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

مجید پورفرج*
مربی روان‌شناسی
دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بهشهر

طاهره محمودیان
مربی روان‌شناسی
دانشگاه آزاد اسلامی، واحد بهشهر

Majid Pourfaraj, PhD
Islamic Azad University
Behshahr Branch

Tahere Mahmoudian, PhD
Islamic Azad University
Behshahr Branch

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 کارترایت‌ـهاوتون، ۲۰۰۴)، مقیاس فراهیجان (میتمانسگروبر، بک، هوفر و شوبلر، ۲۰۰۹)، پرسشنامه پذیرش و عمل‌ـنسخه 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 هریک از سازه‌های فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی، بیشتر از رابطه مستقیم آن‌ها با تحمل پریشانی بود. درمجموع، 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

دریافت: ۹۸/۰۱/۲۷
پذیرش: ۹۸/۰۷/۲۱

received: 16 April 2019
accepted: 13 October 2019

Contact information: m.pourfaraj@gmail.com

مقدمه

تحمل پریشانی[1] 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[2]، فراهیجان[3] و انعطاف‌پذیری روان‌شناختی[4] 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 ازجمله 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، زمینه درگیری علمی، مسندمهارگری درونی[5]، اسنادهای مثبت[6]، انگیزش پیشرفت، خلاقیت و سازندگی، و خودمسئولیت‌پذیری[7] را در افراد فراهم کرده و حس اعتماد به خود[8] 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 محبوبی، 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.

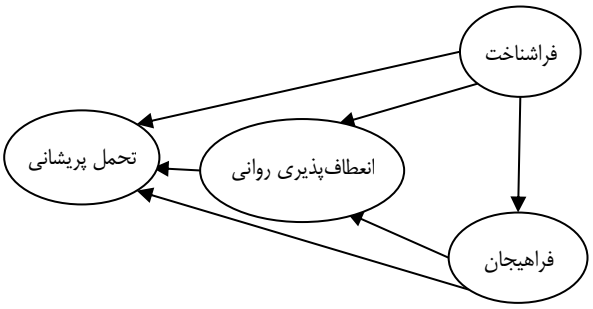
مفهوم فراهیجان برای توصیف هیجان‌های فرد توسط خود و برانگیختگی وی نسبت به آن‌ها به‌کار می‌رود (جادها، مانتالکار و جشی، ۲۰۱۷). سطوح پایین‌تر تحمل حالت‌های هیجانی منفی موجب بروز اختلال‌های روانی همچون اختلال‌های مصرف مواد، نشانه‌های پرخوری و نشانه‌های اختلال تنیدگی پس‌ضربه‌ای[9] می‌شود (ویوجانویک، داتچر و برنز، ۲۰۱۶). افزون بر آن، استفاده از روی‌آوردهای نظم‌جویی هیجانی ناکارآمد[10] و عدم نظم‌جویی هیجان‌های آشفته‌ساز[11]، 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 ناملایمات زندگی می‌دهد (سگال، ویلیامز و تیزدیل، ۲۰۰۲). آگاهی فراشناختی، انعطاف‌پذیری شناختی که فکر و رفتار فرد را در پاسخ به تغییرات شرایط محیطی سازگار[12] می‌کند، افزایش می‌دهد. بر این اساس، شواهد پژوهشی نشان می‌دهد انعطاف‌پذیری شناختی با بهزیستی فاعلی[13] و آسیب‌پذیری[14] 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[15] نامیده می‌شوند، مانند شناخت‌درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی[16] و درمان پذیرش و تعهد[17]. 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[1] (فراشناخت)، خودآگاهی هیجانی[2] (فراهیجان) و حتی خودآگاهی حسی[3] 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 ذهن‌آگاهی از عوامل مؤثر در سلامت روانی هستند و می‌توان با تغییر باورهای فراشناختی و بالا بردن ذهن‌آگاهی (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، ذهن‌آگاهی 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)، ذهن‌آگاهی 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 احساس شکست می‌شود، نسبت به تحصیل و آموزشگاه بازخورد منفی پیدا می‌کند و به‌دنبال آن، پیامدهای عاطفی منفی به همراه خواهد داشت. بر اساس روی‌آوردهای درمانی مبتنی بر ذهن‌آگاهی، آگاهی از شناخت‌ها و هیجان‌ها که مقدمه‌ای برای پذیرش آن‌ها است، مؤلفه اصلی انعطاف‌پذیری روانی است و انعطاف‌پذیری روانی عامل مهمی در تطبیق با شرایط پرتنش و تحمل پریشانی‌های روانی به‌حساب می‌آید (هیز، ۲۰۱۰). با توجه به مبانی مطرح‌شده بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی رابطه وجود دارد. بررسی انجام‌شده توسط نویسندگان نشان می‌دهد تاکنون پژوهشی که به بررسی رابطه بین این عوامل در کنار هم به‌صورت یک مدل نظری بپردازد انجام نشده است؛ بنابراین، با توجه به مطالب ذکر شده، این پژوهش قصد دارد نقش واسطه‌ای انعطاف‌پذیری روانی در رابطه بین فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی را با توجه به مدل مفروض زیر بیازمایند (شکل ۱).



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؛

1. cognitive self-awareness 2. emotional self-awareness 3. sensory self-awareness

بنابراین ۶ کلاس از هر واحد دانشگاهی و درمجموع 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 استاندار ۳/۴۱ بود.

مقیاس تحمل پریشانی[1] (سیمونز و گاهر، ۲۰۰۵). این ابزار خودگزارش‌دهی که به‌منظور سنجش تحمل پریشانی هیجانی ساخته شده است، دارای ۱۵ مادّه و چهار زیرمقیاس تحمل پریشانی هیجانی[2]، جذب شدن به‌وسیله هیجان‌های منفی[3]، برآورد ذهنی پریشانی[4]، و نظم‌جویی تلاش‌ها برای تسکین پریشانی[5] است. مادّه‌های 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 به‌ترتیب ۰/۷۲، ۰/۸۲، ۰/۷۸ و ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۲ به‌دست 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[6] (کلارک[7] و واتسون[8]، ۱۹۹۰) به‌ترتیب 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 به‌وسیله هیجان‌های منفی، برآورد ذهنی پریشانی، و نظم‌جویی تلاش‌ها برای تسکین پریشانی به‌ترتیب ۰/۶۹، ۰/۷۷، ۰/۷۵ و ۰/۶۷ و برای کل مقیاس ۰/۷۵ به‌دست آمد.

پرسشنامه باورهای فراشناخت[9] (ولز و کارترایت‌ـهاوتون، ۲۰۰۴). این پرسشنامه خودگزارش‌دهی که فرم کوتاه پرسشنامه فراشناخت است، ۳۰ مادّه دارد و باورهای افراد درباره تفکرشان را با زیرمقیاس‌های باور مثبت در مورد نگرانی[10]، مهارناپذیری[11]، خودآگاهی شناختی[12]، اطمینان به حافظه[13] و نیاز به مهار افکار[14] می‌سنجد. این پنج زیرمقیاس هرکدام شش مادّه را شامل می‌شوند. مادّه‌های این پرسشنامه بر اساس مقیاس چهاردرجه‌ای لیکرت (۱= موافق نیستم تا ۴= خیلی زیاد موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. ضرایب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های نام‌برده‌شده به‌ترتیب ۰/۹۲، ۰/۹۲، ۰/۹۳ و ۰/۷۲ و برای کل مقیاس ۰/۹۳ به‌دست 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[15] (میر[16]، میلر[17]، متزگر[18] و بورکووک[19]، ۱۹۹۰) ۰/۵۴ و با سیاهه پادوآ[20] (ساناویو[21]، ۱۹۸۸) ۰/۴۹ به‌دست آمد که نشانگر روایی همگرای مطلوب ابزار است (ولز و کارترایت‌ـهاوتون، ۲۰۰۴). در ایران، ضرایب آلفای کرونباخ برای زیر مقیاس‌های ابزار بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۷، برای کل پرسشنامه ۰/۹۴، و ضریب همبستگی آن با سیاهه اضطراب رگه‌ـحالت اسپیلبرگر[22] (اسپیلبرگر[23]، گورساچ[24]، لاشن[25]، وگ[26] و جاکوبز[27]، ۱۹۸۳) برابر ۰/۵۳ به‌دست آمد (شیرین‌زاده دستگیری، گودرزی، رحیمی و نظیری، ۱۳۸۷).

در این پژوهش، آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌ها بین۰/۶۶ تا ۰/۸۲ و برای کل مقیاس ۰/۷۹ به‌دست آمد.

مقیاس فراهیجان[28] (میتمانسگروبر، بک، هوفر و شولبر، ۲۰۰۹). این مقیاس خودگزارش‌دهی که فراهیجان‌های منفی و مثبت را می‌سنجد، دارای ۲۸ مادّه 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

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-consciosness
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)

شش مؤلفه خشم[1]، حقارت/شرم[2]، مهار شدید[3] و فرونشانی[4] (فراهیجان های منفی)، و شفقت[5] و علاقه[6] (فراهیجان‌های مثبت) با ضرایب آلفای به‌ترتیب 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 همگرای فراهیجان‌های مثبت در این ابزار با مؤلفه‌های هوش هیجانی پرسشنامه رگه هوش هیجانی[7] (پترایدز[8] و فارنهام[9]، 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 مقیاس۰/۶۸ به‌دست آمد.

پرسشنامه پذیرش و عمل نسخه دو[10] (بند و دیگران ۲۰۱۱). این پرسشنامه برای سنجش انعطاف‌پذیری روان‌شناختی ـاجتناب تجربی[11] به‌ویژه در ارتباط با درگیری در عمل با وجود افکار و احساسات ناخواسته تدوین شده، دارای ۷ مادّه است و انعطاف‌پذیری شناختی را مورد سنجش قرار می‌دهد. مادّه‌ها 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 بازآمایی 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[12] (بک[13]، وارد[14]، مندلسون[15]، موک[16] و ارباگ[17]، ۱۹۶۱) و مقیاس افسردگی، اضطراب و تنیدگی[18] (لاویباند[19] و لاویباند[20]، ۱۹۹۵) به‌ترتیب برابر ۰/۷۱ و ۰/۶۱ به‌دست آمد که نشانگر روایی همگرای مطلوب آن است (بند و دیگران، ۲۰۱۱). ایمانی (۱۳۹۵) 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[21] (گلدبرگ[22]، ۱۹۷۲) ۰/۳۶ و با زیرمقیاس‌های افسردگی، اضطراب و تنیدگی مقیاس افسردگی، اضطراب و تنیدگی (لاویباند و لاویباند، ۱۹۹۵) به‌ترتیب برابر ۰/۵۷، ۰/۵۵ و ۵۱/ به‌دست آمد (ایمانی، ۱۳۹۵).

در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر ۰/۷۱ به‌دست 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<۰/۰۰۱). بیشترین همبستگی بین انعطاف‌پذیری روانی و تحمل پریشانی (r=۰/۶۱) و کمترین همبستگی بین فراشناخت و فراهیجان است (r=۰/۱۷).

جدول ۱

میانگین، انحراف استاندارد و ضریب‌های همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیرها	M	SD	۱	۲	۳
۱. فراشناخت	۶۱/۶۴	۵/۳۱	–		
۲. فراهیجان	۶۸/۵۱	۵/۱۱	۰/۱۷*	–	
۳. تحمل پریشانی	۳۸/۱۴	۴/۳۱	۰/۲۴*	۰/۲۱*	–
۴. انعطاف‌پذیری روانی	۲۸/۳۹	۳/۱۸	۰/۴۷*	۰/۵۴*	۰/۶۱*

*P<۰/۰۰۱

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

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

چندگانه[1] 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[2] 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[3] 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 نرمال‌بودن 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 به‌دست آمد که کمتر از ۳ است و بر مبنای شاخص چو و بنتلر (۱۹۹۵) نشانگر رعایت مفروضه نرمال‌بودن چندمتغیری است. ماتریس همبستگی بین متغیرها که در دامنه ۰/۰۲ تا ۰/۴۹ است نیز حاکی از فقدان هم‌خطی چندگانه است.

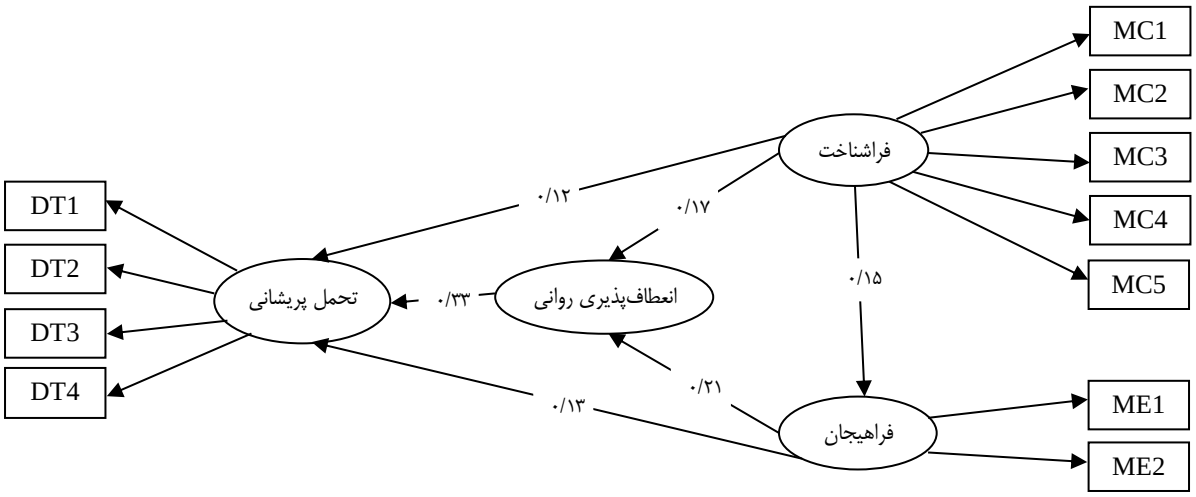
میزان برازش با استفاده از نسبت خی‌دو به درجه آزادی، شاخص برازندگی[4]، شاخص برازندگی تطبیقی[5]، شاخص برازندگی افزایشی[6] و ریشه دوم واریانس خطای تقریب[7] محاسبه شد. همان‌طور که نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد نسبت خی‌دو به درجه آزادی کمتر از ۲ است که مطلوب است، همچنین شاخص برازندگی، شاخص برازندگی تطبیقی و برازندگی 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 این‌چنین است؛ بنابراین، تمامی شاخص‌های برازش در دامنه مطلوب قرار دارند.

جدول ۲

شاخص‌های کلی برازش برای مدل مفروض

شاخص‌ها / مدل	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.



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

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

نتایج برآورد ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و اثرات کل مدل نهایی نیز نشان می‌دهد که رابطه فراشناخت و فراهیجان با تحمل پریشانی با واسطه‌گری انعطاف‌پذیری روانی بیشتر از رابطه مستقیم این متغیرها با تحمل پریشانی است (جدول ۳).

جدول ۳

ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و اثرات کل مدل نهایی

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

بحث

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 ذهن‌آگاهی نسبت به هیجان‌ها و پذیرش آن‌ها اشاره شده است. بر اساس نظریه فراهیجان نف (۲۰۰۳) نیز فراهیجان انطباقی یا مثبت، زمینه پذیرش هیجان‌ها، ذهن‌آگاهی 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 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 این‌رو، تأکید درمان‌های مبتنی بر ذهن‌آگاهی (مانند درمان پذیرش و تعهد) بر افزایش انعطاف‌پذیری روانی است که مهم‌ترین عامل آن آگاهی افراد بر همه تجارب درونی ازجمله شناخت و هیجان‌ها است. عامل مهم اثرگذار فراتر از ذهن‌آگاهی 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

بر اساس سلایق شخصی و نه بر اساس واقعیت‌ها باشد؛ درنتیجه منجر به سوگیری در پاسخ‌ها شود. همچنین این پژوهش از نوع همبستگی بود و استنباط علّی از نتایج باید بااحتیاط 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*، *۸*(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 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., … Dalgleish, 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

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, 4*8, 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.