

Research Paper

Standardization of Cognitive Avoidance and Fusion Questionnaire for Young People in Iran

Sasan Yasini¹, *Mina Mojtabaei²

1. MSc, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Social Sciences, Rodehen Branch, Islamic Azad University, Rodehen, Iran.

2. Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Social Sciences, Rodehen Branch, Islamic Azad University, Rodehen, Iran.



Citation Mojtabaei, M., & Yasini, S. (2017). [Standardization of Avoidance and Fusion Questionnaire for Young People in Iran (Persian)]. *Contemporary Psychology*, 12(2), 154-171. <http://dx.doi.org/10.32598/bjcp.12.2.154>

doi : <http://dx.doi.org/10.32598/bjcp.12.2.154>



Funding: See Page 168

Received: 15 Apr 2017

Accepted: 11 Aug 2017

Available Online: 23 Sep 2017

Keywords:

Experimental avoidance, Cognitive fusion, Youth

ABSTRACT

Objectives Experience avoidance and cognitive fusion play a role in etiology of mental disorders. Hence, it is important to recognize these components in the prevention of mental disorders. The purpose of this study was to standardize prevention and fusion questionnaire for young population of Iran.

Methods Our research design was cross-sectional. The study population were students aged 15 to 20 years studying in Tehran. Of these, 450 students were selected by convenience sampling method. To collect data, cognitive avoidance and cognitive fusion questionnaires for young people, white bear inhibition, acceptance and practice of second version, revised scale of anxiety and depression in children and mental health questionnaire were used. Data analysis was performed by exploratory and confirmatory factor analysis. Cronbach alpha coefficient showed that this questionnaire has acceptable reliability (0.80).

Results The exploratory analysis with Varimax rotation showed that factor one predicts 25.25% of total variance. Validity of confirmatory factor confirms one-factor model (RMSEA=0.06, df/ $X^2=2.134$). Convergent validity of questionnaire showed a positive relationship between avoiding and cognitive fusion, experiential avoidance, social anxiety symptoms, panic attacks, separation anxiety, depression, general anxiety, practical obsessive-compulsive disorder, and abusive thinking. The divergent validity of questionnaire also showed a significant negative relationship between avoidance and cognitive fusion and mental health.

Conclusion Based on the study results, avoidance and cognitive fusion questionnaire for young people has good psychometric properties.

*** Corresponding Author:**

Mina Mojtabaei, PhD.

Address: Department of Psychology, Faculty of Psychology and Social Sciences, Rodehen Branch, Islamic Azad University, Rodehen, Iran.

Tel: +98 (912) 4093679

E-mail: mojtabaie@riau.ac.ir

هنجاریابی پرسش‌نامه اجتناب شناختی و آمیختگی برای جوانان در ایران

ساسان یاسینی^۱، مینا مجتبابی^۲

۱- کارشناس ارشد، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم اجتماعی، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.
۲- دانشیار، گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم اجتماعی، واحد رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، رودهن، ایران.

حکیده

تاریخ دریافت: ۲۶ فروردین ۱۳۹۶

تاریخ پذیرش: ۲۰ مرداد ۱۳۹۶

تاریخ انتشار: ۰۱ مهر ۱۳۹۶

هدف: اجتناب تجربه‌ای و آمیختگی شناختی در سبب‌شناسی اختلال‌های روانی نقش دارند؛ از این رو، شناخت این مؤلفه‌ها در پیشگیری اهمیت فراوانی دارند. هدف این پژوهش هنجاریابی پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی برای جوانان در بین جوانان ایران بود.

مواد و روش‌ها: جامعه هدف، دانش‌آموزان و دانشجویان ۱۵ تا ۲۰ ساله مشغول به تحصیل در شهر تهران بودند. از این میان، ۴۵۰ نفر به شیوه در دسترس انتخاب شدند. برای گردآوری داده‌ها از پرسش‌نامه‌های اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان، بازداری خرس سفید، پذیرش و عمل نسخه دوم، مقیاس تجدیدنظر شده اضطراب و افسردگی کودک و پرسش‌نامه سلامت روان استفاده شد. داده‌ها به روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی تجزیه و تحلیل شد.

یافته‌ها: نتایج ضریب آلفای کرونباخ نشان داد این پرسش‌نامه‌ها پایایی قابل قبولی دارند (۰/۸۰). همچنین تحلیل عامل اکتشافی با چرخش واریمکس نشان داد عامل اول ۲۵/۲۵ درصد از واریانس کل را واریانس کل را پیش‌بینی می‌کند. رویی عامل تأییدی نیز مدل تک‌عاملی را تأیید می‌کند (RMSEA=۰/۰۶، $X^2/df=2/134$). رویی همگرای پرسش‌نامه نشان داد بین اجتناب و آمیختگی شناختی، اجتناب تجربه‌ای، نشانه‌های اضطراب اجتماعی، حمله وحشت‌زدگی، اضطراب جدایی، افسردگی، اضطراب فراگیر، وسواس فکری عملی و فرونشانی تفکر، رابطه مثبت وجود دارد. رویی واگرایی پرسش‌نامه نیز نشان داد بین اجتناب و آمیختگی شناختی و سلامت روان رابطه منفی معناداری وجود دارد.

نتیجه‌گیری: نتایج این پژوهش حاکی از این است که پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی دارد.

کلیدواژه‌ها:

اجتناب تجربه‌ای، آمیختگی شناختی، جوانان

مقدمه

اضطراب فراگیر ۶۵ درصد، اختلال وسواس فکری عملی ۵۷ درصد، اختلال فوبی خاص ۵۳ درصد، اختلال افسردگی عمده ۶۸ درصد، و اختلال دیستایمیک ۷۶ درصد با هر نوع اختلال خلقی و اضطرابی همبودی دارند (براون، کمپبل، لهن، گریشمن و منسیل، ۲۰۰۱).

نتایج پژوهشی نشان داد اضطراب در ۳۷ درصد از موارد هم‌زمان یا قبل از افسردگی اتفاق می‌افتد، اما افسردگی در ۳۲ درصد از موارد هم‌زمان یا قبل از اضطراب اتفاق می‌افتد. در مجموع، ۷۲ درصد از افرادی که سابقه اضطراب داشته‌اند، افسردگی و ۴۸ درصد از موارد با سابقه افسردگی در طول عمر، اضطراب دارند (مفیت و همکاران، ۲۰۰۷). نتایج همسان حاصل از مطالعات همبودی به واقعیت بالینی مهم و کاربردی‌ای اشاره می‌کند که عبارت است از: بیماری که فقط با یک اختلال اضطرابی یا خلقی برای درمان مراجعه می‌کند بیشتر از اینکه یک قاعده باشد، یک استثناست (ردریگز و همکاران، ۲۰۰۴).

دوره نوجوانی و جوانی دوره گذر از یک مرحله به مرحله دیگر است. در این دوره تغییرات زیادی اتفاق می‌افتد که احتمال ابتلا به مشکلات روان‌شناختی را افزایش می‌دهد. اختلال‌های اضطرابی و افسردگی جزء رایج‌ترین نشانگان روان‌شناختی هستند که افراد در تمام سنین به آن مبتلا می‌شوند، اما در سنین نوجوانی و جوانی این مسئله بیشتر اتفاق می‌افتد (بیدرمن، فاراوان، مایک و لاون، ۱۹۹۵).

همبودی بسیار زیادی که بین اختلال‌های روانی، به‌ویژه اختلال‌های اضطرابی و خلقی مختلف وجود دارد، محل توجه بسیاری از پژوهشگران و متخصصان بالینی بوده است که در سال‌های اخیر با این نوع از اختلال‌ها مواجه بوده‌اند؛ برای مثال، در پژوهشی نشان داده شد اختلال حمله وحشت‌زدگی ۴۲ درصد، اختلال اضطراب اجتماعی ۴۵ درصد، اختلال

* نویسنده مسئول:

دکتر مینا مجتبابی

نشانی: رودهن، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رودهن، دانشکده روان‌شناسی و علوم اجتماعی، گروه روان‌شناسی.

تلفن: ۴۰۹۳۶۷۹ (۹۱۲) ۹۸+

پست الکترونیکی: mojtabaie@riau.ac.ir

آن‌ها نقش دارد. از طرف دیگر سطوح بالای ارتباط تجربی به طور مثبتی با پیامدهای خوب در درمان رابطه دارد (هیز و همکاران، ۱۹۹۹). علاوه بر این، اجتناب از هیجان ممکن است منجر به افزایش متناقض در تجربه هیجانی شود؛ برای مثال اسلون^۴ (۲۰۰۴) دریافت افرادی که اجتناب تجربه‌ای زیادی دارند، واکنش هیجانی بیشتری به فیلم برانگیزاننده هیجان (ترس، نفرت یا خوشحالی) نشان می‌دهند. به علاوه، در جمعیت‌های بالینی و غیربالینی، اجتناب تجربه‌ای به میزان زیادی با ابزارهای آسیب‌شناسی روانی عمومی رابطه دارد (هیز، استراسول، ویلسون و بیست، ۲۰۰۴).

در پژوهش دیگری نشان داده شد اجتناب تجربه‌ای با اختلال اضطراب فراگیر و ابزارهای خاص اضطراب و افسردگی در جمعیت بالینی و غیربالینی رابطه دارد (رومر، سلترز، رافا و ارسیلو، ۲۰۰۵). در فراتحلیلی که هیز، لوما، بند، ماسودا و لیلیز^۵ (۲۰۰۶) انجام دادند این یافته به دست آمد که سطوح اجتناب تجربه‌ای ۱۶ تا ۲۸ درصد از واریانس مشکلات سلامت رفتاری را به طور کلی تشکیل می‌دهد. همچنین یافته‌ها نشان دادند اجتناب تجربه‌ای به میزان زیادی با افسردگی، استرس، اضطراب و ناراحتی روان‌شناختی کلی رابطه دارد. در همین راستا، افکار تکرارشونده منفی^۶ شامل نگرانی و نشخوار فکری به عنوان فرایندهایی که شبیه به آمیختگی شناختی هستند نشان داده شده است که منجر به افزایش اضطراب و خلق منفی می‌شوند و همچنین با دیگر اختلال‌های روانی نیز رابطه دارند (الدو و نولن هوکسیم، ۲۰۱۰؛ مکاوی، واتسون، واتکینز و ناتان، ۲۰۱۳).

با وجود پیشرفت‌های اساسی در جمعیت بزرگسالان، اطلاعات کمی درباره نقش انعطاف‌ناپذیری شناختی در دوران کودکی و جوانی (نوجوانی و اواخر نوجوانی یا اوایل بزرگسالی) وجود دارد. مانع عمده در پژوهش درباره جوانان، نبود ابزار مناسب برای ارزیابی فرایندهایی مانند آمیختگی شناختی و اجتناب تجربه‌ای است. ابزارهای متعددی در این زمینه مختص بزرگسالان وجود دارد؛ شامل پرسش‌نامه پذیرش و عمل^۷ (هیز و همکاران، ۲۰۰۴)، مقیاس بازداری خرس سفید^۸ (وگنر و زاناکوس، ۱۹۹۴)، مقیاس کنترل هیجان^۹ (راگر و نجاریان، ۱۹۸۹) و غیره. اولین گام برای پرکردن فاصله و کاهش این مشکل، ایجاد ابزاری در زمینه فرایند اجتناب تجربه‌ای و آمیختگی شناختی برای جوانان یا استفاده از ابزار موجود در این زمینه و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی آن است.

دلایل و نظریه‌های مختلفی برای تبیین وجود همبودی مطرح شده‌اند و نقدهای متعددی نیز به این واسطه به سیستم تشخیصی طبقه‌بندی DSM شده است (کلارک و واتسون، ۱۹۹۱؛ کلارک، واتسون و رینولدز، ۱۹۹۵). در این راستا آنچه بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد نقش مؤلفه‌های مشترک در سبب‌شناسی و تداوم اختلال‌های روانی، به‌ویژه اختلال‌های اضطرابی و افسردگی و همبودی آن‌ها با یکدیگر است. رویکرد پذیرش و تعهد، اختلال‌های روانی مختلف از جمله اختلال‌های هیجانی را به صورت آسیب‌های روانی در نظر می‌گیرد که فرایندهای مشترکی در تداوم آن‌ها دخالت دارند. دو مورد از متغیرهای مشترک، اجتناب تجربه‌ای^۱ و آمیختگی شناختی^۲ هستند که برای مثال اجتناب تجربه‌ای هسته اصلی اختلال‌های اضطرابی است. (فورنایت و ایفرت، ۱۹۹۶).

از دیدگاه درمان مبتنی بر پذیرش و تعهد، درد و رنج فراگیر و متداول و آسیب‌شناسی روانی انسان، به طور عمده ناشی از اثرات محدودکننده زبان در دو حیطه اساسی است که عبارتند از: آمیختگی شناختی و اجتناب تجربه‌ای. این دو فرایند به انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی^۳ منجر می‌شود. انعطاف‌ناپذیری یعنی ناتوانی در تنظیم رفتار هنگام بررسی چگونگی مؤثر بودن آن رفتار (یعنی تغییر رفتار، هنگامی که تغییر ضروری است و ثبات رفتاری هنگام نیاز)؛ همچنین به معنی ناتوانی در دستیابی به نتایج مطلوب نیز هست (هیز و استروسال، ۲۰۰۴).

طبق دیدگاه درمان پذیرش و تعهد، انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی به وسیله دو فرایند مرتبط با هم ایجاد می‌شود که عبارتند از: آمیختگی شناختی و اجتناب تجربه‌ای. آمیختگی شناختی به درگیری در محتوای رویدادهای خصوصی برمی‌گردد. به جای توجه به فرایند مداوم تفکر و احساس، آمیختگی شامل وابستگی به محتوای رویدادهای خصوصی و پاسخ به محتوا به صورتی است که انگار واقعیت دارد (کاشدان و روتنبرگ، ۲۰۱۰). به همین ترتیب، آمیختگی شناختی به اجتناب تجربه‌ای یا تمایل‌نداشتن به تجربه رویدادهای خصوصی و تلاش برای اجتناب، مدیریت، تغییر یا کنترل فراوانی، فرم یا حساسیت موقعیتی برمی‌گردد (هیز و گریفورد، ۱۹۹۷). اجتناب تجربه‌ای در نقطه مقابل پذیرش روان‌شناختی قرار دارد. پذیرش روان‌شناختی یعنی بازبودن یا تمایل به تجربه رویدادها به طور کامل؛ همان‌طور که هستند، بدون چالش یا دفاعی شدن در مقابل آن‌ها (هیز، استروسال و ویلسون، ۱۹۹۹).

تلاش برای اجتناب از تجارب درونی، فرایندی است که در بسیاری از مشکلات روان‌شناختی مشترک است و در تداوم

4. Sloan

5. Hayes, Luoma, Bond, Masuda, & Lillis

6. Repetitive negative thoughts

7. Acceptance and Action Questionnaire (AAQ)

8. White Bear Suppression Inventory (WBSI)

9. Emotion Control Questionnaire (ECQ2)

1. Experiential avoidance

2. Cognitive fusion

3. Psychological inflexibility

بر این، در ایران تا به حال ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان بررسی نشده است و هنجاریابی این پرسش‌نامه در نمونه ایرانی می‌تواند علاوه بر روشن‌تر کردن فرایندهای آمیختگی شناختی و اجتناب تجربه‌ای، پرسش‌نامه‌ای را در اختیار پژوهشگران و متخصصان بالینی قرار دهد تا به واسطه آن به درک بیشتر عوامل زمینه‌ساز و تداوم‌بخش اختلال‌های اضطرابی و افسردگی و دیگر اختلال‌های روانی کمک شود و در نتیجه مداخلات درمانی بهبود یابند. به همین دلیل این پژوهش در صدد است فرایند اجتناب تجربه‌ای و آمیختگی شناختی هیجانی را زیر چتر انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی بررسی کند. به طور کلی می‌توان هدف این پژوهش را هنجاریابی پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان در جمعیت جوانان ایرانی دانست.

روش

نوع پژوهش حاضر مقطعی است. جامعه آماری شامل دانش‌آموزان و دانشجویان در دامنه سنی ۱۵ تا ۲۰ سال شهر تهران در سال ۱۳۹۶ است. چون روش تحلیل در مرحله اول و دوم تحلیل عاملی است، برای انجام این تحلیل پیشنهاد شده است به ازای هر ماده یا گزینه ۲۰ نمونه باید وجود داشته باشد (میرزا، گمست و گوارینو، ۲۰۰۶) و چون پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان دارای ۱۷ ماده است، حداقل به ۳۴۰ نمونه در هر زیرمطالعه نیاز است. همچنین با استفاده از فرمول کوکران نیز ۳۸۴ نمونه به دست آمد. در مجموع، با توجه به احتساب ریزش برای هر زیرمطالعه ۴۵۰ نمونه در نظر گرفته شد.

روش نمونه‌گیری در هر دو مرحله به صورت در دسترس بود. به این صورت که از تمام افراد در دبیرستان‌ها و دیگر اماکنی که در دامنه سنی مدنظر بودند و به شرکت در پژوهش تمایل داشتند، به شرکت در پژوهش دعوت شدند. به منظور گردآوری داده‌ها از پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی استفاده شد.

پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی برای جوانان

گریکو و همکاران (۲۰۰۸) این پرسش‌نامه را ساخته‌اند. این پرسش‌نامه خودگزارشی ۱۷ ماده دارد و انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی را در نوجوانان و جوانان ارزیابی می‌کند. ماده‌ها نشان‌دهنده فرایندهای آمیختگی شناختی (برای مثال چیزهای بدی درباره خودم که فکر می‌کنم باید درست باشند) و اجتناب تجربه‌ای (برای مثال افکار و احساساتی را که دوست ندارم، از خودم دور می‌کنم) است و بر روی مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ (به هیچ وجه درست نیست)، تا ۵ (خیلی درست است) درجه‌بندی می‌شود. به دلیل رابطه زیادی که بین اجتناب تجربه‌ای و آمیختگی شناختی وجود دارد، این پرسش‌نامه به صورت ابزار تک‌عاملی است و این دو سازه مجزا نیستند (گریکو و همکاران، ۲۰۰۸).

در همین راستا، گریکو و لمبرت و بائر^{۱۰} (۲۰۰۸) پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی را برای جوانان^{۱۱} ساختند که پرسش‌نامه‌ای ۱۷ ماده‌ای و از نوع خودگزارشی دهی است که انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی را در نوجوانان و جوانان ارزیابی می‌کند. ماده‌ها نشان‌دهنده فرایندهای آمیختگی شناختی (برای مثال چیزهای بدی درباره خودم که فکر می‌کنم باید درست شوند) و اجتناب تجربه‌ای (برای مثال افکار و احساساتی را که دوست ندارم، از خودم دور می‌کنم) است و بر روی مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ (به هیچ وجه درست نیست)، تا ۵ (خیلی درست است)، درجه‌بندی می‌شود. به دلیل رابطه زیادی که بین اجتناب تجربه‌ای و آمیختگی شناختی وجود دارد، این پرسش‌نامه به صورت ابزار تک‌عاملی است و این دو سازه مجزا نیستند.

تحلیل عامل اکتشافی نسخه اصلی این پرسش‌نامه نشان داده است تنها یک عامل واحد وجود دارد که ۳۱/۴ درصد از کل واریانس را تبیین می‌کند. همچنین تحلیل روایی تأییدی نیز روابودن این پرسش‌نامه را نشان داده است. همچنین AFQ-Y روایی درونی قابل قبولی داشته است (۰/۹۰). علاوه بر این، AFQ-Y با ابزارهای اضطراب، فرونشانی و کاهش عملکرد رابطه مثبت و با حضور ذهن و کیفیت زندگی رابطه منفی داشته است (گریکو و همکاران، ۲۰۰۸). در پژوهش دیگری نشان داده شد این پرسش‌نامه با ابزار حضور ذهن رابطه منفی و با ابزار فرونشانی تفکر رابطه مثبتی داشته است. همچنین این پرسش‌نامه با ابزارهایی مثل همدلی با خود، خودکارآمدی و خودارزشمندی رابطه منفی داشته است. همچنین این پرسش‌نامه با ابزارهای آسیب‌شناسی روانی رابطه مثبتی داشته است (موریس و همکاران، ۲۰۱۷). در مطالعه دیگری نیز نشان داده شد AFQ-Y روایی اکتشافی و تأییدی و درونی قابل قبولی داشته است. همچنین با ابزارهای آسیب‌شناسی روانی رابطه مثبت و با ابزارهای سلامت روان رابطه منفی داشته است که تمام این‌ها حاکی از اعتبار واگرا و همگرایی قابل قبول این ابزار است (رنشواو، ۲۰۱۶).

نقش اجتناب تجربه‌ای و آمیختگی شناختی و انعطاف‌ناپذیری روان‌شناختی در سبب‌شناسی و تداوم دامنه‌ای از اختلال‌های روانی شامل اضطراب و افسردگی و رابطه این فرایندها با سلامت روان و کارکرد و کیفیت زندگی به صورت مستقیم و غیرمستقیم در پژوهش‌های پیشین محرز شده است (فینستاین و همکاران، ۲۰۱۱؛ فرگوس و همکاران، ۲۰۱۲؛ لیوهیم و همکاران، ۲۰۱۶؛ سیمون و وریون، ۲۰۱۶؛ بولانگر، هایز و پیستورلو، ۲۰۱۰؛ تول، گراتز، سالترز، و رومر، ۲۰۰۴؛ چاولا و اوستافین، ۲۰۰۷؛ کاشدان و روتنبرگ، ۲۰۱۰؛ هایز، ویلسون، گیفورد، فولت و استروشل، ۱۹۹۶).

از طرف دیگر، به این فرایندها در میان جمعیت نوجوانان و جوانان، به‌ویژه در کشور ایران کمتر پرداخته شده است. علاوه

10. Greco, Lambert & Baer

11. Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth (AFQ-Y)

به طور کلی نتایج جدول شماره ۲ نشان می‌دهد مقادیر مرتبط با همبستگی تمامی سؤال‌ها با کل آزمون، در راستای تحلیل مؤلفه‌های اصلی، بالاتر از ۰/۳۰ است که نشان از همبستگی بالای بین مؤلفه‌ها با کل آزمون و مناسب بودن آن برای تحلیل عاملی است. دومین مرحله از تحلیل عاملی مربوط به استخراج عوامل اولیه است. به منظور تعیین اینکه آزمون از چه عواملی تشکیل شده است، ابتدا عوامل اولیه پرسش‌نامه استخراج می‌شود. برای استخراج عامل‌ها از ماتریس همبستگی و روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شد؛ زیرا هدف، تبیین کل واریانس ماتریس همبستگی بود. همچنین برای تعیین اینکه چند عامل مناسب برای چرخش وجود دارد، ملاک کیسر و آزمون اسکری کتل بررسی شد.

در جدول شماره ۳ مقادیر ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین شده هر یک از عوامل، قبل و بعد از چرخش نشان داده شده است. اولین مؤلفه اصلی بیشترین مقدار ارزش ویژه را دارد و بیشترین مقدار واریانس را تبیین می‌کند. مؤلفه‌های دیگر به ترتیب اهمیت، یعنی بر پایه مقدار واریانس که تبیین می‌کنند استخراج می‌شوند. همچنین ارزش‌های ویژه و درصد واریانس تبیین شده به وسیله عامل‌ها، بعد از چرخش عامل‌ها نشان داده شده است. نتایج تحلیل عاملی نشان داد مجموع واریانس تبیین شده با این مقیاس ۵۳/۷۱ درصد است که ۲۵/۲۵۳ درصد آن مربوط عامل اول است.

در جدول شماره ۴ بارهای عاملی گویه‌ها در عامل‌های استخراج شده نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اغلب سؤال‌ها به جز سؤال ۱۱ روی عامل اول بار عاملی دارند. هر چند بسیاری از منابع بر حذف سؤال‌هایی تأکید دارند که در بیش از یک عامل بار عاملی دارند، اما از آنجایی که هدف اعتباریابی یک ابزار است و عامل اول، پوشش‌دهنده آیت‌هایی است که به لحاظ نظری نیز تأیید شده‌اند، از حذف آن‌ها اجتناب می‌شود.

یکی از معیارها در انتخاب این عامل‌ها، توجه به ارزش ویژه بالاتر از یک است. ارزش ویژه، میزان واریانس گویه‌ها بر مبنای یک عامل است؛ مقداری از واریانس کل آزمون که به وسیله یک عامل خاص برآورد می‌شود و با تقسیم ارزش ویژه هر عامل بر تعداد سؤال‌ها به دست می‌آید. نمودار اسکری کتل (تصویر شماره ۱) نشان می‌دهد اولین عامل، بیشترین ارزش ویژه را به خود اختصاص داده است و مشاهده بارهای عاملی و ساختار عاملی نیز این نتایج را تأیید می‌کند؛ چراکه قسمت اعظم آیت‌ها در عامل اول بار عاملی دارند، حتی آیت‌هایی که دیگر عامل‌ها را شکل داده‌اند در عامل اول بار عاملی چشمگیری دارند و به نظر می‌رسد این مقیاس تک‌عاملی است. البته با یک پژوهش در مطالعه درون‌فرهنگی نمی‌توان درباره ساختار عاملی یک مقیاس به راحتی تصمیم‌گیری کرد.

به طور کلی نتایج تحلیل عاملی اکتشافی به همراه نمودار

تحلیل عامل اکتشافی نسخه اصلی این پرسش‌نامه نشان داده است که تنها یک عامل واحد وجود دارد که ۳۱/۴ درصد از کل واریانس را تبیین می‌کند. همچنین تحلیل روایی تأییدی نیز روابودن این پرسش‌نامه را نشان داده است. همچنین AFQ-Y دارای روایی درونی قابل قبولی بوده است (۰/۹۰). علاوه بر این، AFQ-Y با ابزارهای اضطراب، فرونشانی و کاهش عملکرد رابطه مثبت و با حضور ذهن و کیفیت زندگی رابطه منفی داشته است (گریکو و همکاران، ۲۰۰۸). طریقه نمره‌گذاری به این شکل است که این پرسش‌نامه نمره معکوس ندارد و جمع نمره‌ها محاسبه می‌شود.

در زیرمطالعه اول، برای ارزیابی روایی عامل، از روش تحلیل عامل اکتشافی استفاده شد. همچنین، همسانی درونی به وسیله روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و اعتبار همگرا و واگرا به وسیله همبستگی پیرسون ارزیابی شد. برای تمام این ارزیابی‌ها از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۳ استفاده شد. در مرحله دوم، برای انجام روایی عاملی، از روش تحلیل عاملی تأییدی و از نرم‌افزار AMOS نسخه ۲۳ استفاده شد. همچنین نقطه برش به وسیله انحراف معیار و میانگین محاسبه شد.

یافته‌ها

زیرمطالعه اول

قبل از انجام تحلیل عامل اکتشافی، پیش‌فرض‌ها شامل نرمال بودن داده‌ها بررسی شد. به منظور ارزیابی نرمال بودن توزیع داده‌ها، از کجی و کشیدگی استفاده شد؛ به این معنی که وقتی میزان کجی و کشیدگی بین ۱ و ۱- باشد توزیع از نرمال بودن پیروی می‌کند و هرچه این توزیع به انتهای ۱ و ۱- نزدیک‌تر باشد، میزان کجی و کشیدگی کاهش می‌یابد (میرز و همکاران، ۲۰۰۶). در جدول شماره ۱، میانگین، انحراف استاندارد، کجی و کشیدگی تمام متغیرهای پژوهش نشان داده شده است. به طور کلی نتایج نشان داد داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند.

تحلیل عامل اکتشافی

در اولین قدم، یک ماتریس همبستگی و ماتریس ضد تصویر از تمام متغیرهایی که در تحلیل وارد می‌شوند، تهیه و بررسی شد و نتایج حاکی از مورد قبول بودن هر دو ماتریس بود. همچنین پیش از اجرای تحلیل عامل، کفایت نمونه‌گیری و آزمون کرویت پارتلت بررسی شدند. اندازه‌گیری کفایت نمونه‌گیری با کمک آزمون کایزر مایر و اولکین صورت گرفت. مقادیر کوچک KMO بیانگر این است که همبستگی بین زوج متغیرها را نمی‌توان از طریق سایر متغیرها تبیین کرد. نتایج نشان داد مقدار KMO برابر با ۰/۸۴ است و مقدار آزمون پارتلت $X^2=1329/428$ ، $df=136$ ، $P=0/001$ و معناداری آن، نشان می‌دهد کاربرد مدل تحلیل عاملی برای داده‌های حاضر، مناسب است.

جدول ۱. میانگین، انحراف استاندارد، کجی و کشیدگی متغیرهای پژوهش

| بررسی‌های توصیفی | AFQ | GHQ | AAQ | WBSI | SAD | Panic | MDD | Sep.Anx | GAD | OCD |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|---------|-------|-------|
| میانگین | ۲۸/۲۵ | ۳۱/۴۸ | ۴۴/۶۲ | ۴۸/۳۱ | ۱۰/۹۶ | ۷/۴۲ | ۸/۹۳ | ۴/۸۵ | ۷/۱۶ | ۵/۷۷ |
| انحراف معیار | ۱۰/۷۸ | ۱۳/۱۰ | ۱۰/۰۳ | ۹/۳۴ | ۵/۲۳ | ۵/۱۹ | ۵/۷۹ | ۳/۷۲ | ۳/۵۹ | ۳/۴۹ |
| کجی | ۰/۱۴ | ۰/۳۲ | -۰/۱۳ | -۰/۰۶ | ۰/۳۱ | ۰/۵۱ | ۰/۴۹ | ۰/۵۹ | ۰/۳۷ | ۰/۲۸ |
| کشیدگی | -۰/۳۰ | -۰/۲۲ | -۰/۴۷ | -۰/۰۱ | -۰/۲۷ | -۰/۴۳ | ۰/۲۵ | -۰/۴۵ | -۰/۳۴ | -۰/۴۶ |
| کمترین | ۱ | ۰ | ۱۸ | ۲۵ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ | ۰ |
| بیشترین | ۶۰ | ۷۳ | ۶۹ | ۷۵ | ۲۵ | ۲۵ | ۲۶ | ۱۶ | ۱۷ | ۱۵ |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

جدول ۲. میزان اشتراک گویه‌ها با کل پرسش‌نامه

| گویه‌ها | اشتراک | گویه‌ها | اشتراک | گویه‌ها | اشتراک | گویه‌ها | اشتراک | گویه‌ها | اشتراک |
|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| ۱ | ۰/۶۶ | ۵ | ۰/۵۲ | ۹ | ۰/۵۲ | ۱۳ | ۰/۵۸ | ۱۷ | ۰/۳۲ |
| ۲ | ۰/۵۹ | ۶ | ۰/۵۷ | ۱۰ | ۰/۶۴ | ۱۴ | ۰/۵۷ | | |
| ۳ | ۰/۴۷ | ۷ | ۰/۶۰ | ۱۱ | ۰/۵۹ | ۱۵ | ۰/۴۴ | | |
| ۴ | ۰/۵۱ | ۸ | ۰/۴۶ | ۱۲ | ۰/۴۳ | ۱۶ | ۰/۶۴ | | |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

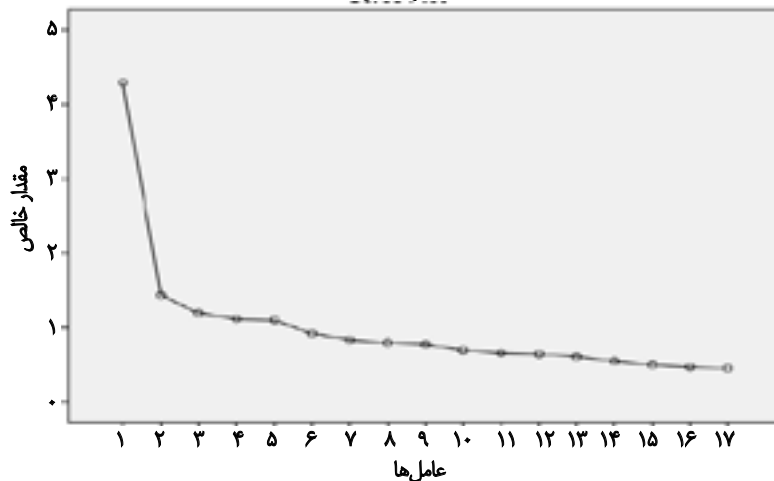
اسکری کتل (تصویر شماره ۱) و نتایج بارهای عاملی قبل و بعد از چرخش نشان داد پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان بهتر است به صورت تک‌عاملی در نظر گرفته شود.

روایی درونی و روایی آیت‌های پرسش‌نامه

به منظور بررسی اعتبار این پرسش‌نامه، آلفای کرونباخ پرسش‌نامه محاسبه شد و عدد ۰/۸۰ به دست آمد که نشان می‌دهد این

پرسش‌نامه همسانی درونی قابل قبولی دارد. همچنین به منظور بررسی همسانی آیت‌های پرسش‌نامه، همبستگی هر آیت با نمره کل پرسش‌نامه و آلفای کرونباخ در صورت حذف هر آیت محاسبه شد. نتایج جدول شماره ۵ نشان می‌دهد همبستگی تمام آیت‌ها با نمره کل به غیر از آیت ۱۱، بالای ۰/۳۰ است که نشان‌دهنده روایی قابل قبول است. همچنین در صورت حذف تمام آیت‌ها به غیر از آیت ۱۱، روایی درونی پایین می‌آید که این نتیجه نیز نشان می‌دهد آیت‌های این پرسش‌نامه همسانی درونی قابل قبولی دارند.

اسکری کتل



دوفصلنامه روانشناسی معاصر

تصویر ۱. نمودار اسکری کتل

جدول ۳. ارزش‌های ویژه و مجموع مجذور بارهای عاملی استخراج‌شده قبل و بعد از چرخش واریمکس

| مؤلفه‌ها | ارزش‌های ویژه اولیه | | | مجموع مجذور بارهای عاملی | | | مجموع مجذور بارهای عاملی چرخش یافته | | |
|----------|---------------------|--------------|-------------|--------------------------|--------------|-------------|-------------------------------------|--------------|-------------|
| | کل | درصد واریانس | درصد تراکمی | کل | درصد واریانس | درصد تراکمی | کل | درصد واریانس | درصد تراکمی |
| ۱ | ۴/۲۹ | ۲۵/۲۵ | ۲۵/۲۵ | ۴/۲۹ | ۲۵/۲۵ | ۲۵/۲۵ | ۲/۲۳ | ۱۳/۱۰ | ۱۳/۱۰ |
| ۲ | ۱/۴۳ | ۸/۴۴ | ۳۳/۶۹ | ۱/۴۳ | ۸/۴۴ | ۳۳/۶۹ | ۱/۹۲ | ۱۱/۳۰ | ۲۴/۴۱ |
| ۳ | ۱/۱۹ | ۷/۰۱ | ۴۰/۷۰ | ۱/۱۹ | ۷/۰۱ | ۴۰/۷۰ | ۱/۸۹ | ۱۱/۱۲ | ۲۵/۵۲ |
| ۴ | ۱/۱۱ | ۶/۵۵ | ۴۷/۴۳ | ۱/۱۱ | ۶/۵۵ | ۴۷/۴۳ | ۱/۶۸ | ۹/۹۰ | ۴۵/۴۳ |
| ۵ | ۱/۱۰ | ۶/۴۷ | ۵۳/۷۱ | ۱/۱۰ | ۶/۴۷ | ۵۳/۷۱ | ۱/۴۱ | ۸/۲۹ | ۵۳/۷۱ |
| ۶ | ۰/۹۲ | ۵/۳۹ | ۵۹/۱۱ | | | | | | |
| ۷ | ۰/۸۳ | ۴/۸۷ | ۶۳/۹۸ | | | | | | |
| ۸ | ۰/۷۹ | ۴/۶۶ | ۶۸/۶۴ | | | | | | |
| ۹ | ۰/۷۷ | ۴/۵۴ | ۷۳/۱۸ | | | | | | |
| ۱۰ | ۰/۶۹ | ۴/۰۸ | ۷۷/۲۶ | | | | | | |
| ۱۱ | ۰/۶۵ | ۳/۸۴ | ۸۱/۱۰ | | | | | | |
| ۱۲ | ۰/۶۴ | ۳/۷۶ | ۸۴/۸۶ | | | | | | |
| ۱۳ | ۰/۶۱ | ۳/۵۷ | ۸۸/۴۳ | | | | | | |
| ۱۴ | ۰/۵۵ | ۳/۲۲ | ۹۱/۶۵ | | | | | | |
| ۱۵ | ۰/۵۰ | ۲/۹۳ | ۹۴/۵۸ | | | | | | |
| ۱۶ | ۰/۴۷ | ۲/۷۶ | ۹۷/۳۷ | | | | | | |
| ۱۷ | ۰/۴۵ | ۲/۶۶ | ۱۰۰ | | | | | | |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

وحشت‌زدگی، اضطراب جدایی، افسردگی، اضطراب فراگیر، وسواس فکری عملی و فرونشانی تفکر رابطه مثبت و معنی‌داری ($P < 0/01$) وجود دارد که نشان می‌دهد پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان روایی همگرایی قابل قبولی دارد. همچنین نتیجه همبستگی نشان داد بین اجتناب و آمیختگی شناختی و سلامت روان رابطه منفی معناداری وجود دارد ($P < 0/01$) که نشان می‌دهد پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان روایی واگرایی قابل قبولی نیز دارد. به طور کلی نتیجه بررسی روایی همگرا و واگرایی پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان نشان می‌دهد این پرسش‌نامه روایی قابل قبولی دارد.

پایایی آزمون بازآزمون پرسش‌نامه

به منظور بررسی پایایی آزمون بازآزمون (فاصله بین دو زمان اجرا ۱۰ روز بوده است)، از همبستگی درون طبقه‌ای^{۱۲} بین دو بار

12. Intra-class correlation

روایی همگرا و واگرایی پرسش‌نامه

به منظور بررسی سؤال‌های سوم و چهارم، همبستگی بین نمره کل پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان و خرده‌مقیاس‌های تجدیدنظرشده اضطراب و افسردگی کودک و نوجوان، همبستگی بین نمره کل پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان، نمره کل پرسش‌نامه بازداری خرس سفید (فرونشانی تفکر)، همبستگی بین نمره کل پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان و نمره کل پرسش‌نامه پذیرش و عمل نسخه دوم بررسی شد. همچنین به منظور بررسی سؤال چهارم، همبستگی بین نمره کل پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان و نمره کل پرسش‌نامه سلامت روان بررسی شد. به این منظور از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. نتایج همبستگی در جدول شماره ۶ ارائه شده است.

نتایج جدول شماره ۶ نشان می‌دهد بین اجتناب و آمیختگی شناختی، اجتناب تجربه‌ای، نشانه‌های اضطراب اجتماعی، حمله

جدول ۴. ماتریس عاملی بعد از چرخش پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان

| شماره سؤال | عامل‌ها | | | | |
|------------|---------|------|------|------|-------|
| | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ |
| AFQ6 | ۰/۶۵ | | | | |
| AFQ5 | ۰/۵۵ | | | | |
| AFQ2 | ۰/۵۲ | | | | |
| AFQ1 | ۰/۵۱ | | | | ۰/۴۲ |
| AFQ3 | ۰/۵۰ | | | | |
| AFQ14 | ۰/۴۹ | | | | -۰/۳۳ |
| AFQ7 | ۰/۴۸ | | | | |
| AFQ13 | ۰/۴۸ | | | | |
| AFQ4 | ۰/۴۷ | | | | |
| AFQ17 | ۰/۴۶ | | | | |
| AFQ15 | ۰/۴۶ | | | | |
| AFQ12 | ۰/۴۰ | | | | |
| AFQ11 | | ۰/۴۹ | | | |
| AFQ8 | | ۰/۳۵ | | | |
| AFQ10 | | | ۰/۵۲ | | |
| AFQ9 | | | | | |
| AFQ16 | | | | ۰/۵۰ | |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

روایی تأییدی پرسش‌نامه

داده‌های مربوط به نمونه دوم با استفاده از تحلیل عامل تأییدی برازش شدند. نتایج شاخص‌های نسبی و مطلق درباره برازش، مدل نتایج متفاوتی را ارائه می‌دهند؛ آماره کای دو به دلیل متأثر شدن از حجم نمونه برای برازش مدل به تنهایی به کار نمی‌رود؛ بنابراین، از سایر شاخص‌ها شامل CMIN/df استفاده می‌شود که این شاخص برازش مدل را تأیید می‌کند. شاخص‌های نسبی برازش مانند PNFI، RMSEA، و PGFI برازش مدل را تأیید می‌کند و شاخص‌هایی مانند NFI، CFI، و IFI تا حد موردانتظار فاصله دارند. البته این مقادیر هرچه به ۱ نزدیک‌تر باشند برازش بهتری را نشان می‌دهند (میرز و همکاران، ۲۰۰۶). به منظور اطمینان از تعداد عامل‌ها به نتایج تحلیل عامل اکتشافی رجوع می‌شود که با توجه به داده‌هایی مستقل از این داده‌ها استخراج شده است.

به منظور افزایش برازش مدل، از شاخص‌های اصلاح استفاده

اجرای آزمون استفاده شد و ضریب همبستگی ۰/۹۱ به دست آمد که نشان‌دهنده ضریب همبستگی بالا و قابل قبول است. همچنین نشان‌دهنده این است که پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان پایایی آزمون بازآزمون قابل قبولی دارد.

زیرمطالعه دوم

داده‌های توصیفی

۴۵۰ نفر از دانش‌آموزان و دانشجویان در این پژوهش شرکت کردند. بعد از غربالگری داده‌ها و بررسی و حذف داده‌های پرت، در نهایت ۴۲۶ نفر (۲۲۱ مرد و ۲۰۳ زن) باقی ماندند و تحلیل روی این افراد انجام گرفت. میانگین سنی این افراد ۱۷ و انحراف استاندارد آن‌ها ۱/۴۹ بود. تمام افراد نمونه، محصل یا دانشجوی و تمام افراد مجرد بودند.

جدول ۵. نتایج بررسی روایی آیتم‌های پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان

| شماره سؤال | همبستگی آیتم با نمره کل پرسش‌نامه | آلفای کرونباخ در صورت حذف آیتم |
|------------|-----------------------------------|--------------------------------|
| AFQ1 | ۰/۴۲ | ۰/۷۹ |
| AFQ2 | ۰/۴۴ | ۰/۷۹ |
| AFQ3 | ۰/۴۷ | ۰/۷۹ |
| AFQ4 | ۰/۳۹ | ۰/۷۹ |
| AFQ5 | ۰/۴۴ | ۰/۷۹ |
| AFQ6 | ۰/۵۴ | ۰/۷۸ |
| AFQ7 | ۰/۴۰ | ۰/۷۹ |
| AFQ8 | ۰/۳۶ | ۰/۷۹ |
| AFQ9 | ۰/۳۰ | ۰/۸۰ |
| AFQ10 | ۰/۳۷ | ۰/۷۹ |
| AFQ11 | ۰/۱۲ | ۰/۸۱ |
| AFQ12 | ۰/۳۸ | ۰/۷۹ |
| AFQ13 | ۰/۴۱ | ۰/۷۹ |
| AFQ14 | ۰/۴۰ | ۰/۷۹ |
| AFQ15 | ۰/۴۵ | ۰/۷۹ |
| AFQ16 | ۰/۳۴ | ۰/۸۰ |
| AFQ17 | ۰/۴۴ | ۰/۷۹ |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

آمده در جدول شماره ۹ آورده شده است

نقطه برش پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان

با توجه به توزیع نمرات به‌دست‌آمده، ۳۳ درصد از افراد نمرات پایین‌تر از ۲۴، ۳۳ درصد بین ۲۴ تا ۳۳ و ۳۳ درصد نیز نمرات بین ۳۴ تا ۵۸ کسب کردند. بر این اساس نمره پایین‌تر از ۲۴ به عنوان اجتناب و آمیختگی شناختی پایین، نمره بین ۲۴ تا ۳۳ به عنوان نمرات متوسط و نمره بالاتر از ۳۳ به عنوان اجتناب و آمیختگی شناختی بالا در نظر گرفته شد.

اگرچه پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی به عنوان ابزاری برای تشخیص اختلال‌های روان‌شناختی طراحی نشده است، می‌توان برای آن نقطه برش محاسبه کرد. برای این کار، بنا به نظر سوانسون و کاترز از میانگین و انحراف معیار نمرات استفاده شد.

$$\text{نقطه برش} = \text{میانگین} + (\text{انحراف استاندارد} \times 1/64)$$

شد. بعد از اعمال شاخص‌های اصلاح پیشنهادشده، میزان برازش مدل به میزان زیادی افزایش یافت. نتایج به‌دست‌آمده در تصویر شماره ۲ و جدول‌های شماره ۷ و ۸ آمده است. همان‌طور که در جدول شماره ۸ مشاهده می‌شود، تمام آیتم‌ها به غیر از آیتم شماره ۱۱ در عامل مدنظر بار عاملی معناداری دارند.

هنجارهای پرسش‌نامه

نمره‌های خام برای دادن معنای بیشتر به نمره‌ها تبدیل می‌شود. این امر از طریق مقایسه عملکرد یک آزمودنی با آزمودنی دیگر حاصل می‌شود؛ به این طریق که معنی نمره‌ها با مراجعه به هنجار گروهی معین می‌شود. در این پژوهش مراحل زیر برای تبدیل نمره‌های خام به نمره‌های هنجار شده انجام گرفت:

۱. فراوانی نمره‌های خام به درصد و درصد تراکمی تبدیل شد؛
۲. نمره‌های استاندارد معادل با هر یک از درصدهای تراکمی، در جدول توزیع طبیعی Z مشخص شد؛
۳. نمرات Z بهنجار شده برای حذف علائم منفی به نمرات T تبدیل شدند. نتیجه به‌دست

جدول ۶. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

| متغیرها | AFQ | GHQ | AAQ | WBSI | SAD | Panic | MDD | Sep.Anx | GAD | OCD |
|---------|------|------|------|------|------|-------|------|---------|------|-----|
| AFQ | ۱ | | | | | | | | | |
| GHQ | ۰/۳۴ | ۱ | | | | | | | | |
| AAQ | ۰/۴۸ | ۰/۵۴ | ۱ | | | | | | | |
| WBSI | ۰/۴۵ | ۰/۲۶ | ۰/۳۴ | ۱ | | | | | | |
| SAD | ۰/۴۸ | ۰/۵۱ | ۰/۴۰ | ۰/۳۴ | ۱ | | | | | |
| Panic | ۰/۴۸ | ۰/۶۱ | ۰/۵۲ | ۰/۲۲ | ۰/۵۰ | ۱ | | | | |
| MDD | ۰/۴۸ | ۰/۷۱ | ۰/۶۰ | ۰/۳۰ | ۰/۶۱ | ۰/۶۹ | ۱ | | | |
| Sep.Anx | ۰/۴۰ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹ | ۰/۱۵ | ۰/۴۱ | ۰/۵۸ | ۰/۵۱ | ۱ | | |
| GAD | ۰/۴۱ | ۰/۴۵ | ۰/۳۴ | ۰/۳۰ | ۰/۶۶ | ۰/۵۵ | ۰/۵۴ | ۰/۴۱ | ۱ | |
| OCD | ۰/۴۷ | ۰/۴۹ | ۰/۴۷ | ۰/۳۳ | ۰/۶۱ | ۰/۶۳ | ۰/۶۱ | ۰/۵۸ | ۰/۵۷ | ۱ |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

داد مقدار KMO برابر با ۰/۸۴ است و مقدار آزمون بارتلت و معناداری آن نشان می‌دهد کاربرد مدل تحلیل عاملی برای این داده‌ها مناسب است. به طور کلی نتایج نشان می‌دهد مقادیر مرتبط با همبستگی تمامی سؤال‌ها با کل آزمون در راستای تحلیل مؤلفه‌های اصلی بالاتر از ۰/۳۰ قرار دارند که نشان از همبستگی بالای بین مؤلفه‌ها با کل آزمون و مناسب بودن آن برای تحلیل عاملی است.

در دومین مرحله از تحلیل عاملی که مربوط به استخراج عوامل اولیه است از ماتریس همبستگی و از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شد و همچنین برای تعیین اینکه چند عامل

با استفاده از این فرمول، نمره ۴۷ به عنوان نقطه برش پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی تعیین شد.

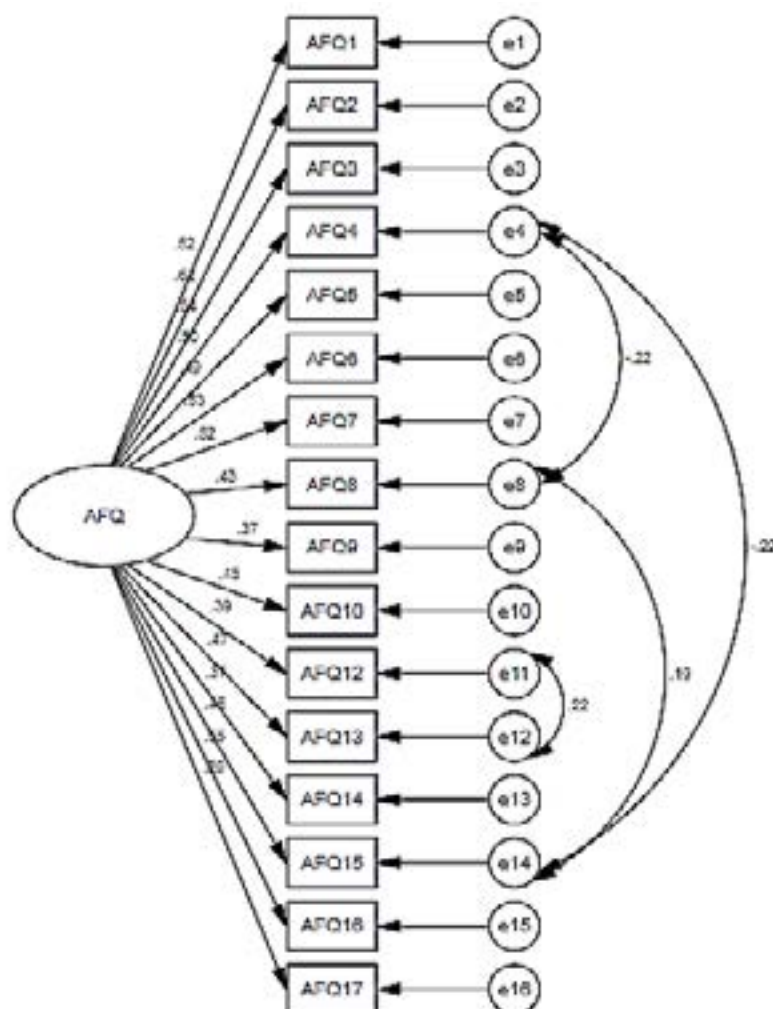
بحث

به منظور بررسی روایی اکتشافی پرسش‌نامه قبل از انجام تحلیل عامل اکتشافی، پیش‌فرض‌ها شامل نرمال بودن داده‌ها و خطی بودن بررسی شد. به طور کلی نتایج نشان داد داده‌ها از توزیع نرمال و خطی بودن پیروی می‌کنند. همچنین پیش از اجرای تحلیل عامل، کفایت نمونه‌گیری با کمک آزمون کایزر مایر و اولکین و آزمون کرویت بارتلت بررسی شدند. نتایج نشان

جدول ۷. آزمون برازش مدل عاملی استخراج شده

| مؤلفه‌ها | مقدار موردانتظار | مقدار مشاهده شده مدل اولیه | مقدار مشاهده شده مدل اصلاح شده |
|------------------|------------------|----------------------------|--------------------------------|
| X^2 | $P > ۰/۰۵$ | $P = ۰/۰۰۱$ | ۲/۱۳۴ |
| $\frac{X^2}{df}$ | کمتر از ۳ | ۲/۵۱ | ۰/۰۵۲ |
| RMSEA | کوچک‌تر از ۰/۸ | ۰/۰۶ | ۰/۹۴۱ |
| GFI | بزرگ‌تر از ۰/۹۰ | ۰/۹۲ | ۰/۹۰۶ |
| CFI | بزرگ‌تر از ۰/۹۵ | ۰/۸۵ | ۰/۹۲ |
| NFI | بزرگ‌تر از ۰/۹۰ | ۰/۷۴ | ۰/۹۰۷ |
| IFI | بزرگ‌تر از ۰/۹۰ | ۰/۸۵ | ۰/۶۹۹ |
| PNFI | بزرگ‌تر از ۰/۵۰ | ۰/۶۸ | ۰/۶۹۲ |
| PGFI | بزرگ‌تر از ۰/۵۰ | ۰/۷۴ | ۰/۶۹۲ |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر



تصویر ۲. مدل تحلیل عامل تأییدی پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان بعد از اصلاح

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

با نمره کل به غیر از آیتم ۱۱ بالای ۰/۳۰ است که نشان‌دهنده روایی قابل قبول است. همچنین در صورت حذف تمام آیت‌ها به غیر از آیتم ۱۱، روایی درونی پایین می‌آید که این نتیجه نیز نشان می‌دهد آیت‌های این پرسش‌نامه روایی درونی قابل قبولی دارند.

به منظور بررسی همبستگی بین نمره کل پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان و نمره کل پرسش‌نامه سلامت روان از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. همچنین نتیجه همبستگی نشان داد بین اجتناب و آمیختگی شناختی و سلامت روان رابطه منفی معناداری وجود دارد ($P < 0/01$) که نشان می‌دهد پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان روایی و اگرایی قابل قبولی نیز دارد.

به طور کلی نتیجه بررسی روایی همگرا و واگرای پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان نشان می‌دهد این پرسش‌نامه روایی قابل قبولی دارد. به منظور بررسی پایایی آزمون بازآزمون (فاصله بین دو زمان اجرا ۱۰ روز بوده است)، از همبستگی درون‌طبقه‌ای بین دو بار اجرای آزمون استفاده شد

مناسب برای چرخش وجود دارد، ملاک کیسر و آزمون اسکری کتل بررسی شد. نتایج تحلیل عاملی نشان داد مجموع واریانس تبیین‌شده به وسیله این مقیاس برابر با ۵۳/۷۱ درصد است که ۲۵/۲۵۳ درصد آن مربوط عامل اول است. بارهای عاملی گویه‌ها در عامل‌های استخراج‌شده نشان می‌دهد تمام سؤال‌ها به جز سؤال ۱۱، بر عامل اول بار عاملی دارند و به طور کلی نتایج تحلیل عاملی اکتشافی به همراه نمودار اسکری کتل و نتایج بارهای عاملی قبل و بعد از چرخش نشان داد پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان بهتر است به صورت تک‌عاملی در نظر گرفته شود.

به منظور بررسی اعتبار این پرسش‌نامه، آلفای کرونباخ پرسش‌نامه محاسبه شد و عدد ۰/۸۰ به دست آمد که نشان می‌دهد این پرسش‌نامه از روایی درونی قابل قبولی برخوردار است. همچنین به منظور بررسی روایی آیت‌های پرسش‌نامه، همبستگی هر آیت با نمره کل پرسش‌نامه و آلفای کرونباخ در صورت حذف هر آیت محاسبه شد که همبستگی تمام آیت‌ها

جدول ۸. ضرایب عاملی غیراستاندارد و استاندارد استخراج شده (بعد از اصلاح)

| P | ضرایب | | عوامل اولیه | | عامل اول |
|-------|-----------|-------|-------------|---|----------|
| | استاندارد | اولیه | | | |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۵۲ | ۱ | AFQ1 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۶۲ | ۱/۰۹ | AFQ2 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۵۴ | ۰/۹۸ | AFQ3 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۵۰ | ۰/۸۲ | AFQ4 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۴۹ | ۰/۸۷ | AFQ5 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۵۳ | ۱/۰۰ | AFQ6 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۵۲ | ۱/۰۸ | AFQ7 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۴۳ | ۰/۸۳ | AFQ8 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۳۷ | ۰/۶۷ | AFQ9 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۴۵ | ۰/۸۴ | AFQ10 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۳۹ | ۰/۷۴ | AFQ12 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۴۷ | ۰/۹۳ | AFQ13 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۳۷ | ۰/۷۰ | AFQ14 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۴۶ | ۰/۹۷ | AFQ15 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۵۵ | ۱/۰۵ | AFQ16 | ← | عامل اول |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۳۹ | ۰/۷۵ | AFQ17 | ← | عامل اول |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

زیادی افزایش داشته است و نه تنها خیلی دو معنادار به دست نیامده است که نشان می‌دهد مدل موردنظر با مدل به دست آمده تفاوت معناداری ندارد، بلکه شاخص‌های برازش نیز بهبودی زیادی بعد از اصلاح نشان داده‌اند؛ بنابراین، پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان روایی تأییدی قابل قبولی دارد.

با توجه به توزیع نمرات به دست آمده، ۳۳ درصد افراد نمرات پایین‌تر از ۲۴، ۳۳ درصد افراد بین ۲۴ تا ۳۳ و ۳۳ درصد دیگر نیز نمرات بین ۳۴ تا ۵۸ کسب کرده‌اند. بر این اساس، نمره پایین‌تر از ۲۴ به عنوان اجتناب و آمیختگی شناختی پایین، نمره بین ۲۴ تا ۳۳ به عنوان نمرات متوسط و نمره بالاتر از ۳۳ به عنوان اجتناب و آمیختگی شناختی بالا در نظر گرفته شده است. پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی به عنوان ابزاری برای تشخیص اختلال‌های روان‌شناختی طراحی نشده است، اما نمره ۴۷ به عنوان نقطه برش پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی تعیین شد.

نتایج نشان داد پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی ابزاری مطلوب است و روایی و پایایی قابل قبولی دارد که می‌تواند

و ضریب همبستگی ۰/۹۱ به دست آمد که نشان‌دهنده ضریب همبستگی بالا و قابل قبول و همین‌طور نشان‌دهنده این است که پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی برای جوانان پایایی آزمون بازآزمون قابل قبولی دارد.

نتایج شاخص‌های نسبی و مطلق درباره برازش، مدل نتایج متفاوتی را ارائه می‌دهد، آماره کای دو به دلیل متأثر شدن از حجم نمونه برای برازش مدل به تنهایی به کار نمی‌رود؛ بنابراین از سایر شاخص‌ها شامل CMIN/df، استفاده می‌شود که این شاخص، برازش مدل را تأیید می‌کند. شاخص‌های نسبی برازش مانند RMSEA، PNFI و PGFI برازش مدل را تأیید می‌کنند و شاخص‌هایی مانند NFI، CFI و IFI تا حد مورد انتظار فاصله دارند. به منظور افزایش برازش مدل، از شاخص‌های اصلاح استفاده شد. بعد از اعمال شاخص‌های اصلاح پیشنهاد شده، میزان برازش مدل به میزان زیادی افزایش یافت، تمام آیت‌ها به غیر از آیت شماره ۱۱ در عامل موردنظر بار عاملی معناداری دارند.

همچنین نتایج برازش مدل نشان می‌دهد برازش مدل به میزان

جدول ۹. نمرات خام و هنجار شده پرسش‌نامه اجتناب و آمیختگی شناختی

| نمره خام | فراوانی | درصد | درصد تراکمی | Z | T |
|----------|---------|------|-------------|-------|-------|
| ۱ | ۱ | ۰/۲ | ۰/۲ | -۲/۵۱ | ۲۴/۸۹ |
| ۱ | ۱ | ۰/۲ | ۰/۵ | -۲/۴۲ | ۲۵/۷۸ |
| ۲ | ۱ | ۰/۲ | ۰/۷ | -۲/۳۳ | ۲۶/۶۷ |
| ۴ | ۲ | -۰/۵ | ۱/۲ | -۲/۱۶ | ۲۸/۴۴ |
| ۵ | ۱ | ۰/۲ | ۱/۴ | -۲/۰۷ | ۲۹/۳۳ |
| ۷ | ۴ | -۰/۹ | ۲/۴ | -۱/۹۰ | ۳۱/۱۰ |
| ۸ | ۷ | ۱/۷ | ۴ | -۱/۸۰ | ۳۱/۹۹ |
| ۹ | ۴ | -۰/۹ | ۵ | -۱/۷۱ | ۳۲/۸۸ |
| ۱۰ | ۷ | ۱/۷ | ۶/۶ | -۱/۶۲ | ۳۳/۷۷ |
| ۱۱ | ۵ | ۱/۲ | ۷/۸ | -۱/۵۳ | ۳۴/۶۵ |
| ۱۲ | ۳ | -۰/۷ | ۸/۵ | -۱/۴۴ | ۳۵/۵۴ |
| ۱۳ | ۱۰ | ۲/۴ | ۱۰/۸ | -۱/۳۶ | ۳۶/۴۳ |
| ۱۴ | ۱۱ | ۲/۶ | ۱۳/۴ | -۱/۲۷ | ۳۷/۳۲ |
| ۱۵ | ۷ | ۱/۷ | ۱۵/۱ | -۱/۱۸ | ۳۸/۲۰ |
| ۱۶ | ۸ | ۱/۹ | ۱۷ | -۱/۰۳ | ۳۹/۰۹ |
| ۱۷ | ۱۳ | ۳/۱ | ۲۰ | -۱/۰۱ | ۳۹/۹۸ |
| ۱۸ | ۶ | ۱/۴ | ۲۱/۵ | -۰/۹۱ | ۴۰/۸۷ |
| ۱۹ | ۷ | ۱/۷ | ۲۳/۱ | -۰/۸۲ | ۴۱/۷۶ |
| ۲۰ | ۹ | ۱/۲ | ۲۵/۲ | -۰/۷۳ | ۴۲/۶۴ |
| ۲۱ | ۷ | ۱/۷ | ۲۶/۹ | ۰/۶۵ | ۴۳/۵۳ |
| ۲۲ | ۱۳ | ۳/۱ | ۳۰ | -۰/۵۶ | ۴۴/۴۲ |
| ۲۳ | ۱۳ | ۳/۱ | ۳۳ | -۰/۴۷ | ۴۵/۳۱ |
| ۲۴ | ۱۲ | ۲/۸ | ۳۵/۸ | -۰/۳۸ | ۴۶/۱۹ |
| ۲۵ | ۱۶ | ۳/۸ | ۳۹/۶ | -۰/۲۹ | ۴۷/۰۸ |
| ۲۶ | ۱۱ | ۲/۶ | ۴۲/۲ | -۰/۲۰ | ۴۷/۹۷ |
| ۲۷ | ۲۰ | ۴/۷ | ۴۶/۹ | -۰/۱۱ | ۴۸/۸۶ |
| ۲۸ | ۱۵ | ۳/۵ | ۵۰/۵ | -۰/۰۲ | ۴۹/۷۴ |
| ۲۹ | ۱۶ | ۳/۸ | ۵۴/۲ | ۰/۰۶ | ۵۰/۶۳ |

| نمره خام | فراوانی | درصد | درصد تراکمی | Z | T |
|----------|---------|------|-------------|------|-------|
| ۳۰ | ۱۲ | ۲/۸ | ۵۷/۱ | ۰/۱۵ | ۵۱/۵۲ |
| ۳۱ | ۱۵ | ۳/۵ | ۶۰/۶ | ۰/۲۴ | ۵۲/۴۱ |
| ۳۲ | ۱۵ | ۳/۵ | ۴۶/۲ | ۰/۳۳ | ۵۳/۳۰ |
| ۳۳ | ۸ | ۱/۹ | ۶۶ | ۰/۴۲ | ۵۴/۱۸ |
| ۳۴ | ۱۸ | ۴/۲ | ۷۰/۳ | ۰/۵۱ | ۵۵/۰۷ |
| ۳۵ | ۱۲ | ۲/۸ | ۷۳/۱ | ۰/۵۹ | ۵۵/۹۶ |
| ۳۶ | ۱۱ | ۰/۶ | ۷۵/۷ | ۰/۶۸ | ۵۶/۸۵ |
| ۳۷ | ۱۱ | ۰/۶ | ۷۸/۳ | ۰/۷۷ | ۵۷/۷۳ |
| ۳۸ | ۱۱ | ۲/۶ | ۸۰/۹ | ۰/۸۶ | ۵۸/۶۲ |
| ۳۹ | ۱۴ | ۳/۳ | ۸۴/۲ | ۰/۶۵ | ۵۹/۵۱ |
| ۴۰ | ۶ | ۱/۴ | ۸۵/۶ | ۱/۰۴ | ۶۰/۴۰ |
| ۴۱ | ۵ | ۱/۲ | ۸۶/۸ | ۱/۱۳ | ۶۱/۲۸ |
| ۴۲ | ۱۱ | ۲/۶ | ۸۹/۴ | ۱/۲۲ | ۶۲/۱۷ |
| ۴۳ | ۱۱ | ۲/۶ | ۹۲ | ۱/۳۰ | ۶۳/۰۶ |
| ۴۴ | ۴ | ۰/۹ | ۹۲/۹ | ۱/۳۹ | ۶۳/۹۵ |
| ۴۵ | ۲ | ۰/۵ | ۹۳/۴ | ۱/۴۸ | ۶۴/۸۳ |
| ۴۶ | ۳ | ۰/۷ | ۹۴/۱ | ۱/۵۷ | ۶۵/۷۲ |
| ۴۷ | ۵ | ۱/۲ | ۹۵/۳ | ۱/۶۶ | ۶۶/۶۱ |
| ۴۸ | ۴ | ۰/۹ | ۹۶/۲ | ۱/۷۵ | ۶۷/۵۰ |
| ۴۹ | ۴ | ۰/۹ | ۹۷/۲ | ۱/۸۴ | ۶۸/۳۹ |
| ۵۰ | ۳ | ۰/۷ | ۹۷/۹ | ۱/۹۳ | ۶۹/۲۷ |
| ۵۱ | ۱ | ۰/۲ | ۹۸/۱ | ۲/۰۲ | ۷۰/۱۶ |
| ۵۲ | ۲ | ۰/۵ | ۹۸/۶ | ۲/۱۰ | ۷۱/۰۵ |
| ۵۳ | ۲ | ۰/۵ | ۹۹/۱ | ۲/۱۹ | ۷۱/۹۴ |
| ۵۴ | ۲ | ۰/۵ | ۹۹/۵ | ۲/۲۸ | ۷۲/۸۲ |
| ۵۶ | ۱ | ۰/۲ | ۹۹/۸ | ۲/۴۶ | ۷۴/۶۰ |
| ۵۸ | ۱ | ۰/۲ | ۱۰۰ | ۲/۶۴ | ۷۶/۳۷ |
| کل | ۴۲۴ | ۱۰۰ | | | |

دوفصلنامه روانشناسی معاصر

مشارکت نویسندگان

تمام نویسندگان در این پژوهش مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع

بنا به اظهار نظر نویسندگان این ماله تعارض منافع ندارد.

تشکر و قدردانی

از سرکار خانم دکتر ایمانه عباسی به دلیل راهنمایی‌های ارزشمندشان تشکر می‌کنیم.

برای مقاصد پژوهشی و بالینی استفاده شود. این پرسش‌نامه را **گریکو و همکاران (۲۰۰۸)** ساخته‌اند. روایی عاملی اکتشافی این پرسش‌نامه ساختاری تک‌عاملی را نشان داد که عامل اول $31/4$ درصد از کل واریانس را تبیین می‌کرد. همچنین روایی عاملی تأییدی این پرسش‌نامه نیز ساختار تک‌عاملی را تأیید کرد. پایایی این پرسش‌نامه نیز به شیوه آلفای کرونباخ، همسانی درونی با ضریب $0/90$ را نشان داد. این پرسش‌نامه با ابزارهای اضطراب، فرونشانی و کاهش عملکرد، رابطه مثبت و با حضور ذهن و کیفیت زندگی رابطه منفی داشته است (**گریکو و همکاران، ۲۰۰۸**).

در پژوهش دیگری نیز این پرسش‌نامه روی نوجوانان ۱۲ تا ۱۸ ساله هلندی اجرا شد. نتایج نشان داد این پرسش‌نامه با ابزار حضور ذهن رابطه منفی و با ابزار فرونشانی تفکر رابطه مثبتی داشته است. همچنین این پرسش‌نامه با ابزارهایی مثل همدلی با خود، خودکارآمدی و خودارزشمندی رابطه منفی داشته است (**موریس و همکاران، ۲۰۱۷**). علاوه بر این، این پرسش‌نامه با ابزارهای آسیب‌شناسی روانی رابطه مثبتی داشته است (**موریس و همکاران، ۲۰۱۷**).

رنشاو^{۱۳} (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای به بررسی مشخصه‌های روان‌سنجی این پرسش‌نامه روی دانشجویان آمریکایی پرداخت. نتایج تحقیق وی نیز با این تحقیق همخوان بود. در مطالعه او، پرسش‌نامه روایی اکتشافی و تأییدی و درونی قابل قبولی داشته است. همچنین با ابزارهای آسیب‌شناسی روانی رابطه مثبت و با ابزارهای سلامت روان رابطه منفی نشان داده است که تمام این‌ها حاکی از اعتبار واگرا و همگرایی قابل قبول این ابزار است (**رنشاو، ۲۰۱۶**).

در این مقاله مانند سایر پژوهش‌ها با محدودیت‌هایی روبه‌رو شدیم که یکی از آن‌ها انجام پژوهش روی دانش‌آموزان و دانشجویان تهرانی بود؛ بنابراین، تعمیم نتایج آن به سایر دانش‌آموزان و دانشجویان مناطق دیگر باید با احتیاط صورت گیرد. همچنین به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود این پژوهش در سایر نقاط کشور و نمونه‌های دیگر تکرار و بررسی شود.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

همه اصول اخلاقی در این مقاله رعایت شده است. شرکت‌کنندگان اجازه داشتند هر زمان که مایل بودند از پژوهش خارج شوند. همچنین اطلاعات آن‌ها محرمانه نگه داشته شد.

حامی مالی

این مقاله از برگرفته از پایان‌نامه نیست و حمایت مالی ندارد.

References

- Aldao, A., & Nolen-Hoeksema, S. (2010). Specificity of cognitive emotion regulation strategies: A transdiagnostic examination. *Behaviour Research and Therapy, 48*(10), 974-83. [DOI: 10.1016/j.brat.2010.06.002] [PMID]
- Biederman, J., Faraone, S., Mick, E., & Lelon, E. (1995). Psychiatric comorbidity among referred juveniles with major depression: Fact or artifact. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 34*(5), 579-90. [DOI:10.1097/00004583-199505000-00010] [PMID]
- Boulanger, J. L., Hayes, S. C., & Pistorello, J. (2010). Experiential avoidance as a functional contextual concept. In A. M. Kring, & D. M. Sloan (Eds.), *Emotion Regulation and Psychopathology: A Transdiagnostic Approach to Etiology and Treatment* (pp. 107-36). New York: Guilford Press.
- Brown, T. A., Campbell, L. A., Lehman, C. L., Grisham, J. R., & Mancill, R. B. (2001). Current and lifetime comorbidity of the DSM-IV anxiety and mood disorders in a large clinical sample. *Journal of Abnormal Psychology, 110*(4), 585-99. [DOI:10.1037/0021-843X.110.4.585] [PMID]
- Chawla, N., & Ostafin, B. (2007). Experiential avoidance as a functional dimensional approach to psychopathology: An empirical review. *Journal of Clinical Psychology, 63*(9), 871-90. [DOI:10.1002/jclp.20400] [PMID]
- Clark, L. A. (2005). Temperament as a unifying basis for personality and psychopathology. *Journal of Abnormal Psychology, 114*(4), 505-21. [DOI:10.1037/0021-843X.114.4.505] [PMID]
- Clark, L. A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology, 100*(3), 316-36. [DOI:10.1037/0021-843X.100.3.316] [PMID]
- Clark, L. A., Watson, D., & Reynolds, S. (1995). Diagnosis and classification of psychopathology: Challenges to the current system and future directions. *Annual Review of Psychology, 46*, 121-53. [DOI:10.1146/annurev.ps.46.020195.001005] [PMID]
- Feinstein, A. B., Forman, E. M., Masuda, A., Cohen, L. L., Herbert, J. D., Moorthy, L. N., et al. (2011). Pain intensity, psychological inflexibility, and acceptance of pain as predictors of functioning in adolescents with juvenile idiopathic arthritis: A preliminary investigation. *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings, 18*(3), 291-8. [DOI:10.1007/s10880-011-9243-6] [PMID]
- Fergus, T. A., Valentiner, D. P., Gillen, M. J., Hiraoka, R., Twohig, M. P., Abramowitz, J. S., et al. (2012). Assessing psychological inflexibility: The psychometric properties of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth in two adult samples. *Psychological Assessment, 24*(2), 402-8. [DOI:10.1037/a0025776] [PMID]
- Forsyth, J. P., & Eifert, G. H. (1996). The language of feeling and the feeling of anxiety: Contributions of the behaviorisms toward understanding the function-altering effects of language. *The Psychological Record, 46*(4), 607-49. [DOI:10.1007/BF03395189]
- Greco, L. A., Lambert, W., & Baer, R. A. (2008). Psychological inflexibility in childhood and adolescence: Development and evaluation of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth. *Psychological Assessment, 20*(2), 93-102. [DOI:10.1037/1040-3590.20.2.93] [PMID]
- Hayes, S. C., & Gifford, E. V. (1997). The trouble with language: Experiential avoidance, rules, and the nature of verbal events. *Psychological Science, 8*(3), 170-3. [DOI:10.1111/j.1467-9280.1997.tb00405.x]
- Hayes, S. C., & Strosahl, K. D. (2004). *A practical guide to acceptance and commitment therapy*. Berlin: Springer Science & Business Media. [DOI:10.1007/978-0-387-23369-7]
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and commitment therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K., Wilson, K. G., & Bissett, R. T. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record, 54*(4), 553-78. [DOI:10.1007/BF03395492]
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., et al. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record, 54*(4), 553-78. [DOI:10.1007/BF03395492]
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64*(6), 1152-68. [DOI:10.1037/0022-006X.64.6.1152] [PMID]
- Hayes, S. C., Levin, M., Vilardaga, J., Villatte, J., & Pistorello, J. (2013). Acceptance and Commitment Therapy and contextual behavioral science: Examining the progress of a distinctive model of behavioral and cognitive therapy. *Behavior Therapy, 44*(2), 180-98. [DOI:10.1016/j.beth.2009.08.002]
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behavior Research and Therapy, 44*(1), 1-25. [DOI:10.1016/j.brat.2005.06.006]
- Kashdan, T. B., & Rottenberg, J. (2010). Psychological flexibility as a fundamental aspect of health. *Clinical Psychology Review, 30*(7), 865-78. [DOI:10.1016/j.cpr.2010.03.001] [PMID] [PMCID]
- Livheim, F., Tengström, A., Bond, F. W., Andersson, G., Dahl, J. A., & Rosendahl, I. (2016). Psychometric properties of the Avoidance and Fusion Questionnaire for Youth: A psychological measure of psychological inflexibility in youth. *Journal of Contextual Behavioral Science, 5*(2), 103-10. [DOI:10.1016/j.jcbs.2016.04.001]
- McEvoy, P. M., Watson, H., Watkins, E. R., & Nathan, P. (2013). The relationship between worry, rumination, and comorbidity: Evidence for repetitive negative thinking as a transdiagnostic construct. *Journal of Affective Disorders, 151*(1), 313-20. [DOI:10.1016/j.jad.2013.06.014] [PMID]
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2006). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Thousand Oaks, California: Sage Publications.
- Moffitt, T. E., Harrington, H., Caspi, A., Kim-Cohen, J., Goldberg, D., Gregory, A. M., et al. (2007). Depression and generalized anxiety disorder: cumulative and sequential comorbidity in a birth cohort followed prospectively to age 32 years. *Archives of General Psychiatry, 64*(6), 651-60. [DOI:10.1001/archpsyc.64.6.651] [PMID]
- Muris, P., Meesters, C., Herings, A., Jansen, M., Vossen, C., & Kersten, P. (2017). Inflexible youngsters: Psychological and Psychopathological Correlates of the Avoidance and Fusion Questionnaire for youths in non-clinical Dutch adolescents. *Mindfulness, 8*(5), 1381-92. [DOI:10.1007/s12671-017-0714-1] [PMID] [PMCID]
- Renshaw, T. L. (2017). Screening for psychological inflexibility: Initial validation of the Avoidance and Fusion Questionnaire for youth as a school mental health screener. *Journal of Psychoeducational Assessment, 35*(5), 482-93. [DOI:10.1177/0734282916644096]
- Rodriguez, B. F., Weisberg, R. B., Pagano, M. E., Machan, J. T., Culpepper, L., & Keller, M. B. (2004). Frequency and patterns of psychiatric comorbidity in a sample of primary care patients with anxiety disorders. *Comprehensive Psychiatry, 45*(2), 129-37. [DOI:10.1016/j.comppsy.2003.09.005] [PMID] [PMCID]

- Roemer, L., & Orsillo, S. M. (2002). Expanding our conceptualization of and treatment for generalized anxiety disorder: Integrating mindfulness/acceptance-based approaches with existing cognitive-behavioral models. *Clinical Psychology: Science and Practice, 9*(1), 54-68. [DOI:10.1093/clipsy.9.1.54]
- Roemer, L., Salters, K., Raffa, S. D., & Orsillo, S. M. (2005). Fear and avoidance of internal experiences in GAD: Preliminary tests of a conceptual model. *Cognitive Therapy and Research, 29*(1), 71-88. [DOI:10.1007/s10608-005-1650-2]
- Roger, D. & Najarian, B. (1989). The construction and validation of a new scale for measuring emotion control. *Personality and Individual Differences, 10*(8), 845-53. [DOI:10.1016/0191-8869(89)90020-2]
- Simon, E., & Verboon, P. (2016). Psychological inflexibility and child anxiety. *Journal of Child and Family Studies, 25*(12), 3565-73. [DOI:10.1007/s10826-016-0522-6] [PMID] [PMCID]
- Sloan, D. M. (2004). Emotion regulation in action: Emotional reactivity in experiential avoidance. *Behavior Research and Therapy, 42*(11), 1257-70. [DOI:10.1016/j.brat.2003.08.006] [PMID]
- Tull, M. T., Gratz, K. L., Salters, K., & Roemer, L. (2004). The role of experiential avoidance in posttraumatic stress symptoms and symptoms of depression, anxiety, and somatization. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 192*(11), 754-61. [DOI:10.1097/01.nmd.0000144694.30121.89] [PMID]
- Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality, 62*(4), 615-40. [DOI:10.1111/j.1467-6494.1994.tb00311.x]
- Wegner, D. M. (1989). *White bears and other unwanted thoughts: Suppression, obsession, and the psychology of mental control*. New York: Penguin Press.

This Page Intentionally Left Blank
