جامع ارزیابی دانش‌آموزان در خطر مشکلات اجتماعی، هیجانی و رفتاری فرم معلم ۳۵ سؤالی، بارهای عاملی قابل قبولی داشتند که همگی در سطح p<۰/۰۰۱ معنی‌دار بودند. بیشترین بار عاملی مربوط به سؤال ۴ (۰/۹۱) و کمترین بار عاملی مربوط به سؤال ۲۸ (۰/۴۷) بود. در ادامه، شاخص‌های نیکویی برازش مربوط به تحلیل عامل تأییدی در جدول ۴ گزارش شد.

جدول ۴. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تاییدی فرم ۳۵ سؤالی

شاخص‌های برازش	مقادیر به‌دست‌آمده	مقادیر قابل‌قبول
کای دو	۱۲۰۲/۵۵۵	
درجه آزادی	۵۲۷	
سطح معناداری	۰/۰۰۰۱	
شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)	۰/۹۰۳	>۰/۹۰

شاخص‌های برازش	مقادیر به‌دست‌آمده	مقادیر قابل‌قبول
شاخص تاکر-لوئیس (TLI)	۰/۸۹۰	>۰/۹۰
شاخص برازش افزایشی (IFI)	۰/۹۰۴	>۰/۹۰
ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA)	۰/۰۷۰ (۰/۰۶۵ -۰/۰۷۵*)	<۰/۰۸
شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استانداردشده (SRMR)	۰/۰۶۰۴	<۰/۰۸
شاخص متوسط واریانس استخراج شده (AVE)	۰/۵۲	>۰/۵۰

*فاصله اطمینان

برازندگی الگوی پیشنهادی، بر اساس نسبت کای دو، درجه آزادی، سطح معناداری، شاخص برازندگی تطبیقی، شاخص تاکر-لوئیس، شاخص برازش افزایشی، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب، شاخص متوسط واریانس استخراج شده و شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استانداردشده بررسی شد. مقدار پذیرفتنی برای شاخص برازندگی تطبیقی، شاخص تاکر-لوئیس و شاخص برازش افزایشی بیشتر از ۰/۹۰، برای ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب و شاخص ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده استانداردشده کمتر از ۰/۰۸ و برای شاخص متوسط واریانس استخراج شده بیشتر از ۰/۰۵ است (میرز و همکاران[1]، ۲۰۱۶). بر اساس مقادیر پیشنهادی میرز، گمست و گوارینو (۲۰۱۶)، مقادیر به‌دست‌آمده حاکی بر برازش قابل‌قبول مدل بود؛ ولی شاخص تاکر-لوئیس در بازه قابل‌قبول قرار نداشت (جدول ۳).

۴-۲-۳. همبستگی سؤال‌ها با نمره مؤلفه‌ها، با نمره کل مقیاس و همبستگی مؤلفه‌ها با نمره کل

به منظور شاهدی دیگر از روایی سازه مقیاس، همبستگی سؤال‌ها با نمره مؤلفه‌ها و نمره کل مقیاس و همچنین نمره مؤلفه‌ها با نمره کل مقیاس ارزیابی شد. نتایج بیانگر آن است که همه سؤال‌ها همبستگی مثبت و معنی‌داری با نمره کل دارند (جدول ۵). به‌عبارت‌دیگر سؤالات هر مؤلفه همان چیزی را که مؤلفه مربوطه به آن اختصاص دارند می‌سنجند و در مجموع هر ۴ مؤلفه نیز به واسطه همبستگی مثبت و معنی‌دار با نمره کل مقیاس، رابطه معنی‌داری با کل مقیاس دارند. به عبارت دقیق‌تر، هم تحلیل مواد مقیاس و هم تحلیل مؤلفه‌های مقیاس که شاخصی از روایی می‌باشد، تأیید شده است.

In Press/ Accepted

1. Meyers et al.

جدول ۵. همبستگی سؤال‌ها با نمره کل مؤلفه‌ها، با نمره کل مقیاس و همبستگی مؤلفه‌ها با نمره کل در فرم ۳۵ سؤالی

مؤلفه	سؤال	همبستگی سؤال با نمره مؤلفه	همبستگی سؤال با نمره کل	همبستگی مؤلفه با نمره کل
مشکلات عملکرد تحصیلی	۱. کارهای مربوط به کلاس را در وقت تعیین شده انجام نمی‌دهد.	۰/۸۷۰	۰/۷۰۲	۰/۸۳۶
	۲. برای انجام تکالیفش پیش قدم نمی‌شود.	۰/۹۰۱	۰/۶۹۵	
	۳. تکالیف خودش را جا می‌اندازد یا ناقص تحویل می‌دهد.	۰/۸۹۰	۰/۷۰۲	
	۴. در انجام تکالیف کلاس مشارکت نمی‌کند.	۰/۹۱۵	۰/۷۵۶	
	۵. اشتباهات تکالیفش را برطرف نمی‌کند.	۰/۸۹۹	۰/۷۴۶	
	۶. وسایلش را در هنگام تعطیل شدن (مدرسه) جمع و جور نمی‌کند.	۰/۵۶۷	۰/۶۰۲	
	۱۴. بدون آمادگی قبلی به کلاس می‌آید.	۰/۸۴۶	۰/۶۹۴	
	۱۵. در کلاس همکاری نمی‌کند.	۰/۸۴۱	۰/۷۶۶	
رفتارهای مقابله‌جویانه/ اخلال‌گرانه	۷. با معلم جدل (بی مورد) می‌کند.	۰/۷۰۶	۰/۴۹۶	۰/۶۹۳
	۸. از کوره در می‌رود.	۰/۷۹۸	۰/۵۵۱	
	۹. آرامش سایر دانش آموزان را به هم می‌ریزد.	۰/۸۸۵	۰/۶۰۱	
	۱۰. از گفتار نامناسب استفاده می‌کند.	۰/۸۴۴	۰/۵۸۴	
	۱۱. با همکلاسی‌هایش درگیری دارد.	۰/۸۷۸	۰/۶۶۷	
	۱۲. رئیس بازی در می‌آورد.	۰/۶۹۰	۰/۳۰۴	
	۱۳. نظرات بی ربط می‌دهد.	۰/۶۸۰	۰/۶۲۰	
	۱۶. به حریم دیگران احترام نمی‌گذارد.	۰/۸۹۳	۰/۶۱۶	
رفتارهای اضطرابی/ افسردگی	۱۸. از اینکه بیمار یا آسیب دیده است، شکایت می‌کند.	۰/۷۱۱	۰/۵۷۵	۰/۸۲۵
	۲۲. در مورد مسائل کوچک و بی اهمیت نگران می‌شود.	۰/۶۹۲	۰/۴۹۶	
	۲۳. از سردرد یا دل درد شکایت می‌کند.	۰/۶۶۹	۰/۴۷۰	
	۲۴. ناراحت یا غمگین به نظر می‌رسد.	۰/۶۸۸	۰/۶۲۸	
	۲۵. به بزرگ‌ترها می‌چسبد.	۰/۶۱۴	۰/۴۷۵	
	۲۶. عصبی رفتار می‌کند.	۰/۶۰۱	۰/۵۹۰	
	۲۷. مانند افراد ترسو رفتار می‌کند.	۰/۵۹۰	۰/۵۶۴	
	۳۰. غر می زند و شکایت می‌کند.	۰/۶۲۵	۰/۵۰۴	
	۳۲. در مورد خودش نظرات منفی دارد.	۰/۶۲۴	۰/۵۵۷	
	۳۳. گریه می‌کند یا به راحتی به گریه می‌افتد.	۰/۶۷۳	۰/۵۱۷	
	۳۴. اکثر اوقات نگران است.	۰/۷۶۷	۰/۶۲۹	
کناره‌گیری اجتماعی	۱۷. زمان زیادی را به تنهایی می‌گذراند.	۰/۸۶۲	۰/۵۹۹	۰/۷۴۹
	۱۹. از تعاملات اجتماعی اجتناب می‌کند.	۰/۸۷۲	۰/۶۰۲	
	۲۰. ترجیح می دهد به تنهایی بازی کند.	۰/۸۴۱	۰/۵۷۶	
	۲۱. به تلاش دوستانش برای برقراری ارتباط اهمیت نمی‌دهد.	۰/۸۱۳	۰/۶۴۱	
	۲۸. خودش را قبول ندارد.	۰/۵۷۸	۰/۵۷۷	
	۲۹. بیش از حد خجالتی است.	۰/۷۰۵	۰/۳۵۴	
	۳۱. در فعالیت‌های گروهی شرکت نمی‌کند.	۰/۷۴۵	۰/۷۴۰	
	۳۵. در مواجهه با افراد جدید، مدت زمانی طول می‌کشد تا یخ‌اش باز شود.	۰/۷۱۱	۰/۵۰۹	

In Press/ Accepted

۳-۳-۵. روایی همزمان

به‌منظور بررسی روایی همزمان مقیاس از اجرای همزمان نسخه کامل و کوتاه مقیاس استفاده شد. در این راستا نسخه کوتاه برای ۹۰ دانش اموز تکمیل گردید، که نتایج همبستگی بین نسخه کامل و نسخه کوتاه ضریب همبستگی ۰/۹۶۷ و سطح معناداری ۰/۰۰۱> را نشان داد که مؤید روایی همزمان مقیاس میباشد. همچنین ضرایب همبستگی و سطح معناداری بین خرده مقیاس های نسخه کوتاه و نسخه کامل در جدول ماتریس همبستگی ملاحظه می‌شود که نشان‌دهنده‌ی همبستگی بالای نمرات کل و نمرات خرده مقیاس‌های نسخه کامل با نسخه کوتاه می‌باشد. بااین‌حال، ازآنجاکه دو فرم در برخی سؤال‌ها مشترک‌اند، این همبستگی‌ها

باید با احتیاط تفسیر شوند؛ هم‌پوشانی سؤال‌ها ممکن است تا حدی در بالا بودن ضرایب نقش داشته باشد. بنابراین، این همبستگی به‌تنهایی نباید شاهد قطعی روایی هم‌زمان تلقی شود.

جدول ۶. ماتریس همبستگی بین نمرات نسخه کامل و نسخه کوتاه مقیاس

نسخه کامل / نسخه کوتاه	نمره کل	مشکلات عملکرد تحصیلی	رفتارهای مقابله‌جویانه/ اخلال‌گرانه	رفتارهای اضطرابی/ افسردگی	کناره‌گیری اجتماعی
نمره کل	۰/۹۶۷	۰/۸۴۸	۰/۶۶۲	۰/۷۳۷	۰/۷۴۸
مشکلات عملکرد تحصیلی	۰/۷۷۴	۰/۹۶۶	۰/۳۵۷	۰/۴۵۴	۰/۵۵۷
رفتارهای مقابله‌جویانه/ اخلال‌گرانه	۰/۷۲۸	۰/۵۲۰	۰/۹۵۲	۰/۴۸۹	۰/۲۷۲
رفتارهای اضطرابی/ افسردگی	۰/۷۴۷	۰/۴۵۳	۰/۴۷۸	۰/۸۸۳	۰/۵۴۲
کناره‌گیری اجتماعی	۰/۶۶۵	۰/۴۸۹	۰/۲۰۳	۰/۵۱۰	۰/۹۲۵

۳-۴. پایایی

۳-۴-۱. ضریب آلفای کرونباخ

همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، آلفای کرونباخ کل مقیاس و زیرمولفه‌های آن به ترتیب ۰/۹۴۶، ۰/۹۴۴، ۰/۹۱۹، ۰/۸۶۹ و ۰/۹۰۰ بود که پایایی خوب مقیاس جامع ارزیابی دانش‌آموزان در خطر مشکلات اجتماعی، هیجانی و رفتاری فرم معلم ۳۵ سؤالی را نشان داد. مقادیر بیشتر از ۰/۹۰ به عنوان پایایی عالی، مقادیر بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۰ خوب، مقادیر بین ۰/۷۰ تا ۰/۸۰ قابل قبول، مقادیر بین ۰/۶۰ تا ۰/۷۰ سؤال‌برانگیز، مقادیر بین ۰/۵۰ تا ۰/۶۰ ضعیف و مقادیر کمتر از ۰/۵۰ به عنوان غیرقابل قبول در نظر گرفته شدند (کرونباخ[1]، ۱۹۵۱). (جدول ۷).

جدول ۷. ضریب آلفای کرونباخ فرم ۳۵ سؤالی

زیرمقیاس	سؤال	آلفای کرونباخ زیرمقیاس	پایایی تنصیف زیرمقیاس به روش گاتمن
مشکلات عملکرد تحصیلی	۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۱۴، ۱۵	۰/۹۴۴	۰/۹۱۹
رفتارهای مقابله‌جویانه/ اخلال‌گرانه	۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۶	۰/۹۱۹	۰/۹۴۲
رفتارهای اضطرابی/ افسردگی	۱۸، ۲۲، ۲۳، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۳۰، ۳۲، ۳۳، ۳۴	۰/۸۶۹	۰/۸۶۰
کناره‌گیری اجتماعی	۱۷، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۸، ۲۹، ۳۱، ۳۵	۰/۹۰۰	۰/۸۳۲
آلفای کرونباخ کل مقیاس	۰/۹۴۶		
آلفای پایایی کل تنصیف به روش گاتمن	۰/۷۶۲		

۴. بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر باهدف تحلیل روان‌سنجی نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم برای غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری انجام شد. نتایج این مطالعه، شواهد قوی و قابل‌قبولی از اعتبار و پایایی این ابزار در بستر فرهنگی ایران ارائه می‌دهد. این یافته‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند، زیرا توسعه ابزارهای غربالگری کارآمد و بومی‌سازی شده برای شناسایی زودهنگام مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری در دانش‌آموزان، به دلیل شکاف عمیق بین بروز مشکلات و

1. Cronbach

In Press/ Accepted

دریافت مداخلات تخصصی، یک اولویت آموزشی و پژوهشی حیاتی محسوب می‌شود. به‌ویژه، این ابزارها نقش مهمی در غربالگری دانش‌آموزان از نظر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری ایفا می‌کنند.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی در این پژوهش، ساختار چهار عاملی مقیاس یکپارچه گزارش معلم را تأیید کرد که شامل مشکلات عملکرد تحصیلی، رفتارهای مقابله‌جویانه/اخلال‌گرانه، رفتارهای اضطرابی/افسردگی و کناره‌گیری اجتماعی بود. این یافته‌ها با ساختار اصلی مقیاس که توسط ولپه و فابیانو (۲۰۱۳) و کازاله و همکاران (۲۰۲۳) طراحی شده بود، همخوانی دارد و نشان‌دهنده ثبات مفهومی این ابزار در بستر فرهنگی ایران است. مقدار KMO برابر با ۰/۸۹۹ و آزمون بارتلت معنادار نشان داد که داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین، چهار عامل استخراج‌شده در مجموع ۶۲/۹۸ درصد از واریانس کل را تبیین کردند که بیانگر قدرت تبیین‌کنندگی مطلوب مدل است. بارهای عاملی سؤالات در هر خرده مقیاس نیز از مقدار قابل‌قبولی برخوردار بودند (بین ۰/۴۴۶ تا ۰/۹۱۵) که حاکی از همبستگی قوی بین گویه‌ها و عوامل مربوطه است.

تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل چهار مؤلفه‌ای این مقیاس (شامل مشکلات عملکرد تحصیلی، رفتارهای مقابله‌جویانه/اخلال‌گرانه، رفتارهای اضطرابی/افسردگی و کناره‌گیری اجتماعی) از برازش مطلوبی برخوردار است. این امر مؤید ساختار نظری قوی مقیاس و انطباق آن با ابعاد مشکلات رفتاری و عاطفی در دانش‌آموزان ایرانی است. بارهای عاملی قابل‌قبول برای تمامی سؤال‌ها، نشان‌دهنده همسویی هر سؤال با مؤلفه مربوط به خود است و این مقیاس قادر است سازه‌های موردنظر را به‌خوبی اندازه‌گیری کند. این نتایج با مطالعات قبلی همچون پژوهش ولپه و همکاران (۲۰۲۰) و دیداسکالو و همکاران (۲۰۲۳) همسو می‌باشد که ساختار چهار عاملی این مقیاس را در نمونه‌های مختلف تأیید کرده‌اند. تأیید روایی صوری و محتوایی مقیاس توسط متخصصان، با مقادیر نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا بالا، نشان‌دهنده پوشش جامع و مناسب محتوای مقیاس در شناسایی مشکلات رفتاری و عاطفی است. این امر اطمینان می‌دهد که سؤالات مقیاس، جنبه‌های مرتبط با هر چهار بعد مورد ارزیابی را به‌درستی منعکس می‌کنند.

ضرایب آلفای کرونباخ بالا برای کل مقیاس (۰/۹۴۶) و خرده‌مقیاس‌ها (بین۰/۸۶۹ تا ۰/۹۴۴) ، نشان‌دهنده همسانی درونی عالی و ثبات قابل اعتماد ابزار است. نتیجه‌ای که در پژوهش ولپه و همکاران (۲۰۲۰) نیز تأیید شد (پایایی مطلوب خرده مقیاس‌ها که ضرایب آلفای کرونباخ بالا بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۲ داشتند). این به این معنی است که سؤال‌های مقیاس به طور منسجم و هماهنگ، یک سازه واحد را اندازه‌گیری می‌کنند. این ویژگی برای یک ابزار غربالگری که قرار است در محیط‌های آموزشی مورد استفاده قرار گیرد، بسیار حیاتی است، زیرا نتایج قابل اعتماد، پایه و اساس تصمیم‌گیری‌های آموزشی و مداخلاتی مؤثر را فراهم می‌آورد. همبستگی بالای بین نسخه کامل و کوتاه مقیاس (۰/۹۶۷)، بر کارایی و سودمندی نسخه کوتاه مقیاس یکپارچه گزارش معلم تأکید می‌کند. این یافته به معلمان امکان می‌دهد تا با صرف زمان کمتر، به اطلاعات تشخیصی مشابهی دست یابند. این ویژگی، از منظر کاربردپذیری عملیاتی، به دلیل محدودیت‌های زمانی معلمان و نیاز به ابزارهای غربالگری کارآمد، بسیار ارزشمند است.

یافته‌های این پژوهش به‌طورکلی، مناسب‌بودن ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی و کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم را برای غربالگری دانش‌آموزان در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری تأیید می‌کند. این ابزار می‌تواند به طور مؤثری در زمینه‌های پژوهشی و تشخیصی مورداستفاده قرار گیرد. در محیط‌های آموزشی، استفاده از این مقیاس به معلمان امکان می‌دهد تا دانش‌آموزانی را که در معرض خطر مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری قرار دارند، حتی در مراحل خفیف تا متوسط، شناسایی کنند. این امر به پر کردن شکاف خدمات موجود و امکان ارائه مداخلات زودهنگام و پیشگیرانه کمک شایانی می‌کند. داده‌های حاصل از این مقیاس می‌تواند مبنایی برای تصمیم‌گیری‌های آگاهانه در مورد برنامه‌ریزی مداخلات فردی و گروهی برای دانش‌آموزان باشد. این امر به ارتقای رویکردهای مبتنی بر شواهد در مدارس کمک می‌کند. همچنین، این مقیاس می‌تواند به‌عنوان ابزاری برای پایش اثربخشی مداخلات و پیگیری پیشرفت دانش‌آموزان در طول زمان به کار رود.

In Press/ Accepted

هرچند نتایج این پژوهش امیدوارکننده است، اما دارای محدودیت‌هایی نیز می‌باشد که باید در نظر گرفته شوند. اولین محدودیت پژوهش حاضر که تا حدی برگرفته از مقیاس اصلی و رویکرد کازاله و همکاران (۲۰۲۳)، برای جمع‌آوری داده‌ها می‌باشد، استفاده از نمونه‌گیری در دسترس با تکنیک خوشه‌بندی برای نمونه‌گیری است. این رویکرد ازآنجایی‌که تمرکز مقیاس بر ویژگی‌های فردی دانش‌آموزان بوده و اثرات گروه یا کلاس مدنظر نمی‌باشد، قابل‌توجیه است. بااین‌وجود از رهگذر اینکه، در سال‌های اخیر رویکردهای آماری پیشرفته برای سنجش اثر خوشه‌ها بر نتایج، ارائه شده است (هوانگ و کورنل[1]، ۲۰۱۶)، قابل‌تأمل می‌باشد. در این راستا، پیشنهاد می‌شود پژوهشگران آتی با بهره‌گیری از نرم‌افزارهای آماری نظیر R یا Mplus نسبت به به‌کارگیری روش‌های تحلیل عوامل شامل تحلیل عاملی اکتشافی چندسطحی[2] و تحلیل عاملی چند گروهی[3] که اثر خوشه را به طور صریح در مدل خود وارد می‌کنند، اقدام نمایند. باید توجه داشت که نمونه‌گیری متمرکز بر یک شهر خاص (اصفهان)، ممکن است قابلیت تعمیم‌پذیری نتایج را به کل کشور محدود کند. همچنین اجرای مقیاس بر روی دانش‌آموزان دوره ابتدایی درحالی‌که نسخه اصلی آن برای گروه سنی ۶ تا ۱۵ سال قابلیت اجرا دارد، از دیگر محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌باشد. عدم استفاده از سایر مقیاس‌های سنجش مشکلات رفتاری برای احراز روایی همزمان مقیاس به‌عنوان محدودیت بعدی می‌تواند مدنظر قرار گیرد. براین‌اساس، پژوهش‌های آتی می‌توانند به مواردی شامل اعتباریابی مقیاس یکپارچه گزارش معلم در نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تر از نظر جغرافیایی و فرهنگی در سراسر ایران، بررسی روایی افتراقی مقیاس با استفاده از گروه‌های بالینی و غیربالینی، مطالعه روایی پیش‌بین و همگرا/واگرا با استفاده از ابزارهای دیگر ارزیابی مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری، انجام مطالعات طولی برای بررسی ثبات و حساسیت این مقیاس در طول زمان و پایش تغییرات، و بررسی اثربخشی مداخلات مدرسه‌محور مبتنی بر نتایج غربالگری با مقیاس یکپارچه گزارش معلم بپردازند.

در مجموع، پژوهش حاضر گام مهمی در جهت بومی‌سازی و اعتباریابی یک ابزار غربالگری کارآمد و عملیاتی برای شناسایی مشکلات اجتماعی، عاطفی و رفتاری در دانش‌آموزان ایرانی برداشته است. نسخه فارسی مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم با برخورداری از ویژگی‌های روان‌سنجی قوی، می‌تواند به‌عنوان یک ابزار ارزشمند برای معلمان، متخصصان سلامت روان و سیاست‌گذاران آموزشی مورد استفاده قرار گیرد تا با شناسایی زودهنگام و هدفمند دانش‌آموزان در معرض خطر، زمینه را برای مداخلات به‌موقع و مؤثر فراهم آورده و به ارتقای سلامت اجتماعی، عاطفی و رفتاری و در نهایت، بهبود عملکرد تحصیلی و رفاه عمومی دانش‌آموزان در مدارس کمک شایانی نماید.

۵. سپاسگزاری

از همه اساتیدی که در بررسی روایی محتوایی مقیاس ما را یاری کردند، سپاسگزاریم. همچنین از تمامی معلمانی که به ما در جمع‌آوری اطلاعات یاری رساندند، کمال تشکر و قدردانی را داریم.

۶. ملاحظات اخلاقی

در این پژوهش تمامی شرکت‌کنندگان از اهداف پژوهش آگاهی داشتند و با رضایت آگاهانه خود را برای شرکت در پژوهش اعلام آمادگی کردند. همچنین حق انتخاب به شرکت‌کنندگان پژوهش برای ورود به پژوهش و خروج از آن در هر زمان و محرمانه ماندن اطلاعات رعایت شد. این پژوهش دارای کد اخلاق به شماره IR.UI.REC.1403.106 از کمیته اخلاق در پژوهش دانشگاه اصفهان است.

۷. سازمان حمایت‌کننده

In Press/ Accepted

and Cornell 1. Huang
2. Multilevel Exploratory Factor Analysis (MEFA)
3. Multiple-Croup Factor Analysis (MCFA)

پژوهش حاضر از هیچ سازمان و مؤسسه‌ای حمایت مالی دریافت نکرده است.

۸. تعارض منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

منابع

دلاور، ع. (۱۴۰۳). *روش تحقیق در روان شناسی و علوم تربیتی* (ویرایش پنجم). تهران: رشد. https://roshdpress.ir

سرایی، ح. (۱۴۰۰). *مقدمه ای بر نمونه‌گیری در تحقیق*. انتشارات سمت. https://samta.samt.ac.ir/product

محمد اسماعیل، ا. و علی‌پور، ا. (۱۳۸۱). بررسی مقدماتی اعتبار و روایی و تعیین نقاط برش اختلال‌های پرسشنامه علائم مرضی کودکان (CSI-4). *فصلنامه کودکان استثنایی*، ۲ (۳)، ۲۳۹-۲۵۴. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.16826612.1381.2.3.2.1

مینایی، ا. (۱۳۸۵). انطباق و هنجاریابی سیاهه رفتاری کودک آخنباخ، پرسشنامه خودسنجی و فرم گزارش معلم، *نشریه کودکان استثنایی*، ۶(۱)، ۵۲۹. http://joec.ir/article-1-416-fa.html

نصیری، م.، محمدی، م.، احمدی، ن.، علوی، س.، رضازاده، ح.، استوار رستمی، ف.، نادری، ح.، ثنایی مقدم، ف.، رحیمی، ز.، کلایی، پ.، برزگر دامادی، م.، امیری تالار پشتی، ر. و حسینی، ح. (۱۳۹۷). شیوع‌شناسی اختلالات روان‌پزشکی در کودکان و نوجوانان استان مازندران. *مجله دانشگاه علوم پزشکی بابل*، ۲۱(۱)، ۳۱۴-۳۱۹. http://jbums.org/article-1-7989-fa.html

هومن، ح. (۱۴۰۳). *تحلیل داده چندمتغیری در پژوهش رفتاری*. انتشارات پیک فرهنگ.

یوسفی، ف. (۱۳۷۷). هنجاریابی پرسشنامه راتر به منظور بررسی مشکلات رفتاری و عاطفی دانش آموزان دختر و پسر مدارس ابتدایی شیراز. *علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۱۳(۲-۱)، ۱۹۴-۱۷۱. https://www.ensani.ir/fa/article/176363

References

Achenbach, T. M. (1991). *Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 Profile*. University of Vermont, Department of Psychiatry. archive.org

Anthony, C. J., DiPerna, J. C., & Lei, P. W. (2016). Maximizing measurement efficiency of behavior rating scales using Item Response Theory: An example with the Social Skills Improvement System - Teacher Rating Scale. *Journal of school psychology*, *55*, 57–69. https://doi.org/10.1016/j.jsp.2015.12.005

Berg, J., Nolan, E., Yoder, N., Osher, D., & Mart, A. (2019). Social-emotional competencies in context: Using social-emotional learning frameworks to build educators' understanding. *Measuring SEL, Using Data to Inspire Practice*, 1–13. https://scholar.google.com

Breitenstein, S. M., Hill, C., & Gross, D. (2009). Understanding disruptive behavior problems in preschool children. *Journal of Pediatric Nursing, 24*(1), 3–12. https://doi.org/10.1016/j.pedn.2007.10.007

Casale, G., Herzog, M., & Volpe, R. J. (2023). Measurement efficiency of a teacher rating scale to screen for students at risk for social, emotional, and behavioral problems. *Journal of Intelligence, 11*(3), 57. https://doi.org/10.3390/jintelligence11030057

Chou, C.-P., & Bentler, P. M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 37–55). Sage Publications, Inc.https://psycnet.apa.org/record/1995-97753-003

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. https://doi.org/10.1007/BF02310555

Daniels, B., Volpe, R. J., Briesch, A. M., & Fabiano, G. A. (2014). Development of a problem-focused behavioral screener linked to evidence-based intervention. *School Psychology Quarterly, 29*(4), 438–451. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/spq0000100

In Press/ Accepted

Delavar, A. (2024). *Research Methods in Psychology and Educational Sciences* (5th ed.). Roshd Publications. https://roshdpress.ir (In Persian)

Didaskalou, E., Briesch, A. M., Volpe, R. J., & Roussi-Vergou, C. (2023). A preliminary investigation of the psychometric properties of the Integrated Teacher Rating Form (ITRF) in Greek school children. *International Journal of School & Educational Psychology, 12*(1), 1-11. https://doi.org/10.1080/21683603.2023.2252374

Dineen, J. N., Chafouleas, S. M., Briesch, A. M., McCoach, D. B., Newton, S. D., & Cintron, D. W. (2022). Exploring social, emotional, and behavioral screening approaches in US public school districts. *American Educational Research Journal, 59*(1), 146–179. https://psycnet.apa.org/doi/10.3102/00028312211000043

Domitrovich, C. E., Durlak, J. A., Staley, K. C., & Weissberg, R. P. (2017). Social-emotional competence: An essential factor for promoting positive adjustment and reducing risk in school children. *Child Development, 88*(2), 408–416 https://doi.org/10.1111/cdev.12739

Durlak, J. A., Weissberg, R. P., Dymnicki, A. B., Taylor, R. D., & Schellinger, K. B. (2011). The impact of enhancing students' social and emotional learning: A meta-analysis of school-based universal interventions. *Child Development, 82*(1), 405–432. https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.2010.01564.x

Eklund, K., Renshaw, T. L., Dowdy, E., Jimerson, S. R., Hart, S. R., Jones, C. N., & Earhart, J. (2009). Early identification of behavioral and emotional problems in youth: Universal screening versus teacher-referral identification. *The California School Psychologist, 14*, 89–95. https://doi.org/10.1007/BF03340954

Forness, S. R., Kim, J., & Walker, H. M. (2012). Prevalence of students with EBD: Impact on general education. *Beyond Behavior, 21*(2), 3–10. go.gale

Gadow, K. D., & Sprafkin, J. (2002). Child Symptom Inventory-4 screening and norms manual. Stony Brook, NY: Checkmate Plus.

Glover, T. A., & Albers, C. A. (2007). Considerations for evaluating universal screening assessments. *Journal of School Psychology, 45*(2), 117–135. https://doi.org/10.1016/j.jsp.2006.05.005

Halle, T. G., & Darling-Churchill, K. E. (2016). Review of measures of social and emotional development. *Journal of Applied Developmental Psychology, 45*, 8–18. https://doi.org/10.1016/j.appdev.2016.02.003

Hall, D. E., Lynn, J. M., Altieri, J., Segers, V. D., & Conti, D. (1987). Inter-intrajudge reliability of the stuttering severity instrument. *Journal of Fluency Disorders, 12*(3), 167–173. https://doi.org/10.1016/0094-730X(87)90023-4

Hartman, K., Gresham, F. M., & Byrd, S. (2017). Student internalizing and externalizing behavior screeners: Evidence for reliability, validity, and usability in elementary schools. *Behavioral Disorders, 42*(3), 108–118. https://doi.org/10.1177/0198742916688656

Hooman, H. (2024*). Multivariate data analysis in behavioral research.* Payk-e Farhang Publications. (In Persian)

Huang, F. L., & Cornell, D. G. (2016). Using multilevel factor analysis with clustered data: Investigating the factor structure of the Positive Values Scale. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *34*(1), 3-14. https://doi.org/10.1177/0734282915570278

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*(1), 31–36. https://doi.org/10.1007/BF02291575

Kilgus, S. P., von der Embse, N. P., Taylor, C. N., Van Wie, M. P., & Sims, W. A. (2018). Diagnostic accuracy of a universal screening multiple gating procedure: A replication study. *School Psychology Quarterly, 33*(4), 582–592. https://doi.org/10.1037/spq0000246

Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Publications. https://www.guilford.com

In Press/ Accepted

Kovess-Masfety, V., Husky, M. M., Keyes, K., Hamilton, A., Pez, O., Bitfoi, A., ... & Mihova, Z. (2016). Comparing the prevalence of mental health problems in children 6–11 across Europe. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 51*, 1093–1103. https://doi.org/10.1007/s00127-016-1253-0

Lane, K. L., Oakes, W. P., Menzies, H. M., & Germer, K. A. (2014). Screening and identification approaches for detecting students at risk. In H. M. Walker & F. M. Gresham (Eds.), *Handbook of evidence-based practices for emotional and behavioral disorders: Applications in schools* (pp. 129–151). The Guilford Press. https://psycnet.apa.org/record/2013-37704-007

Langer, D. A., Wood, J. J., Wood, P. A., Garland, A. F., Landsverk, J., & Hough, R. L. (2015). Mental health service use in schools and non-school-based outpatient settings: Comparing predictors of service use. *School Mental Health, 7*, 161–173. https://doi.org/10.1007/s12310-015-9146-z

Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology, 28*(4), 563–575. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x

Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation* (3rd ed.). Sage Publications. https://doi.org/10.4135/9781071802687

Minayi, A. (2006). Adaptation and standardization of the Achenbach Child Behavior Checklist, Youth Self-Report, and Teacher Report Form. *Journal of Exceptional Children, 6*(1), 529. http://joec.ir/article-1-416-en.html (In Persian)

Mohammad Esmaeil, E., & Alipour, A. (2002). A preliminary investigation of the validity and reliability and determination of cut-off points for disorders of the Child Symptom Inventory-4 (CSI-4). *Journal of Exceptional Children*, *2*(3), 239-254. http://joec.ir/article-1-484-en.html (In Persian)

Moore, S. A., Dowdy, E., Hinton, T., DiStefano, C., & Greer, F. W. (2022). Moving toward implementation of universal mental health screening by examining attitudes toward school-based practices. *Behavioral Disorders, 47*(3), 166–175. https://doi.org/10.1177/0198742920982591

Nasiri, M., Mohammadi, M., Ahmadi, N., Alavi, S., Rezazadeh, H., Ostvar Rastami, F., Naderi, H., Sanaie Moghadam, F., Rahimi, Z., Kalaei, P., Barzegar Damadi, M., Amiri Talarposhti, R., & Hosseini, H. (2018). The epidemiology of psychiatric disorders in children and adolescents of Mazandaran province. *Journal of Babol University of Medical Sciences, 21*(1), 314-319. http://dx.doi.org/10.22088/jbums.21.1.314 (In Persian)

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), 345–365. https://doi.org/10.1111/jcpp.12381

Rutter, M. (1967). A children's behaviour questionnaire for completion by teachers: Preliminary findings. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 8*(1), 1–11. https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.1967.tb02175.x

Saraei, H. (2021). *An Introduction to Sampling in Research*. SAMT Publications. https://samta.samt.ac.ir/product (In Persian)

Splett, J. W., Garzona, M., Gibson, N., Wojtalewicz, D., Raborn, A., & Reinke, W. M. (2019). Teacher recognition, concern, and referral of children's internalizing and externalizing behavior problems. *School Mental Health, 11*, 228–239. https://doi.org/10.1007/s12310-018-09303-z

Volpe, R. J., & Briesch, A. M. (2018). Establishing evidence-based behavioral screening practices in US schools. *School Psychology Review, 47*(4), 396–402. http://dx.doi.org/10.17105/SPR-2018-0047.V47-4

Volpe, R. J., & Fabiano, G. A. (2013). *Daily behavior report cards: An evidence-based system of assessment and intervention*. Guilford Press. https://psycnet.apa.org/record/2014-00188-000

Volpe, R. J., Briesch, A. M., & Chafouleas, S. M. (2010). Linking screening for emotional and behavioral problems to problem-solving efforts: An adaptive model of behavioral assessment. *Assessment for Effective Intervention, 35*(4), 240–244. https://doi.org/10.1177/1534508410377194

In Press/Accepted

Volpe, R. J., Casale, G., Mohiyeddini, C., Grosche, M., Hennemann, T., Briesch, A. M., & Daniels, B. (2018). A universal behavioral screener linked to personalized classroom interventions: Psychometric characteristics in a large sample of German schoolchildren. *Journal of School Psychology, 66*, 25–40. http://dx.doi.org/10.1016/j.jsp.2017.11.003

Volpe, R. J., Yeung, T. S., Casale, G., Krull, J., Briesch, A. M., & Henneman, T. (2020). Evaluation of a German language school-based universal screening for student social, emotional, and behavioral risk. *International Journal of School & Educational Psychology*, *9*(sup1), S10–S20. https://doi.org/10.1080/21683603.2020.1717699

Walker, H. M., Small, J. W., Severson, H. H., Seeley, J. R., & Feil, E. G. (2014). Multiple-gating approaches in universal screening within school and community settings. In R. J. Kettler, T. A. Glover, C. A. Albers, & K. A. Feeney-Kettler (Eds.), *Universal screening in educational settings: Evidence-based decision making for schools* (pp. 47–75). American Psychological Association. https://doi.org/10.1037/14316-003

Whitcomb, S. A., & Merrell, K. W. (2013). *Behavioral, social, and emotional assessment of children and adolescents* (4th ed.). Routledge/Taylor & Francis Group. https://psycnet.apa.org/record/2013-37359-000

Wood, B. J., & Ellis, F. (2024). Universal mental health screening practices in Midwestern schools: A window of opportunity for school psychologist leadership and role expansion. *Contemporary School Psychology, 28*(2), 186–196. https://doi.org/10.1007/s40688-022-00430-8

Yousefi, F. (1998). Standardization of the Rutter Questionnaire for the assessment of behavioral and emotional problems in male and female elementary school students in Shiraz. *Social Sciences and Humanities of Shiraz University, 13*(1-2), 171-194. https://ensani.ir/fa/article (In Persian)

In Press/ Accepted

پیوست ۱. پرسشنامه

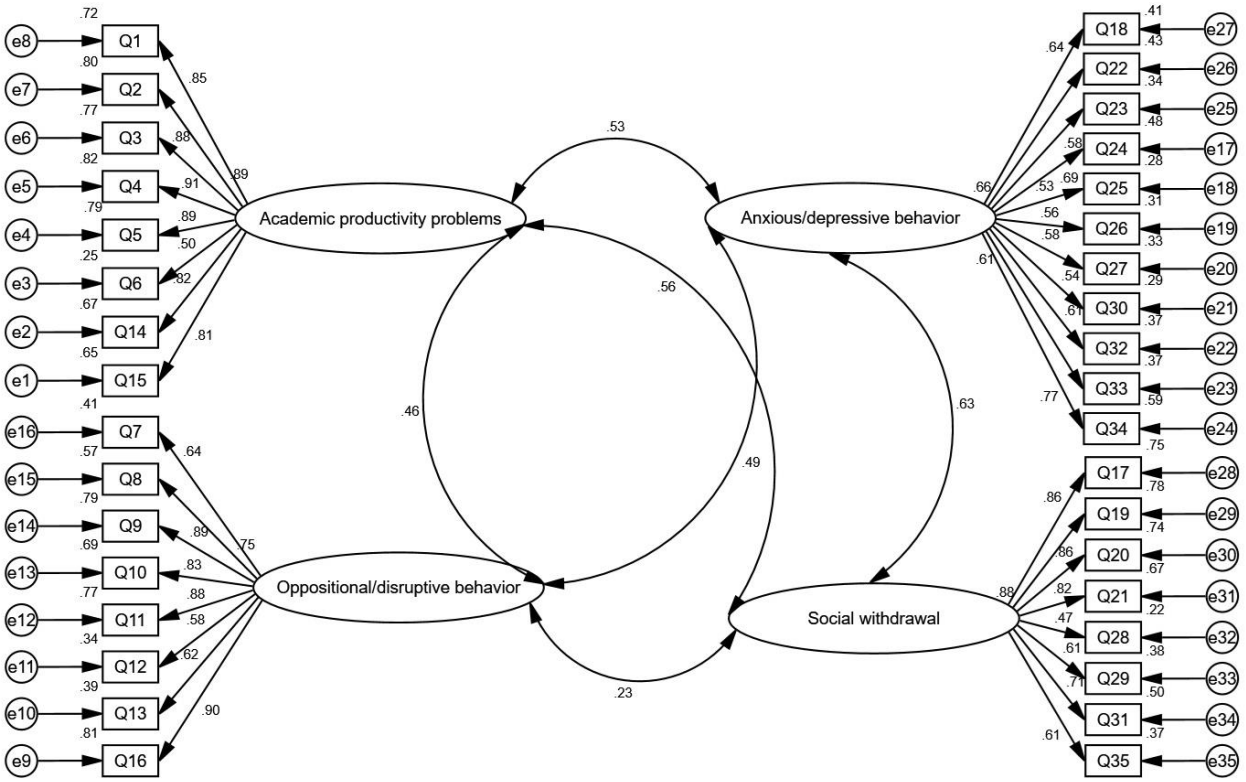
	همیشه این‌گونه است	بیشتر اوقات این‌گونه است	برخی اوقات این‌گونه است	اصلاً این‌گونه نیست
۱-کارهای مربوط به کلاس را در وقت تعیین شده انجام نمی دهد.				
۲- برای انجام تکالیفش پیش قدم نمی شود.				
۳-تکالیف خودش را جا می اندازد یا ناقص تحویل می دهد.				
۴-در انجام تکالیف کلاس مشارکت نمی کند.				
۵-اشتباهات تکالفش را برطرف نمی کند.				
۶-وسایلش را در هنگام تعطیل شدن (مدرسه) جمع و جور نمی کند.				
۷-با معلم جدل (بی مورد) می کند.				
۸-از کوره در می رود.				
۹-ارامش سایر دانش اموزان را به هم می ریزد.				
۱۰-از گفتار نامناسب استفاده می کند.				
۱۱-با هم کلاسی هایش درگیری دارد.				
۱۲-رئیس بازی در می اورد.				
۱۳-نظرات بی ربط می دهد.				
۱۴-بدون امادگی قبلی به کلاس می اید.				
۱۵-در کلاس همکاری نمی کند.				
۱۶-به حریم دیگران احترام نمی گذارد.				
۱۷-زمان زیادی را به تنهایی می گذراند.				
۱۸-از اینکه بیمار یا اسیب دیده است شکایت می کند.				
۱۹-از تعاملات اجتماعی اجتناب می کند.				

۲۰-ترجیح می دهد به تنهایی بازی کند.				
۲۱-به تلاش دوستانش برای برقراری ارتباط اهمیت نمی دهد.				
۲۲-در مورد مسائل کوچک و بی اهمیت نگران می شود.				
۲۳-از سردرد یا دل درد شکایت می کند.				
۲۴-ناراحت یا غمگین به نظر می رسد.				
۲۵-به بزرگترها می چسبد.				
۲۶-عصبی رفتار می کند.				
۲۷-مانند افراد ترسو رفتار می کند.				
۲۸-خودش را قبول ندارد.				
۲۹-بیش از حد خجالتی است.				
۳۰-غر می زند و شکایت می کند.				
۳۱-در فعالیت های گروهی شرکت نمی کند.				
۳۲-در مورد خودش نظرات منفی دارد.				
۳۳-گریه می کند یا به راحتی گریه می افتد.				
۳۴-اکثر اوقات نگران است.				
۳۵-در مواجهه با افراد جدید، مدت زمانی طول می شکد تا یخ اش باز شود.				

*سؤالات بولد شده، مربوط به نسخه کوتاه مقیاس هستند.

پیوست ۲

مدل ساختاری نسخه کامل مقیاس فرم یکپارچه گزارش معلم، ۳۵ سؤالی (با ضرایب استاندارد)- خروجی نرم‌افزار



Psychometric Properties of the the Persian Version of The Integrated Teacher Report Form (ITRF) Scale (Full Version) for Screening Students at Risk of Social, Emotional, and Behavioral Problems

Extended Abstract

Aim

The social, emotional, and behavioural development of children is critical for educational success, forming the foundation of social-emotional competence (Berg et al., 2019). Yet, 12–18% of school-aged children exhibit difficulties in this domain, including internalizing or externalizing behaviours (Kovess-Masfety et al., 2016; Polanczyk et al., 2015). Despite the prevalence of these challenges, a substantial service gap persists, as early identification often occurs only at clinical levels (Langer et al., 2015; Breitenstein et al., 2009). Although universal screening is effective, existing tools are time-consuming, limiting their practical use by teachers (Moore et al., 2022; Casale et al., 2023). Although severe behavioural problems are often identifiable without specialized assessment tools, detecting mild to moderate difficulties requires sensitive and accurate instruments. In Iran, the lack of a time-efficient teacher-report measure for assessing both internalizing and externalizing problems, together with the absence of psychometric validation of the Persian version of the Integrated Teacher Reporting Form (ITRF), highlights the need for the present study. Accordingly, this study aimed to examine the psychometric properties of the ITRF for screening elementary school students at risk of social, emotional, and behavioural problems.To address this need, the present study investigates the psychometric properties of the Persian version of the Integrated Teacher Reporting Form (ITRF), a culturally adapted, time-efficient instrument for screening elementary students at risk of social, emotional, and behavioural problems, focusing on its validity, reliability, and utility in Iranian schools.

Methodology

The study employed a descriptive-correlational design for test validation. The statistical population comprised all elementary school students in Isfahan during the 2023-2024 academic year.A convenience sample of 17 teachers from 17 elementary schools across the six educational districts of Isfahan, Iran, was recruited using a school-cluster sampling approach. Schools were selected proportionally to student enrollment across districts. One eligible teacher from each school participated after receiving information about the study and reviewing the university authorization. The sample size was determined based on feasibility and access to participating schools; however, it was below the commonly recommended minimum of 200 participants for factor-analytic studies (Kline, 2023). Seventeen teachers completed the ITRF for their students, resulting in a final sample of 262 students (40.8% female, 59.2% male). An examination of the completed teacher-report forms showed that each teacher completed between 14 and 29 forms for their students. Each student was assessed by one teacher.

The Integrated Teacher Reporting Form (ITRF), developed by Volpe et al. (2020), is a 35-item scale assessing four domains: Academic Productivity Problems (APP), Oppositional/Disruptive Behavior (OPD), Anxiety/Depression (AD), and Social Withdrawal (SW). Items are rated on a 4-point Likert scale, with higher scores indicating greater difficulties. Psychometric studies confirmed its four-factor structure, high internal consistency (α = 0.87–0.92), and strong

In Press/ Accepted

diagnostic validity (AUC = 0.85–0.94) (Volpe et al., 2020). Casale et al. (2023) developed a shorter version, demonstrating similar reliability and validity, while cross-cultural validation in Greece showed good to excellent diagnostic validity for most subscales and high test-retest stability (r = 0.81–0.96) (Didaskalou et al., 2023).

The Persian version of the ITRF was developed through a rigorous translation and back-translation process. Two bilingual translators independently translated the full scale into Persian. The authors compared the translations with the English version and, with input from two teachers, revised eight items to better reflect teaching and learning, classroom context, and teacher–student interactions. The revised items were discussed with the translators and agreed upon. A faculty member with postgraduate training at English-speaking universities then assessed the Persian version's clarity, fluency, and fidelity to the original; two translators who were unaware of the scale's original content independently back-translated it into English. The back-translated version was reviewed for clarity, cultural appropriateness, use of non-technical language, and preservation of the original meaning. The final Persian version was copyedited by a doctoral student in Persian language and literature. Content validity was assessed by 10 experts (four university faculty members and six experienced teachers), who rated each item's necessity on a three-point scale. The CVR values for the 35 items ranged from 0.80 to 1.00, and the overall CVI was 0.86. No pretest or pilot study was conducted.

Data were analyzed using SPSS version 27 and AMOS version 24. The suitability of the data for factor analysis was assessed using the Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) measure of sampling adequacy and Bartlett's test of sphericity. Exploratory factor analysis (EFA) was performed using principal component extraction with Varimax rotation. Factors with eigenvalues greater than 1 were considered for retention, and a factor loading of 0.40 or higher was considered acceptable. The scree plot was also examined to inform factor retention. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to evaluate the fit of the proposed factor structure. Both EFA and CFA were performed on the same sample of 262 participants; the sample was not split into independent subsamples. Model fit was evaluated using the chi-square statistic, degrees of freedom, the chi-square/degrees-of-freedom ratio, the associated *p* value, the Comparative Fit Index (CFI), Tucker–Lewis Index (TLI), Incremental Fit Index (IFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), and Standardized Root Mean Square Residual (SRMR). Construct-related evidence was also examined through correlations between item scores and their respective subscale and total scores, and between subscale scores and the total scale score. Concurrent validity was assessed by examining the correlation between scores on the 35-item long form and the 12-item short form. Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha; test–retest reliability was not assessed. Statistical significance was set at $p < 0.01$.

In Press/ Accepted

Findings

The KMO measure of sampling adequacy was 0.899, and Bartlett's test of sphericity was statistically significant ($\chi^2 = 10{,}472.989$, $p < 0.001$), indicating that the data were suitable for factor analysis. Exploratory factor analysis (EFA), using principal component extraction with Varimax rotation, yielded four factors with eigenvalues greater than 1. The four-factor solution explained 62.98% of the total variance. The largest factor loading for each item ranged from 0.388 to 0.893. Item 6 had a loading below the prespecified 0.40 criterion, and some items showed notable loadings on more than one factor, including item 24 (0.494 and 0.470) and item 31 (0.552 and 0.473).

Exploratory factor analysis (EFA), using principal component extraction with Varimax rotation, yielded four factors with eigenvalues greater than 1. The four-factor solution explained 62.98% of the total variance. The largest factor loading for each item ranged from 0.388 to 0.893; item 6 had a loading below the prespecified 0.40 criterion, and some items showed notable loadings on more than one factor

Confirmatory factor analysis (CFA) provided support for the proposed four-factor model. Fit statistics were $\chi^2(527) = 1{,}202.555$, $p < 0.001$, $\chi^2/df = 2.28$, CFI = 0.903, TLI = 0.890, IFI = 0.904, RMSEA = 0.070 (90% CI: 0.065–0.075), and SRMR = 0.0604. CFI, IFI, RMSEA, and SRMR met the study's stated criteria, whereas TLI was slightly below the 0.90 criterion. Standardized factor loadings ranged from 0.47 to 0.91, and correlations among the four latent factors ranged from 0.23 to 0.63. The average variance extracted (AVE) was 0.52.

Item–subscale correlations were positive and ranged from 0.567 to 0.915, while item–total correlations ranged from 0.304 to 0.766. Correlations between subscale scores and the total scale score ranged from 0.693 to 0.836; all were statistically significant. Among the 90 students who completed both forms, the total scores on the 35-item and 12-item forms were strongly correlated ($r = 0.967$, $p < 0.001$). Correlations between corresponding subscale scores across the two forms ranged from 0.883 to 0.966. Because the short form shares items with the long form, these correlations should be interpreted cautiously: the high association may partly reflect item overlap and should not, by itself, be considered definitive evidence of concurrent validity.

Cronbach's alpha was 0.946 for the total scale and 0.944, 0.919, 0.869, and 0.900 for the academic performance problems, oppositional/disruptive behaviors, anxious/depressed behaviors, and social withdrawal subscales, respectively. Guttman split-half reliability was 0.762 for the total scale and 0.919, 0.942, 0.860, and 0.832 for the four subscales, respectively. CVR values for the 35 items ranged from 0.80 to 1.00, and the overall CVI was 0.86.

In Press/ Accepted

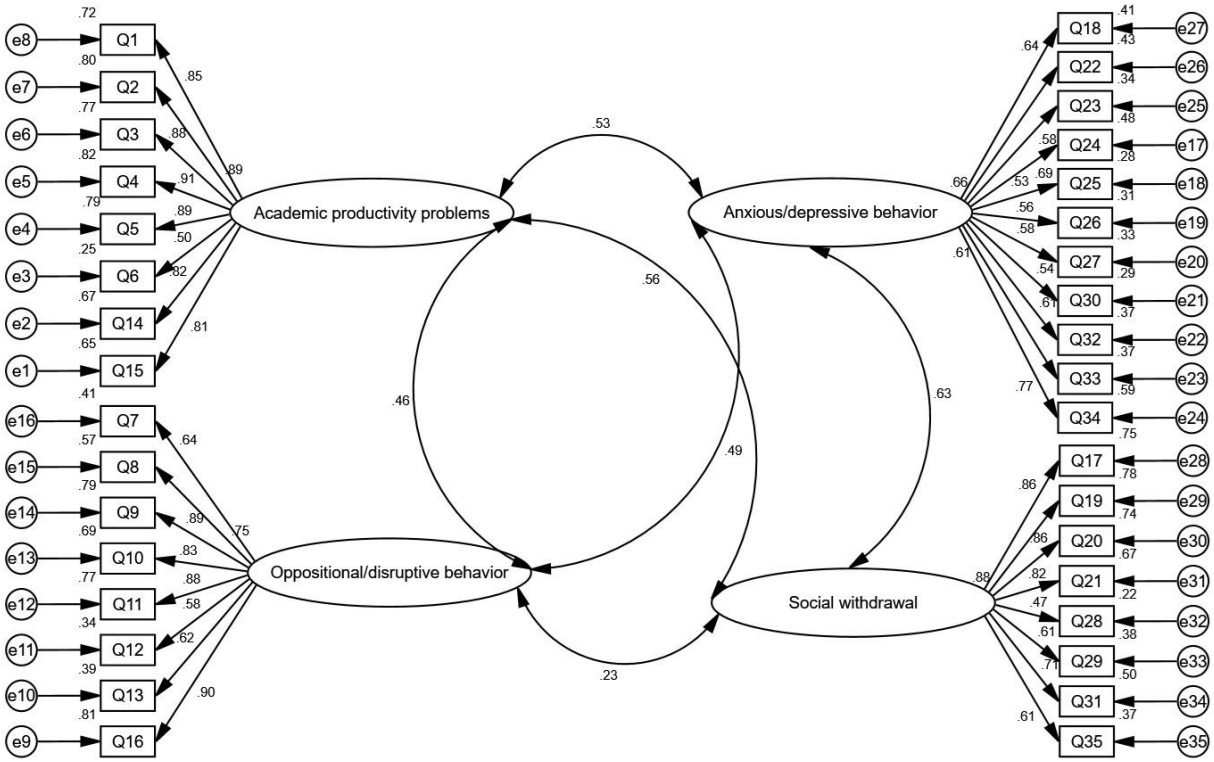


Figure 1. Confirmatory factor analysis model of the Persian ITRF

Standardized factor loadings are shown on the paths from the latent factors to the items; squared multiple correlations (R^2) are shown above the observed items; and correlations among latent factors are shown on the curved paths.

In Press/ Accept

Conclusion

This study evaluated the psychometric properties of the Persian version of the 35-item Integrated Teacher Reporting Form (ITRF) for screening students at risk of social, emotional, and behavioural difficulties. The Persian version was developed through forward translation by two bilingual translators, review and adaptation of eight items for the Iranian classroom context, assessment of clarity and fidelity, and independent back-translation by two translators unaware of the original scale content. Content validity was examined by 10 experts; the CVR values ranged from 0.80 to 1.00 and the overall CVI was 0.86. These procedures provide evidence of translation quality and content validity, but do not, by themselves, establish broad cultural equivalence or measurement invariance across cultural groups. No pilot or pretest was conducted.

EFA yielded a four-factor solution accounting for 62.98% of the variance, and CFA results provided partial support for this structure. CFI, IFI, RMSEA, and SRMR met the study's stated criteria, while TLI was slightly below the specified threshold; therefore, the model fit is better described as acceptable overall rather than excellent. The internal consistency coefficients were high across the total scale and subscales. The correlation between the long and short forms was also high; however, because the forms share items, this association should be interpreted cautiously and is not, on its own, definitive evidence of concurrent validity or of the short form's time-efficiency.

These findings suggest that the Persian ITRF may be a useful teacher-report screening measure in the educational context represented by this study. Its use may facilitate the identification of students who could benefit from further assessment, but this study did not test whether the measure improves early identification, access to services, or student outcomes. The findings are also limited by cluster-based sampling from Isfahan, the absence of an independent sample for CFA, and limited evidence of criterion-related or convergent validity. Test–retest reliability was not assessed. Further studies should evaluate the factor structure in independent and geographically diverse samples, examine measurement invariance, and investigate criterion-related, convergent, discriminant, and predictive validity. Evidence from implementation studies would also be needed before drawing conclusions about effects on referral, intervention, or educational decision-making.

Keywords: At-risk students, Behavioral assessment, Integrated Teacher Report Form, Psychometric validation, Social-emotional screening.

Ethical Considerations

In this study, all participants were informed about the research objectives and voluntarily provided their informed consent to participate. Additionally, the participants' rights to enter or withdraw from the study at any time, as well as the confidentiality of their data, were strictly upheld. This study was approved by the Research Ethics Committee of Isfahan university (code: IR.UI.REC.1403.106).

Acknowledgments and funding

We sincerely appreciate all the professors who contributed to the content validity assessment of our scale. We are also deeply grateful to all the teachers who assisted us in data collection. This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors.

Conflict of Interest

The authors declare that there is no conflict of interest regarding the publication of this study.

In Press/ Accepted