Archive of SID

DOI: 10.22122/rbs.v16i4.2127

ارزیابی ساختار عاملی و تعیین ویژگی های روانسنجی پرسشنامه راهبردهای نظم‌بخشی هیجان هایدلبرگ

هادی صمدیه[1]، حسین کارشکی[2]، فرهاد تنهای رشوانلو[1]، مهدی ارخودی قلعه نوئی[1]

مقاله پژوهشی

چکیده

زمینه و هدف: طراحی مقیاسی دقیق برای سنجش راهبردهای تنظیم هیجان که علاوه بر یکپارچه کردن راهبردهای مهم مختلف به یک پرسشنامه چندبعدی، ابزارهای موجود را نیز تکمیل کند موضوعی ارزشمند و قابل‌توجه است. هدف پژوهش حاضر ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم هایدلبرگ راهبردهای نظم‌بخشی هیجان (HFERST) بود.

مواد و روش‌ها: طرح پژوهش حاضر از نوع آزمون‌سازی و همبستگی بود. کلیه دانشجویان دانشگاه بیرجند در مقطع کارشناسی در نیمسال اول سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶، جامعه آماری تحقیق را تشکیل می‌دادند؛ که از این میان ۳۰۱ دانشجو با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. داده‌ها با استفاده از فرم هایدلبرگ راهبردهای نظم‌بخشی یجان (HFERST) و پرسشنامه سبک‌های تنظیم هیجان شناختی (CERQ) جمع‌آوری شدند.برای تعیین همسانی درونی HFERST از روش آلفای کرونباخ و ضریب دونیمه کردن و برای تعیین روایی آن از روایی محتوایی، تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و روایی همگرا استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مقیاس از ساختار شش عاملی مناسبی برخوردار است که در مجموع ۵۵/۵۳ درصد واریانس را تبیین می‌کردند. تحلیل عاملی تأییدی نیز این ساختار را تأیید کرد. همسانی درونی خرده‌مقیاس‌ها نیز با آلفای کرونباخ در دامنه مطلوب به دست آمد. نتایج روایی همگرا حاکی از این بود که همبستگی مثبت و معناداری میان ابعاد HFERST مشتمل بر ارزیابی مجدد، پذیرش و فرونشانی تجربه هیجانی با ابعاد تمرکز مجدد مثبت، ارزیابی مثبت و پذیرش CERQ وجود داشت.

نتیجه‌گیری: نتایج تحلیل‌های آماری نشان داد که نسخه فارسی فرم هایدلبرگ راهبردهای نظم‌بخشی هیجان از ویژگی‌های روان‌سنجی قابل قبولی برخوردار است و می‌توان از آن به‌عنوان ابزاری معتبر در جمعیت ایرانی استفاده نمود.

واژه‌های کلیدی: نظم‌بخشی هیجان، اعتبار، روایی.

ارجاع: صمدیه هادی، کارشکی حسین، تنهای رشوانلو فرهاد، ارخودی قلعه نوئی مهدی. **ارزیابی ساختار عاملی و تعیین ویژگی های روانسنجی پرسشنامه راهبردهای نظم‌بخشی هیجان هایدلبرگ.** مجله تحقیقات علوم رفتاری ۱۳۹۸؛ ۱۷(۱): ۳۴-۲۲.

دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۳/۱۰ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۴/۱۱

۱- دانشجوی دکتری، گروه روانشناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

۲- دانشیار، گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران.

نویسنده مسئول: هادی صمدیه

Email: h.samadieh@mail.um.ac.ir

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

مقدمه

هیجان‌ها بخش جدایی‌ناپذیری از سازگاری فردی و اجتماعی هستند. بدون هیجان زندگی افراد فاقد معنا، ساختار، غنا، شادی و تعامل با دیگران است. افزون بر این، هیجان در جنبه‌های مختلف زندگی نقش مهمی را ایفا می‌کند و همچنین در سازگاری با رویدادهای تنیدگی‌زا و تغییرات زندگی مؤثر می‌باشد. (۱). شواهد نشان می‌دهد که هیجان‌ها عامل پدید آمدن شناخت، تفکر، اخلاق، خودآگاهی و خلاقیت هستند (۲). درواقع هیجان‌ها با فراهم ساختن هدف برای رفتار، باعث معناداری تجربیات فرد می‌شوند (۳). شواهد پژوهشی فراوانی در مورد نقش هیجان‌ها در کارکردهای سالم و غیرانطباقی انسان وجود دارد (۴).

تنظیم هیجان به استفاده از منابع درونی و بیرونی به منظور نظارت، حفظ و تعدیل پیدایش، تداوم و شدت پاسخ‌های هیجانی اشاره دارد (۵). نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد که تنظیم هیجان و مداخلات آن می‌تواند مهارت‌های اجتماعی و سازگاری را افزایش، پرخاشگری را کاهش و بر کیفیت روابط اجتماعی تأثیر بگذارد (۶). راهبردهای شناختی تنظیم هیجان در دو دسته کلی مثبت و منفی طبقه‌بندی می‌شوند؛ راهبردهای مثبت شامل: تمرکز مثبت مجدد، تمرکز مجدد بر برنامه ریزی، ارزیابی مجدد مثبت، دیدگاه وسیع‌تر و پذیرش، و راهبردهای منفی شامل: ملامت خویش، ملامت دیگران، فاجعه انگاری و نشخوار فکری هستند (۷) در میان این راهبردها، ارزیابی مجدد، حل مسئله و پذیرش به‌صورت گسترده‌تری موردمطالعه قرار گرفته است (۸).

مدل‌های برجسته تنظیم هیجان ازجمله مدل Gross در هر مرحله از فرایند نظم‌دهی هیجان یک سری راهبردهای سازگار و یک سری راهبردهای ناسازگار را معرفی می‌کند که در این میان افرادی که دارای مشکلات هیجانی هستند از راهبردهای ناسازگار مانند نشخوار فکری، اجتناب و ... بیشتر استفاده می‌کنند؛ بنابراین لازمه مداخله در مشکلات هیجانی اصلاح یا حذف راهبردهای ناسازگار و آموزش راهبردهای سازگارانه است (۹). با توجه به فراوانی مشکلات هیجانی در میان دانشجویان، نتایج برخی از مطالعات داخلی حاکی از آن است که بین مشکلات هیجانی و راهبردهای تنظیم هیجان رابطه معناداری وجود دارد. در این میان برخی از راهبردهای تنظیم هیجان مانند مصیبت‌بار تلقی کردن و نشخوار فکری اثر بیشتری بر مشکلات هیجانی دانشجویان داشته‌اند (۱۰). یافته‌های برجعلی، اعظمی عرب کوهستانی (۱۱) نیز نشان می‌دهد که ناتوانی در مدیریت مناسب هیجان‌ها یکی از محرک‌های مهم برای درگیری در رفتارهای پرخطر و گرایش به سوءمصرف مواد است. از آنجا که تنظیم هیجان نقش مهمی در تحول بهنجار داشته و ضعف در آن، عاملی مهم در بروز اختلالات روانی است، پژوهشگران بر این باورند، افرادی که قادر به نظم‌بخشی صحیح هیجان‌هایشان در برابر رویدادهای روزمره نیستند، بیشتر نشانه‌های اختلال‌هایی مانند افسردگی و اضطراب را بروز می‌دهند. بنابراین می‌توان گفت، تنظیم هیجان مؤلفه‌ای مهم در سلامت روان است (۱۲).

با توجه به تبعات روان‌شناختی تنظیم هیجان، پژوهشگران به تدوین ابزارهایی جهت سنجش آن پرداخته‌اند. گراس و جان پرسشنامه تنظیم هیجان (ERQ) را به منظور ارزیابی دو راهکار تنظیم هیجان شامل ارزیابی مجدد و فرونشانی طراحی کردند. اگرچه تعداد کم سؤالات، ویژگی‌های روان‌سنجی نسبتاً مطلوب (۱۳) به همراه کاربردپذیری در فرهنگ‌های مختلف (۱۴، ۱۵) از امتیازات این ابزار به شمار می‌روند، اخیراً برخی پژوهش‌ها به ساختار دوعاملی اولیه دست نیافتند. در یکی از این مطالعات، گویا و همکاران (۱۶) با هدف اعتباریابی پرسشنامه تنظیم هیجان در یک نمونه از کشور برزیل، به ساختاری سه عاملی از این ابزار دست یافتند. این پژوهشگران بعد از انجام تحلیل عاملی اکتشافی، علاوه بر مؤلفه‌های ارزیابی مجدد شناختی و فرونشانی، مؤلفه متفاوتی از لحاظ محتوایی با عنوان تغییر مسیر توجه را نیز به‌دست آوردند. در این مؤلفه موقعیت، مانند خرده مقیاس ارزیابی مجدد، تفسیر مجدد نمی‌شود. بلکه فرد فقط تفکر در مورد رویدادهای دیگر را اولویت‌بندی می‌کند، به‌طوریکه هیجانات برخاسته از موقعیت اولیه فراخوانده نشوند. یک استدلال در مورد محدود بودن ساختار دو عاملی و تفکیک فرایند توجه از ارزیابی مجدد این است که تغییر مسیر توجه به عنوان بخشی از سنجش مجدد شناختی نمی‌تواند به عنوان یک راهبرد تنظیم‌دهنده موفق در نظر گرفته شود. به عنوان مثال، اجتناب از توجه به هیجان‌های منفی الزاماً نمی‌تواند به عنوان

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

یک راهبرد سازگارانه در نظر گرفته شود (۱۶). از جمله محدودیت‌های دیگر این ابزار، بزرگسال-محور بودن و عدم کاربرد زیاد در گروه‌های سنی پایین‌تر مانند نوجوانان، پرداختن بیشتر به راهبردهای غیرانطباقی به جای راهبردهای سازگارانه و گستره اندک هیجان‌های تحت پوشش این ابزار می‌باشد (۱۷).

گارنفسکی و همکاران (۱۸) با تمرکز بر راهبردهای شناختی تنظیم هیجان در مواجهه با حوادث تهدیدکننده و استرس‌زای زندگی، پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان (CERQ) را ساختند. آن‌ها این پرسشنامه را بر اساس یک رویکرد نظریه‌محور و با استفاده از راهبردهای مقابله شناختی موجود، تغییر راهبردهای مقابله غیرشناختی به شناختی و اضافه کردن راهبردهای جدید تهیه کردند. این ابزار از نه زیرمقیاس شامل خود سرزنشگری، دیگر سرزنشگری، نشخوارگری، فاجعه‌سازی (راهبردهای کمتر سازش‌یافته)، کم‌اهمیت شماری، تمرکز مثبت مجدد، ارزیابی مجدد مثبت، پذیرش و برنامه‌ریزی (راهبردهای سازش‌یافته) تشکیل شده است و هر مقیاس آن یک فرایند مقابله شناختی را می‌سنجد. مطالعات نشان داده که راهبردهای مقابله‌ای شناختی نقش مهمی در ارتباط میان رویدادهای استرس‌زا و سلامت روان دارند (۱۸، ۱۹). علی‌رغم ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب این ابزار، عدم توجه به راهبردهای مقابله‌ای رفتاری یکی از محدودیت‌های اساسی پرسشنامه CERQ است. یک مطالعه فراتحلیلی (۲۰) نشان داد که جستجوی حمایت‌های اجتماعی و مقابله فعال به عنوان راهبردهای مقابله‌ای رفتاری، به صورت مثبتی با سطح بالایی از سلامت روان ارتباط داشتند. بنابراین عدم وجود ابزاری که بتواند روابط بین راهبردهای مقابله‌ای شناختی و رفتاری به منظور روشن کردن نقش منحصر به فرد و یا مشترکشان در ارتباط با رویدادهای استرس‌زا را مورد بررسی قرار دهد، به صورت برجسته‌ای مشهود است (۲۱).

مقیاس تنظیم خلق منفی (NMRS) یکی دیگر از ابزارهای رایج و ابتدایی سنجش نحوه تنظیم هیجان است. این که برخی از رفتارها و یا شناخت‌ها می‌توانند حالات عاطفی منفی را کاهش دهند یا یک حالت عاطفی مثبت را القا کنند، اساس تدوین این مقیاس بوده است. این مقیاس، بر حذف و یا اجتناب از هیجان‌های منفی، به جای تأکید بر توانایی عمل کردن به نحوه مطلوب در هنگام بروز این هیجانات، تأکید می‌کند. بسیاری از ماده‌های مقیاس تنظیم خلق منفی، به راهبردهای تنظیم هیجان ویژه‌ای اشاره می‌کنند (۲۲). با این حال، مهم‌ترین اشکال این مقیاس، نپرداختن به برخی از جنبه‌های بالقوه مهم و مثبت تنظیم هیجانی (مانند آگاهی، فهم و پذیرش هیجان‌ها) است (۲۳).

مقیاس دشواری‌های تنظیم هیجان (DERS) گراتز و رومئر (۲۴) به دلیل محدودیت‌های موجود در سنجش درست راهبردهای تنظیمی در زمان ارزیابی تنظیم هیجان طراحی شد. ساختار عاملی این ابزار در برخی از مطالعات ناهمسان گزارش شده است. علاوه بر این، تأکید بر دشواری تنظیم هیجان، منجر به نادیده گرفتن راهبردهای انطباقی تنظیم هیجان نیز شده است (۲۴، ۲۵).

علاوه بر موارد مذکور، پرسشنامه‌های تنظیم هیجان قبلی عمدتاً به انتخاب موقعیت که اولین مرحله فرایند تولیدی هیجان در مدل تنظیم هیجان است توجه زیادی نداشته‌اند (۲۶). این کم‌توجهی احتمالاً تبیین می‌کند که چرا راهبردهای مرتبط با انتخاب موقعیت تاکنون خیلی موردمطالعه قرار نگرفته‌اند (۲۷). با توجه به این موضوع، راهبرد اجتناب در ابزار حاضر نیز گنجانیده شد. با در نظر گرفتن این موضوعات اساسی، فرم هایدلبرگ راهبردهای تنظیم هیجان (۲۸) برای ادغام راهبردهای مختلف مهم و نیز تکمیل ابزارهای موجود طراحی شد.

Izadpanah و همکاران (۲۸) خصوصیات روان‌سنجی اولیه HFERST را گزارش کردند: HFERST و خرده مقیاس‌هایش از همسانی درونی مطلوبی برخوردار بودند. همبستگی آیتم‌ها با کل مقیاس نیز رضایت‌بخش است (۰/۵۶ تا ۰/۷۱ برای خرده مقیاس نشخوار فکری، ۰/۶۵ تا ۰/۷۵ برای خرده مقیاس فرونشانی تجربه، ۰/۵۱ تا ۰/۷۸ برای خرده مقیاس فرونشانی بیانگر، ۰/۶۵ تا ۰/۷۵ برای خرده مقیاس اجتناب، ۰/۷۲ تا ۰/۷۸ برای خرده مقیاس ارزیابی مجدد، ۰/۵۹ تا ۰/۷۶ برای خرده مقیاس پذیرش، ۰/۶۲ تا ۰/۷۱ برای خرده مقیاس حل مسئله و ۰/۷۱ برای خرده مقیاس حمایت اجتماعی). مقایسه آلفای کرونباخ این ابزار با آلفای کرونباخ پرسشنامه CERQ در این مطالعه و مطالعات قبلی، همسانی درونی بیشتر خرده مقیاس‌های HFERST را نشان می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان داد که خرده مقیاس‌های HFERST همبستگی مثبتی

www.SID.ir
www.mui.ac.ir

Archive of SID

با مقیاس افسردگی بک (BDI) و پرسش‌نامه CERQ دارد. ازآنجاکه مقیاس HFERST یکی از مهم‌ترین ابزارهایی است که با برطرف کردن محدودیت‌های ابزارهای قبلی، به‌صورت جامع‌تری راهبردهای نظم‌بخشی هیجان را مورد سنجش قرار می‌دهد، هدف پژوهش حاضر تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس HFERST در نمونه‌ای از دانشجویان ایرانی است.

مواد و روش‌ها

این پژوهش با توجه به شیوه‌ی گردآوری داده‌ها در زمره پژوهش‌های توصیفی و به‌صورت دقیق‌تر آزمون‌سازی یا همبستگی قرار دارد. جامعه شامل دانشجویان کارشناسی دانشگاه بیرجند است. برای تعیین حجم نمونه توصیه‌شده (۲۹) که حجم نمونه بالاتر از ۲۰۰ باشد که این ملاک رعایت شده است. چون تعداد گویه‌ها ۲۸ گویه بود، عدد ۳۰۱ نیز عدد مناسبی برای حجم نمونه است. با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای ۴ دانشکده انتخاب و از هر دانشکده ۲ گروه آموزشی و از هر گروه به‌صورت تصادفی یک کلاس انتخاب شدند. پرسشنامه‌ها در ۸ کلاس، اجرا شد. نمونه این مطالعه ۳۴۸ دانشجو بود. در حین اجرا ۴۷ پرسشنامه ناقص کنار گذاشته شد و در نهایت داده‌های به‌دست‌آمده از ۳۰۱ دانشجو تحلیل شد.

برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسش‌نامه‌های HFERST و پرسش‌نامه سبک‌های تنظیم هیجان شناختی CERQ به شرح ذیل استفاده شد.

پرسش‌نامه هایدلبرگ راهبردهای نظم‌بخشی هیجان: این پرسش‌نامه توسط ایزدپناه و همکاران (۲۸) ساخته شد و شامل ۲۸ سؤال است که پاسخ‌گویی به آن‌ها بر اساس طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از طیف هرگز این‌گونه نیست (۱) تا همیشه همین‌طور است (۵) را شامل می‌شود. پرسش‌نامه دارای ۸ مؤلفه یا خرده‌مقیاس نشخوار (۴ سؤال)، ارزیابی مجدد (۴)، پذیرش (۳)، حل مسئله (۴)، فرونشانی حالت هیجانی (۴)، فرونشانی تجربه هیجانی (۴)، اجتناب (۳) و حمایت اجتماعی (۲) است. همسانی درونی (ضریب آلفا) برای کل مقیاس ۰/۹۱ و در تمامی خرده‌مقیاس‌ها بالاتر از ۰/۸۰ گزارش شده است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی در مطالعه ایزدپناه و همکاران (۲۸) از ساختار ۸ عاملی حمایت می‌کرد و تحلیل عاملی تأییدی نیز حاکی از برازندگی مناسب ساختار ۸ عاملی بود.

پرسش‌نامه تنظیم شناختی هیجان: این پرسش‌نامه توسط گارنفسکی، کرایج و اسپینوهوون (۱۲) ساخته شد. این پرسش‌نامه شامل ۳۶ سؤال است که پاسخ‌گویی به آن‌ها به‌صورت طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از هرگز در مورد من درست نیست (۱) تا همیشه در مورد من درست است (۵) می‌باشد. این پرسش‌نامه ۹ راهبرد شناختی مختلف را در مواجهه با رویدادها یا موقعیت‌های منفی اندازه‌گیری می‌کند. تحلیل عاملی اکتشافی در مطالعه گارنفسکی و همکاران نشان داد که پرسش‌نامه از ساختار ۹ عاملی مناسبی برخوردار است که درمجموع ۶۸/۱ درصد واریانس را تبیین می‌کرد. نتایج همسانی درونی نیز حاکی از این بود که ضرایب آلفا در اکثر موارد و در گروه‌های مختلف، بیشتر از ۰/۷۰ بود. این پرسش‌نامه در ایران توسط سامانی و صادقی (۳۰) اجراشده و روایی و پایایی آن احرازشده است. در مطالعه سامانی و صادقی، روایی محتوایی تأیید و مقدار پایایی آلفای کرونباخ برای ۷ خرده‌مقیاس از حداقل ۰/۶۲ تا ۰/۹۱ متغیر بود که مقدار آن رضایت‌بخش بوده است. پایایی به روش بازآزمایی نیز محاسبه شد که بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۸ به دست آمد و نشانگر پایایی قابل‌قبول به روش بازآزمایی هم هست. همچنین در این تحقیق، پایایی به روش آلفای کرونباخ به تفکیک خرده مقیاس‌ها محاسبه شد که برای خرده مقیاس‌های نشخوار، ارزیابی مجدد، پذیرش، حل مسئله، فرونشانی حالت هیجانی، فرونشانی تجربه هیجانی، اجتناب و حمایت اجتماعی به ترتیب ۰/۶۹، ۰/۶۶، ۰/۵۵، ۰/۷۱، ۰/۶۹، ۰/۵۶، ۰/۶۹ و ۰/۶۲ به دست آمد.

جهت بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس HFERST نخست مقیاس مذکور پس از کسب اجازه از صاحب اثر، به زبان فارسی ترجمه، سپس ترجمه آن به زبان انگلیسی برگردانده شد تا نسبت به معادل بودن محتوای ترجمه فارسی مقیاس با محتوای اصلی آن، اطمینان حاصل شود. در آخر، نسخه اصلی به همراه نسخه ترجمه‌شده در اختیار ۵ نفر از اساتید گروه علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه فردوسی و بیرجند قرار گرفت تا ازنظر صحت ترجمه مورد ارزیابی قرار گیرد. در اجرای مقدماتی که بر روی ۵۰ نفر از دانشجویان دانشکده علوم تربیتی و

www.SID.ir
www.mui.ac.ir

Archive of SID

روانشناسی دانشگاه بیرجند انجام گرفت، پایایی کل مقیاس و خرده‌مقیاس‌های نشخوار فکری، ارزیابی مجدد، پذیرش، حل مسئله، فرونشانی حالت هیجانی، فرونشانی تجربه هیجانی، اجتناب و حمایت اجتماعی به ترتیب معادل ۰/۶۲، ۰/۵۸، ۰/۶۴، ۰/۷۲، ۰/۷۴، ۰/۶۱، ۰/۸۴ و ۰/۸۳ به دست آمد. بعد از انطباق-یابی زبانی و احراز روایی محتوایی پرسش‌نامه HFERST، این پرسش‌نامه به همراه پرسش‌نامه CERQ (۱۲) اجرا شد. قبل از تکمیل پرسش‌نامه‌ها، از دانشجویان خواسته شد دستورالعمل را بخوانند و با نهایت دقت به سؤالات پاسخ دهند. شرکت‌کنندگان در پژوهش اغلب ظرف ۲۰ دقیقه، دو پرسش‌نامه را پاسخ دادند.

جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌ها پس از بررسی شاخص‌های CVR و CVI، ابتدا همسانی درونی (آلفای کرونباخ و ضریب دونیمه کردن) و قدرت تشخیص عبارت‌ها، سپس روایی عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی شد. در ادامه روایی ملاکی با ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل واریانس چندمتغیره مورد تحلیل قرار گرفت. از نرم‌افزار SPSS.16 و Amos.20 جهت انجام تحلیل استفاده شد.

یافته‌ها

میانگین و انحراف معیار سن در کل نمونه ۲۰/۵۰ و ۱/۹۲ با دامنه ۱۸ تا ۳۰ سال بود. زنان ۵۰/۷ درصد نمونه را تشکیل می‌دادند. ۸۰/۷ درصد افراد نیز مجرد بودند.

جهت بررسی روایی محتوایی، متخصصان عبارت‌های مقیاس را در طیف «غیر ضروری، مفید، ضروری» نمره‌گذاری کرده و در ادامه شاخص بر اساس معادله CVR=(ne-N/2)/(N/2) محاسبه گردید. در این معادله ne تعداد متخصصانی است که گزینه ضروری را انتخاب کرده‌اند و N تعداد کل متخصصان است. ضریب حاصل‌شده باید از ضرایب جدول لاوشه (۲۹) بزرگتر باشد. حداقل ضریب قابل‌قبول برای ۵ نفر متخصص بر اساس جدول لاوشه (۲۹) ۰/۹۹ می‌باشد که در پژوهش حاضر میانگین مقیاس CVR=۱ به دست آمد. در بررسی شاخص CVI نیز متخصصان در یک طیف چهار درجه‌ای (غیر مرتبط، تا حدودی مرتبط، مرتبط، کاملاً مرتبط) به رتبه‌بندی هر عبارت پرداختند. شاخص CVI برای هر عبارت، برابربا تعداد متخصصانی که گزینه‌های «مرتبط و کاملاً مرتبط» را انتخاب کرده‌اند، تقسیم‌بر تعداد کل متخصصان بود (۲۹). در نهایت تعداد عبارت‌های دارای CVI قابل‌قبول تقسیم‌بر تعداد کل عبارت‌ها شده و شاخص CVI کل آزمون به دست آمد. ضرایب بزرگتر از ۰/۷۰ قابل‌قبول هستند. در این مطالعه ضریب CVI=۰/۸۵ بود.

داده‌های گردآوری‌شده در ابتدا از حیث قدرت تشخیص عبارت‌ها موردبررسی قرار گرفت. بدین ترتیب که همبستگی نمره هر عبارت با نمره کل مقیاس بررسی شد. نتایج اولیه گویای این بود که همبستگی عبارت‌ها با نمره کل از ۰/۲۲ تا ۰/۴۳ در تغییر است. با توجه به این نتایج هیچ‌یک از عبارت‌ها در این مرحله حذف نشدند. در ادامه جهت تحلیل عاملی اکتشافی با الگوی مؤلفه‌های اصلی، به محاسبه شاخص کفایت نمونه‌برداری (KMO یا Kaiser Meyer Olkin Masseur) و آزمون کرویت بارتلت (Bartlett's test of sphericity) بر روی داده‌های حاصل از اجرای مقیاس پرداخته شد.

نتایج نشان داد که با مقدار KMO برابر با ۰/۷۸ و رد فرض صفر در آزمون کرویت بارتلت (P=۰/۰۰۰۱، df=۲۵۳، χ^2=۱۶۶۸/۳۶) شرایط برای تحلیل عاملی وجود دارد. در ادامه تحلیل مؤلفه‌های اصلی با در نظر گرفتن بار عاملی بیشتر از ۰/۳۵ اجرا شد. تحلیل اولیه هشت عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ را به دست می‌داد. نمودار اسکری (Scree) از این ساختار حمایت نمی‌کرد. واریانس تبیین شده این ساختار ۵۸/۳۱ درصد بود. در این ساختار عبارت‌های ۸، ۱۲، ۲۰، ۲۷ و ۲۸ بار عاملی مشترک ذیل دو عامل و بیشتر داشتند. بر این اساس به حذف عبارت‌ها پرداخته شد. تحلیل مجدد، شش عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ به دست داد که درمجموع ۵۵/۵۳ درصد واریانس را تبیین می‌کردند. نمودار اسکری از این ساختار حمایت می‌کرد. چرخش ابلیمین مستقیم (Direct oblimin) جهت استخراج ساختار شفافی از پرسشنامه مورداستفاده قرار گرفت. شاخص‌های توصیفی، بارهای عاملی، واریانس مشترک مربوط به هر عبارت، ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین شده پس از چرخش در جدول ۱ آورده شده است.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد تمامی عبارت‌ها دارای بار عاملی بزرگتر از ۰/۵۶ هستند. در عامل اول عبارت‌های ۵، ۶ و

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

۷ از عامل ارزیابی مجدد و عبارت‌های ۱۳، ۱۴ و ۱۵ از عامل حل مسئله حضور دارند.

جدول ۱: شاخص‌های توصیفی، نتایج بررسی همسانی درونی و تحلیل عاملی HFERST

عبارت‌ها	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی‌با نمره کل	واریانس مشترک	بارهای عاملی اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	ششم
۶	۳/۱۴	۰/۹۳	-۰/۱۰	-۰/۱۷	۰/۳۹	۰/۵۶	۰/۷۳					
۵	۳/۲۰	۰/۹۹	۰/۰۳	-۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۷۰					
۷	۳/۳۲	۰/۹۵	-۰/۱۱	-۰/۲۵	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۶۰					
۱۳	۳/۳۳	۰/۹۸	-۰/۲۳	-۰/۱۵	۰/۴۲	۰/۴۹	۰/۶۰					
۱۴	۳/۳۱	۰/۹۹	-۰/۱۸	-۰/۳۴	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۵۹					
۱۵	۳/۳۰	۱/۰۲	-۰/۰۶	-۰/۳۵	۰/۴۴	۰/۵۰	۰/۵۶					
۳	۳/۱۶	۱/۰۳	-۰/۱۳	-۰/۲۲	۰/۳۰	۰/۵۸		۰/۷۵				
۱	۳/۲۴	۱/۰۱	-۰/۱۷	-۰/۲۴	۰/۳۴	۰/۵۷		۰/۷۳				
۲	۳/۳۸	۱/۰۴	-۰/۴۰	-۰/۲۷	۰/۳۷	۰/۵۷		۰/۶۷				
۴	۳/۳۲	۰/۹۹	-۰/۱۴	-۰/۲۷	۰/۲۲	۰/۴۱		۰/۶۱				
۱۶	۳/۰۶	۱/۱۳	-۰/۱۰	-۰/۶۶	۰/۴۱	۰/۶۸			۰/۷۸			
۱۷	۳/۰۳	۱/۰۲	-۰/۱۳	-۰/۴۵	۰/۴۱	۰/۶۴			۰/۷۷			
۱۹	۳/۰۷	۱/۰۷	-۰/۰۶	-۰/۵۸	۰/۴۳	۰/۵۴			۰/۶۱			
۱۸	۳/۰۶	۱/۰۵	۰/۰۱	-۰/۵۸	۰/۳۵	۰/۴۳			۰/۵۷			
۱۱	۳/۱۰	۰/۹۸	۰/۰۱	-۰/۲۲	۰/۲۵	۰/۶۴				۰/۸۰		
۱۰	۳/۳۰	۱/۰۱	-۰/۲۶	-۰/۲۲	۰/۴۴	۰/۶۵				۰/۷۲		
۹	۳/۰۸	۰/۹۲	۰/۰۷	-۰/۱۴	۰/۳۳	۰/۵۲				۰/۶۵		
۲۴	۳/۲۸	۰/۹۵	-۰/۳۰	-۰/۲۰	۰/۳۹	۰/۶۵					۰/۷۸	
۲۶	۳/۳۱	۰/۹۷	-۰/۳۱	-۰/۲۲	۰/۳۹	۰/۶۴					۰/۷۷	
۲۵	۳/۱۸	۰/۹۷	-۰/۱۲	-۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۶۲					۰/۷۵	
۲۳	۲/۸۳	۱/۰۲	۰/۱۴	-۰/۴۶	۰/۲۴	۰/۶۴						۰/۷۴
۲۲	۲/۷۶	۰/۹۱	-۰/۰۱	-۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۵۳						۰/۷۲
۲۱	۳/۰۶	۰/۹۶	-۰/۷۲	-۰/۳۳	۰/۳۲	۰/۴۷						۰/۶۲
						ارزش ویژه	۴/۴۷	۲/۰۲	۱/۸۶	۱/۶۳	۱/۲۹	۱/۲۲
						واریانس تبیین شده	۲۰/۶۲	۸/۷۸	۸/۱۰	۷/۱۰	۵/۶۲	۵/۳۲
						واریانس تبیین شده تجمعی	۲۰/۶۲	۲۹/۴۰	۳۷/۵۰	۴۴/۶۱	۵۰/۲۲	۵۵/۵۳
						آلفای کرونباخ	۰/۷۷	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۶۳	۰/۷۲	۰/۶۰
						دونیمه کردن	۰/۶۸	۰/۶۴	۰/۶۹	۰/۶۰	۰/۶۳	۰/۵۹

عبارت ۸ از این عامل حذف شده است. این عامل به علت بار عاملی بالای عبارت‌ها، «ارزیابی مجدد» نام گرفت. عامل‌های دوم، سوم، چهارم و پنجم همانند نسخه اصلی بوده و به ترتیب «نشخوار»، «فرونشانی حالت هیجانی»، «پذیرش» و «اجتناب» نام دارند. عامل ششم نیز با حذف عبارت ۲۰، نسبت به نسخه اصلی متفاوت بوده و «فرونشانی تجربه هیجانی» نام دارد. عامل حل مسئله در نسخه اصلی به علت حذف عبارت ۱۲ و انتقال سه عبارت دیگر حذف گردید. عامل حمایت اجتماعی با عبارت‌های ۲۷ و ۲۸ نیز حذف شد.

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

ازآنجاکه در کنار هر مدل فرضی، مدل‌های جایگزین دیگری نیز محتمل هستند، ساختار یک عاملی نیز با اعمال محدودیت در استخراج عوامل، نیز موردبررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که با حذف ۱۰ عبارت، میزان واریانس تبیین شده ساختار یک عاملی برابر با ۲۷/۰۱ درصد است. نمودار اسکری از این ساختار حمایت نمی‌کرد.

به‌منظور تأیید ساختارهای عاملی به‌دست‌آمده، تحلیل عاملی تأییدی با نرم‌افزار Amos.20 و روش بیشینه درست نمایی به اجرا درآمد. نتایج در خصوص ساختار شش عاملی نشان داد که بارهای عاملی از ۰/۳۶ تا ۰/۷۹ در تغییر بوده و در سطح کوچکتر از α=۰/۰۱ معنادارند. بررسی برازش مدل نیز نشان داد که شاخص خی دو معنادار است (χ^2=۳۱۷/۶۶، P=۰/۰۱). ازآنجاکه این شاخص با افزایش حجم نمونه معمولاً معنادار می‌شود، استفاده از سایر شاخص‌ها توصیه‌شده است. نسبت خی دو به درجات آزادی یکی از این شاخص‌هاست که مقادیر ۱-۳ برای آن مطلوب هستند. این نسبت برای مدل حاضر χ^2/df=۱/۴۹ بود. شاخص خوبی برازندگی (Goodness of Fit Index-GFI)، شاخص خوبی برازندگی تعدیل‌شده (Adjusted Goodness of Fit Index-AGFI) و شاخص برازندگی مقایسه‌ای (Comparative Fit Index -CFI) نیز به ترتیب ۰/۹۲، ۰/۹۰، ۰/۹۳ است. میزان این شاخص‌ها برای مدل‌های قابل‌قبول باید از ۰/۹۰ بزرگتر باشد (۲۹). علاوه بر آن شاخص استانداردشده ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (Root Mean Square Error of Approximation-RMSEA) نیز در سطح مطلوب قرار دارد (RMSEA=۰/۰۴). ضرایب ۰/۰۵ و کمتر برای این شاخص قابل‌قبول‌اند (۲۷). بررسی شاخص‌های برازش در ساختار یک عاملی نشان داد که این ساختار از برازش مناسبی برخوردار نیست (χ^2/df=۳/۸۱، GFI=۰/۸۲، AGFI=۰/۷۷، CFI=۰/۶۹، RMSEA =۰/۱۰).

نتایج بررسی روایی همگرای HFERST از طریق محاسبه همبستگی با ابعاد CERQ در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲: شاخص‌های توصیفی و ضرایب همبستگی ابعاد HFERST و CERQ

فرم	متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	میانگین	انحراف معیار
HFERST	۱. نشخوار	-						۱۲/۲۶	۳/۳۲
	۲. ارزیابی مجدد	-۰/۲۹**	-					۱۹/۶۳	۴/۰۶
	۳. پذیرش	-۰/۲۶**	۰/۳۳**	-				۹/۸۴	۲/۴۳
	۴. فرونشانی تجربه هیجانی	-۰/۱۸**	۰/۳۹**	۰/۳۲**	-			۸/۶۵	۲/۰۶
	۵. فرونشانی حالت هیجانی	۰/۳۱**	-۰/۲۴**	-۰/۲۳**	-۰/۱۹**	-		۱۲/۰۰	۳/۶۰
CERQ	۶. اجتناب	۰/۲۶**	-۰/۳۰**	-۰/۲۴**	-۰/۲۹**	۰/۴۹**	-	۹/۷۸	۲/۷۴
	۷. تمرکز مثبت مجدد	-۰/۴۴**	۰/۳۴**	۰/۲۹**	۰/۳۱**	-۰/۱۸**	-۰/۲۲**	۲۹/۸۶	۶/۶۳
	۸. ارزیابی مثبت	-۰/۴۶**	۰/۴۵**	۰/۲۸**	۰/۲۶**	-۰/۲۱**	-۰/۲۵**	۱۸/۲۸	۴/۱۲
	۹. سرزنش خود	۰/۴۲**	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۱۹**	۰/۲۱**	۸/۷۷	۲/۴۶
	۱۰. سرزنش دیگران	۰/۵۱**	-۰/۱۳*	-۰/۱۹**	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۱۳*	۸/۷۶	۲/۵۵
	۱۱. نشخوار فکری	۰/۲۵**	۰/۱۱	-۰/۲۲**	-۰/۱۴*	۰/۰۳	۰/۱۵*	۱۴/۸۱	۳/۲۸
	۱۲. فاجعه‌آمیز کردن	۰/۰۳	-۰/۳۰**	-۰/۳۴**	-۰/۱۷**	۰/۰۴	۰/۰۵	۱۳/۱۸	۲/۵۳
	۱۳. پذیرش	۰/۰۲	۰/۳۳**	۰/۲۲**	۰/۱۳*	۰/۰۸	-۰/۱۲*	۱۳/۰۲	۲/۷۳

** P<۰/۰۱ * P<۰/۰۵

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

نتایج درج‌شده در جدول ۲ می‌دهد که همبستگی مثبت و معناداری میان ابعاد مثبت HFERST مشتمل بر ارزیابی مجدد، پذیرش و فرونشانی تجربه هیجانی با ابعاد تمرکز مجدد مثبت، ارزیابی مثبت و پذیرش CERQ وجود دارد. همبستگی این ابعاد با سرزنش دیگران، نشخوار فکری و فاجعه‌آمیز کردن (جز رابطه ارزیابی مجدد و نشخوار فکری و نیز فرونشانی تجربه هیجانی و سرزنش دیگران) منفی و معنادار است. نشخوار نیز با تمرکز مثبت مجدد و ارزیابی مثبت رابطه منفی و با سرزنش خود، سرزنش دیگران و نشخوار فکری رابطه مثبت دارد. فرونشانی حالت هیجانی با تمرکز مثبت مجدد و ارزیابی مثبت رابطه منفی و با سرزنش خود رابطه مثبت دارد. اجتناب نیز با تمرکز مثبت مجدد، ارزیابی مثبت و پذیرش رابطه منفی و با سرزنش خود، سرزنش دیگران و نشخوار فکری رابطه مثبت دارد.

بررسی تفاوت‌های جنسیتی در ابعاد HFERST با تحلیل واریانس چندمتغیره صورت گرفت. نتایج بررسی مفروضات نشان داد که توزیع ابعاد HFERST به تفکیک زیرگروه‌ها در جنسیت نرمال است (P≥۰/۰۵). نتایج آزمون ام. باکس (Box`s M) نیز نشان داد که همگنی ماتریس واریانس-کوواریانس برحسب جنسیت (P=۰/۰۵۱، F=۰/۹۴، Box`s M=۸/۱۲) وجود دارد. نتایج آزمون کرویت بارتلت (Bartlett's Test of Sphericity) نیز نشان داد که میان متغیرهای وابسته برحسب جنسیت (P≤۰/۰۰۱، χ^2=۴۴۲/۷۱) همبستگی وجود داشته و از تحلیل چندمتغیره می‌توان استفاده کرد. نتایج تحلیل نشان داد که تفاوت‌های جنسیتی تنها در نشخوار معنادار است (P=۰/۰۰۲، $F_{(۱ و ۲۹۱)}$=۱۰/۱۱) و زنان میانگین بالاتری دارند (۱۲/۸۷ در برابر ۱۱/۶۵). سایر نتایج در بررسی رابطه سن با ابعاد HFERST با محاسبه ضریب همبستگی پیرسون نشان داد که رابطه معناداری میان سن و ابعاد HFERST وجود ندارد (P≥۰/۰۵). بررسی تفاوت‌ها برحسب وضعیت تأهل در ابعاد HFERST نیز با تحلیل واریانس چندمتغیره صورت گرفت. نتایج بررسی مفروضات نشان داد که توزیع ابعاد HFERST به تفکیک زیرگروه‌ها در جنسیت نرمال است (P≥۰/۰۵). نتایج آزمون ام. باکس (Box`s M) نیز نشان داد که همگنی ماتریس واریانس-کوواریانس برحسب وضعیت تأهل (P=۰/۵۵، F=۰/۹۳، Box`s M=۲۰/۵۳) وجود دارد. نتایج آزمون کرویت بارتلت (Bartlett's Test of Sphericity) نیز نشان داد که میان متغیرهای وابسته برحسب جنسیت (P≤۰/۰۰۱، χ^2=۳۷۳/۵۵) همبستگی وجود داشته و از تحلیل چندمتغیره می‌توان استفاده کرد. نتایج تحلیل نشان داد که تفاوت برحسب وضعیت تأهل معنادار نیست (P≥۰/۰۵).

در بررسی اعتبار HFERST نتایج جدول ۱ نشان داد که تمامی عبارت‌ها با نمره کل همبستگی دارند. میان ابعاد HFERST نیز روابط معناداری وجود دارد (جدول ۲). ضرایب آلفای کرونباخ ابعاد HFERST از ۰/۶۰ تا ۰/۷۷ و ضرایب دونیمه کردن از ۰/۵۸ تا ۰/۵۹ تا ۰/۶۹ در تغییر بود.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، اعتباریابی مقیاس هایدلبرگ راهبردهای نظم‌بخشی هیجان در جامعه ایرانی بود. پس از اطمینان از دقت ترجمه و اجرای مقدماتی، روش‌های زیر شامل روایی (روایی سازه شامل تحلیل عاملی و روایی همگرا) و پایایی به کار گرفته شد. بررسی روایی محتوایی همسو با مطالعه اصلی ایزدپناه و همکاران، (۲۸) نشان داد که عبارت‌ها به‌خوبی راهبردهای نظم-بخشی هیجان را موردبررسی قرار می‌دهند. ازنظر صوری مشکل مهم در این آزمون وجود نداشت و گروه نمونه هم در فهم سؤالات مشکل عمده‌ای نداشتند و تقریباً سؤالات برایشان جذاب و جالب بود و این نشانه روایی صوری آزمون است. تحلیل عاملی اکتشافی اولیه هشت عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ را به دست داد که نمودار اسکری (Scree) از این ساختار حمایت نمی‌کرد. واریانس تبیین شده این ساختار ۵۸/۳۱ درصد بود. در این ساختار به دلیل بار عاملی مشترک برخی عبارت‌ها ذیل دو عامل و بیشتر، به حذف عبارت‌ها پرداخته شد. تحلیل مجدد، شش عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ به دست داد که درمجموع ۵۵/۵۳ درصد واریانس را تبیین می‌کردند.

تحلیل عاملی تأییدی، مدل شش عاملی از مقیاس هشت عاملی فرم هایدلبرگ (HFERST) شامل خرده مقیاس‌های پذیرش، ارزیابی مجدد، اجتناب، فرونشانی تجربه، فرونشانی حالت هیجانی و نشخوار فکری را تأیید کرد. نشخوار فکری، ارزیابی مجدد، پذیرش، فرونشانی حالت هیجانی، فرونشانی

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

تجربه هیجانی و اجتناب، ۲۲ سؤال فرم منطبق شده مقیاس HFERST با نمونه ایرانی را تشکیل می‌دهند. نتایج این تحلیل در مقایسه با مطالعه اصلی (۲۸) حاکی از آن بود که در این مطالعه دو عامل حل مسئله (با حذف دو عبارت) و ارزیابی مجدد (با حذف یک عبارت) در قالب یک عامل قابل‌شناسایی می‌باشد. همچنین حمایت اجتماعی نیز به دلیل بار عاملی ضعیف، حذف گردید. این عوامل در تحلیل ایزدپناه و همکاران، در قالب سه عامل استخراج‌شده بودند. لازم به توضیح است باوجود ادغام دو عامل ارزیابی مجدد و حل مسئله در یکدیگر، محتوای این دو عامل همچنان از قابلیت مفهومی مناسبی برخوردار است. در تبیین احتمالی انتقال ۳ عبارت عامل حل مسئله به عامل ارزیابی، می‌توان این‌گونه گفت که با توجه به اینکه فرایند حل مسئله با ارزیابی راه‌حل‌های گوناگون سروکار دارد، ادغام این دو در یک عامل، می‌تواند دلیل نظری برای این یافته باشد. در مطالعه ایزدپناه و همکاران، دو عامل ارزیابی و حل مسئله در قالب راهبردهای مثبت و سازگارانه تنظیم هیجان قرار می‌گیرند و دارای همبستگی مثبتی باهم هستند. همین عامل، دلیل بر ترکیب این دو عامل (ارزیابی مجدد، حل مسئله) با یکدیگر در قالب یک عامل شده است. در تبیین حذف عامل حمایت اجتماعی به‌عنوان یک راهبرد کارکردی رفتاری در مقایسه با تحلیل ایزدپناه و همکاران (۲۸)، این نکته قابل‌ذکر است که در نسخه اصلی این ابزار، حمایت اجتماعی و فعالیت در قالب یک عامل مطرح‌شده بودند که بر اساس نتایج تحلیل عاملی، سؤالات مربوط به فعالیت حذف و دو سؤال مربوط به حمایت اجتماعی باقی ماندند. علاوه بر این در تحلیل ایزدپناه و همکاران (۲۸)، عامل حمایت اجتماعی تنها عاملی بود که نسبت به عامل‌های دیگر در برآورد همبستگی‌ها و ثبات درونی ضعیف‌ترین وضعیت را داشت. به نظر می‌رسد با توجه به اهمیت حمایت‌طلبی اجتماعی و هیجانی، به‌عنوان یک راهبرد انطباقی رفتاری، لزوم ساخت مقیاسی جداگانه برای ارزیابی این موضوع حائز اهمیت است.

به‌طورکلی یافته‌های پژوهش، نشان‌دهنده همسانی نسبی مقیاس راهبردهای نظم‌بخشی هیجان است. همبستگی آیتم‌ها و همبستگی عوامل با نمره کل مقیاس از طریق ضریب همبستگی پیرسون محاسبه شد که کلیه ضرایب، رضایت‌بخش و معنادار بودند. ایزدپناه و همکاران (۲۸)، همبستگی آیتم‌ها با کل مقیاس HFERST را در محدوده ۰/۵۱ تا ۰/۷۸ و رضایت‌بخش به دست آوردند.

جهت بررسی روایی همگرای مقیاس، همبستگی مقیاس HFERST با پرسش‌نامه سبک‌های تنظیم شناختی هیجان از طریق ضریب همبستگی پیرسون محاسبه شد و مقادیر به‌دست‌آمده قابل‌قبول و معنادار و نشان‌دهنده روایی همگرایی مقیاس می‌باشند. ازجمله اینکه نشخوار با تمرکز مثبت مجدد و ارزیابی مثبت رابطه منفی و با سرزنش خود، سرزنش دیگران و نشخوار فکری رابطه مثبت دارد. در تبیین این یافته‌ها می‌توان گفت که احتمالاً افرادی که در مواجهه با شرایط ناگوار به تجارب ارزشمند ناشی از رویارویی با شرایط به وجود آمده می‌پردازند و تأکید بر سازنده بودن این شرایط دارند، کمتر به‌مرور و اشتغال ذهنی در خصوص احساسات و افکار ایجادشده به دلیل شرایط ناگوار می‌پردازند. رابطه مثبت و معنادار نشخوار فکری با سرزنش خود و دیگران نیز احتمالاً نشان‌دهنده این نکته است که هرچقدر افراد در افکار تکرارشونده مرتبط با رویدادهای ناخوشایند درگیرتر باشند، احتمالاً سرزنش خود و سرزنش دیگران نیز در آن‌ها بیشتر است. این یافته‌ها با پژوهش‌های ایزدپناه و همکاران (۲۸) و نیز مطالعه مولدز، کندریس، استار و وانگ (۳۱) همسو است.

در یک اظهارنظر کلی می‌توان گفت که با توجه به ضرایب روایی و پایایی مناسب مقیاس HFERST، کوتاه بودن، سهولت اجرا و نمره‌گذاری، مقیاس مذکور ابزار مناسبی برای سنجش و ارزیابی راهبردهای تنظیم هیجان به‌حساب می‌آید و می‌توان از آن در تحقیقات مربوط به نقش راهبردهای نظم‌جویی هیجان در پیشگیری از مشکلات هیجانی و رفتاری استفاده نمود. یکی از محدودیت‌هایی که پژوهش حاضر با آن روبرو است، انجام مطالعه در جمعیت دانشجویی است. بنابراین می‌بایست در تعمیم نتایج آن به سایر جمعیت‌ها دقت لازم صورت گیرد. همچنین در این مطالعه، مانند بسیاری از مطالعات دیگر از ابزارهای خودگزارش‌دهی استفاده‌شده است که نسبت به روش‌های مشاهده رفتار واقعی و مصاحبه اعتبار کمتری

www.SID.ir
www.mui.ac.ir

Archive of SID

دارد. ازآنجاکه در این پژوهش به مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس در نمونه غیر بالینی پرداخته‌شده است، توصیه می‌شود پژوهش‌های آتی در نمونه‌های بالینی صورت گیرند. نتایج حاصل از این پژوهش می‌تواند در موقعیت‌های بالینی، درمانی، پژوهشی و آموزشی مربوط به تنظیم هیجان مورداستفاده قرار گیرد.

تقدیر و تشکر

در انتها از سرکار خانم دکتر طالب زاده و جناب آقای دکتر سالاری‌فر که در ترجمه و تنظیم نسخه فارسی این مقیاس، ما را یاری نمودند و همچنین از سرکار خانم دکتر ایزدپناه از دانشگاه هایدلبرگ که ضمن اجازه استفاده از نسخه اصلی جهت انطباق‌یابی در فرهنگ ایرانی، راهنمای پژوهش نیز بودند، سپاسگزاری می‌شود.

References

1. Gross JJ, Jazaieri H. Emotion, emotion regulation, and psychopathology: An affective science perspective. Clinical Psychological Science. 2014 Jul;2(4):387-401.
2. Greenspan SI, Shanker S. The first idea: How symbols, language, and intelligence evolved from our primate ancestors to modern humans. Da Capo Press; 2009 Mar 25.
3. Greenspan SI, Wieder S, Simons R. The child with special needs: Encouraging intellectual and emotional growth. Addison-Wesley/Addison Wesley Longman; 1998.
4. Compas BE, Jaser SS, Bettis AH, Watson KH, Gruhn MA, Dunbar JP, Williams E, Thigpen JC. Coping, emotion regulation, and psychopathology in childhood and adolescence: A meta-analysis and narrative review. Psychological Bulletin. 2017 Sep;143(9):939.
5. Thompson RA. Emotion regulation: A theme in search of definition. Monographs of the society for research in child development. 1994 Feb; 59(2-3):25-52.
6. Lavender JM, Tull MT, DiLillo D, Messman-Moore T, Gratz KL. Development and validation of a state-based measure of emotion dysregulation: The State Difficulties in Emotion Regulation Scale (S-DERS). Assessment. 2017 Mar; 24(2):197-209.
7. Sajjadi M.S, Askarizadeh Gh. Role of Mindfulness and Cognitive Emotion Regulation Strategies on Predicting the Psychological Symptoms of Medical Students. Education Strategies in Medical Sciences. 2015;8(5):301-308.[In Persian].
8. Izadpanah S, Schumacher M, Bähr A, Stopsack M, Grabe HJ, Barnow S. A 5-year longitudinal study of the adolescent reinforcement sensitivity as a risk factor for anxiety symptoms in adulthood: Investigating the indirect effect of cognitive emotion regulation. Personality and Individual Differences. 2016 Jun 1;95:68-73.
9. Gross JJ. Emotion regulation: Affective, cognitive, and social consequences. Psychophysiology. 2002 May; 39(3):281-91.
10. Salehi A, Bahrami F, Baghban E, Ahmadi SA. The relationship between cognitive emotion regulation strategies and emotional problems based on individual and family factors. Journal of Family Counseling & Psychotherapy. 2011; 1(1): 1-18.[In Persian].
11. Borjali A, Aazami Y CH, Arab Quhistani D. Effectiveness of emotion regulation strategies for aggression control based on gross model in substance abusers. Iranian Journal of Rehabilitation Research. 2015; 2:53-65.
12. Garnefski N, Kraaij V, Spinhoven P. Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. Personality and Individual differences. 2001 Jun 1; 30(8):1311-27.
13. Gross JJ, John OP. Individual differences in two emotion regulation processes: implications for affect, relationships, and well-being. Journal of personality and social psychology. 2003 Aug; 85(2):348.

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

14. Moore SA, Zoellner LA, Mollenholt N. Are expressive suppression and cognitive reappraisal associated with stress-related symptoms? Behaviour research and therapy. 2008 Sep 1;46(9):993-1000.

15. Matsumoto D, Yoo SH, Nakagawa S. Culture, emotion regulation, and adjustment. Journal of personality and social psychology. 2008 Jun; 94(6):925.

16. Gouveia VV, Moura HM, Oliveira IC, Ribeiro MG, Rezende AT, Brito TR. Emotional Regulation Questionnaire (ERQ): Evidence of Construct Validity and Internal Consistency. Psico-USF. 2018 Jul; 23(3):461-71.

17. Kostiuk LM. Adolescent Emotion Regulation Questionnaire: Development and Validation of a Measure of Emotion Regulation for Adolescents.

18. Garnefski N, Kraaij V. Relationships between cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: A comparative study of five specific samples. Personality and Individual differences. 2006 Jun 1; 40(8):1659-69.

19. Schroevers M, Kraaij V, Garnefski N. Goal disturbance, cognitive coping strategies, and psychological adjustment to different types of stressful life event. Personality and Individual Differences. 2007 Jul 1; 43(2):413-23.

20. Kato T. Frequently used coping scales: A meta-analysis. Stress and Health. 2015 Oct; 31(4):315-23.

21. Kraaij V, Garnefski N. The behavioral emotion regulation questionnaire: development, psychometric properties and relationships with emotional problems and the cognitive emotion regulation questionnaire. Personality and Individual Differences. 2019 Jan 15; 137:56-61.

22. Catanzaro, Salvatore J., and Jack Mearns. "Measuring generalized expectancies for negative mood regulation: Initial scale development and implications." *Journal of personality assessment* 54, no. 3-4 (1990): 546-563.

23. Bardeen JR, Fergus TA, Orcutt HK. An examination of the latent structure of the Difficulties in Emotion Regulation Scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2012 Sep 1; 34(3):382-92.

24. Gratz KL, Roemer L. Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. Journal of psychopathology and behavioral assessment. 2004 Mar 1; 26(1):41-54.

25. Kökönyei G, Urbán R, Reinhardt M, Józan A, Demetrovics Z. The difficulties in emotion regulation scale: factor structure in chronic pain patients. Journal of Clinical Psychology. 2014 Jun; 70(6):589-600.

26. Gross JJ, John OP. Emotion regulation questionnaire (ERQ) Retrieved February, 2014.

27. Quoidbach J, Mikolajczak M, Gross JJ. Positive interventions: An emotion regulation perspective. Psychological bulletin. 2015 May;141(3):655.

28. Izadpanah S, Barnow S, Neubauer AB, Holl J. Development and validation of the Heidelberg Form for emotion regulation strategies (HFERST): factor structure, reliability, and validity. Assessment. 2017 Jul 1:1073191117720283.

29. MacCallum RC, Widaman KF, Zhang S, Hong S. Sample size in factor analysis. Psychological methods. 1999 Mar;4(1):84.

30. Samani S, Sadeghi, L. Psychometric properties of cognitive emotion regulation questionnaire. Journal of psychological models and methods. 2010; 1(1): 51-62. [In Persian].

31. Moulds ML, Kandris E, Starr S, Wong AC. The relationship between rumination, avoidance and depression in a non-clinical sample. Behaviour research and therapy. 2007 Feb 1; 45(2):251-61.

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

پیوست ۱: راهبردهای نظم‌بخشی هیجان (فرم هایدلبرگ)

۱- وقتی حالم خوب نیست، اغلب فکر می‌کنم چرا این گونه‌ام.

۲- بعد از موقعیت‌ها یا تجارب هیجانی، برای اینکه احساساتم را بهتر درک کنم، در مورد کاری که کردم و حرفهایم، خیلی فکر می‌کنم.

۳- کاملاً متوجه هستم که مجبورم در مورد چیزهایی که مرا عصبانی یا غمگین می‌کند، فکر کنم.

۴- اغلب کشمکش‌های گذشته را به یاد می‌آورم و به این فکر می‌کنم که می‌توانستم به شکل دیگری هم عمل کنم.

۵- وقتی احساس بدی دارم، تلاش می‌کنم جنبه‌های مثبت آن موقعیت را ببینم.

۶- وقتی خودم را در یک موقعیت تنش‌زا می‌بینم، افکارم در خصوص آن موقعیت را به نحوی تغییر می‌دهم که آرام شوم.

۷- وقتی می‌خواهم احساس بهتری داشته باشم، بر روی جنبه‌های خوب آن موقعیت، تمرکز می‌کنم.

۸-برای اینکه حالم عوض شود، به شکل دیگری به موقعیت فعلی‌ام فکر می‌کنم.

۹- زمانی که نمی‌توانم چیزی را تغییر دهم موقعیت را آن‌گونه که هست، می‌پذیرم.

۱۰- می‌توانم در برابر موقعیت‌های آزاردهنده، تحمل و ایستادگی کنم.

۱۱- می‌توانم چیزها را همان‌طور که هستند، بپذیرم.

۱۲- وقتی به دنبال راه‌حل‌هایی برای یک مسئله هستم فقط به درک شهودی‌ام تکیه نمی‌کنم، بلکه تلاش می‌کنم تا جایی که امکان دارد منطقی فکر کنم.

۱۳- درباره همه راه‌حل‌های ممکن در خصوص تغییر موقعیت، فکر می‌کنم.

۱۴- در زمان رویارویی با مشکلات، در مورد اینکه چگونه می‌توانم به بهترین شکل موقعیت را حل‌وفصل کنم، خیلی دقیق فکر می‌کنم.

۱۵- وقتی باید تصمیمی بگیرم گزینه‌های متفاوت را در مقایسه باهم، دقیقاً سبک و سنگین می‌کنم.

۱۶- وقتی چیزی مرا عصبی و غمگین می‌کند، تلاش می‌کنم احساساتم را از دیگران مخفی کنم.

۱۷- من حالت‌های جسمانی احساساتم را مخفی می‌کنم.

۱۸- برای دیگران خیلی سخت است که بگویند من در این لحظه چه احساسی دارم.

۱۹- حتی وقتی خیلی آشفته‌ام، می‌توانم آرامش ظاهری‌ام را حفظ کنم.

۲۰- از فعال شدن هیجان‌های منفی‌ام، جلوگیری می‌کنم.

۲۱- به‌ندرت اجازه می‌دهم هیجان‌هایم افزایش یابد، ولی آن‌ها را کنترل می‌کنم.

۲۲- تا حد امکان، از فهم احساساتم اجتناب می‌کنم.

۲۳- زمانی که هیجان‌های شدید دارم، بلافاصله آن‌ها را کنار می‌گذارم.

۲۴- ترجیح می‌دهم از موقعیت‌هایی که هیجان‌های منفی در من ایجاد می‌کند، دوری‌کنم.

۲۵- تلاش می‌کنم تا از فکر کردن در مورد چیزهایی که مرا کلافه می‌کند، دوری‌کنم.

۲۶- تا حد امکان مراقبم که با موقعیت‌های آزاردهنده مواجه نشوم.

۲۷- دوست دارم احساسات مثبت و منفی را با تلفن کردن یا دیدن دیگران و صحبت کردن در مورد آن‌ها، در میان بگذارم.

۲۸- اغلب در مورد هیجان‌هایم با شریک زندگی‌ام یا دوستان نزدیکم صحبت می‌کنم.

www.SID.ir

www.mui.ac.ir

Archive of SID

Evaluating factorial structure and determining Psychometric properties of Heidelberg Form for Emotion Regulation Strategies

Hadi Samadieh[1], **Hossein Karshki**[2], **Farhad Tanhaye Reshvanloo**[1], **Mahdi Arkhudi ghalenoei**[1]

Original Article

Abstract

Aim and Background: It is essential to development an accurate scale for the evaluation of emotion regulation strategies that not only integrates different important strategies into a unified multidimensional questionnaire but also complements the existing measures. The aim of this research was the evaluation of Psychometric properties Heidelberg form for emotion regulation strategies.

Methods and Materials: The design of this study was testing and correlation. Statistical population of this research was all students in University of Birjand in the first year of undergraduate of 2017-2018 academic years. 301 students were selected by cluster sampling method among them. Data were collected by using Heidelberg form for Emotion Regulation Strategies (HFERST) and Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (CERQ). To determine the Inner consistency of HFERST, Cronbach's alpha and Split-halves coefficient and to determine its validity, Content validity, EFA, CFA and Convergent validity were used.

Findings: The results of exploratory factor analysis showed that the scale had a good six-factor structure that explained 55.53% of the variance. Confirmatory factor analysis confirmed this structure. The internal consistency of sub-scales was obtained with the Cronbach's alpha in the desired range. The results of Convergent validity indicated that there was a positive and significant correlation between HFERST dimensions including reappraisal, acceptance and experience suppression with Positive refocusing, positive reappraisal and acceptance of CERQ.

Conclusions: The results of statistical analysis showed that the Persian version of Heidelberg Form for Emotion Regulation Strategies has acceptable psychometric properties and can be used as a reliable tool in the Iranian population.

Keywords: Emotion regulation, Reliability, Validity.

Citation: Samadieh H, Karshki H, Tanhaye Reshvanloo F, Arkhudi Ghalenoei, M. **Evaluating factorial structure and determining Psychometric properties of Heidelberg Form for Emotion Regulation Strategies.** J Res Behav Sci 2019; 17(1): 22-34.

Received: 2018.05.31 Accepted: 2018.07.02

1- PhD Candidate, Department of Educational Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
2- Associate Professor, Department of Educational Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.
Corresponding Author: Hadi Samadieh, Email: h.samadieh@mail.um.ac.ir

www.SID.ir
www.mui.ac.ir