Archive of SID

مجلهٔ روانشناسی ۵۴ / سال چهاردهم، شمارهٔ ۲ / تابستان ۱۳۸۹
Journal of Psychology, 2010, 14 (Summer) 182-203

بررسی شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه*

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

دکتر ناصر یوسفی **
دکتر عذرا اعتمادی ***
دکتر فاطمه بهرامی***
دکتر مریم السادات فاتحی‌زاده***
دکتر سید احمد احمدی***

Naser Yousefi. ✉ Ph.D.
Ozra Etemadi, Ph.D.
Fateme Bahrami, Ph.D.
Maryam Sadat Fatehizadah, Ph.D
Seyyed, Ahmad Ahmadi, Ph.D.

چکیده

هدف عمدهٔ تحقیق‌حاضر اعتباریابی‌مقیاس روان بنه‌های سازش‌نایافته اولیه بود. حجم نمونه ۵۷۹ نفر بود که در دو مرحله (مرحلهٔ اول ۳۹٤ و مرحلهٔ دوم ۱۸۵) از بین کلیهٔ دانشجویان سال اول کارشناسی که در سال تحصیلی ۸۸-۱۳۸۷ مشغول به تحصیل در دانشگاه اصفهان بودند، انتخاب شدند و مقیاسهای روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیهٔ و پرسشنامه‌های ملاک را تکمیل نمودند. نتایج به‌دست آمده به شیوهٔ چرخش متمایل از نوع ابلیمین مستقیم، هیجده عامل روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه را نشان داد و با تحلیل عامل تائیدی آنها برازش شدند. ضرایب اعتبار همسانی درونی از جمله آلفای کرونباخ و تصنیف برای ۹۰ ماده و هیجده عامل (به ترتیب با مقدار ۰/۹۱ و ۰/۸٦) رضایت بخش‌بودند. 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 عاطفهٔ مثبت و منفی، پرسشنامه اعتماد به نفس، چک لیست بازنگری شده علائم ۹۰ به ترتیب (۰/۳۷، ۰/۳٤، ۰/٤۰-، ۰/۳۹-، ۰/۳٦/۳۵، و ۰/۳۸) بدست آمده است که در سطح (p<۰۰۰۱) معنادار است. به علاوه، تحلیل واریانس چند متغیری نشان

Abstract

The Purpose of the present research was to validate the EMSs for erly 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 Coranbach, 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

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

** Faculty of Education & Psychology of University Isfahan, I.R. Iran.
✉ Faculty of Literature, Kordestan University, I.R. Iran
Email: naseryoosefi@ yahoo.com, Tel:(+98)918 3763989

www.SID.ir

Archive of SID

داد کـه بـین دانشـجویان دختـر و پسـر بـه‌جـز در عامـل‌هـای هفـتم (وابسـتگی/بی کفـایتی عملـی)، دوازدهم (بازداری هیجانی) و چهـاردهم (اسـتحقاق داشـــتن/ برتـــری داشـــتن) تفاوت وجود ندارد و همچنـین بین گروه‌های سنی پنج‌گانه از لحاظ میزان روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیـه تفاوت وجودندارد. نتایج به‌سـت آمـده از تحلیـل عـاملی بـا تحقیقـات پیشـین هماهنـگ است و باتوجه به روایی و اعتبـار پرسشنامهٔ روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیـه از آن می توان در محیط‌های پژوهشی و بالینی در تشخیص افراد سالم از افراد غیر عادی استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: *مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیـه، اعتباریـابی پرسشـنامه، روایـی، اعتبـار، آسیب‌شناسی شناختی*

(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.

○ ○ ○

● مقدمه

اصطلاح «*روان‌بنه*»، را اولین بار *آدلر*[1] (۱۹۲۹، به نقل از *انشاخر*؛ ۱۹۹۲) به کار برد، وی معتقد بود که آسیب شناسی روانی بازتاب روانی روان‌بنه‌های ناسـالم و روان آزرده است. طبق تعریف *یانگ* (۱۹۹۰) روان‌بنه‌های سازش‌نایافتـه اولیـه، الگـوهـا یـا درون مایه‌های عمیق و فراگیری هستند که در دوران کـودکی یـا نوجـوانی شـکل گرفتـه، در مسیر زندگی تداوم دارند، دربارهٔ رابطه خود با دیگران هسـتند و بـه شـدت ناکارآمدنـد (یانگ، ۲۰۰۷). احتمالاً این واژه با کارهای *پیاژه* تداعی می‌شود، چرا کـه او در مراحـل مختلف رشد شناختی بـه تفصـیل در خصـوص روان‌بنـه بحـث کـرده اسـت(مالوفی و همکاران، ۲۰۰۶). در حوزهٔ شناخت درمانی، بـک (۱۹۶۷)، در اولـین نوشـته‌هـایش بـه مفهوم روان‌بنه اشاره کرد. به اعتقاد او «*روان‌بنه*»، ساختاری شناختی است برای گـزینش، رمزگردانی و ارزیابی محرکهایی که بر ارگانیزم اثر مـی‌گذارنـد (کتـی و مونیکـا، ۲۰۰۹، تورستن و جولیـا، ۲۰۰۸، پاسـکال و کرسـتین، ۲۰۰۸). *سـگال* (۱۹۹۰) بـا جمـع‌بنـدی چندین پژوهش دربارهٔ روان‌بنه‌ها، تعریف زیر را ارائه می‌دهـد: «*عناصـر نظـام‌منـدی از واکنش‌ها و تجارب گذشـته کـه پیکـرهٔ نسـبتاً منسـجم و پایـداری از دانشـی را شـکل می‌دهند که می‌تواند ادراک‌ها و ارزیابی‌های بعدی را هدایت کنـد*» (*یانـگ* و همکـاران، ۱۳۸٤). *یانگ* و همکاران بر این باورند که روان‌بنه‌هـا بـه دلیـل ارضـا نشـدن نیازهـای

www.SID.ir

Archive of SID

هیجانی اساسی «*دلبستگی/ایمن*»[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 خویشتن‌داری در دوران کودکی به وجود آمده‌اند(جیل، میشل و ویرسیویجک، ۲۰۰۸، سکین، ۲۰۰۷). *یانگ* و همکاران (۱۹۹۰) هیجده «مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه»[۳] را بیان می‌کنند که عبارتند از: ۱. «*رهاشدگی*»[٤]، ۲. «*بی‌اعتمادی/ بدرفتاری*»[٥]، ۳. «*محرومیت هیجانی*»[٦]، ٤. «*نقص/ بی‌مهری*»[۷]، ٥. «*انزوای اجتماعی/ بیگانگی*»[۸]، ٦. «*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. «*خویشتن‌داری و خودانضباطی ناکافی*»[۱٤] ۱۲. «*اطاعت*»[۱٥]، ۱۳. «*ایثار*»[۱٦]، ۱٤. «*تأییدجویی/ جلب توجه*»[۱۷]، ۱٥. «*نگرانی/ بدبینی*»[۱۸]، ۱٦. «*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 سازش‌نایافته اولیه گزارش شده است. «مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته 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 نایافته اولیه ۹۰ سوالی ویرایش سوم را بر روی یک نمونه ٥٦٤ نفری از دانشجویان آمریکایی اعتبار یابی کردند.که اعتبار آن را با استفاده از روش همسانی درونی و بازآزمایی به ترتیب ۰/۹٥ و ۰/۸۱ گزارش کردند. روایی همگرای مقیاس را با ابزارهای اندازه‌گیری «*درماندگی روان شناختی*»[۲۲]، «حرمت خود»[۲۳]، «*آسیب‌پذیری شناختی برای نشانگان اختلال افسردگی*» و «*اختلال شخصیت*» مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که روان بنه‌های سازش نایافته اولیه ارتباط منفی با صفات مثبت از قبیل «*اعتماد به نفس*»، «*عاطفهٔ مثبت*» و «*ارتباط مثبت*» با صفاتی از قبیل «*اختلال شخصیت*»، «*درماندگی*»، «*عاطفهٔ منفی*» و «*اختلال عملکرد نگرش*» داشتند. همچنین در پژوهشی روایی و اعتبار مقیاس روان‌بنه‌های سازش نایافته اولیه را بر روی یک نمونه بالینی ۱۸۷ نفری از بیماران اختلال شخصیتی بررسی شد. در این بررسی «*اعتبار*» ابزار با

www.SID.ir

Archive of SID

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* (۲۰۰٤) 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 پرسشنامهٔ دلبستگی و تنیدگی در نوجوانان بررسی کردند روایی معتبر و معنا دار به ترتیب r=۰/٤۱ و r=۰/۳۷ بدست آمد (کولینز و رید، ۱۹۹۹۰). پژوهش *آلیکس، گلین، فرانسسکا* و همکاران (۲۰۰۱) برای بررسی روایی و اعتبار فرم کوتاه و بلند مقیاس روان بنه‌های سازش‌نایافته اولیه بر روی نمونهٔ ٦۰ 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 (۰/۸٦ و ۰/۸۱) گزارش کردند. در پژوهش *گالن، کار ولاین* و *وارتوهای* (۲۰۰٦) روایی و اعتبار این مقیاس بر روی یک نمونه دانشجویی ٤۲۲ 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 پرسشنامهٔ اعتقادات منفی (یانگ، ۱۹۹۵، آریتی و بمپوراد۱۹۸۰). در ایران در پژوهشی که توسط *آهی، محمّدی‌فر* و *بشارت* (۸٦) به منظور بررسی روانی و اعتبار فرم کوتاه مقیاس یانگ (فرم ۷۵سوالی) بر روی دانشجویان انجام شد، نتایج نشان دادکه اعتبار پرسشنامه به دو شیوهٔ همسانی درونی آلفای کرنباخ و بازآزمایی به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۷٦ بود و همچنین نتایج نشان داد که رابطه‌ی خرده مقیاس‌های SQ-SF و SCL۲۵ دارای اعتبار سازه کافی برای استفاده در جامعهٔ 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).

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعات نشان می‌دهد در زمینهٔ روان‌بنه‌ها در داخل و خارج کشور پژوهشها رو به افزایش است، همچنین، اغلب روانشناسان و روان پزشکان برای تشخیص و اندازه گیری 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، روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه می‌باشد. در حال حاضر در مراکز درمانی، درمانگران برای تشخیص و شناسایی روان‌بنه‌های 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 نتیجهٔ 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 روان‌بنه‌های سازش‌نایافته*» است (یانگ و همکاران، ۱۹۹۵). بنابراین، روانشناسان در فعالیتهای درمانی در مراکز مشاوره و روان درمانی نیاز مبرم به یک ابزار در زمینهٔ روان‌بنه‌های سازش‌نایافته که به صورت دقیق و با حداقل خطا بتواند ابعاد گوناگون روان‌بنه‌های 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 روان سنجی (اعتبار و روایی) مقیاس میزان اندازه گیری روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه می‌باشد.

● روش

○ «*جامعه آماری*» این تحقیق شامل کلیهٔ 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 (مرحلهٔ اول ۳۹٤ و مرحلهٔ دوم ۱۸۵) از بین کلیهٔ دانشجویان، به صورت تصادفی طبقه‌ای انتخاب شدند که میانگین سنّی، آزمودنی‌های دختر ۲۱/٦۷ سال و با انحراف معیار ۱/٦۸، و میانگین سنّی، آزمودنی‌های پسر ۲۲/۸٤ سال و با انحراف معیار ۱/۹۷ بود.

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

www.SID.ir

Archive of SID

استفاده شده است. با استفاده از این شیوه، برای انتخاب عامل یا عامل‌ها از دو شاخص استفاده کرده ایم: ۱. «*ملاک کایزر*»، (۱۹٦۱) که مشخص می‌کند که فقط عاملها با مقادیر ویژه بیشتر از ۱ چرخش دهیم و ۲. «*آزمون اسکری کتل*» (۱۹٦٦)که یک روش در خصوص تصمیم گیری 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 باز نگری شده، نسخه اخیر که ویرایش سوم آن است. روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه را در ۱۸ حیطهٔ عمده ارزیابی می‌کند چون طبق نظریه *یانگ* روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه، الگوها یا درون مایه‌های عمیق و فراگیری هستند که در در دوران کودکی یا نو جوانی 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 شامل۹۰ ماده است. هر ماده به وسیله مقیاس درجه‌بندی با ٦ 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 انداز ه گیری روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه بین ۱ تا ٦ می‌باشد، که نمرهٔ 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 ۰/۸٦)، در دختران (به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸٤) و در پسران (به ترتیب، ۰/۸٤، 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 واژه گزینی برگردانده شد و برای اطمینان بیشتر از صحت ترجمه و مطابقت دو نسخه انگلیسی و فارسی، ترجمه فارسی آن در اختیار دو نفر مسلّط 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. سر انجام

www.SID.ir

Archive of SID

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. *گودرزی* (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 کرونباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۲ و۰/۷۳) به دست آمد.

□ ***مقیاس اختلال کارکرد نگرشی(DAS)***[۲۵]: این مقیاس توسط *ویزمن*[۲۶] (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 (غرایی، ۱۳۷۲). در پژوهش حاضر اعتبار به شیوه آلفای کرونباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۰ و۰/۷۲) به دست آمد.

□ ***نسخه بازنگری شدهٔ پرسشنامهٔ تشخیص شخصیت (PDQ-R)***[۲۷]: این پرسشنامه نسخهٔ بازنگری شدهٔ *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 پرسشنامهٔ 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 شیوهٔ آلفای

www.SID.ir

Archive of SID

کرونباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۵ و۰/۷٤) به دست آمد.

□ ***مقیاس عاطفهٔ منفی/ عاطفهٔ مثبت (PA/NAS)*** [۲۸]: این مقیاس توسط *واتسون، کلارک و تله‌گن* (۱۹۸۸) برای اندازه‌گیری «*عاطفهٔ مثبت*» (PA) و «*عاطفهٔ 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 شیوهٔ بازآزمایی ۰/٦٥ و ٦٨ بدست آمده است. در این پژوهش اعتبار مقیاس به شیوهٔ همسانی درونی (آلفای کرونباخ) برای «عاطفهٔ مثبت» و «عاطفهٔ منفی» به ترتیب ۰/۷٦ و ۰/۸۱، و تصنیف ۰/۷۳ و ۰/۷۹ به‌دست آمد.

□ ***پرسشنامه حرمت خود روزنبرگ (SEQ)***[۲۹]: این پرسشنامهٔ شامل ۱۰ ماده است که حرمت خود نفس را می‌سنجد. مواد براساس مقیاس ۱ تا ٤ درجه‌بندی می‌شوند و نمره‌گذاری مقیاس از ۱۰ تا ٤۰ می‌باشد. دامنهٔ نمرات اعتماد به نفس از ۱۰ تا ٤۰ می‌باشد که نمرات پایین تر، اعتماد به نفس بالاتر را نشان می‌دهد. روزنبرگ (۱۹٦٥) اعتبار پرسشنامه را باشیوهٔ بازآزمایی با فاصله دو هفته ۰/۸٥ و همبستگی ۰/٥٦ بین پرسشنامه اعتماد به نفس و مقیاس‌های روان شناسی مرتبط با اعتماد به نفس را گزارش کرده‌اند. در بررسی اعتبار آن در ایران به شیوهٔ بازآزمایی با فاصله زمانی دو هفته ۰/۷٥ و آلفای کرونباخ ۰/۸۷ در بین دانش آموزان بدست آمده است(آیت الهی، محمد پور، رجایی فرد، ۱۳۸۳). در پژوهش حاضر اعتبار به شیوه آلفای کرونباخ و تصنیف به ترتیب (۰/۷۷ و۰/۷٥) به دست آمد.

□ ***چک لیست بازنگری شده علائم ۹۰(SCL-90-R)***[۳۰]: این ابزار شامل ۹۰ ماده خود گزارش دهی است که ۹ بعد را می‌سنجد. هر ماده با ٥ 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 ۰/۷٥ تا ۰/۸۹ گزارش کرده اند و اعتبار همگرایی بالایی برای آن در ارتباط با «*سیاههٔ شخصیتی چند وجهی مینه سوتا*»[۳۱]، بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۳ گزارش کرده‌اند. اعتبار مقیاس SCL-90-R در ایران به شیوه ی آلفای کرونباخ ۰/۸٦ و به شیوهٔ بازآزمایی ۰/۷٦ در میان دانشجویان گزارش شده است (نجاریان و داودی،۱۳۸۰).

www.SID.ir

Archive of SID

○ «شیوهٔ 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 ٤٥ دقیقه در آخر ساعت تدریس تکمیل کردند و در همان ساعت پرسشنامه از آزمودنیها تحویل گرفته می‌شد، ضمنا جهت رعایت اخلاق پژوهشی تمام دانشجویان نمونه آگاه شدند که این اطلاعات به منظور اهداف پژوهشی جمع آوری می‌شود و در مورد پنهان ماندن هویت پاسخ دهندگان اطمینان داده شد. همچنین ذکر شدکه علاقمندان می‌توانند با ارائه پست الکترونیکی از نتایج پژوهش آگاه شوند. در مرحلهٔ اول، ٤٠٠ نفر از بین کلیهٔ دانشجویان به صورت تصادفی طبقه‌ای انتخاب شدند. در این مرحله ٦ پرسشنامه به صورت ناقص عودت داده شد که از فهرست پرسشنامه‌ها حذف شدند و در نهایت در این مرحله تعداد نمونه به ٣٩٤ (٢٠٤ دختر و١٩٠ پسر) نفر کاهش یافت. در مرحله دوم جهت بررسی روایی پرسشنامهٔ، ٢٠٠ نفر (٩١ مرد، ١١٩ زن) از بین کلیهٔ دانشجویان به صورت تصادفی طبقه‌ای از بین بین کلیهٔ دانشجویان انتخاب شدند و یک بسته از ابزار خود ـ گزارش دهی از پرسشنامه‌ها را کامل کردند. در این مرحله ١٥ پرسشنامه به دلیل مخدوش بودن، حذف و از تحلیل خارج شدند و در نهایت تعداد نمونه به ١٨٥ نفر (٨٥ دختر و١١٠پسر) 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 ١ و ٢ ملاحظه می‌شود، دانشجویان به ترتیب در ماده‌های ٧٨ (٣/٢١)، ٢٧ (٣/٠٦) و ١٠ (٣/٠١)، بالاترین میانگین و در ماده‌های ٦٥ (١/١٢)، ٢٠ (١/٦٦) و ٦١ (١/٦٩)کمترین میانگین از بین ماده‌های سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه به دست آورده اند. همچنین با استفاده از تحلیل تمایزات نقطه برش برای این ابزار ٢/١٧ محاسبه شد به این معنا که اگر فردی نمرهٔ روان‌بنه او بالاتر از ٢/٤٨ بشود، دارای روان‌بنه سازش‌نایافته است و اگر زیر این نمره دریافت کند، دارای روان‌بنه سازش‌نایافته نمی‌باشد. همچنین حساسیت پرسشنامه ٦٧/٩ درصد و ویژگی آن ٧٨/٤ درصد بر آورد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

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	۱/۲۲	۶۴	۲/۱۴	۱/۱۹
۵	۲/۷۸	۱/۸۹	۳۵	۲/۶۷	۱/۲۳	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	۱/۲۱
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	۲/۲۴	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	۲/۲۱	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	۲/۲۳	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	۱/۲۳	۵۹	۱/۹۰	۱/۲۱	۸۹	۲/۸۹	۱/۴۱
۳۰	۲/۷۶	۲/۷۷	۶۰	۲/۴۹	۱/۶۶	۹۰	۲/۳۷	۰/۷۸

www.SID.ir

Archive of SID

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

جنس	دامنه نمرات (۱-۶)	فراوانی در نمرات (۱-۶)	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	-۰/۰۰۰۰۰۰۳
مذکر	۲	۴۳	۷۵/۸۸	-۰/۰۴۹	۵۰/۴۹	-۰/۰۰۰۰۰۰۳
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 درجامعه) از آزمون کرویت بارتلت (۱۹۵۰) استفاده شد. همچنین برای بررسی کفایت نمونه و مناسب بودن داده‌های جمع آوری شده برای تحلیل عاملی، از آزمون کازیر- میر (۱۹۶۱) یا KMO استفاده شد، که نتایج آن در جدول۳ آمده است. یافته‌های این جدول نشان داد که شاخص (KMO=۰/۷۱) می‌باشد و مقدار مجذورکای محاسبه شده برای آزمون کرویت بارتلت (۱۷۳۶٤/۲۸)بدست آمده که در سطح آماری (p<۰/۰۰۰۱) معنی دار می‌باشند. یعنی فرض واحد بودن ماتریس همبستگی رد شد و داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی و حجم نمونه کفایت می‌کند (کایزر، ۱۹۶۱).

جدول۳- 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

www.SID.ir

Archive of SID

همانگونه که در جدول ٤ مشاهده می‌شود، ضرایب آلفای کرونباخ و تنصیف پرسشنامهٔ روان‌بنه‌های سازش‌نایافته 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.

جدول۴ - ضرایب همسانی درونی (آلفای کرونباخ و تنصیف) پرسشنامهٔ روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه در عامل‌ها

تعداد		کل نمونه		دانشجویان پسر		دانشجویان دختر	
عامل‌ها	ماده‌ها	آلفای کرنباخ	دونیمه کردن	آلفای کرنباخ	دونیمه کردن	آلفای کرنباخ	دونیمه 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 رابطهٔ 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 دارهستند. در این تحلیل، عامل اول (رهاشدگی، بی ثباتی)، با ارزش ویژه ۲/٤٤، معادل ۲/۷۱ درصد کل واریانس را تبیین می‌کند که بیشترین مشارکت را در تبین واریانس سیاهه فوق برعهده دارد و عامل هیجدهم (خویشتن داری ناکافی/خود انضباطی) با ارزش ویژه ۱/۳۵، معادل ۱/۵۱درصد کل واریانس را تبیین می‌کند که کمترین مشارکت را در تبین واریانس سیاهه فوق برعهده دارد. در این تحلیل، میزان واریانس مشترک بین متغیرها برای ۱۸ عامل بر روی هم برابر با ۳٦/۸۵ درصد کل واریانس را تبیین می‌کنند.

www.SID.ir

Archive of SID

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

عامل‌ها	سؤالات					بار عامل‌ها					مقدارویژه (آیگن)	درصد واریانس	درصد تراکمی
۱. رهاشدگی،بی ثباتی	۷۴	۵۶	۳۸	۲۰	۲	۰/۷۱	۰/۶۲	۰/۵۹	۰/۸۷	۰/۶۷	۲/۴۴	۲/۷۱	۲/۷۱
۲. انزوای اجتماعی/بیگانگی	۷۶	۵۸	۴۰	۲۲	۴	۰/۳۹	۰/۸۱	۰/۷۶	۰/۶۷	۰/۷۶	۲/۴۱	۲/۶۷	۵/۳۸
۳. نگرانی/بدبینی	۸۹	۷۱	۵۳	۳۵	۱۷	۰/۶۰	۰/۵۷	۰/۷۱	۰/۷۳	۰/۸۱	۲/۳۷	۲/۶۴	۸/۰۲
۴. بازداری هیجانی	۸۴	۶۶	۴۸	۳۰	۱۲	۰/۶۷	۰/۵۶	۰/۷۳	۰/۶۴	۰/۶۹	۲/۱۸	۲/۴۲	۱۰/۴۴
۵. وابستگی/بی کفایتی عملی	۷۹	۶۱	۴۳	۲۵	۷	۰/۵۳	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۷۱	۰/۷۳	۲/۱۵	۲/۳۸	۱۲/۸۲
۶. تحسین/جستجوی معروفیت	۸۸	۷۰	۵۲	۳۴	۱۶	۰/۵۶	۰/۶۲	۰/۷۳	۰/۶۷	۰/۶۳	۲/۰۷	۲/۳۱	۱۵/۱۳
۷. محرومیت هیجانی	۷۳	۵۵	۳۷	۱۹	۱	۰/۵۶	۰/۶۳	۰/۶۷	۰/۷۱	۰/۵۶	۱/۹۷	۲/۱۸	۱۷/۳۱
۸. آسیب نسبت به ضرر و بیماری	۸۰	۶۲	۴۴	۲۶	۸	۰/۴۷	۰/۵۵	۰/۶۵	۰/۷۴	۰/۶۵	۱/۹۱	۲/۱۲	۱۹/۴۳
۹. گرفتاری	۸۱	۶۳	۴۵	۲۷	۹	۰/۵۴	۰/۴۶	۰/۶۴	۰/۷۱	۰/۶۷	۱/۸۷	۲/۰۷	۲۱/۵۰
۱۰. اطاعت	۸۲	۶۴	۴۶	۲۸	۱۰	۰/۶۵	۰/۷۰	۰/۴۷	۰/۵۱	۰/۵۴	۱/۶۸	۱/۸۷	۲۳/۳۷
۱۱. معیارهای سختگیرانه	۸۵	۶۷	۴۹	۳۱	۱۳	۰/۴۷	۰/۵۸	۰/۶۱	۰/۵۳	۰/۶۸	۱/۶۷	۱/۸۵	۲۵/۲۲
۱۲. (خود تنبیهی)	۹۰	۷۲	۵۴	۳۶	۱۸	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۵۶	۰/۶۱	۰/۶۷	۱/۶۵	۱/۸۳	۲۷/۰۵
۱۳. (نقص/بی مهری)	۷۷	۵۹	۴۱	۲۳	۵	۰/۴۴	۰/۴۹	۰/۵۳	۰/۶۳	۰/۷۱	۱/۶۱	۱/۷۸	۲۸/۸۳
۱۴. (بی اعتمادی/سوء رفتار)	۷۵	۵۷	۳۹	۲۱	۳	۰/۵۴	۰/۴۳	۰/۵۶	۰/۷۶	۰/۴۷	۱/۵۸	۱/۷۵	۳۰/۵۸
۱۵. (شکست درپیشرفت)	۷۸	۶۰	۴۲	۲۴	۶	۰/۴۸	۰/۴۰	۰/۴۳	۰/۶۵	۰/۷۲	۱/۵۱	۱/۶۷	۳۲/۲۵
۱۶. (ایثاریافداکاری)	۸۳	۶۵	۴۷	۲۹	۱۱	۰/۶۴	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۳۸	۰/۶۸	۱/۴۲	۱/۵۷	۳۳/۸۲
۱۷. (برتری داشتن)	۸۶	۶۸	۵۰	۳۲	۱۴	۰/۵۳	۰/۴۹	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۵۱	۱/۳۶	۱/۵۲	۳۵/۳۴
۱۸. (خویشتن داری ناکافی)	۸۷	۶۹	۵۱	۳۳	۱۵	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۱	۱/۳۵	۱/۵۱	۳۶/۸۵

همانطور که در جدول ٦ 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 ۰/٦۹ است. این همبستگی‌ها بین مقیاس‌ها به جز در خرده مقیاسهای استحقاق بودن/ برتری داشتن با اطاعت و وابستگی/ بی کفایتی عملی با رهاشدگی/ بی ثباتی که با علامت ستاره(*) در جدول مشخص شده اند، در بقیهٔ مقیاسها از نظر آماری معنا دار هستند ($p<۰/۰۰۱$).

روایی «*سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه*» در ارتباط با مفاهیم مبتنی بر سازه‌های از قبیل اعتماد به نفس، درماندگی روان شناختی، صفات اختلال شخصیتی، و اختلال کارکردی نگرشی، عاطفه ی 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 عاطفهٔ مثبت داشته باشند و ارتباط مثبت با صفاتی از قبیل اختلال شخصیت، درماندگی، عاطفهٔ منفی و اختلال عملکرد نگرش داشته باشند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۶- ماتریس درون همبستگی ۱۸ خرده مقیاس سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته 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/بی ثباتی	۰/۴۶	۱																
۳. بی اعتمادی/بدرفتاری	۰/۶۷	۰/۶۹	۱															
۴. انزوای اجتماعی	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۴۲	۱														
۵. نقص/بی مهری	۰/۴۱	۰/۵۹	۰/۵۸	۰/۵۱	۱													
۶. شکست درپیشرفت	۰/۳۶	۰/۳۴	۰/۳۳	۰/۳۶	۰/۳۷	۱												
۷. وابستگی/ بی 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	۰/۵۱	۰/۴۸	۱								
۱۱. ایثار(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	۰/۱۱*	۰/۴۶	۰/۴۷	۰/۴۷	۱				
۱۵. خویشتن داری	۰/۴۳	۰/۵۸	۰/۳۷	۰/۵۱	۰/۵۷	۰/۴۵	۰/۴۳	۰/۳۹	۰/۶۱	۰/۴۸	۰/۴۴	۰/۴۱	۰/۴۰	۰/۴۹	۱			
۱۶. تحسین/جلب توجه	۰/۳۷	۰/۴۲	۰/۵۶	۰/۴۶	۰/۴۷	۰/۴۳	۰/۴۲	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۱	۰/۴۱	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۳۷	۰/۳۴	۱		
۱۷. نگرانی/بدبینی	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	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۴۶	۱	
۱۸. خود-تنبیهی	۰/۴۴	۰/۴۸	۰/۴۵	۰/۵۱	۰/۳۸	۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۴۵	۰/۴۲	۰/۳۷	۰/۳۲	۰/۳۴	۰/۴۳	۰/۴۱	۰/۳۷	۰/۴۶	۰/۵۳	۱

$p<۰/۰۰۱$

جدول ۷- ضرایب روایی همگرای و واگرایی عاملهای سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته 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

$p <۰۰۰۱$ ، $n=۱۸۵$

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۷، ضرایب روایی، معنادار بین عاملهای سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه با «*سیاهه افسردگی بک*»، «*مقیاس اختلال کارکرد نگرشی*»، «*پرسشنامهٔ تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده*»، «*مقیاس عاطفهٔ مثبت و منفی*»، «*پرسشنامه حرمت خود*»، «*بازنگری چک لیست علائم*» را نشان می‌دهد. که در همهٔ آنها رابطه در سطح معنا داری بوده است (p<۰۰۰۱).

□ *ب: تحلیل عامل تاییدی* در این پژوهش برازش الگو عاملی با استفاده از مجذور خی، ریشهٔ 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)

جدول۸- شاخصهای برازش الگو عاملی برای پرسشنامه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته

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

در این بخش رابطهٔ هر گویه با هر عامل براساس الگوی *یانگ* و همکاران(۱۹۹۰) در نظر گرفته شد و الگو برازش گردید. شاخص T برای کلیهٔ مسیرها معنادار (T>۱/۹۶) بدست آمد. مقدار خی دو ٤۲۵۸، مقدار ریشه‌ی خطای میانگین مجذورات برآورد (RMSEA) ۰/۰٤، شاخص نرم نشدهٔ برازندگی(NNFI)۰/۹۵، شاخص ملاک تطبیقی آکائیک (AIC) ٤۹۷، 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، نشان‌دهندهٔ کفایت و روایی بسندهٔ 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/بی کفایتی عملی)، عامل دوازدهم (بازداری هیجانی) و عامل چهاردهم (استحقاق داشتن/ برتری داشتن) می‌باشد که میزان آن در دانشجویان پسر یعنی در

www.SID.ir

Archive of SID

عاملهـای «*اسـتحقاق داشـتن/ برتـری داشـتن عملـی*» (۱٤/۱۲) و «*بـازداری هیجـانی*» (۲۱/۷٦) بالاتر از دانشجویان دختـر (۱۱/۵۳)، (۸/۰۷) بـود. در حالیکـه در دانشـجویان دختر میزان «*وابستگی/ بی کفایتی عملی*»(۱۷/۱٦)، بالاتر از دانشجویان پسر(۹/٦٤) بـود. همان طور که در جدول ۹ ملاحظه می‌شود، گروههای سنی پـنج گانـه در کـل سـیاهه و عامل‌های هیجده گانه از نظر میزان روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه تفاوت ندارند.

جدول۹- نتایج نسبت t و تحلیل واریانس چند متغیری(MANOVA) روان‌بنه‌های سازش‌نایافته برحسب جنس و گروه سنی

متغیر مستقل									
	جنس				سن				
متغیر وابسته	درجه آزادی	نسبتT	سطح P	مجموع مجذورات	درجه آزادی	میانگین مجموع مجذورات	نسبتF	سطح P
عامل۱	۱	۱/۵۲	۰/۱۷۵	۷۹۱/۱۳	۴	۱۹۷/۷۸	۰/۹۶	۰/۳۲۴
عامل۲	۱	۲/۱۳	۰/۲۷۴	۴۱۳/۵۶	۴	۱۰۳/۳۹	۲/۲۸	۰/۲۶۷
عام۳	۱	۴/۵۷	۰/۳۲۷	۳۴۷/۶۳	۴	۸۶/۹۰	۰/۸۹	۰/۳۵۶
عام۴	۱	۱/۷۶	۰/۲۹۱	۳۸۹/۷۴	۴	۹۷/۴۳	۲/۰۱	۰/۳۲۴
عامل۵	۱	۵/۰۱	۰/۲۴۳	۷۸۳/۱۵	۴	۱۹۵/۷۸	۱/۰۲	۰/۲۱۶
عامل۶	۱	۲/۲۷	۰/۴۱۷	۴۵۳/۷۶	۴	۱۱۳/۴۴	۲/۳۴	۰/۲۵۷
عامل۷	۱	۱/۶۹	۰/۰۰۱	۳۶۳/۲۷	۴	۹۰/۸۱	۰/۷۸	۰/۵۱۱
عامل۸	۱	۵/۲۷	۰/۲۳۲	۳۷۲/۵۱	۴	۹۳/۱۲	۲/۶۷	۰/۳۱۲
عامل۹	۱	۲/۱۸	۰/۴۰۷	۸۳۳/۵۱	۴	۲۰۸/۳۸	۱/۲۳	۰/۲۳۱
عامل۱۰	۱	۱/۷۷	۰/۱۹۶	۳۹۱/۱۶	۴	۹۷/۷۹	۲/۶۷	۰/۳۱۱
عامل۱۱	۱	۵/۲۵	۰/۲۵۷	۳۷۹/۷۵	۴	۹۴/۹۳	۱/۱۹	۰/۴۱۳
عامل۱۲	۱	۲/۲۵	۰/۰۰۱	۳۶۱/۵۶	۴	۹۰/۳۹	۲/۲۳	۰/۵۱۲
عامل۱۳	۱	۱/۷۸	۰/۱۸۲	۷۶۲/۲۵	۴	۱۹۰/۵۶	۱/۶۷	۰/۶۱۲
عامل۱۴	۱	۵/۳۰	۰/۰۰۱	۴۳۷/۴۸	۴	۱۰۹/۳۷	۲/۸۹	۰/۳۱۵
عامل۱۵	۱	۲/۲۰	۰/۵۳۴	۳۸۹/۲۱	۴	۹۷/۳۰	۰/۸۷	۰/۵۱۱
عامل۱۶	۱	۱/۷۸	۰/۱۶۱	۴۱۲/۱۴	۴	۱۰۳/۰۳	۲/۵۳	۰/۳۱۴
عامل۱۷	۱	۵/۱۱	۰/۲۱۱	۸۲۰/۲۱	۴	۲۰۵/۰۵	۱/۷۶	۰/۳۳۱
عامل۱۸	۱	۲/۲۲	۰/۳۲۴	۴۰۵/۷۱	۴	۱۰۱/۴۲	۲/۸۹	۰/۱۷۲
کل پرسشنامه	۱	۲/۱۸	۰/۲۳۶	۱۰۲۳/۱۲	۴	۲۵۵/۷۸	۱/۶۱	۰/۵۲۱

● بحث

○ همان گونه که قبلاً بیان شد، هدف عمده این تحقیق« *بررسی اعتبار و روایی سیاهه روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه در جامعهٔ ایران*» می‌باشـد. ایـن پـژوهش تحلیلـی منطقـی از «*سیاهه‌های روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه*» که به وسیله *یانگ* (۱۹۹۵) و بـه طـور هدفمنـد بیان نمود، به‌دست می‌دهد. تحلیل از نمونه دانشجویان بر اساس آنچه بـه وسـیله *یانـگ*

www.SID.ir

Archive of SID

بیان شده بود، ۱۸ عامل بدست می‌دهد. ساختار عاملی به دست آمده در نمونه دانشجوی با استفاده ازچرخش متمایل (ابلیمین) مشابه ساختار عاملی در نمونه‌های آمریکای است (گالن، کار ولاین و وارتوهای، 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 تبین شدهٔ 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 جامعهٔ دانشجویی می‌باشد. یعنی، این ابزار یک سازهٔ یک بعدی نیست و همزمان چند سازه را اندازه گیری می‌کند. ضرایب همسانی درونی «سیاهه روان‌بنه‌های سازش‌نایافته 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 روان‌بنه‌های سازش‌نایافته اولیه*» با «*سیاهه افسردگی بک*»، «*مقیاس اختلال کارکردی نگرشی*»، «*پرسشنامهٔ تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده*»، «*مقیاس عاطفهٔ مثبت و منفی*»، «*پرسشنامهٔ حرمت خود روزنبرگ*»، «*مقیاس بازنگری چک لیست علائم ۹۰*» بر روی ۱۸۵ نفر (۸۵ دختر و۱۱۰پسر) همگی معنادار بودند. این یافته‌ها که در مطالعهٔ دوم (گام ۲) بدست آمد تبیین می‌کند که «*سیاهه روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه*» ارتباط معنی‌داری با هر دو محور I و محور II دارد، که به وسیلهٔ «*پرسشنامهٔ تشخیص شخصیت نسخه بازنگری شده*» اندازگیری شد. «*روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه*» با درماندگی روان‌شناسی که به وسلیهٔ GSI از «*مقیاس بازنگری چک لیست علائم ۹۰*» اندازگیری شد، رابطه دارد. ارتباط بین خرده مقیاسها در «*روان‌بنه سازش‌نایافته اولیه*» و پرسشنامه‌های ملاک با مطالعات (یانگ و همکاران، ۱۹۹۵) و (آبراومسونو همکاران، ۱۹۸۹) همخوانی دارد. به همین منوال با «*مقیاس‌های اختلال کارکردی نگرشی*» و «*عاطفهٔ مثبت و منفی*» همسان و همخوان است (بک و ایمیری، ۱۹۸۵).

www.SID.ir

Archive of SID

○ در این تحقیق بین دانشجویان دختر و پسر در عامل‌ها و گروه‌های سنی پنجگانه از لحاظ میزان «*روان‌بنه سازش‌نایافته 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 نظریهٔ *یانگ* و همکاران (۱۹۹۰) بود که اعتقاد دارند روان‌بنه‌ها در سنین کودکی و نو جوانی شکل می‌گیرند و در سنین بعدی فراخوانده می‌شوند و از لحاظ جنس در شکل گیری روان‌بنه تفاوتی وجود ندارد (یانگ،۱۹۹۰،ص ۱۹٤). 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 «*روان‌بنه سازش‌نایافته*» 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 «*پرسشنامهٔ 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- entitelment/ superiority
14- insufficient self- concipline

www.SID.ir

Archive of SID

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 (۱۳۸٦). 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. *مجلهٔ علمی- پژوهشی دانشگاه علوم پزشکی* مازندران. شماره ٤۳. ٥٦-٦۲.
- **غرایی، بنفشه .(۱۳۷۲). *بررسی پاره‌ای از الگوهای شناختی در بیماران مبتلا به همبودی اضطراب و افسردگی*. پایان نامه کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی. انستیتو روانپزشکی تهران.**
- گودرزی، محمدعلی. (۱۳۸۱). بررسی روایی و پایایی مقیاس بک در گروه دانشجویان. *مجلهٔ علوم انسانی و اجتماعی* دانشگاه شیراز. ۲. -٤۹-٦۱.
- مظفری، شهباز.(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 واعتبار یابی SCL-90-Rفرم کوتاه شده، *مجله روانشناسی و علوم تربیتی* دانشگاه شهید چمران اهواز. ۹. ۱۳٦- ۱٤۹.
- یانگ، جفری. کلوسکو، ژانت.، ویشار، مازحوری. (۱۳۸٦). *طرح‌واره درمانی*. ترجمهٔ حسن حمید پور و زهرا اندوز. تهران: انتشارات ارجمند،
- یانگ، جفری. (۱۳۸٤). *شناخت درمانی اختلالات شخصیت: رویکرد روان‌بنه درمانی*. ترجمهٔ 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.

www.SID.ir

Archive of SID

Beck, A.; Steer, R., & Garbin, M. (1988). Psychomitric 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.

Bartlet, M. S. (1950). Thests if 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 foctors. *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.

Hyler,S. E., & Rieder, R.O.(1987). *PDQ-R. Personality Diagnostic Questionnaire-revised*. New York: State Psychiatric Institute.

Hyler, S. E.; Skodol, A.; Kellman, H.; Oldham, J., & Rosnick, L. (1990).Validity of the Personality Diagnostic Questionnaire –Revised**:** *Amrican 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.

www.SID.ir

Archive of SID

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 Guttmans 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**.** *Advancee 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. *Amrican 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, 1rd Edition*, (YSQ). New York: Guilford Press.

www.SID.ir

Archive of SID

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.

○ ○ ○

www.SID.ir