فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی
۱۳۹۵, ۷(۴),۱۳۳-۱۵۰

Applied Psychological Research Quarterly
2017, 7(4),133-150

بررسی ویژگی‌های سنجشی مقیاس نیاز شخصی به ساختار
Psychometric Properties of Personal Need for Structure Scale

خدیجه علوی*
محمدعلی اصغری‌مقدم **
عباس رحیمی‌نژاد***
حجت‌الله فراهانی****
گیتی شمس*****

Khadije Alavi
Mohammad Ali Asghari Moghadam
Abbas Rahiminezhad
Hojatolah Farahani
Giti Shams

چکیده
هدف مطالعه حاضر، آماده‌سازی و بررسی ویژگی‌های سنجشی نسخه فارسی مقیاس نیاز شخصی به ساختار (PNSS) است. در این مطالعه ۵۲۱ نفر از دانشجویان دانشگاه شاهد، دانشگاه تهران و دانشگاه علوم پزشکی آزاد واحد تهران در سال تحصیلی ۹۵-۹۴ با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، مورد آزمون قرار گرفتند. برای بررسی اعتبار پرسشنامه از اعتبار سازه (تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی) و اعتبار همگرا (محاسبه همبستگی با پرسشنامه هراس اجتماعی-SPIN) استفاده شد. برای بررسی پایایی پرسشنامه از روش‌های آلفای کرونباخ و ضریب پایایی بازآزمایی استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی حاکی از وجود دو عامل تمایل به ساختار و پاسخ‌دهی به فقدان ساختار بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز حاکی از برتری ساختار عاملی نسخه ۹ عبارتی به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی اکتشافی بر سایر نسخه‌ها بود. ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس و عامل‌های تشکیل‌دهنده آن در دامنه ۰/۶۹ تا ۰/۷۷ و ضریب پایایی بازآزمایی در دامنه ۰/۶۹ تا ۰/۷۵ به دست آمد. همچنین PNSS همبستگی معناداری را با SPIN نشان داد. قوی‌ترین همبستگی بین خرده مقیاس پاسخ به فقدان ساختار و SPIN مشاهده شد. در مجموع نسخه فارسی مقیاس نیاز شخصی به ساختار از پایایی و اعتبار مناسبی برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: مقیاس نیاز شخصی به ساختار، ویژگی‌های سنجشی، اعتبار، پایایی

Abstract
The objectives of this study are preparation of Persian language version of Personal Need for Structure Scale and investigation of its psychometric properties. A convenience sample of 521 from three universities in Tehran in 2015-2016 was examined to achieve the aims of this study. To investigate the validity of the scale, construct validity (via exploratory and confirmatory factor analysis) and convergent validity were used. For the investigation of the reliability, Cronbach alpha and test-retest reliability coefficients were used. Exploratory factor analysis showed two factors named desire for structure and response to lack of structure. Confirmatory factor analysis confirmed the superiority of the factor structure of the 9th version which was resulted from exploratory factor analysis, in comparison to the other versions in Iranian samples. For total scale and two extracted factors, Cronbach alphas were between 0.69 and 0.77 and the test- retest reliability coefficients were between 0.69 and 0.75. PNSS showed positive correlation with SPIN; also the response to the lack of structure had the strongest correlation. In sum, the Persian language version of the Personal Need for Structure Scale has adequate reliability and validity.

Keywords: Personal Need for Structure Scale, Psychometric Properties, Reliability, Validity

* دانشجوی دکترای تخصصی روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شاهد: مقاله برگرفته از رساله است.
** نویسنده مسئول: استاد گروه روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شاهد
*** دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه تهران
**** استادیار دانشگاه علوم پزشکی آزاد تهران
***** استادیار گروه روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی، دانشگاه علوم پزشکی تهران

email: asghari7a@ gmail.com

دریافت: ۹۵/۴/۲۶ **پذیرش:** ۹۵/۹/۳
Received: 16 Jul 2016 **Accepted:** 3 Des 2016

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

این باور وجود دارد که در فرآیند مداوم پردازش اطلاعات محیطی در جهانی با فناوری پیشرفته و گوناگونی اجتماعی وسیع، افراد در معرض حجم وسیع و سنگینی از اطلاعات قرار می‌گیرند. آن‌ها به دو شکل می‌توانند این فشار را سبک‌تر کنند: یکی اجتناب از محرک‌های معین و دیگری تلاش برای ایجاد یک ساختار ساده برای جهان اطراف. در راهبرد دوم، کمیت و پیچیدگی اطلاعات با هدف ساختار دادن به جهان به یک شکل قابل مدیریت‌تر، کاهش پیدا می‌کنند (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳). این ساده‌سازی جهان اطراف که نتیجه تنش بین ظرفیت‌های توجهی و کمیت روزافزون اطلاعات است (مک‌لود، ۲۰۰۰)، نیاز شخصی به ساختار[۱] (PNS) نام دارد. ویژگی اخیر، به فرد کمک می‌کند جهان را با استفاده از کلیشه‌ها، پیش‌نمودها[۲] و طرح‌واره‌ها، بدون تحمل کوشش شناختی اضافی، درک (ماسکوویتز، ۱۹۹۳؛ نیوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳) و رویدادها را در این جهان پیچیده، پیش‌بینی و کنترل کند (کوهن، استاتلند و وولف، ۱۹۹۵؛ نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳). بر این اساس، PNS یک سازه شخصیتی و شناختی است که مشخصه آن تمایل به ساده‌سازی اطلاعات و طبقه‌بندی آن‌ها است. می‌توان گفت که افراد در رویکرد شناختی به جهان با یکدیگر تفاوت دارند. برخی از افراد یک ساختار شفاف و ساده را ترجیح می‌دهند و برخی اطلاعات پیچیده را ارج می‌نهند. PNS به این موضوع اشاره دارد که افراد به چه میزان ترجیح می‌دهند در زندگی‌شان دارای سازمان باشند (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳). این سازه اولین بار از سوی تامپسون، ناکاراتو و پارکر (۱۹۸۹) معرفی شد. تامپسون PNS را «نیاز به شفافیت و قطعیت به همراه بیزاری و رویگردانی از ابهام» تعریف کرده است (تامپسون، چاپ‌نشده به نقل از ماسکوویتز، ۱۹۹۳). ازاین‌رو، افراد با PNS بالا، در تمام موقعیت‌ها، شفافیت را ترجیح می‌دهند و در موقعیت‌های نامطمئن و مبهم، احساس ناراحتی می‌کنند (تامپسون، ناکاراتو، پارکر و ماسکوویتز، ۲۰۰۱؛ نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳). PNS به‌عنوان یک متغیر شخصیتی، تلویحات خود را برای جنبه‌های گوناگون کارکرد روان‌شناختی از جمله شناخت، ادراک، استدلال، قضاوت دیگران، پردازش اطلاعات اجتماعی، تعامل اجتماعی و همچنین ویژگی‌های شخصیتی داراست. افرادی که PNS بالایی دارند، تمایل دارند که تعاملات اجتماعی خود را به شیوه‌هایی ترتیب دهند که آن‌ها را قادر سازد از پیچیدگی اجتناب کنند؛ آنان موقعیت‌های قابل پیش‌بینی و تعریف‌شده با قوانین پایا و شفاف را ترجیح می‌دهند (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳). همچنین این افراد بیشتر احتمال دارد که از طبقه‌بندی‌های کلیشه‌ای و از قبل موجود، در موقعیت‌های جدید استفاده کنند و کلیشه‌های نادرست گروهی را شکل دهند (اسکالر، بوید، یوهانس و اوبرین، ۱۹۹۵). به‌علاوه افراد با PNS بالا بیشتر احتمال دارد که روی اولین تبیین و پاسخ در

۱- Personal Need for Structure

۲- prototype

Archive of SID

www.SID.ir

دسترس برای مسائل، تمرکز کنند و کمتر احتمال دارد به جستجوی گزینه‌های دیگر بپردازند. این افراد، کمتر تمایل دارند که نگرش‌ها و کلیشه‌های خود را به‌واسطه اطلاعات جدید تغییر دهند (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳؛ اسکالر و همکاران، ۱۹۹۵؛ سولار، ۲۰۰۸). PNS همچنین با اقتدارگرایی، انعطاف‌ناپذیری شناختی، سرسختی و انعطاف‌ناپذیری در عادات شخصی، جزم‌اندیشی، عدم تحمل ابهام و توانایی پایین در خردورزی رابطه نشان داده است (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳؛ تامپسون و همکاران، ۲۰۰۱؛ جاگرت، کورس و داکیت، ۲۰۰۹؛ رویسلووا، پروکوپکاکووا و کرسانک، ۲۰۱۴). مطالعات دیگر نشان داده‌اند که افراد با PNS بالا در مقایسه با افراد با PNS پایین، در یادگیری زبان خارجی و ریاضی توانمندی کمتر و دشواری بیشتری را تجربه می‌کنند (استرانوسکا، هازدیکووا و مانکووا، ۲۰۱۴؛ اسپوکووا و پاولوویکوا، ۲۰۱۶؛ سارناتارو- اسمارت، ۲۰۱۳). در بررسی ارتباط PNS با پنج عامل بزرگ شخصیت نیز مشخص شد که این متغیر با عوامل باوجدان بودن (C) و روان‌نژندگرایی (N) رابطه مثبت و با عوامل گشودگی (O) و برون‌گرایی (E) رابطه منفی معنادار دارد (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳؛ شی، وانگ و چن، ۲۰۰۹؛ کاشی‌هارا، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، PNS با دامنه‌ای از متغیرهای آسیب‌شناختی نیز ارتباط داده شده است؛ سارمنی- اسکالر (۱۹۹۹) گزارش می‌کند که افراد با PNS بالا به رویدادهایی که به طرح‌واره‌ها، فعالیت‌ها و اهداف پذیرفته‌شده آن‌ها تعرض می‌کند، واکنش‌های هیجانی شدید نشان می‌دهند. تامپسون و همکاران (۲۰۰۱) این فرضیه را ارائه کردند که به علت این واقعیت که تفکر ابتدایی و انعطاف‌ناپذیر هم در افسردگی و هم در PNS وجود دارد، احتمالاً این دو سازه با یکدیگر رابطه دارند. در این راستا، آن‌ها همبستگی متوسطی را بین نمره‌های BDI و PNS یافتند. در مطالعه استیلمن (۲۰۰۸) نیز PNS بالا، نمره‌های بالا در شاخص افسردگی را پیش‌بینی کرد. همچنین PNS در مطالعات متعدد با شاخص‌های اضطراب (اضطراب اجتماعی، اضطراب حالت- صفت) و استرس رابطه نشان داده است (نیوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳؛ پروکوپکاکوا، ۲۰۱۵؛ سولار، ۲۰۰۸؛ سولار و تارزاکووا، ۲۰۱۴؛ فارنهام و ریبچستر، ۱۹۹۵). بر اساس آنچه گفته شد، PNS، زمینه بسیاری از رویدادهای روان‌شناختی (همانند کلیشه‌سازی یا رفتارهای قالبی، پیش‌داوری، عواطف شدید و کرانه‌ای و آسیب‌شناسی‌های خاص از جمله اضطراب) را ایجاد می‌کند و ازاین‌رو، مطالعه و بررسی آن مهم و شایسته توجه است. بدین منظور گام نخست، وجود یک شاخص مناسب برای ارزیابی این سازه است. مطابق با ادبیات پژوهشی موجود، پرکاربردترین شاخص برای بررسی و مطالعه سازه PNS، مقیاس نیاز شخصی به ساختار (PNSS) است که توسط تامپسون، ناکاراتو و پارکر (۱۹۸۹) معرفی شد. نسخه‌های مختلفی از این مقیاس به زبان‌های مختلف، ترجمه و اعتباریابی شده‌اند (به‌عنوان‌مثال، سارمنی اسکالر، ۲۰۰۱؛ شی، وانگ و چن، ۲۰۰۹؛ کاشی‌هارا، ۲۰۱۶)، با این‌حال، نسخه فارسی آن آماده‌سازی و بررسی نشده است. براین اساس، مطالعه حاضر به آماده‌سازی و بررسی ویژگی‌های سنجشی نسخه فارسی PNSS پرداخته است.

Archive of SID

www.SID.ir

روش

این مطالعه، یک طرح ارزشیابی است و جامعه آماری آن را دانشجویان دانشگاه شاهد، دانشگاه تهران و دانشگاه علوم پزشکی آزاد واحد تهران در سال تحصیلی ۹۵-۹۴ تشکیل می‌دهند. در این مطالعه، از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شد. بر مبنای نظر براون (۲۰۰۶) که معتقد است تحلیل عاملی تأییدی به‌منظور بررسی اعتبار مدل به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی اکتشافی، باید در یک نمونه مجزا و متفاوت با نمونه‌ای که در تحلیل عامل اکتشافی مورد استفاده قرار گرفته است، انجام شود و از آنجا که هدف مطالعه حاضر بررسی تحلیل عاملی اکتشافی و سپس تحلیل عاملی تأییدی PNSS بود، حجم نمونه بر اساس هر یک از این تحلیل‌ها تعیین و مجموع نمونه مورد نیاز، مشخص شد. ازاین‌رو، بر مبنای نظر کامری و لی (۱۹۹۲) که برای تحلیل عاملی، به ترتیب، حجم نمونه ۳۰۰ نفر را خوب، حجم نمونه ۵۰۰ نفر را بسیار خوب و حجم نمونه ۱۰۰۰ نفر را عالی دانسته‌اند، حجم نمونه برای تحلیل عاملی اکتشافی ۳۰۰ نفر تعیین شد. برای بخش دوم مطالعه که تحلیل عاملی تأییدی است، نمونه مجزایی در نظر گرفته شد. در این بخش، بر مبنای دیدگاه میرز، آن و جین (۲۰۱۱) که حجم نمونه حداقل ۲۰۰ نفری را برای تحلیل عاملی تأییدی توصیه کرده‌اند، حجم نمونه ۲۰۰ نفر تعیین شد. بر این اساس، مجموع حجم نمونه مورد نیاز برای این مطالعه، ۵۰۰ نفر در نظر گرفته شد که با در نظر گرفتن احتمال ریزش، ۲۰ درصد به این میزان افزوده شد و ۶۰۰ نفر مورد آزمون قرار گرفتند. از این تعداد، ۵۲۱ پرسشنامه، شرایط ورود به تحلیل را دارا بودند. از ۵۲۱ نمونه یادشده، ۳۰۰ نمونه به‌طور تصادفی وارد مطالعه تحلیل عاملی اکتشافی شدند و ۲۲۱ نفر باقی‌مانده به مطالعه تحلیل عاملی تأییدی اختصاص یافتند.

ابزار

ابزار گردآوری داده‌ها در این مطالعه به شرح زیر است:

مقیاس نیاز شخصی به ساختار (PNSS): این مقیاس که دارای ۱۲ ماده است، توسط تامپسون و همکاران (۱۹۸۹) برای سنجش تمایل به ساختارمندی، قطعیت، اطمینان و پیش‌بینی پذیری طراحی‌شده است و نمره‌های بالاتر نشان‌دهنده تمایل قوی به قطعیت و عدم تمایل نسبت به ابهام است (تامپسون و همکاران، ۲۰۰۱). به گزارش تامپسون و همکاران (۱۹۸۹؛ ۲۰۰۱) این مقیاس دارای یک ساختار تک عاملی با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴ است. نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) بررسی‌های گسترده‌ای روی این مقیاس انجام دادند. نتایج مطالعه آنان، به ارائه یک نسخه ۱۱ عبارتی از PNSS - با حذف عبارت ۵، نخست به این دلیل که به اعتقاد نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳)، این عبارت چیزی فراتر از تمایل به ساختار ساده را اندازه می‌گیرد و دوم به دلیل کجی زیاد توزیع نمره‌های آن و داشتن بارهای عاملی بسیار متفاوت در مطالعات

Archive of SID

www.SID.ir

مختلف- منجر شد. آنان PNSS را دارای یک ساختار دوعاملی معرفی کردند: تمایل به ساختار[۱] (DS) که به میزان تمایل فرد به ساختارمندی در زندگی روزمره اطلاق می‌شود و پاسخ به فقدان ساختار[۲] (RLS) که به پاسخ‌های فرد به موقعیت‌های ساختار نایافته و غیرقابل پیش‌بینی اطلاق می‌شود. آنان در بررسی ۶ گروه که در مجموع ۲۹۶۶ نفر بودند، ضریب آلفای کرونباخ را برای کل مقیاس ۰/۷۶ تا ۰/۸۶، برای خرده مقیاس DS، ۰/۷۲ تا ۰/۷۸ و برای خرده مقیاس RLS، ۰/۶۹ تا ۰/۸۲ گزارش کرده‌اند. همچنین در این مطالعه پایایی بازآزمایی با فاصله ۱۲ هفته برای کل مقیاس ۰/۷۶ و برای عامل‌های ۱ و ۲ به ترتیب ۰/۸۴ و ۰/۷۹ گزارش‌شده است. در این مطالعه چندمرحله‌ای، تحلیل عاملی تأییدی، حاکی از برتری مدل دو عاملی بر مدل تک عاملی بود. نسخه ۱۱ عبارتی نوبرگ و نیوسام، در مطالعات، بسیار پرکاربردتر از نسخه اولیه ارائه شده از سوی تامپسون و همکاران (۱۹۸۹) است. اعتبار همگرا و تفکیکی PNSS نیز در مطالعات مختلف، مورد تأیید قرارگرفته است (نوبرگ و نیوسام، ۱۹۹۳؛ رومن، ماسکوویتز، آستین و ایزنبرگ، ۱۹۹۵؛ تامپسون، ۱۹۸۹؛ تامپسون و همکاران، ۲۰۰۱؛ سولار، ۲۰۰۸). در PNSS، هر ماده آزمون بر روی یک مقیاس ۶ درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۶ (کاملاً موافق) نمره‌گذاری می‌شود. از آنجا که، مقیاس نیاز شخصی به ساختار تاکنون در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است، پژوهش حاضر به بررسی ویژگی‌های سنجشی نسخه فارسی آن می‌پردازد.

پرسشنامه هراس اجتماعی[۳] (SPIN): این پرسشنامه توسط کانر و همکاران (۲۰۰۰) طراحی شده است. SPIN یک پرسشنامه ۱۷ عبارتی است که شدت هراس اجتماعی را اندازه‌گیری می‌کند. این پرسشنامه دارای سه خرده مقیاس است: ترس، اجتناب و برانگیختگی فیزیولوژیک. در SPIN هر عبارت روی یک مقیاس پنج‌درجه‌ای از ۱ (تقریباً هرگز) تا ۵ (تقریباً همیشه) نمره‌گذاری می‌شود (کانر و همکاران، ۲۰۰۰). پایایی همسانی درونی برای کل پرسشنامه از ۰/۸۲ تا ۰/۹۵ و برای خرده مقیاس ترس، ۰/۶۸ تا ۰/۹۱، خرده مقیاس اجتناب ۰/۷۰ تا ۰/۹۱ و خرده مقیاس برانگیختگی فیزیولوژیک ۰/۵۷ تا ۰/۸۰ گزارش‌شده است. همچنین پایایی بازآزمایی این پرسشنامه بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۹ به‌دست‌آمده است. به‌علاوه SPIN روایی همگرا و تفکیکی خوبی را در پژوهش‌ها نشان داده است (کانر و همکاران، ۲۰۰۰؛ آنتونی، کونز، مک‌کیب، آشبا و سوینسون، ۲۰۰۶). نسخه فارسی SPIN همچون نسخه اصلی، ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی دارد. پایایی همسانی درونی برای کل مقیاس ۰/۷۴ تا ۰/۸۹ گزارش‌شده است. همچنین پایایی بازآزمایی به فاصله دو هفته ۰/۶۸ و اعتبار همگرا ۰/۶۴ تا ۰/۷۸ گزارش‌شده است (حسن‌وند عموزاده، باقری و شعیری، ۱۳۸۹).

۱- Desire for Structure

۲- Response to Lack of Structure

۳- Social Phobia Inventory

Archive of SID

www.SID.ir

اجرا

برای تهیه نسخه فارسی PNSS، ابتدا این پرسشنامه توسط نویسنده اول به فارسی ترجمه شد، سپس نسخه ترجمه شده توسط سه تن از استادان روانشناسی مسلط به زبان انگلیسی با متن اصلی تطبیق داده شد و مورد بازنگری قرار گرفت. پس از آن، متن نهایی شده، توسط یک مترجم که نسخه اصلی پرسشنامه را رؤیت نکرده بود، به انگلیسی برگردانده شد (باز ترجمه). متن انگلیسی یاد شده توسط نویسنده اول با متن اصلی مقایسه شد تا مطابقت این دو نسخه محرز شود. در عبارت‌هایی که باز ترجمه با متن اصلی مطابقت زیادی نداشت، بازنگری ترجمه فارسی و انجام باز ترجمه توسط مترجم بی‌اطلاع از نسخه اصلی، تا زمان دست‌یابی به مطابقت قابل‌قبول، ادامه یافت. نسخه نهایی باز ترجمه برای سازنده پرسشنامه (تامپسون) ارسال شد و با تغییرات جزئی، مورد تأیید قرار گرفت. پس از آماده‌سازی نسخه فارسی PNSS، این مقیاس به همراه پرسشنامه SPIN روی نمونه ۵۲۱ نفری اجرا شد. در این مطالعه، برای بررسی اعتبار پرسشنامه، از اعتبار سازه (با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی[۱] و تحلیل عاملی تأییدی[۲]) و اعتبار همگرا استفاده شد. برای بررسی اعتبار همگرا، با تکیه بر نتایج مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) مبنی بر رابطه بین اضطراب اجتماعی و PNSS، همبستگی این مقیاس با پرسشنامه هراس اجتماعی (SPIN) محاسبه شد. در بررسی اعتبار همگرا اطلاعات به‌دست‌آمده از کل افراد نمونه (۵۲۱ نفر = n) مورد استفاده قرار گرفت. همچنین پایایی مقیاس با استفاده از دو روش پایایی همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و ضریب پایایی بازآزمایی مورد ارزیابی قرار گرفت. برای محاسبه آلفای کرونباخ اطلاعات به‌دست آمده از کل افراد نمونه و برای محاسبه ضریب بازآزمایی، اطلاعات به‌دست آمده از ۳۵ نفر از افراد نمونه اصلی که پرسشنامه با رعایت فاصله چهار هفته دو بار در مورد آن‌ها اجرا شد، مورد استفاده قرار گرفت. تحلیل‌ها با استفاده از نسخه ۲۲ نرم‌افزارهای SPSS و AMOS انجام شد.

یافته‌ها

بین دو نمونه ۳۰۰ و ۲۲۱ نفری به لحاظ سن (t= −۱/۷۸، P=۰/۰۷)، جنسیت (χ^2= ۰/۷۴، P=۰/۳۹) و مقطع تحصیلی (χ^2= ۱/۷۳، P=۰/۴۲) تفاوت معناداری وجود نداشت. خصوصیات جمعیت‌شناختی نمونه‌های مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است.

۱- exploratory factor analysis

۲- confirmatory factor analysis

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- خصوصیات جمعیت شناختی نمونه‌های مورد بررسی

نمونه	جنسیت فراوانی (درصد)		مقطع تحصیلی فراوانی (درصد)			سن میانگین(انحراف استاندارد)
	مؤنث	مذکر	کارشناسی	دکترای عمومی پزشکی	تحصیلات تکمیلی(ارشد و دکتری)	
۳۰۰ نفری	(۷۹/۳)۲۳۸	(۲۰/۷)۶۲	(۸۸/۱)۲۶۵	(۴/۳)۱۳	(۷/۶)۲۳	(۴/۵۸) ۱۹/۹۰
۲۲۱ نفری	(۸۲/۴)۱۸۲	(۱۷/۶) ۳۹	(۸۴/۷)۱۸۷	(۶/۸) ۱۵	(۸/۶)۱۹	(۴/۶۶) ۲۰/۶۵
کل (۵۲۱ نفر)	(۸۰/۶)۴۲۰	(۱۹/۴) ۱۰۱	(۸۶/۶)۴۵۱	(۵/۴) ۲۸	(۸/۱)۴۲	(۴/۶۲) ۲۰/۲۲

به‌منظور بررسی اعتبار سازه PNSS، ابتدا به بررسی تحلیل عاملی اکتشافی این پرسشنامه می‌پردازیم. پیش از انجام تحلیل عاملی، مناسب بودن عبارت‌های آزمون برای تحلیل عاملی با استفاده از شاخص همبستگی نمره‌های هر عبارت با نمره کل تصحیح شده[۱] (استرینر و نورمن، ۱۹۹۵) و شاخص کجی استاندارد هر عبارت (دِویلز، ۱۹۹۱؛ فیلد، ۲۰۰۰)، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این بررسی‌ها در جدول ۲ نشان داده شده‌اند.

جدول ۲- مقادیر همبستگی عبارت‌های PNSS با نمره کل تصحیح شده و کجی استاندارد هر عبارت

عبارت	همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده	کجی استاندارد	عبارت	همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده	کجی استاندارد
۱	۰/۲۴	-۰/۲۶	۷	۰/۴۱	-۰/۶۸
۲	۰/۱۹	-۰/۲۸	۸	۰/۴۲	-۰/۷۲
۳	۰/۵۵	-۱/۱۲	۹	۰/۴۲	-۰/۲۵
۴	۰/۴۸	-۱/۱۴	۱۰	۰/۴۵	-۰/۳۸
۵	۰/۴۶	-۰/۰۸	۱۱	۰/۳۰	۰/۳۳
۶	۰/۴۳	-۰/۵۵	۱۲	۰/۵۴	-۰/۳۳

بر اساس جدول ۲، بررسی میزان همبستگی عبارت‌ها با نمره کل تصحیح‌شده نشان می‌دهد که به‌جز عبارت ۲ که همبستگی آن با نمره کل تصحیح شده، ۰/۱۹ است، سایر عبارت‌های مقیاس از همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده بیشتر از ۰/۲۰ برخوردارند. مثبت بودن تمام ضرایب همبستگی حاکی از آن است که تمامی عبارت‌ها همسو با نمره کل مقیاس هستند (اکبری زردخانه، دلاور، یعقوبی، سهرابی، ۱۳۹۴). بررسی

[۱]- corrected item total correlation

Archive of SID

www.SID.ir

میزان کجی استاندارد نیز نشان می‌دهد که این میزان برای تمام عبارت‌ها در دامنه قابل‌قبول (کوچک‌تر از ۱/۹۶ و بزرگ‌تر از ۱/۹۶-) قرار دارد. از آنجا که، عبارت ۲ در شاخص نخست یعنی همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده در دامنه قابل قبول قرار نگرفت، از تحلیل حذف شد. سایر عبارت‌ها که در هر دو شاخص برای تحلیل مناسب تشخیص داده شدند، وارد تحلیل شدند. برای تحلیل عاملی اکتشافی ماده‌های مقیاس، از چرخش واریماکس استفاده شد. شاخصه‌های آماری به‌دست آمده برای تحلیل عاملی مناسب بود (KMO=۰/۸۰؛ Bartlett=۷۳۲/۳۶۰ χ^2؛ $P =< ۰/۰۰۱$؛ $df = ۵۵$). نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی PNSS با استفاده از چرخش واریماکس، وجود دو عامل را نشان داد (جدول ۳).

جدول ۳- نتایج تحلیل مؤلفه اصلی نسخه فارسی PNSS با استفاده از چرخش واریماکس

عبارت‌ها	عامل ۱	عامل ۲
۶ (داشتن یک زندگی مرتب و منظم، برایم کسل‌کننده است.) R	۰/۸۰	
۳ (از داشتن یک روش زندگی شفاف و منظم، لذت می‌برم.)	۰/۷۹	
۴ (دوست دارم که برای هر چیزی، جا و مکانی داشته باشم و هر چیز سر جای خودش باشد.)	۰/۶۶	
۱۰ (به نظر من یک برنامه روزمره ثابت، مرا قادر می‌سازد که از زندگی، بیشتر لذت ببرم.)	۰/۶۵	
۵ (از انجام کارهای بدون برنامه‌ریزی قبلی، لذت می‌برم.)R	۰/۴۸	
۱۱ (از احساس هیجان ناشی از قرار گرفتن در موقعیت‌های غیرقابل‌پیش‌بینی، لذت می‌برم.)R	۰/۲۷	۰/۲۵
۸ (از ایجاد تغییرات ناگهانی و در دقایق آخر در برنامه‌هایم، متنفرم.)		۰/۷۲
۹ (از ارتباط با افرادی که غیرقابل‌پیش‌بینی هستند، متنفرم.)		۰/۶۹
۷ (از موقعیت‌های نامطمئن خوشم نمی‌آید.)		۰/۶۵
۱۲ (از موقعیتی که در آن قوانین شفاف و روشن نباشند، احساس ناراحتی می‌کنم.)		۰/۵۵
۱ (از رفتن به موقعیتی که نمی‌دانم چه انتظاری می‌توانم از آن داشته باشم، دچار ناراحتی و آشفتگی می‌شوم)		۰/۵۴
درصد واریانس تبیین شده توسط عامل‌ها	**۳۴/۲۲**	**۱۴/۱۸**

R= نمره‌گذاری معکوس

همان‌گونه که جدول ۳ نشان می‌دهد، به‌جز عبارت ۱۱، سایر عبارت‌های PNSS از بار عاملی قابل‌قبول (۳۲ ≥) برخوردارند (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۱۳). عبارت ۱۱ به دلیل بار عاملی کمتر از میزان قابل‌قبول (۰/۲۷) و همچنین بارهای عاملی نزدیک به هم در هر دو عامل، نامناسب تشخیص داده شده و حذف می‌شود؛ سایر عبارت‌ها دو عامل مجزا را تشکیل می‌دهند. عامل نخست ۳۴/۲۲ و عامل دوم ۱۴/۱۸ درصد از واریانس را تبیین می‌کنند. دو عامل یاد شده درمجموع ۴۸/۴۰ درصد از واریانس را تبیین می‌کنند. نتایج به‌دست‌آمده، ساختار عاملی مشابه آنچه نیوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) به دست آورده‌اند را نشان می‌دهد؛ با این تفاوت که برخلاف مطالعه یاد شده، در مطالعه حاضر عبارت ۵ از همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده، کجی استاندارد و بار عاملی مناسبی برخوردار است. با این حال، با در نظر گرفتن این‌که حذف این عبارت در پژوهش نوبرگ و نیوسام تنها به دلایل آماری نبود بلکه آنان معتقدند این عبارت به لحاظ مفهومی، چیزی

Archive of SID

www.SID.ir

فراتر از تمایل ساده به ساختار را می‌سنجد، ساختار عاملی پرسشنامه با حذف این عبارت نیز مورد بررسی قرار گرفت (وارد نکردن عبارت ۵ در تحلیل عاملی اکتشافی). نتایج این بررسی نشان داد که حذف عبارت ۵ هیچ تغییری در ساختار عاملی پرسشنامه ایجاد نکرد و تنها تعداد عبارت‌های عامل ۱ از پنج عبارت به چهار عبارت و تعداد عبارت‌های کل مقیاس از ۱۰ عبارت به ۹ عبارت کاهش یافت.

در ادامه بررسی اعتبار سازه، به بررسی تحلیل عاملی تأییدی PNSS می‌پردازیم. در این بخش به بررسی این موضوع می‌پردازیم که آیا ساختار عاملی به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی اکتشافی، در تحلیل عاملی تأییدی، برازش می‌شود و مورد تأیید قرار می‌گیرد؟ همچنین از آنجا که نسخه‌ها و ساختارهای عاملی متفاوتی برای PNSS پیشنهاد شده است، به‌منظور بررسی این موضوع که کدام مدل از برازش بهتری برخوردار است، به مقایسه این مدل‌ها می‌پردازیم. بر این اساس چهار مدل را موردبررسی قرار می‌دهیم: مدل تک عاملی با ۱۲ عبارت پیشنهاد شده توسط تامپسون و همکاران (۱۹۸۹؛ ۲۰۰۱)؛ مدل دوعاملی با ۱۱ عبارت — با حذف عبارت ۵– پیشنهاد شده توسط نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳)؛ مدل دوعاملی با ۱۰ عبارت پیشنهاد شده توسط تحلیل عاملی اکتشافی این مطالعه با حذف عبارت‌های ۲ و ۱۱؛ مدل دو عاملی با ۹ عبارت پیشنهاد شده توسط تحلیل عاملی اکتشافی این مطالعه و با حذف عبارت ۵ بنا به توصیه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) علاوه بر عبارت‌های ۲ و ۱۱. برای آن‌که اطمینان حاصل نماییم نتایج تحلیل عاملی تأییدی از اعتبار و قوت لازم برخوردار است، این تحلیل را در یک نمونه متفاوت با نمونه‌ای که تحلیل عاملی اکتشافی از آن استخراج شده است، بررسی می‌کنیم. جدول ۴ شاخص‌های نیکویی برازش این چهار مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۴- شاخص‌های نیکویی برازش مدل‌های PNSS

	میانگین (انحراف استاندارد)	χ^2/df	RMR	RMSEA (90% CI)	CFI	GFI	AGFI
PNSS نسخه ۱۲ عبارتی (مدل تک عاملی)	۴۹/۱۴ (۸/۵۲)	۲/۴۳	۰/۱۴	۰/۰۸۱ (۰/۰۶۲–۰/۰۹۹)	۰/۸۶	۰/۹۱	۰/۸۶
PNSS نسخه ۱۱ عبارتی (مدل دوعاملی)	۴۵/۴۱ (۷/۸۸)	۲/۲۲	۰/۱۲	۰/۰۷۴ (۰/۰۵۴–۰/۰۹۵)	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۸۸
PNSS نسخه ۱۰ عبارتی (مدل دوعاملی)	۴۱/۹۲ (۷/۹۵)	۱/۲۲	۰/۰۷	۰/۰۳۲ (۰–۰/۰۶۳)	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۴
PNSS نسخه ۹ عبارتی (مدل دوعاملی)	۳۸/۲۷ (۷/۴۰)	۱/۰۷	۰/۰۶	۰/۰۱۹ (۰–۰/۰۵۹)	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۵

Archive of SID

www.SID.ir

نسخه ۱۲ عبارتی (مدل تک عاملی): تمام عبارت‌ها در یک عامل قرار می‌گیرند. نسخه ۱۱ عبارتی (مدل دو عاملی): عبارت‌های ۳،۴، ۶ و ۱۰ در عامل نخست و عبارت‌های ۱، ۲، ۷، ۸، ۹، ۱۱ و ۱۲ در عامل دوم قرار می‌گیرند. در این نسخه عبارت ۵ حذف می‌شود. نسخه ۱۰ عبارتی (مدل دو عاملی): عبارت‌های ۳،۴، ۶ و ۱۰ در عامل نخست و عبارت‌های ۱، ۵، ۷، ۸، ۹ و ۱۲ در عامل دوم قرار می‌گیرند. در این نسخه عبارت‌های ۲ و ۱۱ حذف می‌شوند. نسخه ۹ عبارتی (مدل دو عاملی): عبارت‌های ۳،۴، ۶ و ۱۰ در عامل نخست و عبارت‌های ۱، ۷، ۸، ۹ و ۱۲ در عامل دوم قرار می‌گیرند. در این نسخه عبارت‌های ۲، ۵ و ۱۱ حذف می‌شوند.

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در این پژوهش برای بررسی برازش مدل‌های مورد بحث، از شاخص‌های χ^2 نسبی (نسبت χ^2 به df)، RMR، RMSEA، CFI، GFI و AGFI استفاده شد. در ارزیابی برازش مدل، یک شاخص سنتی و رایج χ^2 است که عدم معناداری آن در سطح ۰/۰۵ نشان‌دهنده برازش مدل است (بارت، ۲۰۰۷)؛ با این حال این شاخص با محدودیت‌های قابل‌توجهی مواجه است. از جمله بارزترین این محدودیت‌ها حساسیت به حجم نمونه است (بنتلر و بونت، ۱۹۸۰؛ جورسکاگ و سوربوم، ۱۹۹۳، کنی و مک‌کواچ، ۲۰۰۳؛ به نقل از خدایاری فرد، غباری بناب، اکبری زردخانه، زمان‌پور، درخشان و موسوی، ۱۳۹۳؛ الکسوپالس و کالیتینیدس، ۲۰۰۴؛ به نقل از حاجلو، ۱۳۹۵). از آنجا که χ^2 در اصل یک آزمون معناداری آماری است، کاربرد آن در نمونه‌های بزرگ، تقریباً همیشه منجر به رد شدن مدل می‌شود. از طرف دیگر، این شاخص در نمونه‌های کوچک، توان خود را از دست می‌دهد. شاخص χ^2 نسبی (χ^2/df) برای حل این مشکل و کاهش اثر حجم نمونه، معرفی شد (ویتون، ماتن، آلوین و سامرز، ۱۹۷۷). اگرچه χ^2 نسبی فاقد یک مقدار ثابت به‌عنوان نسبت قابل قبول است، ویتون و همکاران (۱۹۷۷) مقادیر کمتر از ۵ و تاباچنیک و فیدل (۲۰۱۳) مقادیر کمتر از ۲ را به‌عنوان نسبت قابل قبول برای این شاخص معرفی کرده‌اند. بررسی مقادیر به‌دست آمده برای این شاخص در مدل‌های مورد بررسی (۲/۴۳ برای نسخه ۱۲ عبارتی؛ ۲/۲۲ برای نسخه ۱۱ عبارتی؛ ۱/۲۲ برای نسخه ۱۰ عبارتی؛ ۱/۰۷ برای نسخه ۹ عبارتی) نشان می‌دهد که بر اساس دیدگاه ویتون و همکاران (۱۹۹۷) هر چهار مدل دارای وضعیت مطلوب یعنی χ^2 نسبی کمتر از ۵ هستند. با این حال، چنانچه بخواهیم دیدگاه سخت‌گیرانه‌تر و محتاطانه‌تر تاباچنیک و فیدل (۲۰۱۳) را مد نظر قرار دهیم، نسخه ۱۲ و ۱۱ عبارتی فاقد برازش مطلوب هستند، زیرا مقادیر χ^2 نسبی آن‌ها از ۲ بیشتر است. همچنین بر اساس این دیدگاه، نسخه‌های ۱۰ و ۹ عبارتی به دلیل داشتن χ^2 نسبی زیر ۲ از برازش مطلوب برخوردارند. شاخص دیگری که مورد بررسی قرار گرفت، RMR بود. هو و بنتلر (۱۹۹۹) مقادیر ۰/۰۸ و کمتر را در شاخص RMR، حد قابل قبول برای پذیرش مدل می‌دانند. بر این اساس، نسخه‌های ۱۲ و ۱۱ عبارتی در این شاخص از وضعیت مطلوب برخوردار نیستند (به‌ترتیب ۰/۱۴ و ۰/۱۲)، در حالی‌که میزان RMR در نسخه‌های ۱۰ و ۹ عبارتی حاکی از برازش مناسب است (به‌ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۰۶). شاخص بعدی RMSEA است که طی سال‌های اخیر به‌عنوان یکی از مفیدترین شاخص‌های نیکویی برازش معرفی شده است (دایامنتاپولوس و سیگوا، ۱۹۹۹). هو و بنتلر (۱۹۹۹)

Archive of SID

www.SID.ir

مقادیر کمتر از ۰/۰۶ را در شاخص RMSEA به‌عنوان حد قابل‌قبول برای پذیرش مدل معرفی می‌کنند. همانند مورد قبل، نسخه‌های ۱۲ و ۱۱ عبارتی در شاخص RMSEA نیز از وضعیت مطلوب برخوردار نیستند (به‌ترتیب ۰/۰۸۱ و ۰/۰۷۴)، درحالی‌که میزان این شاخص در نسخه‌های ۱۰ و ۹ عبارتی، حاکی از وضعیت مطلوب است (به‌ترتیب ۰/۰۳۲ و ۰/۰۱۹). شاخص بعدی CFI است. مقادیر این شاخص بین صفر تا یک متغیر است و هرقدر مقدار آن به یک نزدیک‌تر باشد، مدل از برازش بهتری برخوردار است. هو و بنتلر (۱۹۹۹) مقادیر ۰/۹۵ و بالاتر CFI را به‌عنوان شاخص یک مدل مطلوب معرفی می‌کنند. در این مطالعه، مقدار شاخص CFI در نسخه‌های ۱۲ و ۱۱ عبارتی به حد قابل‌قبول نرسیده (به‌ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۸۹)، ولی در نسخه‌های ۱۰ و ۹ عبارتی از میزان مطلوبی برخوردار است (به‌ترتیب ۰/۹۸ و ۰/۹۹). همچون CFI، شاخص‌های GFI و AGFI نیز بین صفر تا یک متغیر هستند و هرقدر مقدار آن‌ها به یک نزدیک‌تر باشد، از برازش بهتر مدل حکایت دارند. بیرن (۱۹۹۸) و ویرا (۲۰۱۱) مقادیر ۰/۹۰ و بالاتر را به‌عنوان برازش مدل در این دو شاخص معرفی کرده‌اند. بر این مبنا در مطالعه حاضر، هر چهار مدل مورد بررسی در شاخص GFI از وضعیت مطلوب برخوردارند (۰/۹۱ برای نسخه ۱۲ عبارتی؛ ۰/۹۳ برای نسخه ۱۱ عبارتی؛ ۰/۹۶ برای نسخه ۱۰ عبارتی؛ ۰/۹۷ برای نسخه ۹ عبارتی). در شاخص AGFI نسخه‌های ۱۲ و ۱۱ عبارتی فاقد میزان مطلوب هستند (به‌ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۸۸) و تنها نسخه‌های ۱۰ و ۹ عبارتی در این شاخص به حد قابل‌پذیرش رسیده‌اند (به‌ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۵). در مجموع نسخه‌های ۱۲ و ۱۱ عبارتی در غالب شاخص‌های نیکویی برازش از وضعیت مطلوب برخوردار نیستند و بر این اساس می‌توان گفت این مدل‌ها برازش خوبی ندارند. نسخه‌های ۱۰ و ۹ عبارتی در تمام شاخص‌ها به حد مطلوب رسیده‌اند و ازاین‌رو، می‌توان آن‌ها را مدل‌هایی با برازش مطلوب به شمار آورد. در مقایسه این دو مدل، مدل ۹ عبارتی در تمام شاخص‌ها بر مدل ۱۰ عبارتی، برتری دارد و می‌توان آن را مناسب‌ترین مدل PNSS تلقی کرد. در ادامه به بررسی دیگر ویژگی‌های سنجشی این نسخه پرداخته می‌شود. به‌منظور بررسی پایایی نسخه فارسی PNSS (نسخه ۹ عبارتی) ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و همچنین ضریب پایایی بازآزمایی بافاصله ۴ هفته موردبررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵- آلفای کرونباخ و ضریب پایایی بازآزمایی PNSS و همبستگی آن با پرسشنامه SPIN

	آلفای کرونباخ	ضریب پایایی بازآزمایی بافاصله ۴ هفته	همبستگی پیرسون با پرسشنامه SPIN M=۳۷ SD=۱۲/۱۶
عامل ۱	۰/۷۴	**۰/۶۹	*۰/۱۲
عامل ۲	۰/۶۹	**۰/۷۱	**۰/۳۲
PNSS (نمره کل)	۰/۷۷	**۰/۷۵	**۰/۲۴

**$P< 0/01$

*$P< 0/05$

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌گونه که در جدول ۵ آمده است، سطح آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و عامل ۱ همسانی درونی خوبی (به ترتیب ۰/۷۷ و ۰/۷۴) را نشان می‌دهد؛ با این حال آلفای کرونباخ در عامل ۲، ۰/۶۹ است که اندکی کمتر از میزان قابل‌قبول (α=۰/۷۰؛ نانالی و برنشتاین، ۱۹۹۴؛ به نقل از پاک‌نژاد، اصغری مقدم، رحیمی نژاد، رستمی و طاهری، ۱۳۹۳) است. بر این اساس و با توجه به این‌که ضریب همسانی درونی تحت تأثیر طول مقیاس است و عامل یادشده نیز از تعداد عبارت‌های اندکی ساخته‌شده است (۵ عبارت)، این احتمال وجود دارد که میزان پایین ضریب آلفای کرونباخ این عامل، به دلیل تعداد اندک عبارت‌های تشکیل‌دهنده آن باشد. ازاین‌رو، بنا به توصیه کاکس و فرگوسن (۱۹۹۴)، برای اطمینان از پایا بودن عامل موردنظر، میانگین همبستگی بین عبارت‌ها[۱] -که مستقل از طول مقیاس است- برای آن، محاسبه شد. نتایج این محاسبه نشان داد که میانگین همبستگی بین عبارت‌های این عامل، ۰/۳۰ است. از آنجا که این میزان در دامنه قابل‌قبول یعنی ۰/۲۰ تا ۰/۴۰ قرار دارد (کاکس و فرگوسن، ۱۹۹۴)، پایایی مناسب مقیاس یادشده مورد تأیید قرار می‌گیرد. بررسی پایایی بازآزمایی با فاصله چهار هفته نیز حاکی از پایایی مناسب برای کل پرسشنامه (۰/۷۵) و عامل‌های به‌دست آمده (۰/۶۹ برای عامل۱ و ۰/۷۱ برای عامل ۲) است. به‌منظور بررسی اعتبار همگرای نسخه PNSS، همبستگی آن با پرسشنامه SPIN محاسبه شد. جدول ۵ همبستگی بین این دو ابزار را در کل افراد نمونه نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول، نسخه فارسی PNSS، همبستگی معناداری را با SPIN نشان می‌دهد (r=۰/۲۴)؛ از بین دو عامل به‌دست‌آمده برای PNSS، عامل نخست، قوی‌ترین رابطه را با SPIN، نشان داد (r=۰/۳۲). در رابطه با عامل دوم، همبستگی به‌دست آمده معنادار ولی ضعیف است (r=۰/۱۲). در قسمت بحث به چرایی این موضوع خواهیم پرداخت.

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر، به بررسی اعتبار و پایایی نسخه فارسی مقیاس نیاز شخصی به ساختار (PNSS) پرداخت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی این مقیاس نشان‌دهنده یک ساختار دو عاملی است. مقایسه عامل‌های به‌دست‌آمده در این مطالعه با عامل‌های گزارش‌شده در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که عامل‌های دو مطالعه یادشده، شباهت بسیار دارند. نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) در مطالعه خود، وجود دو عامل را گزارش کردند. عامل نخست در این مطالعه، تمایل به ساختار نام دارد که عبارت‌های ۳، ۴، ۶ و ۱۰ را

[۱]- mean inter-items correlation

Archive of SID

www.SID.ir

در برمی‌گیرد. در مطالعه حاضر نیز عامل مشابهی به دست آمد که شامل عبارت‌های ۳، ۴، ۵، ۶ و ۱۰ است. عبارت ۵ در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳)، به دلایل متعدد ازجمله کجی زیاد توزیع نمره‌های آن و داشتن بارهای عاملی بسیار متفاوت در مطالعات مختلف، از تحلیل حذف شد؛ این در حالی است که این عبارت در مطالعه حاضر، از بار عاملی، کجی استاندارد و همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده مناسبی برخوردار بود و در عامل نخست قرار گرفت. عامل دوم در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) که پاسخ‌دهی به فقدان ساختار، نام‌گذاری شده است، دربرگیرنده عبارت‌های ۱، ۲، ۷، ۸، ۹، ۱۱ و ۱۲ است. عامل متناظر با عامل یادشده در مطالعه حاضر، دربرگیرنده عبارت‌های ۱، ۷، ۸، ۹ و ۱۲ است. در مطالعه حاضر، عبارت ۲ به دلیل میزان پایین همبستگی اصلاح‌شده با نمره کل و عبارت ۱۱ به دلیل بارهای عاملی پایین و نزدیک به یکدیگر در هر دو عامل، حذف شدند.

در مجموع ساختار عاملی به‌دست آمده در مطالعه حاضر، با ساختار عاملی به‌دست‌آمده در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) همخوانی دارد. دو عامل معرفی شده از سوی این دو پژوهشگر یعنی تمایل به ساختار و پاسخ به فقدان ساختار در این مطالعه نیز حاصل شدند. تنها تفاوت موجود، حذف شدن عبارت‌های ۲ و ۱۱ در مطالعه حاضر به ترتیب به دلیل همبستگی پایین با نمره کل تصحیح‌شده و بار عاملی اندک است. همچنین عبارت ۵ که در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) به دلایل تجربی (آماری) و مفهومی حذف شد، در مطالعه حاضر به لحاظ آماری فاقد مشکل بود و در عامل نخست قرار گرفت. به این جهت و با توجه به این‌که نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳)، یکی از علل حذف این عبارت را ناهماهنگی محتوای آن با کل پرسشنامه عنوان کرده‌اند و همچنین با در نظر گرفتن رایج‌تر بودن نسخه ۱۱ عبارتی این دو پژوهشگر در مقایسه با نسخه ۱۲ عبارتی تامپسون و همکاران (۱۹۸۹)، مقایسه برازش نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی در مطالعه حاضر با و بدون حذف عبارت ۵ (به ترتیب نسخه‌های ۹ و ۱۰ عبارتی) مد نظر قرار گرفت. همچنین از آنجا که، حذف دو عبارت ۲ و ۱۱، این دو نسخه را از نسخه به‌دست‌آمده توسط نوبرگ و نیوسام متفاوت ساخته و از سوی دیگر، با توجه به این‌که نسخه اولیه ارائه شده از سوی تامپسون و همکاران (۱۹۸۹) به‌عنوان یک مقیاس تک عاملی معرفی شده است، ساختار عاملی نسخه‌های ۹ و ۱۰ عبارتی مبتنی بر نتایج مطالعه حاضر با ساختار عاملی نسخه‌های ۱۱ و ۱۲ نیز مورد مقایسه قرار گرفتند تا مشخص شود، داده‌ها از کدام مدل بیشتر حمایت می‌کنند. نتایج این بررسی نشان داد نسخه‌های ۹ و ۱۰ عبارتی (مبتنی بر نتایج تحلیل عاملی اکتشافی مطالعه حاضر با و بدون حذف عبارت ۵) از برازش مناسب برخوردارند، در حالی‌که نسخه‌های ۱۱ و ۱۲ عبارتی، برازش مطلوبی ندارند. در مقایسه نسخه‌های ۹ و ۱۰ عبارتی نیز مشخص شد که نسخه ۹ عبارتی (با حذف عبارت‌های ۲، ۱۱ و ۵)، دارای بهترین برازش است.

در بررسی پایایی مقیاس، ضریب همسانی درونی برای کل مقیاس (α=۰/۷۷) و خرده مقیاس‌های تمایل به ساختار (α=۰/۷۴) و پاسخ به فقدان ساختار (α=۰/۶۹؛ میانگین همبستگی بین عبارات= ۰/۳۰) حاکی از پایایی خوب PNSS است و با مطالعات نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳)، تامپسون و همکاران (۲۰۰۱)

Archive of SID

www.SID.ir

و رومن و همکاران (۱۹۹۵) که پایایی خوبی را برای نسخه اصلی مقیاس گزارش کرده‌اند و همچنین با پژوهش‌های شی، وانگ و چن (۲۰۰۹) و کاشی‌هارا (۲۰۱۶) که به ترتیب برای نسخه‌های چینی و ژاپنی آن نیز پایایی مناسبی را به دست آورده‌اند، همخوانی دارد. نتایج بررسی ضریب بازآزمایی بافاصله ۴ هفته نیز حاکی از پایایی بازآزمایی مناسب کل مقیاس (r=۰/۷۵) و خرده مقیاس‌های تمایل به ساختار (r=۰/۶۹) و پاسخ به فقدان ساختار (r=۰/۷۱) است. این یافته‌ها مؤید مطالعات قبلی در زمینه پایایی ابزار موردنظر است (تامپسون و همکاران، ۲۰۰۱؛ رومن و همکاران، ۱۹۹۵؛ شی، وانگ و چن، ۲۰۰۹؛ نوبرگ و نیوسام؛ ۱۹۹۳).

در بررسی اعتبار همگرای PNSS از طریق محاسبه همبستگی آن با پرسشنامه هراس اجتماعی (SPIN)، نتایجی مشابه نتایج پژوهش نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) به دست آمد. در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳) و در بررسی رابطه PNSS با اضطراب اجتماعی در دو نمونه، همبستگی نمره کل PNSS با نمره اضطراب اجتماعی ۰/۲۳ تا ۰/۳۱ و همبستگی عامل‌های تمایل به ساختار و پاسخ‌دهی به فقدان ساختار به ترتیب، ۰/۱۳ تا ۰/۱۸ و ۰/۲۵ تا ۰/۳۵ به دست آمد. در مطالعه حاضر نیز همبستگی نمره کل PNSS با نمره SPIN، ۰/۲۴ و همبستگی عامل‌های تمایل به ساختار و پاسخ‌دهی به فقدان ساختار، به ترتیب ۰/۱۲ و ۰/۳۲ به دست آمد. نتایج یاد شده حاکی از آن است که عمدتاً پاسخ‌دهی به فقدان ساختار یا ناتوانی در تحمل فقدان ساختار است که با آسیب‌شناسی ارتباط دارد و نه تمایل به ساختار. کاوازوس، کمپبل و دیتزفلد (۲۰۱۲) در این رابطه معتقدند که هرچند دو خرده مقیاس تمایل به ساختار و پاسخ به فقدان ساختار با یکدیگر ارتباط دارند، تفاوت‌های کیفی آشکاری بین این دو خرده مقیاس وجود دارد. به اعتقاد این پژوهشگران، پژوهش‌هایی که به تحلیل جداگانه این دو خرده مقیاس می‌پردازند در مقایسه با پژوهش‌هایی که این دو خرده مقیاس را در قالب یک نمره PNS واحد ادغام می‌کنند، حاوی اطلاعات گسترده‌تر و پیچیده‌تری هستند. به‌عنوان مثال در مطالعه نوبرگ و نیوسام (۱۹۹۳)، هرچند باوجدان بودن و روان‌نژندگرایی با نمره کلی PNSS همبستگی معناداری دارند (به ترتیب ۰/۲۵ و ۰/۳۰)، با این حال در بررسی خرده مقیاس‌ها، روان‌نژندگرایی تنها با پاسخ به فقدان ساختار، رابطه معنادار داشت (r=۰/۳۲) و همبستگی آن با خرده مقیاس تمایل به ساختار معنادار نبود (r=۰/۱۷). در مقابل باوجدان بودن با خرده مقیاس تمایل به ساختار رابطه مثبت معنادار داشت (r=۰/۴۱)، در حالی‌که همبستگی آن با خرده مقیاس پاسخ به فقدان ساختار معنادار نبود (r=۰/۰۹). همچنین در این مطالعه، هرچند رابطه برون‌گرایی با نمره کلی PNSS معنادار نبود، اما این شاخص با خرده مقیاس پاسخ به فقدان ساختار (و نه تمایل به ساختار) همبستگی منفی معناداری نشان داد (r= -۰/۲۳). در بررسی ارتباط PNSS با اضطراب صفت نیز این شاخص تنها با خرده مقیاس پاسخ به فقدان ساختار، همبستگی معنادار داشت (r= ۰/۱۹) و همبستگی آن با خرده مقیاس تمایل به ساختار معنادار نبود (r= ۰/۰۵). در همین مطالعه، بررسی ارتباط PNSS با اضطراب اجتماعی در دو گروه نمونه حاکی از آن بود که در گروه نخست، اضطراب اجتماعی با نمره کل و

Archive of SID

www.SID.ir

خرده مقیاس پاسخ به فقدان ساختار همبستگی معنادار دارد (به ترتیب ۰/۲۳ و ۰/۲۵)، در حالی‌که همبستگی آن با خرده مقیاس تمایل به ساختار، فاقد معناداری بود (r= ۰/۱۳). در گروه دوم اضطراب اجتماعی هم با نمره کل (r= ۰/۳۱) و هم با هر دو خرده مقیاس تمایل به ساختار و پاسخ به فقدان ساختار همبستگی معنادار داشت (به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۳۵)، با این حال همبستگی آن با خرده مقیاس پاسخ به فقدان ساختار به‌طور قابل‌توجهی بیشتر بود. در مطالعه الواینیو و کیمیواکی (۱۹۹۹) نیز مشخص شد، پاسخ به فقدان ساختار بالا، خطر علائم فشار روان‌شناختی[۱] (مشکل در تمرکز، عصبیت[۲] و افسردگی) را افزایش می‌دهد، در حالی‌که تمایل به ساختار بالا باعث کاهش این خطر می‌شود. پژوهش کاوازوس و کمپبل (۲۰۰۸؛ به نقل از کاوازوس، کمپبل و دیتزفلد، ۲۰۱۲) نیز نشان داد که تنها تمایل به ساختار (و نه پاسخ به فقدان ساختار) با مسامحه رابطه منفی و با عناصر سازگارانه کمال‌گرایی (عناصر پیشرفت محور و سازمانی) رابطه مثبت دارد. در مقابل تنها پاسخ به فقدان ساختار (و نه تمایل به ساختار) با نیاز به شناخت[۳] – سازه‌ای که در نقطه مقابل PNS قرار دارد و میزان بالای آن با لذت بردن از ابهام و تمایل به جستجوی اطلاعات جدید و میزان پایین آن با اتکا به فرآیندهای مقایسه اجتماعی همراه است (کاسیوپو و همکاران، ۱۹۹۶؛ به نقل از صداقت، حسن‌آبادی، محمدی و حسن‌زاده، ۱۳۹۳؛ برزونسکی و کوک، ۲۰۰۰؛ به نقل از فرتاش، ۱۳۹۳)– و گشودگی نسبت به تجربه رابطه منفی و با نگرانی، کمال‌گرایی متأثر از والدین و خود– هشیاری[۴] رابطه مثبت دارد. بر این اساس، به نظر می‌رسد افراد با پاسخ به فقدان ساختار بالا هستند که استعداد ویژه‌ای برای اثرات منفی و آسیب‌های روانی دارند تا افراد با تمایل به ساختار بالا. در نهایت در رابطه با بررسی اعتبار همگرای PNSS باید گفت از آنجا که، مطالعه حاضر بخشی از یک طرح پژوهشی بزرگ‌تر بود، تنها امکان بررسی همبستگی این پرسشنامه با یک ابزار آسیب‌شناختی (SPIN) وجود داشت و به دلیل محدودیت ناشی از تعداد زیاد ابزارهای مورد بررسی در پژوهش، بررسی همگرایی PNSS با شاخص‌هایی که سازه‌های مشابه را می‌سنجند (سازه‌هایی همچون فقدان تحمل ابهام و انعطاف‌ناپذیری) و بر اساس پژوهش‌های پیشین انتظار می‌رود همبستگی بالایی با PNSS داشته باشند، امکان‌پذیر نبود. به نظر می‌رسد چنانچه پژوهش‌های آینده در بررسی اعتبار همگرای مقیاس، همبستگی آن را با این شاخص‌ها مورد بررسی قرار دهند، به نتایج قوی‌تری در تأیید اعتبار آن دست یابند.

در پایان، توجه به دو نکته دارای اهمیت است. نخست این‌که مقیاس موردنظر در جمعیت دانشجویی موردبررسی قرارگرفته است؛ ازاین‌رو تعمیم نتایج به‌دست‌آمده به جمعیت‌های دیگر باید با احتیاط صورت

۱- psychological strain
۲- nervousness
۳- need for cognition
۴- self-consciousness

Archive of SID

www.SID.ir

گیرد. بررسی این ابزار در جمعیت‌های دیگر (جمعیت عمومی غیردانشجویی و جمعیت بالینی) یک گام پیشنهادی برای پژوهش‌های بعدی است که می‌تواند به تعمیم‌پذیری یافته‌های مطالعه حاضر به جمعیت-های غیردانشجویی کمک کند. از سوی دیگر، بخش قابل‌توجهی از نمونه پژوهش حاضر را زنان تشکیل می‌دهند که تعمیم‌پذیری نتایج به مردان را با محدودیت مواجه می‌سازد؛ رفع این محدودیت در پژوهش‌های آینده به‌گونه‌ای که به حفظ تعادل در نسبت جنسیتی نمونه مورد پژوهش بیانجامد نیز می‌تواند به گسترش دامنه تعمیم‌پذیری یافته‌های مطالعه حاضر منجر شود.

References

Akbari Zardkhaneh, S., Delavar, A., Yaghubi, H., & Sohrabi, F. (2015). Preliminary version of life skills scale for college students: Item analysis, exploratory factor structure and reliability coefficients. *Applied psychological research quarterly*, 6 (2), 15-68.

Amoozadeh, M. H., Bagheri, A., & Shairi, M. R. (2010). Reliability and validity of SPIN in nonclinical students' samples. 5th Seminar of students' mental health, 75-76.

Antony, M. M., Coons, M. J., McCabe, R. E., Ashbaugha, A. & Swinsona, R. P. (2006). Psychometric properties of the social phobia inventory: Further evaluation. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1177–1185.

Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42 (5), 815-24.

Brown, T. A (2006). Confirmatory factor analysis for applied research. New York: Guilford.

Byrne, B. M. (1998). Structural equation modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic concepts, applications and programming. Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.

Cavazos, J. T., Campbell, N. J. & Ditzfeld, C. P. (2012). Differing emotional sensitivities in the two factors of personal need for structure. *Journal of Research in Personality*, 46(1), 49-54.

Cohen, A. R., Stotland, E. & Wolfe, D. M. (1955). An experimental investigation of need for cognition. *Journal of Abnormal Social Psychology*, 51(2), 291-294.

Comrey, A. L. & Lee, H. B. (1992). A first course in factor analysis. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Connor, K. M., Davidson. J. R. T., Churchill, L. E., Sherwood, A., Foa, E. & Weisler. R. H. (2000). Psychometric properties of the social phobia inventory (SPIN). *British Journal of Psychiatry*, 176, 379-386.

Cox, T. & Ferguson, E. (1994). Measurement of the objective work environement. *Work and Stress*, 8, 98-109.

DeVellis, R. F. (1991). Scale development: Theory and applications. London: SAGE Publications.

Diamantopoulos, A. & Siguaw, J.A. (2000). Introducing LISREL. London: Sage Publications.

Elovainio, M. & Kivimaki, M. (1999). Personal need for structure and occupational strain: An investigation of structural models and interaction with job complexity. *Personality and Individual Differences*, 26, 209–222.

Archive of SID

www.SID.ir

Fartash, S. (2014). Structural model of relation between parenting styles with identity styles and identity commitment adolescents. *Applied psychological research quarterly*, 5 (2), 81-99.

Field, A. (2000). Discovering statistics using SPSS for windows. London: Sage Publications.

Furnham, A. & Ribchester, T. (1995). Tolerance of ambiguity: A review of the concept, its measurement and applications. *Current Psychology*, 14(3), 179-199.

Jugert, P., Cohrs, J. C. & Duckitt, J. (2009). Inter- and intrapersonal processes underlying authoritarianism: The role of social conformity and personal need for structure. *European Journal of Personality, 23*(7), 607-621.

Hajloo, N. (2016). Psychometric properties of the short form Competitive State Anxiety Inventory (CSAI-2R). *Applied psychological research quarterly*, 7(1), 25-40.

Hu, L. T. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55.

Kashihara, J. (2016). Development and validation of the Japanese-translated version of the personal need for structure scale. *Psychology*, 7, 399-409.

Khodayari Fard, M., Ghobari Bonab, B., Akbari Zardkhaneh, S., Zamanpour, E., Derakhshan, M., & Musavi, S. (2015). Iranian Positive Thinking Scale (IPTS): Development and standardization. *Applied psychological research quarterly*, 5 (4), 103-130.

Kruglanski, A. W. & Ajzen, I. (1983). Bias and error in human judgment. *European Journal of Social Psychology*, *13*(1), 1-44.(حذف شود)

McLoed, A. (2000). Understanding heterosexism: The personal need foe structure and gender role conflict models. PhD thesis. USA, Chicago: Loyola University.

Moskowitz, G. B. (1993). Individual differences in social categorization: The influence of personal need for structure on spontaneous trait inferences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(1), 132-142.

Myers, N. D., Ahn, S. & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 82(3), 412-423.

Neuberg, S. L. & Newsom, J. T. (1993). Personal need for structure: Individual differences in the desire for simple structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 113-131.

Paknejad, M., Asghari, A., Rahiminezhad, A., Rostami, R., & Taheri, A. (2014). Factorial structure and psychometric properties of the Pain Anxiety Symptoms Scale (PASS-20). *Applied psychological research quarterly*, 5(3), 71-94.

Prokopcáková, A. (2015). Personal need for structure, anxiety, self-efficacy and optimism. *Studia Psychologica*, 57 (2), 147-162.

Rivera, N. (1977). Work stress in the forensic psychiatric facility: The relationship between coping responses and personal need for structure. PhD thesis. USA, Chicago: Loyola University.

Roman, R. J., Moskowitz, G. B., Stein, M. I. & Eisenberg, R. F. (1995). Individual differences In experiment participation: Structure, autonomy, and the time of the semeste. *Journal of Personality*, 63(1), 113-138.

Archive of SID

www.SID.ir

Ruiselová, Z., Prokopcáková, A. & Kresánek, J. (2012). Personal need for structure related to counterfactual thinking and wisdom. *Studia Psychologica*, 54 (4), 287-297.
Sarmány-Schuller, I. (1999). Procrastination, need for cognition and sensation seeking. *Studia Psychologica*, 41(1), 73-85.
Sarnataro-Smart, S. (2013). Personal need for structure: Indiscriminate classification systems as barriers to processing mathematical complexity. Honors thesis collection. Paper 110.
Schaller, M., Boyd, C., Yohannes, J. & O'brien, M. (1995). The prejudiced personality revisited: Personal need for structure and formation of erroneous group stereotypes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68(3), 544-555.
Sedaghat, M., Hassanabadi, H., Mohammadi, R., & Hasanzade Tavakoli, M. (2015). Need for cognition: Factor structure and gender differences among students. *Applied psychological research quarterly*, 5 (4), 13-28.
Shi, J., Wang, L. & Chen, Y. (2009). Validation of the personal need for structure scale in Chinese. *Psychological Reports*, 105, 235-244.
Sollár, T. (2008). Need for structure from a theoretical and methodological perspective. *Studia Psychologica*, 50(3), 277-289.
Sollár, T. & Turzáková, J. (2014). Personal need for structure and control motivation: Linking social cognition and interpersonal motivation. *Studia Psychologica*, 56(3), 215-220.
Stillman, B.D. (2008). Role of personal need for structure and sex-type in depression and core self-evaluation. Ph.D thesis. USA, Scranton: Marywood University.
Stranovská, E., Hvozdíková, S. & Munková, D. (2014). Personal need for structure in relation to language variables. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 159, 665-670.
Streiner, D. L. & Norman, G. R. (1995). Health measurement scales: A practical guide to their development and use. New York: Oxford University Press.
Svecova, V. & Pavlovicova, G. (2016). Screening the personal need for the structure and solving word problems with fractions. *SpringerPlus*, 5 (652).
Tabachnick, B.G. & Fidell, L. S. (2013). Using multivariate statistics. 6th edition. Pearson education Inc.
Thompson, M. M., Naccarato, M. E., Parker, K. C. H. & Moskowitz, G. B. (2001). The personal need for structure and personal fear of invalidity measures: Historical perspectives, current applications, and future directions. In G. B. Moskowitz (Ed.), Cognitive social psychology: The Princeton symposium on the legacy and future of social cognition (pp. 19-40). NJ: Erlbaum.
Thompson, M. M., Naccarato, M. E. & Parker, K.E. (1989). Assessing cognitive need: The development of the personal need for structure and personal fear of invalidity scales. Annual Meeting of the Canadian Psychological Association, Halifax, Nova Scotia, Canada.
Vieira, A. L. (2011).Interactive LISREL in practice: Getting started with a SIMPLIS approach. New York: Springer.
Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, D., F. & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. *Sociological Methodology*, 8 (1), 84-136.

Archive of SID

www.SID.ir