

بررسی ساخت عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت در یک نمونه غیربالینی

سعیده پناهی^۱

دکتر محمدعلی اصغری مقدم^۲

دکتر محمدرضا شعیری^۳

سمیه اقتدار نژاد^۴

تاریخ پذیرش: ۸۹/۹/۲۰

تاریخ وصول: ۸۹/۵/۱۲

چکیده

هدف اساسی این پژوهش واری و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت (F-SHAI) در یک نمونه غیربالینی ایرانی است. به این منظور و پس از ترجمه و آماده سازی F-SHAI، گام‌های زیر برداشته شد. نخست، به منظور واری ساختار عاملی F-SHAI، پرسشنامه در نمونه ای از ۵۱۹ نفر از دانشجویان و کارکنان دانشگاه‌های تهران که به شیوه نمونه‌برداری در دسترس انتخاب شده بودند، اجراء شد. نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی موازی نشان داد که F-SHAI در قالب ۳ عامل مفهوم‌سازی می‌شود: احتمال بیماری، پیامدهای منفی بیماری و اشتغال ذهنی با بیماری. نتایج حاصل از محاسبه آلفای کرونباخ، میانگین همبستگی بین عبارات آزمون و نیز بررسی ضریب بازآزمایی (با فاصله ۲۱ روز) حاکی از مناسب بودن پایایی F-SHAI بود. در گام دوم، به منظور بررسی اعتبار همگرا و واگرای F-SHAI و خرده مقیاس‌های آن، همبستگی پیرسون بین نمره‌های F-SHAI و خرده مقیاس‌های آن با نمره‌های ۴۷۲ نفر از افرادی که پرسشنامه‌های نگرش نسبت به بیماری و عواطف مثبت و عواطف منفی را تکمیل کرده

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی دانشگاه شاهد

۲- عضو هیئت علمی دانشگاه شاهد

۳- عضو هیئت علمی دانشگاه شاهد

۴- دانشجوی کارشناسی روان‌شناسی بالینی دانشگاه شاهد

بودند، محاسبه شد. نتایج این تحلیل‌ها نیز ضمن تأیید اعتبار همگرا و واگرای F-SHAI نشان داد که هر سه خرده‌مقیاس این پرسشنامه دارای اعتبار همگرا است. همچنین، نتایج مذکور مؤید اعتبار واگرای دو مقیاس (احتمال بیماری و پیامد بیماری) از سه مقیاس F-SHAI است. در مجموع نتایج این مطالعه شواهد قابل توجهی را در مورد اعتبار و پایایی قابل قبول F-SHAI در جمعیت غیربالینی ایرانی فراهم آورده است.

واژگان کلیدی: فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت، ساخت عاملی، پایایی و اعتبار.

مقدمه

نگرانی‌های مربوط به سلامت پدیده‌ای است که بسیاری از افراد را در برهه‌هایی از زندگی، خاصه پس از تجربه‌ی علایم بدنی نا آشنا، پخش گزارش‌های خبری در خصوص یک بیماری خاص، انجام آزمایش‌های پزشکی و یا در پی ابتلا به یک بیماری جسمی به خود مشغول می‌سازد. این حالت غالباً گذرا است و با از بین رفتن علایم یا اطمینان بخشی مناسب از سوی پزشکان خود به خود فروکش می‌کند. اما در برخی موارد با وجود آن که شواهد، بیماری خاصی را نشان نمی‌دهد نگرانی‌های بیمار برطرف نشده و اضطراب سلامت^۱ تداوم می‌یابد (دیل^۲، ۲۰۰۷). اضطراب سلامت پیوستاری است که در یک سوی آن نگرانی‌های خفیف مرتبط با احساس بدنی و در سوی دیگر آن ترس‌های شدید مرتبط با سلامت و اشتغال ذهنی با احساسات بدنی قرار می‌گیرد (سالکوسکیس^۳ و وارویک^۴، ۱۹۸۶). ضابطه بندی^۵ شناختی رفتاری اضطراب سلامت که به وسیله سالکوسکیس (۱۹۸۹) و وارویک و سالکوسکیس (۱۹۹۰) مطرح شده، بیانگر آن است که برخی افراد طیف وسیعی از عوامل از جمله تغییرات بدنی، اطلاعات پزشکی، مشاوره‌های پزشکی، نتایج آزمایش‌ها، و نیز واکنش‌ها و توصیه‌های دیگران را به غلط به عنوان علائمی از یک بیماری جسمی خطرناک تفسیر می‌کنند. این سوء تعبیرهای مبتنی بر خطر (مثلاً تلقی لکه

-
1. Health anxiety
 2. Deale, A.
 3. Salkovskis, P.M.
 4. Warwick, H. M.
 5. Formulation

عادی روی پوست به عنوان علامتی از سرطان پوست) منجر به شکل‌گیری فرض‌ها و افکار منفی بیشتری می‌گردد (برای نمونه، هیچ درمان مؤثری برای من وجود ندارد، به زودی به طرز وحشتناکی خواهم مرد، فرزندانم بعد از من بی‌کس و تنها می‌شوند). این افکار غالباً به وسیله تصویرهای ذهنی هیجانی تقویت می‌شود (برای نمونه، فرد خود را با چهره‌ای زشت و در حال احتضار و یا در حال دفن شدن مجسم می‌کند) و به این ترتیب فرد اضطراب سلامت شدید و مداومی را تجربه می‌کند.

نگرانی‌های مرتبط با سلامت برای بیماران یا افرادی که احتمال بروز بیماری در آنها وجود دارد نقش انطباقی دارد زیرا آنها را وا می‌دارد تا به منظور حصول اطمینان از اینکه علائم و نشانه‌های بیماری به موقع تحت کنترل قرار می‌گیرد، احساس‌های بدنی‌شان را به دقت مورد توجه قرار دهند (آبراموویتز^۱ و همکاران، ۲۰۰۷a). از طرف دیگر، نگرانی‌های شدید مرتبط با سلامت که در غیاب یک آسیب جسمی تجربه می‌گردد، با اطمینان بخشی‌های معمول از جانب پزشک از بین نمی‌رود بلکه معمولاً طی زمان، محور نگرانی‌های فرد از یک بیماری به بیماری دیگر منتقل می‌شود و در نهایت به مشکل بالینی بغرنجی برای فرد، خانواده و متخصصان بهداشت تبدیل می‌گردد. این حالت علاوه بر ناراحتی که برای فرد به همراه دارد، در سطوح اقتصادی و اجتماعی نیز اثرات منفی چشم‌گیری را بر جوامع تحمیل می‌نماید. به طوری که در سطوح شدید بالینی، استفاده از نظام مراقبت‌های بهداشتی را در دو سطح خدمات مراقبت‌های اولیه (شامل مراجعه‌های مکرر به متخصصین و انجام آزمایش‌های تشخیصی طبی) و مراقبت‌های ثانویه (از جمله، بستری‌شدن‌های غیرضروری، جراحی‌های بی‌مورد و مصرف بی‌نتیجه داروها) چندین برابر می‌کند (کلنر^۲، ۱۹۸۶؛ بارسکی^۳ و همکاران، ۱۹۸۳؛ فینک^۴، ۱۹۹۲؛ فینک^۵، ۱۹۹۳؛ رویینز^۵ و همکاران، ۱۹۹۶). به علاوه، در برخی موارد، به دنبال بد کارکردی‌های جسمی، عملکرد شغلی فرد نیز آسیب

1. Abramowitz, J.S.

2. Kelner, R.

3. Barsky, A. J.

4. Fink, P.

5. Robbins

دیده و به از کارافتادگی و از دست دادن شغل وی منجر می‌گردد (نویز^۱ و همکاران، ۱۹۹۹). علت این امر را می‌توان در شناخت‌های بیمار، عدم توفیق پزشک در اطمینان بخشی مناسب، و یا هر دوی این عوامل جستجو نمود.

افرادی که اضطراب سلامت شدیدی را تجربه می‌کنند واجد ملاک‌های تشخیصی اختلال خودبیمارپنداری^۲ براساس ضوابط تشخیصی متن تجدید نظر شده چهارمین راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی (DSM-IV-TR) (انجمن روان‌پزشکی آمریکا، ۲۰۰۰) هستند (واریک، ۲۰۰۴). در DSM-IV-TR، خودبیمارپنداری به عنوان یکی از اختلالات جسمانی شکل^۳ که ویژگی اساسی آن گرایش مداوم به سوء تعبیر فاجعه آمیز علائم و نشانه‌های بی‌خطر جسمانی به عنوان شواهدی مبنی بر وجود یک بیماری خطرناک می‌باشد، پذیرفته شده است (واریک، ۲۰۰۴). لازم به ذکر است که در سال‌های اخیر مفهوم بندی اختلال خودبیمار پنداری از سوی برخی نویسندگان از جمله سالکووسکیس و واریک (۱۹۸۶، ۲۰۰۱)، اسموندسون^۴ و همکاران (۲۰۰۱) و تیلور^۵ و اسموندسون (۲۰۰۴) مورد بازنگری و ضابطه‌بندی جدیدی قرار گرفته است. در این ضابطه بندی فرض بر این است که علی‌رغم نقش محوری نشانه‌های بدنی در این اختلال، از نظر فرآیندهای شناختی زیربنایی اختلال خودبیمارانگاری به اختلالات اضطرابی به ویژه اختلال آسیمگی، اختلال اضطراب منتشر و اختلال وسواس اجبار شباهت زیادی دارد (دیکن^۶ و همکاران، ۲۰۰۸؛ کلارک^۷، ۱۹۸۶؛ سالکووسکیس، ۱۹۸۵). دو مورد از مهم‌ترین شباهت‌های یاد شده عبارتند از: سوء برداشت احساس‌های مبهم و بهنجار (از جمله احساسات مربوط به برانگیختگی و افکار مزاحم پیرامون آسیب) که موجب بالا رفتن سطح اضطراب می‌گردد؛ و اقدام به رفتارهای ایمنی‌جویی که به نوبه خود به تداوم اضطراب

-
1. Noyes, R. J.
 2. Hypochondriosis
 3. Somatoform disorders
 4. Asmundson, G.J.G.
 5. Taylor
 6. Deacon, B. J.
 7. Clark, D. M..

کمک می‌کند. از این رو، مطابق این دیدگاه، مفهوم بندی خودبیمارپنداری در قالب اختلالات اضطرابی (نوع شدید اضطراب سلامت) مفیدتر به نظر می‌رسد.

در حالی که پژوهش‌های انجام شده (از جمله، بارسکی و همکاران، ۲۰۰۴؛ واریک و همکاران، ۱۹۹۶) اثربخشی روش‌های درمانی مبتنی بر دیدگاه فوق را مورد تأیید قرار داده‌اند، مطالعه در زمینه آسیب‌شناسی اضطراب سلامت و خودبیمار پنداری از این دیدگاه در مراحل اولیه قرار دارد. بدون شک یکی از دلایل این امر، عدم دسترسی به ابزار ارزیابی معتبری است که بر این مبنا تهیه شده باشد (آبراموویتز و همکاران، ۲۰۰۷b). خوشبختانه در سال‌های اخیر، سالکووسکیس و همکاران (۲۰۰۲) با تهیه مقیاسی تحت عنوان پرسشنامه اضطراب سلامت^۱ (HAI) و فرم کوتاه آن^۲ (SHAI)، زمینه را برای بررسی ویژگی‌های اساسی اضطراب سلامت (از جمله، ادراک اغراق‌آمیز در مورد احتمال ابتلا به بیماری و پیامدهای آن) فراهم نموده‌اند. گزارش اولیه سالکووسکیس و همکاران (۲۰۰۲) نشان داد که نسخه ۶۴ ماده‌ای پرسشنامه اضطراب سلامت و خرده مقیاس‌های آن در جمعیتی از بیماران مبتلا به اختلال خودبیمارپنداری از همسانی درونی مناسب (آلفای کرونباخ بین ۰/۷۱ تا ۰/۹۵) و پایایی مطلوب ($r = 0/90$ به فاصله ۱ هفته) برخوردار است. فرم کوتاه این پرسشنامه با ۱۸ ماده نیز پایایی ($\alpha = 0/89$) و اعتبار قابل قبولی را نشان داد. از این رو به خاطر اختصارش برای مقاصد بالینی و پژوهشی از اهمیت بیشتری برخوردار است.

سالکووسکیس و همکاران (۲۰۰۲) بدون هیچ اشاره‌ای به جزئیات نتایج تحلیل عاملی خود، دو عامل را برای فرم کوتاه پرسش‌نامه اضطراب سلامت گزارش نمودند: ۱- احتمال بیماری^۳ و ۲- پیامدهای منفی بیماری^۴. در مطالعه بعدی که آبراموویتز و همکاران (۲۰۰۷a) با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ساخت عاملی SHAI بر روی نمونه بزرگی از جمعیت غیربالینی انجام دادند ضریب همسانی درونی مقیاس در حد مطلوبی بدست آمد ($\alpha = 0/86$)، اما این بار تحلیل عاملی اکتشافی ۳ عامل را آشکار نمود:

-
1. Health anxiety Inventory (HAI)
 2. Short form of Health Anxiety Inventory (SHAI)
 3. Illness Likelihood
 4. Negative illness consequences

۱- احتمال بیماری، ۲- پیامدهای منفی بیماری، ۳- گوش به زنگی نسبت به بدن. آبراموویتز و همکاران (۲۰۰۷b) در مطالعه بعدی خود به منظور انتخاب مناسب‌ترین مدل برای ساختار نهفته^۱ SHAI از تحلیل عاملی تأییدی استفاده نمودند. از آن جا که نتایج تحلیل عاملی برای مدل ۲ عاملی و ۳ عاملی حمایت یکسانی را فراهم کرد این نویسندگان بر اساس اصل ایجاز، مدل ۲ عاملی را انتخاب کردند.

با توجه به این که در ایران نیز دسترسی به ابزارهایی جهت تشخیص و ارزیابی اضطراب سلامت و خودبیمارپنداری محدود بوده و تاکنون مطالعه‌ای در خصوص تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت انجام نشده است، مقاله حاضر طی سه مطالعه به بررسی اعتبار و پایایی مقیاس مذکور در نمونه‌های غیر بالینی ایرانی می‌پردازد. بدون شک استفاده از این مقیاس خدمت شایان توجهی به پژوهشگران این حوزه، متخصصان بالینی و بیماران نموده و راه را برای پژوهش‌های بیشتر در زمینه اضطراب سلامت هموار خواهد نمود.

مطالعه ۱: بررسی ساختار عاملی F-SHAI

روش

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

نمونه مورد مطالعه برای بررسی ساختار عاملی F-SHAI از ۵۱۹ نفر (۳۵۳ زن و ۱۶۶ مرد) از دانشجویان و کارکنان دانشگاه‌های شاهد، علم و فرهنگ و دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران تشکیل می‌شد. میانگین سنی نمونه مورد بررسی ۲۲/۳۰ سال (انحراف معیار = ۴/۸۰) بود. در این نمونه ۴۳۴ فرد مجرد و ۸۵ فرد متأهل وجود داشت. آزمودنی‌های این پژوهش براساس روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند.

ابزار پژوهش

ابزار اصلی مورد استفاده در این پژوهش، نسخه اصلی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت (SHAI) (سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲) بود که به فارسی برگردانده شد و توسط متخصصان روان‌شناسی و زبان انگلیسی مورد بازبینی قرار گرفت، سپس ترجمه مجدد آن به زبان اصلی توسط متخصص زبان انگلیسی انجام شد و مقایسه لازم صورت گرفت تا نسخه نهایی آماده گردید. این نسخه در مطالعه‌ای مقدماتی با یک گروه از دانشجویان دانشگاه شاهد ($n=40$) و نیز یک نمونه ۴۰ نفری از بیماران مبتلا به مشکلات و اختلالات روان‌شناختی به کار برده شد تا از قابلیت اجرای آن در جمعیت ایرانی اطمینان حاصل شود. براساس نتایج این مطالعه مقدماتی، تغییراتی در ساختار برخی از جملات داده شد و سرانجام نسخه فارسی این مقیاس بوجود آمد (تمام نسخه‌های مربوط به مراحل گوناگون ترجمه و آماده‌سازی آزمون نزد مولف اول موجود است). SHAI یک مقیاس خود سنجی^۱ با ۱۸ عبارت است و در رابطه با هر یک از عبارات مذکور، چهار گزینه مطرح است. از آزمودنی خواسته می‌شود تا هر یک از چهار گزینه مطرح شده برای هر یک از عبارات را به دقت بخواند و عبارتی را که به بهترین وجه وضعیت او را طی ۶ ماه اخیر توصیف می‌کند، انتخاب نماید. عبارات این آزمون در رابطه با نگرانی‌های مرتبط با سلامت، توجه به احساسات یا تغییرات بدنی و پیامدهای هولناک ابتلا به یک بیماری است. به هنگام نمره‌گذاری به گزینه‌های مطرح شده برای هر یک از عبارات نمره‌ای بین صفر تا ۳ تعلق می‌گیرد. در صورتی که فرد بیش از یک گزینه را انتخاب کند، گزینه‌ای که نمره بالاتری به آن تعلق می‌گیرد برای نمره‌گذاری انتخاب می‌شود. نتایج تحلیل عاملی نشان داده است که این مقیاس از دو عامل احتمال ابتلا به بیماری و پیامدهای منفی بیماری تشکیل شده است (سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲؛ آبرامویتز و همکاران، ۲۰۰۷ b). لازم به ذکر است که ۱۴ عبارت نخست به عامل احتمال بیماری و ۴ سؤال بعدی به عامل پیامدهای منفی بیماری اختصاص دارد. بررسی‌های متعدد (از جمله، سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲؛ آبرامویتز و همکاران، ۲۰۰۷a؛ آبرامویتز و همکاران، ۲۰۰۷b) نشان دادند

که این مقیاس از همسانی درونی مناسبی برخوردار است (ضرایب همسانی درونی بین ۰/۷۱ تا ۰/۹۵ متغیر بوده است). در همین بررسی‌ها، ضریب پایایی از طریق بازآزمایی به فاصله یک هفته ۰/۹۰ به دست آمده است و نشان داده شده است که این مقیاس می‌تواند بیماران خود بیمارانگار را از گروه‌های کنترل غیربالینی متمایز سازد.

یافته‌های تحلیل عاملی

رویکرد تحلیلی

به منظور تعیین ساخت عاملی F-SHAI از روش تحلیل عامل اکتشافی استفاده گردید. ابتدا با استفاده از دو آزمون متداول کرویت بارتلت و کفایت نمونه‌برداری کیزر-میر-اولکین^۱ (KMO) مناسب بودن داده‌های به دست آمده از مطالعه برای تحلیل عاملی مورد بررسی قرار گرفت. همان‌گونه که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، آزمون کرویت بارتلت (Approx. Chi-Square=۱۹۷۷/۳۰۵) در سطح $P < ۰/۰۰۱$ معنادار است. شاخص KMO نیز برابر ۰/۸۵ به دست آمد. مقدار این آزمون همواره بین صفر و ۱ در نوسان است و شرط انجام تحلیل عاملی این است که شاخص مذکور برابر و یا بیش از ۰/۶۰ باشد (تباچنیک^۲ و فیدل^۳، ۱۹۹۶) و این نشان می‌دهد که داده‌های به دست آمده جهت انجام تحلیل عاملی در سطح خوبی مورد پذیرش می‌باشد.

جدول ۱. آزمون کرویت بارتلت و کفایت نمونه‌برداری کیزر-میر-اولکین

آزمون کرویت بارتلت	$\chi^2=۱۹۷۷/۳۰۵$
آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO)	۰/۸۵
درجه آزادی	df= ۱۵۳
سطح معناداری	p=۰/۰۰۰۱

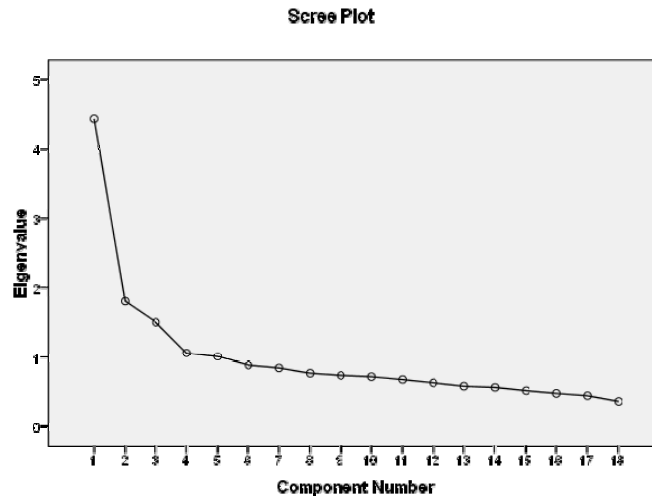
1. Kaiser-Meyer-Olkin
2. Tabachnick, B. G
3. Fidell, L. S.

ابتدا به منظور انتخاب چرخش مناسب، بنا به توصیه تباچنیک و فیدل (۱۹۹۶) چرخش مایل^۱ انجام شد. تحلیل عامل انجام شده نشان داد که بالاترین همبستگی بین عامل‌ها ۰/۳۰ است (عامل ۱ و ۲) که چون این مقدار از میزان توصیه شده به وسیله تباچنیک و فیدل (یعنی ۰/۳۳) کمتر است بنابراین می‌توان از چرخش واریماکس^۲ استفاده نمود (تباچنیک و فیدل، ۱۹۹۶). به این ترتیب، بار دیگر اطلاعات بدست آمده از نمونه مورد مطالعه (۵۱۹ نفر) با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۳ و انتخاب چرخش واریماکس، تحلیل شد. نتایج این تحلیل منجر به استخراج ۵ عامل با ارزش ویژه^۴ بزرگ‌تر از ۱ گردید. بررسی نمودار اسکری نیز احتمال وجود ۴ یا ۵ عامل را به عنوان عوامل زیربنایی F-SHAI مطرح می‌کند. مقادیر مربوط به ارزش‌های ویژه ۵ عامل بدست آمده در جدول ۲ و نمودار اسکری در شکل ۱ نشان داده شده است.

جدول ۲. ارزش‌های ویژه و درصد واریانس تبیین شده به وسیله ۵ عامل

عامل	ارزش ویژه	واریانس تبیین شده	واریانس تبیین شده تراکمی
عامل ۱	۴/۴۳	۲۴/۶۵	۲۴/۶۵
عامل ۲	۱/۸۰	۱۰/۰۴	۳۴/۷۰
عامل ۳	۱/۵۰	۸/۳۷	۴۳/۰۷
عامل ۴	۱/۰۶	۵/۸۸	۴۸/۹۷
عامل ۵	۱/۰۱	۵/۶۰	۵۴/۵۷

1. Oblique
2. Varimax
3. Principal Component analysis
4. Eigenvalue



تصویر ۱. نمودار اسکری به دست آمده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی

اگرچه دو روش ملاک کیزر و نمودار اسکری از رایج‌ترین روش‌ها برای تعیین تعداد عوامل در تحلیل عامل اکتشافی به شمار می‌آیند و بسیاری از برنامه‌های تحلیل آماری مانند SPSS به طور قراردادی^۱ بر همین مبنا (انتخاب عامل‌هایی با ارزش‌های ویژه بزرگتر از یک) تنظیم شده است، گروه زیادی از پژوهشگران بر این باورند که استفاده از ملاک کیزر باعث استخراج عواملی می‌گردد که فاقد پایایی کافی است (زویک^۲ و ولیسر^۳، ۱۹۸۶؛ فرگوسن^۴ و کاکس^۵، ۱۹۹۳؛ تیاچنیک و فیدل، ۱۹۹۶). برای نمونه، زویک و ولیسر این موضوع را که استفاده از ملاک کیزر تعداد عوامل استخراج شده را به نحو غیرضروری بالا می‌برد، مورد بحث قرار داده‌اند. تحلیل موازی^۶ یکی از روش‌هایی است که برای حل مشکل مذکور توسط هورن (۱۹۶۵) معرفی شده است. البته از آنجا که استفاده از تحلیل موازی مستلزم انجام محاسباتی است که اکثر برنامه‌های آماری کامپیوتری فاقد آن است

-
1. by default
 2. Zwick
 3. Velicer
 4. Ferguson
 5. Cox
 6. Parallel analysis

روش مذکور علیرغم دقت و شایستگی که از آن برخوردار است در گذشته مورد توجه قرار نگرفته است. اما در طول پانزده سال گذشته استفاده از آن رو به افزایش گذاشته است (برای مرور گروهی از مقالاتی که از این شیوه در تحلیل عاملی آزمون‌های روان‌شناختی استفاده کرده است به طور نمونه به مقالات فرگوسن و دانیل، ۱۹۹۵؛ هاجیستروپولوس و آسمانسون، ۱۹۹۸؛ هاجیستروپولوس و همکاران، ۱۹۹۹؛ استیوارت و وات، ۲۰۰۰ مراجعه کنید).

بطور کلی در روش تحلیل موازی ابتدا پژوهشگر با مبنا قرار دادن اطلاعاتی که از پژوهش بدست آورده است نمونه‌های تصادفی متعددی را به وجود می‌آورد و در مرحله بعد ارزش‌های ویژه بدست آمده از اطلاعات اصلی را با میانگین ارزش‌های ویژه بدست آمده از نمونه‌های تصادفی مقایسه کرده و هر تعداد از عوامل بدست آمده از تحلیل اطلاعات اصلی را که ارزش‌های ویژه همراه با آنها از میانگین ارزش‌های ویژه عوامل بدست آمده از نمونه‌های تصادفی بالاتر بود، به عنوان عوامل بدست آمده از تحلیل عاملی می‌پذیرد. خواننده علاقمند برای کسب اطلاعات بیشتر در مورد روش تحلیل موازی و استدلال ریاضی و آماری زیربنایی آن می‌تواند به مقاله‌های هورن (۱۹۶۵) و لاگمن و همکاران (۱۹۸۹) مراجعه کند.

در مطالعه حاضر برای انجام تحلیل موازی از نرم‌افزار تحلیل موازی تحت شبکه^۱ (پاتیل^۲ و همکاران، ۲۰۰۸) استفاده شد. این نرم افزار، ۱۰۰ ماتریس همبستگی تصادفی به وجود می‌آورد و برای هر ماتریس ارزش‌های ویژه را محاسبه می‌کند و سطح درصدی این ارزش‌های ویژه را بر روی خروجی خود نشان می‌دهد. بعد از مشخص شدن سطح درصدی ارزش‌های ویژه، این ارزش‌ها به همراه ارزش‌های ویژه‌ای که از تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست آمده است، در جدولی کنار هم در دو ستون نوشته می‌شوند. به منظور تعیین تعداد عوامل مطلوب، پژوهشگر باید ارزش‌های ویژه‌ای را که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست آورده است با سطح درصدی ارزش‌های ویژه‌ای که نرم افزار

1. Web-based parallel analysis

2. Patil, v. H.

کامپیوتری فراهم آورده است، مقایسه کند. آن تعداد از عواملی را که ارزش‌های ویژه آنها بزرگتر (بیشتر) از سطح درصدی ارزش‌های ویژه محاسبه شده به وسیله نرم افزار کامپیوتری است، می‌توان به عنوان عوامل قابل قبول انتخاب کرد. همان‌طور که در جدول ۳ منعکس شده در این پژوهش ارزش‌های ویژه سه عامل بزرگتر از سطح درصدی ارزش‌های ویژه‌ای است که نرم‌افزار کامپیوتری به وجود آورده است. لذا، تنها این سه عامل را می‌توان به عنوان عوامل حاصل از تحلیل عامل اکتشافی قبول نمود.

جدول ۳. مقایسه ارزش‌های ویژه بدست آمده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با سطح درصدی ارزش‌های ویژه به دست آمده از تحلیل موازی

ریشه	میانگین	درصد	ارزش‌های ویژه بدست آمده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی با استفاده از چرخش واریماکس
۱	۱/۳۴	۱/۴۱	۴/۴۳
۲	۱/۲۷	۱/۳۰	۱/۸۱
۳	۱/۲۲	۱/۲۶	۱/۵۱
۴	۱/۸۱	۱/۲۱	۱/۰۶
۵	۱/۱۴	۱/۱۷	۱/۰۱
۶	۱/۱۱	۱/۱۴	۰/۸۸
۷	۱/۰۷	۱/۱۰	۰/۸۴
۸	۱/۰۳	۱/۰۷	۰/۷۶
۹	۱/۰۱	۱/۰۳	۰/۷۳
۱۰	۰/۹۷	۱/۰۰	۰/۷۲
۱۱	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۶۷
۱۲	۰/۹۱	۰/۹۴	۰/۶۳
۱۳	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۵۸
۱۴	۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۵۶
۱۵	۰/۸۲	۰/۸۵	۰/۵۲
۱۶	۰/۷۸	۰/۸۱	۰/۴۸
۱۷	۰/۷۴	۰/۷۸	۰/۴۴
۱۸	۰/۷۰	۰/۷۴	۰/۳۶

پس از مشخص شدن تعداد عوامل، داده‌های به دست آمده از نمونه با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی مورد تحلیل قرار گرفت. در این تحلیل، از چرخش واریماکس استفاده شد و با توجه به اینکه در گام قبل (روش تحلیل موازی)، تعداد عوامل مطلوب برای این اطلاعات جمع‌آوری شده در این پژوهش، سه عامل تعیین شده بود، در این تحلیل تعداد عواملی که باید استخراج گردد، سه عامل تعیین شد. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌گردد سه عامل مذکور، در مجموع ۴۳/۰۸ درصد واریانس را در نمرات مقیاس تبیین می‌نماید. با توجه به محتوای عبارات هر عامل، عامل اول احتمال بیماری، عامل دوم پیامدهای منفی بیماری و عامل سوم اشتغال ذهنی با بیماری نامیده شد. نخستین عامل دارای ۷ عبارت، دومین عامل دارای ۴ عبارت و سومین عامل دارای ۷ عبارت است.

جدول ۴. بارهای عاملی عبارات نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت

عبارات آزمون			ماتریس مؤلفه‌های اصلی پس از چرخش		
	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۳	میزان اشتراک	
احتمال بیماری					
تفکر در باره داشتن یک بیماری جدی (۱۲)	۰/۷۷			۰/۶۱	
احساس خطر برای ابتلا به بیماری (۱۱)	۰/۶۹			۰/۴۹	
خود را بیمار تصور کردن (۶)	۰/۶۵			۰/۵۰	
احساس راحتی پس از توضیح پزشک مبنی بر عدم وجود بیماری (۸)	۰/۵۸			۰/۳۶	
شنیدن خبر بیماری و فکر درباره داشتن آن (۹)	۰/۵۷			۰/۳۵	
توانایی مقاومت در برابر افکار مربوط به بیماری (۴)	۰/۴۷			۰/۳۴	
توجه به درد (۲)	۰/۳۶			۰/۱۶	
پیامد بیماری					
تباهی زندگی بر اثر بیماری (۱۷)	۰/۸۱			۰/۶۹	
توانایی لذت بردن از زندگی در صورت ابتلا به بیماری (۱۵)	۰/۸۰			۰/۶۴	
احتمال بهبودی در صورت ابتلا به بیماری (۱۶)	۰/۶۹			۰/۵۰	
از دست دادن شأن و منزلت اجتماعی در اثر بیماری (۱۸)	۰/۶۸			۰/۵۱	
اشتغال ذهنی با بیماری					

۰/۵۴	۰/۷۲	آگاهی از احساسات یا تغییرات بدنی (۳)		
۰/۴۹	۰/۶۲	توانایی کنار گذاشتن افکار مرتبط با بیماری (۷)		
۰/۳۹	۰/۶۰	نگرانی پیرامون سلامتی (۱)		
۰/۳۰	۰/۵۳	فکر درباره معنی احساسات یا تغییرات بدنی (۱۰)		
۰/۳۸	۰/۴۷	فکر در باره موضوعات دیگر به هنگام تجربه احساسات بدنی غیرعادی (۱۳)		
۰/۱۸	۰/۴۲	داشتن نگرانی دائم در باره سلامتی به تصدیق دوستان و اطرافیان (۱۴)		
۰/۳۳	۰/۳۹	ترس از ابتلا به یک بیماری (۵)		
	۱/۵۱	۱/۸۱	۴/۴۴	ارزش ویژه
	۸/۳۸	۱۰/۰۵	۲۴/۶۵	درصد واریانس تبیین شده

بنابراین، الگوی سه عاملی برای نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت پذیرفته شد و بقیه تحلیل‌ها براساس سه عامل انجام گرفت.

پایایی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت و خرده مقیاس‌های آن.

پایایی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت و خرده مقیاس‌های آن با استفاده از دو روش مرسوم ضرایب بازآزمایی و همسانی درونی مورد بررسی قرار گرفت.

روش

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

برای محاسبه پایایی با استفاده از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) از ۵۱۹ نفر آزمودنی شرکت‌کننده در مطالعه ۱ استفاده گردید. در محاسبه پایایی با استفاده از ضرایب بازآزمایی، ۷۸ دانشجوی کارشناسی دانشگاه شاهد^۱ (۲۲ مرد و ۵۶ زن) با میانگین سنی ۲۱/۷۳ سال (انحراف استاندارد = ۲/۲) با استفاده از شیوه نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و با فاصله ۲۱ روز تحت بازآزمایی قرار گرفتند.

۱- نمونه مربوط به محاسبه همبستگی آزمون-بازآزمون، مستقل از نمونه تحلیل عاملی، انتخاب و مورد بررسی قرار گرفتند.

ابزار پژوهش

ابزار مورد استفاده در این مطالعه نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت است که در مطالعه ۱ به طور کامل توضیح داده شد.

یافته‌های مربوط به محاسبه پایایی

نتایج مربوط به محاسبات پایایی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت در جدول ۴ ارائه شده است. همبستگی گشتاوری پیرسون بین ارزیابی‌های زمان اول و دوم (با فاصله ۲۱ روز) از ۵۸/۰ (همبستگی مقیاس اشتغال ذهنی با بیماری) تا ۷۲/۰ (همبستگی مقیاس احتمال بیماری) متغیر است و تمام ضرایب همبستگی معنی‌دار هستند ($p < ۰/۰۰۰۱$).

جدول ۴. همبستگی آزمون-بازآزمون و ضرایب همسانی درونی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب

سلامت و مقیاس‌های آن

مقیاس	ضریب باز آزمایی	سطح معناداری	آلفای کرونباخ
احتمال بیماری	۰/۷۲	۰/۰۰۰۱	۰/۷۳
پیامد بیماری	۰/۶۲	۰/۰۰۰۱	۰/۷۷
اشتغال ذهنی با بیماری	۰/۵۸	۰/۰۰۰۱	۰/۶۶
کل	۰/۷۰	۰/۰۰۰۱	۰/۸۱

همسانی درونی کل ماده‌های فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت و نیز سه خرده مقیاس آن با استفاده از روش آلفای کرونباخ محاسبه شد. همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، با توجه به این که ضرایب همسانی درونی کل پرسشنامه و دو خرده مقیاس آن (پیامد بیماری و احتمال بیماری) از حداقل میزان توصیه شده (یعنی ۰/۷۰) به وسیله نانالی^۱ و برنشتاین^۲ (۱۹۹۴) بالاتر است، می‌توان گفت ضریب همسانی درونی کل پرسشنامه و دو خرده مقیاس مذکور در حد قابل قبولی است. ضریب همسانی درونی خرده مقیاس اشتغال ذهنی با بیماری برابر با ۶۶/۰ بدست آمده است. این میزان از حداقل میزان

1. Nunnally, J. C.

2. Bernstein, I. H

توصیه شده به وسیله نانالی و برنشتاین (۱۹۹۴) (یعنی ۰/۷۰) پایین تر است. از آنجا که رابطه‌ای بین تعداد عبارات تشکیل دهنده یک مقیاس (طول مقیاس) و ضریب آلفای کرونباخ وجود دارد یکی از دلایل احتمالی پایین بودن ضریب همسانی درونی خرده مقیاس اشتغال ذهنی با بیماری محدود بودن تعداد عبارات تشکیل دهنده آن است. از این رو به پیروی از توصیه کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴) در چنین شرایطی بهتر آن است از روش محاسبه میانگین همبستگی درونی عبارات^۱ استفاده کرد (کاکس و فرگوسن، ۱۹۹۴). به گفته این پژوهشگران مقیاس قابل قبول مقیاسی است که میانگین همبستگی درونی عبارات آن بین ۰/۲۰ تا ۰/۴۰ متغیر باشد. در این پژوهش، میانگین همبستگی بین عبارات تشکیل دهنده خرده مقیاس اشتغال ذهنی با بیماری ۰/۲۲ به دست آمد که براساس این یافته می‌توان گفت این خرده مقیاس نیز دارای پایایی قابل قبولی است.

مطالعه ۲: اعتبار همگرا و اعتبار واگرا

بررسی اعتبار همگرای F-SHAI از طریق محاسبه ضریب همبستگی پیرسون بین نمره‌های این پرسشنامه با نمره‌های حاصل از مقیاس عواطف منفی و پرسشنامه نگرش نسبت به بیماری، و بررسی اعتبار واگرای آن از طریق محاسبه ضریب همبستگی پیرسون بین نمره‌های این پرسشنامه با نمره‌های حاصل از مقیاس عواطف مثبت صورت گرفت.

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

به منظور فراهم آوردن اطلاعات لازم برای بررسی اعتبار همگرا و واگرای F-SHAI، ۴۷۴ نفر از آزمودنی‌های مطالعه ۱ اقدام به تکمیل دو پرسشنامه نگرش نسبت به بیماری و عواطف مثبت و منفی نیز نمودند. میانگین (انحراف معیار) سن این عده از شرکت کنندگان برابر با ۲۲/۴۲ سال (۴/۹۳= انحراف معیار) بود. برای بررسی اعتبار همگرا، همبستگی بین نمره‌های این مقیاس‌ها با نمره‌های مقیاس عواطف منفی و مقیاس نگرش نسبت به بیماری

1. Mean inter item correlation

محاسبه شد. بررسی اعتبار واگرا نیز از طریق محاسبه همبستگی بین نمره‌های این مقیاس‌ها و نمره‌های مقیاس عواطف مثبت محاسبه گردید.

ابزارهای پژوهش

نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت (F-SHAI) که در مطالعه ۱ به‌طور کامل توضیح داده شد.

مقیاس نگرش نسبت به بیماری^۱ (IAS)

این مقیاس دارای ۲۹ عبارت است و هر عبارت براساس مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای از ۰ تا ۴ نمره‌گذاری می‌شود (کلنر^۲ و همکاران، ۱۹۸۷). نمره کلی IAS در دامنه‌ای از صفر تا ۱۰۸ قرار می‌گیرد. اعتبار و پایایی این مقیاس در مطالعات مختلفی مورد تأیید قرار گرفته است. این مطالعات که عمدتاً به بررسی ساخت عاملی IAS پرداخته‌اند، تعداد عوامل متفاوتی (از ۲، ۳، ۴ و ۵ عامل) را برای آن گزارش کرده‌اند (اسپکنس^۳ و همکاران، ۱۹۹۶؛ هادجیستاورپولوس^۴ و اسموندسون، ۱۹۹۸؛ هادجیستاورپولوس و همکاران، ۱۹۹۹؛ استوارت^۵ و وات^۶، ۲۰۰۰؛ ویز^۷ و شریدون^۸، ۲۰۰۱).

اعتبار و پایایی مقیاس نگرش نسبت به بیماری در ایران نیز مورد بررسی قرار گرفته است (شعیری و همکاران، ۲۰۰۸). در مطالعه شعیری و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی، IAS در قالب ۵ عامل مفهوم‌سازی شد: ۱- ترس از بیماری و ناخوشایندی، ۲- فراوانی درمان، ۳- باورهای خودبیمارپندارانه و آثار نشانه‌ها، ۴- رفتار سلامتی، و ۵- هراس از مرگ. در همین مطالعه، از طریق محاسبه آلفای کرونباخ، پژوهشگران نشان دادند که عوامل مدل ۵ عاملی به استثنای عامل رفتار سلامتی، ثبات

-
1. Illness attitude scale (IAS)
 2. Kelner
 3. Speckens, A. E. M.
 4. Hadjistavropoulos, H. D.
 5. Stewart, S. H.
 6. Watt, M. C.
 7. Wise, T. M.
 8. Sheridan, M. J.

درونی مناسبی را نشان می‌دهد ($\alpha=0/72 - 0/85$). با توجه به این که عامل رفتار سلامتی از ۴ عبارت تشکیل شده است و ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) تحت تأثیر تعداد عبارت یک مقیاس قرار دارد، برای ارزیابی ثبات درونی آن از روش محاسبه میانگین همبستگی بین عبارات استفاده شد. این محاسبه میانگین همبستگی بین عبارات را در این خرده مقیاس برابر با ۰/۲۵ / نشان داد که با توجه به مقادیر توصیه شده به وسیله کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴) قابل قبول است. پایایی به روش باز آزمایی (با فاصله ۱۵ روز) نیز برای ۵ عامل محاسبه گردید که در دامنه ای از ۰/۶۸ تا ۰/۷۹ قرار گرفت. در مجموع، یافته‌ها حاکی از مناسب بودن پایایی و اعتبار IAS در جمعیت ایرانی است.

مقیاس عاطفه مثبت و عاطفه منفی^۱ (PANAS)

این مقیاس برای اندازه‌گیری عاطفه مثبت (PA) و عاطفه منفی (NA) ساخته شده است و دارای ۲۰ عبارت است که ۱۰ عبارت آن عواطف مثبت و ۱۰ عبارت دیگر آن عواطف منفی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد (واتسون^۲ و همکاران، ۱۹۸۸). هر یک از عبارات این پرسشنامه براساس یک مقیاس پنج گزینه‌ای نمره‌گذاری می‌شود، به این صورت که در مقیاس عاطفه منفی (NA)، به گزینه خیلی کم نمره ۱ و به پاسخ خیلی زیاد نمره ۵ تعلق می‌گیرد. به این ترتیب، دامنه نمره‌ها برای هر یک از خرده مقیاس‌ها ۱۰ تا ۵۰ است. نتایج مطالعات مختلفی که این ابزار را به کار گرفته است حاکی از همسانی درونی و نیز اعتبار همگرا و تشخیصی خوب آن است. پایایی این مقیاس به شیوه آلفای کرونباخ برای دو خرده مقیاس عواطف مثبت و عواطف منفی به ترتیب برابر با ۰/۸۸ و ۰/۸۷ و به شیوه باز آزمایی برای دو خرده مقیاس مذکور به ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۷۱ است (واتسون و همکاران، ۱۹۸۸). مظفری (۱۳۸۲) میزان آلفای کرونباخ برای مقیاس‌های مذکور را به ترتیب ۰/۸۳ و ۰/۸۲ و به شیوه باز آزمایی ۰/۶۵ و ۰/۶۸ گزارش کرده است. بخشی پور و دژکام (۱۳۸۴) نیز پایایی این دو خرده مقیاس را از طریق ضریب همسانی درونی برابر ۰/۸۷ گزارش کرده‌اند.

1. Positive and negative affect scales (PANAS)

2. Watson, D.

در همین پژوهش، محققین تلاش کردند از طریق تحلیل عاملی تأییدی و نیز الگویابی معادله ساختاری، اعتبار سازه این مقیاس را ارزیابی کنند. نتایج بدست آمده حاکی از آن بود که الگوی دو عاملی، براننده‌ترین الگوست. از لحاظ اعتبار تشخیصی نیز با کمک این ابزار به خوبی می‌توان بیماران مضطرب و افسرده را از یکدیگر جدا نمود.

یافته‌های مربوط به محاسبه اعتبار همگرا و واگرا

جدول ۵ نتایج مربوط به همبستگی‌های محاسبه شده را نشان می‌دهد. همان‌گونه که دیده می‌شود، بین سه خرده مقیاس نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت و نیز نمره کل این پرسشنامه با دو مقیاس نگرش نسبت به بیماری و عواطف منفی همبستگی‌های مثبت و معنی‌دار وجود دارد. به همین ترتیب بین دو مقیاس احتمال بیماری و پیامد بیماری و نیز نمره کل این مقیاس با نمره‌های مقیاس عواطف مثبت همبستگی‌های منفی و معنی‌دار مشاهده می‌گردد. این نتایج، ضمن تأیید اعتبار همگرا برای هر سه مقیاس این پرسشنامه، مؤید اعتبار واگرایی دو مقیاس احتمال بیماری و پیامدهای منفی بیماری می‌باشد.

جدول ۵. محاسبه ضرایب همبستگی بین مقیاس‌های نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت با

مقیاس‌های نگرش نسبت به بیماری و عواطف مثبت و منفی

مقیاس‌های نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت				
مقیاس	احتمال بیماری	پیامد بیماری	اشتغال ذهنی با بیماری	نمره کل فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت
نگرش نسبت به بیماری	۰/۵۶**	۰/۴۰**	۰/۵۵**	۰/۶۷**
عواطف منفی	۰/۴۴**	۰/۳۵**	۰/۲۱**	۰/۴۳**
عواطف مثبت	-۰/۲۹**	-۰/۲۸**	۰/۰۱	-۰/۲۴**

** p < ۰/۰۱

بحث و نتیجه‌گیری

خود بیمارپنداری که در متن تجدید نظر شده راهنمای تشخیصی و آماری بیماری‌های روانی (انجمن روان‌پزشکی آمریکا، ۲۰۰۰)، به عنوان یکی از اختلالات جسمانی شکل

پذیرفته شده است، شامل اشتغال ذهنی با ترس از ابتلاء یا اعتقاد به ابتلاء به یک بیماری جدی است که اساس آن تفسیر نادرست یک یا چند علامت یا نشانه توسط شخص است. با این حال، در سال‌های اخیر مفهوم بندی این اختلال از سوی برخی نویسندگان (از جمله سالکووسکیس و واریک، ۱۹۸۶؛ ۲۰۰۱؛ اسموندسون و همکاران، ۲۰۰۱؛ تیلور و اسموندسون، ۲۰۰۴) مورد بازنگری قرار گرفته است. در مفهوم بندی جدید فرض بر این است که خودبیمارانگاری به لحاظ فرآیندهای شناختی زیربنایی، شباهت بیشتری با اختلالات اضطرابی به ویژه اختلال آسیمگی، اختلال اضطراب منتشر و اختلال وسواس اجبار دارد (دیکن و همکاران، ۲۰۰۸؛ کلارک، ۱۹۸۶؛ سالکووسکیس، ۱۹۸۵). از این رو مطابق این دیدگاه، مفهوم بندی خودبیمارپنداری در قالب اختلالات اضطرابی (به عنوان اضطراب سلامت شدید و پایدار - حد بیشینه بر روی پیوستاری که در طیف مقابل آن اضطراب سلامت خفیف و گذرا قرار دارد) مفیدتر به نظر می‌رسد (بارسکی^۱ و کلرمن^۲، ۱۹۸۳؛ سالکووسکیس و واریک، ۱۹۸۶؛ واریک و سالکووسکیس، ۱۹۹۰؛ ساکو^۳ و اولک زاک^۴، ۱۹۹۶؛ آبراموویتز و همکاران، ۲۰۰۷ b). اما علی‌رغم اهمیت موضوع، یکی از دلایل احتمالی کمبود پژوهش در این زمینه را می‌توان کمبود مقیاسی دانست که بتواند اضطراب سلامت را به دقت مورد ارزیابی قرار دهد. یکی از مسائلی که در بحث ارزیابی این اختلال مطرح می‌گردد این است که اگر اضطراب سلامت و خود بیمارپنداری در طول یک پیوستار قرار می‌گیرند، برای شناسایی حالتی از اضطراب سلامت که هنوز از نظر شدت به حدی نرسیده است که بتوان اصطلاح تشخیصی خود بیمارپنداری را در مورد آن به کار برد باید از سؤال‌ها و عباراتی متفاوت از سؤال‌ها و راهبردهایی که در DSM-IV-TR برای تشخیص خود بیمار پنداری مطرح است، استفاده کرد. به علاوه، یک مقیاس ارزیابی نباید به گزینه‌هایی همچون «من معتقدم که یک بیماری جسمی دارم»

-
1. Barsky, A. J.
 2. Klerman, G. I.
 3. Sacco, J.
 4. Olczak, P. V.

متکی باشد زیرا افرادی که واقعاً بیمارند ولی از سطوح بالایی از اضطراب سلامت رنج نمی‌برند نیز ممکن است در این گزینه نمره بالایی کسب کنند.

بنابراین، آن چه که مورد نیاز است مقیاسی است معتبر که نسبت به دامنه کاملی از شدت اضطراب سلامت (از اضطراب و نگرانی خفیف تا خودبیمارانگاری کامل) حساس بوده و بتواند افراد مبتلا به اضطراب سلامت را از آنهایی که واقعاً بیمارند ولی نگرانی افراطی در رابطه با سلامتی شان ندارند، تفکیک کند. هم چنین این مقیاس باید دربرگیرنده طیف کاملی از تمام علائم و ویژگی‌های خود بیمارپنداری باشد (سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲). به همین منظور، سالکوسکیس و همکاران (۲۰۰۲) با تکیه بر الگوی شناختی اضطراب سلامت و خود بیمارپنداری اقدام به تهیه مقیاسی به نام پرسشنامه اضطراب سلامت (HAI) و فرم کوتاه آن (SHAI) نمودند. بررسی‌های انجام شده (از جمله، آبراموویتز و همکاران، ۲۰۰۷a؛ ۲۰۰۷b؛ سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲) نشان داده است که مقیاس مذکور از اعتبار و پایایی مناسبی برخوردار است و می‌تواند افراد خود بیمارانگار را از گروه‌های کنترل غیربالینی متمایز سازد.

هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی ساخت عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت در نمونه‌ای از جمعیت غیربالینی ایرانی بوده است. نتایج تحلیل عامل اکتشافی نشان داد که این مقیاس در جمعیت غیربالینی ایرانی از سه عامل اشباع است. سه عامل مذکور با توجه به محتوای عباراتی که بر روی آنها قرار گرفته بودند به ترتیب احتمال بیماری، پیامدهای منفی بیماری و اشتغال ذهنی با بیماری نامیده شدند. بررسی پایایی F-SHAI که با استفاده از دو روش بررسی ضرایب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و و بررسی ضرایب بازآزمایی (با فاصله زمانی ۲۱ روز بین دو بار اجراء) انجام شد نشان داد که F-SHAI از پایایی مطلوبی برخوردار است. تحلیل‌های انجام شده همچنین شواهد قابل توجهی از اعتبار همگرا و اعتبار واگرای این مقیاس را در نمونه‌های غیربالینی ایرانی فراهم آورد. همبستگی‌های مثبت و معنی دار بین سه خرده مقیاس نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت و نیز نمره کل این پرسشنامه با دو مقیاس نگرش نسبت به بیماری و عواطف منفی و همچنین، همبستگی‌های منفی و معنی

دار بین دو خرده مقیاس احتمال بیماری و پیامدهای منفی بیماری و نیز نمره کل پرسشنامه با نمره‌های مقیاس عواطف مثبت به ترتیب موید اعتبار همگرا برای کل مقیاس‌ها و اعتبار واگرا برای دو مقیاس احتمال بیماری و پیامدهای منفی بیماری می‌باشد.

برخلاف مطالعاتی که در خارج از کشور انجام شده است و در آنها گاه از ساختار ۲ عاملی (برای نمونه، سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲) و گاه از ساختار ۳ عاملی (آبرامویتز و همکاران، ۲۰۰۷a) این مقیاس حمایت شده است مطالعه حاضر نشان داد که این مقیاس در جمعیت غیربالینی ایرانی از ساختاری سه عاملی برخوردار است. از بین دلایل ممکنه که می‌تواند تبیین‌کننده این تفاوت‌ها باشد می‌توان به مسائل فرهنگی اشاره نمود. بررسی ضریب آلفای کرونباخ به عنوان شاخصی از همسانی درونی عبارات پرسشنامه در این مطالعه نیز همانند مطالعات پیشین (از جمله سالکوسکیس و همکاران، ۲۰۰۲؛ آبرامویتز و همکاران، ۲۰۰۷a؛ و آبرامویتز و همکاران، ۲۰۰۷b) حاکی از همسانی درونی مناسب کل عبارات این پرسشنامه و دو زیرمقیاس احتمال بیماری و پیامدهای منفی بیماری بالینی بود به همین ترتیب استفاده از شاخص میانگین همبستگی بین عبارات، همسانی درونی زیرمقیاس اشتغال ذهنی با بیماری را نیز تأیید کرد. به این ترتیب می‌توان گفت که یافته‌های این مطالعه شواهدی دال بر پایایی و اعتبار قابل قبول نسخه فارسی فرم کوتاه پرسشنامه اضطراب سلامت و مقیاس‌های آن در جمعیت غیربالینی ایرانی فراهم آورده است و از این آزمون می‌توان با در ذهن داشتن محدودیت‌های این پژوهش (انتخاب نمونه با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، میانگین سنی نسبتاً جوان افراد شرکت‌کننده در پژوهش) که به طور قطع تعمیم یافته‌های این پژوهش را با محدودیت مواجه می‌سازد، برای مطالعه اضطراب سلامت در جمعیت ایرانی استفاده کرد. هرچند پژوهش‌های بعدی می‌توانند با گسترش نمونه‌های بالینی و غیربالینی، مبتنی بر ویژگی‌های جمعیت شناختی، زمینه کاربرد دقیق‌تر این مقیاس را در گستره‌های بالینی و پژوهشی فراهم سازند.

منابع

- بخشی پور، ع و دژکام، م. (۱۳۸۴). تحلیل عاملی تأییدی مقیاس عاطفه مثبت و منفی. مجله روان‌شناسی. سال نهم. شماره ۴: ۳۶۳-۳۵۰.
- مظفری، ش. (۱۳۸۲). بررسی همبسته‌های شادمانی ذهنی بر اساس الگوی پنج عاملی در میان دانشجویان دانشگاه شیراز، پایان نامه کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی دانشگاه شیراز.
- Abramowitz, J. S., Bunmi, O. O., & Deacon, B. J. (2007b). Health Anxiety, Hypochondriasis, and the Anxiety Disorder. *Behaviour Therapy*, 38: 86-94.
- Abramowitz, J. S., Deacon, B. J., & Valentiner, D. P. (2007a). The Short cognitive-behavioral model of hypochondriasis. *Cognitive Therapy and Research*, 31: 871-883.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed; text revised). Washington, DC: Author.
- Asumudson, G., Taylor, S., Sevgur, S., & Cox, B. (2001). Health anxiety: classification and clinical features. In: Asmundson, G; Taylor, S ; & Cox, B, eds. *Health anxiety: clinical and research perspectives on hypochondriasis and related conditions*. Chichester: Wiley.
- Barsky, A., Ahern, D. (2004). cognitive behaviour therapy for hypochondriasis: a randomized controlled trial. *JAMA*.
- Barsky, A.J., Klerman, G. I. (1983). Overview: hypochondriasis, bodily complaints, and somatic style. *American Journal of Psychiatry*, 150: 273-283.
- Clark, D.M. (1986). A cognitive approach to panic. *Behaviour Research and Therapy*, 24: 461-470.
- Cox, T., & Ferguson, E. (1994). Measurement of the subjective work environment. *Work and Stress*, 8, 98-109.
- Deacon, B. J., & Abramowitz, J. S. (2008). Anxiety sensitivity and its dimensions across the anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 20: 837-857.
- Deale, A. (2007). *Psychopathology and treatment of sever health anxiety*. Elsevier Ltd.
- Ferguson E, Cox T. (1993). Exploratory factor analysis: a users' guide. *International Journal of Selection and Assessment*, 1: 84-94.
- Ferguson, E., & Daniel, E. (1995). The illness Attitudes Scale (IAS): a psychometric evaluation on a nonclinical population. *Personality and Individual Differences*, 18: 462-469.
- Fink, P. (1992). Surgery and medical treatment in persistent somatizing patients. *J Psychosom Res*, 36: 439-447.
- Fink, P. (1993). Admission patterns of persistent somatization patients. *Gen Hops Psychiatry*, 15: 211-218.
- Hadjistavropoulos, H. D., & Asmundson, G. J. G. (1998). Factor analytic investigation of the illness Attitudes Scale in a chronic pain sample. *Behaviour Research and Therapy*, 36: 1185-1195.

- Hadjistavropoulos, H. D., Frombach, I. K., & Asmundson, G. J. G. (1999). Exploratory and confirmatory factor analytic investigations of the illness Attitudes Scale in a nonclinical sample. *Behaviour Research and Therapy*, 37: 671- 684.
- Horn JL. (1965). A rational and test for the number of factor analysis. *Psychometrika*,30:179-185.
- Kelner,R. (1986). Functional somatic symptoms and hypochondriasis. *Archive of General Psychiatry*, 42: 821-833.
- Kellner, R., Abbott, P., Winslow, W.W.& Pathak, D.(1987). Fears, beliefs, and attitudes in DSM-III hypochondriasis. *Journalof Nervous and Mental diseases* 175: 20-25.
- Longman, RS, Cota AA, Holden RR, Fekken GC. (1989). A regression equation for the parallel analysis criterion in principal component analysis: Mean and 95th percentile eigenvalues. *Multivariate Behavioural Research*, 24:59-69.
- Noyes, R., Kathol, R. G., Fisher, M. M., Philips, B. M., Suelzer, M. T., Wodman, C. L. (1999). Psychiatric comorbidity among patients with hypochondriasis. *Gen Hops Psychiatry*, 16: 78-87.
- Nunnally, J. C.,& Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3 rd). New York: Mc Graw- Hill.
- Patil, V. H., Singh, S. N., Mishra, S., & Donovan, D. T. (2008). Efficient theory development and factor retention criteria: Abandon the eigenvalue greater than one criterion. *Journal of Business Research*, 61: 162- 170.
- Robbins, J. M., Kirmayer, L. J. (1996). Transient and persistent hypochondrical worry in primary care. *Psychol Med*, 26(3): 575- 89.
- Sacco, J., Olczak, P. V. (1996). Personality and cognition: obsessivity, hystericism , and some correlates. *Journal of Social Behaviour and Personality*, 11: 165-176.
- Salkovskis, P. M. (1985). Obsesional- compulsive problems: A cognitive-behavioural analysis. *Behaviour Research and Therapy*, 23: 571- 583.
- Salkovskis, P. M. (1989). Somatic problems. In: Hawton, K., Salkovskis, P.M, Kirk, J. w., Clark, D. M., eds. *Cognitive-Behavioural Approaches to Adult Psychiatric Disorder: A Practical Guide*. Oxford:Oxford University Press.
- Salkovskis, P. M., Rimes, K. A., Warwick, H. M.,& Clark, D. M. (2002). The health Anxiety Inventory: Development and validation of scales for the measurement of health anxiety and hypochondriasis. *Psychological Medicine*,32: 843-853.
- Salkovskis, P. M., Warwick,H.M.C. (1986). Morbid Preoccupations, health anxiety and reassurance: A cognitive behaviourreal approach to hypochondriasis. *Behaviour Reserch*, 44: 477-487.
- Salkovskis, P. M., Warwick, H. M. (2001). Making sense of hypochondriasis: a cognitive model of health anxiety. In: G. J. G. Asmundson, S. Taylor, & B. J. Cox (Eds.), *Health anxiety: clinical and research perspectives on hypochondriasis and related conditions* (47- 64). New York: John Wiley & Sons.
- Shaeiri ,MR., Atrifard M, Asghari,A. (2008). Psychometric Properties of a Persian language version of the Illness Attitude Scale in non-clinical Iranian populations. *Stress and Health*, 24:99-107.
- Speckens, A. E. M., Spinhoven, P., Sloekers, P. P. A., Bolk, J. H., & Van Hemert, A. M. (1996). A validation study of the Whitely Index, the illness attitude scales,

- and the somatosensory amplification scale in general medical and general practice patients. *Journal of Psyosomatic Research*, 40: 95-104.
- Stewart, S. H., Watt, M. C. (2000). Illness Attitudes Scale dimensions and their associations with anxiety- related constructs in a nonclinical sample. *Behaviour Research and Therapy*, 38: 83-99.
- Taylor, S., Asmundson, G. J. G. (2004). *Treating health anxiety: a cognitive-behavioral approach*. New York: Guilford Press.
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics*. 3rd ed. New York : HarperCollins.
- Warwick, H.M.C. (2004). *Treatment of health anxiety*. The Medicine Publishing company Ltd.
- Warwick, H.M.C., Clark, D. M., Cobb, A. M., Salkovskis, P. M. (1996). A controlled trial of cognitive- behavioural treatment of hypochondriasis. *Br J Psychiatry*.
- Warwick, H, M. C., Salkovskis. P. M. (1990). Hypochondriasis. *Behaviour Research and Therapy*, 28: 105-117.
- Watson, D., Clark, L. A.; & Carey, G. (1988). Positive and negative affectivity and their relation to anxiety and depression disorders. *Journal of Abnormal Psychology*, 97: 346- 353
- Wise, T.M., Sheridan, M. J. (2001). Psychometric properties of the Illness Attitude Scale in psychiatric patients. *Psychological Reports*, 89: 73-76.
- Zwick WR, Velicer WF. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin* 1986; 99:432-442.

