

Examining the Psychometric Properties of the Mindfulness in Teaching Scale

Maryam Omidghayemi ¹ | Jalil Fathabadi ^{2✉} | Saeed Ghanbari ³

1. Ph.D. Candidate, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran E-mail: maryam.omidghaemi@gmail.com
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: J._Fathabadi@sbu.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: s._ghanbari@sbu.ac.ir

Article Info	ABSTRACT
Article type: Research Article Article history: Received: 12 May 2025 Received in revised form: 1 October 2025 Accepted: 14 December 2025 Published online: 27 December 2025 Keywords: Mindfulness, Mindfulness in Teaching, Validation, Teachers.	The purpose of the present study was to adapt and validate the Mindfulness in Teaching Scale among Iranian teachers. This study employed a descriptive-correlational design for data collection. The statistical population consisted of all secondary school teachers (lower and upper secondary) in Tehran (districts 1, 2, 7, 9, and 11) during the 2023-2024 academic year, from which 352 participants were selected using multi-stage cluster random sampling. The research instruments included the Mindfulness in Teaching Scale, the Mindful Attention Awareness Scale, and the Reflective Practice Questionnaire. To examine convergent validity, correlations between the Mindfulness in Teaching Scale and the Mindful Attention Awareness Scale and Reflective Practice Questionnaire were calculated. Data were analyzed using R software version 4.2.3 through exploratory and confirmatory factor analysis methods. Results of exploratory factor analysis confirmed the two-factor structure (intrapersonal and interpersonal) of the original instrument. Cronbach's alpha reliability coefficients for the subscales ranged from 0.73 to 0.74, and McDonald's omega coefficients ranged from 0.82 to 0.83. Confirmatory factor analysis also supported the two-factor structure with adequate fit indices. Significant correlations of the scale with criterion instruments confirmed its convergent validity. Findings indicated that the Persian version of the Mindfulness in Teaching Scale possesses acceptable psychometric properties and can be utilized as a valid instrument for assessing Iranian teachers' level of mindfulness in the teaching process, evaluating the effectiveness of mindfulness training programs, and identifying teachers' strengths and weaknesses in mindful interactions with students. This instrument has applications in research related to improving teaching quality and promoting teachers' psychological well-being.
Cite this article: Omidghayemi, M., Fathabadi, J., & Ghanbari, S. (2025). Examining the Psychometric Properties of the Mindfulness in Teaching Scale. <i>Journal of Educational Psychology Studies</i>, 22 (60), 79-100. DOI: 10.22111/JEPS.2025.51991.5992	
	© The Author(s). DOI: 10.22111/JEPS.2025.51991.5992 Publisher: University of Sistan and Baluchestan



بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس ذهن آگاهی در تدریس

مریم امیدقایی^۱ | جلیل فتح‌آبادی^۲ | سعید قنبری^۳

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه:

maryam.omidghaemi@gmail.com

۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: J._Fathabadi@sbu.ac.ir

۳. استادیار، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: s._ghanbari@sbu.ac.ir

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	هدف پژوهش حاضر انطباق و اعتبارسنجی مقیاس ذهن آگاهی در تدریس در بین معلمان ایرانی بود. این پژوهش از نظر گردآوری داده‌ها توصیفی-همبستگی بود. جامعه آماری شامل معلمان مقطع متوسطه (اول و دوم) شهر تهران (مناطق ۱، ۲، ۷، ۹، ۱۱) در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ بود که از میان آنها ۳۵۲ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل مقیاس ذهن آگاهی در تدریس، مقیاس آگاهی توجه ذهنی، و پرسشنامه عملکرد بازتابی بود. برای بررسی روایی همگرا، همبستگی این مقیاس با پرسشنامه آگاهی و توجه ذهن آگاهانه و مقیاس عملکرد بازتابی معلمان محاسبه گردید. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار R نسخه ۴.۲.۳ و روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی تحلیل شدند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی ساختار دو عاملی (درون‌فردی و میان‌فردی) نسخه اصلی ابزار را تأیید کرد. ضرایب پایایی آلفای کرونباخ خرده‌مقیاس‌ها بین ۰.۷۳ تا ۰.۷۴ و ضرایب امگای مک‌دونالد بین ۰.۸۲ تا ۰.۸۳ به دست آمد. تحلیل عاملی تأییدی نیز ساختار دو عاملی را با شاخص‌های برازش مناسب تأیید نمود. همبستگی معنادار مقیاس با ابزارهای ملاک نیز روایی همگرایی آن را تأیید کرد. یافته‌ها نشان داد که نسخه فارسی مقیاس ذهن آگاهی در تدریس از ویژگی‌های روان‌سنجی قابل قبولی برخوردار است و می‌تواند به عنوان ابزاری معتبر برای سنجش سطح ذهن آگاهی معلمان ایرانی در فرایند تدریس، ارزیابی اثربخشی برنامه‌های آموزش ذهن آگاهی، و شناسایی نقاط قوت و ضعف معلمان در تعامل آگاهانه با دانش‌آموزان مورد استفاده قرار گیرد. این ابزار در پژوهش‌های مرتبط با بهبود کیفیت تدریس و ارتقای سلامت روان‌شناختی معلمان کاربرد دارد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۲/۲۲	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۴/۷/۹	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۹/۲۳	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۶/۱۰	
واژگان کلیدی:	
ذهن آگاهی،	
ذهن آگاهی در تدریس،	
هنجار سازی،	
معلمان.	

استناد: امیدقایی، مریم؛ فتح‌آبادی، جلیل؛ و قنبری، سعید (۱۴۰۴). بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس ذهن آگاهی در تدریس. *مطالعات روانشناسی*

تربیتی، ۲۲ (۶۰)، ۷۹-۱۰۰.

DOI: 10.22111/JEPS.2025.51991.5992

ناشر: دانشگاه سیستان و بلوچستان



© نویسندگان.

مقدمه

معلمان در کلاس درس خود با جمعیت دانش‌آموزی بسیار متنوعی مواجه میشوند که نه تنها از نظر عملکرد و آمادگی تحصیلی، بلکه در ترجیحات یادگیری، زمینه فرهنگی، شایستگی زبان، سبکهای یادگیری، انگیزه و ویژگی‌های اجتماعی متفاوت هستند. مطالعات انجام شده در سازمانهای آموزشی نشان می‌دهد که معلمان تحت فشار کاری بیش از حد هستند و یک سوم آنها دچار استرس^۱ و فرسودگی^۲ می‌شوند (پوزاس و همکاران^۳، ۲۰۲۳). این یک فرض مشهود است که احساسات منفی مانند استرس و فرسودگی شغلی که توسط مربیان تجربه می‌شود، با جو کلاس و رفتارهای منفی دانش‌آموزان و همچنین با احساسات خشم و اضطراب دانش‌آموزانی که رفتارهای معلمان را منفی درک می‌کنند، مرتبط است. بنابراین، استرس شخصی معلمان و فرسودگی عاطفی مرتبط با کار مانع از توانایی آنها در ارائه حمایت عاطفی مداوم و مدیریت رفتار مثبتی می‌شود که دانش‌آموزان برای رشد اجتماعی-عاطفی مثبت خود به آن نیاز دارند (جینگز و گیرینبرگ^۴، ۲۰۰۹) پس لازم است بهزیستی روانشناختی معلمان که به عنوان یک ارزیابی مداوم و پایدار از رضایت درونی در طول عمر مطرح می‌شود، مورد ملاحظه قرار گیرد. مفهوم بهزیستی روانشناختی^۵، ویژگیهای مثبت و رشد توانایی‌های فردی را در بر گرفته و بر سلامت ذهنی مثبت دلالت دارد (زمانپور و همکاران، ۲۰۲۵).

از عوامل مؤثر بر بهزیستی روانشناختی، ذهن‌آگاهی است که به معنای توجه و پذیرش آگاهانه به لحظه حاضر می‌باشد و با تأثیر مثبت بر مولفه‌های عاطفی و شناختی، موجب ارتقاء بهزیستی روانی افراد می‌شود. مطالعات متعدد نشان داده‌اند که آموزش و تمرین ذهن‌آگاهی در معلمان، کاهش استرس و فرسودگی شغلی و بهبود کارایی تدریس را به همراه دارد که در نهایت موجب بهبود سلامت روانی و بهزیستی آنها می‌شود (فلوک و همکاران، ۲۰۱۳). ذهن‌آگاهی مهارتی است که با ترکیب مراقبه و نگرش‌های ذهنی خاص، آگاهی غیرقضاوتی از لحظه حاضر را تقویت می‌کند و درگیری ذهنی با افکار و احساسات را به حداقل می‌رساند (پوتک، ۲۰۱۲؛ به نقل از پیری و همکاران، ۱۴۰۴).

ذهن‌آگاهی را می‌توان به عنوان «آگاهی لحظه‌به‌لحظه و بدون قضاوت» تعریف کرد که ظرفیتی ذاتی و جهان‌شمول است و همه انسان‌ها از آن برخوردارند، و این رویکرد معمولاً به عنوان یک تکنیک خودیاری

¹ Stress

² Burnout

³ Pozas

⁴ Jennings & Gurinberg

⁵ Psychological wellbeing

برای دستیابی به اهداف مختلفی مطرح می‌شود که شامل کاهش استرس، تسکین درد، درمان اضطراب و افسردگی و افزایش تمرکز می‌باشد (همینگ و آرات^۱، ۲۰۲۴).

ذهن‌آگاهی با اصطلاح تفسیر ذهنی فرد از تجربیات ناخوشایند و کمک به پذیرش آنها به عنوان افکاری گذرا با رضایت از زندگی مرتبط است (ایگان و همکاران^۲، ۲۰۲۲). بینش به ماهیت ذهن‌آگاهی با درک حالات و ویژگیهای آن آغاز می‌شود. قرار گرفتن در وضعیت ذهنی مستلزم پرورش آگاهی است که از طریق توجه عمدی، در لحظه حال، و بدون قضاوت به آشکار شدن تجربه لحظه به لحظه پدیدار می‌شود. قرار گرفتن در وضعیت ذهن آگاهانه می‌تواند به معلم و دانش‌آموزان این امکان را بدهد که از آنچه در حال وقوع است آگاه باشند (کورودا و همکاران^۳، ۲۰۲۲). در میدان توجه هر احساس یا تفکری که وارد می‌شود، تایید و همانگونه که هست پذیرفته می‌شود (دیویلر-رئولون و همکاران^۴، ۲۰۲۲). یکی از مهم‌ترین روابطی که می‌تواند تحت‌تأثیر ذهن‌آگاهی ارتقاء یابد رابطه معلم و شاگرد است و این امر می‌تواند باعث بهبود عملکرد معلم و دانش‌آموز در کنش با یکدیگر در محیط‌های آموزشی شود (سیگل^۵، ۲۰۱۷).

از نگاه دیگر و براساس طبقه بندی متفاوت، ذهن‌آگاهی بین فردی توانایی برقراری ارتباط با فرد دیگری با همان کیفیت آگاهی که نسبت به خود داریم، از طریق برقراری ارتباط با دیگران به صورت پذیرش و بدون قضاوت است. در واقع ذهن‌آگاهی بین‌فردی را میتوان با این ویژگیها توصیف کرد: (۱) آگاهی از آنچه که با دیگران در حال رخ دادن است (۲) پذیرفتن و قضاوت نکردن دیگران (۳) حفظ تعادل عاطفی با دیگران (۴) تأمل در تجربه درونی ذهن دیگران با استفاده از کلمات، و (۵) توجه به ماهیت تعاملاتی که فرد با دیگران دارد. ذهن‌آگاهی درون‌فردی یکی از راه‌های افزایش آگاهی و هماهنگی است که به ایجاد هم‌کویی بین‌فردی و اعتماد در کلاس درس منجر می‌شود (خوروزها^۶ و همکاران، ۲۰۲۵). آنچه یک معلم در ایجاد یک پایگاه امن برای دانش‌آموز در ارتباط با دنیای درونی او فراهم می‌کند، دقیقاً همان ذهن‌آگاهی بین‌فردی است. وقتی بزرگسالان، والدین یا معلمان نسبت به کودک حساس و هماهنگ باشند، می‌توانند ارتباط با کیفیت‌تری برقرار کنند. این ارتباط مستمر، ریشه‌های تاب‌آوری، اعتماد به نفس،

¹ Hemming & Arat

² Egan

³ Kuroda

⁴ Deviller-Reolon

⁵ Siegel

⁶ Khoruzha

انعطاف‌پذیری در مواجهه با چالش‌ها، و امنیت عاطفی را برای دانش‌آموز فراهم می‌کند (کوماری و بیسواس^۱، ۲۰۲۵).

از آنجا که بر اساس مطالعات جدید، اجرای مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی در مدارس و بر روی معلمان تأثیر مثبتی بر خودکارآمدی، تنظیم هیجان و بهزیستی روانشناختی دارد (خوری^۲ و همکاران، ۲۰۱۵)، کاهش اهمالکاری دانش‌آموزان و بهبود خودناتوان‌سازی (دیونی^۳، ۲۰۱۶)، کاهش اضطراب، افزایش تاب‌آوری و کنترل رفتاری (پیتر^۴ و همکاران، ۲۰۲۲)، هر روز محققان بیشتری به این حوزه روی می‌آورند. برگس، سلچن، دیپلوک و ریکتور^۵ (۲۰۲۱) تغییرات قابل‌توجهی در همدلی، حفظ آرامش و تمرکز بر لحظه حال گزارش کردند. مطالعات دیگر یافته‌های مشابهی را نشان داده‌اند که بیان می‌کند مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی عموماً باعث افزایش آگاهی عاطفی معلمان و کاهش واکنش عاطفی آن‌ها در کلاس درس می‌شود (انور و همکاران، ۲۰۲۲). این مطالعات نشان می‌دهد که ذهن‌آگاهی معلمان را قادر می‌سازد تا از تنظیم هیجانی خود در کلاس درس آگاه‌تر باشند. وقتی معلمان حواسشان جمع باشد، ممکن است از تجربیات خود در زمینه کلاس بیشتر آگاه شوند؛ به این معنا که آن‌ها بیشتر با متغیرهای درون‌فردی، مانند واکنش‌های روانی، سازگاری و عملکرد فیزیکی خود هماهنگ هستند.

در اکثر مطالعات حوزه آموزش از مقیاس‌های ذهن‌آگاهی عمومی مانند پرسشنامه ذهن‌آگاهی پنج وجهی^۶ و مقیاس آگاهی توجه ذهنی^۷ در ارزیابی ذهن‌آگاهی معلمان در زمینه تدریس استفاده شده است (براون و رایان^۸، ۲۰۰۳). با این حال، فقدان معیارهای ذهن‌آگاهی که برای استفاده در یک زمینه خاص (به عنوان مثال فرزندپروری یا زمینه‌های آموزشی) طراحی شده باشند، پیشرفت در این خط از تحقیقات را محدود می‌کند. فرانک^۹ و همکاران (۲۰۱۶) به عنوان تلاشی برای اندازه‌گیری ذهن‌آگاهی خاص در میان معلمان مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس^{۱۰} را توسعه داده‌اند. این ابزار به ویژه با تأکید بر مفهوم دوگانه

¹ Kumari, K., & Biswas

² Khoury

³ Dionne

⁴ Peter

⁵ Burgess, Selchen, Diplock, & Rector

⁶ five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ)

⁷ mindful Attention Awareness Scale

⁸ Brown, & Ryan

⁹ Frank

¹⁰ mindfulness in Teaching Scale

ذهن‌آگاهی درون‌فردی و بین‌فردی معلم ساخته شده‌است. این ابزار شامل ۱۴ آیتم است که به دو عامل درون‌فردی و بین‌فردی گروه‌بندی می‌شوند. اولین عامل برای رسیدن به آگاهی کامل با لحظه حال هماهنگ است و شامل مواردی است که نشان‌دهنده آگاهی، توجه و بودن در لحظه حال است. عامل بین‌فردی شامل مواردی است که نشان‌دهنده گرایش و رویکرد باز با پذیرش و گشودگی بین تعاملات دانش‌آموز و معلم است.

معلمان نقش محوری در تأمین امنیت عاطفی دانش‌آموزان در تعاملات مدرسه‌ای دارند و بنابراین ضروری است که حساسیت و ظرفیت تأملی لازم برای شناسایی و پاسخ به نشانه‌های ذهنی دانش‌آموزان را داشته باشند. با وجود تأکید فزاینده بر اهمیت ذهن‌آگاهی در حرفه تدریس و شواهد تجربی مبنی بر اثربخشی مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی (خوری و همکاران، ۲۰۱۵؛ دیونی، ۲۰۱۶؛ پیتر و همکاران، ۲۰۲۲؛ برگس و همکاران، ۲۰۲۱؛ انور و همکاران، ۲۰۲۲)، بررسی پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که خلاهای قابل توجهی در این حوزه وجود دارد. اکثر مطالعات انجام‌شده از ابزارهای عمومی استفاده کرده‌اند که قادر به ارزیابی ویژگی‌های منحصربه‌فرد ذهن‌آگاهی در زمینه تدریس نیستند. همچنین فقدان ابزارهای اختصاصی که بتوانند به طور همزمان دو بُعد حیاتی ذهن‌آگاهی درون‌فردی و میان‌فردی را اندازه‌گیری کنند، یکی از موانع اساسی در پیشرفت پژوهش‌های این حوزه محسوب می‌شود (فرانک و همکاران، ۲۰۱۶). در بافت ایران نیز هیچ ابزار اعتباریابی‌شده و متناسب با ویژگی‌های فرهنگی و آموزشی جامعه معلمان ایرانی برای سنجش ذهن‌آگاهی در تدریس وجود ندارد. با توجه به تفاوت‌های فرهنگی، ساختار نظام آموزشی و ویژگی‌های تعاملات معلم-دانش‌آموز در فرهنگ ایرانی، استفاده از ابزارهای بومی‌نشده می‌تواند به نتایج نامعتبر و غیرقابل تعمیم منجر شود (لیو و همکاران، ۲۰۰۶). علاوه بر این، علی‌رغم گسترش مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی در مدارس ایران طی سال‌های اخیر، نبود ابزار سنجش استاندارد مانع از ارزیابی دقیق اثربخشی این برنامه‌ها و امکان مقایسه نتایج با مطالعات بین‌المللی شده‌است. انجام پژوهش حاضر از چند منظر ضروری است. از منظر علمی-پژوهشی، انطباق و اعتبارسنجی این مقیاس امکان توسعه خط پژوهشی منسجم و قابل مقایسه با مطالعات بین‌المللی را فراهم می‌آورد و می‌تواند به عنوان معیار استاندارد در ارزیابی مداخلات آموزشی و بررسی رابطه ذهن‌آگاهی با متغیرهای دیگر مانند بهزیستی روان‌شناختی، خودکارآمدی و فرسودگی شغلی مورد استفاده قرار گیرد. از منظر کاربردی-آموزشی، در شرایطی که معلمان ایرانی با چالش‌های متعددی از جمله فشار کاری بالا و استرس شغلی مواجه هستند، داشتن ابزاری دقیق می‌تواند در طراحی برنامه‌های توسعه حرفه‌ای هدفمند، شناسایی معلمان نیازمند حمایت روان‌شناختی و ارتقای کیفیت تعاملات کلاسی نقش کلیدی ایفا کند. از منظر سیاست‌گذاری آموزشی نیز، وجود ابزار معتبر به تصمیم‌گیران و برنامه‌ریزان آموزشی کمک می‌کند تا با درک بهتر از وضعیت موجود، سیاست‌های مبتنی

بر شواهد برای بهبود سلامت روان معلمان و ارتقای کیفیت آموزش تدوین کنند. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف انطباق و اعتبارسنجی مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس در بین معلمان ایرانی انجام شد و به دنبال پاسخ به این سوال بود که مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس چگونه می‌تواند با فرهنگ ایران انطباق یافته و از نظر روان‌سنجی قابل اعتماد باشد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ گردآوری داده‌ها در دسته پژوهش‌های همبستگی و به بیان دقیق‌تر جزو اعتباریابی آزمون قرار داشت. جامعه پژوهش حاضر را معلمان مقطع اول و دوم متوسطه تحصیلی شهر تهران (مناطق ۱، ۲، ۷، ۹، ۱۱) در سال ۱۴۰۳-۱۴۰۲ تشکیل می‌دادند. با توجه به اینکه حداقل حجم ۲۰۰ نفر را برای تحلیل عاملی تاییدی مناسب بود، جهت اطمینان بیشتر از بین جامعه ۳۵۲ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. فرآیند نمونه‌گیری در سه مرحله انجام گرفت:

در مرحله اول، از میان مناطق آموزشی، تعداد ۵ منطقه به صورت تصادفی به عنوان خوشه‌های اصلی انتخاب شدند. در مرحله دوم، از هر منطقه انتخاب‌شده، تعدادی مدرسه در مقطع متوسطه اول و دوم به طور تصادفی گزینش گردید. در مرحله سوم و نهایی، معلمان شاغل در مدارس منتخب به عنوان واحدهای نمونه مورد بررسی قرار گرفتند.

لازم به ذکر است جهت رعایت اخلاق پژوهشی معلمان به صورت داوطلبانه در پژوهش شرکت کردند و به آن‌ها اطمینان داده شد که داده‌ها فقط برای پژوهش استفاده شد. در نهایت داده‌های مرتبط با ۳۵۲ نفر از طریق نرم‌افزارهای spss-۲۲ و Amos-۲۴ و با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

مقیاس آگاهی توجه ذهنی^۱: مقیاس آگاهی توجه ذهنی که توسط براون و رایان (۲۰۰۳) ایجاد شده است، مقیاسی ۱۵ ماده‌ای است که تمایل کلی به آگاهی از تجربیات آنی در زندگی روزمره و توجه به آن تجربیات را می‌سنجد. این پرسشنامه یک ساختار عاملی واحد دارد و یک نمره کلی حاصل می‌شود. نمرات بالای این مقیاس نشان‌دهنده سطوح بالای ذهن‌آگاهی است. این مقیاس دارای ضریب سازگاری درونی ۰/۸۲ است. همبستگی کل آیت‌های به دست آمده بین ۰/۲۵ و ۰/۷۲ بود. پایایی آزمون-آزمون مجدد برابر ۰/۸۱ بدست آمد. برای اعتبار مرتبط با معیار پنج ویژگی بزرگ شخصیت، پرسشنامه حالت حالت، مقیاس ذهن‌آگاهی بی‌ذهنی و مقیاس خودآگاهی استفاده شد و روابط معناداری بین آنها مشخص شد. این پرسشنامه در ایران نیز توسط بارانی و همکارانی (۱۳۹۹) در جامعه نوجوانان و بزرگسال هنجاریابی شد و

¹ Mental Attention Awareness Scale

نتایج تحلیل عاملی تاییدی چهار عامل توجه و آگاهی، واکنشی نبودن، قضاوتی نبودن و خودپذیری را تایید نمود. نتایج همبستگی با سایر آزمون ها نیز روایی همگرای مقیاس را تایید نمود. برای تعیین پایایی مقیاس از روش آلفای کرونباخ استفاده شد که تمامی ضرایب حاکی از همسانی درونی قابل قبول زیر مقیاسها (۸۷/۰) و نمره کل مقیاس (۸۸/۰) بود.

پرسشنامه عملکرد بازتابی: این پرسشنامه یک ابزار توصیفی برای سنجش توانایی ذهنی سازی است که در قالب یک پژوهش سه مرحله ای توسط فوناگی^۱ و همکاران (۲۰۱۶) ساخته شد. این پرسشنامه از ۸ گویه با مقیاس لیکرت ۷ درجه ای از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف برخوردار است. همچنین دارای دو خرده مقیاس قطعیت درباره حالات ذهنی و عدم قطعیت درباره حالات ذهنی می باشد. از نظر نمره گذاری برای گویه های عدم قطعیت همان موارد به شکل معکوس نمره گذاری می شود. در پژوهش فوناگی و همکاران اعتبار آزمون را با روش آزمون-بازآزمون با فاصله سه هفته ۸۴/۰ برای عدم اطمینان و ۷۵/۰ برای مولفه اطمینان به دست آوردند. در ایران آلفای کرونباخ نسخه ۲۶ سوالی این پرسشنامه در پژوهش دروگر و همکاران (۱۳۹۹) برای عامل اطمینان ۸۸/۰ و برای عامل عدم اطمینان ۶۶/۰ بود و آلفای کرونباخ نسخه ۸ سوالی برای خرده مقیاس قطعیت ۷۲/۰ و عدم قطعیت ۶۴/۰ بود. همچنین همبستگی نمرات این پرسشنامه با مقیاس های دلبستگی، نارسایی هیجانی، همدلی، ذهن آگاهی و فراشناخت معنادار بود.

مقیاس ذهن آگاهی در تدریس:^۲ این مقیاس توسط فرانک و همکاران (۲۰۱۶) به منظور اندازه گیری ذهن آگاهی معلمان در طول فرآیندهای تدریس ایجاد شده است. فرم اصلی مقیاس شامل ۱۴ ماده است. پس از تحلیل روایی و پایایی که با ۳۹۷ معلم انجام شد، مقیاس شامل ۲ عامل ذهن آگاهی «درون فردی» و «بین فردی» گزارش شد. ضرایب همسانی درونی آلفای کرونباخ ۸۶۱/۰ برای «ذهن آگاهی درون فردی» و ۷۱۱/۰ برای «ذهن آگاهی بین فردی» بود. در نتیجه تجلیل عاملی اکتشافی، مشاهده شد که بارهای عاملی بین ۸۳۰/۰ و ۴۳۲/۰ متغیر است. ساختار دو عاملی حاصل از تجزیه و تحلیل عاملی اکتشافی با تحلیل عاملی تأییدی آزمایش شد و این ساختار کاملاً با داده ها سازگار بود. برای اعتبار معیار مقیاس اصلی، مقیاس آگاهی توجه ذهنی، پرسشنامه فرسودگی شغلی ماسلاخ، مقیاس خودکارآمدی اجتماعی-عاطفی معلم و مقیاس خودکارآمدی مدیریت رفتار معلمان مورد استفاده قرار گرفت. در نتیجه مطالعه روایی معیار، مشخص شد که مقیاس اصلی با تمام این سازه ها همبستگی معناداری دارد. پایایی بازآزمایی ۶ ماهه نیز از نظر آماری معنی دار بود. نسخه کره ای، چینی، ترکی و اسپانیایی مقیاس ذهن آگاهی در آموزش ساختار ۲

^۱ Fonagy

^۲ Mindfulness in Teaching Scale

عاملی را درست مانند مقیاس اصلی نشان می‌دهد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی، نشان داد که هر خرده مقیاس از سازگاری درونی رضایت‌بخشی برخوردار است.

داده‌های جمع‌آوری شده توسط نسخه ۴.۲.۳ زبان برنامه‌نویسی آر (تیم مرکزی آر^۱، ۲۰۲۱) مورد تحلیل قرار گرفتند. در این فرایند ابتدا تحلیل گمشده‌ها^۲ انجام شد؛ در ادامه به کمک شاخص لانگ استرینگ^۳ از بسته کرلیس^۴ (زایلپس و پاترسون^۵، ۲۰۲۰). پاسخ‌های نامعتبر مورد بررسی قرار گرفتند که در این مرحله هیچ پاسخی شناسایی نشد. سپس حجم نمونه از طریق روش سولومون^۶ (لورنزو-سوا^۷، ۲۰۲۲) به دو نیمه‌ی معادل تقسیم گردید تا نیمه اول در تحلیل عاملی اکتشافی و نیمه دوم در تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار گیرد. در انتها به منظور تحلیل عاملی اکتشافی، بسته‌ی سایک^۸ رول^۹، ۲۰۲۱) و برای انجام تحلیل عاملی تأییدی، بسته لاوان^{۱۰} (راسل^{۱۱}، ۲۰۱۲) مورد استفاده قرار گرفت.

یافته‌ها

گروه نمونه این پژوهش را ۳۵۲ معلم تشکیل دادند؛ میزان سابقه تدریس گروه نمونه از ۶ ماه تا ۳۴ سال متغیر بود که تنها پنج درصد از گروه نمونه سابق تدریس کم‌تر از ۵ سال داشتند. به منظور انطباق ابزار در جمعیت ایرانی، گروه نمونه به روش سولومون (لورنزو-سوا، ۲۰۲۲) به دو زیر مجموعه معادل (هر کدام ۱۷۶ نفر) تقسیم گردید؛ در ادامه ابتدا داده‌های مجموعه اول در تحلیل عاملی اکتشافی و سپس داده‌های مجموعه دوم در تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار گرفت (ارکان^{۱۲}، ۲۰۱۸).

تحلیل عاملی اکتشافی بر روی زیر مجموعه اول: زیر مجموعه اول متشکل از ۱۷۶ معلم بود که با توجه به تعداد آیتم‌ها حاضر به ازای هر مولفه، حجم نمونه از کفایت لازم به منظور اجرای تحلیل عاملی

¹ R Core Team

² missing

³ long string

⁴ careless

⁵ Zeileis & Paterson

⁶ Solomon

⁷ Lorenzo-Seva

⁸ psych

⁹ Revelle

¹⁰ lavaan package

¹¹ Rosseel

¹² Orcan

اکتشافی برخوردار است (ماندفرام و همکاران^۱، ۲۰۰۵) با هدف بررسی کفایت آیت‌ها برای ورود به تحلیل عاملی اکتشافی، ماتریس ضرایب همبستگی پیرسون آن‌ها تهیه گردید. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که تعداد زیادی از ضرایب همبستگی بزرگ‌تر و مساوی ۰/۳۰ بوده و هیچ ضریب همبستگی از مقدار ۰/۹۰ عبور نکرده است؛ این امر نشان از کفایت اولیه داده‌ها دارد (تاباچنیک و فیدل^۲، ۲۰۱۹). سپس با هدف شناسایی آیت‌های مشکل‌ساز در تحلیل عاملی اکتشافی شاخص کیرس_مایر_الکین^۳ برای هر آیت محاسبه گردید؛ که این مقدار برای آیت‌ها در سطح مناسب و بین ۰/۷۱ و ۰/۸۸ بدست آمد (لورنزو-سوا و فرناندو^۴، ۲۰۲۱).

جدول ۱. ماتریس همبستگی پیرسون گویه‌های نسخه فارسی ابزار ذهن‌آگاهی در تدریس

گویه	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱	۱													
۲	۰/۳۳	۱												
۳	۰/۵۶	۰/۳۰	۱											
۴	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۳۴	۱										
۵	۰/۲۱	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۳۳	۱									
۶	۰/۳۱	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۱۵	۰/۳۱	۱								
۷	۰/۰۶	۰/۱۵	۰/۱۵	۰/۱۰	۰/۱۳	۰/۲۱	۱							
۸	۰/۲۳	۰/۲۸	۰/۲۶	۰/۰۴	۰/۱۸	۰/۳۵	۰/۲۳	۱						
۹	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۲۷	۰/۱۹	۰/۱۶	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۲۷	۱					
۱۰	۰/۰۴	۰/۰۸	-۰/۰۱	۰/۰۹	-۰/۰۳	۰/۰۵	-۰/۰۷	۰/۱۵	۰/۱۱	۱				
۱۱	۰/۱۵	۰/۲۲	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۱۷	۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۳۶	۰/۲۹	۰/۴۷	۱			
۱۲	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۲۲	۰/۰۵	۰/۳۰	۰/۱۸	۰/۲۳	۰/۳۴	۱		
۱۳	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۲۴	۰/۱۶	۰/۲۶	۰/۲۱	۰/۱۶	۰/۳۰	۰/۲۶	۰/۱۸	۰/۳۴	۰/۳۰	۱	
۱۴	۰/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۰۸	۰/۱۹	۰/۲۹	۰/۲۲	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۲۴	۰/۳۴	۰/۲۳	۰/۵۵	۱

^۱ Mundfrom , Shaw & Ke

^۲ Tabachnick & Fidell

^۳ Kaiser_Meyer_Olkin (KMO)

^۴ Ferrando

در بررسی کفایت ماتریس ضرایب همبستگی داده‌ها، شاخص کیرس - مایر - الکین، برای کل ابزار مقدار ۰/۷۸ به دست آمد که در سطح خوب و قابل قبول است (موودودو و سینک^۱، ۲۰۱۳) از سوی دیگر آزمون کروییت بارتلت^۲ با مقدار ۵۴۹/۸۵ و درجه آزادی ۹۱ در سطح یک هزارم معنادار گزارش شد که نشان از کفایت ماتریس ضرایب همبستگی دارد (بارتلت، ۱۹۵۰)

در اجرای تحلیل عاملی اکتشافی به منظور جلوگیری از سوگیری موجود در روش عامل‌یابی^۳ شباهت حداکثری^۴، روش عامل‌یابی محور اصلی^۵ به کار گرفته شد (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۱۹). از سوی دیگر به منظور تصمیم‌گیری در رابطه با تعداد عواملی محتمل از روش‌های تحلیل موازی^۶، نمودار صخره‌ای^۷ تحلیل موازی، نمودار صخره‌ای، حداقل متوسط جزئی^۸ و نمودار تحلیل شبکه‌ای^۹ (گودینو و اسپنگ^{۱۰}، ۲۰۱۷) استفاده گردید که تمام این روش‌ها وجود دو عامل را پیشنهاد دادند. از سوی دیگر باتوجه به احتمال وجود همبستگی میان مولفه‌های موجود در علوم انسانی از میان چرخش‌های مایل و متعامد، چرخش پروماکس^{۱۱} که یک چرخش مایل است مورد استفاده قرار گرفت. در نهایت تحلیل عاملی اکتشافی با روش عامل‌یابی محور اصلی و چرخش پروماکس با محدود کرده عوامل به دو اجرا گردید. نتایج نشان می‌دهد که ساختار اکتشافی در مجموع ۳۷ درصد از واریانس کل ابزار را تبیین می‌کند (جدول ۲).

جدول ۲. مؤلفه‌های حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی نسخه فارسی ابزار ذهن‌آگاهی در تدریس

عامل	مقدار ویژه	درصد تبیین واریانس	درصد تبیین واریانس تراکمی
یکم	۲/۲۶	۱۶/۰۰	۱۶/۰۰
دوم	۲/۰۵	۱۵/۰۰	۳۷/۰۰

^۱ Mvududu & Sink

^۲ Bartlett's test of sphericity

^۳ factor extraction method

^۴ maximum likelihood

^۵ principal axis

^۶ Parallel analysis

^۷ scree plot

^۸ minimum average partial (MAP)

^۹ network analysis plot

^{۱۰} Golino & Epskamp

^{۱۱} promax

بررسی نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان می‌دهد که عامل یکم و دوم به ترتیب همان مولفه‌های درون‌فردی و میان‌فردی در نسخه اصلی ابزار هستند. از ۱۴ آیتم موجود در نسخه اصلی ابزار، ۶ آیتم بر روی عامل یکم و ۷ آیتم بر روی عامل دوم بارگذاری شدند. آیتم شماره هفت بر هیچ‌یک از عوامل بارگذاری قابل قبولی نداشت (کم‌تر از ۰/۳) بنابراین از ساختار کنار گذاشته شد. از سوی دیگر، با توجه به سازه نظری ابزار ذهن آگاهی در تدریس، آیتم‌های شماره هشت و نه به بعد درون‌فردی ذهن آگاهی تعلق دارند که با توجه به نتایج تحلیل عاملی اکتشافی این دو آیتم بر روی عامل مربوط به بعد میان‌فردی بارگذاری شده‌اند (جدول ۳). همچنین نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که کلیه خرده‌مقیاس‌ها از ضرایب آلفا (بین ۰/۷۳ و ۰/۷۴) و امگا (۰/۸۲ و ۰/۸۳) مناسبی برخوردار هستند (دیویلر-رئولون، ۲۰۱۷).

جدول ۳. آیتم‌ها و ویژگی‌های روانسنجی هر یک از عوامل مستخرج از تحلیل عاملی اکتشافی نسخه فارسی ابزار ذهن آگاهی در تدریس

عامل	آیتم	میانگین	انحراف استاندارد	بارعواملی	همبستگی با نمره کل	همبستگی با خرده مقیاس	آلفا	امگا
یکم	۳	۴/۳۰	۰/۹۲	۰/۷۹	۰/۴۹	۰/۵۸	۰/۷۳	۰/۸۲
	۱	۴/۳۲	۰/۹۳	۰/۶۲	۰/۴۱	۰/۴۹		
	۶	۴/۳۸	۰/۸۰	۰/۵۳	۰/۵۰	۰/۴۵		
	۵	۳/۶۶	۱/۰۴	۰/۵۱	۰/۳۸	۰/۴۴		
	۲	۴/۲۰	۰/۷۷	۰/۴۹	۰/۴۳	۰/۴۶		
	۴	۴/۰۲	۱/۰۱	۰/۴۵	۰/۳۲	۰/۳۸		
دوم	۱۱	۴/۳۵	۰/۷۰	۰/۷۳	۰/۴۶	۰/۵۷	۰/۷۴	۰/۸۳
	۱۴	۳/۷۰	۰/۸۹	۰/۶۱	۰/۵۰	۰/۵۷		
	۱۰	۴/۰۵	۰/۹۴	۰/۵۸	۰/۲۰	۰/۳۴		
	۱۳	۳/۸۲	۰/۸۷	۰/۵۲	۰/۴۸	۰/۵۰		
	۱۲	۴/۵۱	۰/۶۴	۰/۴۵	۰/۳۴	۰/۴۰		
	۸	۴/۵۳	۰/۷۰	-۰/۴۱	۰/۴۷	۰/۴۳		
	۹	۴/۱۸	۰/۹۴	-۰/۳۴	۰/۴۷	۰/۳۹		

تحلیل عاملی تأییدی بر روی زیر مجموعه دوم: تحلیل عاملی تأییدی به منظور بررسی روایی ساختار عاملی، بر روی داده‌های زیر مجموعه دوم با در نظر گرفتن سه مدل رقیب، اجرا گردید. این سه مدل عبارت‌اند از: مدل اول، ساختار نسخه اصلی ابزار متشکل از ۱۴ آیتم؛ مدل دوم، ساختار حاصل تحلیل عاملی اکتشافی متشکل از ۱۳ آیتم و مدل سوم، مدل حاصل از اصلاح ساختار اکتشافی با کنار گذاشتن دو آیتم شماره هشت و نه. شاخص‌های برازش در نظر گرفته شده عبارتند از: آماره χ^2 دو، شاخص برازش

مقایسه‌ای، شاخص برازش غیرنرمال^۱، ریشه میانگین مربعات خطای تقریب^۲، شاخص تاکر-لوئیس^۳ و ریشه میانگین مجذور باقی‌مانده استاندارد^۴. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل‌های رقیب در تحلیل عاملی تأییدی نسخه فارسی ابزار

مدل‌های رقیب	۲X	DF	SR MR	RMES A	TLI	N N FI	C F I
مدل اول	۱۷۶/۴۳	۷۶	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۵
مدل دوم	۱۱۰/۳۸	۶۴	۰/۰۸	۰/۰۶	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۸
مدل سوم	۶۸/۱۰	۴۳	۰/۰۷	۰/۰۶	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که مدل سوم نسبت به دیگر مدل‌های رقیب در تمام شاخص‌ها عملکرد بهتری دارد؛ از این رو به به‌عنوان مدل نهایی نسخه فارسی ابزار ذهن‌آگاهی در تدریس انتخاب می‌گردد. جدول ۵ حاکی از آن است که عوامل ساختار نهایی دارای همگونی درونی ۰/۷۲ تا ۰/۷۳ برای ضریب آلفا و ۰/۷۸ تا ۰/۸۳ برای امگا می‌باشند که تمام این مقادیر در بازه متوسط تا خوب قرار دارند (دولیس، ۲۰۱۷).

جدول ۵. آیت‌ها و ویژگی‌های روانسنجی هر یک از عوامل ساختار نهایی از تحلیل زیرمجموعه دوم داده‌های نسخه فارسی ابزار ذهن‌آگاهی در تدریس

آیت‌م	میانگین	انحراف استاندارد	بارعاملی	همبستگی با نمره کل	همبستگی با خرده مقیاس	آلفا	امگا
۱	۴/۳۴	۰/۹۳	۰/۵۰	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۷۳	۰/۸۳
۲	۴/۱۸	۰/۸۲	۰/۵۵	۰/۴۱	۰/۴۶		
۳	۴/۲۴	۰/۹۹	۰/۸۰	۰/۴۸	۰/۶۲		
۴	۳/۹۹	۱/۰۴	۰/۴۶	۰/۳۴	۰/۴۰		
۵	۱/۰۴	۳/۶۵	۰/۴۷	۰/۳۳	۰/۴۰		
۶	۷/۹۰	۴/۳۸	۰/۵۴	۰/۴۸	۰/۴۷		

¹ Non_Normed Fit Index (NNFI)

² root mean square error of approximation

³ Tucker-Lewis Index (TLI)

⁴ Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)

۱۰	۴/۰۴	۰/۹۴	۰/۵۹	۰/۲۰	۰/۴۱		
۱۱	۴/۳۴	۰/۷۱	۰/۷۷	۰/۴۳	۰/۵۹		
۱۲	۴/۵۰	۰/۶۵	۰/۴۹	۰/۳۵	۰/۴۰	۰/۷۲	۰/۷۸
۱۳	۳/۸۴	۰/۸۸	۰/۵۸	۰/۴۶	۰/۵۲		
۱۴	۳/۶۸	۰/۸۸	۰/۵۲	۰/۴۱	۰/۴۵		

باهدف بررسی روایی همگرا، روابط میان سه ابزار ذهن آگاهی، آگاهی توجه ذهنی و ذهنی سازی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحلیل همبستگی پیرسون در جدول ۶ نشان می دهد که هر سه نمره ذهن آگاهی کل، درون فردی و میان فردی با هر سه نمره آگاهی توجه ذهنی، ذهنی سازی قطعیت و ذهنی سازی عدم قطعیت همبستگی دارند که در سطح کوچکتر از یک هزارم معنادار است. از سوی دیگر نتایج تحلیل نشان می دهد که همبستگی میان نمره کل ذهن آگاهی و هر کدام از خرده مقیاس های درون فردی (۰/۸۶) و میان فردی (۰/۷۴) بسیار قوی است؛ درحالی که همبستگی میان دو خرده مقیاس میان فردی و درون فردی (۰/۲۹) در سطح متوسط است.

جدول ۶. روایی همگرا مدل نهایی نسخه فارسی ذهن آگاهی در تدریس در کل نمونه پژوهش

مقیاس	نمره کل ذهن آگاهی در تدریس	نمره ذهن آگاهی درون فردی در تدریس	نمره ذهن آگاهی میان فردی در تدریس
همبستگی (معناداری)	همبستگی (معناداری)	همبستگی (معناداری)	همبستگی (معناداری)
نمره کل ذهن آگاهی در تدریس	۱	۰/۸۶p<۰/۰۰۱	۰/۷۴p<۰/۰۰۱
نمره ذهن آگاهی درون فردی در تدریس	۰/۸۶p<۰/۰۰۱	۱	۰/۲۹p<۰/۰۰۱
نمره ذهن آگاهی میان فردی در تدریس	۰/۷۴p<۰/۰۰۱	۰/۲۹p<۰/۰۰۱	۱
نمره کل آگاهی توجه ذهنی	۰/۵۸p<۰/۰۰۱	۰/۵۷p<۰/۰۰۱	۰/۳۳p<۰/۰۰۱
نمره خرده مقیاس قطعیت ^۱	۰/۴۳p<۰/۰۰۱	۰/۳۸p<۰/۰۰۱	۰/۳۰p<۰/۰۰۱
نمره خرده مقیاس عدم قطعیت ^۲	- ۰/۲۵p<۰/۰۰۱	- ۰/۲۴p<۰/۰۰۱	- ۰/۱۵p<۰/۰۰۱

^۱ . RFQc

^۲ . RFQu

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه، انطباق و اعتبارسنجی مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس در میان معلمان ایرانی بود. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی به طور کلی از ساختار دو عاملی ابزار (شامل ذهن‌آگاهی درون‌فردی و میان‌فردی) حمایت کرد که با مطالعه اصلی فرانک و همکاران (۲۰۱۶) و سایر اعتبارسنجی‌ها در فرهنگ‌های مختلف همسو است. نتایج حاصل از این پژوهش همچنین با بخشی از یافته‌های پژوهش کسرای و پورافروز (۱۴۰۴)، زنگنه‌بایکی و زرگانی (۱۴۰۳)، تسانگ^۱ و همکاران (۲۰۲۱)، کرین و همکاران (۲۰۲۱) و محمدی و همکاران (۱۳۹۹) همسو بود.

نتایج حاصل از پژوهش کسرای و پورافروز (۱۴۰۴) نشان داد که ذهن‌آگاهی مولفه‌ای مهم و تاثیرگذار بر سبک تدریس معلمان است. یافته‌های حاصل از پژوهش محمدی و همکاران (۱۳۹۹) حاکی از آن است که مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی هم بر سلامت حرفه‌ای معلمان (کاهش استرس و فرسودگی) و هم بر یادگیری دانش‌آموزان (پیشرفت تحصیلی و کیفیت تعاملات) تأثیر مثبت دارد. معلمان می‌توانند از طریق تقویت بُعد معنوی، افزایش توانایی حضور در لحظه حاضر، کاهش قضاوت‌های زود هنگام، و استفاده از تمرینات ذهن-بدن، ظرفیت ذهن‌آگاهی خود را در تدریس ارتقا داده و به اثربخشی کلاس درس کمک کنند. نتایج پژوهش تسانگ و همکاران (۲۰۲۱) نشان داد تدریس ذهن‌آگاهانه معلمان با تمرکز بر بهبود مدیریت احساسات و افزایش بهزیستی آنان، نقش مهمی در کاهش استرس و ارتقاء کیفیت تدریس دارد.

ذهن‌آگاهی در حوزه آموزش و به‌ویژه در میان معلمان اهمیت زیادی دارد، زیرا توانایی معلمان در مدیریت توجه و هیجانات خود می‌تواند کیفیت تعاملات کلاسی، یادگیری دانش‌آموزان و سلامت روانی معلمان را بهبود بخشد (براون و رایان، ۲۰۰۳؛ انور و همکاران، ۲۰۲۲). مطالعات پیشین نشان داده‌اند که معلمان با سطوح بالای ذهن‌آگاهی، قادر به کنترل بهتر واکنش‌های هیجانی خود در موقعیت‌های استرس‌زا هستند و این موضوع می‌تواند بر رضایت شغلی، توانمندی حرفه‌ای و کیفیت تدریس آنان تأثیرگذار باشد (فرانک و همکاران، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، نظریه‌های روان‌شناسی مثبت و آموزش شناختی-رفتاری تأکید می‌کنند که توجه آگاهانه و تمرکز بر لحظه حاضر، مهارت‌های درون‌فردی و میان‌فردی معلمان را تقویت می‌کند و به بهبود عملکرد و تعامل با دانش‌آموزان منجر می‌شود (بارانی و همکاران، ۲۰۲۰؛ ایگان و همکاران، ۲۰۲۲).

یافته‌های این مطالعه را می‌توان در سه چارچوب نظری مکمل تبیین کرد. نخست، نظریه ذهن‌آگاهی (کابات-زین، ۲۰۰۳) تأکید می‌کند که توجه غیرقضاوتی به لحظه حاضر، زمینه‌ساز خودتنظیمی هیجانی و

1 Tsang

کاهش رفتارهای واکنشی است. دوم، از منظر نظریه دلبستگی، توانایی معلمان در تنظیم هیجانات و حفظ حضور ذهن در تعامل با دانش‌آموزان، بازتابی از سیستم دلبستگی ایمن است که به معلم اجازه می‌دهد هیجان‌های منفی را بدون فروپاشی پردازش کند (کالوو و همکاران، ۲۰۲۰). سوم، (نظریه متالیزیشن فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶) چارچوبی برای تمایز دو خرده‌مقیاس فراهم می‌کند: ذهن‌آگاهی درون‌فردی با "متالیزیشن خود" و ذهن‌آگاهی میان‌فردی با "متالیزیشن دیگران" مرتبط است (هیدن و همکاران، ۲۰۱۹). یکپارچگی این سه نظریه نشان می‌دهد که معلمی با ذهن‌آگاهی درون‌فردی بالا، از آرامش درونی بیشتری برخوردار بوده و ظرفیت بیشتری برای پاسخ‌دهی به نیازهای دانش‌آموزان دارد (براس و همکاران، ۲۰۲۱).

یافته‌های تحلیل عاملی اکتشافی به طور کلی از ساختار دو عاملی ابزار (شامل ذهن‌آگاهی درون‌فردی و میان‌فردی) حمایت کرد که با الگوی نظری اولیه مطابقت دارد (فرانک و همکاران، ۲۰۱۶). با این حال، داده‌ها نکات ظریفی را در مورد تأثیر بافت فرهنگی بر درک مفاهیم آشکار ساخت. آیتم هفت («بزرگتر حس کردن حادثه دردناک») به هیچ عاملی بارگذاری نداشت که می‌تواند ناشی از ابهام معنایی یا تفاوت‌های فرهنگی در پردازش هیجان‌های منفی باشد (زمان‌پور و همکاران، ۲۰۲۵). مهم‌تر از آن، آیتم‌های ۸ و ۹ که در مدل اصلی متعلق به خرده‌مقیاس درون‌فردی بودند (مانند "گوش ندادن به دانش‌آموزان" و "مقایسه با دیگر معلمان")، در این مطالعه بر عامل میان‌فردی بارگذاری شدند. این تغییر را می‌توان با فرهنگ جمع‌گرای ایرانی تبیین کرد: در این فرهنگ، چنین رفتارهایی بیش از آنکه نشانه فقدان آگاهی درونی باشند، به‌عنوان نقص در مهارت‌های ارتباطی و تعهد اجتماعی تفسیر می‌شوند (لایو و همکاران، ۲۰۰۶؛ دیویلر-رئولون و همکاران، ۲۰۲۲). این یافته بر ضرورت تطبیق فرهنگی عمیق ابزارهای روان‌سنجی، فراتر از ترجمه صرف، تأکید می‌کند.

پس از حذف آیتم‌های مشکل‌دار، ساختار اصلاح‌شده دو عاملی در تحلیل عاملی تأییدی برازش مطلوبی نشان داد. ضرایب آلفای کرونباخ و امگا نیز پایایی قابل قبولی را گزارش کردند که مطابق با نظریه‌های روان‌سنجی، حذف آیتم‌های نامناسب ثبات درونی ابزار را افزایش می‌دهد (دولیس، ۲۰۱۷؛ ۲۰۲۲).

بررسی روایی همگرا نیز مؤید اعتبار ابزار بود؛ به طوری که هر دو خرده‌مقیاس با ابزارهای آگاهی توجه ذهنی و ذهنی‌سازی همبستگی مثبت و معناداری داشتند (دروگر و همکاران، ۲۰۲۰؛ فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶). این نتایج از یکپارچگی نظریه‌های ذهن‌آگاهی، دلبستگی و متالیزیشن حمایت می‌کند: معلمی که از طریق ذهن‌آگاهی درون‌فردی، حالت‌های ذهنی خود را به خوبی تنظیم می‌کند (متالیزیشن خود)، از آرامش

درونی بیشتری برخوردار است (بازتاب دلبستگی ایمن) و در نتیجه ظرفیت روان‌شناختی و شناختی بیشتری برای درک و پاسخ‌دهی به نیازهای دانش‌آموزان (متتالیزیشن دیگران و ذهن‌آگاهی بین‌فردی) خواهد داشت (براس و همکاران، ۲۰۲۱).

با وجود دستاوردهای ذکر شده، این مطالعه با محدودیت‌هایی نیز روبرو بود. نخست، طراحی مقطعی و عدم بررسی پایایی بازآزمون، قضاوت درباره ثبات نمرات در طول زمان را محدود ساخت. دوم، نمونه‌گیری در دسترس از معلمان تهران، تعمیم‌پذیری نتایج به سایر مناطق و اقوام را محدود کرد. سوم، استفاده انحصاری از خودگزارشی ممکن است با سوگیری‌هایی مانند پاسخ‌دهی اجتماعاً مطلوب همراه باشد. چهارم، ابزار فعلی ممکن است تمام ابعاد بومی ذهن‌آگاهی در فرهنگ ایرانی را پوشش ندهد.

این مطالعه نشان داد که مقیاس ذهن‌آگاهی در تدریس پس از اصلاحات لازم، ابزاری روا و پایا برای جامعه معلمان ایران است. تأیید ساختار دو عاملی، تمایز مفهومی بین آگاهی درونی و میان‌فردی را تقویت می‌کند. یافته‌ها از یکپارچگی نظری بین ذهن‌آگاهی، دلبستگی و متتالیزیشن حمایت کرده و نشان می‌دهند که معلمی با ذهن‌آگاهی درون‌فردی بالا (متتالیزیشن خود)، از آرامش درونی بیشتری برخوردار است (دلبستگی ایمن) و ظرفیت بیشتری برای درک نیازهای دانش‌آموزان (متتالیزیشن دیگران) دارد.

این مطالعه همچنین بر اهمیت تطبیق فرهنگی عمیق تأکید می‌کند و نشان می‌دهد که حتی سازه‌های جهانشمول تحت تأثیر بافت فرهنگی قرار می‌گیرند. این ابزار می‌تواند در پژوهش‌ها، ارزیابی مداخلات، و سیاست‌گذاری‌های آموزشی برای بهبود کیفیت آموزش و حمایت از سلامت روانی معلمان مورد استفاده قرار گیرد. به طور کلی، این پژوهش افق‌های جدیدی برای تحقیقات میان‌رشته‌ای در تقاطع روان‌شناسی فرهنگی، آموزشی و علوم اعصاب شناختی می‌گشاید.

منابع

بارانی، حمیده؛ سلامت، پریسا و فولادچنگ، محبوبه (۱۳۹۹). ویژگی‌های روانسنجی مقیاس ذهن‌آگاهی نوجوان و بزرگسال (AAMS). فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی دانشگاه علامه، ۱۰(۳۹)، ۱۲۳-۱۵۲.

<https://doi.org/10.22054/jem.2020.51932.2040>

پیری، رضا؛ گل محمدنژاد، غلامرضا و حبیبی، رامی. (۱۴۰۴). اثربخشی آموزش کاهش استرس مبتنی بر ذهن‌آگاهی بر استرس ناشی از انتظارات تحصیلی و خودناتوان‌سازی دانش‌آموزان دختر. مطالعات روان‌شناسی تربیتی، ۲۲(۵۷)، ۸۶-۵۹.

<https://doi.org/10.22111/jeps.2025.45565.5424>

زمان پور ملیحه، پیرانی ذبیح، عباسی مسلم، تقوایی داوود. ارائه مدل ساختاری سلامت اجتماعی براساس تجارب زندگی و نگرش‌های صمیمانه با نقش واسطه‌ای احساسات مثبت نسبت به همسر. سالمند: مجله سالمندی ایران.

<http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-2840-fa.html>. ۳۱۹-۳۰۴: (۲) ۲۰؛ ۱۴۰۴

زنگنه‌بایکی، زهره و زرگانی، هدیه. (۱۴۰۳). بررسی رابطه ذهن آگاهی با سبک تدریس معلمان با توجه به نقش میانجی خودکارآمدی. فصلنامه علمی تخصصی پژوهش‌های نوین در روانشناسی، ۵(۴).

<https://psjournal.ir/fa/paper.php?pid=317>

کسرائی، ریحانه و پورافروز، الهام. (۱۴۰۴). رابطه ذهن آگاهی و سبک تدریس با نقش میانجی‌گری هیجانات فردی معلمان. کاوش‌های نوین در علوم محاسباتی و مدیریت رفتاری.

<https://doi.org/10.22034/necsbm.2025.488727.1091>

محمدی، مهدی؛ ناصری‌جهرمی، رضا؛ مختاری، زینب؛ حسام‌پور، زهرا و ناصری‌جهرمی، راحیل. (۱۳۹۹). تجارب زیسته معلمان دوره ابتدایی از ذهن آگاهی حین تدریس: یک پژوهش کیفی. فصلنامه علمی تدریس‌پوهشی، ۸(۱)، ۳۷-۱۹.

<https://ensani.ir/file/download/article/1623147070-10397-99-171.pdf>

References

- Anwar, Z., Yanti, H., Susanto, N. A., Rachma, A., Damayanti, V., & Damayanti, S. (2022). Online Mindfulness-Based Cognitive Therapy: Interventions to Increase Resilience of the Covid-19 Patients Through Cyberpsychology Approach. *Revista iberoamericana de psicología del ejercicio yel deporte*, 17(3), 87-90. <https://journals.pan.pl/dlibra/show-content?id=124286>
- Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, 13, 27-45. doi: 10.1177/1073191105283504.
- Barani, H., Salamat, S. P., & Fouladchang, M. (2020). Psychometric Properties of Adolescent and Adult Mindfulness Scale (AAMS). *Quarterly of Educational Measurement*, 10(39), 123-152. doi: 10.22054/jem.2020.51932.2040
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3(2), 77-85. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x>
- Brass, M., Guter, S., & Lamm, C. (2021). The role of the anterior insular cortex in social emotions. *Brain Structure and Function*, 226(4), 1081-1093. <https://doi.org/10.1007/s00429-020-02192-6>
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 822-848. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.4.822>

- Burgess, E. E., Selchen, S., Diplock, B. D., & Rector, N. A. (2021). A brief mindfulness-based cognitive therapy (MBCT) intervention as a population-level strategy for anxiety and depression. *International Journal of Cognitive Therapy*, 14, 380-398. <https://doi.org/10.1007/s41811-021-00105-x>
- Calvo, V., Bianco, F., & Martínez, M. (2020). Attachment and emotion regulation in teachers: Implications for classroom relationships. *Teaching and Teacher Education*, 92, 103041. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2020.103041>
- Crane, R., Koerbel, L., Sansom, S., & Yiangou, A. (2020). Assessing mindfulness-based teaching competence: Good practice guidance. *Global Advances in Health and Medicine*, 9, 1-4. <https://doi.org/10.1177/2164956120973627>
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development: Theory and applications* (4th ed.). Sage.
- Devillers -Réolon, L., Mascaret, N., & Sleimen -Malkoun, R. (2022). Online Mindfulness Intervention, Mental Health and Attentional Abilities: A Randomized Controlled Trial in University Students During COVID -19 Lockdown. *Front. Psychol.* 13:889807
- Dionne, F. (2016). Using acceptance and mindfulness to reduce procrastination among university students: Results from a pilot study. *Revista Prâksis*, 1, 8-20. <https://doi.org/10.25112/rp.v1i0.431>
- Drogar, E., Fathi-Ashtiani, A., & ashrafi, E. (2020). Validation and Reliability of the Persian Version of the Mentalization Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 12(1), 1-12. doi: 10.22075/jcp.2020.18897.1745
- Dulais, J. (2017). *Modern psychometrics with R*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-93177-7>
- Dulais, J. (2022). Reliability analysis in psychological research: A primer. *Journal of Personality Assessment*, 104(1), 1-12. <https://doi.org/10.1080/00223891.2021.1912065>
- Egan, H., O'hara, M., Cook, A., & Mantzios, M. (2022). Mindfulness, self-compassion, resiliency and wellbeing in higher education: a recipe to increase academic performance. *Journal of Further and Higher Education*, 46(3), 301-311. <https://doi.org/10.1080/0309877X.2021.1912306>
- Flook, L., Goldberg, S. B., Pinger, L., Bonus, K., & Davidson, R. J. (2013). Mindfulness for teachers: A pilot study to assess effects on stress, burnout and teaching efficacy. *Mind, Brain, and Education*, 7(3). <https://doi.org/10.1111/mbe.12026>
- Fonagy, P., Luyten, P., Allison, E., & Campbell, C. (2016). What we have changed our minds about: Part 2. Borderline personality disorder, mentalization, and attachment.

- Borderline Personality Disorder and Emotion Dysregulation*, 3(1), 9. <https://doi.org/10.1186/s40479-016-0041-9>
- Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins, A., Lee, Y.W., Warren, F., Howard, S., Ghinai, R., Fearon, P., & Lowyck, B. (2016). Development and validation of a selfreport measure of mentalizing: The reflective functioning questionnaire. *PLoS One*, 8, 11(7), e0158678. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
- 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.
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PlosOne*, 12(6), 1–26. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Hayden, K. E., Müllauer, P. K., & Sharp, C. (2019). Mentalizing in teachers: Associations with emotion regulation and reflective functioning. *Mindfulness*, 10(12), 2543–2554. <https://doi.org/10.1007/s12671-019-01200-5>
- Hemming, P. J., & Arat, A. (2024). Promoting mindfulness in education: Scientisation, psychology and epistemic capital. *Current Sociology*, 73(3). <https://doi.org/10.1177/00113921231223180>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jennings, P. A., & Greenberg, M. T. (2009). The prosocial classroom: teacher social and emotional competence in relation to student and classroom outcomes. *Review of Educational Research*, 79, 491–525. <https://doi.org/10.3102/0034654308325693>
- Joshanloo, M. (2019). Investigating the relationships between subjective well -being and psychological well -being over two decades. *Emotion*, 19(1), 183 -195. <https://doi.org/10.1037/emo0000414>
- Kabat-Zinn, J. (2003). Mindfulness-based interventions in context: Past, present, and future. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 144–156. <https://doi.org/10.1093/clipsy.bpg016>
- Khoruzha, L. L., Bratko, M. V., Palamar, S. P., Leontieva, I. V., Kozyr, M. K., Tadeush, O. M., & Klepar, M. V. (2025). Adaptive educational technologies for overcoming the psycho-emotional barriers of higher education students in conditions of uncertainty. *Wiadomości Lekarskie Medical Advances*, 77(6), 1071-1078. <https://doi.org/10.1177/09731342221127959>
- Khoury, B., Sharma, M., Rush, S. E. & Fournier, C. (2015). Mindfulness -based stress reduction for healthy individuals: a meta -analysis. *Journal of Comparing the Effectiveness of Positive, Resilience and Mindfulness Training Packages on*

- Students' Academic, *Psychosomatic Research*, 78(6), 519 - 528.
<https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2015.03.009>
- Klimecki, O., & Singer, T. (2012). *Empathic distress fatigue rather than compassion fatigue? Integrating findings from empathy research in psychology and social neuroscience*. In B. Oakley, A. Knafo, G. Madhavan, & D. S. Wilson (Eds.), *Pathological altruism* (pp. 368–383). New York: Oxford University Press.
- Kumari, K., & Biswas, S. Self Confidence and its Role in Overcoming the Academic Challenges in Undergraduate Level in Bokaro. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Kuroda, Y., Yamakawa, O., & Ito, M. (2022). Benefits of mindfulness in academic settings: trait mindfulness has incremental validity over motivational factors in predicting academic affect, cognition, and behavior. *BMC Psychol*, 10(48).
<https://doi.org/10.1186/s40359-022-00746-3>
- Lau, M., Bishop, S. R., Segal, Z. V., Buis, T., Anderson, N. D., Carlson, L., Shapiro, S., Carmody, J., Abbey, S., & Devins, G. (2006). The Toronto Mindfulness Scale: development and validation. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1445–1467. doi: 10.1002/jclp.20326.
- Lorenzo-Seva U. (2022). SOLOMON: a method for splitting a sample into equivalent subsamples in factor analysis. *Behavior research methods*, 54(6), 2665–2677.
<https://doi.org/10.3758/s13428-021-01750-y>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. *Methodology*, 17(4), 296–306. <https://doi.org/10.5964/meth.7185>
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2016). *Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change* (2nd ed.). Guilford Press.
- Mundfrom, D. J., Shaw, D. G., & Ke, T. L. (2005). Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159–168. https://doi.org/10.1207/s15327574ijt0502_4
- Mvududu, N. H., & Sink, C. A. (2013). Factor analysis in counseling research and practice. *Counseling Outcome Research and Evaluation*, 4(2), 75–98.
<https://doi.org/10.1177/2150137813494766>
- Orcan, F. (2018). Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Which One to Use First? *Journal of Measurement and Evaluation in Education and Psychology*, 9(4), 414–421. <https://doi.org/10.21031/epod.394323>
- Peter, A., Srivastava, R., Agarwal, A., & Singh, A. P. (2022). The Effect of Mindfulness-based Cognitive Therapy on Anxiety and Resilience of the School Going Early Adolescents with Anxiety. *Journal of Indian Association for Child and*

- Adolescent Mental Health, 18(2), 176-185. <https://doi.org/10.1177/09731342221127959>
- Pozas, M., Letzel-Alt, V., & Schwab, S. (2023). The effects of differentiated instruction on teachers' stress and job satisfaction. *Teaching and Teacher Education*, 122, 103962. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2022.103962>
- Rayan, A. (2019). Mindfulness, self-efficacy, and stress among final-year nursing students. *Journal of psychosocial nursing and mental health services*, 57(4), 49-55. doi: 10.3928/02793695-20181031-01.
- Revelle, W. (2021). *Psych: Procedures for Personality and Psychological Research* (Version 2.2.9). [R package]. Evanston, Illinois: Northwestern University. Available from <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Siegel, Daniel J. (2016). The integration of attachment, mindfulness, and neuroscience. In *Attachment across Clinical and Cultural Perspectives* (pp. 185–201). Routledge.
- Sulosaari, V., Unal, E., & Cinar, F. I. (2022). The effectiveness of mindfulness-based interventions on the psychological wellbeing of nurses: A systematic review. *Applied Nursing Research*, 151565. <https://doi.org/10.1016/j.apnr.2022.151565>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using Multivariate Statistics* (7th ed.). Pearson.
- Tsang, K. K. Y., Shum, K. K., Chan, W. W. L., Li, S. X., Kwan, H. W., Su, M. R., Wong, B. P. H., & Lam, S. (2021). Effectiveness and mechanisms of mindfulness training for school teachers in difficult times: A randomized controlled trial. *Mindfulness*, 12(11), 2820-2831. <https://doi.org/10.1007/s12671-021-01750-1>
- Zeileis A, & Paterson, C. (2020). *Careless: Procedures for Computing Indices of Careless Responding*. R package version 1.1. Available at <https://CRAN.Rproject.org/package=careless>.
- Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal Versions of Coefficients Alpha And Theta For Likert Rating Scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21-29. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1177992180>