Journal of Health and Care

Vol. 25, No. 4, Winter 2024, Pages: 312-324

Original Article

Presenting a Structural Model of Mindfulness, Emotional Dysregulation and Neuroticism on Mental Health with the Mediating Role of Distress Tolerance in the COVID Situation

Maryam Sadeghzadeh [1], Kazem Shariatnia *[2], Narges Rasouli [3]

1. Department of General Psychology, Bojnourd Branch, Islamic Azad University of Bojnourd, Bojnourd, Iran
2. Department of Educational Sciences & Psychology, Branch Azadshahr, Islamic Azad University of Azadshahr, Azadshahr, Iran. ORCID: 0000-0001-9498-4829
3. Department of Psychology, Bojnourd Branch, Islamic Azad University of Bojnourd, Bojnourd, Iran

*** Corresponding author***. Tel: +989113721404, E-mail: kazemshariatnia@yahoo.com

Article info

Article history:
Received: Sep 20, 2023
Accepted: Mar 05, 2024

Keywords:
Mindfulness
Emotional Dysregulation
Neuroticism
Distress Tolerance
Mental Health

ABSTRACT

Background: Mental health is significantly related to emotional states such as feelings, stress responses, motivation and mood. These states shape the way of thinking, feeling and behavior and most of them support adaptive performance. This study aims to provide a structural model of mindfulness, emotional dysregulation and neuroticism on mental health with the mediating role of distress tolerance in the COVID situation.

Methods: The present study was a correlational and structural equation. A sample of 249 people from all nurses working in Bojnord hospitals (N=700) in 2021 was selected using the convenience sampling method. In this study, the mindfulness, emotional dysregulation, anxiety tolerance and five personality traits questionnaires were used for data collection. Data analysis was performed using Pearson correlation coefficient and structural equation modeling using SPSS version 27 and LISREL version 9.5, respectively.

Results: The results showed that the research model is fit at a moderate to appropriate level. Furthermore, the predictor variables (mindfulness, emotional dysregulation and neuroticism) and mediator variable (distress tolerance) in the model were able to explain 68% of the variance in the mental health criterion variable. According to the results, both mindfulness and emotional dysregulation variables had both direct effects on mental health and through the mediation of distress tolerance. While neuroticism had only direct effectiveness on mental health (p<0.05).

Conclusion: It was concluded that low mindfulness, emotional dysregulation, high neuroticism personality and distress intolerance in nurses leads to their mental health disturbance. These results can provide valuable information in the field of using new psychological methods for hospital staff. Furthermore, it encourages working professionals to use efficient methods to improve people's performance and to use adaptive strategies to regulate emotions and enhance the psychological well-being of nurses.

Copyright © 2024 Ardabil University of Medical Sciences.
How to cite this article: Sadeghzadeh M, Shariatnia K, Rasouli N. Presenting a Structural Model of Mindfulness, Emotional Dysregulation and Neuroticism on Mental Health with the Mediating Role of Distress Tolerance in the COVID Situation. Journal of Health & Care. 2024;25(4):312-324.
This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.
Journal web address: https:// hcjournal.arums.ac.ir/

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

مجله سلامت و مراقبت

دوره بیست و پنجم، شماره چهارم، زمستان ۱۴۰۲

مقاله اصیل

ارائه مدل ساختاری نقش واسطه‌ای تحمل‌پریشانی بین ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی‌هیجانی و روان‌رنجورخویی با سلامت‌روان در شرایط کرونا

مریم صادق‌زاده[۱]، کاظم شریعت‌نیا[۲]، نرگس رسولی[۳]*

۱. گروه روان‌شناسی عمومی، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد اسلامی، بجنورد، ایران

۲. گروه علوم تربیتی و روان‌شناسی، واحد آزادشهر دانشگاه آزاد اسلامی، آزادشهر، ایران

۳. گروه روانشناسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد بجنورد، ایران

* نویسنده مسئول. تلفن: ۰۹۱۱۳۷۲۱۴۰۴ ایمیل: kazemshariatnia@yahoo.com

چکیده

زمینه و هدف: سلامت روان به‌طور جدی به حالت‌های عاطفی مانند احساسات، واکنش‌های استرسی، انگیزه‌ها و روحیه فرد بستگی دارد. این حالت‌ها نحوه تفکر، احساس و رفتار ما را شکل می‌دهد و بیشتر آن‌ها از عملکرد تطبیقی حمایت می‌کنند. این پژوهش با هدف ارائه مدل ساختاری نقش واسطه ای تحمل‌پریشانی بین ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی هیجانی و روان رنجورخویی با سلامت روان در شرایط کرونا اجرا شد.

روش کار: پژوهش حاضر از نوع همبستگی و معادلات ساختاری بود. از بین پرستاران شاغل در بیمارستان‌های شهر بجنورد در سال ۱۴۰۰ (۷۰۰ نفر)، تعداد ۲۴۹ نفر به روش‌نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. به منظور جمع آوری داده ها از پرسشنامه های ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی‌هیجانی، تحمل‌پریشانی، رگه پنج عاملی شخصیت و سلامت روان استفاده شد. داده ها با استفاده از روش های آماری همبستگی پیرسون و مدلسازی معادلات ساختاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. تحلیل های آماری با نرم افزارهایSPSS-27 و LISREL-9.5 انجام شد.

یافته‌ها: نتایج آزمون معادلات ساختاری نشان داد که مدل پژوهش از برازش متوسط تا مناسب برخوردار است. بر این اساس، نتایج نشان داد متغیرهای پیش‌بین (ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی‌هیجان، روان‌رنجوری) و میانجی (تحمل‌پریشانی) مدل، توانستند ۶۸ درصد از واریانس متغیر ملاک (سلامت‌روان) را تبیین کنند. مطابق نتایج، دو متغیر ذهن آگاهی و بدتنظیمی هیجان هم به طور مستقیم و هم با میانجی‌گری تحمل پریشانی بر سلامت روان موثر بودند، در حالی که متغیر روان رنجورخویی فقط به طور مستقیم بر سلامت روان، تاثیر داشت ($p>۰/۰۵$).

نتیجه‌گیری: نتایج نشان داد که ذهن‌آگاهی پایین، بدتنظیمی‌هیجان، ویژگی شخصیتی روان‌رنجوری بالا و عدم تحمل پریشانی در پرستاران، موجب برهم زدن سلامت‌روان در آنها می‌شود. این نتایج می‌تواند اطلاعات ارزنده ای را در زمینه استفاده از روش‌های نوین روان شناختی برای کارکنان بیمارستان ارائه نماید و متخصصین را به استفاده از روش‌های کارآمد جهت بهبود عملکرد افراد و استفاده از راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان و به‌دنبال آن افزایش بهزیستی روان شناختی پرستاران ترغیب نماید.

کلمات کلیدی: ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی‌هیجان، روان‌رنجوری، تحمل‌پریشانی، سلامت روان

دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۹ **پذیرش:** ۱۴۰۲/۱۱/۱۵

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

مقدمه

بیماری کووید-۱۹[1] در اواخر دسامبر سال ۲۰۱۹ از شهر ووهان چین شروع و با سپری شدن نزیک به سه سال از پاندمی ویروس سارس- کووید- ۱۹، آثار و پیامدهای گوناگون پزشکی، روان شناختی و اجتماعی آن در کنار طیف وسیعی از آثار اقتصادی، کماکان قابل مشاهده است (۱). پرستاران در کنار دیگر اعضای کادر درمان، نیروی خط مقدم مواجهه و مقابله با این ویروس بودند. پژوهش‌های انجام گرفته به خوبی نشان‌دهنده گوشه‌ای از هزینه‌ها، از خودگذشتگی‌ها و در مواردی ازدست‌رفتن جان پرستاران درگیر با بیماران مبتلا به کرونا است (۲). این وضعیت، مسئولیتی آشکار را بر دوش پژوهشگران حیطه‌های گوناگون می‌گذارد تا از راه انجام بررسی‌های علمی، متغیرهایی را که موجب تهدید سلامت جسمانی و روانی پرستاران شده‌اند، شناسایی و زمینه کمک‌رسانی برای این گروه بسیار ارزشمند را فراهم آورند (۳).

عوامل بسیاری به طور مستقیم و غیرمستقیم ممکن است با سلامت‌روان پرستاران در ارتباط باشند که از جمله آنها می توان به تحمل‌پریشانی[2] اشاره کرد. تحمل‌پریشانی به صورت توانایی ذهنی یا عینی برای مقاوم ماندن در برابر حالت‌های‌درونی مضر و رویدادهای بیرونی ناسازگار تعریف شده است. تحمل‌پریشانی به ظرفیت تجربه و مقاومت در برابر ناراحتی‌های هیجانی و نحوه پاسخدهی افراد به آشفتگی و عاطفه منفی اشاره داشته و شامل ارزیابی انتظارات یک فرد از تجربه حالات هیجانی منفی در مورد تحمل این تجارب، ارزیابی و ظرفیت پذیرش آن‌ها، گرایش به توجه به هیجان‌های‌منفی و سهم آن در به وجود آمدن اختلال در عملکرد و تنظیم هیجانات است (٤).

ذهن‌آگاهی از جمله عواملی است که می تواند روی ظرفیت تحمل‌پریشانی افراد موثر باشد (۵). نتایج تحقیقات بسیاری از جمله سندرز[3] و همکاران و میودوسکی[4] و همکاران، تاییدکننده این مدعا است (۶،۷). ذهن‌آگاهی، فرایندی شناختی است که طی آن افکار و احساسات پریشان‌کننده، بدون قضاوت شخصی مورد مشاهده قرار می‌گیرند (۸). بر این اساس، نتایج مطالعات نشان داده‌اند که آموزش ذهن‌آگاهی موجب افزایش تحمل‌پریشانی و در نتیجه ارتقای سلامت روان می‌شود (۱۱-۹).

از عوامل دیگری که پیش‌بینی‌کننده سلامت روان از طریق تحمل پریشانی است، رگه شخصیتی روان‌رنجوری می باشد؛ بطوری که افراد روان‌رنجورخو، تحمل‌پریشانی پایین‌تری داشته و در برابر پریشانی، واکنش‌پذیرتر می باشند. بعلاوه، تحمل کمتری در برابر تنش‌های‌روانی، داشته و از سلامت روان پایین‌تری برخوردار هستند (۱،۱۲).

یکی دیگر از عوامل موثر بر تحمل پریشانی، بدتنظیمی هیجانی است. تنظیم هیجان، عبارت است از آگاهی، فهم و پذیرش هیجانات، توانایی کنترل رفتارهای تکانشی و رفتاری مطابق با اهداف شخصی در موقعیت‌هایی که هیجان منفی تجربه می‌شود و نیز توانایی استفاده از راهبردهای هیجانی منعطف و مناسب با موقعیت که فقدان هر یک از این موارد، می تواند منجر به بدتنظیمی هیجانی و در نتیجه کاهش تحمل پریشانی و به دنبال آن، کاهش سلامت روان شود (۱٤،۱۳).

با عنایت به ناشناخته بودن ماهیت بیماری کووید-۱۹ و تبعات روانشناختی ناشی از آن بر پرستاران به عنوان کارکنان خط مقدم مراقبت از این بیماران، موضوع افزایش تحمل پذیری پرستاران و عوامل مرتبط با تحمل پریشانی و به تبع آن سلامت روان آنها، اهمیت بیشتری پیدا می کند. بر همین اساس، مطالعه حاضر با هدف مدل ساختاری ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی‌هیجانی و

[1] COVID-19
[2] Tolerate Distress
[3] Senders
[4] Mioduszewski

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

روان‌رنجورخویی با سلامت‌روان با نقش میانجی تحمل‌پریشانی انجام شد.

روش کار

این مطالعه، توصیفی از نوع همبستگی (مدل‌یابی معادلات ساختاری) بود. جامعه پژوهش شامل پرستاران شاغل در بیمارستان‌های شهر بجنورد در سال ۱۴۰۰ به تعداد ۷۰۰ نفر بود که از بین آن‌ها تعداد ۲۴۹ نفر با استفاده از جدول مورگان و به روش در دسترس انتخاب شدند. معیارهای ورود به مطالعه شامل: اشتغال در یکی از بیمارستان‌های شهر بجنورد با حداقل یکسال تجربه کار بالینی پرستاری و دارا بودن حداقل مدرک کارشناسی پرستاری بود. مشغول بودن به صورت پاره‌وقت و عدم رضایت جهت ادامه حضور در پژوهش به عنوان معیارهای خروج نمونه‌ها از مطالعه در نظر گرفته شدند.

به منظور جمع‌آوری داده‌ها از فرم اطلاعات جمعیت‌شناختی (شامل جنسیت، سن و وضعیت تاهل) و پرسشنامه‌های ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی هیجانی، تحمل پریشانی، رگه پنج عاملی شخصیت و سلامت روان استفاده شد.

پرسشنامهٔ ذهن‌آگاهی[1] یک مقیاس ۱۵ سؤالی است که توسط براون و رایان[2] (۲۰۰۳) به‌منظور سنجش سطح‌هشیاری و توجه نسبت به رویدادها و تجارب‌جاری زندگی طراحی شده است. سؤال‌های آزمون، سازهٔ ذهن‌آگاهی را در مقیاس ۶ درجه‌ای لیکرت (از نمرهٔ یک برای «تقریباً همیشه» تا نمرهٔ ۶ برای «تقریباً هرگز») می‌سنجد. این مقیاس یک نمرهٔ کلی برای ذهن‌آگاهی به دست می‌دهد که دامنهٔ آن از ۱۵ تا ۹۰ متغیر بوده و نمرهٔ بالاتر نشان‌دهندهٔ ذهن‌آگاهی بیشتر است. همسانی‌درونی سؤال‌های آزمون براساس ضریب آلفای‌کرونباخ از ۰/۸۰ تا ۰/۸۷ گزارش شده است. روایی مقیاس با توجه به همبستگی منفی آن با ابزارهای سنجش افسردگی و اضطراب و همبستگی مثبت با ابزارهای سنجش عاطفهٔ مثبت و حرمت خود، کافی گزارش شده است (۱۵). آلفای کرونباخ برای پرسش‌های نسخهٔ فارسی این مقیاس در یک نمونهٔ ۷۲۳ نفری از دانشجویان، ۰/۸۱ محاسبه شده است (۱۶). در پژوهش حاضر نیز، ضریب آلفای کرونباخ به‌دست‌آمده برای این ابزار، ۰/۸۱ بود.

جهت سنجش بدتنظیمی هیجانی از پرسشنامه بدتنظیمی‌هیجانی[3] رومر و گراتز[4] (۲۰۰۴) استفاده شد. این ابزار دارای ۳۶ آیتم است. تحلیل عاملی، وجود ۶ عامل «عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی»، «دشواری در انجام رفتار هدفمند»، «دشواری در کنترل تکانه»، «فقدان آگاهی هیجانی»، «دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم‌هیجانی» و «عدم وضوح هیجانی» را نشان داد. گستره پاسخ‌ها در مقیاس لیکرت ۱ (تقریباً هرگز) تا ۵ (تقریباً همیشه) می‌باشد. نمرات بیشتر به معنای دشواری بیشتر در تنظیم هیجان است. در مطالعه رومر و همکاران، همسانی درونی ابزار ۰/۹۳ محاسبه شده است (۱۷). عزیزی و همکاران (۱۳۸۹) نیز، میزان آلفای‌کرونباخ پرسشنامه را، ۰/۹۲ گزارش کردند. همچنین برای ارزیابی اعتبار پرسشنامه، با همبسته کردن نمرات آن با نمره پرسشنامه هیجان‌خواهی زاکرمن، مشخص شد همبستگی معناداری مساوی ۰/۲۶ بین آن‌ها وجود دارد (۱۸). در پژوهش حاضر، پایایی ابزار با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ، ۰/۹۳ به دست آمد.

جهت اندازه‌گیری تحمل پریشانی از پرسشنامه تحمل‌پریشانی[5] سیمونز و گاهر[6]، استفاده شد. این پرسشنامه با ۱۵ گزینه و ۴ خرده‌مقیاس «تحمل‌پریشانی‌هیجانی»، «جذب‌شدن به وسیله هیجانات‌منفی»، «برآورد ذهنی پریشانی» و

[1] Mindfulness Questionnaire
[2] Brown & Ryan
[3] Emotional Disorder Questionnaire (DERS)
[4] Roemer & Gratz
[5] Distress Tolerance Questionnaire (DTS)
[6] Simons & Gaher

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

«تنظیم‌تلاش‌ها برای تسکین‌پریشانی»، میزان تحمل پریشانی را می سنجد. گزینه‌های این ابزار بر اساس مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای (۱= توافق کامل و ۵= عدم توافق کامل) نمره دهی می‌شوند (۱۹). در خارج از کشور، همسانی‌درونی مقیاس با آلفای‌کرونباخ ۰/۹۳ تائید شده است (۲۰). در پژوهشی دیگر، جهت بررسی همسانی درونی مقیاس از آلفای کرونباخ استفاده و ضریب ۰/۸۸ به دست آمده است (۲۱). این پرسشنامه برای اولین‌بار در ایران در مطالعه علوی و همکاران (۱۳۹۱) استفاده شده و پایایی ۰/۷۱ برای کل خرده‌مقیاس گزارش شده است (۲۲). در پژوهش حاضر نیز، ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شده برای این ابزار برابر با ۰/۸۷ بود.

به منظور سنجش روان‌رنجوری از رگهٔ پنج عاملی شخصیت[1] (NEO) مک‌کری و کاستا[2] (۱۹۸۷) استفاده شد. فرم کوتاه این پرسشنامه (NEO-FFI) شامل ۶۰ ماده است. در این سیاهه، ۵ رگهٔ روان‌رنجورخویی (N)، برون‌گرایی (E)، گشودگی به تجربه (O)، باوجدان‌بودن (A) و وظیفه‌شناسی (C)، اندازه‌گیری می شود. پاسخدهی به این رگه‌ها در قالب لیکرت ۵ درجه‌ای (کاملاً مخالف، بی‌تفاوت، نظری ندارم، موافق و کاملاً موافق) امکان‌پذیر است. نمره‌گذاری فرم کوتاه این سیاهه در تمام مواد یکسان نیست. به این معنی که در نمره‌گذاری برخی از مواد، به کاملاً مخالفم نمره ٤، مخالفم نمره ۳، بی‌تفاوت نمره ۲، موافقم نمره ۱ و کاملاً موافقم، نمره ۰ تعلق می‌گیرد. این پرسشنامه توسط مک‌کری و کاستا (۱۹۸۷) روی ۲۰۸ نفر از دانشجویان آمریکایی به فاصله سه ماه اجرا شد که ضرایب اعتبار برای روان‌رنجوری ۰/۸۳، برون‌گرایی ۰/۷۵، گشودگی به تجربه ۰/۸۰، توافق‌جویی ۰/۷۹ و وظیفه‌شناسی ۰/۷۹ به دست آمد. همچنین برآورد کاستا و مک‌کری از روایی‌سازه این ابزار در سال ۱۹۹۹، ۰/۸٤ بوده است (۲۳). در ایران نیز این سیاهه روی دانشجویان بکار گرفته شد و روایی همزمان بین فرم کوتاه و بلند این سیاهه برای پنج عامل، بین ۰/٤۱ تا ۰/۷۱، و آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها بین ۰/٥٤ تا ۰/۷۹ گزارش شد (۲٤). در مطالعه حاضر نیز، پایایی ابزار با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸٤ برای روان‌رنجوری و ۰/۸۶ برای باوجدان بودن، تائید شد.

در نهایت، جهت سنجش سلامت روان از پرسشنامه سلامت عمومی روانی گلدبرگ[3] (۱۹۷۹) استفاده شد. این ابزار به‌طور وسیعی به منظور تشخیص اختلالات خفیف روانی در موقعیت‌های مختلف بکار برده شده و در تحقیقات گوناگون مورد آزمون قرار گرفته است. مزیت فرم ۲۸ ماده‌ای پرسشنامه سلامت عمومی آن است که برای تمام افراد جامعه قابل استفاده است. این پرسشنامه دارای چهار زیرمقیاس «نشانه‌های‌بدنی»، «اضطراب و بی‌خوابی»، «نارساکنشی و بی اجتماعی» و «افسردگی وخیم» است. گلدبرگ (۱۹۷۹)، همبستگی میان داده‌های حاصل از اجرای پرسشنامه سلامت عمومی و چک‌لیست علائم روانی را روی ۲٤٤ آزمودنی، ۰/۷۸ گزارش کرد (۲٥). در ایران نیز ضریب‌همبستگی برای کل پرسشنامه، ۰/۸٤- گزارش شده است (۲۶). آلفای کرونباخ به‌دست‌آمده در پژوهش حاضر برای پرسشنامه سلامت روان برابر با ۰/۹۳ محاسبه شد.

نحوه انجام کار به این ترتیب بود که محقق پس از اخذ کد اخلاق و مجوزهای لازم از معاونت پژوهشی، به نمونه‌های مورد نظر دسترسی پیدا کرد. در ابتدا به معرفی طرح و ارائه توضیحات در مورد اهداف پژوهش و کسب موافقت آگاهانه از نمونه‌ها پرداخته و پرسشنامه‌ها بین آن‌ها توزیع شدند. سپس با استفاده از شیوه‌های برقراری ارتباط مناسب، اعتماد آنها برای پاسخ صادقانه به سوالات جلب و در مورد محرمانه بودن اطلاعات ارائه شده توسط نمونه‌ها،

[1] Personal Attitudes Questionnaire (NEO)
[2] Mc-Crae & Costa
[3] General Health Questionnaire (GHQ)

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

اطمینان داده شد. همچنین، در صورت وجود ابهام یا سوال، توضیح مناسب ارایه گردید. در صورت امتناع یا عدم موافقت فرد به شرکت در تحقیق، فرد دیگری انتخاب شد.

به منظور آنالیز رابطه بین متغیرها از آزمون همبستگی پیرسون و جهت آزمون مدل مفهومی از تکنیک آماری مدلسازی معادلات ساختاری در نرم افزارهای آماری SPSS-27 و LISREL-9.5 استفاده شد.

یافته‌ها

نتایج نشان داد که بیشتر شرکت کنندگان، زن (۶۸/۳٪) و متاهل (۷۳/۵٪) بوده و میانگین سنی آنها ۳۸/۴۵±۸/۳۹ سال بود. توصیف متغیرهای اصلی با استفاده از آماره‌های میانگین و انحراف معیار و نرمال بودن تک متغیره با شاخص‌های کجی و کشیدگی در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای اصلی و مقادیر کجی و کشیدگی به منظور بررسی نرمال بودن

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
ذهن آگاهی	۴۶/۱۷	۷/۰۲	-۰/۵۲۹	۰/۳۷۸
روان رنجورخویی	۲۵/۵۵	۶/۵۴	۰/۳۰۶	۰/۲۹۵
بدتنظیمی هیجان	۶۱/۵۷	۱۶/۹۴	۰/۷۶۴	-۰/۰۰۳
تحمل پریشانی	۴۳/۴۱	۹/۱۰	-۰/۲۷۲	-۰/۰۴۳
سلامت روان	۷۷/۷۶	۹/۶۷	-۰/۷۳۱	۰/۴۰۷

نتایج جدول ۱ نشان می دهد که مقادیر کجی و کشیدگی تمامی متغیرها در دامنه ۱- تا ۱+ بود، بنابراین متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار بودند. نرمال بودن چندمتغیره که پیش فرض آزمون مدلسازی معادلات ساختاری بود نیز با ضریب مردیا[1] بررسی شد (۲۷) که مقدار آن، ۳/۹۵ به دست آمد. بر اساس معیار ۵ برای ضریب مردیا، مفروضه توزیع نرمال چندمتغیره نیز برقرار شد.

با استفاده از آزمون همبستگی پیرسون به بررسی همبستگی بین متغیرهای پژوهش پرداخته شد. مفروضه عدم همخطی چندگانه بین متغیرهای موثر بر سلامت روان با شاخص عامل تورم واریانس[2] (VIF) بررسی شد. مقادیر عامل تورم واریانس برای تمامی متغیرها کمتر از معیار ۲ بود که نشان‌دهنده عدم مسئله همخطی چندگانه بود. بر اساس نتایج، رابطه معنی‌داری بین متغیرهای مورد مطالعه با سلامت روان مشاهده شد ($p<۰/۰۵$). جهت رابطه ذهن آگاهی و تحمل پریشانی با سلامت روان، مثبت و جهت رابطه بدتنظیمی هیجان و روان رنجورخویی با سلامت روان، منفی بود. همچنین رابطه معنی‌داری بین سه متغیر مستقل ذهن آگاهی، بدتنظیمی هیجان و روان رنجورخویی با متغیر میانجی تحمل پریشانی وجود داشت ($p<۰/۰۵$) (جدول ۲).

در مدل مفهومی این مطالعه، متغیرهای ذهن آگاهی، روان رنجورخویی و بدتنظیمی هیجانی به عنوان متغیرهای مستقل، تحمل پریشانی متغیر میانجی و سلامت روان به عنوان متغیر وابسته دیده شد (شکل ۱).

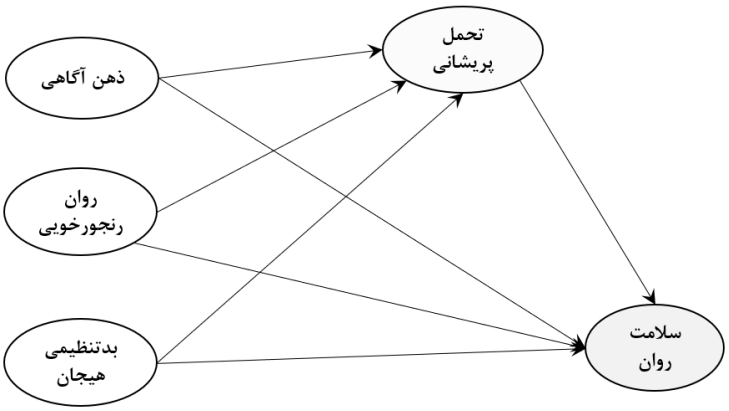
[1] Mardia's
[2] Variance Inflation Factor

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

جدول ۲. ماتریس همبستگی پیرسون بین متغیرهای اصلی و شاخص عامل تورم واریانس به منظور سنجش همخطی

متغیرها	ذهن آگاهی	بدتنظیمی هیجان	روان رنجورخویی	تحمل پریشانی	سلامت روان	تورم واریانس
ذهن آگاهی	۱					۱/۶۲
بدتنظیمی هیجان	-۰/۵۸**	۱				۱/۸۳
روان رنجورخویی	-۰/۴۶**	۰/۵۵**	۱			۱/۷۲
تحمل پریشانی	۰/۳۹**	-۰/۵۰**	-۰/۴۱**	۱		۱/۳۶
سلامت روان	۰/۵۴**	-۰/۶۱**	-۰/۶۶**	۰/۴۴**	۱	

** $p \leq ۰/۰۱$ و * $p \leq ۰/۰۵$

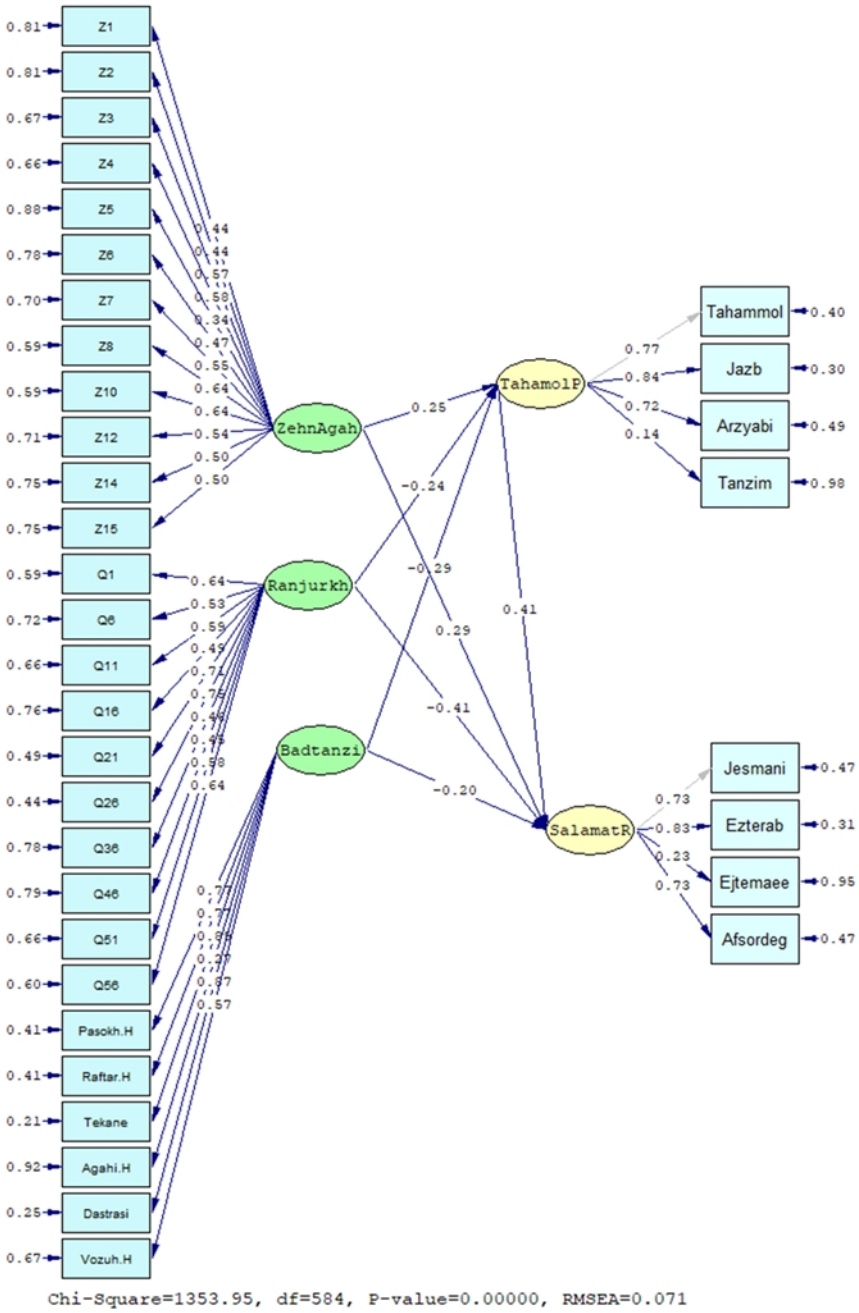


شکل ۱. مدل مفهومی

شکل ۲ مدل تجربی در حالت ضرایب استاندارد شده است و معنی‌داری روابط با علامت ستاره مشخص شده است. مطابق نتایج در سطح اطمینان حداقل ۹۵ درصد، تمامی هفت مسیر در مدل تایید شد ($p<۰/۰۵$). یافته‌ها نشان داد ذهن آگاهی، روان رنجورخویی و بدتنظیمی هیجانی بر متغیر وابسته سلامت روان و همچنین بر متغیر میانجی تحمل پریشانی تاثیر داشتند. تاثیر تحمل پریشانی بر سلامت روان نیز معنی‌دار بود. جهت تاثیر ذهن آگاهی و تحمل پریشانی بر سلامت روان، مثبت و جهت تاثیر روان رنجورخویی و بدتنظیمی هیجانی بر سلامت روان، منفی بود. قوی ترین تاثیر در مدل، مربوط به تاثیر روان رنجورخویی بر سلامت روان با ضریب ۰/۴۱- و تحمل پریشانی بر سلامت روان با ضریب ۰/۴۱ بود.

ضریب تعیین متغیر وابسته سلامت روان برابر با ۰/۶۷ بود. بر این اساس متغیرهای مستقل و میانجی توانستند ۶۷ درصد از واریانس سلامت روان را تبیین کنند که نشان از قدرت تبیین مناسب مدل دارد.

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]



شکل ۲. مدل تجربی در حالت ضرایب مسیر استاندارد

در جدول ۳ نتایج آزمون روابط مستقیم و غیرمستقیم آمده است. نتایج اثرات مستقیم نشان داد که تاثیر مستقیم سه متغیر مستقل ذهن آگاهی، روان رنجورخویی و بدتنظیمی هیجان بر متغیر میانجی تحمل پریشانی و اثر مستقیم چهار متغیر ذهن آگاهی، روان رنجورخویی، بدتنظیمی هیجان و تحمل پریشانی بر سلامت روان مورد تایید است ($p<۰/۰۵$).

قوی‌ترین اثر مستقیم بر سلامت روان مربوط به روان‌رنجورخویی با ضریب ۰/۴۱- و تحمل پریشانی با ضریب ۰/۴۱ بود. بررسی اثرات غیرمستقیم نیز نشان داد که نقش میانجی تحمل پریشانی در رابطه بین ذهن آگاهی، روان رنجورخویی و بدتنظیمی هیجانی با سلامت روان مورد تایید می باشد ($p<۰/۰۵$). مطابق نتایج، سه متغیر ذهن آگاهی، روان‌رنجورخویی و

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

بدتنظیمی هیجان، هم به طور مستقیم و هم به طور غیرمستقیم با میانجی گری تحمل پریشانی بر سلامت روان اثرگذار بودند.

جدول ۳. نتایج آزمون روابط ساختاری در مدل (اثرات مستقیم و غیرمستقیم)

	رابطه	ضریب استاندارد	مقدار t	مقدار p
روابط مستقیم	ذهن آگاهی -> تحمل پریشانی	۰/۲۵	۲/۷۰	۰/۰۰۷
	روان رنجورخویی -> تحمل پریشانی	-۰/۲٤	-۲/۷۱	۰/۰۰۷
	بدتنظیمی هیجان -> تحمل پریشانی	-۰/۲۹	-۳/۰۶	۰/۰۰۲
	ذهن آگاهی -> سلامت روان	۰/۲۹	۳/٤۰	<۰/۰۰۱
	روان رنجورخویی -> سلامت روان	-۰/٤۱	-۵/۰۰	<۰/۰۰۱
	بدتنظیمی هیجان -> سلامت روان	-۰/۲۰	-۲/٤۲	۰/۰۱۶
	تحمل پریشانی -> سلامت روان	۰/٤۱	٤/۹۶	<۰/۰۰۱
روابط غیرمستقیم	ذهن آگاهی -> تحمل پریشانی-> سلامت روان	۰/۱۰۳	۲/۶۳	۰/۰۰۹
	روان رنجورخویی -> تحمل پریشانی-> سلامت روان	-۰/۰۹۸	۲/۳۵	۰/۰۲۰
	بدتنظیمی هیجان -> تحمل پریشانی-> سلامت روان	-۰/۱۱۹	۳/۱۲	۰/۰۰۲

بررسی شاخص‌های برازش مدل در جدول ٤ نشان داد که هیچکدام از شاخص‌های برازش، مقدار ضعیفی ندارند و تمامی شاخص‌های برازش دارای مقادیر قابل قبولی هستند که نشان از برازش مناسب مدل تجربی داشت.

جدول ٤. شاخص‌های برازش مدل

شاخص برازش	R^2	PGFI	IFI	NFI	CFI	GFI	RMSEA	Chi square/df
معیار	>۰/۳۳	>۰/۷۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰	<۰/۰۸	در بازه ۱ تا ۵
نتیجه	۰/۶۷	۰/۷۳	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۲	۰/۰۷۱	۲/۳۲

بحث

پژوهش حاضر با هدف ارائه مدل ساختاری نقش واسطه ای تحمل‌پریشانی بین ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی هیجانی و روان رنجورخویی با سلامت روان در شرایط کرونا انجام شد. نتایج نشان داد که بین ذهن آگاهی و تحمل پریشانی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشت. این یافته با نتایج پژوهش‌های کارپنتر[1] و همکاران، و سیندرز[2] و همکاران که بیان داشتند ذهن‌آگاهی با تحمل پریشانی در ارتباط بوده و ذهن آگاهی باعث افزایش تحمل پریشانی می‌شود، همراستا است (۵،۶). مهدی‌خانی و همکاران نیز در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که ذهن‌آگاهی می‌تواند باعث بالا رفتن تحمل پریشانی شود (۲۸). مطالعات ارفعی و همکاران و باباخانی نیز رابطه مثبتی را بین ذهن‌آگاهی و تحمل پریشانی نشان داد (۳۰،۲۹). در خصوص ارتباط تحمل پریشانی و سلامت‌روان، نتایج نشان‌دهنده رابطه معنادار بین دو متغیر فوق بود. مطالعات دهلانی و سوری و مقبلی‌هنزائی و همکاران نیز نشان دادند که تحمل پریشانی و سلامت با هم در ارتباط هستند (۱۲،۱۱). مطالعات گذشته، بیان داشتند هرچه فرد تحمل پریشانی بالاتری در شرایط استرس‌زا داشته باشد، از سلامت روان بالاتری برخوردار است (۱۰). در تبیین نتایج فوق می‌توان گفت: ذهن‌آگاهی به انسان می‌آموزد به‌جای آن که از مشکلات فرار کند یا در مورد آن فکر کرده و پریشان شود، مشکلات خود را شناخته و در پی حل آن تلاش نماید که در این صورت، احساس پریشانی، کمتر خواهد شد. همچنین،

[1] Carpenter
[2] Senders

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

این امر موجب می‌شود که انسان بتواند ارتباط بهتر و مسلط‌تری را با پریشانی ذهنی خود برقرار کند، زیرا ذهن مشوش و پریشان، موجب قضاوت نادرست می‌شود و اگر این مسائل حل نشود، انسان ممکن است سعی در واپس‌روی افکار و احساسات خود نموده و این موارد موجب ایجاد و افزایش پریشانی در انسان گردد (۵). بعلاوه، با از میان رفتن تحریف‌های شناختی و افکار غیرمنطقی، فرد دنیا را مثبت‌تر ارزیابی می‌نماید. لیکن افراد با تحمل‌پریشانی و ذهن‌آگاهی، خود را کمتر برآورد می‌کنند و این مساله تنش را برای آن‌ها کاهش می‌دهد. لذا، پایین‌بودن سطح تنش روانی نیز باعث می‌گردد که افراد با تحمل پریشانی و ذهن‌آگاهی در سایه آرامش روانی بهتر بتوانند از مهارت‌های شناختی استفاده نمایند و این حالت مسلما آرامش بیشتری را در آن‌ها ایجاد می‌کند زیرا افرادی که تحمل پریشانی بالاتری دارند بهتر می‌توانند با اضطراب و استرس‌ها و شرایط ناگوار کنار بیایند و در نتیجه از سلامت‌روان بالاتری برخوردار باشند (۱۰).

در رابطه با نقش واسطه‌ای تحمل پریشانی بین بدتنظیمی هیجان با سلامت روان، نتایج نشان دهنده ارتباط معنی دار آماری بین بدتنظیمی‌هیجان و تحمل‌پریشانی بود. نتایج مطالعه اثنی‌عشران و همکاران نیز نشان داد بدتنظیمی هیجان باعث تحمل پریشانی پایین می‌شود (۳۱). در مطالعه بدایع و همکاران نیز تنظیم هیجان، به عنوان پیش‌بینی کننده تحمل پریشانی شناخته شد (۹). خسروی و همکاران نیز در مطالعه خود عنوان کردند تنظیم شناختی هیجانی با تحمل‌پریشانی در ارتباط است (۳۲). بور[1] و همکاران نیز عنوان کردند توانایی تحمل پریشانی رابطه مستقیم با مشکلات تنظیم هیجان دارد (۳۳). در مورد ارتباط بین تحمل پریشانی با سلامت‌روان، نتایج دهلانی و سوری نشان داد که تحمل پریشانی پیش‌بینی‌کننده سلامت روان است (۱۱). مقبلی هنزائی و همکاران نیز ارتباط بین تحمل پریشانی و سلامت را تائید کردند (۱۲). بررسی‌ها نشان داده‌اند که توانمند بودن افراد از نظر هیجانی، روبرو شدن آن‌ها را با چالش‌های زندگی آسان می‌کند، در نتیجه آن‌ها را از سلامت روانی بیشتری برخوردار می‌سازد. افراد دارای تحمل‌پریشانی پایین‌تر، میزان آشفتگی خود را به‌صورت هیجانی نشان می‌دهند و از آن جایی که این هیجانات دارای بار منفی و آزاردهنده هستند، این افراد سعی می‌کنند که از آن رهایی یابند. با توجه به این که ناگویی هیجانی، اختلال در تنظیم هیجان یا ناتوانی در پردازش شناختی اطلاعات هیجانی و تنظیم هیجان است، وقتی اطلاعات هیجانی در فرایند پردازش شناختی به خوبی ادراک و ارزیابی نشوند، فرد از نظر عاطفی و شناختی دچار آشفتگی و درماندگی می‌شود (۳۱). این ناتوانی، سازمان عواطف و شناخت‌های فرد را مختل می‌کند و افرادی که سطوح بالایی از نقایص تنظیم هیجان را بروز می‌دهند بیش از دیگران احتمال دارد در رفتارهای پرخطری که متعاقبا به افسردگی یا اضطراب منجر می‌شود، درگیر شوند و از سلامت‌روان پایین‌تری برخوردار باشند (۱۴)، زیرا تحمل‌پریشانی عموما به‌عنوان توانایی فرد برای تحمل حالت‌های درونی ناخوشایند در نظر گرفته می‌شود.

با استناد به پیشینه نظری همسو با نتایج حاضر، بین ویژگی‌های‌شخصیتی و تحمل پریشانی نیز رابطه وجود دارد (۳۴،۳۵). پژوهشگران معتقدند تفاوت‌های فردی در ویژگی‌های‌شخصیتی، منجر به تغییر در سطوح مختلف تحمل پریشانی می‌شود و برای سبب‌شناسی تحمل‌پریشانی، بینش مفیدی را فراهم می‌کند. به عنوان مثال افراد روان‌رنجور، دارای تحمل‌پریشانی پایین تر بوده و در برابر پریشانی، واکنش‌پذیرتر هستند. افرادی که تحمل پریشانی پایین‌تری دارند آسیب‌پذیرتر بوده و از سلامت‌رون پایین‌تری برخوردارند (۱،۱۴).

[1] Burr

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به انتخاب نمونه‌ها به روش در دسترس و تعداد زیاد سوالات پرسشنامه‌ها اشاره کرد که می توانست منجر به خستگی آزمودنی‌ها و در نتیجه عدم پاسخگویی صحیح شود.

نتیجه‌گیری

مطابق نتایج بدست آمده از این مطالعه، تحمل‌پریشانی در ارتباط بین ذهن‌آگاهی، بدتنظیمی هیجانی و روان رنجورخویی با سلامت روان در شرایط کرونا به عنوان میانجی عمل می‌کند. این یافته، تاییدی بر این فرض است که عوامل روان‌شناختی تنها به شکل ساده و خطی منجر به آسیب‌های روان‌شناختی نمی‌شوند و در این زمینه باید به نقش تعاملی متغیرها توجه داشت. با توجه با تبیینی که در خصوص ارتباط متغیرهای ذکر شده انجام گرفت، تنش شغلی عمدتا در حرفه‌های مرتبط با مشاغل انسانی دیده می‌شود که یکی از دلایل این امر حجم زیاد استرس موجود در این مشاغل است. همچنین، نتایج مطالعات انجام شده طی شیوع بیماری‌های واگیردار نشان‌دهنده افزایش استرس و پریشانی‌روانی در میان بیماران و کارکنان مراقبت‌های بهداشتی است. بنابراین شناخت مولفه‌های مرتبط با سلامت افراد شاغل علاوه بر فهم بهتر و دقیق‌تر این مولفه‌ها، پژوهشگران و متصدیان حوزه سلامت‌روان و سلامت‌شغلی را در طراحی و به‌کارگیری مداخلات روانی‌اجتماعی دقیق و موثر یاری خواهد کرد.

تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

تشکر و قدردانی

این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد بجنورد با کد اخلاق IR.IAU.BOJNOURD.REC.1400.026 است.
بدین‌وسیله از کلیه مدیران بیمارستان و پرستارانی که در انجام این تحقیق همکاری کردند، قدردانی می‌گردد.

References

1- Staneva A, Carmignani F, Rohde N. Personality, gender, and age resilience to the mental health effects of COVID-19. Social Science & Medicine. 2022;6(301):114884.
2- Niedermeier J, Mumba MN, Barron K, Andrabi M, Martin R, McDiarmid A. Relationships among exercise, mindfulness, mental health, and academic achievement among prelicensure nursing students. Nurse Educator. 2022;47(3):184-89.
3- Chen S, Zhou W, Luo T, Huang L. Relationships between mental health, emotion regulation, and meaning in life of frontline nurses during the COVID-19 outbreak. Frontiers in Psychiatry. 2022;29(13):798406.
4- Robinson M, Ross J, Fletcher S, Burns CR, Lagdon S, Armour C. The mediating role of distress tolerance in the relationship between childhood maltreatment and mental health outcomes among university students. Journal of Interpersonal Violence. 2019;36(15):7249-73.
5- Carpenter k, Sanford J, Hofmann S. The effect of a brief mindfulness training on distress tolerance and stress reactivity. Behavior Therapy. 2019;50(3):630-45.
6- Senders A, Hanes D, Bourdette D, Carson K, Marshall LM, Shinto L. Impact of mindfulness-based stress reduction for people with multiple sclerosis at 8 weeks and 12 months: a randomized clinical trial. Multiple Sclerosis Journal. 2012;25(8):1178-88.
7- Mioduszewski O, MacLean H, Poulin PA, Smith AM, Walker LA. Trait mindfulness and wellness in multiple sclerosis. Canadian Journal of Neurological Sciences. 2018;45(5):580-82.

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

8- Segal ZV, Williams JMG, Teasdale JD. Mindfulness-based cognitive therapy for depression: a new approach to preventing relapse. New York: Guilford Press; 2002.
9- Dehlani R, Sori A. Predicting the psychological well-being of psychology students of Karaj Branch of Azad University based on psychological flexibility and distress tolerance. New Approach in Educational Sciences. 2022;4(4):32-42.
10- Moghbeli-Hanzaii M, Omidi A, Zanjani Z. The comparison of distress tolerance and experiential avoidance in people with health anxiety and normal people. Feyz. 2019;23(6):689-97 [Persian].
11- O'Bryan EM, McLeish AC, Johnson AL. The role of emotion reactivity in health anxiety. Behaviour Modification. 2017;41(6):829-45.
12- Liu T, Liu Z, Zhang L, Mu S. Dispositional mindfulness mediates the relationship between conscientiousness and mental health-related issues in adolescents during the COVID-19 pandemic. Personalityand Individual Differences. 2022;184:111223.
13- Badai A, Vaziri Sh, Lotfi KF. The contribution of emotional regulation, defense and attachment mechanisms in predicting psychosomatic symptoms with the moderation of gender and distress level. Scientific Journal of Medical Organization of the Islamic Republic of Iran. 2021;39(1):30-38 [Persian].
14- Conway CC, Naragon-Gainey K, Harris MT. The structure of distress tolerance and neighboring emotion regulation abilities. Assessment. 2021;28(4):1050-64 [Persian].
15- Brown KW, Ryan RM. The benefits of being present: mindfulness and its role in psychological well-being. Journal of Personality and Social Psychology. 2003;84:822-48.
16- Nejati V, Zabihzadeh A, Nik Farjam MR. The relationship between mindfulness and sustained and selective attention functions. Cognitive and Behavioral Science Research. 2011;2(2):31-42 [Persian].
17- Roemer L, Gratz KL. Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2004;26(1):41-54.
18- Azizi A, Mirzaei A, Shams J. Correlation between distress tolerance and emotional regulation with students smoking dependence. Hakim. 2010;13(1):11-18 [Persian].
19- Simons JS, Gaher RM. The distress tolerance scale: development and validation of a self-report measure. Motivation and Emotion. 2005;29:83-102.
20- Veilleux JC, Pollert GA, Zielinski MJ, Shaver JA, Hill MA. Behavioral assessment of the negative emotion aspect of distress tolerance: tolerance to emotional images. Assessment. 2019;26(3):386-403.
21- Schlam TR, Bakern TB, Smith SS, Cook JW, Piper ME. Anxiety sensitivity and distress tolerance in smokers: relations with tobacco dependence, withdrawal, and quitting success. Nicotine and Tobacco Research. 2020;22(1):58-65.
22- Alavi Kh, Modares Gharavi M, Amin Yazdis SA, Salehi Faderdi J. Effectiveness of group dialectical behavior therapy (based on core mindfulness, distress tolerance and emotion regulation components) on depressive symptoms in university students. Journal of Fundamentals of Mental Health. 2011;13(50): 124-35.
23- Grossi Farshi M, Ghazi Tabatabai M, Mahdiar MH. Application of the New Personality Test (NEO) and an analytical study of its characteristics and factor structure among Iranian university students. Al-Zahra University's Scientific-Research Quarterly. 2009;11(39):173-98 [Persian].
24- Amani A, Eisanejad O, Azizi A. Study of the structural relations of early maladaptive schemas, personality factors and marital adjustment. Journal of Modern Psychological Researches. 2015;10(37):45-70 [Persian].
25- Goldberg DP. A scaled version of the General Health Questionnaire. Psychological Medicine.1979;9(1):139-45.
26- Saatchi M, Kamkari K, Askarian M. Psychological Tests. Tehran: Nashr Virayesh; 2010.
27- Byrne BM. Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming. 2nd ed. New York: Routledge; 2010.

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]

28- Mehdikhani M, Hassanzadeh R, Ghanadzadegan H. Comparison of the effectiveness of mindfulness-based stress reduction and relaxation on distress tolerance in females with Multiple Sclerosis (MS). Rooyesh. 2021;10(4):13-24 [Persian].
29- Arfai FS, Rashidi A. Tabesh R. Anxiety tolerance in the elderly: the role of experiential avoidance, rumination and mindfulness. Psychology of Aging. 2021;7(1):1-12 [Persian].
30- Babakhani V. The effectiveness of therapy based on acceptance and commitment on tolerance of distress and self-control of betrayed women. Family Psychology. 2020;7(1):121-32 [Persian].
31- Ethni Eshran S, Yazdakhasi F, Ereghi S, Orayzi H. The effect of Dialectical Behavior Therapy (DBT) on emotional regulation and distress tolerance of addicted women leaving: the mediating role of mindfulness, effective communication and emotional cognitive regulation strategies. Knowledge and Research in Applied Psychology. 2021;22(2):1-12 [Persian].
32- Khosravi N, Kushki S, Oraki M, Nemat Tavossi M. Structural patterns of personality characteristics and cognitive emotional regulation with distress tolerance in mothers with a child with cancer: mediating role of coping strategies. NPWJM. 2019;7(24):72-81 [Persian].
33- Burr EK, Dvorak RD, Stevenson BL, Schaefer LM, Wonderlich SA. Ability to tolerate distress moderates the indirect relationship between emotion regulation difficulties and loss-of-control over eating via affective. Journal of Eating Behavioral. 2021;4;43:101561.
34- Reilly ME, Hines DA. Distress tolerance as a mediator of the association between borderline personality symptoms and obsessive relational intrusion: an exploratory analysis. Journal of Interpersonal. 2020;35(19-20):3833-48.
35- Chowdhury N, Kevorkian S, Hawn SE, Amstadter AB, Dick D, Kendler KS, et al. Associations between personality and distress tolerance among trauma-exposed young adults. Personality and Individual Differences. 2018;120:166-70.

[Downloaded from hcjournal.arums.ac.ir on 2024-07-16]