دانشور
رفتار

بررسی مجدد پایایی و اعتبار مقیاس حرمت خود روزنبرگ در ایران

نویسندگان: محسن جوشن‌لو*[1] و دکتر غلامحسین قائدی[2]

۱. کارشناس دانشگاه تهران
۲. استادیار دانشگاه شاهد

*E-mail: mjoshanloo@yahoo.com

• دریافت مقاله: ۸۶/۱۱/۱۸
• ارسال به داوران:
۱) ۸۶/۱۱/۷
۲) ۸۶/۱۱/۳۰
۳) ۸۶/۱۱/۳۰
• دریافت نظر داوران:
۱) ۸۶/۱۱/۲۱
۲) ۸۷/۱/۱۹
۳) ۸۷/۴/۲
• ارسال برای اصلاحات:
۱) ۸۷/۴/۱۵
• دریافت اصلاحات:
۱) ۸۷/۴/۳۱
• ارسال به داور نهایی:
۱) ۸۷/۷/۲
• دریافت نظر داور نهایی:
۱) ۸۷/۷/۲۷
• پذیرش مقاله: ۸۷/۸/۱۵

چکیده

حرمت خود به «ارزیابی فرد از ارزشمندی خویش» تعریف می‌شود. این سازه، نقشی کلیدی در تحقیق و نظریه روان‌شناختی ایفا می‌کند و با بسیاری از شاخص‌های کنش‌وری مثبت در رابطه است. بررسی انجام‌شده توسط شاپوریان، و همکاران [۱] در سال ۱۹۸۷ بر روی مقیاس حرمت خود روزنبرگ در ایران حاکی از آن است که این مقیاس از پایایی (همسانی درونی) قابل قبول و ساختاری تک‌بعدی برخوردار است. هدف پژوهش حاضر، بررسی مجدد پایایی (همسانی درونی)، و تک‌بعدی بودن این مقیاس در یک نمونه دانشجویی ایرانی پس از حدود بیست سال بود. ۹۱۷ دانشجو از دانشگاه‌های تهران و علامه طباطبایی (۵۴۷ دختر و ۳۷۰ پسر) وارد مطالعه شدند. همه آزمودنی‌ها به مقیاس ۱۰ ماده‌ای حرمت خود روزنبرگ پاسخ دادند. برای تحلیل داده‌ها از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. همسانی درونی این مقیاس در نمونه حاضر معادل ۰/۸۳ به‌دست آمد. این یافته مبین آن است که مقیاس حرمت خود روزنبرگ در نمونه دانشجویی ایرانی از همسانی درونی قابل قبول و مشابه تحقیق شاپوریان و همکارانش برخوردار است. اما بررسی‌ها وجود ساختاری تک‌عاملی برای این مقیاس را مورد تأیید قرار نداد. هم‌راستا با یافته‌ها بعضی از کشورهای دیگر دنیا، تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، حاکی از وجود دو عامل با عناوین عدم تحقیر خود و دوست‌داری خود در این مقیاس بود.

کلید واژه‌ها: مقیاس حرمت خود روزنبرگ، پایایی، اعتبار

Scientific-Research Journal of Shahed University Fifteenth Year No. 31 2008

دوماهنامه علمی– پژوهشی دانشگاه شاهد سال پانزدهم– دوره جدید شماره۳۱ آبان ۱۳۸۷

مقدمه

حرمت خود (self-esteem) به «ارزیابی فرد از ارزشمندی خویش» تعریف می‌شود [۲]. به بیانی دقیق‌تر، حرمت خود بُعد ارزیابانه «خود» است که درآن، فرد به صورت پدیدارشناسانه توانایی‌ها، صفات و قابلیت‌های خود را ارزیابی می‌کند و نگرشی مبنی برتأیید یا عدم تأیید خویش را شکل می‌دهد [۳]. از مقیاس‌های حرمت خود به منظور پیش‌بینی و تبیین پدیده‌های رفتاری بسیار زیادی استفاده

Daneshvar (Raftar) Shahed University/ 15th year/ 2008/ No.31
دوماهنامه علمی- پژوهشی دانشور رفتار/ دانشگاه شاهد/آبان ۸۷/ سال پانزدهم/ شماره ۳۱
Archive of SID
www.SID.ir

Daneshvar (Raftar) Shahed University/ 15th year/ 2008/ No.31

شده‌است و این خود نشان از نقش مرکزی این سازه در نظریه و تحقیق روان‌شناسی دارد [۴]. به عنوان نمونه، تحقیقات، نشان از رابطه بین سطح حرمت خود و افسردگی [۵]، تنهایی و طرد شدن از سوی همسالان [۶]، موفقیت تحصیلی [۷] و بسیاری از نشانگرهای سلامت روان، از جمله بهزیستی شخصی [۸]، بهزیستی اجتماعی [۹ و ۱۰]، بهزیستی فضیلت‌گرا [۱۱]، و بهزیستی روان‌شناختی [۱۲] دارد. به علاوه، این سازه در بافت آسیب‌شناختی نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به عنوان مثال، نتایج بررسی ابرین ، بارتلی و لا تینول [۱۳] حاکی از آن است که کلمه حرمت خود ۲۴ بار در DSM-IV-TR به عنوان ملاکی برای تشخیص اختلالات موجود (مثلاً افسرده‌خویی (dysthymia))، اختلالاتی که قرار است وارد ویرایش‌های بعدی DSM-IV-TR شوند (مانند اختلال شخصیت افسرده) و یا به عنوان یک ویژگی مرتبط با بعضی از اختلالات (مانند اختلال فوبیا) به کار گرفته شده‌است.

با وجود این، تحقیقات نشان داده‌اند که سازه حرمت خود ممکن است در بعضی از فرهنگ‌ها از اهمیت کم‌تری برخوردار باشد [۱۴]. به عنوان نمونه [۱۵] به این نتیجه رسیدند که حرمت خود در فرهنگ‌های فردگرا نسبت به فرهنگ‌های جمع‌گرا در پیش‌بینی بهزیستی موفق‌تر است؛ اما تحقیقات حاکی از آن هستند که حرمت خود، حداقل در نمونه‌های دانشجویی ایرانی از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قابل توجهی برخوردار است. علی‌الخصوص تحقیقاتی که طی چند سال اخیر بر روی ابعاد مختلف بهزیستی در نمونه‌های دانشجویی ایرانی انجام شده، مؤید اهمیت بسیار بالای این سازه در پیش‌بینی ابعاد بهزیستی است. به عنوان مثال، جوشن لو و همکارانش [۹] دریافتند که حرمت خود، یکی از پیش‌بینی‌کننده‌های قدرتمند ابعاد بهزیستی اجتماعی در هر دو جنس است. نتایج پژوهش موسوی [۱۶] حاکی از آن است که بین سبک‌های اسناد و حرمت خود رابطه معناداری وجود دارد. پورغزنین و غفاری [۱۷] دریافتند که بین حرمت خود و امید، رابطه مثبتی وجود دارد. پژوهش‌ها همچنین نشان از آن دارد که که حرمت خود حتی با کنترل نقش پنج عامل اصلی شخصیت (Big Five) نیز قادر به ایفای نقش معنادار در پیش‌بینی شاخص‌های سلامت روان است. جوشن‌لو و همکاران او [۱۰] دریافتند که حرمت خود قادر است ورای نقش ابعاد پنج‌گانه شخصیت، نقش‌معناداری را در پیش‌بینی بهزیستی اجتماعی ایفا کند. به عنوام مثالی دیگر، جوشن لو و رستگار [۱۱] دریافتند که حرمت‌خود قادر است ورای نقش ابعاد پنج‌گانه شخصیت بهزیستی فضیلت‌گرا را نیز پیش‌بینی کند.

مقیاس حرمت خود روزنبرگ و ویژگی‌های آماری آن

اهمیت بسیار این سازه و استفاده از آن در حجم بالایی از تحقیقات بر لزوم به کار گرفتن ابزارهای معتبر برای سنجش آن صحه می‌گذارد. مقیاس‌های نسبتاً زیادی برای سنجش حرمت خود تهیه شده‌است [۱۸]، اما کماکان مقیاس حرمت خود روزنبرگ (RSES= Rosenberg self-esteem scale) [۱۹] از پرکاربردترین این مقیاس‌ها است [۲۰]. محبوبیت این مقیاس تا حد زیادی به خاطر زبان غیرپیچیده و اختصار و نیز تاریخ نسبتاً طولانی کاربرد آن است [۲۱]. RSES دارای ۱۰ سؤال است. پنج سؤال از ده سؤال این مقیاس به صورت مثبت، و پنج سؤال دیگر به صورت منفی طراحی شده‌است. پاسخ‌های مربوط به سؤالات منفی معکوس می‌گردند و با پاسخ‌های مربوط به سؤالات مثبت جمع می‌شوند تا نمره کلی حرمت خود فرد به دست آید.

در گذشته عموماً اینگونه فرض می‌شد که RSESساختاری تک بعدی (unidimensional) دارد. لذا از نمره‌گذاری تک‌بعدی برای این مقیاس استفاده می‌شد. خود روزنبرگ نیز این مقیاس را به عنوان مقیاس تک‌بعدی برای سنجش حرمت خود طراحی کرد. با این حال، شواهد کافی در دست است که نشان می‌دهد ساختار این مقیاس پیچیده‌تر از آن است که تصور می‌شده‌است. شواهد اولیه در این راستا از تحقیق کاپلان و پوکورنی [۲۲] حاصل شد. آن‌ها دریافتند که RSES مقیاسی دوبعدی است. این یافته باعث ایجاد شک در مورد تک‌بعدی بودن این مقیاس شد و تحقیقات بسیاری در نقاط مختلف دنیا به منظور بررسی تک‌بعدی یا چندبعدی بودن RSES آغاز شد. تحقیقات تجربی بسیاری به این نتیجه رسیدند که RSES دو بعدی است (از جمله ۲۳، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷ و ۲۸). این تحقیقات عموماً به این نتیجه رسیدند که پنج ماده مثبت RSES بر روی یک عامل مجزا با نام دوستداری خود (self-liking) و پنج ماده منفی آن بر روی عامل مجزای دیگر با نام عدم

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیر خود (lack of self-derogation) بار می‌شوند (شایان ذکر است که چنانچه نمرات پنج ماده منفی مقیاس در هنگام نمره‌گذاری معکوس نشوند در آن صورت می‌توان نام این عامل را به جای «عدم تحقیر خود»، «تحقیر خود» نهاد). در مقابل، بسیاری از تحقیقات نیز ساختار تک‌بعدی این مقیاس را تأیید می‌کنند [ر.گ. ۲۹، ۳۰ و ۳۱].

شاپوریان، و همکارانش [۱] نیز به بررسی ویژگی‌های آماری نسخه فارسی RSES در دو نمونه دانشجویی ایرانی (نمونه اول: ۲۳۲ دانشجوی ایرانی در دانشگاه‌های آمریکا و نمونه دوم: ۳۰۵ دانشجوی دانشگاه‌های ایران) پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن بود که همسانی درونی این مقیاس در نمونه اول ۰/۸۲ و در نمونه دوم ۰/۸۳ بود. پایایی بازآزمون (test-retest) این مقیاس در دوره‌ای سه‌هفته‌ای معادل ۰/۸۴ به دست آمد (n=۲۹). همچنین نتایج این تحقیق با استفاده از روش آماری تحلیل عاملی اکتشافی (exploratory factor analysis) حاکی از تک‌بعدی بودن ساختار RSES در دو نمونه به کارگرفته‌شده ایرانی بود؛ به نحوی که در تحلیل عاملی، یک عامل با ارزش ویژه ۳/۵۴ به دست آمد که قادر بود ۷۰ درصد از واریانس کل را تبیین کند.

در پژوهش حاضر سعی می‌شود تا حدوداً دو دهه پس از بررسی شاپوریان و همکارانش [۱] پایایی (همسانی درونی) و اعتبار سازه (construct validity) مقیاس حرمت خود روزنبرگ مورد بررسی قرار گیرد.

روش

جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

در پژوهش حاضر از داده‌های مربوط به چهار نمونه دانشجویی استفاده شد. این نمونه‌ها در زمان‌های مختلف و با اهداف مختلف گردآوری شده‌است. لازم به ذکر است که مقیاس حرمت خود روزنبرگ تنها یکی از مقیاس‌های به کارگرفته‌شده در این نمونه‌گیری‌ها بوده‌است. از آن‌جا که چهار مجموعه داده‌های گردآوری‌شده دارای تعدادی مقیاس مشترک بودند، نمونه‌ها از دانشکده‌های مختلف دانشگاه تهران گردآوری شد؛ به نحوی که از هر دانشکده صرفاً یک‌بار نمونه‌گیری شد. تمام شرکت‌کنندگان به صورت داوطلبانه پرسشنامه‌ها را تکمیل کرده، بازگرداندند. روی هم رفته، مجموع این نمونه‌ها شامل ۹۱۷ دانشجو (۵۴۷ دختر و ۳۷۰ پسر) است.

نمونه اول، شامل ۲۱۴ دانشجو (۱۱۰ دختر و ۱۰۴ پسر)، با میانگین سنی ۲۲/۸ است. این نمونه دانشجویی به صورت تصادفی از بین دانشجویان دانشکده‌های دانشگاه تهران انتخاب شد. زمان نمونه‌گیری، فروردین ماه سال ۸۳ بود.

نمونه دوم، شامل ۲۴۰ دانشجو (۱۵۱ دختر و ۸۹ پسر)، با میانگین سنی ۲۱/۶ است. این نمونه دانشجویی به صورت تصادفی از بین دانشجویان دانشکده‌های دانشگاه تهران انتخاب شد. زمان نمونه‌گیری، اسفند ماه سال ۸۳ بود.

نمونه سوم، شامل ۲۲۷ دانشجو (۱۱۱ دختر و ۱۱۶ پسر)، با میانگین سنی ۲۲/۷ است. این نمونه دانشجویی به صورت تصادفی از بین دانشجویان دانشکده‌های دانشگاه تهران انتخاب شد. زمان نمونه‌گیری، تیر ماه سال ۸۴ بود.

نمونه چهارم، شامل ۲۳۶ دانشجو (۱۷۵ دختر و ۶۱ پسر)، با میانگین سنی ۲۰/۵ است. این نمونه دانشجویی به صورت تصادفی از بین دانشجویان دانشکده‌های دانشگاه تهران و علامه طباطبایی انتخاب شد. زمان نمونه‌گیری، آبان ماه سال ۸۵ بود.

ابزار پژوهش

تنها ابزار به کار گرفته‌شده در پژوهش حاضر، مقیاس حرمت خود روزنبرگ [۲ و ۱۹] است. این مقیاس مشتمل بر ۱۰ ماده است که براساس مقیاسی چهار درجه‌ای از «کاملاً مخالف» تا «کاملاً موافق» پاسخ داده می‌شود. RSES با دقت فراوانی به فارسی ترجمه شده‌است و برای حصول اطمینان از مطابقت کامل نسخه‌های ترجمه‌شده با نسخه‌های زبان اصلی از یک انگلیسی‌زبان و یک فرد دو زبانه (فارسی- انگلیسی) در امر ترجمه کمک گرفته شد.

ده ماده پرسشنامه از این قرار هستند: ۱- به طور کلی از خودم راضی هستم، ۲- بعضی اوقات واقعاً احساس می‌کنم که به درد نخور هستم، ۳- احساس می‌کنم دارای تعدادی خصلت خوب هستم، ۴- قادرم به‌خوبی اکثر مردم از عهده کارها برآیم، ۵- احساس می‌کنم چیز زیادی ندارم تا به آن افتخار کنم، ۶- بعضی مواقع احساس می‌کنم که آدم خوبی نیستم، ۷- احساس می‌کنم شخص ارزشمندی هستم، حداقل هم‌سطح دیگرانم، ۸- کاش می‌توانستم

Archive of SID

www.SID.ir

احترام بیش‌تری نسبت به خودم قائل باشم، ۹- روی هم رفته، احساس می‌کنم فردی شکست‌خورده هستم، ۱۰- نگرش مثبتی نسبت به خود دارم. شایان ذکر است که ترجمه فارسی RSES به‌کارگرفته‌شده در تحقیق حاضر تا حد بسیار زیادی مشابه نسخه فارسی به‌کار گرفته‌شده در تحقیق شاپوریان و همکاران او [۱] است. تفاوت‌های دو نسخه بسیار جزئی و در حد جابه‌جایی تعدادی از کلمات است.

پس از گردآوری داده‌ها و واردکردن آن‌ها به کامپیوتر، داده‌های مربوط به مقیاس حرمت‌خود روزنبرگ از چهار مجموعه دادهٔ گردآوری‌شده ادغام شد تا یک مجموعه داده کلی به دست آید. تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل‌های همبستگی توسط نرم‌افزار SPSS انجام پذیرفت. برای به دست آوردن تعداد عامل‌های استخراج‌شده براساس روش تحلیل موازی (parallel analysis) نیز از نرم‌افزار Mac parallel استفاده شد. تحلیل عاملی تأییدی (confirmatory factor analysis) نیز توسط نرم افزار Lisrel 8.5 انجام گردید.

یافته‌ها

یافته‌های توصیفی و همسانی درونی

قبل از انجام محاسبات مربوط به تحلیل عاملی و بررسی روایی سازه مقیاس، میانگین، انحراف استاندارد، کجی و کشیدگی کل مقیاس و مواد آن مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مربوط در جدول ۱ ارائه شده‌است. تمام مواد و همچنین نمره کلی این مقیاس دارای کجی و کشیدگی کم‌تر از |۱| بودند. بنابراین، هیچیک از لحاظ کجی و کشیدگی مشکلی نداشته، نیازی به تبدیل (Transformation) آن‌ها وجود نداشت [۳۲]. آلفای این مقیاس در پژوهش حاضر ۰/۸۳ به دست آمد.

یافته‌های اعتبار سازه

برای بررسی اعتبار سازه این مقیاس از تحلیل عاملی اکتشافی و روش استخراج مؤلفه‌های اصلی (Principal components) استفاده شد. آزمون بارتلت (Bartlett) برای بررسی وضعیت ماتریس همبستگی، نشان داد که این ماتریس مشکلی ندارد (p<۰/۰۰۱ و۲۴۱۰/۷۲). همچنین مقیاس کایزر- میر- اولکین (Kaiser-Meyer-Olkin Measure) برای بررسی میزان کفایت و بسندگی نمونه پژوهش نشان داد که نمونه حاضر از کفایت مطلوبی برای تحلیل برخوردار است (۰/۸۹۰).

برای مشخص کردن تعداد عامل‌هایی که باید از تحلیل آماری استخراج شوند از چندین روش استفاده شد. در تحلیل اولیه و براساس روش تعیین عواملی که ارزش ویژه (Eigenvalue) بیش‌تر از یک دارند، ۲ عامل استخراج گردید. روش نمودار سنگریز (scree plot) نیز مؤید استخراج دو عامل بود. در کنار این دو روش، از روش تحلیل موازی [۳۳] نیز استفاده شد. این روش از روش‌های قدرتمند و قابل اطمینان برای تعیین تعداد عوامل است [۳۴].

جدول ۱: میانگین، انحراف استاندارد، کجی و کشیدگی مقیاس حرمت خود روزنبرگ و مواد آن

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی
ماده ۱	۲/۸۰	۰/۷۳	-۰/۴۸	۰/۲۷
ماده ۲	۲/۸۰	۰/۸۷	-۰/۲۸	-۰/۶۳
ماده ۳	۳/۳۶	۰/۶	-۰/۵۵	۰/۵۸
ماده ۴	۳/۲۱	۰/۶۶	-۰/۴۸	۰/۲۳
ماده ۵	۲/۹۸	۰/۸۳	-۰/۴۳	-۰/۴۸
ماده ۶	۲/۷۹	۰/۸۹	-۰/۰۷	-۰/۹۹
ماده ۷	۳/۱۹	۰/۶۹	-۰/۶۷	۰/۷۱
ماده ۸	۲/۳۵	۰/۹۲	۰/۲۳	-۰/۷۷
ماده ۹	۳/۱۹	۰/۸۱	-۰/۸۵	۰/۳۴
ماده ۱۰	۳/۱۴	۰/۷۴	-۰/۶۶	۰/۳۴
کل مقیاس	۲۹/۸۲	۴/۹	-۰/۱۴	-۰/۱۷

Archive of SID

www.SID.ir

در این روش، محقق به صورت تصادفی ماتریسی از نمرات خام را مانند نمرات خام به‌دست‌آمده از نمونه، به‌وجود می‌آورد. بنابراین در پژوهش حاضر به یک ماتریس ۹۱۷ (تعداد آزمودنی‌های نمونه) در ۱۰ (تعداد ماده‌های مقیاس حرمت خود روزنبرگ) نیاز بود.

برای ایجاد این ماتریس ساختگی از داده‌های خام فرضی، از برنامه نرم‌افزاری Mac parallel استفاده شد. سپس داده‌های به وجود آمده مورد تحلیل عاملی قرار گرفت. در ادامه با مقایسه ارزش‌های ویژه به‌دست‌آمده از نمرات اصلی با ارزش‌های ویژه به‌دست‌آمده از نمرات ساختگی، تعداد عامل‌های مورد نیاز برای استخراج، تعیین می‌گردد. برای این منظور، ارزش ویژه اولین عامل داده‌های اصلی مورد بررسی قرار می‌گیرد و چنانچه مقدار آن بیش‌تر از مقدار ارزش ویژه اولین عامل داده‌های ساختگی باشد، آن عامل به عنوان یکی از عواملی که باید استخراج شود، انتخاب می‌شود. برای عامل دوم، سوم و سایر عامل‌ها، همین فرایند را ادامه می‌دهیم تا زمانی‌که به عاملی برسیم که ارزش ویژه آن از ارزش ویژه عامل متناظر با آن در داده‌های ساختگی کم‌تر باشد. با استفاده از این روش نیز ۲ عامل استخراج گردید. نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی در جدول ۲ ارائه شده‌است. بارهای عاملی بیش از |۰/۴۵| به صورت پررنگ مشخص شده‌اند.

جدول ۲: نتایج تحلیل عاملی اکتشافی مواد مقیاس حرمت خود روزنبرگ

	عدم تحقیر خود	دوست‌داری خود
ماده ۱	۰/۳۴۰	۰/۵۷۲
ماده ۲	۰/۷۲۴	۰/۲۰۸
ماده ۳	-۰/۰۳۲	۰/۷۶۸
ماده ۴	۰/۱۶۶	۰/۶۹۰
ماده ۵	۰/۶۴۲	۰/۳۵۸
ماده ۶	۰/۶۵۶	۰/۲۴۰
ماده ۷	۰/۲۵۲	۰/۷۳۱
ماده ۸	۰/۷۱۲	-۰/۰۷۱
ماده ۹	۰/۶۵۳	۰/۳۳۱
ماده ۱۰	۰/۴۱۲	۰/۶۱۴
ارزش ویژه	۴/۰۸۹	۱/۲۳۸
درصد واریانس	۴۰/۸۸۶	۱۲/۳۷۶

دو عامل به دست آمده ۵۳/۲۶ درصد از واریانس نمرات را تبیین می‌کند. اولین عامل استخراج شده، «عدم تحقیر خود» (مواد منفی) است. این عامل، ۴۰/۸۹ درصد از واریانس نمرات را تبیین می‌کند. بر روی این عامل ۵ ماده بار می‌گردد. بار عاملی این ۵ ماده بین |۰/۶۵| تا |۰/۷۲| متغیر است. تمام مواد عدم تحقیر خود به‌درستی بر روی این عامل بار می‌گردند. دومین عامل استخراج‌شده «دوست‌داری خود» (مواد مثبت) است. بر روی این عامل ۵ ماده بار می‌گردد. این عامل، ۱۲/۳۸ درصد از واریانس نمرات افراد را تبیین می‌کند. بار عاملی این ماده‌ها بین |۰/۵۷| تا |۰/۷۷| است و همگی به‌درستی بر روی عامل دوست‌داری خود بار شده‌اند.

با جمع کردن نمرات مواد مربوط به هر زیرمقیاس (عدم تحقیر خود و دوست‌داری خود) نمره کلی آن‌ها در نمونه حاضر به دست آمد. سپس همبستگی بین این‌دو عامل محاسبه شد. این همبستگی معادل ۰/۵۶ است ($p< ۰/۰۱$) که نشانگر وجود همبستگی قوی و در عین حال عدم وجود رابطه خطی مشترک چندگانه (Multicolinearity) بین این دو مقیاس است [۳۲].

تحلیل عاملی اکتشافی، مؤید وجود دو عامل مجزا، اما وابسته در نمونه حاضر بود. اما از آن‌جا که در کنار هر مدل فرضی، مدل‌های جایگزین دیگری نیز محتمل است، بنابراین به منظور بررسی مدل‌های فرضی دیگر و بررسی دقیق‌تر مدل فرضی مطلوب، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. برای انجام تحلیل عاملی تأییدی از نرم‌افزار Lisrel 8.5 استفاده گردید.

در تحلیل عاملی تأییدی، دو مدل فرضی مورد بررسی قرار گرفت:

۱- مدل تک عاملی که در آن فرض می‌شود تمام ۱۰ ماده مرتبط با یک سازه نهان هستند.

۲- مدل دو عاملی که در آن فرض می‌شود مواد ۱، ۳، ۴، ۷ و ۱۰ مرتبط با یک سازه نهان (دوست‌داری خود) و مواد ۲، ۵، ۶، ۸ و ۹ مرتبط با سازه نهان دیگر (عدم تحقیر خود) است.

به منظور بررسی مدل‌های فرضی پژوهش حاضر، در تحلیل عاملی تأییدی از روش درست‌نمایی بیشینه (Maximum likelihood) استفاده شد. برای بررسی برازش مدل‌های فرضی، از شاخص‌های برازش (Fit indexes)

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده گردید. شاخص‌های برازش، مقادیری آماری را به دست می‌دهند که محقق را در تصمیم‌گیری نسبت به انتخاب مدل مناسب‌تر یاری می‌کنند. شاخص‌های برازش زیادی وجود دارد، اما پرکاربردترین آن‌ها که در عین‌حال پایه و اساس سایر شاخص‌ها محسوب می‌گردد، «خی دو» است. هرچه مقدار «خی دو» به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده برازش بهتر مدل است. از آن‌جا که مقدار خی‌دو تحت تأثیر حجم نمونه و تعداد روابط مدل ساختاری قرار می‌گیرد، در این مواقع، مقدار خی‌دو بزرگ می‌شود و بنابراین با اتکا بر «خی دو» نمی‌توان به نتایج مطلوب دست یافت. در نتیجه در کنار این شاخص از شاخص‌های دیگری نیز برای برازش مدل‌ها استفاده می‌شود. ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (Root Mean Square Error of Approximation(RMSEA برای مدل‌های خوب کم‌تر از ۰/۰۵ و برای مدل‌های متوسط بین ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ و برای مدل‌های ضعیف بالاتر از ۰/۱ است [۳۵]. براساس یک قاعده کلی، شاخص‌های برازندگی تطبیقی (Comparative Fit Index (CFI ، نیکویی برازش (Goodness of Fit Index (GFI ، نیکویی برازش تعدیلشده (Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI ، نرم‌شده برازندگی(Normed Fit Index (NFI و نرم نشده برازندگی (Non-Normed Fit Index (NNFI برای مدل‌های خوب بین ۰/۹ تا ۰/۹۵ خواهند بود. مقادیر بالای ۰/۸ نیز نشان‌دهنده برازش نسبتاً خوب یا متوسط مدل هستند [۳۶ و ۳۷].

چنان‌که در جدول دیده می‌شود تمام شاخص‌های برازش مدل دو عاملی از مدل تک عاملی بهتر است و لذا هم تحلیل عاملی اکتشافی و هم تحلیل عاملی تأییدی، هر دو از ساختار دو عاملی مقیاس RSES در نمونه ایرانی حمایت می‌کنند.

بحث و نتیجه‌گیری

حرمت خود به «ارزیابی فرد از ارزشمندی خویش» تعریف می‌شود. این سازه، نقشی کلیدی در تحقیق و نظریه روان‌شناختی ایفا می‌کند و با بسیاری از متغیرهای روان‌شناختی مرتبط با کنش‌وری مثبت در رابطه است. تحقیقات حاکی از آن هستند که حرمت خود حداقل در نمونه‌های دانشجویی ایرانی از قدرت پیش‌بینی‌کنندگی قابل توجهی برخوردار است. علی الخصوص تحقیقاتی که طی چند سال اخیر بر روی ابعاد مختلف بهزیستی در نمونه‌های دانشجویی ایرانی انجام شده، مؤید اهمیت بسیار بالای این سازه در پیش‌بینی ابعاد بهزیستی است (به عنوان مثال ۹، ۱۰، ۱۱ و ۱۶).

تحقیق حاضر به بررسی مجدد اعتبار و روایی سازه مقیاس حرمت خود روزنبرگ در یک نمونه ایرانی پرداخت. بررسی‌های انجام‌شده در مورد همسانی درونی RSES به نتیجه مشابهی در مقایسه با تحقیق شاپوریان و همکارانش [۱] رسید. همسانی درونی RSES در تحقیق حاضر، معادل ۰/۸۳ به دست آمد که قابل مقایسه با تحقیق شاپوریان و همکاران او است. در تحقیق شاپوریان و همکارانش در نمونه اول، آلفا معادل ۰/۸۲ و در نمونه دوم معادل ۰/۸۳ به دست آمد. این مقدار آلفا، مقداری قابل قبول است. عمده تفاوت این دو تحقیق در تعداد عامل‌های RSES است. شاپوریان و همکارانش با استفاده از روش آماری تحلیل عاملی اکتشافی به این نتیجه رسیدند که این مقیاس در دانشجویان ایرانی از ساختاری تک‌بعدی برخوردار است. در مقابل، تحقیق حاضر با استفاده از روش‌های آماری تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی به این نتیجه رسید که RSES در ایران از ساختاری دو عاملی برخوردار است. این دو عامل، شامل عدم تحقیر خود و دوست‌داری خود است که اولی بر حسب میزان واریانسی که تبیین می‌کند (۴۰/۸۹) به مراتب از دومی (۱۲/۳۸) مهم‌تر است.

جدول ۳: نتایج تحلیل عاملی تأییدی

	مدل‌های فرضی	x^2	df	p	χ^2/df	GFI	AGFI	RMSEA	IFI	CFI	CN
۱	تک عاملی	۳۸۱/۵۱	۳۵	۰/۰۰	۱۰/۹	۰/۹۲	۰/۸۸	۰/۱۰	۰/۹۴	۰/۹۴	۱۶۸/۹۷
۲	دو عاملی	۱۵۵/۳۹	۳۴	۰/۰۰	۴/۵۷	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۰۶۲	۰/۹۸	۰/۹۸	۳۳۸/۳۱

Archive of SID

www.SID.ir

نظر به شباهت بسیار زیاد دو نسخه فارسی RSES به کار گرفته‌شده در دو تحقیق، نمی‌توان این تفاوت ساختاری را به ترجمه‌های متفاوت نسبت داد. تنها توجیهی که در حال حاضر می‌توان برای این تفاوت در نظر گرفت، تغییر واقعی این سازه در ایران به همراه تغییر شرایط اجتماعی است. دور از ذهن نیست اگر تصور کنیم پس از گذشت حدود بیست سال، این متغیر روان‌شناختی در ایران شکل پیچیده‌تری به خود گرفته‌است، به نحوی که در ایران امروز نسبت به بیست سال پیش، دو بعد عدم تحقیر خود و دوست‌داری خود به لحاظ ساختاری از هم جدا شده‌اند. تغییرات به وجود آمده در وضعیت اجتماعی و آموزشی ایران نیز مسلماً در ایجاد این تغییر روان‌شناختی مؤثر بوده‌است. بر این اساس، لازم است در تحقیقات بعدی در ایران دو بعد مختلف RSES در تحقیقات لحاظ شوند و اثر هر یک به طور جداگانه مورد بررسی قرار بگیرد. به عنوان مثال لازم است رابطه حرمت خود و ابعاد مختلف بهزیستی مجدداً مورد بررسی قرار گیرد تا معلوم شود رابطه کدامیک از ابعاد حرمت خود (دوست‌داری خود و عدم تحقیر خود) با بهزیستی بیش‌تر است. یا لازم است رابطه هر یک از این دو بعد با ابعاد شخصیت مورد بررسی قرار گیرد تا مشخص شود هر یک از این ابعاد با کدام ابعاد شخصیت در رابطه هستند.

البته پژوهش حاضر از محدودیت‌هایی نیز برخوردار است. با توجه به دانشجویی بودن نمونه نمی‌توان نتایج را به تمام مردم کشور تعمیم داد. لذا برای موضع‌گیری قاطع‌تر در مورد ویژگی‌های آماری این مقیاس در جامعه ایرانی، انجام پژوهش‌های بیش‌تر در نمونه‌های متنوع‌تر ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

1. Shapurian, R., Hojat, M. and Nayerahmadi, H. (1987) Psychometric characteristics and dimensionality of a Persian version of Rosenberg Self-esteem Scale. Perceptual and Motor Skills, 65(1), 27-34.
2. Rosenberg, M. (1979) Conceiving the self. New York: Basic Books. Schmitt, D. P., Alcalay, L., Allik, J., Angleiter, A., Ault, L., Austers, I., et al. (2004). Patterns and universals of mate poaching across 53 nations: The effects of sex, culture, and personality on romantically attracting another person's partner. Journal of Personality and Social Psychology, 86, 560–584.
3. Openshaw, D.K., Thomas, D.L. & Rollins, B.C. (1981) "Adolescent self-esteem: A multidimensional perspective." Journal of Early Adolescence, 1(3), 273-282.
4. SHAHANI C. DIPBOYE R. L. PHILLIPS A. P. (1990) Global self-esteem as a correlate of work-related attitudes: a question of dimensionality. Journal of personality assessment. vol. 54, no1-2, pp. 276-288.
5. Harter, S. (1993) Causes and consequences of low self-esteem in children and adolescents. In R. F. Baumeister (Ed.), self- esteem: The puzzle f low self-regard (pp. 87-116). New York: Plenum Press.
6. East, P. L., Hess, L. E., & Lerner, R. M. (1987) Peer social support and adjustment of early adolescent peer groups. Journal of Early Adolescence, 7, 153-163.
7. Hattie, J. (1992) Self-concept. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.

Hensley, W. E. & Roberts, M. K., (1976) Dimensions of Rosenberg self-esteem scale. Psychological reports, 38, 583-584.

8. Myers, D.G. & Diener, E. (1996) The pursuit of happiness, Scientific American 6, pp. 10–19.

۹. جوشن‌لو، محسن، رستمی، رضا، نصرت‌آبادی، مسعود (۱۳۸۵) تفاوت‌های جنسیتی در پیش‌بینی‌کننده‌های بهزیستی اجتماعی. مجله علوم روان‌شناختی. شماره ۱۸، صص ۱۸۴-۱۶۶.

۱۰. جوشن‌لو، محسن، نصرت آبادی، مسعود، جعفری کندوان، غلامرضا (۱۳۸۶) پیش‌بینی بهزیستی اجتماعی در پرتو یافته‌های پنج عامل اصلی شخصیت و حرمت‌خود. مجله علوم روان‌شناختی. دوره ۶، شماره ۲۱، ص ۸۸-۶۶.

۱۱. جوشن‌لو، محسن، رستگار، پرویز (۱۳۸۶) پنج رگه اصلی شخصیت و حرمت خود به عنوان پیش‌بین‌های بهزیستی فضیلت‌گرا. مجله روان‌شناسان ایرانی. ۱۳، صص ۲۴-۱۳.

12. Paradise, A. W., & Kernis, M. H. (2002) Self-esteem and psychological well-being: Implications of fragile self-esteem. Journal of Social and Clinical Psychology, 12, 345–361.
13. O'brien, Edward J., Mia Bartoletti, and Jeffrey D. Leitzel. (2006) Self-Esteem, Psychopathology, and Psychotherapy. In Kernis, M. H. (Ed.) (2006). Self-esteem issues and answers: A sourcebook of current perspectives. New York: Psychology Press.
14. FARRUGIA, S.P., CHEN, C.S., GREENBERGER, E., DIMITRIEVA, J., MACEK, (2004) Adolescent self-esteem in cross-cultural perspective: Testing measurement equivalence and a mediation model. Journal of Cross-Cultural Psychology, vol. 35, no. 6, pp. 719-733.
15. Diener, E.,& Diener, M. (1995) Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. Journal of Personality and Social Psychology, 68, 653- 663.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۶. موسوی، ولی‌الله (۱۳۸۳) بررسی ارتباط بین سبک‌های اسناد و عـزت نفس دانشجویان. مجله روان‌شناسی و علوم تربیتی،سال سـی‌وچهـارم، شماره ۲، صص۱۵۱-۱۲۵.

۱۷. پورغزنین، طیبه، غفاری، فاطمه (۱۳۸۴) بررسی ارتباط امیـد و عـزت نفس در مددجویان گیرنده کلیه در بیمارستان امام رضا (ع) شهر مشهد سال ۸۲-۱۳۸۱. مجله دانشگاه علـوم پزشـکی و خـدمات بهداشـتی- درمانی شهید صدوقی یزد، دوره سیزدهم، شماره ۱، صص۶۱-۵۷.

18. Blascovich, J., & Tomaka, J. (1991) Measures of self-esteem. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), Measures of personality and social psychological attitudes (Vol. 1), pp. 115-160. San Diego, CA: Academic Press.

19. Rosenberg, M. (1965) Society and the adolescent child. Princeton, NJ: Princeton University Press.

20. Byrne, B. M. (1996) Measuring self-concept across the lifespan: Issues and instrumentation. Washington, DC: American psychological Association .

Carmines, Edward G., Richrd A. Zeller, (1979) Reliability and Validity Assessment. Beverly Hills, CA: Sage .

21. Schmitt DP, Allik J. (2005) Simultaneous administration of the Rosenberg Self-Esteem Scale in 53 nations: exploring the universal and culture specific features of global self-esteem. J Pers Soc Psychol,; 89(4): 623-642

22. Kaplan, H.B. and A.D. Pokorny. (1969) Self-Derogation and Psychosocial Adjustment. Journal of Nervous and Mental Disease 149:421-434,.

23. Ang, R. P., Neubronner, M., Oh, S.-A., & Leong, V. (2006) Dimensionality of Rosenberg's self-esteem scale among normal-technical stream students in Singapore. current Psychology: Developmental, learning, Personality, Social, 25(2), 120-131.

24. Bachman, Jerald G.; O'Malley, Patrick M. (1986) Self-concepts, self-esteem, and educational experiences: The frog pond revisited. Journal of Personality and Social Psychology. Vol 50(1) 35-46.

25. Kaufman, P., Rasinski, K. A., Lee, R., & West, J. (1991) National Education Longitudinal Study of 1988. Quality of the responses of eighth-grade students in NELS88. Washington, DC: U. S. Department of Education.

26. Dobson, C., Goudy, W. J. Keith, P. M. & Powers, E. (1979) further analysis of the Rosenberg self-esteem scale. Psychological reports, 44, 639-641.

27. Goldsmith, R. E., (1986) Dimensionality of Rosenberg self-esteem scale. Journal of social behavior and personality. 1, 253-264.

28. Hensley, W. E. (1977) Differences between males and female on Rosenberg self-esteem scale. Psychological reports, 41, 829-830.

29. Gana, K., Alaphilippe, D., & Baillo, D. (2005) Factorial structure of the French version of the Rosenberg Self-Esteem Scale among the elderly. International Journal of Testing, 5, 169- 176.

30. José Martín-Albo, Juan L. Núñez, José G. Navarro, and Fernando Grijalvo, (2007) The Rosenberg Self-Esteem Scale: Translation and Validation in University Students. Spanish journal of psychology, 10, 2, 458-467.

31. Wang, J., Siegal, H. A., Falck, R. S., & Carlson, R. G. (2001) Factorial structure of Rosenberg's Self- Esteem Scale among crack- cocaine drug users. Structural Equation Modeling, 8, 275- 286.

32. Tabachnick, BG., and Fidell, L .S. (1996) Using Multivariate statistics. New York:Happer Collins College.

33. Watkins, M. W. (2000) Mac Parallel Analysis [Computer Software]. State college, PA.

34. Henson R. K and Roberts J. K. (2006) Use of Exploratory Factor Analysis in Published Research: Common Errors and Some Comment on Improved Practice. Educational and Psychological Measurement, Vol. 66, No. 3, 393-416.

35. Brown, M.W., and Cudeck, R. (1993) Alternative ways of assessing model fit. In K.A.Bollen & J.S.Long (EDs), Testing structural equation models (pp.136-162).Newbury Park, CA: sage

36. MacCallum, R.C. and Austin, J.T. (2000) Applications of Structural Equation Modeling in Psychological Research, Annual Review of Psychology, 51, 201–226.

37. Kline, R.B (2005) Principles and practice of structural equation modeling (2nd Ed). New York, Guilford Press.

Archive of SID

www.SID.ir