

رابطه بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی: نقش واسطه‌ای انعطاف‌پذیری روان‌شناختی

The Relationship between Metacognition and Meta-emotion with Distress Tolerance: The Mediating Role of Psychological Flexibility

Majid Pourfaraj, PhD
Islamic Azad University
Behshahr Branch

Tahere Mahmoudian, PhD
Islamic Azad University
Behshahr Branch

طاهره محمودیان
مربی روان‌شناسی
دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بهشهر

مجید پورفرج*
مربی روان‌شناسی
دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بهشهر

چکیده

هدف این پژوهش تعیین روابط ساختاری بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی دانشجویان بود. طرح پژوهش توصیفی از نوع همبستگی و جامعه آماری شامل کل دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی استان مازندران بود. بدین منظور با استفاده از روش نمونه‌برداری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای، ۳۵۲ دانشجو از واحدهای دانشگاه آزاد اسلامی استان مازندران انتخاب شدند و به پرسشنامه باورهای فراشناخت (ولز و کارترایت-هاوتون، ۲۰۰۴)، مقیاس فراهیجان (میتمانسگروبر، بک، هوفر و شوبلر، ۲۰۰۹)، پرسشنامه پذیرش و عمل-نسخه دو (بند و دیگران، ۲۰۱۱) و مقیاس تحمل پریشانی (سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵) پاسخ دادند. برای بررسی برازش داده‌ها با مدل مفروض نخست، از روش تحلیل عاملی تأییدی جهت ارزیابی برازندگی الگوهای اندازه‌گیری و سپس از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری به‌منظور بررسی برازندگی مدل ساختاری استفاده شد. یافته‌های حاصل از بررسی شاخص‌های برازش مدل نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل مفروض برای داده‌ها بود؛ یعنی رابطه بین هر یک از سازه‌های فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی، بیشتر از رابطه مستقیم آن‌ها با تحمل پریشانی بود. در مجموع، نتایج این پژوهش بیانگر اهمیت نقش واسطه‌ای تحمل پریشانی در رابطه بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی بود.

واژه‌های کلیدی: تحمل پریشانی، فراشناخت، فراهیجان، انعطاف‌پذیری روانی

Abstract

The aim of this study was to determine the structural relationship between metacognition and meta-emotion with distress tolerance by the mediatory of psychological flexibility. The study design was descriptive correlational and statistic population was all students of Mazandaran Islamic Azad University. For this purpose, 352 students were selected using multistage randomized cluster sampling method and responded to Metacognitive Questionnaire (Wells & Cartwright-Hatton, 2004), Meta-emotion Questionnaire (Mitmansgruber, Beck, Höfer & Schübler, 2009), Acceptance and Action Questionnaire (Bond, Hayes, Baer, Carpenter, Guenol et al., 2011), and Distress Tolerance Scale (Simons & Gaher, 2005). First, to evaluate the fitness of the models confirmatory factor analysis was used and then the fitness of the proposed model was analyzed by Structural Equation Modeling. Findings indicated a suitable fitness of the model to the data. Moreover, the results showed that the relationship between metacognitive and meta-emotion with distress tolerance by the mediatory of psychological flexibility was stronger than their direct relationship with distress tolerance. Therefore, the findings of this study revealed the importance of the mediating role of psychological flexibility in the relationship between metacognition and meta-emotion with distress tolerance.

Keywords: distress tolerance, metacognition, meta-emotion, psychological flexibility

received: 16 April 2019

accepted: 13 October 2019

Contact information: m.pourfaraj@gmail.com

دریافت: ۹۸/۰۱/۲۷

پذیرش: ۹۸/۰۷/۲۱

مقدمه

تحمل پریشانی^۱ اغلب به‌عنوان توانایی ادراک‌شده خودگزارشی یک فرد برای تجربه و تحمل حالت‌های هیجانی منفی تعریف شده است و ماهیتی چندبعدی دارد که عبارت‌اند از: الف) توانایی تحمل؛ ب) ارزیابی وضعیت هیجانی به‌عنوان قابل پذیرش؛ ج) چگونه فرد هیجان‌های خود را تنظیم می‌کند؛ و د) چقدر توجه به هیجان منفی جذب می‌شود و چه مقدار از آن با عملکرد تداخل می‌کند (سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵). از عوامل مؤثر در تحمل پریشانی می‌توان به فراشناخت^۲، فراهیجان^۳ و انعطاف‌پذیری روان‌شناختی^۴ اشاره کرد. فلاول (۱۹۸۷) فراشناخت را دانش فرد از فرایندهای شناختی خود می‌داند که دربرگیرنده به عمل درآوردن و هماهنگ کردن مجموعه این جریان‌ها است. به اعتقاد بیکر و براون (۱۹۸۴) مهارت‌های فراشناختی نقش مهمی در فعالیت‌های شناختی از جمله تبادل کلامی، درک مطلب خواندن، انگیزش پیشرفت، درک کلامی، نوشتن، زبان‌آموزی، ادراک، توجه، حافظه، حل مسئله، و شناخت اجتماعی ایفا می‌کند. به‌طورکلی، آموزش راهبردهای فراشناختی، زمینه‌درگیری علمی، مسندمهارگری درونی^۵، اسنادهای مثبت^۶، انگیزش پیشرفت، خلاقیت و سازندگی، و خودمسئولیت‌پذیری^۷ را در افراد فراهم کرده و حس اعتماد به خود^۸ در امور زندگی را تقویت می‌کند. همچنین افراد را قادر می‌سازد تا با شناسایی مشکلات، خود را در بوته آزمایش قرار دهند، آزاد و مستقل عمل کنند و بهترین راه‌حل‌ها را در امور مختلف ارائه دهند (مصطفایی و محبویی، ۱۳۸۸). نتایج پژوهش کهزادی و مکوندی (۱۳۹۴) نشان داد مؤلفه‌های باورهای فراشناختی (باورهای مثبت درباره نگرانی، افکار مهارناپذیر و خطرناک، اطمینان شناختی و نیاز به مهار افکار) در دانشجویان واجد سطوح بیمارگون از نگرانی، بیش از دانشجویان دارای سطوح بهنجار است اما بین باور خودآگاهی شناختی در بین دو گروه تفاوت معنادار یافت نشد.

مفهوم فراهیجان برای توصیف هیجان‌های فرد توسط خود و

برانگیختگی وی نسبت به آن‌ها به‌کار می‌رود (جاده‌ها، مانندالکار و جشی، ۲۰۱۷). سطوح پایین‌تر تحمل حالت‌های هیجانی منفی موجب بروز اختلال‌های روانی همچون اختلال‌های مصرف مواد، نشانه‌های پرخوری و نشانه‌های اختلال تنیدگی پس‌ضربه‌ای^۹ می‌شود (ویوجانویک، داتچر و برنز، ۲۰۱۶). افزون بر آن، استفاده از روی‌آورد‌های نظم‌جویی هیجانی ناکارآمد^{۱۰} و عدم نظم‌جویی هیجان‌های آشفته‌ساز^{۱۱}، به پریشانی هیجانی در فرد منجر می‌شود (مک‌کی، وود و برانتلی، ۲۰۰۷).

انعطاف‌پذیری فرایندی است که طی آن، توانایی فرد در برابر چالش‌های عاطفی، اجتماعی و جسمی افزایش می‌یابد. جبران آسیب‌ها، قدرت بیشتری به فرد برای رویارویی با ناملیمات زندگی می‌دهد (سگال، ویلیامز و تیزدیل، ۲۰۰۲). آگاهی فراشناختی، انعطاف‌پذیری شناختی که فکر و رفتار فرد را در پاسخ به تغییرات شرایط محیطی سازگار^{۱۲} می‌کند، افزایش می‌دهد. بر این اساس، شواهد پژوهشی نشان می‌دهد انعطاف‌پذیری شناختی با بهزیستی فاعلی^{۱۳} و آسیب‌پذیری^{۱۴} در طیف گسترده‌ای از ناراحتی‌ها که شامل افسردگی، اضطراب و ناراحتی‌های روانی عمومی است، رابطه دارد (دیکستین و دیگران، ۲۰۰۷). امروزه در قلمرو درمان اختلال‌های روانی، نسل جدیدی از این نوع درمان‌ها تحت عنوان کلی مدل‌های مبتنی بر ذهن‌آگاهی^{۱۵} نامیده می‌شوند، مانند شناخت‌درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی^{۱۶} و درمان پذیرش و تعهد^{۱۷}. بر اساس این روی‌آورد درمانی، منشأ بسیاری از بیماری‌ها و اختلال‌های روانی انسان، انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی است که از امتزاج شناختی و اجتناب تجربه‌ای حاصل می‌شود (قره‌آغاجی، واحدی، فتحی‌آذر و ادیب، ۱۳۹۵). در این درمان‌ها به‌جای تغییر شناخت‌ها و عواطف سعی می‌شود تا ارتباط روان‌شناختی فرد با افکار و احساساتش افزایش یابد. هدف اصلی در درمان پذیرش و تعهد، ایجاد انعطاف‌پذیری روانی است؛ یعنی ایجاد توانایی انتخاب عملی در بین گزینه‌های مختلف که متناسب‌ترند، نه اینکه عملی صرفاً جهت اجتناب از

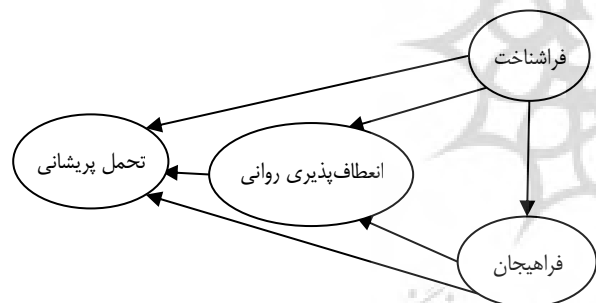
1. distress tolerance
2. metacognition
3. meta-emotion
4. psychological flexibility
5. internal locus of control
6. positive attributions

7. self-responsibility
8. self-confidence
9. Post-Traumatic Stress Disorder (PTSD)
10. dysfunctional emotional regulation
11. not adjusted distributing emotions
12. adapt

13. subjective well-being
14. vulnerability
15. mindfulness based models
16. mindfulness based cognitive therapy
17. Acceptance and Commitment Therapy (ACT)

افکار، احساس‌ها، خاطره‌ها یا تمایل‌های آشفته‌ساز صورت گیرد (هیز، ۲۰۱۰).

پژوهش‌های انجام‌شده در قلمرو بهداشت و سلامت روانی نشان می‌دهد که انعطاف‌پذیری روان‌شناختی، فرایند کلیدی در فعالیت‌های روزمره مانند کار و تحصیل است و به‌طور قابل توجهی پریشانی روان‌شناختی، هیجانی، عملی و کیفی زندگی را پیش‌بینی می‌کند (مک‌کارکن و مورلی، ۲۰۱۴). بیر و مونتا (۲۰۱۰) در مورد رابطه بین فراشناخت و فراهیجان بیان می‌کنند که عوامل فراشناختی می‌تواند موجب افزایش آگاهی از تجارب هیجانی و مهار مؤثرتر آن‌ها شود. در مورد رابطه بین فراشناخت و فراهیجان با انعطاف‌پذیری روانی نیز می‌توان به دیدگاه کیوکن و دیگران (۲۰۱۰) اشاره کرد که معتقدند خودآگاهی شناختی^۱ (فراشناخت)، خودآگاهی هیجانی^۲ (فراهیجان) و حتی خودآگاهی حسی^۳ بدون قضاوت و ارزیابی آن‌ها، عامل اصلی ایجاد انعطاف‌پذیری روانی و کاهش پریشانی روان‌شناختی هستند. منجم و ابراهیمی (۱۳۹۶) نیز دریافتند که باورهای فراشناختی و اجتناب از تجارب هیجانی و ذهن آگاهی از عوامل مؤثر در سلامت روانی هستند و می‌توان با تغییر باورهای فراشناختی و بالا بردن ذهن آگاهی (از مهم‌ترین مؤلفه‌های انعطاف‌پذیری روانی) به بهبود سلامت روانی و عمومی دانشجویان کمک کرد. نتایج پژوهش بابایی، میکاییلی، پزشکی، بافنده و عبدی (۱۳۹۶) نشان داد بین فراهیجان و انعطاف‌پذیری روانی رابطه وجود دارد. بر اساس نظریه فراهیجان نف (۲۰۰۳) نیز فراهیجان انطباقی (شادی، محبت، کنجکاوی و علاقه)، زمینه پذیرش هیجان‌ها، ذهن آگاهی و پذیرش روان‌شناختی که از مؤلفه‌های اصلی انعطاف‌پذیری روانی هستند را فراهم می‌کند و باعث بهبود سلامت روانی می‌شود. بر اساس پژوهش تانگ، تانگ و پوسنر (۲۰۱۶)، ذهن آگاهی به‌منزله یکی از عوامل اصلی انعطاف‌پذیری روانی، عامل واسطه‌ای مهمی در توانایی نظم‌جویی هیجان‌ها و کاهش پریشانی هیجانی است. به عبارت دیگر، فراهیجان از طریق واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی با تحمل پریشانی رابطه دارد. از سویی بیکر و براون (۱۹۸۴) معتقدند اگر فراگیر، راهبردهای مؤثر فراشناختی یا نحوه کاربرد آن‌ها را نداند، دچار



شکل ۱. مدل مفروض روابط ساختاری بین فراشناخت، فراهیجان، تحمل پریشانی و انعطاف‌پذیری روانی

روش

طرح پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعه آماری شامل کل دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی استان مازندران بود. جهت نمونه‌برداری از روش تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای استفاده شد. برای اینکه از تمام مراکز شرقی، مرکزی و غربی استان در نمونه پژوهش موجود باشند، از واحدهای نواحی مذکور به تصادف یک واحد انتخاب شد. سپس از هر واحد در هر یک از گروه‌های فنی، علوم پایه و علوم انسانی، یک کلاس به تصادف انتخاب شد؛

۲۰۰۴). این پرسشنامه خودگزارش‌دهی که فرم کوتاه پرسشنامه فراشناخت است، ۳۰ ماده دارد و باورهای افراد درباره تفکرشان را با زیرمقیاس‌های باور مثبت در مورد نگرانی^{۱۰}، مهارت‌پذیری^{۱۱}، خودآگاهی شناختی^{۱۲}، اطمینان به حافظه^{۱۳} و نیاز به مهارت‌افکار^{۱۴} می‌سنجد. این پنج زیرمقیاس هرکدام شش ماده را شامل می‌شوند. ماده‌های این پرسشنامه بر اساس مقیاس چهاردرجه‌ای لیکرت (۱= موافق نیستم تا ۴= خیلی زیاد موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. ضرایب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های نام‌برده شده به ترتیب ۰/۹۲، ۰/۹۲، ۰/۹۳، ۰/۷۲ و ۰/۹۳ برای کل مقیاس ۰/۹۳ به دست آمده است. ضرایب اعتبار بازآزمایی نیز برای زیرمقیاس‌ها بین ۰/۵۹ تا ۰/۷۹ و برای کل مقیاس ۰/۷۵ گزارش شده است. همچنین ضرایب همبستگی این پرسشنامه با پرسشنامه حالت نگرانی پن^{۱۵} (میر^{۱۶}، میلر^{۱۷}، متزگر^{۱۸} و بورکووک^{۱۹}، ۱۹۹۰) ۰/۵۴ و با سیاهه پادوآ^{۲۰} (ساناویو^{۲۱}، ۱۹۸۸) ۰/۴۹ به دست آمد که نشانگر روایی همگرایی مطلوب ابزار است (ولز و کارترایت-هاوتون، ۲۰۰۴). در ایران، ضرایب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های ابزار بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۷ و برای کل پرسشنامه ۰/۹۴ و ضریب همبستگی آن با سیاهه اضطراب رگه-حالت اسپیلبرگر^{۲۲} (اسپیلبرگر^{۲۳}، گورساج^{۲۴}، لاشن^{۲۵}، وگ^{۲۶} و جاکوبز^{۲۷}، ۱۹۸۳) برابر ۰/۵۳ به دست آمد (شیرین‌زاده دستگیری، گودرزی، رحیمی و نظیری، ۱۳۸۷).

در این پژوهش، آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌ها بین ۰/۶۶ تا ۰/۸۲ و برای کل مقیاس ۰/۷۹ به دست آمد.

مقیاس فراهیجان^{۲۸} (میتمانسگروبر، بک، هوفر و شولبر، ۲۰۰۹). این مقیاس خودگزارش‌دهی که فراهیجان‌های منفی و مثبت را می‌سنجد، دارای ۲۸ ماده است و آزمودنی در یک مقیاس لیکرت شش‌درجه‌ای (۱= اصلاً صدق نمی‌کند تا ۶= کاملاً صدق می‌کند) به آن پاسخ می‌دهد. سازندگان ابزار، این مقیاس را شامل

بنابراین ۶ کلاس از هر واحد دانشگاهی و در مجموع ۱۸ کلاس (۳۶۷ دانشجو) جهت اجرای پرسشنامه‌ها انتخاب شدند. پس از حذف پاسخنامه‌های مخدوش، نمونه نهایی شامل ۳۵۲ دانشجو شد. میانگین سن کل نمونه آماری برابر ۲۲/۶۵ با انحراف استاندارد ۳/۴۱ بود.

مقیاس تحمل پریشانی^۱ (سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵). این ابزار خودگزارش‌دهی که به منظور سنجش تحمل پریشانی هیجانی ساخته شده است، دارای ۱۵ ماده و چهار زیرمقیاس تحمل پریشانی هیجانی^۲، جذب شدن به وسیله هیجان‌های منفی^۳، برآورد ذهنی پریشانی^۴ و نظم‌جویی تلاش‌ها برای تسکین پریشانی^۵ است. ماده‌های این ابزار بر اساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت (۱= کاملاً موافق تا ۵= کاملاً مخالف) نمره‌گذاری می‌شوند. نمره‌های بالا در این مقیاس نشانگر تحمل پریشانی بالا است. ضرایب آلفا برای زیرمقیاس‌های این مقیاس به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۸۲، ۰/۷۸ و ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ به دست آمده است. همبستگی درون‌طبقه‌ای پس از گذشت شش ماه ۰/۶۱ بود. همچنین، روایی تفکیکی این مقیاس با زیرمقیاس‌های وضعیت خلقی منفی و مثبت پرسشنامه وضعیت خلق عمومی^۶ (کلارک^۷ و واتسون^۸، ۱۹۹۰) به ترتیب برابر ۰/۵۹- و ۰/۲۶ گزارش شد (سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵). عزیزی، شمس و میرزایی (۱۳۸۹) نیز آلفای کرونباخ این پرسشنامه را ۰/۶۷ و اعتبار بازآزمایی آن را برابر ۰/۷۹ گزارش کردند.

در این پژوهش آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های زیرمقیاس تحمل پریشانی هیجانی، جذب شدن به وسیله هیجان‌های منفی، برآورد ذهنی پریشانی، و نظم‌جویی تلاش‌ها برای تسکین پریشانی به ترتیب ۰/۶۹، ۰/۷۷، ۰/۷۵ و ۰/۶۷ و برای کل مقیاس ۰/۷۵ به دست آمد.

پرسشنامه باورهای فراشناخت^۹ (ولز و کارترایت-هاوتون،

1. Distress Tolerance Scale (DTS)
2. tolerate emotional distress
3. absorbed by negative emotions
4. subjective appraisal of distress
5. regulation efforts to alleviate distress
6. General Temperament Survey
7. Clark, L.A.
8. Watson, D.
9. Metacognitive Questionnaire (MCQ-30)
10. positive beliefs about worry

11. uncontrollability
12. cognitive self-consciousness
13. memory competence
14. need to control thought
15. Penn State Worry Questionnaire (PSWQ)
16. Meyer, T. J.
17. Miller, M. L.
18. Metzger, R. L.
19. Borkovec, T. D.
20. Padua Inventory (PI)

21. Sanavio, E.
22. Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI)
23. Spielberger, C. D.
24. Gorsuch, R. L.
25. Lushene, R.
26. Vagg, P. R.
27. Jacobs, G. A.
28. Meta-Emotion Scale (MES)

ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه را در جمعیت ایرانی مورد بررسی قرار داده است. نتایج تحلیل عاملی این پژوهش نشان داد که این پرسشنامه ابزاری تک عاملی است. همچنین ضریب اعتبار بازآزمایی پرسشنامه برابر ۰/۷۱، همبستگی آن با پرسشنامه سلامت عمومی^{۲۱} (گلدبرگ^{۲۲}، ۱۹۷۲) ۰/۳۶ و با زیرمقیاس‌های افسردگی، اضطراب و تنیدگی مقیاس افسردگی، اضطراب و تنیدگی (لاویباند و لاویباند، ۱۹۹۵) به ترتیب برابر ۰/۵۷، ۰/۵۵ و ۰/۵۱ به دست آمد (ایمانی، ۱۳۹۵).

در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر ۰/۷۱ به دست آمد.

یافته‌ها

میانگین، انحراف استاندارد و همبستگی بین متغیرهای پژوهش در جدول ۱ گزارش شده است. همان‌طور که نتایج این جدول نشان می‌دهد بین همه متغیرهای پژوهش همبستگی معنادار وجود دارد ($P < 0.001$). بیشترین همبستگی بین انعطاف‌پذیری روانی و تحمل پریشانی ($r = 0.61$) و کمترین همبستگی بین فراشناخت و فراهیجان است ($r = 0.17$).

جدول ۱

میانگین، انحراف استاندارد و ضریب‌های همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیرها	<u>M</u>	<u>SD</u>	۱	۲	۳
۱. فراشناخت	۶۱/۶۴	۵/۳۱	-		
۲. فراهیجان	۶۸/۵۱	۵/۱۱	۰/۱۷*	-	
۳. تحمل پریشانی	۳۸/۱۴	۴/۳۱	۰/۲۳*	۰/۲۱*	-
۴. انعطاف‌پذیری روانی	۲۸/۳۹	۳/۱۸	۰/۴۷*	۰/۵۴*	۰/۶۱*

* $P < 0.001$

نخست، مفروضه‌های اصلی مدل‌یابی معادلات ساختاری شامل نرمال بودن تک متغیری و چندمتغیری و فقدان هم‌خطی

شش مؤلفه خشم^۱، حقارت/شرم^۲، مهار شدید^۳ و فرونشانی^۴ (فراهیجان‌های منفی)، و شفقت^۵ و علاقه^۶ (فراهیجان‌های 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 دیگران، ۲۰۰۹). رضایی، پارسایی، نجاتی، نیک‌آمال و هاشمی (۱۳۹۳) ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس را در ایران ۰/۷۸ گزارش کردند. نتایج تحلیل عاملی این پژوهش، دو بعد اصلی فراهیجان‌های مثبت و فراهیجان‌های منفی را تأیید کرد. همچنین روایی همگرایی فراهیجان‌های مثبت در این ابزار با مؤلفه‌های هوش هیجانی پرسشنامه رگه هوش هیجانی^۷ (پتراپدز^۸ و فرانهم^۹، ۲۰۰۱) ۰/۵۱ گزارش شد (رضایی و دیگران، ۱۳۹۳).

در این پژوهش، ضریب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌ها بین ۰/۵۴ تا ۰/۷۱ و برای کل مقیاس ۰/۶۸ به دست آمد.

پرسشنامه پذیرش و عمل نسخه دو^{۱۰} (بند و دیگران ۲۰۱۱). این پرسشنامه برای سنجش انعطاف‌پذیری روان‌شناختی - اجتناب تجربی^{۱۱} به‌ویژه در ارتباط با درگیری در عمل با وجود افکار و احساسات ناخواسته تدوین شده، دارای ۷ ماده است و انعطاف‌پذیری شناختی را مورد سنجش قرار می‌دهد. ماده‌ها بر اساس میزان توافق در یک مقیاس لیکرت هفت‌درجه‌ای رتبه‌بندی می‌شوند (=۱ کاملاً درست تا ۷ کاملاً نادرست). نمره‌های بالاتر در این پرسشنامه نشان‌دهنده انعطاف‌پذیری روان‌شناختی پایین‌تر و اجتناب تجربی بالاتر است. اعتبار بازآزمایی این پرسشنامه ۰/۸۱ و همسانی درونی آن ۰/۸۴ گزارش شده است. همچنین همبستگی این پرسشنامه با نسخه قبلی آن برابر ۰/۹۷ و با سیاهه افسردگی بک^{۱۲} (بک^{۱۳}، وارد^{۱۴}، مندلسون^{۱۵}، موک^{۱۶} و ارباگ^{۱۷}، ۱۹۶۱) و مقیاس افسردگی، اضطراب و تنیدگی^{۱۸} (لاویباند^{۱۹} و لاویباند^{۲۰}، ۱۹۹۵) به ترتیب برابر ۰/۷۱ و ۰/۶۱ به دست آمد که نشانگر روایی همگرایی مطلوب آن است (بند و دیگران، ۲۰۱۱). ایمانی (۱۳۹۵)

1. anger	9. Furnham, A.	17. Erbaugh, J.
2. contempt/shame	10. Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II)	18. Depression, Anxiety and Stress Scale (DASS)
3. Tough control	11. experiential avoidance	19. Lovibond, P. F.
4. Suppression	12. Beck Depression Inventory (BDI)	20. Lovibond, S. H.
5. compassion	13. Beck, A.T.	21. General Health Questionnaire (GHQ)
6. interest	14. Ward, C. H.	22. Goldberg, D.
7. Trait Emotional Intelligence Questionnaire (TEIQ)	15. Mendelson, M.	
8. Petrides, K. V.	16. Mock, J.	

به‌دست آمد که کمتر از ۳ است و بر مبنای شاخص چو و بنتلر (۱۹۹۵) نشانگر رعایت مفروضه نرمال بودن چندمتغیری است. ماتریس همبستگی بین متغیرها که در دامنه ۰/۰۲ تا ۰/۴۹ است نیز حاکی از فقدان هم‌خطی چندگانه است.

میزان برازش با استفاده از نسبت خی دو به درجه آزادی، شاخص برازندگی^۴، شاخص برازندگی تطبیقی^۵، شاخص برازندگی افزایشی^۶ و ریشه دوم واریانس خطای تقریب^۷ محاسبه شد. همان‌طور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد نسبت خی دو به درجه آزادی کمتر از ۲ است که مطلوب است، همچنین شاخص برازندگی، شاخص برازندگی تطبیقی و برازندگی افزایشی مطلوب باید بزرگتر از ۰/۹ و ریشه دوم واریانس خطای تقریب کمتر از ۰/۰۵ باشد که در هر دو مدل اندازه‌گیری و ساختاری این چنین است؛ بنابراین، تمامی شاخص‌های برازش در دامنه مطلوب قرار دارند.

جدول ۲

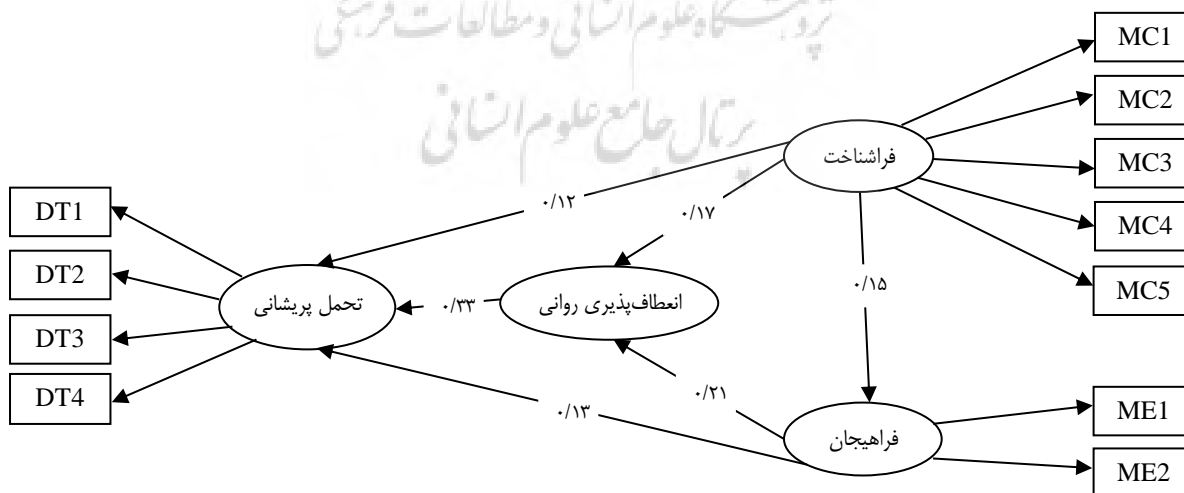
شاخص‌های کلی برازش برای مدل مفروض

شاخص‌ها	χ^2/df	GFI	AGFI	CFI	IFI	RMSEA
مدل اندازه‌گیری	۱/۷۱	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۰۳
مدل ساختاری	۱/۶۳	۰/۹۶	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۰۲

مدل نهایی و ضرایب ساختاری بین فراشناخت، فراهیجان، تحمل پریشانی و انعطاف‌پذیری روانی در شکل ۲ نشان داده شده است.

چندگانه^۱ مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به میزان چولگی متغیرهای آشکار که در دامنه ۰/۳۳ تا ۱/۱۲ و کشیدگی متغیرها در دامنه ۰/۴۵ تا ۰/۸۱ می‌توان نتیجه گرفت که توزیع متغیرها نرمال است. شاخص کشیدگی چندمتغیری نسبی^۲ نیز ۱/۶۷ به‌دست آمد که کمتر از ۳ است و بر مبنای شاخصی که چو و بنتلر (۱۹۹۵) مطرح می‌کند نشانگر رعایت مفروضه نرمال بودن چندمتغیری است. ماتریس همبستگی بین متغیرها که در دامنه ۰/۱۷ تا ۰/۶۱ است نیز حاکی از فقدان هم‌خطی چندگانه است.

جهت بررسی برازش داده‌ها با مدل مطرح شده نخست، از روش تحلیل عاملی تأییدی^۳ جهت ارزیابی برازندگی الگوهای اندازه‌گیری و سپس از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری به‌منظور بررسی برازندگی مدل ساختاری استفاده شد. در روش مذکور ابتدا متغیرهای موجود در مدل، با استفاده از شاخص‌های عینی سنجیده شدند. سپس تناسب مدل برای داده‌ها با بهره‌گیری از آماره‌های میزان انطباق مقایسه شد تا مشخص شود آیا مدل برازندگی مطلوب را به‌دست می‌آورد یا خیر. نخست، مفروضه‌های اصلی مدل‌یابی معادلات ساختاری شامل نرمال بودن تک‌متغیری و چندمتغیری و فقدان هم‌خطی چندگانه مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به میزان چولگی متغیرهای آشکار که در دامنه ۰/۱۱- تا ۱/۴۱ و کشیدگی متغیرها در دامنه ۰/۵۹- تا ۰/۷۹ می‌توان نتیجه گرفت که توزیع متغیرها نرمال است. شاخص کشیدگی چندمتغیری نسبی نیز ۱/۳۳



شکل ۲. مدل نهایی و ضرایب ساختاری بین فراشناخت، فراهیجان، تحمل پریشانی و انعطاف‌پذیری روانی

- | | | |
|-----------------------------------|--------------------------------|--|
| 1. multicollinearity | 4. Goodness of Fit Index (GFI) | 7. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) |
| 2. Relative multivariate kurtosis | 5. Comparative Fit Index (CFI) | |
| 3. confirmatory factor analysis | 6. Incremental Fit Index (IFI) | |

پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی بیشتر از رابطه مستقیم این متغیرها با تحمل پریشانی است (جدول ۳).

نتایج برآورد ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و اثرات کل مدل نهایی نیز نشان می‌دهد که رابطه فراشناخت و فراهیجان با تحمل

جدول ۳

ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و اثرات کل مدل نهایی

اثرات کل		اثرات غیرمستقیم			اثرات مستقیم		متغیرها			
β	P	حد بالا	حد پایین	خطا	B	P	β	درون‌زا	واسطه‌ای	برون‌زا
۰/۳۵۶	۰/۰۰۱	۰/۲۶۱	۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۲۳۵	۰/۰۰۱	۰/۱۲۱	تحمل پریشانی	انعطاف‌پذیری	فراشناخت
۰/۳۸۹	۰/۰۰۱	۰/۲۹۷	۰/۰۷	۰/۰۲	۰/۲۵۱	۰/۰۰۱	۰/۱۳۸	تحمل پریشانی	انعطاف‌پذیری	فراهیجان

بحث

فراشناختی با افزایش انعطاف‌پذیری شناختی، فکر و رفتار فرد را در پاسخ به تغییرات شرایط محیطی سازگار می‌کند. بر این اساس، عدم انعطاف‌پذیری شناختی با آسیب‌پذیری در طیف گسترده‌ای از آشفتگی‌های روانی شامل افسردگی، اضطراب و ناراحتی‌ها رابطه دارد (دیکستین و دیگران، ۲۰۰۷). درنهایت، بر اساس درمان‌های مبتنی بر ذهن آگاهی، آگاهی از شناخت‌ها و هیجان‌ها مقدمه‌ای برای پذیرش آن‌ها به حساب می‌آید که مؤلفه اصلی انعطاف‌پذیری روانی جهت تطبیق و تحمل مناسب پریشانی‌های روانی است (هیز، ۲۰۱۰). بنابراین، بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی رابطه وجود دارد. به نظر می‌رسد آگاهی فراشناختی و فراهیجانی را می‌توان از مؤلفه‌های بنیادین و اولیه انعطاف‌پذیری روانی تلقی کرد که در کنار هم می‌توانند موجب تحمل مناسب شرایط آشفته‌ساز یا همان تحمل پریشانی شوند. از این رو، تأکید درمان‌های مبتنی بر ذهن آگاهی (مانند درمان پذیرش و تعهد) بر افزایش انعطاف‌پذیری روانی است که مهم‌ترین عامل آن آگاهی افراد بر همه تجارب درونی از جمله شناخت و هیجان‌ها است. عامل مهم اثرگذار فراتر از ذهن آگاهی در انعطاف‌پذیری روانی، پذیرش است که مانع اجتناب تجربی از تجارب درونی آشفته‌ساز می‌شود و ریشه اصلی بسیاری از اختلال‌ها در مدل‌های جدید آسیب‌شناسی اختلال‌های روانی است (هیز، ۲۰۱۰).

از محدودیت‌های این پژوهش، انجام پژوهش در نمونه بهنجار و عدم کنترل سایر متغیرهای احتمالی مرتبط در این رابطه بود. از دیگر محدودیت‌ها استفاده از پرسشنامه خودگزارش‌دهی به‌عنوان ابزار گردآوری داده‌ها است، زیرا ممکن است پر کردن پرسشنامه‌ها

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه بین هریک از سازه‌های فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی بیشتر از رابطه مستقیم آن‌ها با تحمل پریشانی است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، تحمل پریشانی واسطه مهمی بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی است. این یافته‌ها با نتایج پژوهش بابایی و دیگران (۱۳۹۶) و تانگ و دیگران (۲۰۱۶) همسو است. همچنین یافته‌های این پژوهش با مدل کیوکن و دیگران (۲۰۱۰) هماهنگ است که بر خودآگاهی شناختی و هیجانی (از مؤلفه‌های اصلی انعطاف‌پذیری روانی) جهت کاهش پریشانی روان‌شناختی تأکید دارند.

در تبیین یافته‌های پژوهش می‌توان به دیدگاه سیمونز و گاهر (۲۰۰۵) در مورد مفهوم تحمل پریشانی اشاره کرد که در آن تحمل پریشانی به‌عنوان توانایی فرد برای تحمل حالت‌های هیجانی منفی در نظر گرفته شده است. آن‌ها پیشنهاد کردند که تحمل پریشانی هیجانی ماهیت چندبعدی دارد که مهم‌ترین ابعاد آن، توانایی ارزیابی مناسب، پذیرش و نظم‌جویی هیجانی است. در این مفهوم‌سازی به برخی از مهم‌ترین مؤلفه‌های انعطاف‌پذیری مانند ذهن آگاهی نسبت به هیجان‌ها و پذیرش آن‌ها اشاره شده است. بر اساس نظریه فراهیجان نف (۲۰۰۳) نیز فراهیجان انطباقی یا مثبت، زمینه پذیرش هیجان‌ها، ذهن آگاهی و پذیرش روان‌شناختی که از مؤلفه‌های اصلی انعطاف‌پذیری روانی هستند را فراهم می‌کند و باعث بهبود پریشانی روانی می‌شود. از سویی، راهبردهای مؤثر فراشناختی نیز در نظم‌جویی هیجانی مؤثر است (بیکر و براون، ۱۹۸۴). آگاهی

- and reading. In P. D. Pearson (Eds.), *Handbook of Reading Research*, Vol. 1 (pp. 353-394). New York: Longman.
- Beer, N., & Moneta, G. B. (2010). Construct and concurrent validity of the Positive Metacognitions and Positive Meta-Emotions Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 49(8), 977-982.
- Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., ... Zettle, R. D. (2011). Preliminary Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A Revised Measure of Psychological Inflexibility and Experiential Avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688.
- Chou, C. P., & Bentler, P. M. (1995). Estimates and tests in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Eds.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Applications*. Thousand Oaks California: Sage.
- Dickstein, D. P., Nelson, E., McClure, E. B., Grimley, M. E., Knopf, L., Brotman, M. A., & Leibenluft, E. (2007). Cognitive flexibility in phenotypes of pediatric bipolar disorder. *Childadolesc*, 46(3), 341-355.
- Flavell, J. H. (1987). Speculations about the nature and development of metacognition. In F. E. Weinert & R. H. Kluwe (Eds.), *Metacognition, motivation, and understanding* (pp. 21-29). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Hayes, S. C. (2010). Functional first: Creating a pragmatic and progressive diagnostic system. *Bulletin of the Association for the Advancement of Philosophy and Psychiatry*, 17, 55-57.
- Jadhav, N., Manthalkar, R., & Joshi, Y. (2017). Effect of meditation on emotional response: An EEG-based study. *Biomedical Signal Processing and Control*, 34, 101-113.
- Kuyken, W., Watkins, E., Holden, E., White, K., Taylor, R. S., Byford, S., ... Dalglish, T. (2010). How does mindfulness-based cognitive therapy work? *Behaviour Research and Therapy*, 48(11), 1105-1112.
- McCracken, L. M., & Morley, S. (2014). The psychological flexibility model: A basis for integration and progress بر اساس سلايق شخصی و نه بر اساس واقعیت‌ها باشد؛ در نتیجه منجر به سوگیری در پاسخ‌ها شود. همچنین این پژوهش از نوع همبستگی بود و استنباط علی از نتایج باید با احتیاط بسیار زیاد صورت گیرد. در پژوهش‌های آتی توصیه می‌شود این متغیرها در نمونه‌های بالینی مورد بررسی قرار گیرد، متغیرهای مداخله‌گر احتمالی کنترل شوند و از سایر روش‌های پژوهش و اندازه‌گیری نیز استفاده شود.
- ### منابع
- ایمانی، م. (۱۳۹۵). بررسی ساختار عاملی پرسشنامه انعطاف‌پذیری روان‌شناختی در دانشجویان. *مطالعات آموزش و یادگیری*، ۱(۱)، ۱۸۱-۱۶۲.
- بابایی، ک.، میکاییلی، ف.، پزشکی، ه.، بافنده، ح. و عبدی، ح. (۱۳۹۶). رابطه ذهن‌آگاهی و فراهیجان در پیش‌بینی تنظیم هیجانی-شناختی پرستاران تازه‌کار. *نشریه پرستاری ایران*، ۳۰(۱۰۵)، ۲۲-۱۱.
- رضایی، ن.، پارسایی، ا.، نجاتی، ع.، نیک‌آمال، م. و هاشمی رزینی، س. (۱۳۹۳). ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس فراهیجان دانشجویان. *فصلنامه پژوهش‌های روان‌شناختی*، ۶(۲۳)، ۱۲۴-۱۱۱.
- عزیزی، ع.، شمس، ج. و میرزایی، آ. (۱۳۸۹). بررسی رابطه تحمل آشفتگی و تنظیم هیجانی با میزان وابستگی دانشجویان به سیگار. *مجله پژوهش‌های نظام سلامت حکیم*، ۱۳(۱)، ۱۸-۱۱.
- شیرین‌زاده دستگیری، ص.، گودرزی، م.، رحیمی، چ. و نظیری، ق. (۱۳۸۷). بررسی ساختار عاملی، روایی و اعتبار پرسشنامه فراشناخت ۳۰. *مجله روان‌شناسی*، ۱۲(۴)، ۴۶۱-۴۴۵.
- قره‌آغاجی، س.، واحدی، ش.، فتحی‌آذر، ا. و ادیب، ی. (۱۳۹۵). اثربخشی مداخله‌های آموزشی مبتنی بر پذیرش و تعهد درمانگری بر تعلل‌ورزی تحصیلی دانش‌آموزان. *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۱۳(۵۰)، ۲۰۷-۱۹۹.
- کهزادی، ن. و مکوندی، ب. (۱۳۹۴). مقایسه باورهای فراشناختی و نشخوار فکری در دانشجویان با سطوح بهنجار و بیمارگون از نگرانی. *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۱۱(۴۳)، ۳۳۳-۳۲۵.
- مصطفایی، ع. و محبوبی، ط. (۱۳۸۸). تفکر و فراشناخت مفاهیم، نظریه‌ها و کاربرد آن. تهران: نشر پرسش.
- منجم، ع. و ابراهیمی، م. (۱۳۹۶). رابطه باورهای فراشناختی ذهن‌آگاهی و پذیرش و عمل با سلامت عمومی دانشجویان. *فصلنامه طب انتظامی*، ۶(۱)، ۴۲-۳۱.
- Baker, L. & Brown, A. L. (1984). Metacognitive skills

- 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.
- Tang, Y.-Y., Tang, R., & Posner, M. I. (2016). Mindfulness meditation improves emotion regulation and reduces drug abuse. *Drug and Alcohol Dependence*, 163, 13-18.
- Vujanovic, A. A., Dutcher, C. D., & Berenz, E. C. (2016). Multimodal examination of distress tolerance and posttraumatic stress disorder symptoms in acute-care psychiatric inpatients. *Journal of Anxiety Disorder*, 48, 45-53.
- Wells, A., & Cartwright-Hatton, S. (2004). A short form of the Metacognitions Questionnaire: properties of the MCQ-30. *Behaviour Research and Therapy*, 42(2), 385-396.
- in psychological approaches to chronic pain management. *The Journal of Pain*, 15(3), 221-234.
- McKay, M., Wood, J. C., & Brantley, J. (2007). *The dialectical behavior therapy skills workbook*. Oakland: New Harbinger.
- Mitmansgruber, H., Beck, T. N., Höfer, S., & Schübler, 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.
- Neff, K. (2003). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and Identity*, 2(2), 85-100.
- Segal, Z., Williams, & J. M. G., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based Cognitive Therapy for Depression: A New Approach to Preventing Relapse*. New York: Guilford Press.

