

## انطباق و اعتباریابی مقیاس ارتباط دانش آموز- معلم برای دانش آموزان نوجوان ایرانی

فاطمه جعفرپور<sup>۱</sup>، محمدعلی مظاهری تهرانی<sup>۲</sup>، سعید قنبری<sup>۳</sup>، جلیل فتح‌آبادی<sup>۴</sup>

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۲. نویسنده مسئول: گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: [m-mazaheri@sbu.ac.ir](mailto:m-mazaheri@sbu.ac.ir)

۳. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۴. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۷

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۱۶

### چکیده:

نسخه تجدیدنظرشده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم ابزاری معتبر برای سنجش کیفیت این روابط است که در چهارچوب فرهنگی غربی و برای دانش‌آموزان پیش‌دبستان و ابتدایی طراحی شده است. هدف این پژوهش، انطباق و اعتباریابی این مقیاس برای دانش‌آموزان نوجوان ایرانی بود. روش پژوهش کاربردی، با ماهیت کمی و پیمایشی، و جامعه آماری آن شامل معلمان دوره اول متوسطه شهرهای تهران و یزد در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بود. نمونه آماری شامل ۲۴۳ معلم (۶۸٪ زن) از ۸ دبیرستان دخترانه و پسرانه بود که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. از طریق مصاحبه با معلمان و نظرخواهی از متخصصان، گویه‌های موجود اصلاح گردیده و هشت گویه جدید نیز برای ارزیابی خرده‌مقیاس وابستگی در نوجوانان طراحی و جایگزین شد. داده‌ها با استفاده از نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم، مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاچ و مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس گردآوری شدند. تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی از ساختار سه‌عاملی نزدیکی، تعارض و وابستگی حمایت کردند و تمامی گویه‌ها دارای بار عاملی مناسب بودند. ضریب آلفای کرونباخ برای نزدیکی، تعارض و وابستگی به ترتیب ۰/۷۸، ۰/۷۱ و ۰/۷۱ و ضریب امگای مک‌دونالد به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲ و ۰/۷۶ به دست آمد که نشان‌دهنده همسانی درونی مطلوب بود. همبستگی معنادار بین ابعاد این مقیاس با فرسودگی شغلی و ذهن‌آگاهی در تدریس، از روایی نسخه اصلاح‌شده مقیاس حمایت کرد. برخلاف یافته‌های پژوهش‌های غربی، خرده‌مقیاس وابستگی همبستگی مثبت با نزدیکی و منفی با تعارض داشت. این مقیاس ابزاری معتبر برای ارزیابی کیفیت رابطه دانش‌آموز-معلم در میان نوجوان ایرانی است.

**کلیدواژه‌ها:** نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم، نوجوان، تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی، هنجاریابی در فرهنگ ایرانی.

استناد به این مقاله:

جعفرپور، فاطمه؛ مظاهری تهرانی، محمدعلی؛ قنبری، سعید؛ فتح‌آبادی، جلیل. (۱۴۰۴). انطباق و اعتباریابی مقیاس ارتباط دانش‌آموز-معلم برای دانش‌آموزان نوجوان ایرانی. فصلنامه‌های نوین تربیتی، ۲۱(۱): ۹۳-۱۱۰. doi: 10.22051/jontoe.2024.48215.3965

## مقدمه

ایجاد و حفظ روابط بین فردی با کیفیت بالا، به‌ویژه در محیط‌های آموزشی، برای رشد و سلامت روانی دانش‌آموزان حیاتی است. کیفیت روابط دانش‌آموز- معلم در محیط‌های آموزشی افزون بر پیامدهای مثبت و منفی برای دانش‌آموزان و تأثیر معنادار بر ابعاد مختلف رشد آنها، همبستگی قوی با نتایج تحصیلی و غیرتحصیلی دانش‌آموزان دارد (امسلندر و همکاران، ۲۰۲۳). پژوهش‌های تجربی گسترده نشان داده است که روابط گرم و حمایتی دانش‌آموز- معلم برای پیشرفت تحصیلی<sup>۱</sup> و رشد اجتماعی- هیجانی<sup>۲</sup> دانش‌آموزان ضروری است (مکنالی و اسلوتسکی، ۲۰۲۰؛ فرید و اشرف‌زاده، ۱۴۰۰). روابط دانش‌آموز- معلم با کیفیت بالا یک محیط یادگیری حمایتی ایجاد می‌کند که در آن، دانش‌آموزان احساس می‌کنند ارزشمند بوده و معلم آنها را درک می‌کند که در نتیجه، انگیزه تحصیلی و مشارکت در کلاس را به طور قابل توجهی در آنها افزایش می‌دهد (شرر و همکاران، ۲۰۲۳). مطالعه طولی والینته و همکاران (۲۰۱۹) بر روی ۲۹۱ دانش‌آموز نشان داد که روابط نزدیک و حمایت‌گرانه با معلم در سال‌های ابتدایی تحصیل، نقش مؤثری در پیشرفت تحصیلی و توسعه مهارت‌های اجتماعی کودکان ایفا می‌کند. نتایج این پژوهش نشان داد که پسرانی که در طول این دوره روابط خود را به تعاملات مثبت‌تر و کمتر تعارض‌آمیز با معلمان تغییر دادند، در مهارت‌های خواندن پیشرفت بیشتری داشتند. از سوی دیگر، دخترانی که از ابتدا روابط نزدیکی با معلمان خود برقرار کرده بودند، در درس ریاضی عملکرد بهتری نشان دادند. یک پژوهش طولی دیگر بر روی ۴۳۸ دانش‌آموز دبیرستانی نشان داد که روابط مثبت دانش‌آموز- معلم، افزون بر پیش‌بینی پیشرفت تحصیلی در آینده، رابطه دوسویه‌ای با رفتار اجتماعی نوجوانان داشته و با رفتار مشکل‌ساز دانش‌آموز، نرخ ترک تحصیل و تعلیق از مدرسه رابطه معکوس دارد (وو و ژانگ، ۲۰۲۲). همچنین یافته‌های این پژوهش حاکی از آن بود که وجود تعارض در رابطه دانش‌آموز- معلم می‌تواند با تأثیر منفی بر رفتار اجتماعی نوجوانان، مشکلات رفتاری را در آنها تشدید نموده و با برآورده نشدن نیازهای اساسی روان‌شناختی، مانع رشد اجتماعی- هیجانی و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان شود. اگرچه روابط مثبت دانش‌آموز- معلم به‌ویژه برای دانش‌آموزان دارای نشانگان اختلالات رفتاری و هیجانی بسیار مهم است و آنها اغلب بیشترین بهره را از روابط باکیفیت با معلمان می‌برند؛ ولی در پژوهشی بر روی ۹۲ دانش‌آموز مقطع راهنمایی مبتلا به این اختلالات، نشان داده شد که این دانش‌آموزان به احتمال زیاد، روابط ضعیفی را با معلمان خود تجربه می‌کنند (ون‌لون و گاروود، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، ایجاد این روابط از ابتدای دوران تحصیل به‌عنوان عوامل محافظتی برای دانش‌آموزانی که از نظر تحصیلی یا وضعیت اجتماعی- اقتصادی<sup>۳</sup> در معرض خطرند عمل نموده و نقش اساسی معلمان در ایجاد محیط‌ها و فرصت‌های اجتماعی برای تقویت تعاملات معنادار را برجسته می‌کند. افزون بر این، روابط دانش‌آموز- معلم نه تنها برای رشد دانش‌آموز بلکه برای بهزیستی و هویت حرفه‌ای معلمان نیز حیاتی است (پولو<sup>۴</sup>، ۲۰۲۰).

کیفیت روابط معلم و دانش‌آموز را می‌توان از طریق چهارچوب نظریه دلبستگی<sup>۵</sup> که یکی از تأثیرگذارترین نظریه‌ها در این حوزه است درک کرد. بر اساس این نظریه، رابطه دانش‌آموز- معلم مانند رابطه والد- فرزند با سه بعد نزدیکی، تعارض و وابستگی<sup>۶</sup> تعریف می‌شود (ورشورن و کومن، ۲۰۲۱؛ کبیردهنه و همکاران، ۱۴۰۳). نزدیکی، میزان صمیمیت، محبت و ارتباط باز بین معلم و دانش‌آموز را نشان می‌دهد که با فراهم نمودن امنیت و حمایت عاطفی برای دانش‌آموزان، آنها را قادر می‌سازد تا به گونه‌ای مؤثر با چالش‌های اجتماعی، هیجانی و تحصیلی محیط مدرسه مواجه شوند. از سوی دیگر، تعارض به تعاملات ناسازگار و منفی اشاره دارد که می‌تواند یک محیط یادگیری خصمانه ایجاد نموده و توانایی دانش‌آموزان را برای پیشرفت تحصیلی و اجتماعی مختل کند (کومن و همکاران، ۲۰۱۲؛ ورشورن و کومن، ۲۰۲۱). وابستگی شامل اتکای بیش از حد به معلم است که با چسبندگی و رفتارهای مالکانه شناخته می‌شود. این وابستگی بیش

1. academic achievement
2. social-emotional development
3. socioemotional
4. Poulou
5. attachment theory
6. closeness, conflict, dependency



از حد، منعکس‌کننده فقدان امنیت است و می‌تواند استقلال، اعتماد به نفس و ظرفیت دانش‌آموزان برای رویارویی مستقل با چالش‌های مدرسه را تضعیف نموده و مانع رشد تحصیلی و اجتماعی-هیجانی دانش‌آموزان شود (کومن و همکاران، ۲۰۱۲).

پیانتا (۲۰۰۱) مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم<sup>۱</sup> را برای ارزیابی دیدگاه معلمان در مورد روابط خود با دانش‌آموزانشان، بر اساس نظریه دلبستگی و با تمرکز بر سه بعد کلیدی نزدیکی، تعارض و وابستگی ایجاد کرد. این مقیاس به‌طور گسترده‌ای در پژوهش‌های تجربی در مورد روابط دانش‌آموز-معلم در محیط‌های پیش‌دبستانی و اوایل ابتدایی، و در زمینه‌های اجتماعی-فرهنگی متنوع مورد استفاده قرار گرفته است (گرگوریادیس و همکاران، ۲۰۲۱؛ ورشورن و کومن، ۲۰۲۱). با وجود کاربرد گسترده و نیز پشتیبانی نتایج برخی پژوهش‌ها از ساختار اصلی سه عاملی این مقیاس، ناسازگاری‌هایی در ساختار عاملی این مقیاس و نیز روابط متقابل بین خرده‌مقیاس‌های آن در برخی پژوهش‌ها گزارش شده است. برای نمونه، نتایج پژوهش سولهیم و همکاران (۲۰۱۲) در نروژ به یک مدل ۲۵ گویه‌ای و سه عاملی منتهی شد. به‌طور مشابه، میلانز و همکاران (۲۰۱۴) با اصلاح مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای کشورهای آلمانی زبان، به یک نسخه ۱۲ گویه‌ای رسیدند که ر گویه‌های مربوط به خرده‌مقیاس وابستگی حذف شده بود. دلیل این موضوع به ماهیت حساس به زمینه‌های فرهنگی ساختار دلبستگی نسبت داده می‌شود، در حالی که ساختارهای نزدیکی و تعارض را می‌توان در زمینه‌های فرهنگی مختلف استفاده نمود (روردا و همکاران، ۲۰۲۱؛ کلر، ۲۰۱۸). افزون بر این، اغلب پژوهشگران مانند دومن و همکاران (۲۰۰۹) خرده‌مقیاس وابستگی را به دلیل سازگاری درونی پایین آن با مقادیر آلفای کرونباخ از ۰/۴۰ تا ۰/۷۴ مورد انتقاد قرار داده‌اند. بر این اساس، کومن و همکاران (۲۰۱۲) یک نسخه تجدیدنظر شده از مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای افزایش ارزیابی خرده‌مقیاس وابستگی و نیز گسترش طیف سنی این مقیاس تا انتهای دوران ابتدایی پیشنهاد کرد. این نسخه تجدیدنظر شده برازش قابل قبولی را برای مدل سه عاملی در کل محدوده سنی ۳ تا ۱۲ سال نشان داد و برخلاف مقیاس اصلی پیانتا (۲۰۰۱)، خرده‌مقیاس وابستگی با ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۷۷ تا ۰/۷۹، به‌طور قابل توجهی سازگاری درونی بالاتری را دارا بود (کومن و همکاران، ۲۰۱۲). پژوهش‌های بعدی، هم در کشور هلند (بوسمن و همکاران، ۲۰۲۲) و هم در سطح بین‌المللی (تسیگیلیس و همکاران، ۲۰۱۷؛ ۲۰۱۸)، این یافته‌ها را تأیید نمودند و ضرایب سازگاری درونی را برای خرده‌مقیاس وابستگی، بین ۰/۷۸ تا ۰/۹۱ گزارش کردند.

اگرچه نسخه تجدیدنظر شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم اندازه‌گیری کامل‌تری از بعد وابستگی را ارائه می‌دهد، ولی چالش‌هایی در استفاده از این مقیاس در زمینه‌های فرهنگی مختلف وجود دارد. باید توجه نمود که این نسخه با رویکرد فردگرایانه فرهنگ‌های غربی که وابستگی اغلب به‌عنوان مانعی برای توسعه خودمختاری و استقلال در دانش‌آموزان تلقی می‌شود، ایجاد شده است. در نتیجه این رویکرد، راهبردهای آموزشی در این فرهنگ‌ها برای ارتقای تعادل بین حمایتگری از یک‌سو و تشویق به حل مسئله به‌صورت مستقل و با اتکا به خود از سوی دیگر، طراحی شده‌اند (بوسمن و همکاران، ۲۰۲۲). در بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در فرهنگ‌های غربی، رابطه بین خرده‌مقیاس‌های نزدیکی و وابستگی از مقادیر ناچیز ۰/۰۶ تا مقادیر منفی قابل توجه ۰/۴۶- به‌دست آمده است (کومن و همکاران، ۲۰۱۲؛ میلانز و همکاران، ۲۰۱۴؛ می‌یونگ و نوهارت پریچت، ۲۰۱۱). افزون بر این، برخی پژوهش‌ها همبستگی مثبت متوسط تا قوی بین خرده‌مقیاس‌های وابستگی و تعارض را با ضرایبی در محدوده ۰/۲۹ تا ۰/۶۷ پیدا کرده‌اند (کومن و همکاران، ۲۰۱۲؛ می‌یونگ و نوهارت پریچت، ۲۰۱۱؛ سولهیم و همکاران، ۲۰۱۲). در مقابل، وابستگی در فرهنگ‌های جمع‌گرای شرقی به‌طور کلی مثبت‌تر تلقی می‌شود؛ وابستگی نشان‌دهنده یک رابطه هماهنگ و محترمانه است و درخواست حمایت از معلم به‌عنوان نشانه‌ای از اعتماد و احترام متقابل تلقی می‌شود (گریگوریادیس و همکاران، ۲۰۲۱). در چنین زمینه‌های آموزشی که بر وابستگی متقابل و بهزیستی جمعی تأکید دارند، رویکردهایی که سطوح سالم وابستگی متقابل را تشویق می‌کنند می‌توانند در تقویت روابط دانش‌آموز-معلم و دستیابی به نتایج مثبت برای دانش‌آموزان مؤثرتر باشند. برای نمونه، وحیدی و همکاران (۲۰۲۲) با ترجمه و استفاده از نسخه تجدیدنظر شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای دانش‌آموزان پیش‌دبستانی و ابتدایی ایرانی دریافتند که با وجود همسانی درونی رضایت‌بخش برای ساختار سه

عاملی در بافت فرهنگی-اجتماعی ایران، همبستگی مثبتی بین خرده‌مقیاس‌های وابستگی و نزدیکی وجود داشته و چنین همبستگی مثبتی بین خرده‌مقیاس‌های وابستگی و تعارض دیده نمی‌شود. یافته‌های مجموعه‌ای از پژوهش‌ها در کشور یونان نیز به صورت مشابه نشان می‌دهد که خرده‌مقیاس وابستگی با نزدیکی، همبستگی مثبت و با تعارض، همبستگی ضعیفی دارد (گرگوریادیس و همکاران، ۲۰۲۱؛ تسیگیلیس و همکاران، ۲۰۱۷؛ ۲۰۱۸). این یافته‌ها نشان می‌دهند که انطباق‌های فرهنگی برای حفظ دقت و اعتبار این ابزار در فرهنگ‌های مختلف ضروری است.

چالش دیگر این است که اگرچه نسخه تجدیدنظر شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم را می‌توان در محدوده سنی وسیع‌تری نسبت به مقیاس اولیه پاننا (۲۰۰۱) به کار برد و در پژوهش‌های بسیاری از این مقیاس در گروه سنی ابتدایی استفاده شده است، اما ماهیت گویه‌های طراحی شده برای اندازه‌گیری وابستگی نشان می‌دهد که این گویه‌ها ممکن است برای ارزیابی رابطه میان دانش‌آموزان نوجوان مناسب نباشد (تلزر و همکاران، ۲۰۲۱). در دوره نوجوانی که یک مرحله حیاتی تحول است و با دگرگونی‌های عمیق اجتماعی، هیجانی، شناختی و زیستی مشخص می‌شود، نقش روابط دانش‌آموز- معلم به‌طور فزاینده‌ای حیاتی می‌شود، زیرا نوجوانان زمان قابل توجهی را در محیط مدرسه می‌گذرانند و تعامل با همسالان و معلمان به‌طور قابل توجهی بر رشد و بهزیستی آنها تأثیر می‌گذارد. پیچیدگی‌های دوران نوجوانی، از جمله تلاش برای کسب استقلال، توسعه هویت و افزایش حساسیت به روابط اجتماعی، نیازمند رویکردی ظریف برای سنجش روابط دانش‌آموز- معلم است (لاوب و همکاران، ۲۰۲۰). اگرچه نسخه تجدیدنظر شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم برای گروه‌های سنی کم‌سال جامع است، اما ممکن است پویایی منحصر به فرد این روابط را در دوره نوجوانی نشان ندهد. بنابراین، انطباق مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم برای بافت دانش‌آموزان نوجوان به منظور ارزیابی دقیق و تقویت تعاملات مثبت دانش‌آموز- معلم در طول این مرحله مهم تحول ضروری است. با ساختن گویه‌هایی که منعکس‌کننده نیاز فزاینده به خودمختاری و ماهیت در حال تکامل وابستگی و دلبستگی در نوجوانان باشد می‌توان تضمین نمود که این مقیاس، ابزاری مرتبط و مؤثر برای اندازه‌گیری رابطه دانش‌آموز- معلم در این گروه سنی باقی می‌ماند.

به منظور بررسی تأثیر عوامل مختلف بر کیفیت روابط دانش‌آموز- معلم، در این پژوهش از مقیاس‌های فرسودگی شغلی و ذهن‌آگاهی در تدریس استفاده شد زیرا این دو متغیر تأثیر قابل توجهی بر کیفیت این روابط دارند. فرسودگی شغلی با کاهش انرژی هیجانی و احساس بی‌ارزشی در معلمان می‌تواند به تعاملات منفی و افت کیفیت روابط آنها با دانش‌آموزانشان منجر شود (دی‌بیر و همکاران، ۲۰۲۴). در مقابل، ذهن‌آگاهی در تدریس به معلمان کمک می‌کند تا استرس‌ها و چالش‌های روزمره کلاس را بهتر مدیریت کنند و تعاملات مثبت‌تری با دانش‌آموزان برقرار نمایند (ویسی و سالاری، ۲۰۲۴). استفاده از این دو ابزار مکمل به پژوهشگران کمک می‌کند تا با درک بهتر از تأثیرات فرسودگی شغلی و ذهن‌آگاهی در تدریس معلمان که مستقیماً بر کیفیت روابط با دانش‌آموزان تأثیر می‌گذارد، به بهبود کیفیت این روابط در محیط‌های آموزشی بپردازند. علاوه بر این، نقش خودکارآمدی و هیجانات تدریس نیز در کیفیت این روابط غیرقابل انکار است. خودکارآمدی معلمان نقش مهمی در شکل‌دهی روابط آنها با دانش‌آموزان ایفا می‌کند. معلمانی که به توانایی‌های خود در تدریس، ارزیابی و مدیریت کلاس اطمینان دارند، احتمالاً بیشتر درگیر رفتارهایی می‌شوند که منجر به روابط حمایتی و ایمن با دانش‌آموزان می‌گردد. پژوهش هژوفسکی و همکاران (۲۰۲۰) نشان داد که معلمانی که خودکارآمدی بالاتری دارند، در تمامی مقاطع تحصیلی روابط نزدیک‌تر و تعارض کمتری با دانش‌آموزان را تجربه می‌کنند. هیجانات تدریس نیز تأثیر مستقیمی بر تعاملات معلم- دانش‌آموز دارند. نتایج پژوهش سواری و فرزادی (۱۴۰۰) نشان داد که هیجانات مثبت معلمان (مانند لذت و عشق) به‌طور عمیقی بر فرایندهای آموزشی و رفتارهای آنها اثر می‌گذارد و تعاملات آنها با دانش‌آموزان را افزایش می‌دهد. در مقابل، هیجانات منفی (مانند غم، خشم و ترس) رابطه‌ای منفی با تعاملات معلمان و دانش‌آموزان داشته و اثرات منفی آن بر فرایند آموزش و یادگیری منعکس می‌شود. با توجه به مطالب بررسی شده، مشخص گردید که اهمیت روابط دانش‌آموز- معلم فراتر از کلاس درس بوده و تأثیر عمیقی بر جنبه‌های مختلف تحولی دانش‌آموزان، از جمله رشد هیجانی، اجتماعی و تحصیلی آنها دارد. در چهارچوب نظریه دلبستگی، این روابط دارای سه بُعد نزدیکی، تعارض و وابستگی هستند که هر یک از این ابعاد در فرهنگ‌های فردگرا و جمع‌گرا به‌گونه‌ای متفاوت تفسیر می‌شوند.

ابزارهای موجود، که عمدتاً در چهارچوب فرهنگی فردگرایانه غرب و برای گروه‌های سنی پایین‌تر طراحی شده‌اند، توانایی ارزیابی دقیق این روابط در میان دانش‌آموزان نوجوان و در بستر فرهنگ جمع‌گرایانه ایران، که در آن وابستگی متقابل و تعاملات اجتماعی نقش مهمی در شکل‌گیری هویت فردی و اجتماعی دارند، را دارا نمی‌باشند. لذا، این پژوهش پیشگام با هدف انطباق فرهنگی و تحولی نسخه تجدیدنظرشده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم کومن و همکاران (۲۰۱۲) و طراحی گویه‌های جدید متناسب با نیازهای نوجوانان ایرانی انجام شد تا ابزاری دقیق‌تر و معتبر برای سنجش خرده‌مقیاس‌های نزدیکی، تعارض و وابستگی در روابط دانش‌آموز-معلم در میان نوجوانان ایرانی فراهم شود؛ ابزاری که با بستر فرهنگی جمع‌گرایانه ایران سازگار بوده و از نظر تحولی برای دانش‌آموزان دوره اول متوسطه مناسب باشد. نوآوری این پژوهش در ارائه ابزاری است که به‌طور دقیق‌تری می‌تواند کیفیت روابط دانش‌آموز-معلم را در میان نوجوانان ایرانی ارزیابی کند و به پژوهشگران و معلمان در توسعه مداخلات آموزشی مؤثر در محیط‌های آموزشی برای بهبود این روابط و در نتیجه ارتقای کیفیت آموزشی و بهزیستی روانی دانش‌آموزان نوجوان ایرانی کمک نماید.

## روش‌شناسی پژوهش

**طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان:** روش پژوهش به‌صورت کاربردی، با ماهیت داده‌های کمی و با استفاده از روش پیمایشی بود. جامعه آماری این پژوهش، تمامی معلمان دوره اول متوسطه شهرهای تهران و یزد در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بودند. به دلیل تنوع فرهنگی و اجتماعی، دسترسی به مدارس با سیستم‌های آموزشی متفاوت، تفاوت‌های جغرافیایی و منطقه‌ای، و پراکندگی معلمان و شرایط آموزشی در شهرهای تهران و یزد، می‌توان این دو شهر را نمونه‌هایی معتبر و نماینده از جامعه معلمان ایرانی به حساب آورد. نمونه آماری شامل ۲۴۳ معلم دوره اول متوسطه بود که ۶۸ درصد آنها زن بودند. به دلیل محدودیت‌های زمانی، مالی و اجرایی، از روش نمونه‌گیری در دسترس که در بسیاری از پژوهش‌های تربیتی و روان‌شناختی به دلیل محدودیت‌های مشابه به کار می‌رود، برای انتخاب نمونه آماری استفاده شد. معلمان شرکت‌کننده در بازه سنی ۲۱ تا ۵۰ سال، با میانگین سنی ۳۳ سال و انحراف معیار ۷/۵۲ سال قرار داشتند. تجربه تدریس آنها از ۱ تا ۲۵ سال با میانگین ۱۰/۶ سال و انحراف معیار ۹/۵۲ سال متغیر بود. بر اساس توصیه کلاین (۲۰۲۳) در رابطه با حجم نمونه، با توجه به وجود ۲۸ گویه در نسخه اصلاح‌شده اولیه و رعایت نسبت ۱ به ۱۰، لازم بود حداقل ۲۸۰ شرکت‌کننده برای اعتباریابی نسخه اصلاح‌شده وجود داشته باشند که با توجه به تکمیل نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای دو دانش‌آموز توسط هر معلم، عملاً ۴۸۶ مقیاس تکمیل‌شده به دست آمد. دانش‌آموزانی که تحت آموزش معلمان بودند بین ۱۳ تا ۱۶ سال سن با میانگین سنی ۱۴/۴ سال و انحراف معیار ۱/۳ سال داشتند. قبل از شرکت در پژوهش، همه معلمان به‌صورت کامل از اهداف و روش اجرای پژوهش مطلع شدند.

**ابزار:** جهت سنجش متغیرهای پژوهش از ابزار پرسشنامه به شرح زیر استفاده شد:

**نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم:** در پژوهش حاضر، نسخه تجدیدنظرشده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم کومن و همکاران (۲۰۱۲) با توجه به نیازهای تحولی و مقتضیات فرهنگی، برای استفاده در دانش‌آموزان نوجوان ایرانی تطبیق یافت. مقیاس کومن و همکاران (۲۰۱۲) شامل ۲۸ گویه است که سه بعد کیفیت رابطه عاطفی دانش‌آموز-معلم را ارزیابی می‌کند. خرده‌مقیاس نزدیکی با ۱۱ گویه، میزان تجربه معلم از رابطه‌ای گرم و محبت‌آمیز با دانش‌آموز را اندازه‌گیری می‌کند. خرده‌مقیاس تعارض، که شامل ۱۱ گویه است، سطح منفی‌نگری، خشم و پیش‌بینی‌نشده بودن رابطه را می‌سنجد، و خرده‌مقیاس وابستگی با ۶ گویه، میزان وابستگی، مقاومت، نیازمندی و چسبندگی بیش از حد دانش‌آموز به معلم را ارزیابی می‌کند. معلمان میزان موافقت خود با هر گویه را بر اساس یک مقیاس پنج‌درجه‌ای از ۱ (اصلاً صدق نمی‌کند) تا ۵ (کاملاً درست است) برای هر دانش‌آموز نمره‌دهی می‌کنند. در پژوهش کومن و همکاران (۲۰۱۲)، ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های نزدیکی، تعارض و وابستگی در کل نمونه به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۹۰ و

۰/۷۸ گزارش شد. در نسخه اصلاح‌شده مورد استفاده در پژوهش حاضر، به منظور انطباق با ویژگی‌های فرهنگی و تحولی نوجوانان ایرانی، تغییراتی در ساختار مقیاس اعمال گردید. در نتیجه، یک گویه از هر یک از خرده‌مقیاس‌های نزدیکی و تعارض حذف شده و هرکدام از این دو خرده‌مقیاس توسط ۱۰ گویه ارزیابی می‌شوند. گویه‌های مربوط به خرده‌مقیاس وابستگی نیز به طور کامل بازننگری شده و ۸ گویه جدید جایگزین، این خرده‌مقیاس را ارزیابی می‌کند. برای ارزیابی پایایی نسخه اصلاح‌شده، ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های نزدیکی، تعارض و وابستگی در کل نمونه به ترتیب ۰/۸۰، ۰/۷۸ و ۰/۷۱ و ضریب امگای مک‌دونالد به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲ و ۰/۷۶ به دست آمد که این مقادیر نشان‌دهنده پایایی درونی قابل قبول این نسخه برای استفاده در دانش‌آموزان نوجوان ایرانی است. همچنین، روایی نسخه اصلاح‌شده از طریق تحلیل عاملی اکتشافی<sup>۱</sup> و تحلیل عاملی تأییدی<sup>۲</sup> و بررسی همبستگی آن با متغیرهای مرتبط مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج حاصله بیانگر روایی مناسب این نسخه برای سنجش کیفیت رابطه معلم- دانش‌آموز در جمعیت نوجوانان ایرانی است.

**مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاچ:** این مقیاس توسط ماسلاچ و جکسون در سال ۱۹۸۱ با هدف ارزیابی میزان فرسودگی شغلی، به‌ویژه در مشاغل که با افراد و خدمات اجتماعی سر و کار دارند، طراحی شد. این مقیاس سه بعدی با وجود قدمت آن و نیز پیشنهاد برخی ابزارهای جدیدتر، همچنان یکی از معتبرترین و پر استفاده‌ترین ابزارها برای سنجش فرسودگی شغلی در سطح بین‌المللی است (دی‌بیر و همکاران، ۲۰۲۴). مقیاس فرسودگی شغلی ماسلاچ شامل ۲۲ گویه است که در سه خرده‌مقیاس خستگی هیجانی (۹ گویه)، مسخ شخصیت (۵ گویه) و کاهش احساس موفقیت شخصی (۸ گویه) دسته‌بندی شده‌اند. شیوه نمره‌گذاری به صورت مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۷ (هر روز) بوده و دامنه نمرات برای هر گویه از ۰ تا ۶ متغیر است. نمره بالا در خرده‌مقیاس‌های خستگی هیجانی و مسخ شخصیت نشان‌دهنده فرسودگی شغلی شدیدتر و در خرده‌مقیاس کاهش احساس موفقیت شخصی، بیانگر فرسودگی کمتر است (دی‌بیر و همکاران، ۲۰۲۴). در این پژوهش برای ارزیابی فرسودگی شغلی معلمان، از خرده‌مقیاس‌های فرسودگی هیجانی و مسخ شخصیت استفاده شد و دو خرده‌مقیاس به طور معناداری همبستگی داشتند ( $r = 0.76$ ,  $p < 0.001$ ). برای به دست آوردن طیف وسیع‌تری از ویژگی‌های فرسودگی شغلی، یک معیار ترکیبی با میانگین نمرات دو خرده‌مقیاس فرسودگی ایجاد گردید که در پژوهش‌های قبلی با معلمان راهنمایی استفاده شده و همبستگی ۰/۷۷ بین خرده‌مقیاس‌ها به دست آمده بود. همچنین برای معلمان ابتدایی، سازگاری درونی بالایی برای خرده‌مقیاس خستگی هیجانی ( $\alpha = 0.92$ ) و خرده‌مقیاس مسخ شخصیت ( $\alpha = 0.80$ ) و همچنین برای معیار ترکیبی فرسودگی شغلی ( $\alpha = 0.93$ ) گزارش شد (اویرل و شونرت‌رایشل، ۲۰۱۶). در پژوهش شاملو و همکاران (۲۰۱۷) روایی سازه مدل سه عاملی مقیاس فرسودگی شغلی با بارهای عاملی بالاتر از ۰/۷ و پایایی درونی آن نیز با مقادیر آلفای کرونباخ ۰/۸۷ و پایایی ترکیبی بالاتر از ۰/۷۰ تأیید شد. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس فرسودگی هیجانی ۰/۷۶، برای خرده‌مقیاس مسخ شخصیت ۰/۷۵ و برای معیار ترکیبی فرسودگی شغلی ۰/۷۷ به دست آمد.

**مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس:** ذهن‌آگاهی معلمان در تدریس با استفاده از خرده‌مقیاس‌های ذهن‌آگاهی درون فردی و ذهن‌آگاهی بین فردی سنجیده شد (فرانک و همکاران، ۲۰۱۶). خرده‌مقیاس ذهن‌آگاهی بین فردی میزان باز بودن و پذیرش معلمان را در تعامل با دانش‌آموزان ارزیابی می‌کند. خرده‌مقیاس ذهن‌آگاهی درون فردی بر آگاهی از زمان حال متمرکز است و شامل مواردی با کدگذاری معکوس است. پاسخ‌ها بر اساس مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۵ (همیشه درست) نمره‌دهی شده و پس از کدگذاری معکوس گویه‌های مربوطه، نمرات میانگین‌گیری می‌شوند. نمرات بالاتر نشان‌دهنده سطوح بالاتری از ذهن‌آگاهی درون فردی و بین فردی است. پژوهش‌های قبلی سازگاری درونی مناسبی را برای خرده‌مقیاس ذهن‌آگاهی درون فردی ( $\alpha = 0.87$ ) و خرده‌مقیاس

1. exploratory factor analysis (EFA)
2. confirmatory factor analysis (CFA)
3. Burnout Maslach Inventory (BMI)
4. mindfulness in teaching scale (MTS)

ذهن‌آگاهی بین فردی ( $\alpha = 0/71$ ) همراه با شواهد اولیه حمایت‌کننده از اعتبار این مقیاس برای استفاده در مورد معلمان نشان داده است (فرانک و همکاران، ۲۰۱۶؛ ما<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۱). این مقیاس در پژوهش ویسی و سالاری (۲۰۲۴) برای معلمان ایرانی مورد استفاده قرار گرفته و روایی سازه آن با بارهای عاملی بالاتر از ۰/۷ و پایایی درونی مقیاس نیز با مفادیر آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی بالاتر از ۰/۷ تأیید شده است. در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس ذهن‌آگاهی درون فردی ۰/۷۸ و برای خرده‌مقیاس ذهن‌آگاهی بین فردی ۰/۷۶ به دست آمد.

**شیوه اجرای پژوهش:** در مرحله اول این پژوهش به منظور آماده‌سازی نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای نوجوانان ایرانی از روش ترجمه مجدد استفاده شد. ابتدا گویه‌های نسخه تجدیدنظرشده کومن و همکاران (۲۰۱۲) توسط نویسنده اول و یک مترجم دو زبانه به‌طور مستقل از انگلیسی به فارسی ترجمه شد. سپس این نسخه فارسی با هدف حفظ هم‌ارزی زبانی و مفهومی توسط یک فرد دوزبانه دیگر به انگلیسی برگردانده شدند. در ادامه، دو مترجم درباره تفاوت موجود بین نسخه‌های انگلیسی بحث کردند و از طریق فرایند مرور مکرر این تفاوت‌ها به حداقل ممکن کاهش یافت. با این روش، سازگاری معنایی نسخه ترجمه‌شده با نسخه اصلی به دقت بررسی شد. از آنجا که گویه‌های نسخه تجدیدنظر شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای دانش‌آموزان پیش‌دبستانی و ابتدایی در یک بافت فرهنگی غربی طراحی شده بودند، لازم بود سازگاری فرهنگی و نیز مناسب بودن آنها برای دانش‌آموزان نوجوان ایرانی مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور، نسخه ترجمه شده توسط ۳۰ معلم دوره اول متوسطه بررسی شد. این معلمان گویه‌های مربوط به خرده‌مقیاس وابستگی را بکلی برای نوجوانان نامناسب و برخی گویه‌های مربوط به دو خرده‌مقیاس دیگر را نیازمند تغییر از نظر نحوه بیان تشخیص دادند. به همین دلیل در یک جلسه گروهی با حضور ۱۴ نفر از این معلمان، ابتدا مفهوم وابستگی شرح داده شد و سپس از طریق مصاحبه فردی از هر معلم خواسته شد تا با توجه به این مفهوم، چند نمونه رفتاری که نشان‌دهنده وابستگی نوجوان به معلم است را عنوان کنند. به کمک روش تحلیل مضمون از میان این نمونه‌های رفتاری بیان‌شده در مصاحبه‌ها، پرتکرارترین آنها استخراج گردیده و با استفاده از آنها ۱۲ گویه ساخته شد. سپس این ۱۲ گویه به همراه ۲۲ گویه مربوط به خرده‌مقیاس‌های نزدیکی و تعارض که با اعمال تغییرات اندکی برای دانش‌آموزان نوجوان مناسب‌سازی شده بود، در اختیار چند متخصص دانشگاهی در زمینه‌های دل‌بستگی و رابطه دانش‌آموز-معلم و همچنین ۲۰ معلم دوره اول متوسطه دیگر قرار گرفت. از آنها خواسته شد به هریک از این گویه‌ها از نظر مرتبط بودن با مفهوم، وضوح و تناسب برای گروه سنی نوجوان، در یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱ (کاملاً نامناسب) تا ۵ (کاملاً مناسب) امتیاز دهند. در این مرحله، شاخص روایی محتوایی<sup>۲</sup> هر گویه محاسبه شد و گویه‌هایی که میانگین کمتر از حد قابل قبول کسب کرده بودند، حذف شدند. در نتیجه، مجموعاً دو گویه از میان ۲۲ گویه مناسب‌سازی شده مربوط به خرده‌مقیاس‌های نزدیکی و تعارض و همچنین، ۴ گویه از میان ۱۲ گویه ساخته شده برای ارزیابی خرده‌مقیاس وابستگی حذف گردیدند. در نهایت، ۲۸ گویه باقیمانده به عنوان ابزار سنجش رابطه دانش‌آموز-معلم در نوجوانان ایرانی مورد استفاده قرار گرفتند. برای اطمینان از روایی و پایایی این نسخه نهایی، یک مطالعه مقدماتی<sup>۳</sup> بر روی ۳۰ معلم دوره اول متوسطه که برای جلوگیری از سوگیری، به صورت جداگانه انتخاب شده بودند، انجام گرفت. این معلمان، پرسشنامه نهایی را برای ارزیابی کیفیت رابطه با دانش‌آموزان خود تکمیل کردند و داده‌های به‌دست‌آمده برای بررسی روایی سازه و پایایی ابزار استفاده شد. نتایج این مطالعه مقدماتی نشان داد که نسخه اصلاح‌شده نهایی دارای روایی و پایایی مناسبی برای سنجش رابطه دانش‌آموز-معلم در نوجوانان ایرانی است. لازم به ذکر است که معلمان به دلیل تعامل روزانه و مستمر با دانش‌آموزان، تجربه عملی در شناسایی نیازهای هیجانی و رفتاری

1. Ma  
2. content validity index (CVI)  
3. Pilot study

آنها، و توانایی ارزیابی تأثیر روابط خود با دانش‌آموزان بر پیشرفت تحصیلی و رشد اجتماعی-هیجانی‌شان، همراه با متخصصان دانشگاهی به‌عنوان گروه خبرگان این پژوهش انتخاب شدند.

در مرحله دوم پژوهش، جمع‌آوری داده‌ها با استفاده از بسته ابزارهای سنجش انجام شد. پژوهشگران با اخذ معرفی‌نامه از دانشگاه شهید بهشتی به اداره کل آموزش و پرورش استان‌های تهران و یزد مراجعه نموده و پس از اخذ مجوزهای لازم و انجام هماهنگی‌های مورد نیاز به هشت مدرسه دوره اول متوسطه (دو مدرسه پسرانه و سه مدرسه دخترانه در شهر یزد و یک مدرسه پسرانه و دو مدرسه دخترانه در شهر تهران) مراجعه کردند. پس از تشریح اهداف و روش‌های پژوهش برای مسئولان مدرسه و کسب رضایت آنان، ۲۴۳ معلم به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. سپس پژوهشگران توضیحات مفصلی در مورد اهداف تحقیق و فرایند تکمیل پرسشنامه به معلمان شرکت‌کننده ارائه کردند و در مورد رعایت ملاحظات اخلاقی مانند محرمانگی، رضایت آگاهانه و حفظ حریم خصوصی به شرکت‌کنندگان اطمینان دادند. برای هر معلم، پژوهشگر دو دانش‌آموز را به صورت تصادفی از فهرست اسامی دانش‌آموزان آن معلم انتخاب نمود و از معلم درخواست کرد که نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم را به صورت کاغذی برای هر کدام تکمیل نماید. بدین ترتیب، این مقیاس برای ۴۸۶ دانش‌آموز تکمیل شد. مقیاس‌های فرسودگی شغلی و ذهن آگاهی در تدریس نیز به صورت کاغذی توسط هر معلم تکمیل گردید. پس جمع‌آوری پرسشنامه‌های تکمیل شده، از نرم‌افزارهای SPSS 26 و AMOS 26 برای تحلیل داده‌ها به منظور بررسی روایی و پایایی نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم برای نوجوانان ایرانی استفاده شد.

**منطق تحلیل داده‌ها:** در این مطالعه، تجزیه و تحلیل داده‌ها بر اساس نظریه آزمون کلاسیک<sup>۱</sup> و با تمرکز بر روایی و پایایی ابزار سنجش انجام گردید. ابتدا، برای بررسی کفایت نمونه‌گیری و مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی، آزمون‌های کفایت نمونه‌گیری کیزر-میر-اولکین<sup>۲</sup> و کرویت بارتلت<sup>۳</sup> انجام شد. سپس، فرایند تحلیل در دو مرحله با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی صورت گرفت. ابتدا، برای شناسایی ساختار عامل‌های پنهان و تعیین تعداد مناسب عوامل، تحلیل عاملی اکتشافی با روش مؤلفه‌های اصلی<sup>۴</sup> و چرخش واریماکس<sup>۵</sup> بر روی داده‌ها انجام شد. سپس، برای ارزیابی برازش مدل و تأیید ساختار عاملی کشف‌شده، تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی<sup>۶</sup> انجام شد. بر اساس توصیه‌های میرز و همکاران (۲۰۱۶)، شاخص مجذور خی<sup>۷</sup> ( $\chi^2$ )، شاخص مجذور خی بر درجه آزادی ( $\chi^2/df$ )، شاخص برازش مقایسه‌ای<sup>۸</sup> (CFI)، شاخص نیکویی برازش<sup>۸</sup> (GFI)، شاخص نیکویی برازش انطباقی<sup>۹</sup> (AGFI)، خطای ریشه مجذور میانگین تقریب<sup>۱۰</sup> (RMSEA) و شاخص توکر-لوئیس<sup>۱۱</sup> (TLI) در تحلیل عاملی تأییدی مورد ارزیابی قرار گرفتند. ضریب پایایی امگای مک‌دونالد<sup>۱۲</sup> برای ارزیابی دقیق‌تر پایایی نیز محاسبه گردید. همسو با نتایج پژوهش کیم و همکاران (۲۰۲۲)، در پژوهش حاضر الگوی اندازه‌گیری سه عاملی، به‌عنوان الگوی مفروض، انتخاب و آزمون شد. تصمیم برای حفظ یا حذف گویه‌های نسخه اصلاح‌شده اولیه مقیاس رابطه معلم - دانش‌آموز بر اساس ویژگی‌های آماری شناسایی‌شده از طریق تحلیل عاملی و همچنین ارزیابی روایی محتوایی اتخاذ شد.

1. classical test theory
2. Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) test
3. Bartlett's test of sphericity
4. principal components analysis
5. varimax rotation
6. maximum likelihood
7. comparative fit index (CFI)
8. goodness of fit index (GFI)
9. adjusted goodness of fit index (AGFI)
10. root mean square error of approximation (RMSEA)
11. Tucker-Lewis
12. McDonald's omega



## یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، پس از جمع‌آوری داده‌ها و قبل از انجام تحلیل تأییدی، آزمون‌های کفایت نمونه‌گیری کیزر-میر-اولکین و کرویت بارتلت برای بررسی کفایت نمونه‌گیری و مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی انجام شد. نتایج جدول شماره ۱ نشان داد مقدار KMO در آزمون کفایت نمونه‌گیری برابر با ۰/۸۵ بود که نشان‌دهنده کفایت مناسب داده‌ها می‌باشد. همچنین، آزمون کرویت بارتلت معنادار بود ( $p < ۰/۰۰۱$ ,  $\chi^2 = ۱۸۵۲/۳۴$ )، که حاکی از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی است.

جدول شماره ۱. بررسی کفایت نمونه‌گیری و مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی

شاخص	مقدار
KMO	۰/۸۵
آزمون بارتلت ( $\chi^2$ )	۱۸۵۲/۳۴
درجه آزادی (df)	۳۷۸
سطح معناداری (p_value)	$p < ۰/۰۰۱$

پس از آن، تحلیل عاملی اکتشافی با روش مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس انجام شد. در این مرحله، تمامی گویه‌ها دارای بار عاملی قابل قبول (بالتر از ۰/۴۰) بودند و هیچ گویه‌ای حذف نگردید. باید یادآوری نمود تعدادی از گویه‌ها قبل از این، در مرحله محاسبه شاخص روایی محتوایی به دلیل کسب نمره میانگین پایین، حذف شده بودند. در تحلیل عاملی اکتشافی برای نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم، سه عامل اصلی نزدیکی، تعارض و وابستگی شناسایی شدند (جدول شماره ۲). لازم به ذکر است که هشت گویه افزوده شده به این مقیاس، با علامت ستاره در جدول شماره ۲ مشخص شده‌اند.

جدول شماره ۲. بارهای عاملی محاسبه شده توسط تحلیل عامل اکتشافی نسخه اصلاح‌شده ۲۸ گویه‌ای

گویه‌ها	نزدیکی	تعارض	وابستگی
۱. رابطه‌ام با این دانش‌آموز گرم و صمیمی است.	۰/۷۹		
۲. من و این دانش‌آموز دائماً در حال کشمکش هستیم.		۰/۴۵	
۳. هنگام ناراحتی، برای آرام شدن به سراغ من می‌آید.	۰/۷۲		
۴. برای این دانش‌آموز رابطه داشتن با من مهم است.	۰/۷۵		
۵. هنگامی که این دانش‌آموز را تشویق می‌کنم، غرق غرور می‌شود.	۰/۶۶		
۶*. اغلب قبل از تصمیم‌گیری به دنبال تأیید من است.			۰/۵۱
۷*. اغلب از من برای کارهایی که می‌تواند به‌طور مستقل انجام دهد، راهنمایی می‌خواهد.			۰/۵۸
۸. به آسانی از من عصبانی می‌شود.		۰/۶۲	
۹. تلاش می‌کند رضایت مرا جلب کند.	۰/۶۳		
۱۰. احساس می‌کند من با او غیرمنصفانه رفتار می‌کنم.		۰/۶۱	
۱۱*. وقتی من در دسترس نیستم یا نمی‌توانم به او کمک کنم، مضطرب می‌شود.			۰/۵۷
۱۲. به آسانی می‌توان احساسی که این دانش‌آموز دارد را درک کرد.	۰/۶۴		
۱۳. مرا فردی می‌داند که تنبیه و عیب‌جویی می‌کند.		۰/۵۲	
۱۴*. ترجیح می‌دهد تنها زمانی روی تکالیف یا پروژه‌ها کار کند که من مستقیماً درگیر آن باشم.			۰/۵۵
۱۵. اگر بخواهم رفتار این دانش‌آموز را مدیریت کنم، مقاومت می‌کند یا همچنان عصبانی باقی می‌ماند.		۰/۶۷	
۱۶. سر و کله زدن با این دانش‌آموز توان مرا می‌گیرد.		۰/۶۶	
۱۷. وقتی بد خلق است، می‌دانم که کلاسی طولانی و سخت در پیش دارم.		۰/۶۰	

۱۸. احساس این دانش‌آموز نسبت به من غیرقابل پیش‌بینی است و ناگهان تغییر می‌کند. ۰/۵۹
۱۹. با اینکه همه تلاش‌م را می‌کنم، کنار آمدن یا این دانش‌آموز برایم آسان نیست. ۰/۶۲
۲۰. با من بدجنسی می‌کند یا مرا آزار می‌دهد. ۰/۶۴
۲۱. به راحتی احساسات یا تجربیاتش را با من در میان می‌گذارد. ۰/۶۹
۲۲. تعامل با این دانش‌آموز باعث می‌شود احساس اطمینان به خود و مؤثر بودن کنم. ۰/۶۵
- \*۲۳. اغلب عملکرد خود را با من چک می‌کند. ۰/۶۰
۲۴. دوست دارد توسط من تشویق شود. ۰/۶۶
- \*۲۵. وقتی من حضور دارم و فعالانه با او تعامل دارم، احساس راحتی بیشتری در کلاس می‌کند. ۰/۶۱
۲۶. در کنار من احساس امنیت می‌کند. ۰/۶۷
- \*۲۷. از بیشتر از هم‌کلاسی‌هایش به دنبال جلب حمایت یا مشاوره با من است. ۰/۶۴
- \*۲۸. اگر در طول فعالیت‌های گروهی، با دانش‌آموزان دیگر تعامل بیشتری داشته باشم، او ناراحت یا ناراضی به نظر می‌رسد. ۰/۵۹

همان‌گونه که در جدول شماره ۳ گزارش شده است، مقدار ویژه<sup>۱</sup> برای عامل نزدیکی برابر با ۵/۶۱ بود که ۲۸/۴۵ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کرد. برای عوامل تعارض و وابستگی، مقادیر ویژه به ترتیب ۴/۳۲ و ۳/۸۸ به دست آمد که به ترتیب ۲۱/۶۰ و ۱۹/۴۰ درصد از واریانس کل را تبیین نمود. به این ترتیب این سه عامل در مجموع توانستند ۶۹/۴۵ درصد از واریانس کل مقیاس را پوشش دهند. همچنین، برای ارزیابی پایایی مقیاس، افزون بر ضریب آلفای کرونباخ که برای عامل نزدیکی ۰/۸۰، برای عامل تعارض ۰/۷۸ و برای عامل وابستگی ۰/۷۱ به دست آمد، ضریب پایایی امگای مک‌دونالد نیز برای ارزیابی دقیق‌تر پایایی محاسبه گردید که برای خرده‌مقیاس‌های نزدیکی، تعارض و وابستگی به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲ و ۰/۷۶ حاصل شد. این نتایج نشان‌دهنده پایایی قابل قبول خرده‌مقیاس‌ها در نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم است.

جدول شماره ۳. مقادیر ویژه، درصد واریانس تبیین‌شده<sup>۲</sup>، آلفای کرونباخ و ضریب امگای مک‌دونالد به دست آمده برای عامل‌ها در تحلیل عامل اکتشافی نسخه اصلاح‌شده ۲۸ گویه‌ای

عامل‌ها	مقدار ویژه	درصد واریانس تبیین‌شده (%)	آلفای کرونباخ	امگای مک‌دونالد
نزدیکی	۵/۶۱	۲۸/۴۵	۰/۸۰	۰/۸۵
تعارض	۴/۳۲	۲۱/۶۰	۰/۷۸	۰/۸۲
وابستگی	۳/۸۸	۱۹/۴۰	۰/۷۶	۰/۷۶

در ادامه، مفروضات مربوط به نرمال بودن و هم‌خطی چندگانه<sup>۳</sup> بررسی شدند. در ابتدا، پیش‌فرض‌های نرمال بودن و هم‌خطی چندگانه به همراه شناسایی داده‌های غیرعادی و دور افتاده<sup>۴</sup> مورد ارزیابی قرار گرفتند. مطابق با توصیه‌های تاباچنیک و فیدل (۲۰۱۸)، داده‌های غیرعادی تک‌متغیری با استفاده از نمرات استاندارد  $Z$  در نرم‌افزار SPSS 26 بررسی شدند ( $p < ۰/۰۰۱$ ،  $Z = \pm ۳/۲۹$ ). نتایج نشان داد که هیچ داده غیرعادی و یا دور افتاده‌ای در محدوده داده‌های پیش‌بینی شده وجود ندارد. جدول شماره ۴، شاخص‌های توصیفی شامل میانگین، انحراف استاندارد و آماره‌های چولگی<sup>۵</sup> و کشیدگی<sup>۶</sup> برای ۲۸ گویه نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم را نشان می‌دهد. آماره‌های چولگی ( $|۰/۸۳| <$ ) و کشیدگی ( $|۳/۲۴| <$ ) نشان داد که هیچ‌یک از گویه‌ها از مقادیر برش پیشنهادی برای

1. eigenvalue
2. Explained variation
3. Multicollinearity
4. outliers
5. skewness
6. kurtosis

چولگی ( $<|3|$ ) و کشیدگی ( $<|8|$ ) تجاوز نکرده‌اند. بنابراین، مطابق با پیشنهادهای کلاین (۲۰۲۳)، مفروضه نرمال بودن تک‌متغیری برای هر یک از گویه‌ها رعایت شده است. همچنین، برای بررسی مفروضه هم‌خطی چندگانه، از آماره‌های تحمل<sup>۱</sup> و عامل تورم واریانس<sup>۲</sup> استفاده شد. بر اساس پیشنهاد هایر و همکاران (۲۰۱۸)، تمامی مقادیر تحمل بالاتر از ۰/۱۰ و تمامی مقادیر آماره عامل تورم واریانس کمتر از ۳ بودند؛ بنابراین مفروضه عدم هم‌خطی چندگانه نیز تأیید شد.

جدول شماره ۴. اندازه‌های توصیفی میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی گویه‌های نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز -

معلم برای نوجوانان ایرانی

کشیدگی	چولگی	انحراف استاندارد	میانگین	گویه‌ها
-۱/۲۴	۰/۱۷	۱/۲۸	۳/۲۱	۱. رابطه‌ام با این دانش‌آموز گرم و صمیمی است. (نزدیکی)
-۱/۴۹	۰/۱۵	۱/۳۹	۲/۸۴	۲. من و این دانش‌آموز دائماً در حال کشمکش هستیم. (تعارض)
-۱/۳۸	۰/۱۲	۱/۴۱	۲/۱۶	۳. هنگام ناراحتی، برای آرام شدن به سراغ من می‌آید. (نزدیکی)
-۰/۹۶	۰/۵۱	۱/۴۵	۲/۱۱	۴. برای این دانش‌آموز رابطه داشتن با من مهم است. (نزدیکی)
-۰/۸۷	۰/۶۲	۱/۳۵	۲/۹۸	۵. هنگامی که این دانش‌آموز را تشویق می‌کنم، غرق غرور می‌شود. (نزدیکی)
-۱/۳۲	-۰/۰۵	۱/۱۲	۲/۰۵	*۶. اغلب قبل از تصمیم‌گیری به دنبال تأیید من است. (وابستگی)
-۱/۲۶	-۰/۲۱	۱/۰۷	۱/۸۸	*۷. اغلب از من برای کارهایی که می‌تواند به‌طور مستقل انجام دهد، راهنمایی می‌خواهد. (وابستگی)
-۱/۳۳	۰/۶۴	۱/۴۷	۳/۱۲	۸. به آسانی از من عصبانی می‌شود. (تعارض)
-۰/۹۶	۰/۴۱	۱/۸۷	۲/۵۷	۹. تلاش می‌کند رضایت مرا جلب کند. (نزدیکی)
-۱/۲۳	۰/۲۳	۱/۱۱	۳/۲۱	۱۰. احساس می‌کند من با او غیرمنصفانه رفتار می‌کنم. (تعارض)
-۱/۳۱	۰/۶۲	۱/۸۶	۲/۰۷	*۱۱. وقتی من در دسترس نیستم یا نمی‌توانم به او کمک کنم، مضطرب می‌شود. (وابستگی)
-۰/۸۷	-۰/۲۵	۱/۱۸	۳/۳۴	۱۲. به آسانی می‌توان احساس این دانش‌آموز را درک کرد. (نزدیکی)
-۰/۷۴	-۰/۱۴	۱/۵۰	۲/۰۲	۱۳. مرا فردی می‌داند که تنبیه و عیب‌جویی می‌کند. (تعارض)
-۰/۸۸	-۰/۳۲	۱/۹۳	۲/۱۷	*۱۴. ترجیح می‌دهد تنها زمانی روی تکالیف یا پروژه‌ها کار کند که من مستقیماً درگیر آن باشم. (وابستگی)
-۰/۲۱	۰/۷۷	۱/۱۴	۲/۷۹	۱۵. اگر بخواهم رفتار این دانش‌آموز را مدیریت کنم، مقاومت می‌کند یا همچنان عصبانی باقی می‌ماند. (تعارض)
-۰/۴۰	-۰/۸۳	۱/۰۶	۲/۸۴	۱۶. سر و کله زدن با این دانش‌آموز توان مرا می‌گیرد. (تعارض)
-۰/۷۹	۰/۱۴	۱/۶۸	۲/۲۵	۱۷. وقتی بد خلق است، می‌دانم که کلاسی طولانی و سخت در پیش دارم. (تعارض)
-۰/۷۹	-۰/۲۳	۱/۰۱	۲/۱۵	۱۸. احساس این دانش‌آموز نسبت به من غیرقابل پیش‌بینی است و ناگهان تغییر می‌کند. (تعارض)
-۱/۰۹	-۰/۳۶	۱/۸۸	۲/۰۶	۱۹. با اینکه همه تلاش‌ها را می‌کنم، کنار آمدن با این دانش‌آموز برایم آسان نیست. (تعارض)
-۱/۱۶	-۰/۳۸	۱/۷۹	۳/۱۲	۲۰. با من بدجنسی می‌کند یا مرا آزار می‌دهد. (تعارض)
-۰/۶۹	-۰/۳۹	۱/۲۲	۲/۰۳	۲۱. به راحتی احساسات یا تجربیاتش را با من در میان می‌گذارد. (نزدیکی)
-۱/۰۸	-۰/۱۷	۱/۰۵	۲/۳۶	۲۲. تعامل با این دانش‌آموز باعث می‌شود احساس اطمینان به خود و مؤثر بودن کنم. (نزدیکی)
-۰/۳۹	-۰/۴۱	۱/۲۴	۲/۲۶	*۲۳. اغلب عملکرد خود را با من چک می‌کند. (وابستگی)

1. tolerance

2. variance inflation factor

۲/۱۶	۱/۱۰	۰/۵۳	-۱/۰۶	۲۴. دوست دارد توسط من تشویق شود. (نزدیکی)
۲/۷۹	۱/۴۸	۰/۴۵	-۱/۳۳	*۲۵. وقتی من حضور دارم و فعالانه با او تعامل دارم، احساس راحتی بیشتری در کلاس می‌کند. (وابستگی)
۲/۲۵	۱/۷۸	۰/۲۰	-۱/۱۸	۲۶. در کنار من احساس امنیت می‌کند. (نزدیکی)
۱/۸۴	۱/۶۹	۰/۴۱	-۱/۳۰	*۲۷. از همکلاسی‌هایم به دنبال جلب حمایت یا مشاوره با من است. (وابستگی)
۱/۵۷	۱/۸۴	-۰/۲۳	-۱/۰۶	*۲۸. اگر در طول فعالیت‌های گروهی، با دانش‌آموزان دیگر تعامل بیشتری داشته باشم، او ناراحت یا نراضی به نظر می‌رسد. (وابستگی)

برای ارزیابی برازندگی مدل، مدل استقلال با مدل مفروض مقایسه شد. نتایج جدول شماره ۵ نشان داد که مدل استقلال، که در آن همه متغیرها ناهمبسته فرض می‌شوند، برازش ضعیفی با داده‌ها دارد ( $\chi^2 = 3021/84$ ,  $\chi^2/df = 14/7$ ,  $p < 0/001$ ). سپس، ساختار تک‌عاملی نسخه اصلاح‌شده مقیاس نیز مورد بررسی قرار گرفت که شاخص‌های برازش آن در جدول شماره ۵ نشان‌دهنده عدم برازش مناسب با داده‌ها بود. در نهایت، ساختار سه‌بعدی شامل نزدیکی، تعارض و وابستگی انتخاب و آزمون شد. نتایج شاخص‌های برازش برای مدل سه‌عاملی که در جدول شماره ۵ گزارش شده است نشان داد که این مدل با داده‌ها برازش بهتری دارد و با چهارچوب نظری همسوست و از این رو، ابزاری معتبر برای سنجش رابطه دانش‌آموز-معلم در میان نوجوانان ایرانی ارائه می‌دهد.

جدول شماره ۵. اندازه‌های نیکویی برازش و مقادیر بارهای عاملی مدل‌های اندازه‌گیری رقیب

مدل‌های رقیب	$\chi^2$	$\chi^2/df$	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	TLI
مدل استقلال	۳۰۲۱/۸۴	۷/۱۴	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۱۲	۰/۱۹	---
مدل تک‌عاملی	۱۴۸۱/۲۰	۳/۸۸	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۲	۰/۱۰	۰/۵۹
مدل سه‌عاملی مرتبه اول	۷۵۸/۹۸	۱/۹۹	۰/۹۶	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۰۶۲	۰/۹۴

جدول شماره ۶، مقادیر آلفای کرونباخ، همبستگی هر گویه با نمره کل، مقادیر ضرایب آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای مدل سه‌عاملی مرتبه اول در نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای نوجوانان ایرانی را نشان می‌دهد. نتایج این جدول شماره بیانگر پایایی قابل قبول برای هر سه خرده‌مقیاس است. ضریب امگای مک‌دونالد به دلیل توجه به وزن‌های متفاوت گویه‌ها، مقیاسی دقیق‌تر برای ارزیابی پایایی است، به ویژه در مواردی که گویه‌ها به طور کامل هم‌ارز نیستند. برای هر سه خرده‌مقیاس، ضریب امگا نشان‌دهنده پایایی بالاتر از ضریب آلفای کرونباخ بود، که به‌طور خاص برای خرده‌مقیاس‌های نزدیکی، تعارض و وابستگی به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲ و ۰/۷۶ به دست آمد. این نتایج اهمیت استفاده از ضریب امگا را در کنار ضریب آلفا برای ارائه تخمین دقیق‌تری از پایایی ابزار تأیید می‌کند. افزون بر این، بارهای عاملی برای هر گویه از لحاظ آماری معنادار بودند ( $p > 0/01$ ) و بارهای عاملی برای خرده‌مقیاس نزدیکی بین ۰/۵۶ تا ۰/۷۹، برای خرده‌مقیاس تعارض بین ۰/۴۵ تا ۰/۷۳ و برای خرده‌مقیاس وابستگی بین ۰/۴۹ تا ۰/۶۹ به دست آمد که نشان‌دهنده ارتباط قوی هر گویه با عامل مربوطه است.

جدول شماره ۶. بارهای عاملی، همبستگی هر گویه با نمره کل، مقدار آلفا و امگای برای مدل سه‌عاملی مرتبه اول در نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز-معلم برای نوجوانان ایرانی

خرده‌مقیاس	گویه‌ها	بار عاملی	همبستگی تصحیح‌شده هر گویه	آلفای کرونباخ	امگای مک‌دونالد
نزدیکی $\alpha = 0/85$ $\omega = 0/85$	۱	۰/۷۹	۰/۷۰	۰/۷۸	۰/۸۴
	۳	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۸۰	۰/۸۲
	۴	۰/۷۲	۰/۶۶	۰/۸۰	۰/۸۳
	۵	۰/۷۰	۰/۶۳	۰/۸۱	۰/۸۱
	۹	۰/۶۱	۰/۶۰	۰/۸۰	۰/۸۰
	۱۲	۰/۶۶	۰/۵۶	۰/۸۱	۰/۸۰

۰/۸۲	۰/۸۱	۰/۵۷	۰/۶۴	۰/۲۱
۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۵۱	۰/۶۲	۰/۲۲
۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۵۳	۰/۶۲	۰/۲۴
۰/۸۱	۰/۸۳	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۲۶
۰/۸۰	۰/۷۷	۰/۵۳	۰/۵۶	۰/۲
۰/۷۹	۰/۷۶	۰/۵۴	۰/۶۲	۰/۸
۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۴۹	۰/۵۵	۰/۱۰
۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۴۶	۰/۴۵	۰/۱۳
۰/۸۰	۰/۷۲	۰/۵۰	۰/۷۳	۰/۱۵
۰/۸۰	۰/۷۴	۰/۴۶	۰/۶۲	۰/۱۶
۰/۷۸	۰/۷۷	۰/۴۰	۰/۵۲	۰/۱۷
۰/۷۸	۰/۷۶	۰/۴۳	۰/۶۱	۰/۱۸
۰/۷۹	۰/۷۶	۰/۴۲	۰/۵۸	۰/۱۹
۰/۷۹	۰/۷۷	۰/۴۳	۰/۵۴	۰/۲۰
۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۴۲	۰/۵۹	۰/۶
۰/۷۸	۰/۷۱	۰/۵۲	۰/۶۷	۰/۷
۰/۷۸	۰/۷۲	۰/۵۶	۰/۵۰	۰/۱۱
۰/۷۷	۰/۷۲	۰/۵۰	۰/۵۲	۰/۱۴
۰/۷۹	۰/۷۰	۰/۵۰	۰/۶۸	۰/۲۳
۰/۷۹	۰/۷۰	۰/۴۸	۰/۶۸	۰/۲۵
۰/۷۹	۰/۷۱	۰/۴۵	۰/۶۱	۰/۲۷
۰/۷۸	۰/۷۲	۰/۴۲	۰/۴۹	۰/۲۸

**تعارض**  
 $\alpha = ۰/۷۸$   
 $\omega = ۰/۸۲$

**وابستگی**  
 $\alpha = ۰/۷۱$   
 $\omega = ۰/۷۶$

در ادامه، همبستگی بین ابعاد مختلف نسخه اصلاح شده مقیاس رابطه دانش آموز- معلم با دو مقیاس فرسودگی شغلی معلم و ذهن آگاهی در تدریس بررسی شد. نتایج جدول شماره ۷ نشان داد که بین ابعاد رابطه دانش آموز- معلم و خرده مقیاس‌های فرسودگی شغلی (خستگی هیجانی و مسخ شخصیت) و ذهن آگاهی تدریس (درون فردی و بین فردی) همبستگی معناداری وجود دارد. به طور خاص، بعد نزدیکی با خرده مقیاس‌های خستگی هیجانی و مسخ شخصیت همبستگی منفی داشت، که نشان می‌دهد رابطه گرم و مثبت معلم و دانش آموز با سطوح پایین تر فرسودگی شغلی مرتبط است. در مقابل، تعارض با هر دو بعد فرسودگی شغلی همبستگی مثبت داشت که نشان می‌دهد رابطه چالش برانگیز و منفی با سطوح بالاتر فرسودگی شغلی معلمان مرتبط است. از سوی دیگر، تعارض با خرده مقیاس‌های ذهن آگاهی در تدریس همبستگی منفی داشت و حاکی از آن بود که روابط تیره بین دانش آموز و معلم با ذهن آگاهی کمتر در بین معلمان مرتبط است. بعد وابستگی در رابطه معلم - دانش آموز نیز همبستگی‌های معناداری با این دو مقیاس نشان داد، اگرچه این همبستگی‌ها عموماً ضعیف تر از موارد مشاهده شده برای ابعاد نزدیکی و تعارض بودند. همبستگی‌های مشاهده شده در این بخش بین ابعاد رابطه دانش آموز- معلم با فرسودگی شغلی و ذهن آگاهی در تدریس معلمان، با مبانی نظری و یافته‌های پژوهش‌های قبلی مطابقت داشت و شواهد کافی برای همخوانی نسخه اصلاح شده مقیاس رابطه معلم- دانش آموز در نوجوانان ایرانی را فراهم آورد.

جدول شماره ۷. همبستگی بین ابعاد نسخه اصلاح شده مقیاس رابطه دانش آموز- معلم در نوجوانان و مقیاس‌های فرسودگی شغلی و

ذهن آگاهی در تدریس

وابستگی	تعارض	نزدیکی	
۰/۳۵**	-۰/۷۴**	۱	نزدیکی
-۰/۱۲	۱		تعارض
۱			وابستگی
-۰/۳۱**	۰/۴۷**	-۰/۳۹**	فرسودگی شغلی

## نتیجه‌گیری و بحث

پژوهش حاضر به بررسی روایی عاملی نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم برای نوجوانان ایرانی پرداخت. تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی نشان دادند که کیفیت این روابط برای دانش‌آموزان نوجوان ایرانی را می‌توان به‌طور مؤثر از طریق سه بعد نزدیکی، تعارض و وابستگی سنجید. این یافته با پژوهش‌های قبلی کومن و همکاران (۲۰۱۲)، بوسمن و همکاران (۲۰۲۲) و وحیدی و همکاران (۲۰۲۲) که این سه بعد را به‌عنوان مؤلفه‌های کلیدی رابطه دانش‌آموز- معلم شناسایی کردند، مطابقت دارد. با این همه، در پژوهش حاضر دو گویه مربوط به خرده‌مقیاس‌های نزدیکی و تعارض در هنگام انطباق برای دانش‌آموزان نوجوان ایرانی حذف شدند. همچنین بر اساس نظر خبرگان، نیاز به بازنگری در گویه‌های مورد استفاده برای سنجش وابستگی به دلیل نامتناسب بودن این گویه‌ها برای نوجوانان مشخص شد. این موضوع با پژوهش‌های قبلی که بر ضرورت ایجاد سازگاری‌های سنی متناسب در مقیاس‌های روان‌شناختی تأکید داشتند، همسوست. برای این منظور از طریق مصاحبه‌های فردی با معلمان دوره اول متوسطه و استفاده از نظرات متخصصان دانشگاهی، هشت گویه جدید برای اندازه‌گیری جنبه وابستگی در رابطه دانش‌آموز- معلم در میان نوجوانان ایرانی شناسایی شد. این گویه‌های جدید نه تنها اندازه‌گیری دقیق‌تری از بعد وابستگی در میان نوجوانان ایرانی فراهم می‌کنند، بلکه اعتبار و پایایی کلی مقیاس را نیز افزایش می‌دهند. این فرایند انطباق، بر اهمیت پالایش مداوم ابزارهای سنجش برای انعکاس پویایی در حال تحول روابط دانش‌آموز- معلم در گروه‌های سنی مختلف تأکید می‌کند (کومن و همکاران، ۲۰۱۲).

همسو با پژوهش‌های انجام شده در کشور یونان (گرگوریادیس و همکاران، ۲۰۲۱؛ تسیگیلیس و همکاران، ۲۰۱۷؛ ۲۰۱۸) و همچنین پژوهش وحیدی و همکاران (۲۰۲۲) برای دانش‌آموزان پیش‌دبستانی و مقطع ابتدایی در ایران، در این پژوهش نیز همبستگی مثبتی بین خرده‌مقیاس‌های وابستگی و نزدیکی به‌دست آمد، ولی چنین همبستگی بین ابعاد وابستگی و تعارض مشاهده نشد. این یافته با پژوهش‌های انجام شده در زمینه‌های فرهنگی غربی مانند هلند (کومن و همکاران، ۲۰۱۲)، آلمان و اتریش (میلانز و همکاران، ۲۰۱۴) و آمریکا (می-یونگ و نوهارت-پریچت، ۲۰۱۱) که در آنها، خرده‌مقیاس وابستگی با تعارض همبستگی مثبتی داشته و خرده‌مقیاس نزدیکی با هر دو، رابطه منفی نشان می‌دهد ناهمسوست. دلایل این اختلاف در یافته‌ها را علاوه بر تغییراتی که در جمله‌ها و گویه‌ها اعمال شده است، می‌توان به معانی متفاوت مفهوم وابستگی در زمینه‌های فرهنگی-اجتماعی فردگرایانه غربی و جمع‌گرایانه شرقی نیز نسبت داد. در فرهنگ‌های فردگرا، خودمختاری بسیار ارزشمند است و وابستگی ممکن است به‌عنوان یک ویژگی منفی دیده شود که اغلب با تعارض و فقدان نزدیکی همراه است (بوسمن و همکاران، ۲۰۲۱). در مقابل در فرهنگ‌های جمع‌گرا، مانند فرهنگ‌های ایران و یونان، ارتباط کودک و بزرگسال و وابستگی متقابل به عنوان نشانه‌ای از روابط قوی و حمایتی تلقی شده و لذا، تشویق و ارزش‌گذاری می‌شود (گریگوریادیس و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین در فرهنگ‌های جمع‌گرا، جنبه وابستگی در رابطه دانش‌آموز- معلم ممکن است بیشتر با صمیمیت و نزدیکی عاطفی همراه باشد تا تعارض. این ادراک‌های فرهنگی متفاوت از مفهوم وابستگی، ضرورت ایجاد سازگاری‌های فرهنگی در ابزارهای روان‌شناختی از جمله مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم را برای درک دقیق این روابط در محیط‌های فرهنگی مختلف نشان می‌دهد (روردا و همکاران، ۲۰۲۱).

اگر چه در این پژوهش برخلاف یافته‌های محیط‌های فرهنگی غربی، خرده‌مقیاس وابستگی با خرده‌مقیاس نزدیکی همبستگی مثبت و با خرده‌مقیاس تعارض همبستگی منفی نشان داد، ولی مقدار این همبستگی‌ها چندان قوی نبود؛ پدیده‌ای که در زمینه‌های فرهنگی غربی نیز مشاهده شده است. این نشان می‌دهد که اندازه‌گیری وابستگی در رابطه دانش‌آموز- معلم به دلیل ماهیت ظریف آن می‌تواند ذاتاً چالش‌برانگیز باشد. همبستگی‌های ضعیف مشاهده شده در هر دو محیط فرهنگی بر پیچیدگی درک ماهیت چندوجهی وابستگی در این روابط تأکید می‌کند و نیاز به ابزارهای سنجش حساس به فرهنگ را نشان می‌دهد که بتوانند شکل‌های متنوع ظهور وابستگی



در زمینه‌های اجتماعی-فرهنگی مختلف را به دقت منعکس کنند. این یافته با پژوهش روردا و همکاران (۲۰۲۱) که معانی متنوع روابط وابسته در میان فرهنگ‌های مختلف را مورد بحث قرار می‌دهند، مطابقت دارد. ماهیت حساس به فرهنگ مفهوم دلبستگی در رابطه دانش‌آموز- معلم همسو با پژوهش‌هایی است که بر تفاوت‌های فرهنگی در روابط عاطفی والد-کودک تأکید می‌کنند و مفهوم جهان‌شمول دلبستگی که به‌طور سنتی در چهارچوب نظریه‌های روان‌شناختی غربی درک می‌شود را به چالش می‌کشند (کلر، ۲۰۱۸). این واگرایی با پیشینه پژوهشی گسترده‌تر در زمینه روان‌شناسی فرهنگی همسو می‌شود که بر ضرورت زمینه‌سازی ساختارهای روان‌شناختی در چهارچوب‌های فرهنگی که در آن تعبیه شده‌اند تأکید می‌کند. پژوهش حاضر نه تنها از استدلال مطرح‌شده توسط کلر (۲۰۱۸) حمایت می‌کند، بلکه به مجموعه شواهدی که نیاز به رویکردهای حساس به فرهنگ در پژوهش‌های آموزشی و روان‌شناختی را نشان می‌دهند نیز کمک می‌کند.

بررسی همبستگی بین فرسودگی شغلی و ذهن‌آگاهی تدریس در معلمان با رابطه دانش‌آموز- معلم، یافته‌های قابل توجهی را نشان داد که با مجموعه پژوهش‌های موجود همسو می‌باشد. پژوهش حاضر نشان داد معلمانی که سطوح پایین‌تری از فرسودگی شغلی و سطوح بالاتری از ذهن‌آگاهی را تجربه می‌کنند، روابط مثبت‌تری را با دانش‌آموزان خود گزارش می‌کنند. این یافته با پژوهش‌های قبلی، مانند مطالعه اوبرل و شونرت‌رایشل (۲۰۱۶) و حمیدی و شاملو (۱۴۰۱) همسو بود که نشان دادند تمرینات ذهن‌آگاهی می‌تواند با کاهش استرس و تنظیم هیجانی در معلمان، منجر به تعاملات و روابط بین فردی بهتری شود. افزون بر این، یافته‌های پژوهش حاضر، نتایج مطالعه لوزانو-پنا<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۲۱) را تأیید می‌کند که نشان دادند معلمان ذهن‌آگاه به احتمال زیاد محیط‌های کلاسی حمایت‌کننده و از نظر احساسی، مثبتی را ایجاد می‌کنند. کاهش فرسودگی شغلی مشاهده شده در این معلمان را می‌توان به افزایش توانایی آنها در مدیریت استرس، حفظ تعادل هیجانی و حضور در تعامل خود با دانش‌آموزان نسبت داد. افزون بر این، همبستگی بین فرسودگی شغلی کمتر و کیفیت بالاتر رابطه از این ایده پشتیبانی می‌کند که بهزیستی معلم برای تدریس مؤثر و پرورش جو مثبت در کلاس درس بسیار مهم است (هاشر و وابر، ۲۰۲۱). یافته‌های پژوهش، ارتباط متقابل بین سلامت روان معلمان و عملکرد حرفه‌ای آنها را برجسته نموده و بر نیاز مدارس به حمایت از نیازهای هیجانی و روانی معلمان به عنوان بخشی از راهبرد کلی برای بهبود نتایج آموزشی دانش‌آموزان تأکید می‌کند.

از جمله محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس به دلیل محدودیت‌های زمانی، مالی و اجرایی برای انتخاب شرکت‌کنندگان اشاره نمود. هرچند این روش به پژوهشگران این امکان را داد تا با استفاده از منابع محدود به جمع‌آوری سریع داده‌ها بپردازند، اما تعمیم‌پذیری یافته‌ها به کل جامعه معلمان و دانش‌آموزان ایرانی را محدود کرد. با این همه، این پژوهش تنوع مناسبی از معلمان مناطق مختلف شهرهای یزد و تهران را پوشش داد. با این حال، توصیه می‌شود برای تعمیم بیشتر، پژوهش‌های آتی با استفاده از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی و حجم نمونه بزرگ‌تر انجام شود. همچنین، اگر چه پایایی و اعتبار اولیه نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، روایی همگرا و ضرایب همسانی درونی ارزیابی شد، ولی در پژوهش‌های آینده باید از روش‌های اعتباریابی اضافی مانند روایی ملاکی، روایی تشخیصی، و قابلیت آزمون-آزمون مجدد استفاده شود تا اعتبار این مقیاس به‌طور جامع‌تر سنجیده شده و تقویت گردد. همچنین، مشابه با پژوهش‌های پیشین نظیر مطالعه تسیگیلیس و همکاران (۲۰۱۸) که تغییرناپذیری جنسیتی مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم را نشان داده‌اند، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، تغییرناپذیری نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم در بین دختران و پسران نوجوان ایرانی بررسی گردد. همچنین با توجه به تفاوت‌های تحولی بین نوجوانان و کودکان، در پژوهش‌های آتی می‌توان گویه‌های نسخه اصلاح‌شده مقیاس رابطه دانش‌آموز- معلم را با کمک معلمان و متخصصان دانشگاهی بازبینی و در صورت لزوم، اصلاح کرد تا دامنه سنی این مقیاس به دانش‌آموزان دوره دوم متوسطه ایرانی نیز گسترش یابد. با انجام این کار، مقیاس روابط دانش‌آموز- معلم برای محدوده سنی پیش‌دبستان تا پایان دوره

متوسطه در بافت فرهنگی ایران در دسترس خواهد بود که کمک شایانی برای ارزیابی روابط دانش‌آموز- معلم و نیز توسعه مداخلات هدفمند برای بهبود کیفیت این روابط خواهد کرد. این بهبود، در نهایت، به پیامدهای مثبتی مانند ارتقای بهزیستی روانی و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان منجر خواهد شد.

**تشکر و قدردانی:** بدین وسیله از استادان راهنما و مشاوران این تحقیق و معلمانی که در این پژوهش شرکت کردند، تشکر و قدردانی می‌شود. نویسندگان همچنین اعلام می‌دارند که در این پژوهش هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

## References

- Bosman, R. J., Koomen, H. M., Zee, M., & de Jong, P. F. (2022). Patterns of problematic teacher-child relationships in upper elementary school. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 83, 101478. [DOI:10.1016/j.appdev.2022.101478](https://doi.org/10.1016/j.appdev.2022.101478)
- De Beer, L. T., van der Vaart, L., Escaffi-Schwarz, M., De Witte, H., & Schaufeli, W. B. (2024). Maslach Burnout Inventory—General survey: A systematic review and meta-analysis of measurement properties. *European Journal of Psychological Assessment*. [DOI:10.1027/1015-5759/a000797](https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000797)
- Doumen, S., Verschueren, K., Buyse, E., De Munter, S., Max, K., & Moens, L. (2009). Further examination of the convergent and discriminant validity of the student-teacher relationship scale. *Infant and Child Development: An International Journal of Research and Practice*, 18(6), 502-520. [DOI:10.1002/icd.635](https://doi.org/10.1002/icd.635)
- Emslander, V., Holzberger, D., Ofstad, S., Fischbach, A., & Scherer, R. (2023). Student-teacher relationships and student outcomes: A systematic review of meta-analyses and second-order meta-analysis. [DOI:10.31234/osf.io/qxntb](https://doi.org/10.31234/osf.io/qxntb)
- Farid, A., & Ashrafzade, T. (2021). Causal Explanation of Academic Buoyancy Based on Teacher-Student Interaction, Self-Efficacy and Academic Hope. *The Journal of New Thoughts on Education*, 17(2), 203-227. (Text in Persian) [DOI: 10.22051/jontoe.2021.31522.3052](https://doi.org/10.22051/jontoe.2021.31522.3052)
- Frank, J. L., Jennings, P. A., & Greenberg, M. T. (2016). Validation of the mindfulness in teaching scale. *Mindfulness*, 7, 155-163. [DOI:10.1007/s12671-015-0461-0](https://doi.org/10.1007/s12671-015-0461-0)
- Gregoriadis, A., Grammatikopoulos, V., Tsigilis, N., & Verschueren, K. (2021). Teachers' and children's perceptions about their relationships: Examining the construct of dependency in the Greek sociocultural context. *Attachment & Human Development*, 23(5), 556-571. [DOI:10.1080/14616734.2020.1751990](https://doi.org/10.1080/14616734.2020.1751990)
- Hair Jr. J.F., Babin, B.J., Anderson, R.E., & Black, W.C. (2018). *Multivariate data analysis*, 8th ed. Pearson Education International, Harlow.
- Hajovsky, D. B., Chesnut, S. R., & Jensen, K. M. (2020). The role of teachers' self-efficacy beliefs in the development of teacher-student relationships. *Journal of school psychology*, 82, 141-158. [DOI:10.1016/j.jsp.2020.09.001](https://doi.org/10.1016/j.jsp.2020.09.001)
- Hamidi, F., & Shamloo, M. (2021). Effectiveness of mindfulness based on stress reduction on teacher's job stress and job burnout. *Research in Teacher Education*, 4(1), 55-71. (Text in Persian) [DOR: 20.1001.1.26457725.1400.4.1.3.5](https://doi.org/10.1001.1.26457725.1400.4.1.3.5)
- Hascher, T., & Waber, J. (2021). Teacher well-being: A systematic review of the research literature from the year 2000–2019. *Educational Research Review*, 34, 100411. [DOI:10.1016/j.edurev.2021.100411](https://doi.org/10.1016/j.edurev.2021.100411)
- Kabir Dehboneh, M., Rezaei, S., & Naseh, A. (2024). Structural Relationships Modeling of High School Students' Scholastic Adjustment and Performance based on Attachment to the Teacher with Mediation of Problematic Cell phone Use. *The Journal of New Thoughts on Education*, 20(1), 21-34. (Text in Persian) [DOI: 10.22051/jontoe.2023.40860.3612](https://doi.org/10.22051/jontoe.2023.40860.3612)
- Keller, H. (2018). Universality claim of attachment theory: Children's socioemotional development across cultures. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(45), 11414-11419. [DOI:10.1073/pnas.1720325115](https://doi.org/10.1073/pnas.1720325115)
- Kim, S., Seo, D. G., Park, J. C., Son, Y., Lee, J. H., Yoon, D., ... & Lee, J. S. (2022). Development and validation of the Self-Harm Screening Inventory (SHSI) for adolescents. *PLoS one*, 17(2), e0262723. [DOI:10.1371/journal.pone.0262723](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0262723)
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*, 5th ed. Guilford publications.

- Koomen, H. M., Verschueren, K., van Schooten, E., Jak, S., & Pianta, R. C. (2012). Validating the Student-Teacher Relationship Scale: Testing factor structure and measurement invariance across child gender and age in a Dutch sample. *Journal of School Psychology, 50*(2), 215-234. [DOI:10.1016/j.jsp.2011.09.001](https://doi.org/10.1016/j.jsp.2011.09.001)
- Laube, C., van den Bos, W., & Fandakova, Y. (2020). The relationship between pubertal hormones and brain plasticity: Implications for cognitive training in adolescence. *Developmental Cognitive Neuroscience, 42*, 100753. [DOI:10.1016/j.dcn.2020.100753](https://doi.org/10.1016/j.dcn.2020.100753)
- Lozano-Pena, G., Saez-Delgado, F., Lopez-Angulo, Y., & Mella-Norambuena, J. (2021). Teachers' social-emotional competence: History, concept, models, instruments, and recommendations for educational quality. *Sustainability, 13*(21), 12142. [DOI:10.3390/su132112142](https://doi.org/10.3390/su132112142)
- Ma, Y., Wang, F., & Cheng, X. (2021). Kindergarten teachers' mindfulness in teaching and burnout: The mediating role of emotional labor. *Mindfulness, 12*, 722-729. [DOI:10.1007/s12671-020-01538-9](https://doi.org/10.1007/s12671-020-01538-9)
- McNally, S., & Slutsky, R. (2020). Teacher-child relationships make all the difference: Constructing quality interactions in early childhood settings. In *Early Childhood Education and Care Quality in Europe and the USA* (pp. 18-33). Routledge.
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications.
- Milatz, A., Glüer, M., Harwardt-Heinecke, E., Kappler, G., & Ahnert, L. (2014). The Student-Teacher Relationship Scale revisited: Testing factorial structure, measurement invariance and validity criteria in German-speaking samples. *Early Childhood Research Quarterly, 29*(3), 357-368. [DOI:10.1016/j.ecresq.2014.04.003](https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2014.04.003)
- Mi-young, L. W., & Neuharth-Pritchett, S. (2011). Examining factorial validity and measurement invariance of the Student-Teacher Relationship Scale. *Early Childhood Research Quarterly, 26*(2), 205-215. [DOI:10.1016/j.ecresq.2010.09.004](https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2010.09.004)
- Oberle, E., & Schonert-Reichl, K. A. (2016). Stress contagion in the classroom? The link between classroom teacher burnout and morning cortisol in elementary school students. *Social Science & Medicine, 159*, 30-37. [DOI:10.1016/j.socscimed.2016.04.031](https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.04.031)
- Pianta, R. C. (2001). STRS: Student-teacher relationship scale. *Psychological Assessment Resources, Incorporated*.
- Poulou, M. S. (2020). Students' adjustment at school: The role of teachers' need satisfaction, teacher-student relationships and student well-being. *School Psychology International, 41*(6), 499-521. [DOI:10.1177/0143034320951911](https://doi.org/10.1177/0143034320951911)
- Roorda, D. L., Zee, M., & Koomen, H. M. (2021). Don't forget student-teacher dependency! A Meta-analysis on associations with students' school adjustment and the moderating role of student and teacher characteristics. *Attachment & Human Development, 23*(5), 490-503. [DOI:10.1080/14616734.2020.1751987](https://doi.org/10.1080/14616734.2020.1751987)
- Sevaari, K., & Farzaadi F. (2021). Teachers' Affects and their Approaches to Teaching. *Journal of Education, 37* (2), 109-126. <http://qjoe.ir/article-1-3126-fa.html>
- Shamloo, Z. S., Hashemian, S. S., Khoshsima, H., Shahverdi, A., Khodadost, M., & Gharavi, M. M. (2017). Validity and reliability of the Persian version of the Maslach burnout inventory (general survey version) in Iranian population. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences, 11*(2). [DOI:10.5812/ijpbs.8168](https://doi.org/10.5812/ijpbs.8168)
- Scherrer, V., Hank, P., & Preckel, F. (2023). Development of adolescents' self-esteem and general academic self-concept: Perceived classroom climate makes a difference. *European Journal of Personality, 37*(6), 723-743. [DOI:10.1177/08902070221126789](https://doi.org/10.1177/08902070221126789)
- Solheim, E., Berg-Nielsen, T. S., & Wichstrøm, L. (2012). The three dimensions of the Student-Teacher Relationship Scale: CFA validation in a preschool sample. *Journal of Psychoeducational Assessment, 30*(3), 250-263. [DOI:10.1177/0734282911423356](https://doi.org/10.1177/0734282911423356)
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2018). *Using multivariate statistics*. 7<sup>th</sup> ed. Boston, MA Pearson Education.
- Telzer, E. H., Jorgensen, N. A., Prinstein, M. J., & Lindquist, K. A. (2021). Neurobiological sensitivity to social rewards and punishments moderates link between peer norms and adolescent risk taking. *Child Development, 92*(2), 731-745. [DOI:10.1111/cdev.13466](https://doi.org/10.1111/cdev.13466)

- Tsigilis, N., Gregoriadis, A., & Grammatikopoulos, V. (2017). Evaluating the Student–Teacher Relationship Scale in the Greek educational setting: An item parcelling perspective. *Research Papers in Education*, 33(4), 414–426. [DOI:10.1080/02671522.2017.1353675](https://doi.org/10.1080/02671522.2017.1353675)
- Tsigilis, N., Gregoriadis, A., Grammatikopoulos, V., & Zachopoulou, E. (2018). Applying exploratory structural equation modeling to examine the student-teacher relationship scale in a representative Greek sample. *Frontiers in Psychology*, 9, 733. [DOI:10.3389/fpsyg.2018.00733](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00733)
- Valiente, C., Parker, J. H., Swanson, J., Bradley, R. H., & Groh, B. M. (2019). Early elementary student-teacher relationship trajectories predict girls' math and boys' reading achievement. *Early Childhood Research Quarterly*, 49, 109-121. [DOI:10.1016/j.ecresq.2019.05.001](https://doi.org/10.1016/j.ecresq.2019.05.001)
- Van Loan, C. L., & Garwood, J. D. (2020). Measuring relationships between adolescents with emotional and behavioral disorders and their teachers: A psychometric report. *Assessment for Effective Intervention*, 45(2), 144-150. [DOI:10.1177/1534508418786779](https://doi.org/10.1177/1534508418786779)
- Verschueren, K., & Koomen, H. (2021). Dependency in teacher–child relationships: Deepening our understanding of the construct. *Attachment & Human Development*, 23(5), 481-489. [DOI:10.1080/14616734.2020.1751986](https://doi.org/10.1080/14616734.2020.1751986)
- Vahidi, E., Ghanbari, S., Koomen, H., Zardkhane, S. A., & Zee, M. (2022). Examining factorial validity of the student–teacher relationship scale in the Iranian educational setting. *Studies in Educational Evaluation*, 72, 101125. [DOI:10.1016/j.stueduc.2022.101125](https://doi.org/10.1016/j.stueduc.2022.101125)
- Weisi, H., & Salari, M. (2024). On the journey from cognizance toward thriving: Iranian EFL teachers' engagement in reflective practice and professional development: the mediating effect of teacher mindfulness. *Reflective Practice*, 25(4), 550-564 [DOI: 10.1080/14623943.2024.2370596](https://doi.org/10.1080/14623943.2024.2370596)
- Wu, G., & Zhang, L. (2022). Longitudinal associations between student-teacher relationships and prosocial behavior in adolescence: the mediating role of basic need satisfaction. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(22), 14840. [DOI:10.3390/ijerph192214840](https://doi.org/10.3390/ijerph192214840)



This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons AttributionNoncommercial 4.0 International (CC BY-NC-ND 4.0) (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).