ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی

Psychometric Properties of the Persian Version of the Interpersonal Mindfulness Scale

محسن محمدپور*
دانشجوی دکتری روان شناسی بالینی
دانشگاه علوم پزشکی ایران

سمیه پورشمس
دانشجوی کارشناسی‌ارشد روان‌شناسی بالینی
دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب

Mohsen Mohammadpour
PhD. Candidate in clinical psychology
Iran University of Medical Science

Somayeh Pourshams
M.A student of clinical psychology
Islamic Azad University of South Tehran

سمیرا مرادی
دانشجوی کارشناسی‌ارشد روان‌شناسی بالینی
دانشگاه علوم پزشکی کرمانشاه

بهاره مرادحاصل
کارشناس‌ارشد روان‌شناسی شخصیت
دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران جنوب

Samira Moradi
M.A of in clinical psychology
Kermanshah University of Medical Science

Bahareh Moradhasel
M.A student of personality psychology
Islamic Azad University of South Tehran

مرضیه کلیوند
کارشناسی‌ارشد روان‌شناسی
دانشگاه لرستان

Marzieh Kolivand
M.A of psychology, University of Khoram Abad, Lorestan

چکیده:

هدف این پژوهش بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی بود. روش پژوهش توصیفی- همبستگی و جامعهٔ آماری افراد مراجعه‌کننده به بیمارستان رسول اکرم (ص) شهر تهران در بازهٔ زمانی مهر و آبان ۱۴۰۱ بود. ۳۲۱ نفر به روش نمونه‌برداری دردسترس انتخاب و به مقیاس‌های ذهن‌آگاهی بین‌فردی (پراتشر، رز، مارکوتیز و بتنکورت، ۲۰۱۹)، همدلی اساسی (جولیف و فارینگتون، ۲۰۰۶) و پریشانی روان‌شناختی کسلر (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲) پاسخ دادند. برای تحلیل داده‌ها از روش همسانی درونی به شیوهٔ آلفای کرونباخ و برای روایی سازه از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد ضریب آلفای کرونباخ برای نمرهٔ کل مقیاس ۰/۸۷ و برای زیرمؤلفه‌های حضور، آگاهی نسبت به خود و دیگری، پذیرش غیرقضاوتی و غیرواکنشی بودن به‌ترتیب ۰/۶۹، ۰/۸۳، ۰/۶۹ و ۰/۷۲ بود. مقیاس ذهن‌آگاهی بین فردی با مقیاس همدلی اساسی، همبستگی مثبت معنادار و با پریشانی روان‌شناختی، همبستگی منفی داشت. بر اساس نتایج به‌دست آمده نسخهٔ ایرانی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی ساختار چهارعاملی و اعتبار و روایی مناسبی را نشان داد و در پژوهش‌های مختلف می‌توان از آن برای سنجش ذهن‌آگاهی در تعامل‌های بین‌فردی استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی، تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار و روایی

Abstract

The aim of the study was to investigate the psychometric properties of the Persian version of the Interpersonal Mindfulness Scale. The method of descriptive-correlation research and the statistical population included all the people of Tehran who were referred to Rasul Akram Hospital in October and November of 1401. 321 people were selected by the available sampling method. Participants completed the Interpersonal Mindfulness Scale (Pratscher, Wood, King & Bettencourt. 2019), Basic Empathy Scale (Farrington, 2006), and Kessler's Psychological Distress Scale (Kessler et al., 2002 to examine convergent and divergent validity. For data analysis, the internal consistency method was used using Cronbach's alpha method, and for construct validity, confirmatory factor analysis was used. The results of factor analysis showed that the Cronbach's alpha coefficient for the total score of the scale was 0.87 and for the sub-components of presence, awareness of self and others, non-judgmental acceptance and non-reactivity were 0.69, 0.83, 0.69 and 0.72, respectively. The interpersonal mindfulness scale showed a significant positive correlation with the basic empathy scale (0.429) and a negative correlation with psychological distress (-0.356). Based on the obtained results, interpersonal mindfulness can have positive relationship consequences in interpersonal interactions. Overall, the Iranian version of the Interpersonal Mindfulness Scale showed a 4-factor structure and good reliability and validity, and it can be used in various research.

Keywords:: Interpersonal Mindfulness Scale, confirmatory factor analysis, reliability, validity

دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۲۱
پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۰

received: 02/05/2022
accepted: 10/05/2023

*Contact information: mohammadpour۵۷۱۱@gmail.com

این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد نویسندهٔ اول است.

مقدمه

مفهوم‌سازی ذهن‌آگاهی در دیدگاه‌های شرقی یا غربی به صراحت به بُعد بین فردی/ اجتماعی اشاره نمی‌کند، اما مکانیزم‌های توجه و آگاهی در این تعاریف فرایندهای درونی (مانند احساس‌ها بدنی) و محرک‌های بیرونی (مانند تعامل‌های بین‌فردی/ اجتماعی) را دربرمی‌گیرد (پنینی و دیگران، ۲۰۱۷؛ ترنت و دیگران، ۲۰۱۷). بررسی‌های در حال گسترش در قلمرو ذهن‌آگاهی[1] در درجهٔ اول بر روی افراد متمرکز شده اما، دادهٔ بسیار اندکی در مورد ذهن‌آگاهی در بافت بین‌فردی، مشاهده شده است. مراقبهٔ رسمی[2] اغلب یک تمرین درونی و انفرادی است که برای پرورش ذهن‌آگاهی اتخاذ می‌شود، اما ثمرهٔ این تمرین آوردن کیفیت وجودی به زندگی روزمره است (کابات‌زین، ۱۹۹۴). انبوهی از تعامل‌های بین‌فردی که در زندگی روزمره رخ می‌دهد فرصت‌هایی را برای افراد فراهم می‌کند تا در این مبادلات ذهن آگاه باشند. ذهن‌آگاهی معمولاً به عنوان توجه به یک شیوهٔ خاص " عمدی، در لحظهٔ حال، و بدون قضاوت" تعریف می‌شود (کابات‌زین، ۱۹۹۴). ذهن‌آگاهی جنبه‌ای از آگاهی است که شامل آگاهی باز و پذیرا از افکار، احساس‌ها، عواطف و احساس‌هایی است که در درون خود ایجاد می‌شود بدون این‌که واکنشی نشان دهد یا زیر نفوذ آن‌ها قرار گیرد (بیشاپ و دیگران، ۲۰۰۴). با توجه به اینکه ذهن‌آگاهی حداقل تا حدودی مستلزم آگاهی از تجارب خود است، پژوهش‌های زیادی تا به امروز بر روابط با متغیرهای درون‌فردی (مانند سازگاری روانی[3]) متمرکز شده است (بایر، اسمیت، هاپکینز، کریتمیر و تونی، ۲۰۰۶). با این وجود، علاقهٔ فزاینده‌ای به این موضوع وجود دارد که چگونه ذهن‌آگاهی ممکن است بر عملکرد بین‌فردی تأثیر بگذارد. ذهن‌آگاهی نه‌تنها می‌تواند برای روابط اجتماعی سودمند باشد (ارمنز، شلکنز و کاپن ،۲۰۱۷؛ مایر، پولک و ریمیرسوال، ۲۰۱۹)، بلکه در زمینهٔ تعامل‌های اجتماعی نیز اعمال می‌شود (کک و سینگر، ۲۰۱۷؛ مایر و دیگران، ۲۰۱۹). هوشیاربودن در حین تعامل با دیگران احتمالاً ارتباط‌های مؤثر را تقویت می‌کند که برای عملکرد سالم در روابط نزدیک، از جمله دوستی، حیاتی است (ایوانفسکی و ملهی، ۲۰۰۷؛ برگون، برگر و والدرن، ۲۰۰۰).

ذهن‌آگاهی می‌تواند به‌شیوه‌های مختلف در تعامل‌های بین‌فردی ظاهر شود. شاید قابل مشاهده‌ترین مثال، توجه به شخص دیگری باشد که در حال صحبت است. این حضور آگاهانه، یا خودنظم‌جویی[4] گوش‌دادن، به ما اجازه می‌دهد تا ساختارهای محدودکننده را مانند پاسخ‌های هیجانی[5] ریشه‌دار بر اساس تجربه‌های گذشته، ناتوانی در شنیدن دقیق آن‌چه کسی می‌گوید بر اساس پیش‌بینی آن‌چه که انتظار می‌رود و تعبیر نادرست نشانه‌های هیجانی[6] به دلیل روایت درونی مداوم که توانایی دیدن واضح را تحریف و اشتباه می‌کند، آزاد کند (پارکر، نلسون، ایپل و سیزل، ۲۰۱۵). یکی از شناخته‌شده‌ترین کاربردهای بین‌فردی ذهن‌آگاهی، والدگری ذهن‌آگاه است که به توانایی آوردن آگاهی بدون قضاوت و حال‌محور به تعامل‌های والد-کودک و تجربه‌های والدین اشاره دارد (دونکن، کوستورت و گرینبرگ ، ۲۰۰۹). بررسی‌ها نشان داده است که آموزش در تربیت آگاهانه کیفیت رفتارهای والدین را بهبود می‌بخشد (گنون، مکنزی، کالتن‌باخ و ابیتمارکو، ۲۰۱۷؛ مورتون، هلمینن و فلور، ۲۰۲۰)، تنیدگی والدین را کاهش می‌دهد و هم‌چنین کیفیت روابط والدین-نوجوان و مهارت‌های اجتماعی را بهبود می‌بخشد و کیفیت زندگی کودکان و علائم آسیب‌شناسی روانی کودکان و رفتارهای مشکل‌زا از جمله رفتارهای پرخاشگرانه را کاهش می‌دهد (دهکردیان، حمید، بشلیده و محرابی‌زاده هنرمند، ۲۰۱۷). در یک پژوهش اخیر، تأثیر مثبت آموزش والدگری

1. mindfulness
2. formal meditation
3. psychological adjustment
4. self-regulatory
5. emotional responses
6. emotional signals

توجه‌آگاهانه با مادران و نوزادان، هم بر مادر و هم بر نوزادان نشان داده شد (پوتارست، اکتر، رکسوینکل، ریگترینک و بوگلز ،۲۰۱۷؛ تاونشند، جردن، استفنسون و تسی، ۲۰۱۶). نخستین کوشش برای مفهوم‌سازی ذهن‌آگاهی بین‌فردی توسط دانکن و دیگران (۲۰۰۹) انجام شد و آن را براساس پنج بُعد تعریف کرد: ۱) گوش‌دادن با توجه کامل به دیگران، ۲) آگاهی متمرکز برحال از احساس‌های تجربه‌شده توسط خود و دیگران در طول تعامل، ۳) باز بودن و پذیرش افکار و احساس‌های دیگران، ۴) خودنظم‌جویی (از جمله واکنش‌پذیری کم و خودکار بودن در پاسخ به رفتارهای روزمرهٔ دیگران)، و ۵) شفقت[1] برای خود و دیگران (دونکن و دیگران، ۲۰۰۹). در راستای این مفهوم‌سازی نظری، یک ابزار ۳۱ مادّه‌ای ذهن‌آگاهی بین‌فردی در والدگری که با این مدل نظری هم‌راستا است، گسترش یافته است (دانکن و دیگران، ۲۰۰۹). این مقیاس برای بررسی آثار والدگری ذهن‌آگاه ایجاد شد و دارای پنج‌بُعد (الف) گوش‌دادن با توجه کامل، ب) پذیرش بدون قضاوت خود و فرزند، ج) آگاهی هیجانی از خود و کودک، (د) خودنظم‌جویی در روابط والدین و (ه) شفقت برای خود و کودک است. اخیراً، یک ابزار دوبُعدی ۲۸ مادّه‌ای قوی‌تر از نظر روش‌شناختی (یعنی نظم و انضباط ذهنی والدین و حضور در لحظه با کودک) در مورد والدگری[2] ذهن‌آگاه با عنوان پرسشنامهٔ ذهن‌آگاهی در والدگری ساخته و تأیید شده است (مک‌کفری، ریتمن و بلک، ۲۰۱۷). هم‌چنین یک ابزار دوبُعدی ۲۰ مادّه‌ای با عنوان مقیاس ذهن‌آگاهی در آموزش[3] که ذهن‌آگاهی درون‌فردی و بین‌فردی را در بین معلمان ارزیابی می‌کند (فرنک، جنینگ و گرینبرگ، ۲۰۱۶) و یک مقیاس ۵ مادّه‌ای تک‌بعدی از ذهن‌آگاهی در زمینهٔ روابط عاشقانه[4] (کیمز، جورکی، می، سریواستاوا و فینشام، ۲۰۱۸) نیز ابداع شده است. براساس مفهوم‌سازی ذهن‌آگاهی بین‌فردی دانکن و دیگران (۲۰۰۹)، پراتشر و دیگران (۲۰۱۹) اولین ابزار ویژهٔ غیرزمینه‌ای، یعنی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی[5] را توسعه دادند که مؤلفهٔ شفقت را نیز مستثنی می‌کند. هدف آن‌ها ایجاد ابزاری بود که به‌طور خاص بر روی ذهن‌آگاهی در چهارچوب تعامل‌های بین‌فردی متمرکز باشد. پراتشر و دیگران (۲۰۱۹) در مجموعه‌ای از پژوهش‌ها ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی را بررسی کردند. در پژوهش اول، فرایند تولید مادّه‌ها، توسعهٔ مقیاس و اصلاح مقیاس را شرح دادند. در پژوهش دوم ثبات زمانی و در پژوهش سوم همبستگی بین نمره‌های مقیاس مورد نظر و خودگزارش‌دهی‌های حاصل از تمرین‌های مراقبه را در نمونه‌ای از تمرین‌کنندگان مراقبه بررسی کردند. در نهایت برای ارائه شواهد بیشتر از روایی سازه مقیاس، در پژوهش چهارم همبستگی این مقیاس را با سایر مقیاس‌های نظری مرتبط مورد بررسی قرار دادند. این پژوهش‌ها از اعتبار و سودمندی بالقوهٔ آن حمایت کردند (پراتشر و دیگران ۲۰۱۹؛ شالمرز، پراتشر، بتنکورت و مدودو، ۲۰۲۱؛ مدودو، پراتشر، بتنکورت ،۲۰۲۰). بنابراین در مجموع با توجه به افزایش علاقه به آثار بین‌فردی و رابطه‌ای ذهن‌آگاهی و مفهوم ذهن‌آگاهی بین‌فردی از یک‌سو و توجه به تفاوت‌های فرهنگی مختلف در بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی ابزارهای جدید از سوی دیگر، این پژوهش با هدف بررسی ساختار عاملی و اعتبار و روایی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی در جمعیت عادی شهر تهران انجام شد.

روش

این پژوهش مقطعی و از نوع روان‌سنجی و جامعهٔ آماری پژوهش جمعیت عمومی

1. compassion
2. Mindfulness In Parenting Questionnaire(MIPQ)
3. Mindfulness in Teaching Scale(MTS)
4. mindfulness in the context of romantic relationships
5. Interpersonal Minffulness Scale (IMS)

مراجعه‌کننده به بیمارستان رسول اکرم (ص) شهر تهران بود که در بازهٔ زمانی مهر تا آبان ۱۴۰۱ به این مرکز مراجعه کرده بودند. روش نمونه‌برداری به صورت در دسترس بود. معیار ورود به پژوهش افراد بالای ۱۸ سال با توانایی خواندن و نوشتن و معیار خروج نیز پاسخ‌های ناقص و تصادفی به مادّه‌های مقیاس تعیین شد. پرسشنامه‌ها با توضیح‌های لازم در اختیار شرکت‌کنندگان قرار گرفت و از ۳۴۵ پرسشنامهٔ تکمیل‌شده، ۲۴ پرسشنامه به‌دلیل ناقص و تصادفی‌بودن پاسخ‌ها کنار گذاشته شدند و نتایج ۳۲۱ نفر تحلیل شد. این مقیاس براساس رهنمودهای لازم برای هنجاریابی ابزارها در فرهنگ‌های مختلف انجام شده است (جیرسینگ، کاپلهرن و کلازن، ۲۰۱۰). بر این اساس، ابتدا نسخهٔ اصلی ذهن‌آگاهی بین‌فردی توسط چند نفر از اساتید و دانشجویان دکتری روان‌شناسی بالینی از انگلیسی به فارسی ترجمه شد. سپس دو نفر از متخصصان بهداشت روانی که به زبان انگلیسی و فارسی مسلط بودند آن را از فارسی به انگلیسی ترجمه کردند. در مرحلهٔ بعد، ترجمهٔ نهایی توسط نویسندگان برای قابل فهم بودن مقیاس بررسی شد و در یک پژوهش مقدماتی مقیاس روی ۲۰ نفر اجرا و مشکل‌های آن اصلاح شد. این پژوهش روی ۳۲۱ نفر از جمعیت بزرگسال با میانگین سنی ۷/۲۳ ± ۲۹/۰۹ انجام شد.

برای تحلیل داده‌ها از همبستگی پیرسون و به‌منظور بررسی همسانی درونی از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. برای جمع‌آوری داده‌ها از ابزارهای زیر استفاده شد.

مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی[1] (پراتشر و دیگران، ۲۰۱۹). این مقیاس یک ابزار خودگزارش‌دهی ۲۷ مادّه‌ای از ذهن‌آگاهی بین‌فردی است. بررسی‌های قبلی چهارعامل را شناسایی کردند: حضور[2]، به‌عنوان مثال، « وقتی با شخص دیگری صحبت می‌کنم، کاملاً درگیر گفت‌وگو هستم »، آگاهی از خود و دیگران[3]، به‌عنوان مثال، "من از حالات و لحن صدای دیگران آگاه هستم. در حالی که به آن‌ها گوش می‌دهم،« پذیرش غیرقضاوتی[4]»، به‌عنوان مثال، « من با دقت به صحبت‌های افراد دیگر گوش می‌دهم، حتی زمانی که با آن‌ها مخالفم » و غیرواکنشی[5]، به‌عنوان مثال، « من برای شکل دادن به افکارم قبل از صحبت زمان می‌گذارم.» پاسخ‌دهندگان در مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از ۱ (تقریباً هرگز) تا ۵ (تقریباً همیشه) به مادّه‌ها پاسخ می‌دهند. مادّه‌هایی که دارای عبارت منفی (۵، ۱۰، ۱۳، ۱۷ و ۲۱) هستند، قبل از تحلیل داده‌ها معکوس می‌شوند. در پژوهش اصلی پراتشر و دیگران (۲۰۱۹) ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس مناسب گزارش شده است؛ ضرایب آلفای کرونباخ برای زیرمؤلفه‌های حضور، آگاهی از خود و دیگران، پذیرش غیرقضاوتی و غیر واکنشی به‌ترتیب ۰/۷۸، ۰/۸۴، ۰/۶۵، ۰/۷۳ و برای نمرهٔ کل ذهن‌آگاهی بین‌فردی ۰/۸۹ گزارش شده است. برای بررسی روایی همگرا همبستگی بین نمرهٔ کل ذهن‌آگاهی بین فردی و پرسشنامهٔ ذهن‌آگاهی[6] در سه نمونهٔ مختلف ۰/۶۰، ۰/۵۲ و ۰/۴۵ به‌دست آمد. هم‌چنین در بررسی روایی واگرا، همبستگی نمرهٔ کل ذهن‌آگاهی بین فردی با ناگویی هیجانی[7] ۰/۵۱- گزارش شد که نشان‌دهندهٔ تمایز مناسب آن است (پراتشر، رز، مارکوویتز و بتنکورت، ۲۰۱۸).

مقیاس پریشانی روان‌شناختی[8] (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲). مقیاس‌های پریشانی

1. Interpersonal Mindfulness Scale
2. presence
3. awareness of self and others
4. nonjudgmental acceptance
5. nonreactivity
6. Mindfulness Questionnaire
7. alexithymia
8. psychological distress Scale

روان‌شناختی ویژهٔ شناسایی اختلال‌های روانی در جمعیت عمومی به دو صورت ۱۰ مادّه‌ای و ۶ مادّه‌ای تدوین شده و در بررسی‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲). پاسخ‌ها برمبنای لیکرت پنج‌درجه‌ای از هیچ‌وقت (نمرهٔ صفر) تا همیشه (نمرهٔ ۴) نمره‌گذاری می‌شود. فرم ۱۰ مادّه‌ای اختلال روان‌شناختی خاصی را هدف قرار نمی‌دهد، اما در مجموع سطح اضطراب و علائم افسردگی را که فرد طی چند هفتهٔ اخیر تجربه کرده، مشخص می‌کند. کسلر و دیگران برای ساختن این مقیاس ابتدا ۵ هزار مادّه را از منابع مختلف گردآوری و طبقه‌بندی کردند و پس از طبقه‌بندی آن‌ها بر اساس اختلال‌های روانی موجود، تعداد مادّه‌ها را به ۴۵ و سپس به ۳۲ مادّه کاهش داد. با اجرای اولیهٔ مقیاس به‌شکل تلفنی و انجام تحلیل‌های آماری توانستند نسخه‌های ۶ و ۱۰ مادّه‌ای را استخراج کنند (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲). بررسی‌های مختلف فوروکاوا و دیگران (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که مقیاس ۱۰ K–از اعتبار و روایی مطلوبی برخوردار است (فروکاوا، کسلر، اسلید و اندرو، ۲۰۰۳). در ایران یعقوبی (۲۰۱۶) ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس را ۰/۹۳ و ضریب اعتبار دونیمه‌سازی آن را ۰/۹۱ گزارش کرد.

مقیاس همدلی اساسی[1] (جولیف و فارینگتون، ۲۰۰۶). این مقیاس دارای ۲۰ مادّه و دو زیرمقیاس هیجانی[2] و شناختی[3] است. زیرمقیاس هیجانی از ۱۱ مادّه (مادّه‌های ۱،۲، ۴، ۵، ۷، ۸، ۱۱، ۱۳، ۱۵، ۱۷، ۱۸) و زیرمقیاس شناختی از ۹ مادّه (۳، ۶، ۹، ۱۰، ۱ ۲، ۱۴، ۱۶، ۱۹، ۲۰) تشکیل شده است. این ابزار از نوع مقیاس لیکرت ۵ گزینه‌ای است و از کاملاً مخالفم (نمرهٔ ۱) تا کاملاً موافقم (نمرهٔ۵) پاسخ داده می‌شود. مادّه‌های ۱، ۶، ۷، ۸، ۱۳، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. در پژوهش جولیف و فارینگتون (۲۰۰۶) ضریب آلفای کرونباخ مقیاس همدلی اساسی برای کل مقیاس ۰/۶۶ و برای زیرمقیاس شناختی و هیجانی به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۸۵ به‌دست آمد. آلبریو، ماتریکارتی، اسپلتری و توسو (۲۰۰۹)، آزمون همدلی اساسی را با شاخص کنش‌ورزی بین‌شخصی[4] (دیویس، ۱۹۸۰) و مقیاس جامعه‌پسند[5] (کاپرا ، استکا ، زلی و کاپانا ، ۲۰۰۵) همگرا کردند و همبستگی بالایی را به‌دست آوردند. در نمونهٔ ایرانی ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و دوبُعد هیجانی و شناختی به‌ترتیب ۰/۸۴، ۰/۷۸ و ۰/۷۴ گزارش شده است. در تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی از ۲۰ مادّه، دو مادّهٔ ۴ و ۱۵ به‌دلیل بار عاملی زیر ۰/۳۰ حذف و مادّهٔ ۵ از بُعد هیجانی به بُعد شناختی انتقال داده شد. برای بررسی روایی از همبستگی زیرمقیاس‌ها با نمرهٔ کل استفاده شد و ضرایب زیرمقیاس هیجانی و زیرمقیاس شناختی به‌ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۸ به‌دست آمد (جعفری، نوروزی و فولادچنگ، ۲۰۱۷).

یافته‌ها

به‌منظور محاسبهٔ اعتبار ابزار از روش همسانی درونی استفاده شد. همسانی درونی به روش آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر با ۰/۸۷ بود و برای مؤلفه‌های حضور، آگاهی به خود و دیگری، پذیرش غیرقضاوتی و غیرواکنشی بودن به‌ترتیب ۰/۶۹، ۰/۸۳، ۰/۶۹ و ۰/۷۲ به‌دست آمد. همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شده است همهٔ مادّه‌ها در صورت حذف باعث کاهش میزان آلفا می‌شوند که نشان‌دهندهٔ این امر است که تمامی مادّه‌ها مناسب‌اند.

1. Empathy Scale
2. emotional
3. cognitive
4. Interpersonal Reactivity Index
5. Prosocial Behavior Scale

جدول ۲
میانگین، واریانس و همبستگی هر مادّه با نمرهٔ کل و ضرایب آلفا در صورت حذف مادّه

مادّه	میانگین مقیاس در صورت حذف ماده	واریانس مقیاس در صورت حذف ماده	همبستگی مادّه با نمرهٔ کل	آلفای کرونباخ در صورت حذف ماده
۱	۹۳/۵۸۵۷	۱۳۵/۰۶۲	۰/۴۵۰	۰/۸۶۷
۲	۹۳/۸۳۸	۱۳۶/۰۳	۰/۳۸۲	۰/۸۶۸
۳	۹۳/۵۰۴۷	۱۳۴/۷۰۷	۰/۴۵۸	۰/۸۶۶
۴	۹۴/۲۵۲۳	۱۳۵/۷۲۷	۰/۳۵۸	۰/۸۶۹
۵	۹۴/۲۶۴۸	۱۳۵/۴۲	۰/۳۶۴	۰/۸۶۹
۶	۹۴/۳۰۵۳	۱۳۴/۴۲۵	۰/۴۰۵	۰/۸۶۸
۷	۹۳/۹۵۹۵	۱۳۶/۲۵۱	۰/۳۶۱	۰/۸۶۹
۸	۹۳/۹۴۰۸	۱۳۵/۲۳۷	۰/۳۹۲	۰/۸۶۸
۹	۹۳/۸۰۰۶	۱۳۱/۰۳۵	۰/۵۹	۰/۸۶۳
۱۰	۹۴/۵۰۱۶	۱۴۳/۸۷	-۰/۰۰۷	۰/۸۸۱
۱۱	۹۴/۰۴۰۵	۱۳۲/۱۲۶	۰/۵۱۶	۰/۸۶۵
۱۲	۹۳/۸۵۰۵	۱۳۱/۳۰۹	۰/۵۳۸	۰/۸۶۴
۱۳	۹۴/۱۵۵۸	۱۳۷/۲۴۴	۰/۳۰۹	۰/۸۷
۱۴	۹۴/۰۴۳۶	۱۳۵/۴۷۹	۰/۴۲۷	۰/۸۶۷
۱۵	۹۳/۶۹۱۶	۱۳۳/۵۸۳	۰/۵۶۹	۰/۸۶۴
۱۶	۹۳/۸۱۶۲	۱۳۲/۶۱۹	۰/۵۲۵	۰/۸۶۴
۱۷	۹۴/۲۲۷۴	۱۳۶/۹۷	۰/۲۸۳	۰/۸۷۱
۱۸	۹۳/۸۳۱۸	۱۳۳/۱۴	۰/۵۶	۰/۸۶۴
۱۹	۹۴/۰۲۴۹	۱۳۶/۴۰۶	۰/۳۷۶	۰/۸۶۸
۲۰	۹۳/۹۳۱۵	۱۳۴/۳۸۹	۰/۴۲۳	۰/۸۶۷
۲۱	۹۳/۹۱۵۹	۱۳۵/۰۲۱	۰/۳۸۲	۰/۸۶۸
۲۲	۹۳/۷۵۰۸	۱۳۲/۹۳۱	۰/۵۵۸	۰/۸۶۴
۲۳	۹۳/۹۱۵۹	۱۳۵/۱۷۱	۰/۵۰۸	۰/۸۶۵
۲۴	۹۳/۷۶۶۴	۱۳۴/۶۵۵	۰/۵۱۶	۰/۸۶۵
۲۵	۹۴/۴۷۳۵	۱۳۸/۳۰۶	۰/۲۷۵	۰/۸۷۱
۲۶	۹۳/۵۸۵۷	۱۳۵/۰۵	۰/۴۹۸	۰/۸۶۶
۲۷	۹۳/۶۰۴۴	۱۳۴/۰۱۵	۰/۴۹۱	۰/۸۶۵

به منظور تعیین روایی همگرا و واگرای مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی از مقیاس‌های همدلی اساسی (جولیف و فارینگتون، ۲۰۰۶) و پریشانی روان‌شناختی (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲) استفاده شد. در جدول ۳ همبستگی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی با مقیاس‌های همدلی اساسی (جولیف و فارینگتون، ۲۰۰۶) و پریشانی روان‌شناختی (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲) نشان داده شده است.

جدول ۳
همبستگی بین ذهن‌آگاهی بین‌فردی با همدلی اساسی و پریشانی روان‌شناختی

متغیر	ذهن‌آگاهی بین‌فردی
پریشانی روان‌شناختی	-۰/۳۵۶**
زیرمقیاس هیجانی	۰/۲۹۷**
زیرمقیاس شناختی	۰/۴۷۵**
همدلی اساسی	۰/۴۲۹**

P<۰/۰۱

هم‌چنین به‌منظور تعیین روایی همگرا و واگرا از همبستگی عوامل با یکدیگر و مقیاس کلی استفاده شد که نتایج نشان داد همبستگی نمرهٔ عوامل مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی با یکدیگر کوچکتر از همبستگی عوامل با نمرهٔ کل مقیاس است. ضریب همبستگی ضعیف عوامل با یکدیگر نشان‌دهندهٔ روایی واگرا و ضریب همبستگی قوی‌تر نمرهٔ عوامل با نمرهٔ کل آزمون، حاکی از روایی همگراست. در جدول ۴ همبستگی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی با مؤلفه‌های آن آمده است.

جدول ۴
همبستگی ذهن‌آگاهی بین فردی و ابعاد آن

ذهن‌آگاهی	۱	۲	۳	٤
۱. ذهن‌آگاهی بین فردی	–			
۲. حضور	۰/۵۹۱**	–		
۳. آگاهی نسبت به خود و دیگران	۰/۸۴۲**	۰/۲۲۶**	–	
۴. پذیرش غیرقضاوتی	۰/۷۳۹**	۰/۳۰۸**	۰/۵۲۳**	–
۵. غیرواکنشی	۰/۸۰۷**	۰/۲۵۳**	۰/۶۲۵**	۰/۵۵۸**

به‌منظور بررسی ساختار عامل مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی از روش تحلیل عاملی و بررسی بار عاملی هر یک از مادّه‌ها استفاده شد. مقادیر مربوط به شاخص کفایت نمونه‌برداری[1] و آزمون بارتلت برای کفایت نمونه‌برداری محتوای پرسشنامه و کفایت ماتریس همبستگی برای تحلیل عامل نشان می‌دهدکه میزان کفایت نمونه‌گیری برابر با ۰/۸۷ و میزان آزمون بارتلت برابر با ۲۸۱۸/۱۳ در سطح P <۰/۰۰۰ معنادار است. پس از بررسی شاخص‌های کفایت نمونه‌برداری و آزمون بارتلت، ماتریس بار عاملی ساختار عامل مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی بررسی شد. یافته‌ها نشان داد که بار عاملی هر یک از مادّه‌ها در سطح قابل قبولی قرار دارد.

به منظور بررسی روایی سازه از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد و شاخص‌های مربوط به تحلیل عامل تأییدی سطح معناداری مطلوبی دارند و مدل چهار عاملی از برازش خوبی برخوردار است (ریشهٔ دوم واریانس خطای تقریب[2] ، ۲/۴۱، درجهٔ آزادی ۳۱۸ ، آزمون خی دو، ۷۶۸/۱۵).

بحث

این پژوهش با هدف تعیین ویژگی‌های ساختارعاملی، اعتبار و روایی نسخهٔ فارسی مقیاس ذهن‌آگاهی بین‌فردی انجام شد. نتایج نشان داد که مقیاس ذهن‌آگاهی بین فردی دارای ساختار چهارعاملی و با ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب و همسو با پژوهش اصلی پراتشر و دیگران (۲۰۱۹) است. همسانی درونی ذهن‌آگاهی بین‌فردی مناسب بود و آلفای کرونباخ کل آن ۰/۸۷ و زیرمؤلفه‌های آن بین ۰/۶۹ تا ۰/۸۳ بود. مادّه‌های ۲، ۵، ۱۰، ۱۳، ۱۷، ۲۱ و۲۵ در زیر مؤلفهٔ حضور، مادّه‌های ۱، ۷، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۱۹، ۲۳، ۲۴، ۲۶، ۲۷ در زیرمؤلفهٔ آگاهی نسبت به خود و دیگری، مادّه‌های ۳،۹، ۱۴، ۲۰ در زیرمؤلفهٔ پذیرش غیرقضاوتی و مادّه‌های ۴، ۶، ۸، ۱۱، ۱۲، ۲۲ در زیرمؤلفهٔ غیرواکنشی بودن قرار گرفتند.

در این پژوهش برای بررسی روایی همگرا و واگرا به‌ترتیب از مقیاس‌های همدلی اساسی (جولیف و فارینگتون، ۲۰۰۶) و پریشانی روان‌شناختی (کسلر و دیگران، ۲۰۰۲) استفاده شد. در راستای روایی همگرا نتایج نشان داد بین ذهن‌آگاهی بین‌فردی (پراتشر و دیگران، ۲۰۱۹)، و همدلی اساسی (جولیف و فارینگتون، ۲۰۰۶) همبستگی مثبت معناداری وجود دارد. این یافته همسو با پژوهش اصلی است که نشان داد ذهن‌آگاهی بین‌فردی با همهٔ متغیرهای بین‌فردی مانند همدلی و گوش‌دادن فعال همدلانه به استثنای اضطراب اجتماعی ارتباط مثبت معنادار دارد (پراتشر و دیگران، ۲۰۱۹). این

1. kaiser-Mayer-Olkin Measure of sampling adequancy

2. Root Mean Square Error of Approximation(RMSA)

یافته با پژوهش دیگر پراتشر و دیگران (۲۰۱۸) که نشان دادند ذهن‌آگاهی بین‌فردی با کیفیت دوستی صمیمانه همبستگی مثبت دارد و یک پیش‌بینی‌کنندهٔ منحصربه‌فرد سازگاری بین‌فردی (کیفیت دوستی) است همسو است. شاپیرو و دیگران (۲۰۰۶) همدلی را به‌عنوان کیفیت نگرشی ذهن‌آگاهی پیشنهاد کردند با این حال، ممکن است همدلی شامل توجه و مؤلفه‌های هیجانی مرتبط با فرایندهای ذهن‌آگاهی نیز باشد. سبک‌های تعامل مرتبط با ذهن‌آگاهی بین‌فردی ممکن است از ارتباطات بین‌فردی سالم و عملکرد روابط سازش‌یافته حمایت کند (براون و دیگران، ۲۰۰۷). وقتی فردی به‌طور کامل در کنار دیگری حضور دارد و به دیگری اجازه می‌دهد تا بدون واکنش یا قضاوت‌کردن، خود را بیان کند، دیگری احتمالاً احساس مهم بودن و درک شدن می‌کند (کان و دیگران، ۲۰۱۸) که دو ویژگی ضروری برای روابط شاد، نزدیک و پاسخگو هستند. علاوه بر این، هوشیاربودن بین فردی ممکن است به‌ویژه در برخورد با پاسخ‌های هیجانی دشوار یا منفی در هنگام تعامل با دیگران مفید باشد (ریس و دیگران، ۲۰۱۷). به‌عنوان مثال، در هنگام درگیری با شریک صمیمی، منجر به احساس‌های شدیدی (مانند خشم، تحقیر، حسادت) شوند که ممکن است واکنش‌های خودکار آزاردهنده‌ای ایجاد کنند، اما فردی که در طول چنین تعاملی هوشیار است، ممکن است بیشتر متوجه چنین احساس‌هایی شود و به طرز ماهرانه‌ای پاسخ دهد (لنجر و دیگران، ۲۰۱۷). بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که هوشیاربودن در خلال تعامل‌های بین‌فردی به‌خودی‌خود به‌ویژه به‌شیوه‌های بدون قضاوت و واکنشی‌بودن بر همدل‌بودن فرد تأثیر می‌گذارد.

همچنین پژوهش‌ها نشان داده‌اند که ذهن‌آگاهی با دیدگاه همدلی شناختی[1] ارتباط مثبت معنادار دارد اما با همدلی هیجانی ارتباط معنادار ندارد (کوپر و دیگران، ۲۰۲۰؛ فالتون و دیگران، ۲۰۱۵). این یافته‌ها با نتایج این پژوهش که نشان داد همدلی شناختی ارتباط مثبت و بالاتری نسبت به همدلی هیجانی با ذهن‌آگاهی بین‌فردی دارد، همسو است و در تبیین آن شاید بتوان گفت ذهن‌آگاهی روی‌آوردی فعال نسبت به خود است. بنابراین فرد با این‌که می‌تواند دیدگاه فرد دیگر را در نظر بگیرد و با او همدلی کند، اما نمی‌تواند احساس‌های او را همان‌طور که هست تجربه کند اما در ذهن‌آگاهی بین‌فردی چون ذهن‌آگاهی در طول تعامل‌های بین‌فردی و با توجه به لحظهٔ حال در هنگام حضور شخص دیگر از جمله آگاهی از تجربه‌های درونی (احساس‌های بدنی، افکار، واکنش‌ها، خلق و خو و غیره) و تجربه‌های بیرونی (ارتباط کلامی و غیرکلامی، خلق ظاهری و غیره) است، می‌تواند علاوه بر در نظر گرفتن دیدگاه دیگری تا حدودی احساس‌های آن فرد را نیز تجربه کند (بری و دیگران، ۲۰۱۸؛ دونالد و دیگران، ۲۰۱۹؛ هوپس و دیگران، ۲۰۰۹).

در بررسی روایی واگرا نتایج نشان داد که ذهن‌آگاهی بین‌فردی با پریشانی روان‌شناختی دارای همبستگی منفی معنادارست. نتایج پژوهش پارتشر و دیگران (۲۰۱۹) نیز نشان داد که ذهن‌آگاهی بین‌فردی با ناگویی خلقی و اضطراب، افسردگی و تنیدگی همبستگی منفی دارد. این یافته با بررسی‌های دیگر در این زمینه همسوست (شنگ و نگ، ۲۰۱۹؛ مایر، پولک و ریمیرسوال، ۲۰۱۹). این پژوهش‌ها نشان داده‌اند که بین ذهن‌آگاهی و سلامت روانی و جسمانی همبستگی مثبت وجود دارد. به‌علاوه، سطوح ذهن‌آگاهی به‌صورت معکوس، با هیجان‌های منفی، همبستگی منفی دارد. به‌عبارت دیگر، هرچه سطح ذهن‌آگاهی بالا باشد، میزان هیجان‌های منفی پایین خواهد بود و بالعکس. هم‌چنین ذهن‌آگاهی با تنیدگی ادراک‌شده و علائم اضطرابی و افسردگی همبستگی منفی دارد. در تبیین رابطهٔ بین ذهن‌آگاهی با پریشانی روان‌شناختی، می‌توان گفت که ذهن‌آگاهی بالاتر، افراد را قادر می‌سازد محتواهای مخرب و الگوهای عادتی

1. cognitive empathy

ذهن را شناسایی کنند و این‌گونه داده‌ها را به شیوه‌های غیر قضاوتی مورد پردازش قرار دهند تا توانایی‌شان برای انتخاب بین گزینه‌های مختلف تسهیل شود (شنگ و دیگران، ۲۰۱۹؛ مایر و دیگران، ۲۰۱۹). این رویکرد انعطاف‌پذیری فعالیت‌های شناختی را افزایش می‌دهد و نشخوار فکری[1]، بیش‌تعمیمی[2] در حافظهٔ سرگذشتی[3] و ارزیابی‌های خودانتقادگرایانه[4] را کاهش و فرایندهای شناختی مفید مانند مشاهده‌گری غیرقضاوتی محتواهای ذهنی را افزایش می‌دهد (ایوانفسکی و ملهی، ۲۰۰۷). ذهن‌آگاهی در تعامل‌های بین‌فردی به افراد کمک می‌کند تا موقعیت‌هایی را که باعث اضطراب و تنیدگی می‌شود، شناسایی کنند، شناخت بهتری نسبت به خود پیدا کنند، نقاط ضعف و قوت خود را بشناسند و سپس راهبردهای مقابله‌ای لازم برای کنترل اضطراب و تنیدگی را دریافت کنند در نتیجهٔ تنیدگی و اضطراب پیوسته کاهش می‌یابد (مورتون، هلمینن و فلور، ۲۰۲۰). درنهایت در تبیین این یافته می‌توان گفت مؤلفه‌های ذهن‌آگاهی بین‌فردی مانند حضور و پذیرش غیرقضاوتی موجب می‌شوند که افراد درک کنند در تعامل‌های بین‌فردی هیجان‌های منفی مثل اضطراب و تنیدگی می‌تواند رخ دهند اما این هیجان‌ها دائمی نیستند و می‌توان آن‌ها را مشاهده کرد.

هم‌چنین مؤلفهٔ غیرواکنشی‌بودن به فرد این امکان را می‌دهد تا به جای آنکه به رویدادها به صورت غیرارادی و بی‌تأمل پاسخ دهد، لحظاتی بیاندیشد تا بتواند این هیجان‌ها را تنظیم کنند.

این پژوهش دارای محدودیت‌هایی بود که باید در نظر گرفته شوند. نخست این‌که پژوهش بر روی جمعیت کلی که به‌لحاظ متغیرهای جمعیت‌شناختی دارای واریانس زیادی بودند اجرا شد. دوم اینکه نمونه‌برداری به‌صورت در دسترس انجام شد که قابلیت تعمیم‌پذیری یافته‌ها را تضعیف می‌کند. بنابراین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، نمونه‌ها از بین گروه‌های متجانس‌تر و با روش تصادفی انتخاب شوند.

منابع

Albiero, P. Matricardi, G. Speltri, D. Toso, D. (2009). The assessment of empathy in adolescence: A contribution to the Italian validation of the Basic Empathy Scale. *Journal of Adolescence, 32*(2), 393-408.

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*(1), 27–45.

Barnes, S., Brown, K. W., Krusemark, E., Campbell, W. K., & Rogge, R. D. (2007). The role of mindfulness in romantic relationship satisfaction and responses to relationship stress. *Journal of Marital and Family Therapy*, *33*(4), 482-500.

Barani, H., & Fadzalepour, M)2021(..The relationship between mindfulness and social security: the mediating role of self-deception. *Journal of Developmental Psychology: Iranian Psychologists*, *17*(68), 405-416. [In Persian].

Berry, D. R., Cairo, A. H., Goodman, R. J., Quaglia, J. T., Green, J. D., & Brown, K. W. (2018). Mindfulness increases prosocial responses toward ostracized strangers through empathic concern. *Journal of Experimental Psychology*, 147(1), 93110 -.

Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., & Devins, G. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology, Science and Practice*, *11*(3), 230–241.

Brown, K. W., Ryan, R. M., & Creswell, J. D. (2007). Mindfulness: Theoretical foundations and evidence for its salutary effects. *Psychological Inquiry*, *18*(4), 211–237.

Burgoon, J. K., Berger, C. R., & Waldron, V. R. (2000). Mindfulness and interpersonal communication. *Journal of Social Issues*, *56*(1), 105– 127.

Chalmers, R. A., Pratscher, S. D., Bettencourt, B. A., & Medvedev, O. N. (2021). Applying generalizability

1. rumintion
2. overgeneralization
3. autobiographical memory
4. evaluations of self-criticism

theory to diferentiate between trait and state in the Interpersonal Mindfulness Scale (IMS). *Mindfulness*, *12*(3), 613–622.

Cheung, R. Y., & Ng, M. C. (2019). Mindfulness and symptoms of depression and anxiety: The underlying roles of awareness, acceptance, impulse control, and emotion regulation. *Mindfulness*, *10*(6), 1124-1135.

Cooper, D., Yap, K., & O'Brien, M. (2020). Mindfulness and empathy among counseling and psychotherapy professionals: A systematic review and meta-analysis. *Mindfulness*, *11*(10), 2243-2257.

Dehkordian, P., Hamid, N., Beshlideh, K., & Mehrabizade honarmand, M. (2017). The efectiveness of mindful parenting, social thinking and exercise on quality of life in ADHD children. *International Journal of Pediatrics*, *5*(2), 4295–4302. [In Persian].

Donald, J. N., Sahdra, B. K., Van Zanden, B., Duineveld, J. J., Atkins, P. W., Marshall, S. L., & Ciarrochi, J. (2019). Does your mindfulness benefit others? A systematic review and meta-analysis of the link between mindfulness and prosocial behaviour. *British Journal of Psychology, 110*(1), 101-125.

Duncan, L. G., Coatsworth, J. D., & Greenberg, M. T. (2009). A model of mindful parenting: Implications for parent–child relationships and prevention research. *Clinical Child and Family Psychology Review*, *1*(2)33-43.

Frank, J. L., Jennings, P. A., & Greenberg, M. T. (2016). Validation of the Mindfulness in Teaching Scale. *Mindfulness*, *7*(1), 155–163.

Fulton, C., & Cashwell, C. S. (2015). Mindfulness-based awareness and compassion: Predictors of counselor empathy and anxiety. *Counselor Education and Supervision*, *54*(2), 122–133.

Furukawa, T. A., Kessler, R. C., Slade, T., & Andrews, G. (2003). The performance of the K6 and K10 screening scales for psychological distress in the Australian national survey of mental health and well-being. *Psychological Medicine*, *33*(2), 357-362.

Gannon, M., Mackenzie, M., Kaltenbach, K., & Abatemarco, D. (2017). Impact of mindfulness-based parenting on women in treatment for opioid use disorder. *Journal of Addiction Medicine*, *11*(5), 368–376.

Gjersing L ,Caplehorn JR, Clausen T. (2010). Crosscultural adaptation of research instruments: language, setting, time and statistical considerations. *Medical Research Methodology*, *10*(1), 1-10.

Hoopes, J. B. (2009). *Acceptance and interpersonal functioning: Testing mindfulness models of empathy*. The University of Texas at Austin.

Huston, D. C., Garland, E. L., & Farb, N. A. (2011). Mechanisms of mindfulness in communication training. *Journal of Applied Communication Research*, *39*(4), 406–421.

Ivanovski, B & Malhi, G. S. (2007). The psychological and neurophysiological concomitants of mindfulness forms of meditation. *Acta Neuropsychiatrica*, *19*(22), 76-91.

Jafari, M. A., Nooroozi, Z., & Foolad Chang, M. (2017). The study of factor structure, reliability and validity of Basic Empathy Scale: Persian form. *Journal of Educational Psychology Studies*, *14*(25), 23-38. [In Persian].

Jolliffe, D. & Farrington, D. P. (2006). Development and validation of Basic Empathy Scale. *Journal of Adolescence*, *29*(4), 589-611.

Kabat-Zinn, J. (1994). *Wherever you go, there you are*. New York: Hyperion.

Karremans, J. C., Schellekens, M. P., & Kappen, G. (2017). Bridging the sciences of mindfulness and romantic relationships: A theoretical model and research agenda. *Personality and Social Psychology Review*, *21*(1), 29–49.

Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, *32*(6), 959-976.

Khoury, B., Knäuper, B., Pagnini, F., Trent, N., Chiesa, A., & Carrière, K. (2017). Embodied mindfulness. *Mindfulness*, *8*(5), 1160–1171.

Khoury, B., Knäuper, B., Schlosser, M., Knäuper, B., Carrière, K., & Chiesa, A. (2017). Efectiveness of traditional meditation retreats: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Psychosomatic Research*, *92*(10), 16–25.

Kimmes, J. G., Jaurequi, M. E., May, R. W., Srivastava, S., & Fincham, F. D. (2018). Mindfulness in the con-

text of romantic relationships: Initial development and validation of the Relationship Mindfulness Measure. *Journal of Marital and Family Therapy*, *44*(4), 575–589.

Kok, B. E., & Singer, T. (2017). Effects of contemplative dyads on engagement and perceived social connectedness over 9 months omental training: A randomized clinical trial. *American Medical Association Psychiatry*, *74*(2), 126–134.

Kuhn, R., Bradbury, T. N., Nussbeck, F. W., & Bodenmann, G. (2018). The power of listening: Lending an ear to the partner during dyadic coping conversations. *Journal of Family Psychology 10*(2), 334-345.

Lenger, K. A., Gordon, C. L., & Nguyen, S. P. (2017). Intra-individual and cross-partner associations between the five facets of mindfulness and relationship satisfaction. *Mindfulness*, *8*(1), 171–180.

Mayer, B., Polak, M. G., & Remmerswaal, D. (2019). Mindfulness, interpretation bias, and levels of anxiety and depression: Two mediation studies. *Mindfulness*, *10*(1), 55-65.

McCafrey, S., Reitman, D., & Black, R. (2017). Mindfulness in Parenting Questionnaire (MIPQ): Development and validation of a measure of mindful parenting. *Mindfulness*, *8*(1), 232–246

Medvedev, O. N., Pratscher, S. D., & Bettencourt, A. (2020). Psychometric evaluation of the Interpersonal Mindfulness Scale using Rasch analysis. *Mindfulness*, *11*(8), 2007–2015.

Morton, M. L., Helminen, E. C., & Felver, J. C. (2020). A systematic review of mindfulness interventions on psychophysiological responses to acute stress. *Mindfulness*, *11*(9), 2039-2054.

Parker, S. C., Nelson, B. W., Epel, E. S., & Siegel, D. J. (2015). *The science of presence: A central mediator of the interpersonal benefits*. New York: Guilford Press.

Potharst, E. S., Aktar, E., Rexwinkel, M., Rigterink, M., & Bögels, S. M. (2017). Mindful with your baby: Feasibility, acceptability, and efects of a mindful parenting group training for mothers and their babies in a mental health context. *Mindfulness*, *8*(5), 1236–1250.

Pratscher, S. D., Rose, A. J., Markovitz, L., & Bettencourt, A. (2018). Interpersonal mindfulness: Investigating mindfulness in interpersonal interactions, co-rumination and friendship quality. *Mindfulness*, *9*(4), 1206–1215.

Pratscher, S. D., Wood, P. K., King, L. A., & Bettencourt, B. A. (2019). Interpersonal Mindfulness Scale: Development and initial construct validation. *Mindfulness*, *10*(6), 1044–1061.

Reis, H. T., Lemay, E. P., & Finkenauer, C. (2017). Toward understanding understanding: The importance of feeling understood in relationships. *Social and Personality Psychology Compass*, *11*(3), 223-245.

Shapiro, S. L., Carlson, L. E., Astin, J. A., & Freedman, B. (2006). Mechanisms of mindfulness. *Journal of Clinical Psychology*, *62* (3), 373-386.

Townshend, K., Jordan, Z., Stephenson, M., & Tsey, K. (2016). The efectiveness of mindful parenting programs in promoting parents' and children's wellbeing: A systematic review. *Database of Systematic Reviews and Implementation Reports*, *14*(3), 139–180.

Turpyn, C. C., & Chaplin, T. M. (2016). Mindful parenting and parents' emotion expression: Effects on adolescent risk behaviors. *Mindfulness*, *7*(1), 246–254.

Yaghubi, H. (2016). Psychometric properties of the 10 questions version of the Kessler Psychological Distress Scale (K-10). *Applied Psychological Research Quarterly*, *6*(4), 45-57. [In Persian].

Zarei, S, & Gravand, H. (2021). Mindfulness and sleep quality in adolescents: The mediating role of rumination. *Journal of Developmental Psychology: Iranian Psychologists*, *18*(70), 199-210. [In Persian].