

رابطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی: نقش میانجی سرمایه روانشناختی در زنان خیانت دیده

The relationship between mindfulness and meta-emotion with distress tolerance: the mediating role of psychological capital in betrayed women

Parisa Zakerzadeh

Ph.D Candidate in Psychology, Department of Psychology, Gorgan Branch, Islamic Azad University, Gorgan, Iran. parisa.zakerzadeh@gmail.com

پریسا ذاکر زاده

دانشجوی دکتری روانشناسی، گروه روانشناسی، واحد گرگان، دانشگاه آزاد اسلامی، گرگان، ایران.

Abstract

The aim of this study was to investigate the relationship between mindfulness and meta-emotion with distress tolerance with the mediating role of psychological capital in betrayed women. The present study is primary research in terms of purpose and a correlational study in terms of method. The statistical population included all betrayed women referred to counseling centers in District 2 of Tehran in 2021-2022. The statistical sample included 200 of these women who were selected by convenience sampling. Data were collected using the Kentucky Beer et al. (2004) Mindfulness Questionnaire (KMQA), meta-emotion Mitmansgrober (2009) (MES), McGee Psychological Capital (2011) (PCQ), and the Simmons and Gahr (2005) Psychological Distress Scale (DTS) was collected. The research data were analyzed by path analysis. The results showed that there is a significant relationship between mindfulness and meta-emotion with distress tolerance ($P < 0.05$), also the relationship between mindfulness and meta-emotion with distress tolerance mediated by psychological capital was confirmed ($p < 0.05$) and the model of It had a good fit. It can be concluded that mindfulness and delight are two essential variables that can predict the tolerance of turmoil in betrayed women through the mediation of psychological capital.

Keywords: *distress tolerance, mindfulness, psychological capital, meta-emotion.*

چکیده

هدف این پژوهش بررسی رابطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی با نقش میانجی سرمایه روانشناختی در زنان خیانت دیده بود. پژوهش حاضر از لحاظ هدف جزء پژوهش‌های بنیادی و از لحاظ روش از نوع مطالعات همبستگی است. جامعه آماری شامل کلیه زنان خیانت دیده مراجعه کننده به مراکز مشاوره منطقه ۲ شهر تهران در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بود. نمونه آماری شامل ۲۰۰ نفر از این زنان بود که به صورت در دسترس انتخاب شدند. داده‌ها با استفاده از پرسشنامه ذهن آگاهی کنتاکی بیر و همکاران (۲۰۰۴) (KMQA)، فراهیجان میتمانسگروبر (۲۰۰۹) (MES)، سرمایه روانشناختی مک گی (۲۰۱۱) (PCQ) و مقیاس پریشانی روانشناختی سیمونز و گاهر (۲۰۰۵) (DTS) جمع‌آوری شد. داده‌های پژوهش، به روش تحلیل مسیر مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که بین ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی رابطه معنادار وجود دارد ($P < 0.05$)، همچنین ارتباط بین ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی با میانجیگری سرمایه روانشناختی نیز تایید شد ($p < 0.05$) و مدل از برازش مطلوبی برخوردار بود. نتیجه‌گیری می‌شود ذهن آگاهی و فراهیجان دو متغیر مهمی هستند که با واسطه‌گری سرمایه روانشناختی می‌توانند تحمل آشفتگی در زنان خیانت دیده را پیش بینی کنند.

واژه‌های کلیدی: *تحمل آشفتگی، ذهن آگاهی، سرمایه روانشناختی، فراهیجان*

ویرایش نهایی: آبان ۱۴۰۱

پذیرش: تیر ۱۴۰۱

دریافت: اردیبهشت ۱۴۰۱

نوع مقاله: پژوهشی

مقدمه

ازدواج مهمترین قرار داد زندگی هر فرد به شمار می‌آید. انسان‌ها به دلایلی گوناگون ازدواج می‌کنند. در کنار تمایلات جنسی که از مسائل اولیه ناشی می‌شود، عشق، امنیت اقتصادی، محافظت، امنیت عاطفی، احساس آرامش و فرار از تنهایی نیز از جمله عواملی هستند که باعث گرایش به ازدواج می‌شوند (یو و جو، ۲۰۲۱). در این میان پیمان شکنی یکی از مهمترین و جدی ترین مشکلات بسیاری از

زوج‌ها است (جنیفریو و مانگ^۱، ۲۰۱۹). برای برخی از زوج‌ها، ازدواج و روابط زناشویی با عبارت تنها مرگ ما را از هم جدا می‌کند، آغاز می‌گردد (دانگ^۲ و همکاران، ۲۰۲۲)؛ اگر چه برخی از زوج‌ها در آغاز زندگی مشترک، خود را نسبت به رابطه زناشویی متعهد می‌دانند، اما ممکن است مقدار تعهد آن‌ها به قدری نباشد که در برابر طوفان‌های ناشی از ناملایمات زندگی مقاومت کنند (بریور^۳، ۲۰۱۹). خیانت زناشویی از جمله عواملی است که سلامت خانواده را با چالش مواجه کرده و مهم‌ترین عامل تهدیدکننده عملکرد، ثبات و تداوم روابط زناشویی است (اسچرین^۴ و همکاران، ۲۰۱۸). خیانت زناشویی بر اساس یک تعریف کلی نقض تعهد رابطه دو نفر است که منجر به شکل‌گیری درجاتی از صمیمیت عاطفی و فیزیکی با فردی خارج از این رابطه می‌شود (آسادو و ایگبونچ^۵، ۲۰۲۰). خیانت، احساس مورد آسیب واقع شدن به‌وسیله رفتار عمدی یا سهوی یک شخص مورد اعتماد است (باتابایل^۶، ۲۰۱۸). پس از افشاء خیانت همسر، خانواده‌ها با مسائلی نظیر بحران زناشویی (یوکوتانی^۷، ۲۰۱۸)، تضعیف عملکرد در نقش والدینی (کیگومی^۸ و همکاران، ۲۰۲۲)، مشکلات شغلی (باراکا و پولانسکی^۹، ۲۰۲۱)، ضرب و شتم و خودکشی (اولامجوون^{۱۰} و همکاران، ۲۰۲۱) روبرو می‌شوند (برونس^{۱۱}، ۲۰۲۲).

در این میان یکی از آثار خیانت دیدن کاهش تحمل آشفتگی در فرد خیانت دیده است (صیدی و همکاران، ۱۴۰۰). در این میان یکی از آثار خیانت دیدن کاهش تحمل آشفتگی در فرد خیانت دیده است (صیدی و همکاران، ۱۴۰۰). تحمل آشفتگی به‌عنوان ظرفیت تجربه و تحمل کردن حالات روان‌شناختی منفی تعریف می‌شود (کیرون^{۱۲} و همکاران، ۲۰۲۲). از نظر رانی^{۱۳} و همکاران (۲۰۲۲) آشفتگیبه‌صورت حالات هیجانی منفی بازنمایی می‌شود که اغلب با تمایل به واکنش جهت‌رهایی از تجربه هیجانی منفی آشکار می‌شود. افراد دچار سطح تحمل پریشانی پایین، تجربه آشفتگی هیجانی را توان‌فرسا و غیرقابل‌پذیرش ارزیابی می‌کنند و در نتیجه تلاش می‌کنند که این حالت هیجان منفی را تسکین دهند، اما در اغلب مواقع نمی‌توانند توجه خود را به موضوعی غیر از احساس پریشانی‌شان متمرکز کنند (پتل و برنز^{۱۴}، ۲۰۲۲). پژوهشگرانی چون صیدی و همکاران (۱۴۰۰)، محمودپور و همکاران (۱۳۹۷)، دانهام^{۱۵} (۲۰۰۸) و میرگان و کوردوا^{۱۶} (۲۰۰۷) نشان دادند که تنظیم هیجان و سطح پایین تحمل مشکلات هم در زنان و هم در مردان، با خشودی زناشویی و به دنبال آن عدم تعهد زناشویی رابطه معنادار دارد.

در این میان یکی از متغیرهای مهمی که می‌تواند با تحمل آشفتگی در ارتباط باشد؛ ذهن آگاهی^{۱۷} است (اسپینلی^{۱۸} و همکاران، ۲۰۲۲). زنان خیانت دیده با ذهن آگاهی پایین به‌شدت احساس آشفتگی می‌کنند (رگاس^{۱۹}، ۲۰۱۹). در تعریف جان کبات زین (۲۰۰۴) ذهن آگاهی توجه به طریقی خاص، معطوف به هدف در زمان حال و بدون داوری تعریف‌شده است (گلدبرگ^{۲۰} و همکاران، ۲۰۲۲). ذهن آگاهی به آموزش پرداختن توجه عمدی و آگاهی کامل از هر آنچه در درون (جسم، قلب و ذهن) و بیرون از بدن در محیط اطراف به وقوع می‌پیوندد، می‌پردازد (لیمیوس^{۲۱}، ۲۰۲۲). ذهن آگاهی از طریق ترکیب سرزندگی و واضح دیدن تجربیات، می‌تواند تغییرات مثبتی را در شادکامی و بهزیستی ایجاد نماید (بریتون^{۲۲} و همکاران، ۲۰۲۱). زمانی که ذهن آگاهی افزایش می‌یابد توانایی برای عقب ایستادن و مشاهده

1 - Jeanfreau, Mong

2 - Ding

3 - Brewer

4 - Scheeren

5 - Asadu, Egbuche

6 - Batabyal

7 - Yokotani

8 - Kyegombe

9 - Barraca, Polanski

10 - Olamijuwon

11 - Bruce

12 - Kyron

13 - Ranney

14 - Paltell, Berenz

15 - Dunham

16 - Mirgain, Cordova

17 - mindfulness

18 - Spinelli

19 - Regas

20 - Goldberg

21 - Lymeus

22 - Britton

کردن حالت‌هایی مانند خشم، اضطراب و افسردگی افزایش می‌یابد؛ در نتیجه می‌توان خود را از الگوهای رفتاری خودکار رها کرد و از طریق درک و دریافت مجدد، دیگر باحالت‌هایی مثل خشم، ترس و اضطراب کنترل نشد، بلکه می‌توان از اطلاعات بر خواسته از این حالت‌ها استفاده کرد و با هیجانات همراه بود و در نتیجه با افزایش تحمل آشفتگی، بهزیستی روان‌شناختی را افزایش داد (پراکاش^۱، ۲۰۲۱).

متغیر دیگری که می‌تواند با تحمل آشفتگی در ارتباط باشد؛ فرا هیجان است (کانگ^۲ و همکاران، ۲۰۱۸). مفهوم فرا هیجان توسط ابنر و فیشر^۳ (۲۰۱۴) به‌عنوان سازمان‌دهی مجموعه‌ای از افکار و احساسات درباره هیجان‌ها معرفی گردید. اوجالا^۴ و همکاران (۲۰۲۱) فرا هیجان را مجموعه احساسات و افکار افراد درباره هیجان‌های تجربه‌شده به‌وسیله خود تعریف کرده‌اند. فرا هیجان، هیجان در مورد هیجان است (چانگ^۵ و همکاران، ۲۰۲۱). لوبو^۶ و همکاران (۲۰۲۱) ابعاد فرا هیجانی را به‌عنوان سازمان‌دهی مجموعه‌ای از افکار و احساسات درباره هیجان‌ها تعریف کرده است. تان^۷ و همکاران (۲۰۲۲) خوشایند بودن، معاشرتی بودن و کنترل و پذیرفتن تغییر را با سبک‌های فرا هیجانی مرتبط می‌داند. ابعاد فرا هیجانی افراد را قادر می‌سازند با انعطاف‌پذیری بیشتری به وقایع محیطی متنوع پاسخ دهند (دکرت^۸ و همکاران، ۲۰۲۰). در این میان (مرچانت^۹ و همکاران، ۲۰۱۹) فرا هیجان را یک متغیر محافظت‌کننده در نظر می‌گیرد که روابط بهتری را رقم می‌زند و چارچوب منطبق با خود نظم دهی در مواقع سختی فراهم می‌آورد. در این میان نتایج پژوهشگرانی چون میلسوم^{۱۰} و همکاران (۲۰۲۲)، جانسون^{۱۱} (۲۰۲۲)، پریدوت^{۱۲} و همکاران (۲۰۲۰) و بنتو^{۱۳} و همکاران (۲۰۲۰) نشان داد که بین فراهیجان و تحمل آشفتگی رابطه‌ی معناداری وجود دارد.

بنابر پژوهش‌های انجام‌شده، سرمایه روان‌شناختی^{۱۴} متغیر مهمی است که با تحمل آشفتگی در ارتباط است (مانسل^{۱۵} و همکاران، ۲۰۲۰) و همچنین می‌تواند با ذهن آگاهی (بی و بی^{۱۶}، ۲۰۲۱) و فرا هیجان (جورج^{۱۷} و همکاران، ۲۰۲۱) نیز رابطه داشته باشد. سرمایه روان‌شناختی مفهوم جدیدی است که به‌تازگی توسط لوتانز^{۱۸} معرفی شده و مشتق شده از رفتار سازمانی مثبت‌گرا است (نام و نوح^{۱۹}، ۲۰۲۱). ظرفیت‌های روان‌شناختی از قبیل امیدواری، تاب‌آوری، خوش‌بینی و خودکارآمدی، در کنار هم عاملی را با عنوان سرمایه روان‌شناختی تشکیل می‌دهند (کلارنس^{۲۰} و همکاران، ۲۰۲۱). پژوهش‌های انجام‌شده پیرامون سرمایه روان‌شناختی نشان داده‌اند که سرمایه روان‌شناختی در قبول و سازگاری با شرایط بحرانی و تحمل آشفتگی بسیار مؤثر است (زائو^{۲۱} و همکاران، ۲۰۱۷). برخورداری از سرمایه روان‌شناختی، افراد را قادر می‌سازد تا علاوه بر رویارویی بهتر در برابر موقعیت‌های استرس‌زا، کمتر دچار تنش شده و در برابر مشکلات از توان بالایی برخوردار باشند (زو^{۲۲} و همکاران، ۲۰۲۲). نتایج پژوهشگرانی چون پراسات^{۲۳} و همکاران (۲۰۲۲)، وو و کیم^{۲۴} (۲۰۲۰) و رن و جی^{۲۵} (۲۰۱۹) نشان داد که سرمایه روان‌شناختی با تحمل آشفتگی رابطه‌ی معنادار دارد.

1 - Prakash

2 - Kang

3 - Ebner, Fisher

4 - Ojala

5 - Chang

6 - Lobo

7 - Tan

8 - Deckert

9 - Merchant

10 - Melsom

11 - Johnson

12 - Predatu

13 - Benuto

14 - Psychological capital

15 - Mansell

16 - Bi, Ye

17 - George

18 - Loutaz

19 - Nam, Noh

20 - Clarence

21 - Zhou

22 - Xu

23 - Prasath

24 - Woo, Kim

25 - Ren, Ji

اگرچه تاکنون پژوهشگران بسیاری هر کدام از این متغیرها جداگانه پژوهش‌هایی انجام داده‌اند، هیچ پژوهشی با عنوان رابطه بین ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی با نقش میانجی سرمایه روانشناختی در زنان خیانت دیده انجام نشده است؛ با توجه به این خلاء پژوهشی و همچنین از آنجا که شناسایی نقش سرمایه روانشناختی می‌تواند در کمک به نهاد خانواده و کاهش آسیب‌های مرتبط با خیانت زناشویی در افراد مبتلا تأثیر مفیدی بگذارد، لازم است به‌طور علمی مورد پژوهش قرار گیرد؛ زیرا برای تبیین اثر متفاوت متغیرهای پژوهش بر تحمل آشفتگی با استناد به نظر دورلی و همکاران (۲۰۱۹) که بیان کرده‌اند به رغم علاقه زیاد به پژوهش در مورد تحمل آشفتگی، مطالعات به‌طور معمول از نقشی غفلت کرده است که تحمل آشفتگی در روابط نزدیک بین فردی و چگونگی تغییر تحمل آشفتگی از روزی به روز دیگر دارد. می‌توان گفت که درک تحمل آشفتگی به وجود پریشانی بستگی دارد؛ اما مطالعات، نتوانسته است الگوهای تحلیلی را شامل شود. برای برطرف کردن این شکاف‌ها لازم است الگوی تبیین کننده مناسبی تدوین شود. از این رو هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی با میانجیگری سرمایه روانشناختی در زنان خیانت دیده است.

روش

پژوهش حاضر توصیفی و از نوع همبستگی است که با استفاده از روش تحلیل مسیر انجام شد. جامعه مورد مطالعه شامل کلیه زنان خیانت دیده مراجعه کننده به مراکز مشاوره منطقه ۲ تهران در بازه‌ی زمانی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بود که به تعداد ۲۰۰ نفر و به شیوه‌ی نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ملاک‌های ورود به پژوهش: تحصیلات حداقل دیپلم، زنان دارای سن ۲۰ تا ۶۰ ساله، مدت زمان ازدواج حداقل سه سال، زنان خیانت دیده، اعلام رضایتمندی شرکت در پژوهش بود. ملاک‌های خروج شامل، پرکردن ناقص پرسشنامه، انصراف از شرکت در پژوهش و طلاق بود. لازم به ذکر است که کلیه ملاحظات اخلاقی پژوهش رعایت گردید، از جمله این که به زنان شرکت کننده در پژوهش اطمینان خاطر داده شد کلیه اطلاعات پژوهش به صورت محرمانه نزد پژوهشگر باقی می‌ماند و از این اطلاعات صرفاً جهت ارزیابی پژوهشی استفاده می‌شود و برای خروج از مطالعه آزادی کامل دارند. داده‌های به دست آمده با استفاده از آزمون‌های ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل مسیر با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS ۲۶ و Lisrel ۸.۸ تحلیل شد.

ابزار سنجش

پرسشنامه ذهن آگاهی کنتاکی^۱ (KMQA): این پرسشنامه توسط بیرآ و همکاران در سال ۲۰۰۴ تدوین شد. این پرسشنامه دارای ۳۹ سؤال بوده و برای اندازه‌گیری ۴ مؤلفه ذهن آگاهی یعنی مشاهده‌گری، توصیف کردن، عمل همراه با آگاهی و پذیرش بدون قضاوت طراحی شده است. نحوه نمره‌گذاری پرسشنامه به صورت طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از به‌ندرت تا همیشه است. نتایج تحلیل روان‌سنجی بیر (۲۰۰۴) روی شرکت‌کنندگان نشان داد که همسانی درونی این پرسشنامه به روش آلفای کرونباخ ۰/۷۳ و ضرایب آلفای کرونباخ زیر مؤلفه‌ها مشاهده‌گری، توصیف‌گری، تمرکزگری و پذیرش‌گری به ترتیب ۰/۹۱، ۰/۸۴، ۰/۸۳ و ۰/۸۷ است. همچنین همبستگی معناداری بین سیاهه ذهن آگاهی فریبرگ (۲۰۰۱)، مقیاس شناختی (I=۰/۴۱) و عاطفی ذهن آگاهی فلدمن و همکاران (۲۰۰۴) (I=۰/۵۶) و پرسشنامه‌ی ذهن آگاهی چادویک و همکاران (۲۰۰۵) (I=۰/۴۸) وجود دارد (بیر و همکاران، ۲۰۰۴). در پژوهش دهقان منشادی و همکاران (۱۳۹۱) نشان داده شد آلفای کرونباخ این پرسشنامه ۰/۸۲ و تحلیل عوامل بیانگر وجود ۴ عامل تمرکزگری، توصیف‌گری، توجه به امور پذیرش‌گری و مشاهده‌گری در این پرسشنامه بود که این عوامل، ۴۲/۲۶ درصد از واریانس کل آزمون را تبیین می‌کند. روایی همگرای خرده مقیاس‌های این آزمون با پرسشنامه‌ی هوش هیجانی گلن (۲۰۰۰) بین ۰/۴۷ تا ۰/۷۸ به دست آمد (دهقان منشادی و همکاران، ۱۳۹۱). آلفای کرونباخ گزارش شده در پژوهش حاضر برای تمرکزگری ۰/۸۹، برای توصیف‌گری ۰/۹۱، برای توجه به امور پذیرش‌گری ۰/۷۴ و مشاهده‌گری ۰/۸۸ و همچنین برای کل پرسشنامه ۰/۹۶ است.

مقیاس فراهیجان (MES): این مقیاس خود گزارش‌دهی که فراهیجان‌های منفی و مثبت را می‌سنجد، توسط میتمانسگروبر^۲ و همکاران در سال ۲۰۰۹ ساخته شده است و دارای ۲۸ ماده است و آزمودنی در یک مقیاس لیکرت ۶ درجه‌ای (۱= اصلاً صدق نمی‌کند تا ۶= کاملاً صدق می‌کند) به آن پاسخ می‌دهد. سازندگان ابزار، این مقیاس را شامل شش مؤلفه خشم، حقارت/ شرم، مهار شدید و فرونشانی

1 - Kentucky Mindfulness Questionnaire

2 - Baer

3 - Mitmansgruber

(فرا هیجان‌های منفی) و شفقت و علاقه (فرا هیجان‌های مثبت) با ضرایب آلفای به ترتیب ۰/۷۶، ۰/۷۷، ۰/۸۳، ۰/۸۲، ۰/۸۵ و برای کل مقیاس ۰/۸۷ گزارش کردند (میتمانسگروبر و همکاران، ۲۰۰۹). میتمانسگروبر و همکاران (۲۰۰۹) جهت بررسی روایی مقیاس از روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده نمودند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که این آزمون از دو بعد تشکیل شده و بار عاملی هر سؤال بر روی عامل مربوطه بالاتر از ۰/۴۰ است. رضایی و همکاران (۱۳۹۳) ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس را در ایران ۰/۷۸ گزارش کردند. نتایج تحلیل عاملی این پژوهش، دو بعد اصلی فرا هیجان‌های مثبت و منفی را تأیید کردند. همچنین روایی همگرایی فرا هیجان‌های مثبت در این ابزار با مؤلفه‌های هوش هیجانی پرسشنامه رگه هوش هیجانی (پتراپدز و همکاران، ۲۰۰۱) ۰/۵۱ گزارش شد (به نقل از بنیسی، ۱۳۹۸). آلفای کرونباخ گزارش شده در پژوهش حاضر ۰/۸۱ گزارش شد.

پرسشنامه سرمایه روان‌شناختی^۱ (PCQ): برای سنجش سرمایه روان‌شناختی از پرسشنامه ۲۶ ماده‌ای مک‌گی^۲ (۲۰۱۱) با ۴ خرده مقیاس خود کارآمدی، امیدواری، تاب‌آوری و خوش‌بینی استفاده خواهد شد. مقیاس پاسخگویی ۶ درجه‌ای (کاملاً مخالف = ۱ تا کاملاً موافق = ۶) است. روایی و پایایی این پرسشنامه را همراه با برگه‌های بیست‌وپنج و دوازده سؤالی سرمایه روان‌شناختی بررسی و شواهدی از روایی و پایایی این پرسشنامه ارائه کرده است. برای نمونه مک‌گی (۲۰۱۱) به‌عنوان شواهدی از روایی هم‌زمان این پرسشنامه با نسخه دیگر پرسشنامه سرمایه روان‌شناختی، بین سرمایه روان‌شناختی با خودکارآمدی همبستگی مثبت و معنادار بین ۰/۴۸ تا ۰/۵۴، با امیدواری همبستگی مثبت و معنادار بین ۰/۴ تا ۰/۶۱، با تاب‌آوری همبستگی مثبت و معنادار بین ۰/۴۸ تا ۰/۵۵ و با خوش‌بینی همبستگی مثبت و معنادار بین ۰/۴۷ تا ۰/۵ را گزارش کرده است. آلفای کرونباخ برای خودکارآمدی ۰/۸۹، امید ۰/۸۷، تاب‌آوری ۰/۸۳، خوش‌بینی ۰/۸۱ و سرمایه روان‌شناختی به‌طور کلی ۰/۹۵ بود (مک‌گی، ۲۰۱۱). در پژوهش گل‌پرور و همکاران (۱۳۹۲) تحلیل عاملی اکتشافی با چرخش واریمکس بر روی ۲۶ سؤال این پرسشنامه همان ۴ عامل معرفی شده در پرسشنامه اصلی را به دست داده و آلفای کرونباخ به ترتیب برای خودکارآمدی، امیدواری، تاب‌آوری و خوش‌بینی برابر ۰/۹۱، ۰/۸۹، ۰/۸۳ و ۰/۷ و شاخص عددی روایی نیز ۰/۶۵ به‌دست آمده است. آلفای کرونباخ گزارش شده در پژوهش حاضر نیز ۰/۹۶ است.

مقیاس تحمل آشفتگی^۳ (DTS): این مقیاس خود سنجی توسط سیمونز و گاهر^۴ در سال ۲۰۰۵ ساخته شد و دارای ۱۵ ماده و ۴ زیر مقیاس تحمل، جذب، ارزیابی و تنظیم است که روی یک مقیاس پنج‌درجه‌ای از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف نمره‌گذاری می‌شوند (سیمونز و همکاران، ۲۰۰۵). در پژوهش سیمونز و همکاران (۲۰۰۵) ضرایب آلفای کرونباخ برای ابعاد تحمل آشفتگی هیجانی، جذب شدن به‌وسیله هیجان‌ات منفی، برآورد ذهنی پریشانی و تنظیم تلاش‌ها برای تسکین پریشانی به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۸۲، ۰/۷۸، ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ گزارش شد. همبستگی درون طبقه‌ای پس از گذشت شش ماه، ۰/۶۱ بود. همچنین روایی تفکیکی این مقیاس با زیر مقیاس‌های وضعیت خلقی منفی و مثبت پرسشنامه وضعیت خلق عمومی (کلارک و همکاران، ۱۹۹۰) به ترتیب برابر ۰/۵۹- و ۰/۲۶ گزارش شد. (سیمونز و همکاران، ۲۰۰۵). در ایران نیز در پژوهش توکلی و کاظمی زهرانی (۱۳۹۷) ضریب پایایی به روش باز آزمایی در فاصله‌ی زمانی ۳ ماه برای کل مقیاس ۰/۸۱ و برای خرده مقیاس‌های تحمل، جذب، ارزیابی و تنظیم به ترتیب ۰/۷۱، ۰/۶۹، ۰/۷۷ و ۰/۷۳ است. همبستگی تحمل آشفتگی با شیوه‌های مقابله‌ای مسئله محور، هیجان محور، کمتر مؤثر و مؤثر به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۲۷، ۰/۳۳- و ۰/۱۹- است. همچنین بین مقیاس تحمل آشفتگی با هیجان مثبت، هیجان منفی و وابستگی به سیگار به ترتیب همبستگی‌های ۰/۵۴، ۰/۲۲- و ۰/۶۵- به دست آمد (توکلی و همکاران، ۱۳۹۷). آلفای کرونباخ گزارش شده در پژوهش حاضر ۰/۸۷ بود.

یافته‌ها

میانگین سنی گزارش شده برای افراد شرکت‌کننده در پژوهش حاضر ۴۰/۹ با انحراف معیار ۷/۴۴ بود. همچنین کمترین سن ۲۱ و بیشترین ۵۷ بود. علاوه بر این، سطح تحصیلات گزارش شده برای افراد شرکت‌کننده شامل ۵۴ درصد دیپلم و زیر دیپلم، ۳۲ درصد کاردانی و ۲۸ درصد کارشناسی بودند. نتیجه یافته‌های توصیفی پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است.

1 - Psychological Capital Inventory

2 - McGee

3. Tolerance of turbulence.

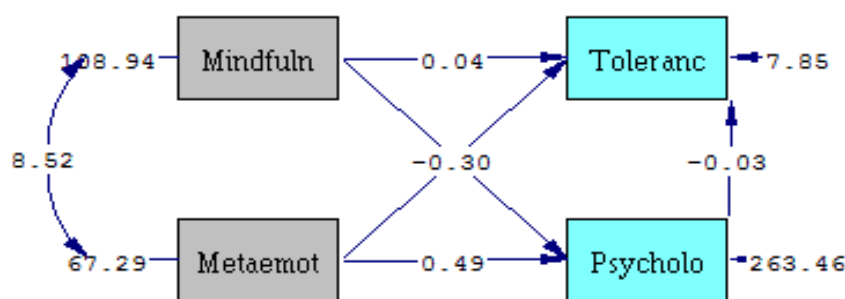
4 - Simons, Gaher

جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش و مشخص‌های آماری متغیرها

متغیرها	۱	۲	۳	۴
۱. ذهن آگاهی	۱			
۲. فرا هیجان	-۰/۰۶۸	۱		
۳. سرمایه روان‌شناختی	۰/۱۶۲*	۰/۰۶۳	۱	
۴- تحمل آشفتگی	۰/۱۵۶*	۰/۱۴۸*	۰/۱۴۱*	۱
میانگین	۱۰۷/۷	۶۷/۳	۴۳/۲	۴۵/۴
انحراف معیار	۱۰/۴	۶/۹۴	۸/۸۲	۷/۹۴
کجی	-۰/۴۳۴	-۰/۱۵۶	۱/۱۳	۰/۸۳۲
کشیدگی	۰/۲۱۹	-۰/۶۷۷	۰/۸۳۷	۱/۲۰

* $p=0.05$ (یک دامنه)** $p=0.01$ (یک دامنه)

اطلاعات جدول ۱ نشان می‌دهد که بین ذهن آگاهی و تحمل آشفتگی و سرمایه روان‌شناختی و تحمل آشفتگی و فرا هیجان و تحمل آشفتگی در سطح 0.05 رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. همچنین بالاترین همبستگی بین ذهن آگاهی و تحمل آشفتگی (0.156) و پایین‌ترین همبستگی نیز بین ذهن آگاهی و تحمل آشفتگی (0.141) است. بررسی داده‌های پرت با استفاده از نمودار جعبه‌ای انجام شد و داده‌های پرت با میانگین متغیرها جایگزین شدند. قبل از اجرای تحلیل پیش فرض‌های معادلات ساختاری شامل نرمال بودن توزیع، استقلال خطاها و هم‌خطی چندگانه بررسی گردید. برای پیش فرض طبیعی بودن متغیرهای پژوهش از کجی و کشیدگی توزیع نرمال استفاده شد که نتایج آن نشان داد توزیع نرمال متغیرها نرمال است به طوری که کجی و کشیدگی ذهن آگاهی به ترتیب -0.434 و 0.219 ، فراهیجان -0.156 و 0.677 ، سرمایه روان‌شناختی 1.13 و 0.837 و تحمل آشفتگی 0.832 و 1.20 بود که نتایج آن نشان داد توزیع نرمال است (دامنه توزیع بین $+2$ و -2). به جهت بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین واتسون استفاده شد؛ مقدار این آماره 1.98 به دست آمد که نشان از عدم همبستگی بین خطاها داشت زیرا دامنه قابل قبول بین $1/5$ تا $2/5$ است. برای بررسی هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین از عامل تورم واریانس و تحمل استفاده شد که نتایج نشان داد عدم هم‌خطی بین متغیرها برقرار است، زیرا دامنه تورم واریانس کمتر از 5 و تحمل بالاتر از $1/1$ به دست آمد. نرمال بودن توزیع خطا با نمودار Q-Q بررسی و نتایج نمودار نشان از نرمال بودن خطاها داشت.



شکل ۱. بارهای استاندارد شده مدل رابطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی با نقش میانجی سرمایه روانشناختی

شکل ۱، بارهای استاندارد شده مدل پژوهش را نشان می‌دهد. در این مطالعه ارتباط ذهن آگاهی با تحمل آشفتگی (0.04) در سطح 0.05 ، فراهیجان و تحمل آشفتگی (-0.30) در سطح 0.01 ، سرمایه روان‌شناختی با تحمل آشفتگی (-0.30) در سطح 0.05 ، ذهن آگاهی و سرمایه روان‌شناختی (-0.30) در سطح 0.05 و فراهیجان و سرمایه روان‌شناختی (0.49) در سطح 0.01 معنادار است.

جدول ۲. شاخص‌های برازندگی مدل ارتباط ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی با نقش واسطه‌ای سرمایه روانشناختی

P	T مقدار	میزان اثر	خطای استاندارد	ضرایب استاندارد	ضرایب غیراستاندارد	تأثیرات مستقیم	
۰/۰۰۲	۲/۱۰	۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۱۵۰	۰/۳۸۹	تحمل آشفتگی	ذهن آگاهی
۰/۰۰۲	-۲/۷۱	-۰/۰۳	۰/۱۰۱	-۰/۲۱۲	-۰/۴۳۷	سرمایه روانشناختی	ذهن آگاهی
۰/۰۰۱	۳/۴۶	۰/۴۹	۰/۱۱۷	۰/۳۲۴	۰/۷۴۱	سرمایه روانشناختی	فراهیجان
۰/۰۰۲	-۲/۷۱	-۰/۰۳	۰/۱۷۱	-۰/۲۱۴	-۰/۴۳۷	تحمل آشفتگی	فراهیجان
۰/۰۰۲	-۲/۱۱	-۰/۰۳	۰/۰۷	-۰/۱۳۸	-۰/۳۶۰	تحمل آشفتگی	سرمایه روانشناختی

با توجه به اطلاعات جدول ۲ مسیر مستقیم ذهن آگاهی به تحمل آشفتگی معنی دار است ($\beta = 0/150$, $T=2/10$)، مسیر مستقیم ذهن آگاهی به سرمایه روانشناختی معنی دار است ($\beta = -0/212$, $T=-2/71$)، مسیر مستقیم فراهیجان به سرمایه روانشناختی معنی دار است ($\beta = 0/324$, $T=3/46$)، مسیر مستقیم فراهیجان به تحمل آشفتگی معنی دار است ($\beta = -0/214$, $T=-2/71$) و مسیر مستقیم سرمایه روانشناختی به تحمل آشفتگی معنی دار است ($\beta = -0/138$, $T=-2/11$).

جدول ۳. نتایج تحلیل اثرات غیر مستقیم ذهن آگاهی و فراهیجان بر تحمل آشفتگی با میانجی گری سرمایه روانشناختی

مسیرهای مستقیم / واسطه‌ای	T-Sobel	ضریب مسیر استاندارد	حد پایین	حد بالا	سطح معناداری
ذهن آگاهی -- سرمایه روانشناختی -- تحمل آشفتگی	۱/۹۸	۰/۰۰۱	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۰۰۹
فراهیجان -- سرمایه روانشناختی -- تحمل آشفتگی	۲/۲۰	۰/۰۱۴	۰/۰۹	۰/۳۳	۰/۰۰۱

همانگونه که در جدول ۳ مشاهده می شود برای تعیین اثرات غیر مستقیم از آزمون سوبل استفاده گردید که نتایج نشان داد تاثیر غیر مستقیم ذهن آگاهی بر تحمل آشفتگی از طریق سرمایه روانشناختی $T-Sobel = 1/98$ و ضریب استاندارد $0/001$ است؛ همچنین میزان تاثیر غیر مستقیم فراهیجان بر تحمل آشفتگی با میانجی گری سرمایه روانشناختی $2/20$ و ضریب استاندارد $0/014$ است. همچنین از آنجایی که مقادیر حد بالا و حد پایین (فواصل اطمینان) شامل صفر نشده است، نقش میانجی معنادار است. بنابراین متغیرهای ذهن آگاهی و فراهیجان علاوه بر اثر مستقیم، به طور غیر مستقیم و از طریق سرمایه روانشناختی نیز بر تحمل آشفتگی تاثیر می گذارد.

جدول ۴. شاخص‌های برازش کلی مدل نهایی

شاخص	CMIN/DF	CFI	GFI	IFI	PNFI	RMSEA
مقدار محاسبه شده	۱/۸۶	۰/۹۹	۰/۹۵	۰/۹۹	۰/۷۳	۰/۰۵۳
سطح قابل قبول	۳-۱	>۰/۹۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰	>۰/۵۰	<۰/۰۸

شاخص‌های برازش آزمون مدل در جدول ۴ نشان داد که مجذور خی دو غیر معنی دار است ($p > 0/05$) و تمامی شاخص‌های برازش مدل نیز به معیار مطلوب برای برازش رسیده اند. شاخص‌های نیکویی برازش (GFI) شلخص برازش هنجار شده (NFI)، شاخص برازش نسبی (RFI)، شاخص برازش افزایشی (IFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI) همگی بالای $0/90$ هستند که برای برازش مدل مطلوب تلقی می شوند. ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) نیز $0/053$ به دست آمد که مطلوب تلقی می شود. نسبت خی دو به به درجه آزادی نیز زیر 3 به دست آمد. با توجه به شاخص‌های برازش، می توان گفت مدل آزمون شده برازش مطلوب لازم را دارا بوده و خودکنترلی در ارتباط متغیرها معنی دار است.

بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر باهدف بررسی رابطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی و نقش میانجی سرمایه روانشناختی در زنان خیانت دیده مراجعه کننده به مراکز مشاوره منطقه دو تهران انجام شد. نتیجه حاصل از پژوهش حاضر نشان داد بین ذهن آگاهی و تحمل آشفتگی رابطه وجود دارد. نتیجه حاصل با نتایج پژوهشگرانی چون اسپینلی و همکاران (۲۰۲۲)، پراکاش (۲۰۲۱) و رگاس (۲۰۱۹) همسو است. در تبیین یافته حاضر می توان گفت: ذهن آگاهی کمک می کند فرد هیجانان خود را همان گونه که اتفاق می افتند بپذیرد. زنان آسیب دیده از روابط فرا زناشویی همسر که از مشکلات روانی و هیجانی خاصی در رنج هستند، در نتیجه ذهن آگاهی می توانند پذیرنده احساسات و نشانه های فیزیکی و روانی خود بوده و با کنترل افکار و هیجانان و پذیرش این احساسات، سطح کیفیت زندگی و هیجانان مثبت آنان بهبود می یابد (اسپینلی و همکاران، ۲۰۲۲). با افزایش ذهن آگاهی، تحمل آشفتگی و خود مدیریتی زنان آسیب دیده افزایش می یابد آن ها قادر می شوند به شکل کاملاً مستقیمی هیجانان ناشی از اطلاع از ارتباط فرا زناشویی همسر را تنظیم کرده که در نتیجه سطح صمیمیت زندگی زناشویی آنان تغییر می یابد (پراکاش، ۲۰۲۱). ذهن آگاهی می تواند آگاهی عمیق تر و مدیریت هیجان نسبت به احساسات و افکار را افزایش دهد، استرس را کاهش دهد و سلامتی را بهبود بخشد (رگاس، ۲۰۱۹). ذهن آگاهی با کنترل آگاهی لحظه به لحظه و غیرقضاوتی به شکل مرحله به مرحله، خود کنترلی، خودتنظیمی و خود نظارتی فرد بر رفتارهایش را افزوده و او را به سمت کنترل هیجانان منفی هدایت می کند. ذهن آگاهی کمک می کند تا فرد بدون قضاوت، احساس های بدنی، شناخت ها، ادراک ها و هیجانان شان را مشاهده کنند و آنها را بپذیرند و دریابد که افکار، لزوماً منطبق با واقعیت نیست (بریتون و همکاران، ۲۰۲۱). از طرفی می توان گفت: ذهن آگاهی به فرد امکان می دهد که پاسخ های خودکار و عاداتی به تجربه های استرس زا را کاهش داده و در طول زمان با پرورش یک بینش درونی و پذیرش بیشتر نسبت به رویدادهای غیرقابل تغییر زندگی، فعال سازی سیستم پاسخ استرس را کاهش دهد (لیمیوس، ۲۰۲۲).

در ارتباط با همسویی پژوهش حاضر در ارتباط فراهیجان با تحمل آشفتگی می توان گفت نتیجه حاصل با نتایج پژوهشگرانی جورج و همکاران (۲۰۲۰) همسو است. در تبیین یافته حاضر می توان گفت بر اساس نظریه فراهیجان نف (۲۰۰۳) فراهیجان انطباقی یا مثبت، زمینه پذیرش هیجان ها، ذهن آگاهی و پذیرش روان شناختی را فراهم و باعث بهبود پریشانی روانی می شود. فراهیجان بازگشت کننده یک بخش مهمی از تنظیم هیجان فرد با تأثیر زیاد بر سلامت روانی فرد است و افرادی که از فراهیجان کمتری برخوردارند آگاهی پایینی نسبت به عواطف و هیجانان خود دارند. این افراد هیجانان را به عنوان چیزی که باید آن را نادیده گرفت تلقی می کنند. از نظر آنان تجربیات ناراحت کننده آن قدر مهم نیستند که باعث نگرانی شود و ابراز هیجان را نشانه ی ضعف می دانند (جورج و همکاران، ۲۰۲۰). افرادی که دچار کم برآورد یا بیش برآورد هیجانی هستند به احتمال بیشتری دچار مشکلات روانشناختی شده و از راهبردهای خودتنظیمی ناکارآمد بهره خواهند برد. افرادی که از هیجانان مثبت پایین و هیجانان منفی بالایی برخوردار هستند، لذا در تعدیل و ابراز به موقع هیجانان در موقعیت های مختلف زندگی مشکل دارند و از آنجا که هیجانان میتوانند نقش مهمی در زندگی ایفا کنند، این عدم تعدیل هیجانان منجر به کاهش تحمل آشفتگی خواهد شد (جانسون، ۲۰۲۲).

در ارتباط با ارتباط سرمایه روانشناختی با تحمل آشفتگی در زنان خیانت دیده می توان گفت نتیجه حاصل با نتایج پژوهشگرانی چون جورج و همکاران (۲۰۲۱) و زائو و همکاران (۲۰۱۷) همسو است. در تبیین یافته حاضر می توان گفت: سرمایه روانشناختی بالا موجب اعتماد به نفس بالا، تلاش برای برتری و پیروزی در زندگی، خوش بینی، تاب آوری و تحمل مشکلات و مصائب زندگی می شود (زائو و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین سرمایه روانشناختی به عنوان عاملی محافظ در برابر پریشانی روانی به شمار می رود (جورج و همکاران، ۲۰۲۱). در تبیین دیگر می توان گفت سرمایه روانشناختی سازه مثبتی است که به افراد در تحقق ادراک های مثبت از خودشان کمک می کند که این ادراک های مثبت موجب افزایش تحمل آشفتگی در افراد می شود (زو و همکاران، ۲۰۲۲).

در تبیین یافته پژوهش مبنی بر نقش واسطه ای سرمایه روانشناختی در رابطه ذهن آگاهی و تحمل پریشانی می توان گفت: ذهن آگاهی باعث می شود که فرد نسبت به خود و توانمندی های خود و همین طور نقاط ضعف خود آگاهی بیشتری پیدا کند، در نتیجه بهتر می تواند اقدامی مثبت در جهت رفع نقاط ضعف خود بردارد و در صورتی که این عمل امکان پذیر نیست، بپذیرد که نمی تواند کاری کند و کمتر دچار پریشانی شود (بی و همکاران، ۲۰۲۱). علاوه بر نقش مثبت ذهن آگاهی در افزایش خودکارآمدی، می تواند از طریق ترشح هورمون ها و تأثیر مثبت بر مغز، دیدگاه افراد را در مورد پدیده های اطراف، تغییر داده و میزان خوش بینی و امیدواری را در افراد افزایش می دهد که همین امر در افزایش تحمل پذیری افراد در برابر پریشانی مؤثر است (مرچانت و همکاران، ۲۰۱۹). افرادی که ذهن آگاه در

مقایسه با افرادی که به شیوه ذهن آگاهانه زندگی نمی‌کنند و ذهنی درگیر و آشفته دارند و همواره در گذشته و یا آینده سیر می‌کنند، از شادکامی بیشتری برخوردارند و در زندگی امیدوارتر و خوش‌بین‌تر هستند. به‌طور کلی ذهن آگاهی با خوش‌بینی و امیدواری و به دنبال آن تحمل پریشانی بالا ارتباط معنی‌دار دارد. همچنین افراد با ذهن آگاهی بالا به‌جای سرکوب احساسات، به تخلیه مناسب آن‌ها می‌پردازد و آرامش لازم را کسب می‌کند و میزان تاب‌آوری افراد در مقابله با چالش‌ها نیز افزایش می‌یابد (دکرت و همکاران، ۲۰۲۰).

در تبیین یافته پژوهش مبنی بر نقش واسطه‌ای سرمایه روان‌شناختی در رابطه فرا هیجان و تحمل آشفتگی می‌توان گفت: افراد با فرا هیجان انطباقی (مثبت) با بهره‌گیری از خودکارآمدی، خوش‌بینی، تاب‌آوری و امید، وقتی در موقعیت‌های سخت و ناخوشایند قرار می‌گیرند، به‌جای واکنش‌های آتی و نسنجیده، سعی می‌کنند که نسبت به خود، محیط و شرایط آگاه و هشیار باشند، به‌صورت خردمندانه رفتار کنند، که به همین دلیل در برابر پریشانی مقاومت بیشتری از خود در پشت سر گذاشتن دشواری‌های زندگی نشان می‌دهند (مانسل و همکاران، ۲۰۲۰).

در جمع‌بندی مطالب می‌توان گفت که ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی از طریق سرمایه روان‌شناختی رابطه معناداری وجود داشت که براساس آن پاسخ به سوال پژوهش تایید شد و می‌توان گفت سرمایه روان‌شناختی را واسطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی زنان دچار پیمان شکنی همسته دانست. به‌طور کلی پژوهش حاضر نشان داد که الگوی نقش واسطه‌ای سرمایه روان‌شناختی در رابطه ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی زنان خیانت دیده برآزش دارد. همچنین در بررسی نقش واسطه‌ای مشخص شد که ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی آنان رابطه معناداری داشتند که این رابطه بیانگر نقش میانجی سرمایه روان‌شناختی برای آسانسازی اثر این دو متغیر بر تحمل آشفتگی بر زنان بود.

از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به روش نمونه‌گیری در دسترس، نمونه محدود به زنان خیانت دیده منطقه ۲ شهر تهران، همچنین ناتوانی در کنترل اثر اوضاع اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی و خانوادگی زوجین دچار پیمان‌شکنی زناشویی که به‌دلیل متفاوت بودن مدت پیمان‌شکنی و دفعات پیمان‌شکنی می‌تواند تغییرپذیری زیادی داشته باشد، نمیتوان تحمل پریشانی را در همه زوجین کاملاً یکسان فرض کرد؛ اشاره کرد. پیشنهاد می‌شود پژوهش بر روی زوجین خیانت دیده در سایر نقاط کشور نیز بررسی شود؛ در پژوهش‌های آتی از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی استفاده شود و اوضاع اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی و خانوادگی زوجین کنترل شود.

منابع

- بنیسی، پ. (۱۳۹۸). اثربخشی آموزش مثبت‌نگری بر بهزیستی ذهنی، فراهیجان مثبت و توانایی خود مدیریتی زنان سالمند. *مجله روانشناسی پیری*، ۳(۳)، ۲۲۷-۲۱۷. <file:///C:/Users/HP/Downloads/13000513980303>
- توکلی، ز؛ کاظمی زهرانی، ح. (۱۳۹۷). اثربخشی مداخله کاهش استرس مبتنی بر ذهن آگاهی بر مشکلات پریشانی و خود تنظیمی بیماران مبتلا به دیابت نوع دو. *نشریه پژوهش پرستاری ایران*، ۱۳(۲)، ۱۱-۱. <file:///C:/Users/HP/Downloads/46713970206>
- دهقان منشادی، ز؛ تقوی، س.م؛ دهقان منشادی، م. (۱۳۹۱). خصوصیات روان‌سنجی سیاهه مهارت ذهن آگاهی کنتاکی. *اندیشه و رفتار*، ۷(۲۵)، ۳۶-۲۷. <https://www.sid.ir/fa/JOURNAL/ViewPaper.aspx?id=215342>
- غلامعلی، ب؛ جمورپور، س؛ سوری، ا؛ سهیلی زاد، م؛ خزایی، س؛ نوربان، ف؛ باقر، م. (۱۳۹۵). معیارهای ازدواج در زوجین شرف ازدواج مراجعه کننده به مرکز مشاوره ازدواج شهرستان تویسرکان. *مجله علمی پژوهان*، ۴، ۴۷-۳۸. <http://psj.umsha.ac.ir/article-1>
- گل پرور، م؛ جعفری، م؛ جوادیان، زه. (۱۳۹۲). پیش بینی سرمایه روان‌شناختی از طریق مولفه های معنویت در پرستاران. *نشریه روان پرستاری*، ۱(۳)، ۲۵-۴۴. http://ijpn.ir/browse.php?a_id=115&sid=1&slc_lang=fa
- Asadu, N., & Egbuche, M. (2020). Effect of Marital Infidelity on the Family: A Perception Study of Ihe/Owerre in Nsukka Local Government Area of Enugu State. *Renaissance University Journal of Management and Social Sciences*, 6 (1), 21-31. http://rujmass.com/Journals/rujmass_2020_003
- Baer, R. A., Smith, G. T & Allen, K. B. (2004). Assessment of mindfulness by self-report: The Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Assessmen*, 11(3), 191-206. <https://doi.org/10.1177/1073191104268029>
- Barraca, J., & Polanski, T. X. (2021). Infidelity treatment from an integrative behavioral couple therapy perspective: Explanatory model and intervention strategies. *Journal of Marital and Family Therapy*, 47(4), 909-924. <https://doi.org/10.1111/jmft.12483>
- Batabyal, A. A. (2018). Marital infidelity: A game-theoretic analysis. *Journal of Quantitative Economics*, 16(1), 227-233. <https://doi.org/10.1007/s40953-017-0081-8>

The relationship between mindfulness and meta-emotion with distress tolerance: the mediating role of psychological ...

- Benuto, L. T., Yang, Y., Bennett, N., & Lancaster, C. (2020). Distress tolerance and emotion regulation as potential mediators between secondary traumatic stress and maladaptive coping. *Journal of interpersonal violence*, 0886260520967136. <https://scholarworks.uvm.edu/fmclerk/755>
- Bi, Y., & Ye, X. (2021, November). The Effect of Trait Mindfulness on Teachers' Emotional Exhaustion: The Chain Mediating Role of Psychological Capital and Job Engagement. In *Healthcare* (Vol. 9, No. 11, p. 1527). Multidisciplinary Digital Publishing Institute. <https://doi.org/10.3390/healthcare9111527>
- Brewer, R. (2019). The "perpetual hazard": Middle New Zealand attitudes to marital infidelity in the agony aunt columns of the New Zealand Woman's Weekly, 1950 editions. *Back Story Journal of New Zealand Art, Media & Design History*, (7), 95-109. <https://doi.org/10.24135/backstory.vi7.51>
- Britton, W. B., Lindahl, J. R., Cooper, D. J., Canby, N. K., & Palitsky, R. (2021). Defining and measuring meditation-related adverse effects in mindfulness-based programs. *Clinical Psychological Science*, 9(6), 1185-1204. <https://doi.org/10.1177/2167702621996340>
- Bruce, C. (2022). The End of Monogamy? An Exploration of Non-monogamous Relationship Dynamics. *Canadian Journal of Family and Youth/Le Journal Canadien de Famille et de la Jeunesse*, 14(2), 82-91. <https://journals.library.ualberta.ca/cjfy/index.php/cjfy/article/view/29769>
- Chang, H. T., Liu, Y. L., & Kuo, C. S. (2021). The Relationships Among Maternal Meta-emotion Philosophy, Maternal Video-Mediated Cognitions, and Adolescent Behavior Adjustment in Taiwan. *Child Psychiatry & Human Development*, 1-11. <https://doi.org/10.1007/s10578-021-01283-7>
- Clarence, M., Vijju, P. D., Jena, L. K., & George, T. S. (2021). Predictors of Positive Psychological Capital: An Attempt Among the Teacher Communities in Rural Jharkhand, India. *Management and Labour Studies*, 46(2), 139-160. <https://doi.org/10.1177/0258042X21991013>
- Deckert, M., Schmoeger, M., Auff, E., & Willinger, U. (2020). Subjective emotional arousal: an explorative study on the role of gender, age, intensity, emotion regulation difficulties, depression and anxiety symptoms, and meta-emotion. *Psychological Research*, 84(7), 1857-1876. <https://doi.org/10.1007/s00426-019-01197-z>
- Dong, S., Dong, Q., & Chen, H. (2022). Mothers' parenting stress, depression, marital conflict, and marital satisfaction: The moderating effect of fathers' empathy tendency. *Journal of affective disorders*, 299, 682-690. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.12.079>
- Ebner, N. C., & Fischer, H. (2014). Emotion and aging: evidence from brain and behavior. *Frontiers in psychology*, 5, 996. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00996>
- George, O. J., Okon, S. E., & Akaighe, G. O. (2021). Psychological Capital and Work Engagement among Employees in the Nigerian Public Sector: The Mediating Role of Emotional Intelligence. *International Journal of Public Administration*, 1-9. <https://doi.org/10.1080/01900692.2021.2001010>
- Goldberg, S. B., Riordan, K. M., Sun, S., & Davidson, R. J. (2022). The empirical status of mindfulness-based interventions: A systematic review of 44 meta-analyses of randomized controlled trials. *Perspectives on psychological science*, 17(1), 108-130. <https://doi.org/10.1177/1745691620968771>
- Jeanfreau, M. M., & Mong, M. (2019). Barriers to marital infidelity. *Marriage & Family Review*, 55(1), 23-37. <https://doi.org/10.1080/01494929.2018.1518821>
- Johnson, A. R. (2022). *Examining the Role of Distress Tolerance on the Relationship between Maternal Childhood Maltreatment and the Intergenerational Transmission of Emotion Dysregulation* (Doctoral dissertation, Western Carolina University). <https://www.proquest.com/openview/226b8345e18bdbcd0e41fe5dab9db02>
- Kang, N., Jiang, Y., Ren, Y., Gong, T., Liu, X., Leung, F., & You, J. (2018). Distress intolerance mediates the relationship between child maltreatment and nonsuicidal self-injury among Chinese adolescents: A three-wave longitudinal study. *Journal of youth and adolescence*, 47(10), 2220-2230. <https://doi.org/10.1007/s10964-018-0877-7>
- Kleine, M. (2021). Accounts and Attributions Following Marital Infidelity. *Western Journal of Communication*, 85(2), 211-229. <https://doi.org/10.1080/10570314.2019.1702714>
- Kyegombe, N., Stern, E., & Buller, A. M. (2022). "We saw that jealousy can also bring violence": A qualitative exploration of the intersections between jealousy, infidelity and intimate partner violence in Rwanda and Uganda. *Social Science & Medicine*, 292, 114593. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2021.114593>
- Kyron, M. J., Hooke, G. R., Bryan, C. J., & Page, A. C. (2022). Distress tolerance as a moderator of the dynamic associations between interpersonal needs and suicidal thoughts. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 52(1), 159-170. <https://doi.org/10.1111/sltb.12814>
- Lobo, F. M., Lunkenheimer, E., Lucas-Thompson, R. G., & Seiter, N. S. (2021). Parental emotion coaching moderates the effects of family stress on internalizing symptoms in middle childhood and adolescence. *Social Development*, 30(4), 1023-1039. <https://doi.org/10.1111/sode.12519>
- Lymeus, F. (2022). Individual Differences in Cognitive Functioning Predict Compliance With Restoration Skills Training but Not With a Brief Conventional Mindfulness Course. *Frontiers in Psychology*, 13, 715411-715411. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.715411>
- Mansell, W., Barnes, A., Grant, L., & De Sousa, L. M. (2020). Do meta-emotion strategies and their effects vary in students between their family home and their university home?. *Current Psychology*, 1-11. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00996-7>

- McGee, E. A. (2011). An examination of the stability of positive psychological capital using frequency-based measurement. https://trace.tennessee.edu/utk_graddiss/999/
- Melsom, L., Ulvenes, P. G., Solbakken, O. A., Curran, P. J., & Wampold, B. E. (2022). Emotional clarity and tolerance of emotional distress as mechanisms of change in short-term psychodynamic psychotherapy for chronic depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 90*(4), 289. <https://doi.org/10.1037/ccp0000728>
- Merchant, E. K., Borders, L. D., & Henson, R. A. (2019). Attachment, Parental Meta-Emotion, and Emotion Regulation in Adoptive Mother–Child Dyads. *The Family Journal, 27*(4), 387-393. <https://doi.org/10.1177/1066480719871973>
- Mitmansgruber, H., Beck, T. N., Höfer, S., & Schüßler, G. (2009). When you don't like what you feel: Experiential avoidance, mindfulness and meta-emotion in emotion regulation. *Personality and Individual Differences, 46*(4), 448-453. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.11.013>
- Nam, M., & Noh, Y. G. (2021). Effects of Emotional Labor and Positive Psychological Capital on Burnout among Nurses at a General Hospital. *Journal of Digital Convergence, 19*(2), 289-297. <https://doi.org/10.14400/JDC.2021.19.2.2.289>
- Ojala, M. (2021). Safe spaces or a pedagogy of discomfort? Senior high-school teachers' meta-emotion philosophies and climate change education. *The Journal of Environmental Education, 52*(1), 40-52. <https://doi.org/10.1080/00958964.2020.1845589>
- Olamijuwon, E., Odimegwu, C., & Chemhaka, G. (2021). Involuntary Childlessness and Marital Infidelity Among Women in Sub-Saharan African Countries: An Assessment of the Moderating Role of Women's Education. *Archives of Sexual Behavior, 50*(2), 601-614. <https://doi.org/10.1007/s10508-020-01770-3>
- Paltell, K. C., & Berenz, E. C. (2022). The Influences of Posttraumatic Stress Disorder and Distress Tolerance on Trauma and Alcohol Cue Reactivity in a Sample of Trauma-Exposed College Students. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs, 83*(1), 106-114. <https://doi.org/10.15288/jsad.2022.83.106>
- Prakash, R. S. (2021). Mindfulness meditation: Impact on attentional control and emotion dysregulation. *Archives of Clinical Neuropsychology, 36*(7), 1283-1290. <https://doi.org/10.1093/arclin/acab053>
- Prasath, P. R., Xiong, Y., Zhang, Q., & Jeon, L. (2022). Psychological Capital, Well-being, and Distress of International Students. *International Journal for the Advancement of Counselling, 1-21*. <https://doi.org/10.1007/s10447-022-09473-1>
- Predatu, R., David, D. O., & Maffei, A. (2020). Beliefs about emotions, negative meta-emotions, and perceived emotional control during an emotionally salient situation in individuals with emotional disorders. *Cognitive Therapy and Research, 44*(2), 287-299. <https://doi.org/10.1080/00050067.2022.2089542>
- Ranney, R. M., Berenz, E., Rappaport, L. M., Amstadter, A., & Dick, D. (2022). Anxiety sensitivity and distress tolerance predict changes in internalizing symptoms in individuals exposed to interpersonal trauma. *Cognitive Therapy and Research, 46*(1), 217-231. <https://doi.org/10.1007/s10608-021-10234-4>
- Regas, S. (2019). Infidelity, self-differentiation, and intimacy: The mindful differentiation model of couple therapy. *American Psychological Association, 71-90*. <https://doi.org/10.1037/0000151-004>
- Ren, Y., & Ji, B. (2019). Correlation between perceived social support and loneliness among Chinese adolescents: mediating effects of psychological capital. *Psychiatria Danubina, 31*(4), 421-428. <https://epriajournals.com/jpanel/upload/1038pm>
- Scheeren, P., Apellániz, I. D. A. M. D., & Wagner, A. (2018). Marital infidelity: The experience of men and women. *Trends in Psychology, 26*, 355-369. <https://doi.org/10.9788/TP2018.1-14Pt>
- Simons, J. S., & Gaher, R. M. (2005). The Distress Tolerance Scale: Development and validation of a self-report measure. *Motivation and emotion, 29*(2), 83-102. <https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3>
- Spinelli, C., Ibrahim, M., & Khoury, B. (2022). Cultivating ambiguity tolerance through mindfulness: An induction randomized controlled trial. *Current Psychology, 1-19*. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02597-4>
- Tan, L., Smith, C. L., & Dunsmore, J. C. (2022). Validation of a Chinese translation of the Parents' Beliefs About Children's Emotions questionnaire and measurement invariance across Chinese and US mothers. *Current Psychology, 1-11*. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-02614-6>
- Woo, C. H., & Kim, C. (2020). Impact of workplace incivility on compassion competence of Korean nurses: Moderating effect of psychological capital. *Journal of Nursing Management, 28*(3), 682-689. <https://doi.org/10.1111/jonm.12982>
- Xu, Q., Shao, L., Zhao, S., Cai, J., Lu, L., Wang, B., & Liu, P. (2022). Social support and nutritional status: Positive psychological capital as a mediator. *Social Behavior and Personality: an international journal, 50*(5), 1-13. <https://doi.org/10.2224/sbp.11384>
- Yokotani, K. (2018). Advantage of empty-chair dialogue over emotion-focused couples therapy for a Japanese couple with marital infidelity: A case study. *International Journal of Brief Therapy and Family Science, 8*(1), 34-48. https://doi.org/10.35783/ijbf.8.1_34
- Yoo, G., & Joo, S. (2021). Love for a Marriage Story: The Association Between Love and Marital Satisfaction in Middle Adulthood. *Journal of Child and Family Studies, 1-12*. <https://doi.org/10.1007/s10826-021-02055-6>
- Zhou, H., Peng, J., Wang, D., Kou, L., Chen, F., Ye, M., ... & Liao, S. (2017). Mediating effect of coping styles on the association between psychological capital and psychological distress among Chinese nurses: a cross-sectional study. *Journal of psychiatric and mental health nursing, 24*(2-3), 114-122. <https://doi.org/10.1111/jpm.12350>

