رویش روان شناسی، سال۱۱، شماره۸، شماره پیاپی ۷۷، آبان ۱۴۰۱
Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal(RRJ),11(8), 2022

رابطه ذهن‌آگاهی 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

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

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

چکیده

هدف این پژوهش بررسی رابطه ذهن آگاهی و فرا هیجان 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 به‌صورت 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 تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که بین ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی رابطه معنادار وجود دارد (P<۰/۰۵)، همچنین ارتباط بین ذهن آگاهش و فراهیجان با تحمل آشفتگی با میانجیگری سرمایه روانشناختی نیز تایید شد (p<۰/۰۵) 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*

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.*

نوع مقاله : پژوهشی | **دریافت : اردیبهشت ۱۴۰۱** | **پذیرش: تیر ۱۴۰۱** | **ویرایش نهایی: آبان ۱۴۰۱**

مقدمه

ازدواج مهمترین قرار داد زندگی هر فرد به شمار می‌آید. انسان‌ها به دلایلی گوناگون ازدواج می کنند. در کنار تمایلات جنسی که از مسائل اولیه ناشی می شود، 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[1]، ۲۰۲۱). در این میان پیمان شکنی یکی از مهمترین و جدی ترین مشکلات بسیاری از

1 - Yoo, Joo

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

زوج‌ها است (جنیفریو و مانگ[۱]، ۲۰۱۹). برای برخی از زوج‌ها، ازدواج و روابط زناشویی با عبارت تنها مرگ ما را از هم جدا می کند، آغاز می گردد (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 طوفان های ناشی از ناملایمات زندگی مقاومت کنند (بریور[۳]، ۲۰۱۹). خیانت زناشویی ازجمله 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 صمیمت عاطفی و فیزیکی با فردی خارج از این رابطه می‌شود (آسادو و ایگبونچ[۵]، ۲۰۲۰). خیانت، احساس مورد آسیب واقع‌شدن به‌وسیله رفتار عمدی یا سهوی یک شخص مورد اعتماد است (باتابیال[۶]، ۲۰۱۸). پس از افشاء خیانت همسر، خانواده‌ها با مسائلی نظیر بحران زناشویی (یوکوتانی[۷]، ۲۰۱۸)، تضعیف عملکرد در نقش والدینی (کیگومبی[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 همکارامن، ۱۴۰۰). در این میان یکی از آثار خیانت دیدن کاهش تحمل آشفتگی در فرد خیانت دیده است (صیدی و همکارامن، 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 جهت رهایی از تجربه هیجانی منفی آشکار می‌شود. افراد دچار سطح تحمل پریشانی پایین، تجربه آشفتگی هیجانی را توان‌فرسا و غیرقابل‌پذیرش ارزیابی می‌کنند و درنتیجه 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 کوردووا[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

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

کردن حالت‌هایی مانند خشم، اضطراب و افسردگی افزایش می‌یابد؛ درنتیجه 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 درنتیجه با افزایش تحمل آشفتگی، بهزیستی روان‌شناختی را افزایش داد (پراکاش[۱]، ۲۰۲۱).

متغیر دیگری که می‌تواند باتحمل 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 باتحمل آشفتگی در ارتباط است (مانسل[۱۵] و همکاران، ۲۰۲۰) و همچنین می‌تواند با ذهن آگاهی (بی و یی[۱۶]، ۲۰۲۱) و فرا هیجان (جورج[۱۷] و همکاران، ۲۰۲۱) نیز رابطه داشته باشد. سرمایه روان‌شناختی مفهوم جدیدی است که به‌تازگی توسط لوتانز[۱۸] معرفی‌شده 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 پراساتح[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

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

اگرچه تاکنون پژوهشگران بسیاری هر کدام از این متغیرها جداگانه پژوهش‌هایی انجام داده‌اند، هیچ پژوهشی با عنوان رابطه بین ذهن‌آگاهی 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 کرده اند به رغم علاقه زیاد به پژوهش در مورد تحمل آشفتگی، مطالعات به طور 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. ازاین‌رو هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه ذهن آگاهی و فرا هیجان باتحمل 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- ۱۴۰۰بود 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 صرفا 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[1] (KMQA): این پرسشنامه توسط بیر[2] و همکاران در سال ۲۰۰۴ تدوین شد. این پرسشنامه دارای ۳۹ سؤال بوده و برای اندازه‌گیری ۴ مؤلفه ذهن آگاهی یعنی مشاهده گری، توصیف کردن، عمل همراه با آگاهی و پذیرش بدون قضاوت طراحی‌شده است. نحوه نمره‌گذاری پرسشنامه به‌صورت 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 مولفه‌ها 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 (r=۰/۴۱) و عاطفی ذهن آگاهی فلدمن و همکاران (۲۰۰۴) (r=۰/۵۶) و پرسشنامه‌ی ذهن آگاهی چادویک و همکاران (۲۰۰۵) (r=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 تمرکز گری، 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 گلمن (۲۰۰۰) بین ۰/۴۷ تا ۰/۷۸ به دست آمد (دهقان منشادی و همکاران، ۱۳۹۱). آلفای کرونباخ گزارش‌شده 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 فرا هیجان (MES): این مقیاس خود گزارش‌دهی که فرا هیجان‌های منفی و مثبت را می‌سنجد، توسط میتمانسگروبر[3] و همکاران در سال ۲۰۰۹ ساخته‌شده است و دارای ۲۸ ماده است و آزمودنی در یک مقیاس لیکرت ۶ درجه‌ای (۱= اصلاً صدق نمی‌کند تا ۶= کاملا 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

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

(فرا هیجان‌های منفی) و شفقت و علاقه (فرا هیجان‌های مثبت) با ضرایب آلفای به ترتیب ۰/۷۶، ۰/۷۷، ۰/۸۳، ۰/۸۲ و 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 تشکیل‌شده 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 تائید کردند. همچنین روایی همگرایی فرا هیجان‌های مثبت در این ابزار با مؤلفه‌های هوش هیجانی پرسشنامه رگه هوش هیجانی (پترایدز 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[1] (PCQ): برای سنجش سرمایه روان‌شناختی از پرسشنامه ۲۶ ماده‌ای مک گی[2] (۲۰۱۱) با ۴ خرده مقیاس خود کارآمدی، امیدواری، تاب‌آوری و خوش‌بینی استفاده خواهد شد. مقیاس پاسخگویی ۶ درجه‌ای (کاملاً مخالفم= ۱ تا کاملاً موافقم= 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 مک گی (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، تاب آوری ۰/۸۳، خوش‌بینی ۰/۸۱ و سرمایه روان‌شناختی به‌طورکلی ۰/۹۵ بود (مک گی، ۲۰۱۱). در پژوهش گل پرور و همکاران (۱۳۹۲) تحلیل عاملی اکتشافی با چرخش واریماکس بر روی ۲۶ سؤال این پرسشنامه همان ۴ عامل معرفی‌شده 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 به‌دست‌آمده است. آلفای کرونباخ گزارش‌شده در پژوهش حاضر نیز ۰/۹۶ است.

مقیاس تحمل آشفتگی[3] (DTS): این مقیاس خود سنجی توسط سیمونز و گاهر[4] 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 گزارش‌شده در پژوهش حاضر ۰/۸۷ بود.

یافته‌ها

میانگین سنی گزارش‌شده برای افراد شرکت‌کننده در پژوهش حاضر ۴۰/۹ با انحراف معیار ۷/۴۴ بود. همچنین کمترین سن ۲۱ و بیشترین ۵۷ بود. علاوه براین، سطح تحصیلات گزارش‌شده 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 ارائه‌شده است.

1 - Psychological Capital Inventory
2 - McGee
3 . Tolerance of turbulence.
4 - Simons, Gaher

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

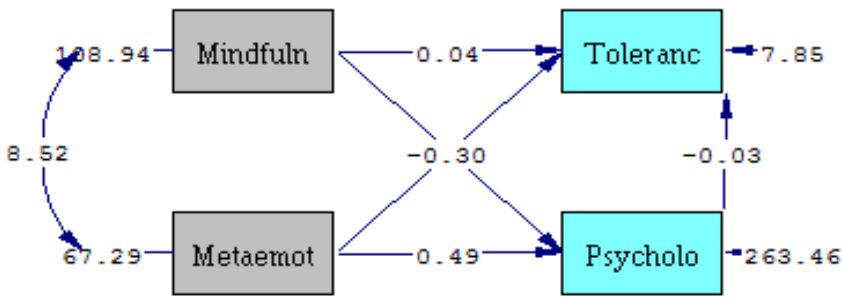
جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش و مشخص‌های آماری متغیرها

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= ۰/۰۵(یک دامنه)

**p=۰/۰۱(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 ۰/۰۵ رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. همچنین بالاترین همبستگی بین ذهن آگاهی و تحمل آشفتگی (۰/۱۵۶) و پایین‌ترین همبستگی نیز بین ذهن آگاهی و تحمل آشفتگی (۰/۱۴۱) است. بررسی داده‌های پرت با استفاده از نمودار جعبه‌ای انجام شد و داده‌های پرت با میانگین متغیرها جایگزین شدند. قبل از اجرای تحلیل پیش فرض های 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 نمرات استفاده شد که نتایج آن نشان داد توزیع نمرات متغیرها نرمال است به طوریکه کجی و کشیدگی ذهن آگاهی به ترتیب ۰/۴۳۴- و ۰/۲۱۹، فراهیجان ۰/۱۵۶- و ۰/۶۷۷، سرمایه روانشناختی ۱/۱۳ و ۰/۸۳۷ و تحمل آشفتگی ۰/۸۳۲ و ۱/۲۰ بود که نتایج آن نشان داد توزیع نمرات نرمال است (دامنه توزیع بین ۲+ و ۲-). به جهت بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین واتسون استفاده شد؛ مقدار این آماره ۱/۹۸ به دست آمد که نشان از عدم همبستگی بین خطاها داشت زیرا دامنه قابل قبول بین ۱/۵ تا ۲/۵ 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 ۵ و تحمل بالاتر از ۰/۱ 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 ذهن‌گاهی با تحمل آشفتگی (۰/۰۴) در سطح ۰/۰۵، فراهیجان و تحمل آشفتگی (۰/۳۰-) در سطح ۰/۰۱، سرمایه روانشناختی با تحمل آشفتگی (۰/۰۳-) در سطح ۰/۰۵، ذهن آگاهی و سرمایه روانشناختی (۰/۳۰-) در سطح ۰/۰۵ و فراهیجان و سرمایه روانشناختی (۰/۴۹) در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

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

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

با توجه به اطلاعات جدول ۲ مسیر مستقیم ذهن‌آگاهی به تحمل آشفتگی معنی دار است (۰/۱۵۰= β، ۲/۱۰=T)، مسیر مستقیم ذهن‌آگاهی به سرمایه روانشناختی معنی‌دار است (۰/۲۱۲- = β، ۲/۷۱- =T)، مسیر مستقیم فراهیجان به سرمایه روانشناختی معنی‌دار است (۰/۳۲۴= β، ۳/۴۶=T)، مسیر مستقیم فراهیجان به تحمل آشفتگی معنی‌دار است (۰/۲۱۴- = β، ۲/۷۱- =T) و مسیر مستقیم سرمایه روانشناختی به تحمل آشفتگی معنی‌دار است (۰/۱۳۸- = β، ۲/۱۱- =T).

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 ۱/۹۸= T-Sobel و ضریب استاندارد ۰/۰۰۱ است؛ همچنین میزان تاثیر غیر مستقیم فراهیجان بر تحمل آشفتگی با میانجی گری سرمایه روانشناختی ۲/۲۰ و ضریب استاندارد ۰/۰۱۴ است. همچنین از آنجایی که مقادیر حد بالا و حد پایین (فواصل اطمینان) شامل صفر نشده است، نقش میانجی معنادار است. بنابراین متغیرهای ذهن‌آگاهی و فراهیجان علاوه بر اثر مستقیم، به طور غیر مستقیم و از طریق سرمایه روانشناختی نیز بر تحمل آشفتگی تاثیر می گذارد.

جدول ۴. شاخص های 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 معنی‌دار است (p>۰/۰۵) 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 ۰/۹۰ هستند که برای برازش مدل مطلوب تلقی می‌شوند. ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) نیز ۰/۰۵۳ به دست آمد که مطلوب تلقی می شود. نسبت خی دو به به درجه آزادی نیز زیر ۳ به دست آمد. با توجه به شاخص‌های برازش، می‌توان گفت مدل آزمون شده برازش مطلوب لازم را دارا بوده و خودکنترلی در ارتباط متغیرها معنی دار است.

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر باهدف بررسی رابطه ذهن‌آگاهی و فرا هیجان باتحمل 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 ذهن‌آگاهی 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 می‌توان گفت: ذهن آگاهی کمک می‌کند فرد هیجانات خود را همان‌گونه که اتفاق میافتند بپذیرد. زنان آسیب‌دیده از روابط فرا زناشویی همسر که از مشکلات روانی و هیجانی خاصی در رنج هستند، درنتیجه ذهن آگاهی می‌توانند پذیرنده احساسات و نشانه‌های فیزیکی و روانی خود بوده و با کنترل افکار و هیجانات و پذیرش این احساسات، سطح کیفیت زندگی و هیجانات مثبت آنان بهبود می‌یابد (اسپینلی و همکاران، ۲۰۲۲). با افزایش ذهن آگاهی، تحمل آشفتگی و خود مدیریتی زنان آسیب‌دیده افزایش می‌یابد آن‌ها قادر می‌شوند به شکل کاملا مستقیمی هیجانات ناشی از اطلاع از ارتباط فرا زناشویی همسر را تنظیم کرده که درنتیجه سطح صمیمیت زندگی زناشویی آنان تغییر می‌یابد (پراکاش، ۲۰۲۱). ذهن آگاهی می‌تواند آگاهی عمیق‌تر و مدیریت هیجان نسبت به احساسات و افکار را افزایش دهد، استرس را کاهش دهد و سلامتی را بهبود بخشد (رگاس، ۲۰۱۹). ذهن آگاهی باکنترل 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 هیجانات منفی هدایت می‌کند. ذهن آگاهی کمک می‌کند تا فرد بدون قضاوت، احساس‌های بدنی، شناخت‌ها، ادراک‌ها و هیجاناتشان را مشاهده کنند و آنها را بپذیرند و دریابد که افکار، لزوماً منطبق با واقعیت نیست (بریتون و همکاران، ۲۰۲۱). از طرفی می‌توان گفت: ذهن آگاهی به فرد امکان می‌دهد که پاسخ‌های خودکار و عادتی به تجربه‌های استرس‌زا 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 فرا هیجان باتحمل آشفتگی می‌توان گفت نتیجه حاصل با نتایج پژوهشگرانی جورج و همکاران (۲۰۲۰) همسو است. در تبیین یافته حاضر می‌توان گفت بر اساس نظریه فرا هیجان نف (۲۰۰۳) فرا هیجان انطباقی یا مثبت، زمینه پذیرش هیجان‌ها، ذهن آگاهی و پذیرش روان‌شناختی را فراهم و باعث بهبود پریشانی روانی می‌شود. فرا هیجان بازگشت کننده یک بخش مهمی از تنظیم هیجان فرد با تأثیر زیاد بر سلامت روانی فرد است و افرادی که از فرا هیجان کمتری برخوردارند آگاهی پایینی نسبت به عواطف و هیجانات خوددارند. این افراد هیجانات را به‌عنوان چیزی که باید آن را نادیده گرفت تلقی می‌کنند. ازنظر آنان تجربیات ناراحت‌کننده آن‌قدر مهم نیستند که باعث نگرانی شود و ابراز هیجان را نشانه‌ی ضعف می‌دادند (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 هیجانات مثبت پایین و هیجانات منفی بالایی برخوردار هستند، لذا در تعدیل و ابراز به موقع هیجانات در موقعیت‌های مختلف زندگی مشکل دارند و از آنجاکه هیجانات میتوانند نقش مهمی در زندگی ایفا کنند، این عدم تعدیل هیجانات منجربه کاهش تحمل آشفتگی خواهد شد (جانسون، ۲۰۲۲).

در ارتباط با ارتباط سرمایه روان‌شناختی باتحمل آشفتگی در زنان خیانت دیده می‌توان گفت نتیجه حاصل با نتایج پژوهشگرانی چون جورج و همکاران (۲۰۲۱) و زائو و همکاران (۲۰۱۷) همسو است. در تبیین یافته حاضر می‌توان گفت: سرمایه روان‌شناختی بالا موجب اعتمادبه‌نفس بالا، تلاش برای برتری و پیروزی در زندگی، خوش‌بینی، تاب‌آوری و تحمل مشکلات و مصائب زندگی می‌شود (زائو و همکاران، ۲۰۱۷). همچنین سرمایه روان‌شناختی به‌عنوان عاملی محافظ در برابر پریشانی روانی به شمار می‌رود (جورج و همکاران، ۲۰۲۱). در تبیین دیگر می‌توان گفت سرمایه روان‌شناختی سازه مثبتی است که به افراد در تحقق ادراک‌های مثبت از خودشان کمک می کند که این ادراک‌های مثبت موجب افزایش تحمل آشفتگی در افراد می‌شود (زو و همکاران، ۲۰۲۲).

در تبیین یافته پژوهش مبنی بر نقش واسطه‌ای سرمایه روان‌شناختی در رابطه ذهن آگاهی و تحمل پریشانی می‌توان گفت: ذهن آگاهی باعث می‌شود که فرد نسبت به خود و توانمندی‌های خود و همین‌طور نقاط ضعف خودآگاهی بیشتری پیدا کند، درنتیجه بهتر می‌تواند اقدامی مثبت در جهت رفع نقاط ضعف خود بردارد و درصورتی‌که این عمل امکان‌پذیر نیست، بپذیرد که نمی‌تواند کاری کند و کمتر دچار پریشانی شود (بی و همکاران، ۲۰۲۱). علاوه بر نقش مثبت ذهن آگاهی در افزایش خودکارآمدی، می‌تواند از طریق ترشح هورمون‌ها و تأثیر مثبت بر مغز، دیدگاه افراد را در مورد پدیده‌های اطراف، تغییر داده و میزان خوش‌بینی و امیدواری را در افراد افزایش می‌دهد که همین امر در افزایش تحمل‌پذیری افراد در برابر پریشانی مؤثر است (مرچانت و همکاران، ۲۰۱۹). افرادی ذهن آگاه در

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

مقایسه با افرادی که به شیوه ذهن آگاهانه زندگی نمی‌کنند و ذهنی درگیر و آشفته دارند و همواره درگذشته و یا آینده سیر می‌کنند، از شادکامی بیشتری برخوردارند و در زندگی امیدوارتر و خوش‌بین‌تر هستند. به‌طورکلی 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 آنی 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 ذهن‌آگاهی 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 واسط ذهن آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی زنان دچار پیمان شکنی همبسته دانست. به طور کلی پژوهش حاضر نشان داد که الگوی نقش واسطه‌ای سرمایه روانشناختی در رابطه ذهن‌آگاهی و فراهیجان با تحمل آشفتگی زنان خیانت دیده برازش دارد. همچنین در بررسی نقش واسطه‌ای مشخص شد که ذهن‌آگاهی 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 تهرآن، همچنین ناتوانی در کنترل اثر اوضاع اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی و خانوادگی زوجین دچار پیمانشکنی زناشویی که بهدلیل متفاوتبودن 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 مثبت نگری بر بهزیستی ذهنی، فراهیجان مثبت و توانایی خود مدیریتی زنان سالمند. *مجله روانشناسی پیری*، ۵(۳)، ۲۲۷- ۲۱۷. file:///C:/Users/HP/Downloads/13000513980303

توکلی، ز؛ کاظمی زهرانی، ح. (۱۳۹۷). اثربخشی مداخله کاهش استرس مبتنی بر ذهن آاهی 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 روان سنجی سیاهه مهارت ذهن اگاهی کنتاکی. اندیشه و رفتار، ۷(۲۵)، ۳۶-۲۷. https://www.sid.ir/fa/JOURNAL/ViewPaper.aspx?id=215342

غلامعلیئی، ب؛ جمورپور، س؛ سوری، ا؛ سهیلی زاد، م؛ خزایی، س؛ نوریان، 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-l

گل پرور، م؛ جعفری، م؛ جوادیان، زه. (۱۳۹۲). پیش بینی سرمایه روانشناختی از طریق مولفه های معنویت در پرستاران. *نشریه روان پرستاری*، ۱(۳)، ۴۴-۳۵. 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

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

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., Viju, 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/226b8345e18bdbcdd0e41fe5dab9db02

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

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

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://eprajournals.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

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]

[Downloaded from frooyesh.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.8.19.0]