

بررسی شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه*

Assessment of Psychometric Properties of the Early Maladapting Schemas Scale (EMSs)**

Naser Yousefi. ✉ Ph.D.

Ozra Etemadi, Ph.D.

Fateme Bahrami, Ph.D.

Maryam Sadat Fatehizadah, Ph.D

Seyyed, Ahmad Ahmadi, Ph.D.

دکتر ناصر یوسفی **

دکتر عذرا اعتمادی ***

دکتر فاطمه بهرامی ***

دکتر مریم السادات فاتحی‌زاده ***

دکتر سید احمد احمدی ***

Abstract

The Purpose of the present research was to validate the EMSs for early maladapting schema in freshman students of Isfahan University. 579 students were randomly selected from the freshman students of 2008 semesters, Participants completed the Early Maladapting Schema Scale (EMSs) and Criterion questionnaires. Factor analysis by Factor analysis of tendentious oblimin Rotation sort indicated eighteen factors then by Confirmatory Factor analysis is fitting. Data were indicative of high level of Cronbach, Alpha and Split-half (86% and 91%) reliability coefficients of the EMSs and extracted factors. The discriminating and convergent validity of the questionnaire was examined by measurement tools for psychological distress, positive and negative affect, self- confidence, cognitive vulnerability for depression and personality disorder and the correlation results for the six criteria were sequentially as follow: 37%, 34%, 40%, 39%, -35%, and -36% which are all significant

چکیده

هدف عمده تحقیق حاضر اعتباریابی مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه بود. حجم نمونه ۵۷۹ نفر بود که در دو مرحله (مرحله اول ۳۹۴ و مرحله دوم ۱۸۵) از بین کلیه دانشجویان سال اول کارشناسی که در سال تحصیلی ۸۸-۱۳۸۷ مشغول به تحصیل در دانشگاه اصفهان بودند، انتخاب شدند و مقیاس‌های روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه و پرسشنامه‌های ملاک را تکمیل نمودند. نتایج به دست آمده به شیوه چرخش متمایل از نوع ابلیمین مستقیم، هیجده عامل روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه را نشان داد و با تحلیل عامل تأییدی آنها برآزش شدند. ضرایب اعتبار همسانی درونی از جمله آلفای کرونباخ و تصنیف برای ۹۰ ماده و هیجده عامل (به ترتیب با مقدار ۰/۹۱ و ۰/۸۶) رضایت بخش بودند. همچنین، ضرایب روایی همگرا و واگرا مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه با سیاهه افسردگی، مقیاس اختلال کارکرد نگرشی، نسخه بازنگری شده پرسشنامه تشخیص شخصیت، مقیاس عاطفه مثبت و منفی، پرسشنامه اعتماد به نفس، چک لیست بازنگری شده علائم ۹۰ به ترتیب (۰/۳۷، ۰/۳۴، ۰/۴۰، -۰/۳۹، -۰/۳۶/۳۵، ۰/۳۸ و -۰/۳۵) به دست آمده است که در سطح ($p < 0.001$) معنادار است. به علاوه، تحلیل واریانس چند متغیری نشان

** Faculty of Education & Psychology of University
Isfahan, I.R. Iran.

✉ Faculty of Literature, Kordestan University, I.R. Iran
Email: naseryousefi@yahoo.com, Tel:(+98)918 3763989

* دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۱۱/۳۰ تصویب نهایی: ۱۳۸۸/۷/۱۲
** گروه روانشناسی دانشکده ادبیات دانشگاه کردستان
*** گروه مشاوره، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی،
دانشگاه اصفهان

($p < 0001$). MANOVAs showed, no significant differences between male and female (except for the three factors) and age groups with respect to early maladapting schema degree. Results of factor analysis are consistent with prior findings. EMSs can be used in research and clinical settings and in screening the normals among early maladapting schema population.

Keywords: Erly Maladapting Schema Scale, credibility, validity, reliability, cognitive pathology.

داد که بین دانشجویان دختر و پسر به‌جز در عامل‌های هفتم (وابستگی/بی‌کفایتی عملی)، دوازدهم (بازداری هیجانی) و چهاردهم (استحقاق داشتن/ برتری داشتن) تفاوت وجود ندارد و همچنین بین گروه‌های سنی پنج‌گانه از لحاظ میزان روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه تفاوت وجود ندارد. نتایج به‌سخت آمده از تحلیل عاملی با تحقیقات پیشین هماهنگ است و با توجه به روایی و اعتبار پرسشنامه روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه از آن می‌توان در محیط‌های پژوهشی و بالینی در تشخیص افراد سالم از افراد غیر عادی استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: مقیاس روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه، اعتباریابی پرسشنامه، روایی، اعتبار، آسیب‌شناسی شناختی

● مقدمه

اصطلاح «روان‌بنه»، را اولین بار آدلر^۱ (۱۹۲۹، به نقل از انشاخر؛ ۱۹۹۲) به کار برد، وی معتقد بود که آسیب‌شناسی روانی بازتاب روانی روان‌بنه‌های ناسالم و روان‌آزرده است. طبق تعریف یانگ (۱۹۹۰) روان‌بنه‌های سازش‌نیافته اولیه، الگوها یا درون‌مایه‌های عمیق و فراگیری هستند که در دوران کودکی یا نوجوانی شکل گرفته، در مسیر زندگی تداوم دارند، درباره رابطه خود با دیگران هستند و به شدت ناکارآمدند (یانگ، ۲۰۰۷). احتمالاً این واژه با کارهای پیآره تداعی می‌شود، چرا که او در مراحل مختلف رشد شناختی به تفصیل در خصوص روان‌بنه بحث کرده است (مالوفی و همکاران، ۲۰۰۶). در حوزه شناخت درمانی، بیک (۱۹۶۷)، در اولین نوشته‌هایش به مفهوم روان‌بنه اشاره کرد. به اعتقاد او «روان‌بنه»، ساختاری شناختی است برای گزینش، رمزگردانی و ارزیابی محرکهایی که بر ارگانیزم اثر می‌گذارند (کتی و مونیکا، ۲۰۰۹، تورستن و جولیا، ۲۰۰۸، پاسکال و کرسستین، ۲۰۰۸). سگال (۱۹۹۰) با جمع‌بندی چندین پژوهش درباره روان‌بنه‌ها، تعریف زیر را ارائه می‌دهد: «عناصر نظام‌مندی از واکنش‌ها و تجارب گذشته که پیکره نسبتاً منسجم و پایداری از دانشی را شکل می‌دهند که می‌تواند ادراک‌ها و ارزیابی‌های بعدی را هدایت کند» (یانگ و همکاران، ۱۳۸۴). یانگ و همکاران بر این باورند که روان‌بنه‌ها به دلیل ارضا نشدن نیازهای

هیجانی اساسی «دل‌بستگی / یمن»^۲ به دیگران (مانند نیاز به امنیت، ثبات، محبت و پذیرش)، خودگردانی، کفایت و هویت، آزادی در بیان نیازها و هیجان سالم، خودانگیختگی و تفریح و محدودیت‌های واقع‌بینانه و خویش‌داری در دوران کودکی به وجود آمده‌اند (جیل، میشل و ویرسیویچک، ۲۰۰۸، سکین، ۲۰۰۷). یانگ و همکاران (۱۹۹۰) هیجده «مقیاس روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه»^۳ را بیان می‌کنند که عبارتند از:

۱. «رهاشدگی»^۴، ۲. «بی‌اعتمادی / بدرفتاری»^۵، ۳. «محرومیت هیجانی»^۶، ۴. «نقص / بی‌مهری»^۷، ۵. «انزوای اجتماعی / بیگانگی»^۸، ۶. «وابستگی / بی‌کفایتی عملی»^۹، ۷. «آسیب‌پذیری نسبت به ضرر یا بیماری»^{۱۰}، ۸. «گرفتاری»^{۱۱}، ۹. «شکست در پیشرفت»^{۱۲}، ۱۰. «استحقاق / بزرگ‌منشی»^{۱۳}، ۱۱. «خویش‌داری و خودانضباطی ناکافی»^{۱۴}، ۱۲. «طاعت»^{۱۵}، ۱۳. «بشار»^{۱۶}، ۱۴. «تأییدجویی / جلب توجه»^{۱۷}، ۱۵. «نگرانی / بدبینی»^{۱۸}، ۱۶. «بازداری هیجانی»^{۱۹}، ۱۷. «معیارهای سرسختانه»^{۲۰}، ۱۸. «خود تنبیهی»^{۲۱}.

معمولاً این گونه افراد، به دلیل در نظر نگرفتن شرایط ویژه، نادیده گرفتن مشکلات دیگران و عدم همدلی با احساسات آنها نمی‌توانند از اشتباهات خودشان و دیگران چشم‌پوشی کنند. در چند سال اخیر تعدادی ابزار برای سنجش روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه گزارش شده است. «مقیاس روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه یانگ» (۱۹۸۵)؛ این مقیاس در ویرایش اول و دوم ۷۵ سؤال داشت و در ویرایش سوم مقیاس ۹۰ سؤالی را طراحی کرد (یانگ، ۲۰۰۸). یانگ، نورمن، اسچی و توماس (۱۹۹۵) مقیاس روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه ۹۰ سؤالی ویرایش سوم را بر روی یک نمونه ۵۶۴ نفری از دانشجویان آمریکایی اعتبار یابی کردند. که اعتبار آن را با استفاده از روش همسانی درونی و بازآزمایی به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۸۱ گزارش کردند. روایی همگرایی مقیاس را با ابزارهای اندازه‌گیری «درماندگی روان‌شناختی»^{۲۲}، «حرمت خود»^{۲۳}، «آسیب‌پذیری شناختی برای نشانگان اختلال افسردگی» و «اختلال شخصیت» مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه ارتباط منفی با صفات مثبت از قبیل «اعتماد به نفس»، «عاطفه مثبت» و «ارتباط مثبت» با صفاتی از قبیل «اختلال شخصیت»، «درماندگی»، «عاطفه منفی» و «اختلال عملکرد نگرش» داشتند. همچنین در پژوهشی روایی و اعتبار مقیاس روان‌بنه‌های سازش نیافته اولیه را بر روی یک نمونه بالینی ۱۸۷ نفری از بیماران اختلال شخصیتی بررسی شد. در این بررسی «اعتبار» ابزار با

استفاده از روش همسان درونی و بازآزمایی به ترتیب (۰/۹۲ و ۰/۷۹) بدست آمد (یانگ، ۱۹۹۵). در پژوهشی دیگر که توسط آبرامسون، متالسکی و آلوی (۱۹۸۹) برای بررسی روایی و تحلیل عامل تائیدی، این مقیاس بر روی یک نمونه بالینی انجام شد. در بررسی آنها روایی در رابطه با نشانگان افسردگی و برازش مقیاس تایید شد. در پژوهشی دیگر که توسط جان، جاشوا و جاکولاین (۲۰۰۴) انجام شد، روایی و اعتبار مقیاس بر روی یک نمونه دانشجویی ۲۹۲ نفری بررسی شد. در این بررسی اعتبار مقیاس با استفاده از روش همسان درونی و بازآزمایی به ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۸۱ بدست آمد. همچنین در پژوهشی که روایی آن را از طریق اجرای همزمان با پرسشنامه دلستگی و تنیدگی در نوجوانان بررسی کردند روایی معتبر و معنا دار به ترتیب $r=0/41$ و $r=0/37$ بدست آمد (کولینز و رید، ۱۹۹۹). پژوهش آلیکس، گلین، فرانسسکا و همکاران (۲۰۰۱) برای بررسی روایی و اعتبار فرم کوتاه و بلند مقیاس روان بنه‌های سازش‌نیافته اولیه بر روی نمونه ۶۰ نفری از زنان دارای اختلال و بدون اختلال روانی نشان داد که اعتبار مقیاس در فرم کوتاه و بلند از لحاظ اعتبار با دو روش همسان درونی و بازآزمایی در دو گروه تفاوت معنا داری ندارند و به ترتیب در فرم کوتاه و بلند برای گروه بالینی (۰/۸۳ و ۰/۷۹) و در فرم کوتاه و بلند برای گروه غیر بالینی (۰/۸۶ و ۰/۸۱) گزارش کردند. در پژوهش گالن، کار ولاین و وارتوهای (۲۰۰۶) روایی و اعتبار این مقیاس بر روی یک نمونه دانشجویی ۴۲۲ نفری بررسی شد. در بررسی آنها اعتبار آن با استفاده از روش همسان درونی و بازآزمایی به ترتیب (۰/۹۳ و ۰/۷۸) بدست آمد و روایی آن ارتباط معنا داری با پرسشنامه اعتقادات منفی (یانگ، ۱۹۹۵، آرتی و بمپوراد ۱۹۸۰). در ایران در پژوهشی که توسط آهی، محمدی‌فر و بشارت (۸۶) به منظور بررسی روانی و اعتبار فرم کوتاه مقیاس یانگ (فرم ۷۵ سوالی) بر روی دانشجویان انجام شد، نتایج نشان داد که اعتبار پرسشنامه به دو شیوه همسانی درونی آلفای کرنباخ و بازآزمایی به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۷۶ بود و همچنین نتایج نشان داد که رابطه‌ی خرده مقیاس‌های SQ-SF و SCL-25 دارای اعتبار سازه کافی برای استفاده در جامعه دانشجویان ایرانی می‌باشد. (البته لازم به ذکر است که مقیاس مذکور فرم کوتاه بوده و یانگ با بازبینی آن تعداد مواد آن را به ۹۰ سوال ارتقاء داد و در کل سازه‌های آن تغییر ایجاد کرد و پژوهش حاضر بر نسخه نهایی و تجدید نظر اعمال شده است).

مطالعات نشان می‌دهد در زمینه روان‌بدها در داخل و خارج کشور پژوهشها رو به افزایش است، همچنین، اغلب روانشناسان و روان‌پزشکان برای تشخیص و اندازه‌گیری سازه‌های مختلف روانی نیاز به یک ابزار دقیق و معتبر دارند که بتوانند در کمترین زمان ممکن به اهداف مورد نظر دست یابند. در همین راستا، یکی از سازه‌های مهم که اغلب روانشناسان در مراکز مشاوره‌ای با آن برخورد می‌کنند، روان‌بدهای سازش‌نایافته اولیه می‌باشد. در حال حاضر در مراکز درمانی، درمانگران برای تشخیص و شناسایی روان‌بدهای سازش‌نایافته از ابزارهای گوناگون بدون این که در ایران اعتباریابی شده باشد و از اعتبار و روایی مناسب برخوردار باشد، استفاده می‌کنند، که ممکن است درمانگر به نتیجه دلخواه نرسد. یکی از معتبرین ابزار که در کشورهای دیگر توسط روانشناسان در ابعاد مختلف تحقیقاتی و تشخیص افراد مبتلا به اختلال شخصیت در ابعاد گوناگون از آن استفاده می‌نمایند، «مقیاس اندازه‌گیری میزان روان‌بدهای سازش‌نایافته» است (یانگ و همکاران، ۱۹۹۵). بنابراین، روانشناسان در فعالیتهای درمانی در مراکز مشاوره و روانی نیاز مبرم به یک ابزار در زمینه روان‌بدهای سازش‌نایافته که به صورت دقیق و با حداقل خطا بتواند ابعاد گوناگون روان‌بدهای سازش‌نایافته را در افراد تشخیص دهد و متناسب با راهنمای تشخیصی اختلالهای روانی و همچنین فرهنگ کشورمان باشد، احساس می‌شود. بنابراین هدف تحقیق حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی (اعتبار و روایی) مقیاس میزان اندازه‌گیری روان‌بدهای سازش‌نایافته اولیه می‌باشد.

● روش

○ «جامعه آماری» این تحقیق شامل کلیه دانشجویان دختر و پسر کارشناسی سال اول شاغل به تحصیل در دانشگاه اصفهان در سال تحصیلی ۸۸-۱۳۸۷ در دو وضعیت روزانه و نوبت دوم بودند. براساس فرمول کوکران ۵۷۹ نفر در دو مرحله (مرحله اول ۳۹۴ و مرحله دوم ۱۸۵) از بین کلیه دانشجویان، به صورت تصادفی طبقه‌ای انتخاب شدند که میانگین سنی، آزمودنی‌های دختر ۲۱/۶۷ سال و با انحراف معیار ۱/۶۸، و میانگین سنی، آزمودنی‌های پسر ۲۲/۸۴ سال و با انحراف معیار ۱/۹۷ بود.

○ «تحقیق حاضر» از نوع طرح‌های همبستگی است. در این تحقیق از تحلیل عاملی،

استفاده شده است. با استفاده از این شیوه، برای انتخاب عامل یا عامل‌ها از دو شاخص استفاده کرده ایم: ۱. «ملاک کایزر»، (۱۹۶۱) که مشخص می‌کند که فقط عاملها با مقادیر ویژه بیشتر از ۱ چرخش دهیم و ۲. «آزمون اسکری کتل» (۱۹۶۶) که یک روش در خصوص تصمیم‌گیری در مورد نقطه برش برای انتخاب عاملها است. در این تحقیق عامل‌های استخراج شده، بر اساس چارچوب نظری پرسشنامه و آزمون اسکری بوده است، سرانجام برای بررسی تایید داده‌ها از تحلیل عامل تاییدی استفاده شد.

○ ابزار

□ **مقیاس روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه:** این مقیاس، که توسط یانگ (۱۹۸۵) ساخته شد و تا به حال سه بار بازنگری شده، نسخه اخیر که ویرایش سوم آن است. روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه را در ۱۸ حیطه عمده ارزیابی می‌کند چون طبق نظریه یانگ روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه، الگوها یا درون‌مایه‌های عمیق و فراگیری هستند که در دوران کودکی یا نوجوانی شکل گرفته، در مسیر زندگی تداوم دارند، (یانگ، ۲۰۰۷) بنابراین خود یانگ بیان می‌دارد که این مقیاس را برای گروه سنی ۱۲ سال به بعد می‌توان به کار برد. این پرسشنامه شامل ۹۰ ماده است. هر ماده به وسیله مقیاس درجه‌بندی با ۶ درجه نمره‌گذاری می‌شود. نمره‌های این پرسشنامه با جمع نمرات ماده‌های هر مقیاس به دست می‌آید. به عبارت دیگر هر مقیاس دارای ۵ ماده است که نوع روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه را اندازه می‌گیرد. کمینه و بیشینه نمره‌های اندازه‌گیری روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه بین ۱ تا ۶ می‌باشد، که نمره بالا حاکی از میزان بالای روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه در آزمودنی‌ها است. در پژوهش حاضر ضرایب همسانی درونی مقیاس روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه با استفاده از دو روش آلفای کرونباخ و دو نیمه کردن درکل نمونه (به ترتیب ۰/۹۱ و ۰/۸۶)، در دختران (به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۴) و در پسران (به ترتیب ۰/۸۴، ۰/۸۱) بود و عامل‌های استخراج شده از قابلیت اعتماد بالا و رضایت بخش برخوردارند. اصل پرسشنامه به زبان انگلیسی بوده که توسط محقق از زبان انگلیسی به فارسی با دقت در واژه‌گزینی برگردانده شد و برای اطمینان بیشتر از صحت ترجمه و مطابقت دو نسخه انگلیسی و فارسی، ترجمه فارسی آن در اختیار دو نفر مسلط به زبان فارسی و انگلیسی قرار داده شد تا با استفاده از روش ترجمه معکوس آنرا به انگلیسی برگردانند، سپس مجدداً به زبان فارسی ترجمه شد. سرانجام

روائی ظاهری و محتوایی آن توسط افراد متخصص (روانشناس، مشاور متخصص شناخت درمانی) تعیین گردید. پرسشنامه‌هایی که برای بررسی روایی به عنوان ملاک انتخاب شدند، عبارتند از:

□ **سیاهه افسردگی بک (BDI):**^{۲۴} سطحی از علائم افسردگی را می‌سنجد (بک و راش، ۱۹۷۹، بک، و همکاران، ۱۹۶۱). این سیاهه شامل ۲۱ ماده «خود گزارش دهی» است. هر ماده براساس مقیاس درجه‌بندی ۰ تا ۳ درجه‌بندی می‌شود. اگرچه سیاهه افسردگی بک همه علائم بالینی افسردگی را پیش‌بینی نمی‌کند ولی اعتبار و روایی خوبی در سنجش علائم شناسی افسردگی دارد. بک، ستیر و گاربین (۱۹۸۸)، ضریب آلفای ۰/۸۱ برای جمعیت غیر روانپزشکی این آزمون گزارش کردند. گودرز (۱۳۸۱) در پژوهشی اعتبار مقیاس بک را به روش آلفای کرنباخ ۰/۷۱ در میان دانشجویان دانشگاه شیراز گزارش کرد. در پژوهش حاضر به شیوه آلفای کرنباخ و تصنیف به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۷۳ به دست آمد.

□ **مقیاس اختلال کارکرد نگرشی (DAS):**^{۲۵} این مقیاس توسط ویزمن (۱۹۷۹) بر مبنای نظریه شناختی بک ساخته شد. این مقیاس برای سنجش اعتقادات خشک و افراطی به کار می‌رود. این مقیاس خود گزارشی دهی دارای ۴۰ سؤال برای تعیین نگرشهای زمینه ساز افسردگی می‌باشد. در یک پژوهش با استفاده از روش بازآزمایی در یک گروه ۳۰ نفری از افراد افسرده، برای مقیاس اختلال کارکردی نگرشی در ایران، اعتبار ۰/۷۲ بدست آمد (غرای، ۱۳۷۲). در پژوهش حاضر اعتبار به شیوه آلفای کرنباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۰ و ۰/۷۲) به دست آمد.

□ **نسخه بازنگری شده پرسشنامه تشخیص شخصیت (PDQ-R):**^{۲۶} این پرسشنامه نسخه بازنگری شده هیلر و ریدر (۱۹۸۷) یک ابزار خود گزارش دهی است که برای سنجش اختلالات شخصیتی طبق راهنمای تشخیصی آماری روانپزشکان آمریکا (DSM) طراحی شده است. این پرسشنامه دارای ۱۰۰ سؤال است که سؤالهای آن به صورت «درست / غلط» جواب داده می‌شود. گرچه پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده در اصل به جمعیت بالینی توجه دارد، اما آن در نمونه‌های غیر بالینی برای سنجش صفات اختلال شخصیتی با اعتبار مناسب به کار رفته است و همسانی درونی ۰/۷۶ برای آن گزارش کردند. (جانسون و برونستین، ۱۹۹۱). در پژوهش حاضر اعتبار به شیوه آلفای

کرونباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۵ و ۰/۷۴) به دست آمد.

□ **مقیاس عاطفه منفی / عاطفه مثبت (PANAS)**^{۲۸}: این مقیاس توسط واتسون، کلاک و تله‌گن (۱۹۸۸) برای اندازه‌گیری «عاطفه مثبت» (PA) و «عاطفه منفی» (NA) ساخته شده و شامل ۲۰ ماده است که ۱۰ ماده مربوط به عواطف مثبت و ۱۰ ماده مربوط به عواطف منفی است و به صورت طیف پنج گزینه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. در پژوهش مظفری (۱۳۸۲) میزان آلفای کرونباخ برای مقیاس‌های مذکور به ترتیب ۰/۸۳ و ۰/۸۲ و به شیوه‌ی بازآزمایی ۰/۶۵ و ۰/۶۸ بدست آمده است. در این پژوهش اعتبار مقیاس به شیوه‌ی همسانی درونی (آلفای کرونباخ) برای «عاطفه مثبت» و «عاطفه منفی» به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۸۱، و تصنیف ۰/۷۳ و ۰/۷۹ به دست آمد.

□ **پرسشنامه حرمت خود روزنبرگ (SEQ)**^{۲۹}: این پرسشنامه شامل ۱۰ ماده است که حرمت خود نفس را می‌سنجد. مواد براساس مقیاس ۱ تا ۴ درجه‌بندی می‌شوند و نمره‌گذاری مقیاس از ۱۰ تا ۴۰ می‌باشد. دامنه نمرات اعتماد به نفس از ۱۰ تا ۴۰ می‌باشد که نمرات پایین‌تر، اعتماد به نفس بالاتر را نشان می‌دهد. روزنبرگ (۱۹۶۵) اعتبار پرسشنامه را با شیوه‌ی بازآزمایی با فاصله دو هفته ۰/۸۵ و همبستگی ۰/۵۶ بین پرسشنامه اعتماد به نفس و مقیاس‌های روان‌شناسی مرتبط با اعتماد به نفس را گزارش کرده‌اند. در بررسی اعتبار آن در ایران به شیوه‌ی بازآزمایی با فاصله زمانی دو هفته ۰/۷۵ و آلفای کرونباخ ۰/۸۷ در بین دانش‌آموزان بدست آمده است (آیت‌اللهی، محمد پور، رجایی فرد، ۱۳۸۳). در پژوهش حاضر اعتبار به شیوه‌ی آلفای کرونباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۷ و ۰/۷۵) به دست آمد.

□ **چک لیست بازنگری شده علائم (SCL-90-R)**^{۳۰}: این ابزار شامل ۹۰ ماده خود گزارش دهی است که ۹ بعد را می‌سنجد. هر ماده با ۵ نمره درجه‌بندی می‌شود. دیروگاتیس (۱۹۸۳) برای هر یک از ۹ ابعاد علائم، ضریب همسانی درونی مناسب که میزان ضریب آلفای آن بین ۰/۷۷ تا ۰/۹۰ و اعتبار با روش بازآزمایی با فاصله زمانی یک هفته بین ۰/۷۵ تا ۰/۸۹ گزارش کرده‌اند و اعتبار همگرایی بالایی برای آن در ارتباط با «سیاهه شخصیتی چند وجهی مینه سوتا»^{۳۱}، بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۳ گزارش کرده‌اند. اعتبار مقیاس SCL-90-R در ایران به شیوه‌ی آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و به شیوه‌ی بازآزمایی ۰/۷۶ در میان دانشجویان گزارش شده است (نجاریان و داودی، ۱۳۸۰).

○ «شیوه اجرا» در دو مرحله به این صورت بود. آزمودنیهای انتخاب شده مقیاس روان بنه را در کلاسها با مجوز قبلی دانشکده، هماهنگی و کسب اجازه قبلی از مدرس مربوطه به مدت ۴۵ دقیقه در آخر ساعت تدریس تکمیل کردند و در همان ساعت پرسشنامه از آزمودنیها تحویل گرفته می‌شد، ضمناً جهت رعایت اخلاق پژوهشی تمام دانشجویان نمونه آگاه شدند که این اطلاعات به منظور اهداف پژوهشی جمع‌آوری می‌شود و در مورد پنهان ماندن هویت پاسخ دهندگان اطمینان داده شد. همچنین ذکر شد که علاقمندان می‌توانند با ارائه پست الکترونیکی از نتایج پژوهش آگاه شوند. در مرحله اول، ۴۰۰ نفر از بین کلیه دانشجویان به صورت تصادفی طبقه‌ای انتخاب شدند. در این مرحله ۶ پرسشنامه به صورت ناقص عودت داده شد که از فهرست پرسشنامه‌ها حذف شدند و در نهایت در این مرحله تعداد نمونه به ۳۹۴ (۲۰۴ دختر و ۱۹۰ پسر) نفر کاهش یافت. در مرحله دوم جهت بررسی روایی پرسشنامه، ۲۰۰ نفر (۹۱ مرد، ۱۱۹ زن) از بین کلیه دانشجویان به صورت تصادفی طبقه‌ای از بین کلیه دانشجویان انتخاب شدند و یک بسته از ابزار خود - گزارش دهی از پرسشنامه‌ها را کامل کردند. در این مرحله ۱۵ پرسشنامه به دلیل مخدوش بودن، حذف و از تحلیل خارج شدند و در نهایت تعداد نمونه به ۱۸۵ نفر (۸۵ دختر و ۱۱۰ پسر) کاهش یافت.

● یافته‌ها

○ یافته‌های این پژوهش شامل سه بخش می‌شود یکی مربوط به تحلیل «عامل اکتشافی»، دیگری تحلیل «عامل تائیدی» و سرانجام «تحلیل جانبی».

□ الف: یافته‌های تحلیل عامل اکتشافی همان طور که در جدول‌های ۱ و ۲ ملاحظه می‌شود، دانشجویان به ترتیب در ماده‌های ۷۸ (۳/۲۱)، ۲۷ (۳/۰۶) و ۱۰ (۳/۰۱)، بالاترین میانگین و در ماده‌های ۶۵ (۱/۱۲)، ۲۰ (۱/۶۶) و ۶۱ (۱/۶۹) کمترین میانگین از بین ماده‌های سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه به دست آورده‌اند. همچنین با استفاده از تحلیل تمایزات نقطه برش برای این ابزار ۲/۱۷ محاسبه شد به این معنا که اگر فردی نمره روان‌بنه او بالاتر از ۲/۴۸ بشود، دارای روان‌بنه سازش‌نایافته است و اگر زیر این نمره دریافت کند، دارای روان‌بنه سازش‌نایافته نمی‌باشد. همچنین حساسیت پرسشنامه ۶۷/۹ درصد و ویژگی آن ۷۸/۴ درصد بر آورد شد.

جدول ۱- شاخصهای آماری تعداد سؤال‌ها، میانگین و انحراف معیار نمرات خام آزمودنیها در هر سوال

سؤال	میانگین	انحراف معیار	سؤال	میانگین	انحراف معیار	سؤال	میانگین	انحراف معیار
۱	۲/۸۲	۱/۸۳	۳۱	۲/۰۷	۱/۶۳	۶۱	۱/۶۹	۱/۰۲
۲	۲/۷۱	۱/۶۱	۳۲	۲/۸۰	۰/۹۴	۶۲	۲/۶۸	۰/۷۱
۳	۲/۹۸	۲/۳۸	۳۳	۲/۱۲	۱/۶۷	۶۳	۲/۴۷	۰/۹۸
۴	۲/۲۹	۱/۵۴	۳۴	۲/۲۹	۱/۳۲	۶۴	۲/۱۴	۱/۱۹
۵	۲/۷۸	۱/۸۹	۳۵	۲/۶۷	۱/۳۳	۶۵	۱/۱۲	۱/۱۱
۶	۲/۵۶	۱/۷۶	۳۶	۲/۷۲	۱/۴۶	۶۶	۳/۳۴	۱/۱۳
۷	۲/۲۹	۰/۹۶	۳۷	۲/۶۵	۲/۸۱	۶۷	۲/۰۹	۱/۳۱
۸	۲/۸۹	۱/۷۶	۳۸	۲/۲۰	۱/۹۸	۶۸	۱/۶۷	۱/۱۴
۹	۲/۷۸	۱/۱۲	۳۹	۲/۹۸	۱/۷۱	۶۹	۲/۴۱	۱/۱۲
۱۰	۳/۰۱	۲/۳۴	۴۰	۱/۸۸	۱/۵۱	۷۰	۲/۲۳	۱/۳۴
۱۱	۲/۲۰	۱/۱۳	۴۱	۲/۳۸	۱/۶۵	۷۱	۱/۹۴	۱/۱۴
۱۲	۲/۸۹	۱/۷۷	۴۲	۲/۵۹	۱/۷۶	۷۲	۲/۷۷	۰/۸۹
۱۳	۲/۹۰	۱/۸۹	۴۳	۲/۷۱	۱/۷۶	۷۳	۲/۳۳	۱/۴۹
۱۴	۲/۷۸	۲/۳۴	۴۴	۲/۲۹	۱/۱۴	۷۴	۲/۳۱	۰/۷۸
۱۵	۲/۸۸	۱/۹۰	۴۵	۲/۱۸	۱/۱۶	۷۵	۲/۳۹	۰/۹۷
۱۶	۲/۳۰	۱/۴۵	۴۶	۲/۷۶	۱/۳۲	۷۶	۲/۹۲	۱/۳۱
۱۷	۱/۹۹	۱/۳۷	۴۷	۲/۷۴	۱/۹۸	۷۷	۱/۷۲	۰/۹۹
۱۸	۲/۷۳	۱/۹۸	۴۸	۲/۴۵	۱/۱۹	۷۸	۳/۲۱	۰/۹۸
۱۹	۱/۹۷	۲/۰۳	۴۹	۲/۳۳	۰/۹۷	۷۹	۱/۹۸	۰/۹۸
۲۰	۱/۶۶	۱/۳۴	۵۰	۲/۲۲	۰/۹۳	۸۰	۲/۱۲	۱/۴۱
۲۱	۲/۸۹	۱/۶۵	۵۱	۱/۹۱	۱/۴۱	۸۱	۲/۹۳	۰/۸۱
۲۲	۲/۷۶	۱/۵۶	۵۲	۲/۱	۱/۱۲	۸۲	۲/۶۱	۰/۷۶
۲۳	۲/۹۵	۱/۸۷	۵۳	۲/۶۷	۰/۹۶	۸۳	۱/۶۴	۰/۵۵
۲۴	۲/۱۵	۱/۱۱	۵۴	۲/۷۸	۱/۸۹	۸۴	۲/۱	۱/۱۲
۲۵	۲/۷۸	۲/۱۲	۵۵	۲/۲۷	۰/۹۸	۸۵	۲/۵۶	۰/۳۵
۲۶	۱/۹۸	۱/۳۴	۵۶	۲/۸۹	۰/۹۱	۸۶	۲/۳۴	۰/۹۲
۲۷	۳/۰۶	۳/۰۶	۵۷	۱/۷۹	۱/۱۳	۸۷	۲/۴۵	۱/۱۸
۲۸	۲/۲۳	۱/۱۴	۵۸	۲/۷۸	۱/۱۵	۸۸	۲/۳۸	۰/۶۸
۲۹	۲/۲۶	۱/۳۳	۵۹	۱/۹۰	۱/۳۱	۸۹	۲/۸۹	۱/۴۱
۳۰	۲/۷۶	۲/۷۷	۶۰	۲/۴۹	۱/۶۶	۹۰	۲/۳۷	۰/۷۸

جدول ۲- اطلاعات هنجاری، فراوانی، در صد فراوانی تراکمی، نمرات Z، T و SK

جنس	دامنه نمرات (۶-۱)	فراوانی در نمرات (۶-۱)	درصد فراوانی تراکمی	نمرات Z	نمرات T	نمرات Sk
مونث	۱	۱۲۳	۳۱/۲۱	-۰/۴۹	۵۴/۹۴	-۰/۰۰۰۳
مذکر	۱	۸۱	۵۱/۵۲	-۰/۴۹	۵۴/۹۴	-۰/۰۰۰۳
مونث	۲	۵۲	۶۴/۹۷	-۰/۰۴۹	۵۰/۴۹	-۰/۰۰۰۰۰۳
مذکر	۲	۴۳	۷۵/۸۸	-۰/۰۴۹	۵۰/۴۹	-۰/۰۰۰۰۰۳
مونث	۳	۴۲	۸۶/۵۴	۰/۵۹	۵۵/۹۸	۰/۰۰۰۵۲
مذکر	۳	۲۵	۹۲/۸۹	۰/۵۹	۵۵/۹۸	۰/۰۰۰۵۲
مونث	۴	۹	۹۵/۱۷	۱/۱۴	۶۱/۴۲	۰/۰۰۳۷
مذکر	۴	۵	۹۶/۴۴	۱/۱۴	۶۱/۴۲	۰/۰۰۳۷
مونث	۵	۴	۹۷/۴۶	۱/۶۸	۶۶/۸۸	۰/۰۱۲
مذکر	۵	۵	۹۸/۷۳	۱/۶۸	۶۶/۸۸	۰/۰۱۲
مونث	۶	۳	۹۹/۴۹	۲/۲۳	۷۲/۳۴	۰/۰۲۸
مذکر	۶	۲	۱۰۰	۲/۲۳	۷۲/۳۴	۰/۰۲۸

در این تحقیق جهت بررسی پیش فرض کرویت (بررسی ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرها در جامعه) از آزمون کرویت بارتلت (۱۹۵۰) استفاده شد. همچنین برای بررسی کفایت نمونه و مناسب بودن داده‌های جمع آوری شده برای تحلیل عاملی، از آزمون کایزیر-میر (۱۹۶۱) یا KMO استفاده شد، که نتایج آن در جدول ۳ آمده است. یافته‌های این جدول نشان داد که شاخص $(KMO=0/71)$ می‌باشد و مقدار مجذور کای محاسبه شده برای آزمون کرویت بارتلت $(17364/28)$ بدست آمده که در سطح آماری $(p<0/0001)$ معنی دار می‌باشند. یعنی فرض واحد بودن ماتریس همبستگی رد شد و داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی و حجم نمونه کفایت می‌کند (کایزر، ۱۹۶۱).

جدول ۳- آزمون کرویت بارتلت و کمو (KMO)

آزمون کمو (KMO)		آزمون کرویت بارتلت	
کفایت نمونه	x^2	df	p
۰/۸۱	۱۷۳۶۴/۲۸	۳۹۳	۰/۰۰۰۱

همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، ضرایب آلفای کرونباخ و تنصیف پرسشنامه روان‌بنه‌های سازش‌نیافته اولیه در کل نمونه برای ۹۰ ماده و عامل‌های هیجده گانه استخراج شده، به تفکیک جنس بالا و رضایت بخش بوده (بالای ۷۰) که حاکی از همگونی و همسانی ماده‌های سیاهه فوق هستند.

جدول ۴ - ضرایب همسانی درونی (آلفای کرونباخ و تنصیف) پرسشنامه روان‌بنه‌های سازش‌نیافته اولیه در عامل‌ها

تعداد		کل نمونه		دانشجویان پسر		دانشجویان دختر	
عامل‌ها	ماده‌ها	آلفای کرونباخ	دو نیمه کردن	آلفای کرونباخ	دو نیمه کردن	آلفای کرونباخ	دو نیمه کردن
۱	۵	۰/۸۹	۰/۸۱	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۷۹
۲	۵	۰/۹۱	۰/۸۱	۰/۸۸	۰/۸۱	۰/۸۹	۰/۸۷
۳	۵	۰/۹۰	۰/۸۲	۰/۸۷	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۸۱
۴	۵	۰/۸۷	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۶	۰/۸۳
۵	۵	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۸۴
۶	۵	۰/۹۲	۰/۸۲	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۹۰	۰/۷۹
۷	۵	۰/۸۶	۰/۸۰	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۸۳	۰/۸۱
۸	۵	۰/۸۹	۰/۷۸	۰/۸۹	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۵
۹	۵	۰/۹۳	۰/۸۲	۰/۹۲	۰/۸۹	۰/۹۳	۰/۹۱
۱۰	۵	۰/۷۹	۰/۷۴	۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۷۸	۰/۷۶
۱۱	۵	۰/۸۱	۰/۷۶	۰/۸۰	۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۷۸
۱۲	۵	۰/۸۵	۰/۸۱	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۸۶	۰/۸۳
۱۳	۵	۰/۸۹	۰/۸۲	۰/۸۶	۰/۸۱	۰/۸۴	۰/۸۱
۱۴	۵	۰/۹۱	۰/۸۳	۰/۸۷	۰/۷۷	۰/۸۵	۰/۸۲
۱۵	۵	۰/۸۷	۰/۸۴	۰/۸۶	۰/۸۰	۰/۸۲	۰/۸۱
۱۶	۵	۰/۸۸	۰/۸۱	۰/۸۹	۰/۸۹	۰/۸۶	۰/۸۳
۱۷	۵	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۷۹	۰/۸۰	۰/۷۸
۱۸	۵	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۸۰
کل	۹۰	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۸۷	۰/۸۴	۰/۸۴	۰/۸۱

در جدول ۵ رابطه هر سؤال با عامل کمتر از ۰/۳۰ نبوده است و مقادیر ویژه (آیگن) عامل‌های یک تا هیجده همه بالاتر از یک هستند، که از لحاظ آماری معنا دار هستند. در این تحلیل، عامل اول (رهاشدگی، بی‌ثباتی)، با ارزش ویژه ۲/۴۴، معادل ۲/۷۱ درصد کل واریانس را تبیین می‌کند که بیشترین مشارکت را در تبیین واریانس سیاهه فوق برعهده دارد و عامل هیجدهم (خویشتن‌داری ناکافی/خود انضباطی) با ارزش ویژه ۱/۳۵، معادل ۱/۵۱ درصد کل واریانس را تبیین می‌کند که کمترین مشارکت را در تبیین واریانس سیاهه فوق برعهده دارد. در این تحلیل، میزان واریانس مشترک بین متغیرها برای ۱۸ عامل بر روی هم برابر با ۳۶/۸۵ درصد کل واریانس را تبیین می‌کنند.

جدول ۵- ماتریس عاملی چرخش یافته متمایل به شیوه آلبمین بر روی دانشجویان (n=۳۹۴)

عامل‌ها	سؤالات	بار عامل‌ها	مقدار ویژه (آیگن)	درصد واریانس	درصد تراکمی
۱. رهاشدگی، بی‌ثباتی	۲۰ ۲ ۳۸ ۵۶ ۷۴	۰/۱۷۱ ۰/۱۶۲ ۰/۱۵۹ ۰/۱۸۷ ۰/۱۶۷	۲/۴۴	۲/۷۱	۲/۷۱
۲. انزوای اجتماعی/بیگانگی	۲۲ ۴۰ ۵۸ ۷۶	۰/۱۸۱ ۰/۱۷۶ ۰/۱۷۶ ۰/۱۷۶	۲/۴۱	۲/۶۷	۵/۳۸
۳. نگرانی/بدبینی	۳۵ ۵۳ ۷۱ ۸۹	۰/۱۸۱ ۰/۱۷۳ ۰/۱۷۱ ۰/۱۵۷	۲/۳۷	۲/۶۴	۸/۰۲
۴. بازداری هیجانی	۳۰ ۴۸ ۶۶ ۸۴	۰/۱۶۹ ۰/۱۶۴ ۰/۱۷۳ ۰/۱۵۶	۲/۱۸	۲/۴۲	۱۰/۴۴
۵. وابستگی/بی‌کفایتی عملی	۲۵ ۴۳ ۶۱ ۷۹	۰/۱۷۳ ۰/۱۷۱ ۰/۱۶۶ ۰/۱۶۳	۲/۱۵	۲/۳۸	۱۲/۸۲
۶. تحسین/جستجوی معروفیت	۳۴ ۵۲ ۷۰ ۸۸	۰/۱۶۳ ۰/۱۶۷ ۰/۱۷۳ ۰/۱۶۲	۲/۰۷	۲/۳۱	۱۵/۱۳
۷. محرومیت هیجانی	۱۹ ۳۷ ۵۵ ۷۳	۰/۱۷۱ ۰/۱۶۷ ۰/۱۶۳ ۰/۱۵۶	۱/۹۷	۲/۱۸	۱۷/۳۱
۸. آسیب نسبت به ضرر و بیماری	۲۶ ۴۴ ۶۲ ۸۰	۰/۱۶۵ ۰/۱۷۴ ۰/۱۶۵ ۰/۱۵۵	۱/۹۱	۲/۱۲	۱۹/۴۳
۹. گرفتاری	۲۷ ۴۵ ۶۳ ۸۱	۰/۱۶۷ ۰/۱۷۱ ۰/۱۶۴ ۰/۱۶۴	۱/۸۷	۲/۰۷	۲۱/۵۰
۱۰. اطاعت	۲۸ ۴۶ ۶۴ ۸۲	۰/۱۵۴ ۰/۱۵۱ ۰/۱۴۷ ۰/۱۷۰	۱/۶۸	۱/۸۷	۲۳/۳۷
۱۱. معیارهای سختگیرانه	۳۱ ۴۹ ۶۷ ۸۵	۰/۱۶۸ ۰/۱۵۳ ۰/۱۶۱ ۰/۱۵۸	۱/۶۷	۱/۸۵	۲۵/۲۲
۱۲. (خود تنبیهی)	۳۶ ۵۴ ۷۲ ۹۰	۰/۱۶۷ ۰/۱۶۱ ۰/۱۵۶ ۰/۱۴۹	۱/۶۵	۱/۸۳	۲۷/۰۵
۱۳. (نقص‌ابی مهری)	۲۳ ۴۱ ۵۹ ۷۷	۰/۱۷۱ ۰/۱۶۳ ۰/۱۵۳ ۰/۱۴۹	۱/۶۱	۱/۷۸	۲۸/۸۳
۱۴. (بی‌اعتمادی/سوء رفتار)	۲۱ ۳۹ ۵۷ ۷۵	۰/۱۴۷ ۰/۱۷۶ ۰/۱۵۶ ۰/۱۴۳	۱/۵۸	۱/۷۵	۳۰/۵۸
۱۵. (شکست‌درپیشرفت)	۲۴ ۴۲ ۶۰ ۷۸	۰/۱۷۲ ۰/۱۶۵ ۰/۱۴۳ ۰/۱۴۰	۱/۵۱	۱/۶۷	۳۲/۲۵
۱۶. (ایثار/فداکاری)	۲۹ ۴۷ ۶۵ ۸۳	۰/۱۶۸ ۰/۱۳۸ ۰/۱۴۳ ۰/۱۴۷	۱/۴۲	۱/۵۷	۳۳/۸۲
۱۷. (برتری داشتن)	۳۲ ۵۰ ۶۸ ۸۶	۰/۱۵۱ ۰/۱۵۷ ۰/۱۵۱ ۰/۱۴۹	۱/۳۶	۱/۵۲	۳۵/۳۴
۱۸. (خویشتن‌داری ناکافی)	۳۳ ۵۱ ۶۹ ۸۷	۰/۱۵۱ ۰/۱۵۸ ۰/۱۵۶ ۰/۱۴۸	۱/۳۵	۱/۵۱	۳۶/۸۵

همانطور که در جدول ۶ ملاحظه می‌شود، همبستگی درونی نمرات مقیاس‌های «سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته/اولیه» با یکدیگر ارایه شده است. همچنانکه در جدول مشاهده می‌شود، همبستگی خرده مقیاس‌ها با هم بین ۰/۱۱ تا ۰/۶۹ است. این همبستگی‌ها بین مقیاس‌ها به جز در خرده مقیاس‌های استحقاق بودن/ برتری داشتن با اطاعت و وابستگی/ بی‌کفایتی عملی با رهاشدگی/ بی‌ثباتی که با علامت ستاره (*) در جدول مشخص شده‌اند، در بقیه مقیاس‌ها از نظر آماری معنا دار هستند ($p < 0/001$).

روایی «سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته/اولیه» در ارتباط با مفاهیم مبتنی بر سازه‌های از قبیل اعتماد به نفس، درماندگی روان‌شناختی، صفات اختلال شخصیتی، و اختلال کارکردی نگرشی، عاطفه‌ی مثبت و منفی، اعتماد و افسردگی آزمون شد. انتظار این بود که روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه ارتباط منفی با صفات مثبت از قبیل اعتماد به نفس و عاطفه مثبت داشته باشند و ارتباط مثبت با صفات منفی از قبیل اختلال شخصیت، درماندگی، عاطفه منفی و اختلال عملکرد نگرش داشته باشند.

جدول ۶- ماتریس درون همبستگی ۱۸ خرده مقیاس سیاه روان‌بنه‌های سازش‌نا یافته اولیه

نام عامل	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶	۱۷	۱۸	
۱. محرومیت هیجانی	۱																		
۲. رهاشدگی ایبی ثباتی	۰/۴۶	۱																	
۳. بی اعتمادی ایدرفتاری	۰/۶۷	۰/۶۹	۱																
۴. انزوای اجتماعی	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۴۲	۱															
۵. نقص ایبی مهروی	۰/۴۱	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۱	۱														
۶. شکست در پیشرفت	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۳۶	۰/۳۷	۱													
۷. وابستگی ایبی کفایتی	۰/۳۲	۰/۱۴*	۰/۳۴	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۴۷	۱												
۸. آسیب پذیری به ضرر	۰/۴۴	۰/۵۷	۰/۵۴	۰/۵۱	۰/۳۸	۰/۴۵	۰/۳۳	۱											
۹. گرفتاری	۰/۴۳	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۴۴	۰/۴۵	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۳۸	۱										
۱۰. اطاعت	۰/۴۹	۰/۴۳	۰/۵۶	۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۸	۱									
۱۱. اینار(فداکاری)	۰/۵۸	۰/۳۶	۰/۶۱	۰/۴۸	۰/۳۷	۰/۴۲	۰/۳۴	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۳	۱								
۱۲. بازداری هیجانی	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۵۵	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۴۲	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۴۳	۱							
۱۳. معیارهای سختگیرانه	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۶۱	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۴۷	۰/۳۶	۰/۵۲	۰/۵۸	۰/۴۶	۰/۴۷	۱						
۱۴. استحقاق بودن	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۳۶	۰/۶۱	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۴۷	۰/۳۶	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۴۷	۱					
۱۵. خویشتن داری	۰/۴۳	۰/۵۸	۰/۳۷	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۴۸	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۴۹	۱				
۱۶. تحسین اجلب توجه	۰/۳۷	۰/۴۲	۰/۵۶	۰/۴۶	۰/۴۷	۰/۴۲	۰/۴۲	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۱	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۳۴	۱			
۱۷. نگرانی ایدبینی	۰/۴۱	۰/۳۴	۰/۳۸	۰/۴۹	۰/۴۳	۰/۴۱	۰/۴۳	۰/۴۸	۰/۵۱	۰/۴۸	۰/۳۹	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۳۵	۰/۴۶	۱		
۱۸. خود-تنبیهی	۰/۴۴	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۵۱	۰/۳۸	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۴۵	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۳۷	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۴۳	۰/۳۷	۰/۴۶	۰/۵۳	۱	

$p < 0.001$

جدول ۷- ضرایب رویی همگرای و واگرایی عامل‌های سیاه روان‌بنه‌های سازش‌نا یافته با پرسشنامه‌های ملاک

عاملها	BDI	DAS	PDQ-R	NA	PA	SEQ	SCL-90-R(GSI)
۱	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۷
۲	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۴۳
۳	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۳۱	۰/۴۱
۴	۰/۳۱	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۳۱	۰/۳۶	۰/۴۳
۵	۰/۴۰	۰/۳۷	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۳۸	۰/۴۰
۶	۰/۳۵	۰/۳۹	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۳۲	۰/۳۷	۰/۴۱
۷	۰/۴۳	۰/۳۷	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۳۷
۸	۰/۴۱	۰/۳۳	۰/۳۴	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۳۴
۹	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۳۴	۰/۳۸
۱۰	۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۳۷	۰/۳۷	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۳۶
۱۱	۰/۳۱	۰/۳۳	۰/۳۸	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۳۵	۰/۳۷
۱۲	۰/۳۱	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۳۴	۰/۳۹
۱۳	۰/۳۷	۰/۴۰	۰/۳۲	۰/۴۱	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۴۱
۱۴	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۴۳	۰/۳۴	۰/۳۰	۰/۳۳	۰/۳۳
۱۵	۰/۳۶	۰/۴۳	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۱	۰/۳۷	۰/۳۸
۱۶	۰/۳۶	۰/۴۰	۰/۳۶	۰/۳۵	۰/۳۱	۰/۴۳	۰/۴۱
۱۷	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۳۹	۰/۳۵	۰/۳۳	۰/۴۳	۰/۳۹
۱۸	۰/۳۵	۰/۳۷	۰/۴۱	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۳۹	۰/۳۸
کل	۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۳۸

$p < 0.001$, $n=185$

جدول ۷، ضرایب روایی، معنادار بین عاملهای سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه با «سیاهه افسردگی بک»، «مقیاس اختلال کارکرد نگرشی»، «پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده»، «مقیاس عاطفه مثبت و منفی»، «پرسشنامه حرمت خود»، «بازنگری چک لیست علائم» را نشان می‌دهد. که در همه آنها رابطه در سطح معنا داری بوده است ($p < 0.001$).

□ ب: تحلیل عامل تاییدی در این پژوهش برازش الگو عاملی با استفاده از مجذور خی، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب، شاخص اطلاعات آکائیک، شاخص هنجار نشده برازندگی، شاخص نیکویی برازش و شاخص نیکویی برازش اصلاح شده و با به‌کارگیری لیزرل (Lisrel) ۸/۵۳ صورت گرفت. برای سنجش کفایت برازش الگو، آمارها و شاخص‌های مختلفی عرضه شده است. (جدول ۸)

جدول ۸- شاخصهای برازش الگو عاملی برای پرسشنامه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته

AGFI	GFI	AIC	NNFI	RMSEA	Df	χ^2
۰/۹۲	۰/۹۵	۴۷۹	۰/۹۵	۰/۰۴	۳۸۵۷	۴۲۵۸

در این بخش رابطه هر گویه با هر عامل براساس الگوی یانگ و همکاران (۱۹۹۰) در نظر گرفته شد و الگو برازش گردید. شاخص T برای کلیه مسیرها معنادار ($T < 1/96$) بدست آمد. مقدار خی دو ۴۲۵۸، مقدار ریشه‌ی خطای میانگین مجذورات برآورد (RMSEA) ۰/۰۴، شاخص نرم نشده برازندگی (NNFI) ۰/۹۵، شاخص ملاک تطبیقی آکائیک (AIC) ۴۹۷، شاخص انطباق الگو (GFI) ۰/۹۵، شاخص میزان انطباق تعدیل‌یافته (AGFI) ۰/۹۲ بدست آمد. در مجموع مقدار شاخصها با ملاک تفسیری آنها مطابقت دارند و این، نشان‌دهنده کفایت و روایی بسنده ابزار هستند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که الگو ۱۸ عاملی یانگ از برازش خوبی برخوردار است.

□ ج: تحلیل جانبی همان طور که در جدول ۹ مشاهده می‌شود، بین دانشجویان دختر و پسر در کل سیاهه و عامل‌های اول تا هیجدهم به جز در سه عامل از لحاظ میزان روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه تفاوت وجود ندارد و آن سه عامل شامل عامل هفتم (وابستگی/بی‌کفایتی عملی)، عامل دوازدهم (بازداری هیجانی) و عامل چهاردهم (استحقاق داشتن/ برتری داشتن) می‌باشد که میزان آن در دانشجویان پسر یعنی در

عاملهای «استحقاق داشتن/ برتری داشتن عملی» (۱۴/۱۲) و «بازداری هیجانی» (۲۱/۷۶) بالاتر از دانشجویان دختر (۱۱/۵۳)، (۸/۰۷) بود. در حالیکه در دانشجویان دختر میزان «وابستگی/ بی‌کفایتی عملی» (۱۷/۱۶)، بالاتر از دانشجویان پسر (۹/۶۴) بود. همان‌طور که در جدول ۹ ملاحظه می‌شود، گروه‌های سنی پنج‌گانه در کل سیاهه و عامل‌های هیجده‌گانه از نظر میزان روان‌بنه‌های سازش‌نیافته اولیه تفاوت ندارند.

جدول ۹- نتایج نسبت f و تحلیل واریانس چند متغیری (MANOVA) روان‌بنه‌های سازش‌نیافته بر حسب جنس و گروه سنی

متغیر مستقل									
سن					جنس				
سطح P	نسبت F	میانگین مجموع مجذورات	درجه آزادی	مجموع مجذورات	سطح P	نسبت T	درجه آزادی	متغیر وابسته	متغیر وابسته
۰/۳۳۴	۰/۹۶	۱۹۷/۷۸	۴	۷۹۱/۱۳	۰/۱۷۵	۱/۵۲	۱	عامل ۱	عامل ۱
۰/۲۶۷	۲/۲۸	۱۰۳/۳۹	۴	۴۱۳/۵۶	۰/۲۷۴	۲/۱۳	۱	عامل ۲	عامل ۲
۰/۳۵۶	۰/۸۹	۸۶/۹۰	۴	۳۴۷/۶۳	۰/۳۲۷	۴/۵۷	۱	عامل ۳	عامل ۳
۰/۳۳۴	۲/۰۱	۹۷/۴۳	۴	۳۸۹/۷۴	۰/۲۹۱	۱/۷۶	۱	عامل ۴	عامل ۴
۰/۲۱۶	۱/۰۲	۱۹۵/۷۸	۴	۷۸۳/۱۵	۰/۲۴۳	۵/۰۱	۱	عامل ۵	عامل ۵
۰/۲۵۷	۲/۳۴	۱۱۳/۴۴	۴	۴۵۳/۷۶	۰/۴۱۷	۲/۲۷	۱	عامل ۶	عامل ۶
۰/۵۱۱	۰/۷۸	۹۰/۸۱	۴	۳۶۳/۲۷	۰/۰۰۱	۱/۶۹	۱	عامل ۷	عامل ۷
۰/۳۱۲	۲/۶۷	۹۳/۱۲	۴	۳۷۲/۵۱	۰/۲۳۲	۵/۲۷	۱	عامل ۸	عامل ۸
۰/۳۳۱	۱/۲۳	۲۰۸/۳۸	۴	۸۳۳/۵۱	۰/۴۰۷	۲/۱۸	۱	عامل ۹	عامل ۹
۰/۳۱۱	۲/۶۷	۹۷/۷۹	۴	۳۹۱/۱۶	۰/۱۹۶	۱/۷۷	۱	عامل ۱۰	عامل ۱۰
۰/۴۱۳	۱/۱۹	۹۴/۹۳	۴	۳۷۹/۷۵	۰/۲۵۷	۵/۲۵	۱	عامل ۱۱	عامل ۱۱
۰/۵۱۲	۲/۲۳	۹۰/۳۹	۴	۳۶۱/۵۶	۰/۰۰۱	۲/۲۵	۱	عامل ۱۲	عامل ۱۲
۰/۶۱۲	۱/۶۷	۱۹۰/۵۶	۴	۷۶۲/۲۵	۰/۱۸۲	۱/۷۸	۱	عامل ۱۳	عامل ۱۳
۰/۳۱۵	۲/۸۹	۱۰۹/۳۷	۴	۴۳۷/۴۸	۰/۰۰۱	۵/۳۰	۱	عامل ۱۴	عامل ۱۴
۰/۵۱۱	۰/۸۷	۹۷/۳۰	۴	۳۸۹/۲۱	۰/۵۳۴	۲/۲۰	۱	عامل ۱۵	عامل ۱۵
۰/۳۱۴	۲/۵۳	۱۰۳/۰۳	۴	۴۱۲/۱۴	۰/۱۶۱	۱/۷۸	۱	عامل ۱۶	عامل ۱۶
۰/۳۳۱	۱/۷۶	۲۰۵/۰۵	۴	۸۲۰/۲۱	۰/۲۱۱	۵/۱۱	۱	عامل ۱۷	عامل ۱۷
۰/۱۷۲	۲/۸۹	۱۰۱/۴۲	۴	۴۰۵/۷۱	۰/۳۲۴	۲/۲۲	۱	عامل ۱۸	عامل ۱۸
۰/۵۲۱	۱/۶۱	۲۵۵/۷۸	۴	۱۰۲۳/۱۲	۰/۲۳۶	۲/۱۸	۱	کل پرسشنامه	کل پرسشنامه

● بحث

○ همان‌گونه که قبلاً بیان شد، هدف عمده این تحقیق «بررسی اعتبار و روایی سیاهه روان‌بنه سازش‌نیافته اولیه در جامعه ایران» می‌باشد. این پژوهش تحلیلی منطقی از «سیاهه‌های روان‌بنه سازش‌نیافته اولیه» که به وسیله یانگ (۱۹۹۵) و به‌طور هدفمند بیان نمود، به‌دست می‌دهد. تحلیل از نمونه دانشجویان بر اساس آنچه به وسیله یانگ

بیان شده بود، ۱۸ عامل بدست می‌دهد. ساختار عاملی به دست آمده در نمونه دانشجوی با استفاده از چرخش متمایل (ابلیمین) مشابه ساختار عاملی در نمونه‌های آمریکای است (گالن، کار ولاین و وارتهای، ۲۰۰۶). از بین هیجده عامل استخراج شده، عامل اول «رهاشدگی، بی ثباتی»، بیشترین مشارکت را در تبیین واریانس پرسشنامه فوق برعهده دارد و عامل هیجدهم «خویشتن داری/ناکافی/خود انضباطی» کمترین مشارکت را در تبیین واریانس پرسشنامه فوق برعهده دارد. در این تحلیل، میزان واریانس مشترک بین متغیرها برای ۱۸ عامل بر روی هم برابر با ۳۶/۸۵ درصد کل واریانس را تبیین می‌کنند. این یافته با تحقیق‌های آلیکس، و همکاران (۲۰۰۶) هماهنگ است همچنین درصد واریانس تبیین شده ماده‌های این پرسشنامه بالاتر از تحقیق‌های فوق می‌باشد، که یافته به دست آمده هماهنگ با یافته‌های پیشین (جان، جاشوا، جاکولاین ۲۰۰۴) است و آن بیانگر روایی سازه‌ای ابزار فوق در بین جامعه دانشجویی می‌باشد. یعنی، این ابزار یک سازه یک بعدی نیست و همزمان چند سازه را اندازه گیری می‌کند. ضرایب همسانی درونی «سیاهه روان‌بند‌های سازش‌نیافته اولیه» نمایانگر اعتبار مناسب سیاهه است. این یافته‌ها با یافته‌های یانگ و همکاران (۱۹۹۵) هماهنگ هستند و حاکی از همگونی ماده‌های سیاهه فوق هستند. ضرایب روایی همگرا «سیاهه روان‌بند‌های سازش‌نیافته اولیه» با «سیاهه افسردگی بک»، «مقیاس اختلال کارکردی نگرشی»، «پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده»، «مقیاس عاطفه مثبت و منفی»، «پرسشنامه حرمت خود روزنبرگ»، «مقیاس بازنگری چک لیست علائم ۹۰» بر روی ۱۸۵ نفر (۸۵ دختر و ۱۰ پسر) همگی معنادار بودند. این یافته‌ها که در مطالعه دوم (گام ۲) بدست آمد تبیین می‌کند که «سیاهه روان‌بند سازش‌نیافته اولیه» ارتباط معنی‌داری با هر دو محور I و محور II دارد، که به وسیله «پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده» اندازه‌گیری شد. «روان‌بند سازش‌نیافته اولیه» با درماندگی روان‌شناسی که به وسیله GSI از «مقیاس بازنگری چک لیست علائم ۹۰» اندازه‌گیری شد، رابطه دارد. ارتباط بین خرده مقیاسها در «روان‌بند سازش‌نیافته اولیه» و پرسشنامه‌های ملاک با مطالعات (یانگ و همکاران، ۱۹۹۵) و (آبرامسونو همکاران، ۱۹۸۹) همخوانی دارد. به همین منوال با «مقیاس‌های اختلال کارکردی نگرشی» و «عاطفه مثبت و منفی» همسان و همخوان است (بک و ایمیری، ۱۹۸۵).

○ در این تحقیق بین دانشجویان دختر و پسر در عامل‌ها و گروه‌های سنی پنجگانه از لحاظ میزان «روان‌بند سازش‌نیافته اولیه» تفاوت دیده نشد و علت اینکه به سن و جنس به عنوان یک متغیر مستقل توجه شد این بود که علاوه بر این که در نمونه مورد مطالعه پنج گروه سنی (۲۰-۲۵) ساله داشتیم به محک گذاشتن نظریه یانگ و همکاران (۱۹۹۰) بود که اعتقاد دارند روان‌بندها در سنین کودکی و نوجوانی شکل می‌گیرند و در سنین بعدی فراخوانده می‌شوند و از لحاظ جنس در شکل‌گیری روان‌بند تفاوتی وجود ندارد (یانگ، ۱۹۹۰، ص ۱۹۴). لازم به ذکر است، یکی از محدودیت‌های عمده در مطالعه حاضر استفاده از نمونه‌های غیر بالینی بود، این یک ایراد علمی بر کار ما بود. همچنین فرض بر این بود که «روان‌بند سازش‌نیافته» اولیه روی یک پیوستار در جمعیت غیر بالینی با جمعیت بالینی تشابه زیادی دارد، به هر صورت، یافته‌های به دست آمده از نمونه‌های بالینی باید به صورت قابل توجه مورد دقت و مرور قرار گیرد تا اینکه این ابزار را بتوان در پژوهش‌های دیگر با نمونه‌های بالینی در ایران جایگزین و آزمون نمود. هر چند در بررسی تحلیل عاملی یانگ و همکاران (۱۹۹۵) یافته‌های حاصل از نمونه بالینی و غیر بالینی یکسان بودند.

○ محدودیت دیگر در کاربرد «پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده» برای سنجش اختلالات شخصیتی در DSM-IV است. پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده فقط برای برخی از تشخیص‌های شخصیتی روایی شده است. برای اجتناب از این مشکل، پرسشنامه تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده به عنوان یک ابزار علائم‌شناسی اختلال شخصیت به کار برده شد تا ابزاری برای تشخیص علائم DSM-IV باشد (هیلر و ریدر، ۱۹۹۰).



یادداشت‌ها

- | | |
|-----------------------------------|--------------------------------------|
| 1- Adler, A | 2- scuer attachment |
| 3- Early Maladaptive Schema Scale | 4- abandonment |
| 5- mistrust/abuse | 6- emotional deprivation |
| 7- defectiveness/unlovability | 8- social isolation/ alienation |
| 9- impaired autonomy/performance | 10- vulnerability to harm or illness |
| 11- enmeshment | 12- failure to achieve |
| 13- entitlement/ superiority | 14- insufficient self- concipline |

- | | |
|--|------------------------------------|
| 15- subjugation | 16- actig out |
| 17. admiration/ recognition- seeking | 18- pessimism/ worry |
| 19- emotional inhibition | 20- unrelenting standards |
| 21- self- punitivness | 22- psychological distress |
| 23-self-esteem | 24-Beck Depression Inventory (BDI) |
| 25- Dysfunctional Attitudes Scale | 26-Weissman, A. |
| 27- Personality Diagnostic Questionnaire –Revised (PDQ-R) | |
| 28-Positive Affectivity/ Negative Affectivity Scale (PA/NAS) | |
| 29- Self – Esteem Questionnaire | |
| 30- Symptoms Checklist -90-Revised | |
| 31-Minnesota Multiphase Personality Inventory (MMPI) | |

منابع

- آهی، قاسم. محمدی فر، محمدعلی، و بشارت، محمدعلی (۱۳۸۶). اعتباریابی مقیاس طرح واره سازش‌نایافته (فروکوتاه). *مجله روانشناسی و علوم تربیتی* دانشگاه تهران، ۳۷(۳)، ۵-۲۰.
- آیت الهی، سیدعلیرضا. محمد پور، اصل اصغر. و رجایی فرد، عبدالرضا. (۱۳۸۳). شیوع مراحل مصرف سیگار و همبسته‌های آن در دانش آموزان پسر سال دوم دبیرستان شهر شیراز. *مجله علمی- پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی مازندران*. شماره ۴۳. ۵۶-۶۲.
- غرایبی، بنفشه. (۱۳۷۲). *بررسی پاره‌ای از الگوهای شناختی در بیماران مبتلا به همبندی اضطراب و افسردگی*. پایان نامه کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی. انستیتو روانپزشکی تهران.
- گودرزی، محمدعلی. (۱۳۸۱). بررسی روایی و پایایی مقیاس بک در گروه دانشجویان. *مجله علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه شیراز*. ۲. ۴۹-۶۱.
- مظفری، شهناز. (۱۳۸۲). *بررسی همبسته‌های شادمانی ذهنی بر اساس الگوی پنج عاملی در میان دانشجویان دانشگاه شیراز*. پایان نامه کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی دانشگاه شیراز.
- نجاریان، بهمن و داودی، ایران. (۱۳۸۰). ساخت و اعتباریابی SCL-90-R فرم کوتاه شده، *مجله روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه شهید چمران اهواز*. ۹. ۱۳۶-۱۴۹.
- یانگ، جفری. کلوسکو، ژانت. ویشار، مازحوری. (۱۳۸۶). *طرح‌واره درمانی*. ترجمه حسن حمید پور و زهرا اندوز. تهران: انتشارات ارجمند.
- یانگ، جفری. (۱۳۸۴). *شناخت درمانی اختلالات شخصیت: رویکرد روان‌بند درمانی*. ترجمه حسن حمید و علی صاحبی. تهران: انتشارات ارجمند.
- Abramson, L. Y., Metalsky, G. L.; & Alloy, L. B. (1989). Hopelessness depression: A theory-based subtype of depression. *Journal of Psychology Review*, 96, 358-372.
- Alex, S. Glenn, W. Francesca, E. James, M.; & Caroline, M (2006). Links between parenting and core beliefs: Preliminary psychometric validation of the Young Parenting Inventory. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, 29, 787-802.
- Ariet, S.; & Bemporad, J. (1980). The psychological organization of depression, *Journal of American of Psychiatry*, 1370, 1360-1365.
- Anshacher, H. L. (1992). Alfred Adler's concepts of community feeling and of social interest and the relevance of community feeling for old age. *Journal of Individual Psychology*, 48, 402-412.
- Beck, A.; & Rush, A. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.

- Beck, A.; Steer, R., & Garbin, M. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: 25 years of evaluation. *Journal of Clinical Psychology Review*, 8, 77-100.
- Beck, A. T., & Emrey, G.(1985). *Anxiety disorders and phobias:A cognitive perspective*. New York: Basic Books.
- Beck, A. Ward, C. Mendelson, M.; Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). Inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85.
- Cathy, L.; & Monica, C.(2009). Gender differences in high-risk situations for drinking: Are they mediated by depressive symptoms?. *Journal of Addictive Behaviors*, 34:10-20.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 3, 245-276.
- Coolins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment working models and relationship quality in dating couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58, 644-663.
- Derogatis, L. (1983). *SCL-90-R administration, scoring and procedures manual-II for the revised version and other instruments of the psychopathology rating scale series*. Towson, MD: Clinical Psychometric Research.
- Dobson, K.; & Breiter, H. (1983). Cognitive assessment of depression:reliability and validity of three measures. *Journal Abnormal Psychology*, 92, 107-109.
- Dohr, K. V., Rush, A. J., & Bernstein, I.H.(1989).Cognitive biases and depression. *Journal of Psychology*, 98, 31-40.
- Foa, E. G., & McNenally, R. J. (1986). Sensitivity to feared stimuli in obsessive-compulsives. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, 10, 477-485.
- Glenn, W. Caroline ,M; & Vartouhi, O. (2001). Psychometric properties of the Long and Short Versions of the Young Schema Questionnaire: Core beliefs among bulimic and comparison women. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, 25,137-147.
- Hammon, C., Marks, T., Mayol, A., & Demayo, R.(1985). Depressive self-schemas,life stress, and vulnerability to depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 94, 308-319.
- Hyer, S. E., & Rieder, R.O.(1987). *PDQ-R. Personality Diagnostic Questionnaire-revised*. New York: State Psychiatric Institute.
- Hyer, S. E.; Skodol, A.; Kellman, H.; Oldham, J., & Rosnick, L. (1990).Validity of the Personality Diagnostic Questionnaire –Revised: *American Journal of Psychiatry*, 147, 1043-1048.
- Jill, L.; Michiel, F.; & Vreeswijk, A. (2008). An empirical test of schema mode conceptualizations in personality disorders. *Behavior Research and Therapy*, 46, 854-863.
- Johanson, J.; & Bornstein, R. (1991). Personality Diagnostic Questionnaire –Revised. *Journal of Psychology and Behavioral Assessment*, 13, 61-73.

- John, J.; Joshua, D., & Jacqueline, M. (2004). Tools and tenets of schema therapy: Toward the construct validity of the Early Maladaptive Schema Questionnaire-research version (EMSQ-R). *Journal of Clinical Psychology and Psychotherapy, 11*, 344-352.
- Joreskog, K.G., & Sorbom, B. (2001). *LESREL 8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kaiser, H. (1961). A note on Guttman's lower bound for the number of common factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*, 249-276.
- Klin, P., & Sun, J. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed). New York: Guilford Press.
- Kuiper, N. & Olinger, L. (1988). Dysfunctional attitudes and self-worth contingency model of depression. *Advances in Cognitive-Behavioral Research and Therapy, 5*, 115-142.
- Kwon, S., & Oei, T. (1992). Differential causal roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression. *Journal of Cognitive Therapy and Research, 16*, 309-328.
- Malofeeva, E., Day, J., Saco, X., Young, L., & Ciancio, D. (2004). Construction and evaluation of a number schema and sense test with head start children. *Journal of Educational Psychology, 96*(4), 648-659.
- Mathews, A.; & McLeod, C. (1985). Selective processing of threat cues in anxiety states. *Journal of Behavior Research and Therapy, 23*, 563-569.
- Pascal, A., Christine, A., & Jean, L. (2008). Distress. *International Journal of Geriatric Psychiatry, 23*, 1175-82.
- Rosenberg, S. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Segal, Z. V. (1990). Appraisal of the self-schema. *Psychological Bulletin, 103*, 147-162.
- Skeen, M. (2007). A schema-focused analysis of Philip Carey in W. Somerset Maugham's "Of human bondage". *The Wright Institute, 105*, 481-9.
- Thorsten, K.; & Julia, F. (2008). Psychotherapy of personality disorders and concomitant substance dependence. *Current Opinion in Psychiatry, 2*, 619-632.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 47*, 1063-1070.
- Weissman, A. N. (1979). Dysfunctional Attitudes Scale: A validation study. Dissertation, University of Pennsylvania. Abstracts International. *American Psychology, 10*, 418.
- Young, J.; Norman, S.; & Thomas, J. (1995). *SQ, Journal of Cognitive Therapy and Research, 19*, 295-321.
- Young, J. (1990). *Cognitive therapy for personality disorders: A schema-focused approach*. Professional Resource Exchange, Inc.
- Young, J. (1985). *Young Schema Questionnaire short form, 1st Edition, (YSQ)*. New York: Guilford Press.

- Young, T. (2007), *The relationship between appearance schemas, self-esteem, and indirect aggression among college women* Doctoral thesis. Oklahoma State University. IV-V.
- Zimmerman, M.; & Coryell, W. (1990). Personality diagnostic. *Archives of General Psychiatry*, 47, 527-531.

