Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

اعتبار و روایی پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث (PAQ) و رابطه آن با تنظیم شناختی هیجان

Reliability and Validity of Perth Alexithymia Questionnaire (PAQ) and its Relation with Cognitive Emotion Regulation

صدیقه حیدری (نویسنده مسئول)
دانشجوی دکترای سنجش و اندازه‌گیری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ساوه، ساوه، ایران.
شکیب لجمیری
کارشناس ارشد مدیریت آموزشی، دانشگاه پیام نور، واحد تهران جنوب، تهران، ایران.
مهرناز آزادیکتا
دکترای روانشناسی، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اسلامشهر، تهران، ایران.
مجید برزگر
دکترای علوم تربیتی، عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مرودشت، فارس، ایران.
مهران ارشدی
کارشناس ارشد سنجش و اندازه‌گیری (روانسنجی)، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.

Sadigheh Heydari *
Assessment and Evaluation, Ph.D Student, Azad University, Saveh Branch, Saveh, Iran, heydari_ss@yahoo.com
Shakib Lajmiri
Master of Educational Administration, Payam Noor University, South Tehran Branch, Tehran, Iran.
Mehrnaz Azadyekta
Ph.D. in Psychology, Islamic Azad University, Islamshahr Branch, Tehran, Iran.
Majid Barzegar
Ph.D. in Educational Sciences, Islamic Azad University, Marvdasht Unit, Fars, Iran.
Mehran Arshadi
Assessment and Evaluation (Psychometric), Master of Science (MSc), Azad University, Tehran Central Branch, Tehran, Iran.

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی شاخص‌های روانسنجی پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث (PAQ) و رابطه آن با تنظیم شناختی هیجان بوده است. جهت بررسی روایی پرسشنامه از تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از چرخش واریماکس در نرم‌افزار spss نسخه ۲۴ استفاده گردید. نتایج نشان داد ۲۲ گویه از مجموع ۲۴ گویه در مقیاس ترجمه شده به زبان فارسی برای فرهنگ ایران مناسب می‌باشند و تعداد ۴ عامل را پوشش داده که روی هم رفته ۶۰/۹۰ درصد واریانس کل را تبیین کردند. ضریب آلفای کرونباخ برای کلیه خرده مقیاس‌ها و در کل مقیاس بالاتر از ۰/۷ و مقداری عالی بود. در خصوص بررسی رابطه بین ناگویی هیجانی و تنظیم شناختی هیجان مقیاس کل ناگویی هیجانی تنها با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "دیگرسرزنشگری، "فاجعه‌نمایی" و "تمرکز مجدد مثبت" و کل مقیاس دارای رابطه مستقیم و معنادار بود.

واژه های کلیدی: ناگویی هیجانی، تنظیم شناختی هیجان، روانسنجی، تحلیل عاملی.

Abstract

The purpose of this study was to investigate the psychometric parameters of Perth's anxiety Questionnaire (PAQ) and its relationship with cognitive emotion regulation. To investigate the validity of the questionnaire, exploratory factor analysis using varimax rotation and SPSS version 24 software was used. The results showed that 22 out of a total of 24 items translated into the Persian language are suitable for Iranian culture and cover four factors that together account for 60.90 percent of the total variance. Cronbach's Alpha coefficient for all subscales and the total scale was higher than 0.7. Regarding the study of the relationship between emotional collapse and emotional adjustment of the total emotional collapse scale, there is a direct and significant relationship with "self-induction," "anticipatory," "catastrophe" and "positive re-focusing," and the full scale.

Keywords: Emotional break-up, Love Truma Syndrome, Cognitive reactions.

نوع مقاله :پژوهشی | **دریافت : خرداد ۹۸** | **پذیرش: شهریور ۹۸** | **ویرایش نهایی : فروردین ۹۹**

مقدمه

احساسات به عنوان پاسخی از طریق تجربه ذهنی (مثلا احساس ترس)، فیزیولوژیکی (مثلا افزایش حجم تنفس) و مسیرهای رفتاری (به عنوان مثال، خواستار فرار) از سیستم احساسی هستند. احساسات ممکن است منفی، مانند غم و اندوه، و یا مثبت، مانند شادی باشند. درحالیکه برخی از افراد به سرکوب احساسات خود می‌پردازند، عده‌ای دیگر در مورد هیجانات خود آگاهی ندارند؛ به عبارت دیگر، این افراد

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

مشخصه‌های ابهام خلقی (ناگویی هیجانی)[1] را نشان می‌دهند (لانگ و برادلی[2]، ۲۰۰۷). در این پژوهش سعی بر آن است تا ابزاری جدید در حیطه ناگویی هیجانی در کشور استانداردسازی شده و در صورت مساعد بودن نتایج رابطه آن را با تنظیم شناختی هیجان مورد بررسی قرار دهیم.

ناگویی هیجانی در بسیاری از بیماران روان‌تنی مشاهده می‌شود. شکایت اصلی بیماران روان‌تنی هنگام مراجعه به پزشک ناگویی خلقی نیست، بلکه این مشکل را در جسم بیمار خود نشان می‌دهند و به جای توصیف احساسات خود به شرح جزئیات می‌پردازند؛ این افراد تمایل دارند در عوض بیان هیجانات به توصیف وقایع محیطی بپردازند. آگاهی‌های هیجانی محدود و فرآیندهای شناختی معیوب در زمینه عواطف افراد مبتلا به ناگویی هیجانی به برانگیختگی فیزیولوژیک طولانی، واکنش‌های عصبی و فشارهای روانی منجر می‌شود؛ این عوامل به صورت بالقوه بر سیستم‌های اتونومیک، ایمنی و گذرگاه هیپوفیز -آدرنال اثر تخریبی دارند (ریچاردز[3] و همکاران، ۲۰۰۵). در فراتحلیلی که واندر ولده[4] و همکاران (۲۰۱۳) انجام دادند مشخص شد که بیشتر مطالعات حاکی از کاهش سطوح فعالسازی در طی پردازش هیجانی در ناگویی هیجانی در چند ناحیه از مغز، از جمله آمیگدال، نواحی پیش- حرکتی و حرکتی تکمیلی، قشر پریفرونتال پشتی-میانی، اینسولا و نواحی پس‌سری است. افراد مبتلا به ناگویی هیجانی مستعد نشانه‌های جسمانی کنشی هستند. همچنین، ناگویی هیجانی آسیب‌پذیری نسبت به بیماری‌های جسمانی را تشدید می‌کند. این نظریه که ناتوانی در روند هیجانی و شناختی، استعداد ابتلا به بیماری را تشدید می‌کند، با اساس طب روان‌تنی مطابقت دارد. عده‌ای بر این عقیده‌اند که ناگویی هیجانی یک صفت شخصیتی است و در مقابل، عده‌ای نیز معتقدند که در واقع ناگویی هیجانی، حالتی از شخصیت است که در شرایط و موقعیت‌های خاص بروز می‌کند. به هرحال اختلاف نظرها در این رابطه هنوز ادامه دارد؛ اما عمدتاً عقیده بر این است که ناگویی هیجانی هم می‌تواند حالت و هم صفت باشد، چراکه نقش مهمی در تنظیم هیجانات فرد ایفا می‌کند و چنانچه شدت یابد، آسیب‌پذیری فرد را جهت ابتلا به اختلال‌های شخصیتی، اختلال‌های خلقی همچون افسردگی و یا حتی بیماری‌های جسمانی افزایش می‌دهد. فقدان وضوح هیجانی، دشواری در شناسایی احساسات و تمایز بین احساسات و تهییج‌های بدنی مربوط به انگیختگی هیجانی، دشواری در توصیف احساسات برای دیگران، ناتوانی در پردازش شناختی اطلاعات هیجانی و تنظیم هیجان‌ها از جمله ویژگی‌های ناگویی هیجانی هستند (خداپناه و همکاران، ۲۰۱۸).

از دیدگاه علوم شناختی، هیجان‌ها گروهی از روان‌سازه‌های مبتنی بر پردازش اطلاعات، شامل فرآیندها و تجسم‌های نمادین و غیرنمادین هستند. تجسم‌های نمادین شامل تصاویر و لغات و تجسم‌های غیرنمادین شامل تهییج‌های جسمانی و احشایی است که هنگام برانگیختگی هیجان تجربه می‌شوند. نظام‌های نمادین مثل زبان این امکان را فراهم می‌آورند که انسان به احساسات هیجانی و دیگر تجاربش فکر و حالات هیجانی خود را تنظیم کند. توانایی ناگویی هیجانی در نمایش نمادین هیجان‌ها بسیار اندک است و در نتیجه ارتباط تجسم نمادین هیجان‌ها با تصاویر و کلمات ضعیف به نظر می‌رسد و به همین دلیل نیز کمتر تحت کنترل شناختی قرار دارد. تنظیم شناختی هیجان نشان دهنده طیف فرایندهایی است که از طریق آن افراد می‌توانند طبیعت، نوسان، و طول مدت هیجانات را تغییر دهند که برای درک اختلالات هیجانی مناسب است. افراد مبتلا به این اختلالات تمایل به تجربه هیجانات منفی خود به صورت غیرقابل کنترلی دارند و اغلب فاقد مهارت‌های لازم برای مدیریت و تنظیم این تجارب هیجانی شدید هستند، که موجب افزایش انگیختگی فیزیولوژیک و کاهش خویشتن داری می‌شود. شیوه‌ای که در آن افراد با خشم مقابله یا تنظیم شناختی هیجان می‌کنند (تری[5] و همکاران، ۲۰۱۲). آنچه تاکنون گفته شد متونی در خصوص ناگویی هیجانی و تنظیم شناختی هیجان بوده است اما در خصوص ابزارهای استاندراد شده در حیطه ناگویی هیجانی می‌توان به پرسشنامه‌های "ناگویی خلقی تورنتو"، "ناگویی هیجانی برموند-وُرست" و "ناگویی هیجانی پرث" اشاره کرد که از بین این سه پرسشنامه، پرسشنامه ناگویی خلقی تورنتو به وفور در کشور ما مورد استفاده قرار می‌گیرد که پرسشنامه‌ای بسیار قدیمی می‌باشد.

خداپناه و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی تحت عنوان "مدل ساختاری سیستم مغزی رفتاری، تکانشگری، ناگویی هیجانی و تنظیم شناختی هیجان با رفتار خوردن" بیان کردند که تمام ضرایب مسیر مستقیم و غیرمستقیم، به غیر از ضریب رگرسیون بین متغیرهای تنظیم‌شناختی هیجان سازگار و رفتارهای خوردن، معنادار است و متغیرهای پیش‌بین ۵۸/۶ درصد از واریانس رفتارهای خوردن را تبیین می‌کند. تنظیم شناختی هیجان ناسازگار به صورت نسبی رابطهٔ بین سیستم‌های مغزی-رفتاری، تکانشگری، ناگویی هیجانی و رفتارهای

[1] - Alexithymia
[2] - Lang, P., & Bradley
[3] - Richards
[4] - van der Velde
[5] - Terri

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

خوردن را میانجی‌گری می‌کند. مدل (پس از اصلاح براساس نتایج آماری و دیدگاه‌های نظری) با داده‌های مشاهده شده برازش مطلوب را داشت.

بشارت و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی تحت عنوان "نقش واسطه‌ای دشواری تنظیم هیجان در رابطه بین روان‌سازه‌های ناسازگار اولیه با ناگویی هیجانی" بیان کردند که بین روان‌سازه‌های ناسازگار اولیه، ناگویی هیجانی و دشواری تنظیم هیجان همبستگی مثبت معنادار وجود دارد. نتایج حاصل از تحلیل مسیر نشان داد که دشواری تنظیم هیجان در رابطه بین روان سازه‌ای ناسازگار اولیه و ناگویی هیجانی نقش واسطه‌ای دارد. براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که رابطه روان‌سازه‌های ناسازگار اولیه و ناگویی هیجانی یک رابطه خطی و تک بعدی نیست، و دشواری تنظیم هیجان در این رابطه نقش واسطه‌ای دارد.

پرسه و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی تحت عنوان "ارزیابی روانسنجی ناگویی هیجانی: توسعه و اعتبارسنجی پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث" بیان کردند که در مطالعه اول، عامل تایید کننده در یک نمونه از بزرگسالان، نشان داد پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث دارای یک ساختار عاملی با پایه نظری آن است؛ که می‌تواند به طور جداگانه تمام اجزای ساختار را اندازه گیری کند و این کار را در بین احساسات منفی و مثبت انجام دهد. تمام نمرات خرده مقیاس و کامپوزیت دارای قابلیت اطمینان داخلی بودند. مطالعه دوم هم همان نتایج مطاله اول را نشان داد و مقایسه‌های آماری با شاخص‌های روانپزشکی و تنظیم احساسات از روایی همزمان پشتیبانی نمود. داده ه نشان داد پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث دارای خواص روانسنجی قوی به عنوان یک اندازه گیری از الکسیتیمیا است.

با توجه به مطالب مطرح شده، در پژوهش حاضر، پژوهشگر هدف خود را بررسی اعتبار و روایی پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث (PAQ) و رابطه آن با تنظیم شناختی هیجان قرار داد.

روش

این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی، از لحاظ روش از نوع ابزارسازی با استفاده از روش‌های روانسنجی و از لحاظ جمع‌آوری داده‌ها بصورت کمی با پرسشنامه می‌باشد. جامعه آماری پژوهش حاضر عبارت است از کلیه دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی بوده و به جهت اینکه قرار بر استفاده از تحلیل اکتشافی است، لذا برای هر متغیر مشاهده‌پذیر ۱۰ یا ۲۰ نمونه لازم است (کلاین، ۲۰۰۴). از این رو نمونه انتخابی ۲۶۴ نفر از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی با احتساب ریزش نمونه بوده (به ازای هر گویه ۱۱ نفر) که به شیوه در دسترس انتخاب گردیده‌اند. در این پژوهش ابتدا از طریق مراجعه به کتابخانه‌ها، سایت‌ها، مجلات و مقالات به مطالعه منابع پیشین پرداخته، اطلاعات اولیه را در خصوص پژوهش بدست آورده، سپس جهت ورود به بخش میدانی پژوهش از پرسشنامه ۲۴ گویه‌ای ناگویی هیجانی پرث (PAQ)[1] (پرسه و همکاران، ۲۰۱۸) و نیز پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان (CERQ)[2] (گارنفسکی و کرایج، ۲۰۰۶) برای گردآوری داده‌ها استفاده شد.

ابزار سنجش

پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گارنفسکی و کرایج (CERQ) **(۲۰۰۶)**: این پرسشنامه، یک ابزار ۱۱ ماده‌ای است که راهبردهای تنظیم شناختی هیجان‌ها را در پاسخ به حوادث تهدیدکننده و تنیدگی‌زای زندگی اندازه‌گیری می‌کند (بشارت، ۱۳۹۵) و در اندازه‌های پنج درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۵ (همیشه) برحسب ۹ زیرمقیاس سنجیده می‌شود (بشارت، ۱۳۹۵). خرده مقیاس‌های این پرسشنامه به این صورت تعریف می‌شوند: خودسرزنشگری (سوال ۱ و ۲)؛ دیگرسرزنشگری (سوال ۱۷ و ۱۸)؛ تمرکز بر فکر/ نشخوارگری (سوال ۵ و ۶)؛ فاجعه نمایی (فاجعه آمیزپنداری) (سوال ۱۵ و ۱۶)؛ کم اهمیت شماری (سوال ۱۳ و ۱۴)؛ تمرکز مجدد مثبت (سوال ۷ و ۸)؛ ارزیابی مجدد مثبت (سوال ۱۱ و ۱۲)؛ پذیرش (سوال ۳ و ۴)؛ و تمرکز مجدد بر برنامه ریزی (سوال ۹ و ۱۰). حداقل و حداکثر نمره در هر زیرمقیاس به ترتیب ۶ و ۱۰ است و نمرهٔ بالاتر نشان دهندهٔ استفاده بیشتر فرد از آن راهبرد شناختی محسوب می‌شود. راهبرد شناختی تنظیم هیجان در پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان به دو دسته کلی راهبردهای انطباقی (سازش یافته) و راهبردهای غیرانطباقی (سازش نایافته) تقسیم می‌شوند. زیرمقیاس‌های کم اهمیت شماری، تمرکز مجدد مثبت، ارزیابی مجدد مثبت، پذیرش و تمرکز مجدد بر برنامه ریزی؛ راهبردهای سازش یافته و زیرمقیاس‌های خود سرزنشگری، دیگر سرزنشگری، تمرکز بر فکر/ نشخوارگری و فاجعه نمایی؛ راهبردهای سازش نایافته را تشکیل می‌دهد (بشارت، ۱۳۹۵).

---

[1] - Perth Alexithymia Questionnaire
[2] - Cognitive Emotion Regulation Questionnaire

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

پایایی پرسشنامه با استفاده از روش آلفای کرونباخ محاسبه شد و با دامنه ۰/۶۸ تا ۰/۸۲ نشان داد که ۹ خرده مقیاس فرم کوتاه نسخه فارسی پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان دارای اعتبار مطلوبی هستند. تحلیل مولفه اصلی ضمن تبیین ۷۵ درصد واریانس، الگوی ۹ عاملی اصلی پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان را مورد حمایت قرار داد. همچنین، همبستگی بین خرده مقیاس‌ها به نسبت بالا بود. الگوی همبستگی خرده مقیاس‌های فرم کوتاه نسخه فارسی پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان با علایم افسردگی بیانگر روایی ملاکی مقیاس بود. لذا فرم کوتاه نسخه فارسی پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان در جامعه ایران، خصوصیات روانسنجی مناسبی داشته است (حسنی، ۱۳۹۰). در پژوهش حاضر نیز از ضریب آلفای کرونباخ جهت بررسی پایایی پرسشنامه استفاده شد و مقدار آن برای هر ۹ خرده‌مقیاس بالاتر از ۰/۷ بدست آمد.

پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث (PAQ) (۲۰۱۸): این پرسشنامه دارای یک فرم خودگزارش حاوی ۲۴ گویه (جمله) است که همه گویه‌های آن برای ارزیابی دشواری شناسایی احساسات، دشواری توصیف احساسات یا عناصر تفکر بیرونی در خصوص ناگویی هیجانی طراحی شده‌اند. این پرسشنامه توسط دیوید پرسه، رودریگو بِکِرا، کِن رابینسون، جاستین دندی و آلفرد آلَن در سال ۲۰۱۸ در مجله‌ای[1] در کشور استرالیا منتشر شده است. پاسخ دهندگان هر یک از گویه‌ها را در طیف لیکرت ۷ درجه‌ای، از ۱ (به شدت مخالف) تا ۷ (کاملا موافق) پاسخ خواهند داد. افرادی که نمرات بالاتر را کسب می‌کنند نشان می‌دهد که سطح بالاتری از ناگویی هیجانی در آن‌ها وجود دارد. در این پرسشنامه از یک طیف لیکرت ۷ درجه‌ای استفاده شده است (پرسه و همکاران، ۲۰۱۷) زیرا در ابزارهای ارزیابی احساسی رایج است (به عنوان مثال، پرسشنامه تنظیم احساسات، گروس و جان[2]، ۲۰۰۳) و شواهدی وجود دارد که مقیاس‌های لیکرت ۷ درجه ای در اندازه‌گیری بهتر از ۵ درجه‌ای (یا کمتر) یا ساختارهای همانند ناگویی هیجانی می‌باشد (پریستون و کلمن[3]، ۲۰۰۰). خرده‌مولفه‌ها در این پرسشنامه عبارتند از منفی-دشواری شناسایی احساسات: گویه‌های شماره ۲، ۸، ۱۴ و ۲۰؛ مثبت- دشواری شناسایی احساسات: گویه‌های شماره ۵، ۱۱، ۱۷ و ۲۳؛ منفی-دشواری توصیف احساسات: گویه‌های شماره ۱، ۷، ۱۳ و ۱۹؛ مثبت- دشواری توصیف احساسات: گویه‌های شماره ۴، ۱۰، ۱۶ و ۲۲؛ تفکر عمومی- بیرونی: گویه‌های شماره ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵، ۱۸، ۲۱ و ۲۴ (پرسه و همکاران، ۲۰۱۸).
روایی پرسشنامه به صورت روایی همزمان انجام شده است، افرادی که سطوح بالاتری از آکسسی تیمیا را در پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث گزارش دادند، مشکلات بیشتری در زمینه تنظیم احساسات در مورد پرسشنامه مقررات احساسات (یعنی استفاده بیشتر از سرکوب بیان، استفاده کمتر از تجدید شناختی) و سطح بالاتری از افسردگی، اضطراب و نشانه‌های استرس در مقیاس‌های اضطراب افسردگی ۲۱ سوالی، نشان دادند. لذا تایید گردید که پرسشنامه ناگویی هیجانی دارای روایی قابل قبول است (پرسه و همکاران، ۲۰۱۸). سازگاری درونی پرسشنامه (پایایی) با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه گردید و برای همه خرده مقیاس‌ها مقداری بسیار خوب (بالاتر از ۰/۷) و به میزان ۰/۸۹ تا ۰/۹۱ بدست آمد (پرسه و همکاران، ۲۰۱۸). در پژوهش حاضر روایی و پایایی ابزار مورد بررسی قرار می‌گیرد.

یافته ها

به منظور بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه مورد بررسی از آمار توصیفی (فراوانی و درصد فراوانی)، جهت بررسی روایی و اعتبار پرسشنامه از تحلیل عاملی اکتشافی و جهت بررسی رابطه بین متغیرها از ضریب همبستگی پیرسون برای تجزیه و تحلیل داده‌ها در محیط نرم‌افزاری SPSS نسخه ۲۴ استفاده شد. یافته‌ها نشان داد محدوده سنی از ۱۸ تا ۴۲ سال و بالاتر متغیر بوده که از این بین بیشترین تعداد محدوده سنی ۳۳ تا ۳۵ سال و کمترین تعداد محدوده سنی ۱۸ تا ۲۰ سال را دارا بوده‌اند. همچنین ۴۰/۷ درصد جنسیت مرد و ۵۹/۳ درصد جنسیت زن را دارا بوده‌اند. در خصوص مقطع تحصیلی نیز، ۵۴/۴ درصد دانشجوی مقطع کارشناسی، ۴۲/۵ دانشجوی مقطع کارشناسی ارشد و ۳/۱ درصد از افراد شرکت کننده در نمونه‌گیری پژوهش حاضر دانشجوی مقطع دکترا بوده‌اند.

بررسی روایی و اعتبار پرسشنامه

تحلیل عامل اکتشافی پرسشنامه به روش مولفه های اصلی و چرخش به روش واریماکس انجام شد. اولین قدم جهت انجام تحلیل اکتشافی رعایت برقرار بودن شاخص کفایت نمونه (KMO) بالاتر از ۰/۷ می‌باشد. در تحلیل انجام شده شاخص KMO به مقدار ۰/۸۰۲

[1] - Personality and Individual Differences
[2] - Gross & John
[3] - Preston & Colman

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

بدست آمد که از لحاظ آماری مقداری بسیارمطلوب و قابل پذیرش می‌باشد. از آنجایی که سطح معناداری در محدوده معناداری و کمتر از ۰/۰۱ بدست آمد لذا این نتیجه حاصل شد که آزمون کرویت بارتلت از لحاظ آماری بسیار معنادار می‌باشد.

جدول (۱) مشخصه‌های نهایی تحلیل عاملی برای استخراج عوامل

عامل	ارزش ویژه اولیه			استخراج مجموع مربعات بارها			چرخش مجموع مربعات بارها		
	جمع	درصدواریانس	درصدتراکمی	جمع	درصدواریانس	درصدتراکمی	جمع	درصدواریانس	درصدتراکمی
۱	۷/۵۶۳	۳۴/۳۷۶	۳۴/۳۷۶	۷/۵۶۳	۳۴/۳۷۶	۳۴/۳۷۶	۴/۹۸۶	۲۲/۶۶۵	۲۲/۶۶۵
۲	۲/۸۱۹	۱۲/۸۱۴	۴۷/۱۹۰	۲/۸۱۹	۱۲/۸۱۴	۴۷/۱۹۰	۳/۵۲۹	۱۶/۰۴۲	۳۸/۷۰۶
۳	۱/۷۴۳	۷/۹۲۵	۵۵/۱۱۵	۱/۷۴۳	۷/۹۲۵	۵۵/۱۱۵	۲/۸۴۸	۱۲/۹۴۳	۵۱/۶۵۰
۴	۱/۲۷۳	۵/۷۸۶	۶۰/۹۰۱	۱/۲۷۳	۵/۷۸۶	۶۰/۹۰۱	۲/۰۳۵	۹/۲۵۱	۶۰/۹۰۱

نقطه برش ارزش ویژه را ارزش ویژه بالاتر از ۱ ملاک قرار داده لذا مطابق جدول (۱) در این پرسشنامه ۴ عامل ارزش ویژه بالاتر را کسب کرده‌اند (عامل اول ارزش ویژه ۷/۵۶، عامل دوم ۲/۸۲، عامل سوم ۱/۷۴ و عامل چهارم (۱/۲۷)، بنابراین پرسشنامه از ۴ عامل اشباع شده است. این ۴ عامل بر روی‌هم در حدود ۶۰/۹۰ درصد واریانس تجمعی را تبیین می‌کنند.

جدول (۲) چرخش عامل‌ها (بار عاملی) و مقدار آلفا

عامل	گویه	بار عاملی	آلفا
تفکر عمومی - بیرونی	۳. تمایل به نادیده گرفتن احساساتم دارم.	۰/۸۶۳	۰/۸۹
	۶. ترجیح می‌دهم فقط اجازه دهم احساساتم دور از چشم دیگران اتفاق بیفتد، تا به آنها توجه نکنم.	۰/۶۵۶	
	۹. به احساساتم توجه نمی‌کنم.	۰/۸۰۴	
	۱۲. معمولا سعی می‌کنم از فکر کردن درباره احساساتم جلوگیری کنم.	۰/۷۷۹	
	۱۵. ترجیح می دهم بر روی چیزهایی تمرکز کنم که واقعا می توانم آنها را ببینم یا لمس کنم، نه احساساتم.	۰/۴۲۸	
	۱۸. سعی نمی کنم با احساساتم در تماس باشم.	۰/۶۶۵	
	۲۱. برای من مهم نیست که چه احساسی داشته باشم.	۰/۸۵۶	
	۲۴. این عجیب است که در مورد احساساتم فکر کنم.	۰/۷۶۴	
منفی-دشواری	۲. وقتی احساس بدی می‌کنم نمی‌توانم بگویم که آیا غمگینم، عصبانی‌ام یا ترسیده‌ام.	۰/۶۸۷	۰/۸۲
	۵. وقتی احساس خوبی می‌کنم، نمی‌توانم بگویم که آیا خوشحال، هیجان زده و یا سرگرم هستم.	۰/۵۸۱	
	۸. وقتی احساس بدی می‌کنم، نمی‌توانم این احساسات را درک کنم.	۰/۸۴۳	
	۱۴. هنگامی که احساس بدی می‌کنم، در مورد احساساتم اشتباه می‌کنم.	۰/۷۱۰	
	۲۰. وقتی احساس بدی می‌کنم، از این احساسات بیزارم.	۰/۷۳۰	
مثبت-	۴. هنگامی‌که احساس خوبی دارم(احساسات دلپذیر)،نمی‌توانم کلمات مناسب برای توصیف این احساسات پیدا کنم.	۰/۷۱۷	۰/۸۱
	۱۰. وقتی احساس خوبی دارم، نمی‌توانم در مورد این احساسات در عمق و جزئیات زیاد صحبت کنم.	۰/۷۰۸	
	۱۶. برای من سخت است وقتی اتفاق خوبی رخ می‌دهد احساساتم را بیان کنم.	۰/۶۵۹	
	۲۲. وقتی احساس خوبی می‌کنم، اگر سعی کنم توضیح دهم که چه احساسی دارم، نمی دانم چه باید بگویم.	۰/۶۷۲	
منفی-دشواری	۱. وقتی احساس بدی می‌کنم (احساس ناخوشایند)، نمی‌توانم کلمات مناسب برای توصیف این احساسات بیابم.	۰/۵۹۶	۰/۷۰
	۷. وقتی احساس بدی می‌کنم، نمی‌توانم در مورد این احساسات در عمق و جزئیات زیاد صحبت کنم.	۰/۳۴۸	
	۱۱. وقتی احساس خوبی می‌کنم نمی‌توانم این احساسات را درک کنم.	۰/۶۳۵	
	۱۳. برای من سخت است وقتی اتفاق بدی رخ می‌دهد احساساتم را بیان کنم.	۰/۵۶۳	
	۱۷. هنگامی که احساس خوبی دارم، متوجه می‌شوم که احساساتم چگونه است.	۰/۵۲۲	

مطابق با جدول (۲) عامل‌ها از اعتبار کافی برخوردار بوده و بار عاملی برای تک تک گویه‌ها بالاتر از ۰/۳ بدست آمده و همچنین مقدار آلفای کرونباخ برای هر ۴ عامل بالاتر از ۰/۷ بدست آمد. لازم به ذکر است که در تحلیل اولیه که در اجرای پایلوت انجام شد، ۲ گویه ۱۹

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

و ۲۳ به دلیل پایین بودن همبستگی با نمره کل: گویه ۱۹ همبستگی ۰/۰۱۲- و مقدار بار کمتر از ۰/۳ (۰/۱۶) و گویه ۲۳ همبستگی ۰/۰۸۴ و مقدار بار کمتر از ۰/۳ (۰/۰۸-) از جمع ۲۴ گویه حذف شدند.

بررسی رابطه ناگویی هیجانی با تنظیم شناختی هیجان

جدول (۳) همبستگی بین متغیرها

		ناگویی هیجانی				
		تفکر عمومی- بیرونی	منفی-دشواری شناسایی احساسات	مثبت- دشواری توصیف احساسات	منفی- دشواری توصیف احساسات	کل مقیاس
تنظیم شناختی هیجان	خودسرزنشگری	۰/۳۷۰**	۰/۱۶۷**	۰/۲۲۲**	۰/۲۳۹**	۰/۳۲۳**
	دیگرسرزنشگری	۰/۲۵۴**	۰/۱۵۰*	۰/۰۶۳	۰/۰۶۲	۰/۲۱۴**
	تمرکز بر فکر/ نشخوارگری	۰/۰۸۳	-۰/۰۰۲	-۰/۰۵۷	۰/۲۸۳**	۰/۰۹۱
	فاجعه‌نمایی	۰/۲۳۵**	۰/۳۲۱**	۰/۱۷۵**	۰/۳۹۹**	۰/۳۷۴**
	کم اهمیت شماری	۰/۰۳۱	-۰/۰۶۹	-۰/۰۵۵	۰/۳۸۸**	۰/۰۷۸
	تمرکز مجدد مثبت	۰/۰۳۵	۰/۱۵۰*	۰/۲۱۳**	۰/۳۰۹**	۰/۱۹۹**
	ارزیابی مجدد مثبت	-۰/۰۸۵	-۰/۰۷۱	-۰/۱۷۹*	۰/۳۱۹**	-۰/۰۲۹
	پذیرش	۰/۰۶۱	-۰/۱۴۰*	-۰/۱۱۲	۰/۳۴۱**	۰/۰۴۲
	تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی	-۰/۰۷۰	-۰/۱۷۹**	-۰/۰۹۲	۰/۲۹۲**	-۰/۰۴۸
	کل مقیاس	۰/۱۸۵**	۰/۰۶۴	۰/۰۳۹	۰/۵۷۴**	۰/۲۶۲**

* در سطح ۰/۰۵ معنادار است.
** در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

از بین خرده‌مولفه‌های ناگویی هیجانی، هر چهار خرده‌مولفه با یکدیگر و با مقیاس کل در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱ با دقت ۹۹ درصد اطمینان دارای رابطه مستقیم (به دلیل مثبت بودن ضریب همبستگی پیرسون) و معنادار است. علاوه بر این از بین ۴ خرده‌مولفه آن، خرده‌مولفه "تفکر عمومی-بیرونی" تنها با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "دیگرسرزنشگری" و "فاجعه نمایی" از مقیاس تنظیم شناختی هیجان و همچنین با نمره کل این مقیاس در سطح خطای کمتر از ۰/۰۱ با دقت ۹۹ درصد اطمینان دارای رابطه معنادار و مستقیم بوده و با ۶ خرده‌مولفه دیگر از این مقیاس فاقد رابطه معنادار است؛ خرده‌مولفه "منفی-دشواری در شناسایی احساسات" نیز با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "فاجعه نمایی"، "تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی" (در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱)، "دیگرسرزنشگری"، "تمرکز مجدد مثبت" و "پذیرش" (در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵) دارای رابطه معنادار بوده اما با مقیاس کل فاقد رابطه است. خرده‌مولفه "مثبت- دشواری توصیف احساسات" با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "فاجعه‌نمایی"، "تمرکز مجدد مثبت" (در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱) و "ارزیابی مجدد مثبت" (در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵) دارای رابطه معنادار اما با مقیاس کل فاقد رابطه معنادار می باشد و در نهایت خرده‌مولفه "منفی- دشواری توصیف احساسات" با همه خرده‌مولفه‌های مربوط به تنظیم شناختی هیجان به جز خرده‌مولفه "دیگرسرزنشگری" در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱ با دقت ۹۹ درصد اطمینان دارای رابطه مستقیم و معنادار است. اما مقیاس کل ناگویی هیجانی از بین ۹ خرده‌مولفه مربوط به تنظیم شناختی هیجان تنها با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "دیگرسرزنشگری"، "فاجعه‌نمایی" و "تمرکز مجدد مثبت" و کل مقیاس در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱ با دقت ۹۹ درصد اطمینان دارای رابطه مستقیم و معنادار است.

بحث و نتیجه گیری

در این پژوهش شاخص‌های روانسنجی پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث (PAQ) و رابطه آن با تنظیم شناختی هیجان با استفاده از ۲۶۴ دانشجوی دانشگاه آزاد تهران مرکز ارزیابی شد. جهت بررسی روایی پرسشنامه از تحلیل عاملی اکتشافی (استفاده از چرخش

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020

واریماکس) در محیط نرم‌افزاری spss نسخه ۲۴ استفاده گردید که نتایج نشان داد ۲۲ گویه از مجموع ۲۴ گویه در مقیاس ترجمه شده به زبان فارسی برای فرهنگ ایران مناسب می‌باشند. در تحلیل اکتشافی نشان داده شد که ۲۲ گویه تعداد ۴ عامل را پوشش داده که روی هم رفته ۶۰/۹۰ درصد واریانس کل را تبیین می‌کرد؛ این نتیجه با یافته‌های پرسه و همکاران (۲۰۱۸) همسو می‌باشد. پرسه و همکاران (۲۰۱۸) بیان کردند که پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث دارای یک ساختار عاملی با پایه نظری آن است؛ که می‌تواند به طور جداگانه تمام اجزای ساختار را اندازه‌گیری کند و این کار را در بین احساسات منفی و مثبت انجام دهد. همچنین نشان دادند پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث دارای خواص روانسنجی قوی به عنوان یک اندازه‌گیری از الکسیتیمیا است.

ضریب آلفای کرونباخ به منظور بررسی قابلیت اعتماد (همسانی درونی) ابزار استفاده شد که نتایج نشان داد مقدار آلفا برای کلیه خرده مقیاس‌ها و در کل مقیاس بالاتر از ۰/۷ بود. این نتیجه با یافته‌های پرسه و همکاران (۲۰۱۸) همخوانی داشته است. در پژوهش آن‌ها نیز مقدار آلفا بالاتر از ۰/۷ بدست آمد.

در خصوص بررسی رابطه بین ناگویی هیجانی و تنظیم شناختی هیجان، از بین خرده‌مولفه‌های ناگویی هیجانی، خرده‌مولفه "تفکر عمومی-بیرونی" با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "دیگرسرزنشگری" و "فاجعه نمایی" از مقیاس تنظیم شناختی هیجان و همچنین با نمره کل این مقیاس؛ خرده‌مولفه "منفی-دشواری در شناسایی احساسات" با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "فاجعه نمایی"، "تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی"، "دیگرسرزنشگری"، "تمرکز مجدد مثبت" و "پذیرش"؛ خرده‌مولفه "مثبت- دشواری توصیف احساسات" با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "فاجعه‌نمایی"، "تمرکز مجدد مثبت" و "ارزیابی مجدد مثبت"؛ خرده‌مولفه "منفی- دشواری توصیف احساسات" با همه خرده‌مولفه‌های مربوط به تنظیم شناختی هیجان به جز خرده‌مولفه "دیگرسرزنشگری" دارای رابطه مستقیم و معنادار بودند. اما مقیاس کل ناگویی هیجانی از بین ۹ خرده‌مولفه مربوط به تنظیم شناختی هیجان تنها با خرده‌مولفه‌های "خودسرزنشگری"، "دیگرسرزنشگری، "فاجعه‌نمایی" و "تمرکز مجدد مثبت" و کل مقیاس در سطح معناداری کمتر از ۰/۰۱ دارای رابطه مستقیم و معنادار بود. این نتیجه با یافته‌های خداپناه و همکاران (۱۳۹۷)، بشارت و همکاران (۱۳۹۶) همخوانی داشته است. خداپناه و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهش خود بیان کردند تنظیم شناختی هیجان ناسازگار به صورت نسبی رابطهٔ بین ناگویی هیجانی را میانجی‌گری می‌کند. بشارت و همکاران (۱۳۹۶) نیز بیان کردند که بین ناگویی هیجانی و دشواری تنظیم هیجان همبستگی مثبت معنادار وجود دارد. در پژوهش حاضر به دلیل بالا بودن تعداد گویه‌های پرسشنامه‌ها در سه نسخه (پرسشنامه تورنتو با ۲۰ گویه، پرسشنامه ناگویی هیجانی پرث با ۲۴ گویه و پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان با ۱۸ گویه) با ریزش نمونه به تعداد ۱۱ نفر مواجه گردید. سایر محدودیت‌های پیش روی پژوهش‌گر نیز عبارت بود از اینکه نمونه پژوهش حاضر شامل دانشجویان سه مقطع کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکترای دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی بود، همین امر امکان تعمیم نتایج به سایر دانشجویان دانشگاه‌های دولتی، پیام نور و سایر دانشگاه‌های آزاد را با مشکل مواجه می‌کند. اندک بودن بررسی‌های انجام شده در این زمینه در ایران و جهان و محدودیت دسترسی به این منابع، یافتن منابع لازم برای مقایسه یافته‌های این پژوهش را دشوار ساخت. از جمله پیشنهادهایی که می‌توان ارائه نمود "انجام پژوهش حاضر در شهرها و مناطق دیگر کشور جهت تعمیم‌پذیری بهتر یافته‌ها و مقایسه نتایج، کنترل اثر متغیرهای مزاحم و مداخله‌گر نظیر سبک زندگی در پژوهش‌های بعدی، استفاده از نسخه فارسی این پرسشنامه در پژوهش‌های دیگر و در مراکز خدمات روانشناسی و کلینیک‌های درمانی و مشاوره جهت سنجش هیجانات افراد" می باشد.

منابع

بشارت، محمدعلی؛ خلیلی خضر آبادی، مهدیه؛ رضازاده, سیدمحمد رضا؛ حسینی، سیده اسماء. (۲۰۱۷). نقش واسطه‌ای دشواری تنظیم هیجان در رابطه بین روان‌سازه‌های ناسازگار اولیه با ناگویی هیجانی. *فصلنامه علمی-پژوهشی روشها و مدلهای روانشناختی*، ۸(۲۹)، ۲۰۶-۱۸۳.

بشارت، محمدعلی؛ مسعودی، مرضیه؛ غلامی لواسانی، غلامعلی. (۲۰۱۵). ناگویی هیجانی و آسیب پذیری روانی-بدنی. *فصلنامه اندیشه و رفتار در روان شناسی بالینی*، ۹(۳۴)، ۵۶-۴۷.

خداپناه، مژده؛ سهرابی، فرامرز؛ احدی، حسن؛ تقی لو، صادق. (۲۰۱۸). مقایسه مدل ساختاری سیستم مغزی ـ رفتاری، تکانشگری و ناگویی هیجانی با رفتار خوردن. *فصلنامه آموزش بهداشت و ارتقاء سلامت ایران*، ۶(۳)، ۲۵۱-۲۶۵.

Besharat, M. A. (2007). Reliability and factorial validity of a Farsi version of the 20-item Toronto Alexithymia Scale with a sample of Iranian students. *Psychological reports*, *101*(1), 209-220.

Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006). Relationships between cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: A comparative study of five specific samples. *Personality and Individual differences*, *40*(8), 1659-1669.

Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of personality and social psychology*, *85*(2), 348.

Kline, R. B. (2004). Principles and practice of structural equation modeling (methodology in the social sciences)

Lang, P., & Bradley, M. M. (2007). The International Affective Picture System (IAPS) in the study of emotion and attention. *Handbook of emotion elicitation and assessment*, *29*.

Parker, J. D., Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (2003). The 20-Item Toronto Alexithymia Scale: III. Reliability and factorial validity in a community population. *Journal of psychosomatic research*, *55*(3), 269-275.

Preece, D., Becerra, R., Robinson, K., Dandy, J., & Allan, A. (2018). The psychometric assessment of alexithymia: Development and validation of the Perth Alexithymia Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, *132*, 32-44.

Preston, C. C., & Colman, A. M. (2000). Optimal number of response categories in rating scales: reliability, validity, discriminating power, and respondent preferences. *Acta psychologica*, *104*(1), 1-15.

Richards, H. L., Fortune, D. G., Griffiths, C. E., & Main, C. J. (2005). Alexithymia in patients with psoriasis: clinical correlates and psychometric properties of the Toronto Alexithymia Scale-20. *Journal of Psychosomatic Research*, *58*(1), 89-96.

Terri, R., Michael, D., Romola, SB. (2012). Emotion regulation and aggression. *Aggr Violent Behav*. 17:72-82.

van der Velde, J., Servaas, M. N., Goerlich, K. S., Bruggeman, R., Horton, P., Costafreda, S. G., & Aleman, A. (2013). Neural correlates of alexithymia: A meta-analysis of emotion processing studies. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, *37*(8), 1774-178.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

Downloaded from frooyesh.ir at 13:06 +0430 on Wednesday June 24th 2020