تاریخ دریافت مقاله: ۸۸/۱۰/۲۲
تاریخ بررسی مقاله: ۸۸/۱۱/۰۳
تاریخ پذیرش مقاله: ۹۰/۰۳/۲۳

مجله دست آوردهای روان‌شناختی
(علوم تربیتی و روان‌شناسی)
دانشگاه شهید چمران اهواز، بهار و تابستان ۱۳۹۰
دوره‌ی چهارم، سال ۱۸-۳، شماره‌ی ۱
ص‌ص: ۱۱۸-۹۳

بررسی ساختار عاملی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه) در شهر تهران

مهناز غیاثی *
حسین مولوی **
حمید طاهر نشاط دوست ***
مژگان صلواتی ****

چکیده

این پژوهش، با هدف بررسی ساختار عامل پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) در دو گروه افراد بالینی و غیربالینی در شهر تهران انجام شد. جامعه‌ی آماری پژوهش عبارت بود از تمامی افراد بالینی و غیربالینی در شهر تهران در تابستان و پاییز سال ۱۳۸۷. نمونه‌ی غیربالینی، ۴۷۰ نفر (مرد= ۱۶۵ نفر، زن= ۳۰۵ نفر) از افرادی بودند که به کلینیک‌های ارایه‌دهنده‌ی خدمات روانشناختی و روانپزشکی مراجعه نکرده بودند و گروه بالینی ۸۲ نفر (مرد= ۳۷ نفر، زن= ۴۵ نفر) از افرادی بودند که تشخیص روانپزشکی بر مبنای DSM IV-TR را دریافت کرده بودند. افراد شرکت‌کننده در دو گروه به شیوه‌ی نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند. کلیه‌ی آزمودنی‌ها به پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه) و مقیاس نگرش‌های ناکارآمد پاسخ دادند.

* کارشناس ارشد روان‌شناسی عمومی، دانشگاه اصفهان (نویسنده مسؤول) m_ghiasi6@yahoo.com
** دکترای تخصصی روان‌سنجی، استاد گروه روان‌شناسی، دانشگاه اصفهان m.molavi@edu.ui.ac.ir
*** دکترای تخصصی روان‌شناسی بالینی، استاد گروه روان‌شناسی، دانشگاه اصفهان
h.neshat@edu.ui.ac.ir
**** دکترای تخصصی روان‌شناسی بالینی، استادیار گروه روان‌پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران
mojgansalavati@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

داده‌ها با روش تحلیل عامل تأییدی، تحلیل ممیز و ضریب همبستگی پیرسون تحلیل شدند. طی تحلیل عامل در گروه غیربالینی، ۱۲ عامل حاصل شد که سه عامل با عامل‌های ۱۸ گانه‌ی یانگ مطابقت کامل داشتند. ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۴، میزان ویژگی بین ۰/۵۷ تا ۰/۷۳، میزان حساسیت بین ۵۱/۲۰ تا ۶۴/۶۰ و میزان روایی همزمان ۰/۶۴ برای عامل‌های استخراج شده به دست آمد. یافته‌های پژوهش نشان داد نقاط برش عامل‌ها به منظور تشخیص سرندی توسط پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه)، قدرت تشخیص بین دو گروه افراد بالینی و غیربالینی را دارد. نتایج این پژوهش، تا حدودی هماهنگ با پژوهش‌های گذشته می‌باشد.

کلیدواژگان: پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ، تحلیل عامل تأییدی، ویژگی‌های روانسنجی، پایایی، روایی

مقدمه

شناخت درمانی[1] به طور گسترده‌یی برای مشکلات روان‌شناختی از قبیل افسردگی[2] (بک، راش، شاو و امری[3]، ۱۹۷۹)، اضطراب (بارلو[4]، ۱۹۸۸؛ راچمن و میسر[5]، ۱۹۸۸) و اختلالات خوردن[6] (فایربورن و کوپر[7]، ۱۹۸۷؛ هسو[8]، ۱۹۹۰) به کار رفته است. با عنایت به اینکه پیشرفت‌های متعدد در روان‌شناسی، بسیاری از فرضیه‌ها و راهبردهای مداخله‌یی شناخت درمانی را به چالش کشیده است (ماهونی[9]، ۱۹۹۳)، بنابراین، یانگ[10] (۱۹۹۰، ۱۹۹۴) از نیاز به رویکردی یکپارچه‌تر در کار با درمانجویان دشوار، مسیر تحقیقی برجسته‌یی به نام طرحواره درمانی[11] را ایجاد کرد که به منظور این هدف، تکنیک‌های میان فردی و تجربه‌یی را در درون یک چارچوب شناختی- رفتاری ترکیب کرد و از مفهوم طرحواره‌ی ناسازگار اولیه[12] در ورای

1- cognitive therapy
2- depression
3- Beck, Rush, Shaw, & Emery
4- Barlow
5- Rachman & Maser
6- Eating disorders
7- Fairburn & Cooper
8- Hsu
9- Mahoney
10- Young
11- schema therapy
12- Early Maladaptive Schemas (EMSs)

Archive of SID

www.SID.ir

رویکرد کوتاه مدت بهره گرفت. این درمان در بهبود افسردگی، اضطراب مزمن، اختلالات خوردن، مسائل زناشویی و مشکلات پایدار در حفظ روابط صمیمانه‌ی ارضاکننده، پیشگیری از عود در میان سوء مصرف کنندگان مواد و مجرمین قانونی مفید گزارش شده است (ریزو، تویت، استاین[۱] و یانگ، ۲۰۰۷؛ بندو[۲]، ۲۰۰۱؛ کالوت، استیوز، لوپز آرویاب و ریوز[۳]، ۲۰۰۵؛ کاوالو[۴]، ۱۹۹۷؛ دلاتر، سروانت، راسینک، لورتی، پارکوت و گادمند[۵]، ۲۰۰۴؛ گلاسر، کمپبل، کالهون، بیتس و پتروسلی[۶]، ۲۰۰۲؛ پتروسلی، گلاسر، کالهون و کمپبل، ۲۰۰۱؛ هریس و کورتین[۷]، ۲۰۰۲؛ راسینک[۸]، ۲۰۰۴؛ استالارد و راینر[۹]، ۲۰۰۵؛ و یانگ، ۱۹۹۴، ۱۹۹۹). مدل متمرکز بر طرحواره، طرحواره‌ها را به عنوان "دور نمایه‌های گسترده و نافذ با توجه به خود شخص، ارتباطش با دیگران، رشد یافته در طی کودکی، پرداخت شده[۱۰] در سراسر مدت زندگی و ناکارآمد تا حد معنی‌دار" تعریف می‌کند. طبق این تعریف، طرحواره‌ها اساساً باورداشت‌های غیرشرطی هستند و به همین خاطر خشک و انعطاف‌ناپذیر بوده و به وسیله‌ی اشخاص به عنوان الگویی برای پردازش تجربه، حفظ و نگهداری و به صورت ابطال‌ناپذیر[۱۱] درک می‌شوند. چون طرحواره‌ها در ابتدای زندگی رشد می‌یابند پس عادی و مسلم یعنی بی‌چون و چرا فرض می‌شوند و خودپنداره و دیدگاه‌های ما را نسبت به جهان و روابطمان را با مردم تعریف می‌کنند. طرحواره‌ها بازنمایی معتبر از تجارب زهرآگین[۱۲] دوران کودکی به شمار می‌آیند. مشکل این است که در گذر زمان الگوهای عمیقاً ریشه‌دار از تفکر تحریف شده و رفتار ناکارآمد می‌شوند. حتی وقتی شواهدی ارایه می‌شود که طرحواره را باطل اعلام

1- Riso, Toit, & Stein
2- Bendo
3- Calvete, Est'evez, L'opez de Arroyabe, & Ruiz
4- Cavallo
5- Delattre, Servant, Rusink, Lorette, Parquet, & Goudemand
6- Gelaser, Campbell, Calhoun, Bates & Petrocelli
7- Harris & Curtin
8- Rusinek
9- Stallard & Rayner
10- elaborated
11- irrefutable
12 noxious experiences

Archive of SID

www.SID.ir

می‌کند، باز هم بسیاری از افراد برای اثبات اعتبار طرحواره‌شان اطلاعات را تحریف می‌کنند. طبق تعریف طرحواره همان طور که اشاره شد، طرحواره‌ها به طور معنی‌دار ناکارآمد هستند یعنی با توانایی فرد جهت ارضای نیازهای اساسی به منظور ثبات و ارتباط، خودمختاری، مطلوبیت[1]، بیان خود[2] و ظرفیت پذیرش محدودیت‌های منطقی تداخل دارند (یانگ، ۱۹۹۴). طرحواره درمانی دو مرحله دارد، مرحله‌ی سنجش و آموزش و مرحله‌ی تغییر. مرحله‌ی سنجش و آموزش، یک فرایند چند بعدی شامل مصاحبه درباره‌ی تاریخچه‌ی زندگی، تکمیل پرسشنامه‌های طرحواره، تکالیف خود- بازنگری و تمرین‌های تصویرسازی ذهنی می‌باشد (یانگ، کلوسکو و ویشار[3]؛ ترجمه‌ی حمیدپور و اندوز، ۱۳۸۶). به این منظور، با بررسی ساختار عامل پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) و توجه به ویژگی‌های روانسنجی عامل‌های استخراج شده از آن می‌توان برآورد دقیقتری از طرحواره‌های ناسازگار اولیه به عمل آورد و اقدام به پی‌ریزی طرح درمان کرد.

مزیت‌ها و تفاوت‌های این ابزار با دیگر ابزارهای موجود بدین شرح می‌باشد: ۱۸ طرحواره‌ی ناکارآمدی را که یانگ مطرح کرده است می‌توان با این ابزار مشخص ساخت، به خصوص که این پرسشنامه توان گروهبندی طرحواره‌ها و نامگذاری آنها را دارد و این موضوعی است که به ندرت در وسایل ارزیابی روانی فعلی مشاهده می‌شود؛ همچنین، با توجه به اینکه عمیق‌ترین سطح شناخت یعنی سطح سوم که طرحواره‌های ناکارآمد در آن قرار دارند قابل مشاهده نبوده و باید مورد استنباط قرار گیرد به دلیل تخصصی بودن این پرسشنامه برای آماج قرار دادن طرحواره‌ها به طور انحصاری و کمبود پرسشنامه‌هایی که با رویکرد درمانی خاصی به سطح سوم شناخت بپردازند، با استفاده از آن برای درمانگران امکان دستیابی آسانتر به این سطح شناخت میسر می‌گردد به خصوص که جهت طرحواره درمانی و مداخلات درمانی کاملاً مشخص و اختصاصی برای طرحواره‌ها، توسط این پرسشنامه به بیماران کمک می‌شود بین مشکلات فعلی و تجارب دوران کودکی خود ارتباط هیجانی برقرار کنند؛ از طرفی چون تعداد گویه‌ها در فرم کوتاه پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ نسبت به فرم بلند آن کمتر

1- desirability
2- self– expression
3- Klosko & Weishaar

Archive of SID

www.SID.ir

است، لذا استفاده از این نسخه مطلوبتر می‌باشد.

این ابزار که نسبتاً جدید می‌باشد و پیشینه‌ی محدودی در مورد آن وجود دارد (ولز[1]، ۲۰۰۷) ابتدا یانگ و همکاران (۱۹۹۰) فرم بلند پرسشنامه را با ۲۰۵ گویه برای سنجش ۱۶ طرحواره ساختند. سپس، فرم کوتاه و نسخه‌ی دوم که هریک ۷۵ گویه برای سنجش ۱۵ طرحواره داشتند از آن استخراج شدند. در نهایت، نسخه‌ی سوم فرم کوتاه که مورد استفاده‌ی این پژوهش می‌باشد با ۹۰ گویه و توانایی سنجش تمامی ۱۸ طرحواره‌ی فرض شده توسط یانگ پس از پژوهش کلاج[2] (۲۰۰۵) بر نسخه‌ی دوم فرم کوتاه (۲۰۰۳)، حاصل شد. در طی این مراحل، ویرایش فرم دوم تجدیدنظر شده و پرسشنامه‌ی تجدیدنظر شده‌ی طرحواره‌های ناسازگار اولیه نیز ایجاد شده‌اند (یانگ و بال، ۱۹۹۹). تاکنون، ساختار عامل و ویژگی‌های روانسنجی عوامل استخراج شده از نسخه‌ی سوم فرم کوتاه بررسی نشده است. ساریاهو، ساریاهو، کاریلا و جوکاما[3] (۲۰۰۹) در بررسی ویژگی‌های روانسنجی ترجمه‌ی فنلاندی نسخه‌ی دوم پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ[4] به ۱۸ ساختار عامل دست یافتند. همچنین، برای نسخه‌ی کوتاه (۷۵ گویه‌یی، ۱۹۹۸) و بلند (۱۹۹۱) پرسشنامه در پژوهش‌های اشمیت، جوینر، یانگ و تلچ[5] (۱۹۹۵) هفده عامل بدون دست‌یابی به ناخوشایندی اجتماعی؛ لی، تایلور و دان[6] (۱۹۹۹) شانزده عامل بدون حصول عدم مطلوبیت اجتماعی؛ صدوقی، آگیلار- وفایی، طباطبایی و اصفهانیان (۱۳۸۷) هفده عامل شامل چهارده طرحواره و ۷۰ گویه؛ آهی، سلیمی‌زاده و برجعلی (۱۳۸۵) دوازده عامل شامل وابستگی/ شکست، بیگانگی، نقص، محرومیت، هیجانی، خویشتن‌داری ناکافی/ فداکردن، آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری، معیارهای ناعادلانه، به هم‌ریختگی، بی‌اعتمادی، بازداری هیجانی، ترک شدن، خودقربانی کردن و استحقاق؛ ولبورن، کوریستین، داگ، پونتفراکت و جوردن[7] (۲۰۰۲) ۷۳ درصد واریانس و پانزده عامل، ریجکبور و وندن‌برگ[8] (۲۰۰۶) شانزده عامل و بارانوف، اویی، چو و

1- Wells
2- Kellog
3- Saariaho, Saariaho, Karila, & Joukamaa
4- Young Schema Questionnaire (YSQ-S2)
5- Schmidt, Joiner, & Telch
6- Lee, Tylor, & Dunn
7- Welburn, Coristine, Dagg, Pontefract, & Jordan
8 - Rijkeboer & Van Den Bergh

Archive of SID

www.SID.ir

کوون[1] (۲۰۰۶) ۶۳/۵۰ درصد واریانس در سیزده عامل شامل ۶۴ گویه گزارش شد. ضریب همبستگی فرم بلند پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (۱۹۹۱) با مقیاس نگرش‌های ناکارآمد در پژوهش اشمیت و همکاران (۱۹۹۵) ۰/۶ گزارش شد. ریجکبور، وندن‌برگ و وندن‌بوت[2] (۲۰۰۵) قدرت تمایز[3] را، ۸۷٪ گزارش داده‌اند. هدف اصلی این پژوهش، بررسی ساختار عامل و ویژگی‌های روانسنجی عامل‌های استخراج شده از پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) در جمعیت غیر بالینی و بالینی می‌باشد.

روش

آزمودنی‌ها

جامعه‌ی آماری پژوهش عبارت بود از تمامی افراد بالینی و غیربالینی در شهر تهران در تابستان و پاییز سال ۱۳۸۷. تمامی شرکت کنندگان، به شیوه‌ی نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. جهت انتخاب افراد گروه بالینی، ۸۲ نفر مرد (n=۳۷) و زن (n=۴۵) طی مراجعه‌ی پژوهشگر به مراکز ارایه دهنده‌ی خدمات روانشناختی و روانپزشکی انتخاب شدند که این افراد بر اساس DSM IV-TR دارای مشکل روان‌شناختی بودند، از دو سال قبل تاکنون روان‌درمانی دریافت نکرده بودند، دارای اختلال‌های روانپریشی، سوء مصرف مواد و شناختی نبودند و در زمان پاسخگویی به پرسشنامه‌ها قادر به برقراری ارتباط بودند. گروه نمونه‌ی غیربالینی، ۴۷۰ نفر مرد (n=۱۶۵) و زن (n=۳۰۵) بود که به کلینیک‌های مربوط به خدمات روان‌شناختی و روان‌پزشکی مراجعه نکرده بودند. در رابطه با حجم نمونه، نمونه‌های بالاتر از ۴۰ نفر در زمره‌ی نمونه‌های بزرگ ذکر شده است (مولوی، ۱۳۸۶).

ابزار

پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه): این پرسشنامه که توسط یانگ (۲۰۰۵) ساخته شده است ابزاری خود-گزارشی با ۹۰ گویه برای سنجش ۱۸ طرحواره‌ی

1 - Baranoff, Oei, Cho, & Kwon
2- Van Dan Bout
3- discriminat power

Archive of SID

www.SID.ir

فرض شده توسط یانگ در ۵ حیطه می‌باشد. هر یک از گویه‌ها با یک طیف لیکرت ۶ درجه‌یی (۱= در مورد من کاملاً غلط است، تا ۶= در مورد من کاملاً صحیح است) درجه‌بندی می‌شوند. به منظور سنجش طرحواره در بررسی بالینی از طریق پرسشنامه‌ی حاضر، در جلسه‌ی درمان، درمانگر در مورد آیتم‌هایی که نمره‌ی بالا (معمولاً ۵ یا ۶) به آنها داده شده است با بیمار به بحث می‌پردازد تا دقیقاً طرحواره‌ها مشخص شوند. یافتن دو گویه دارای بیشترین نمره برای هر طرحواره به این طریق، معمولاً برای تأیید اینکه آن طرحواره وجود دارد، کفایت می‌کند.

۱۸ طرحواره و ۵ حیطه‌ی طرحواره به این شرح است: طرحواره‌های شکست در پیشرفت[۱]، وابستگی/ بی‌کفایتی[۲]، آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری و به‌هم‌ریختگی[۳] در حیطه‌ی خودگردانی و عملکرد مختل[۴]؛ طرحواره‌های خویشتن‌داری/ خودانضباطی ناکافی[۵] و استحقاق[۶] در حیطه‌ی حد و مرزهای مختل[۷]؛ طرحواره‌های محرومیت هیجانی[۸]، ترک‌شدگی[۹]، بی‌اعتمادی[۱۰]، انزوای اجتماعی/ بیگانگی[۱۱] و نقص/ شرم[۱۲] در حیطه‌ی انفصال و طرد[۱۳]؛ طرحواره‌های فدا کردن[۱۴]، خودقربانی کردن[۱۵] و تأییدجویی[۱۶]/ جلب توجه[۱۷] در حیطه‌ی هدایت شدن توسط دیگران[۱۸] و طرحواره‌های بازداری هیجانی[۱۹]، معیارهای ناعادلانه[۲۰]، تنبیه[۲۱]،

1- Failure to Achieve
2- Practical Incompetence
3- Enmeshment
4- Impaired Autonomy and performance
5- Insufficient Self- Control
6- Superiority
7- Impaired limits
8- Emotional deprivation
9- Abandonment
10- Mistrust
11- Social Isolation/ Alienation
12- Defectiveness/ Unlovability
13- Disconnection and Rejection
14- Subjugation
15- Self- Sacrifice
16- Unrelenting Standards
17- Admiration/ Recognition- Seeking
18- other- directedness
19- Emotional Inhibition
20- unrelenting standards
21- punishment

Archive of SID

www.SID.ir

بدبینی/ نگرانی[1] در حیطه‌ی گوش به زنگی بیش از حد و بازداری[2]. پایایی[3] این پرسشنامه با محاسبه‌ی ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۴ گزارش شده است (غیاثی، مولوی، نشاط دوست و صلواتی، ۱۳۸۷). همچنین، پایایی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ با ۷۵ گویه توسط صدوقی و همکاران (۱۳۸۷)، والر، مایر و اوهانیان[4] (۲۰۰۱)؛ آهی و همکاران (۱۳۸۵)؛ ریجکبور، ون‌دن‌برگ و ون‌دن‌بوت (۲۰۰۵)، ولبورن و همکاران (۲۰۰۲) و گلاسر و همکاران (۲۰۰۲) در مقیاس کلی از ۰/۹۴ تا ۰/۹۶ و در زیر مقیاس‌ها به طور کل بین ۰/۶۲تا ۰/۹۳ بوده است.

مقیاس نگرش‌های ناکارآمد[5]: این مقیاس با ۴۰ گویه به منظور سنجش نگرش‌های ناکارآمد در بزرگسالان، توسط ویسمن و بک[6] (۱۹۷۸) تدوین گردیده است و در یک طیف لیکرت ۷ درجه‌یی با دامنه‌ی ۲۸۰-۴۰ نگرش‌ها را ارزیابی می‌کند. دابسون و بریتر[7] (۱۹۸۳) و کیپر و الینگر[8] (۱۹۸۹) پایایی و روایی این مقیاس را در حد کافی گزارش دادند. همچنین فتی، بیرشک، عاطف وحید و دابسون (۱۳۸۳) ضریب بازآزمایی این مقیاس را ۰/۸ و ضریب پایایی با روش دونیمه کردن با تصحیح اسپیرمن- براون[9] را ۰/۸۹ گزارش دادند.

روش اجرا

گروه غیربالینی شامل افرادی مانند دانشجویان، کارکنان ادارات و اشخاص غیر شاغل بودند و گروه بالینی شامل ۳۷/۸۰ درصد دارای افسردگی اساسی، ۱۸/۳۰ درصد دارای وسواس فکری عملی، ۳/۷۰ درصد دارای اضطراب فراگیر، ۱/۲۰ درصد دارای اضطراب اجتماعی، ۲/۴۰ درصد دارای فوبی خاص، ۴/۹۰ درصد دارای اختلال اضطرابی نامعین، ۲/۲۰ درصد دارای اختلال دوقطبی، ۹/۸۰ درصد دارای اختلال هویت جنسی، ۳/۶۰ درصد دارای کژکاری جنسی، ۲/۴۰ درصد دارای اختلال انطباقی و ۱/۲۰ درصد دارای وسواس کندن مو بودند. هر

1- Pessimism/ Worry
2- over vigilance/ inhibition
3- Reliability
4- Waller, Meyer, & Ohanian
5- Dysfunctional Attitude Scale (DAS)
6- Wisseman & Beck
7- Dobson & Breiter
8- Kuiper & Olinger
9- Spearman- Brown

Archive of SID

www.SID.ir

یک از افراد دو گروه، در محدوده‌ی سنی ۵۰-۲۰ سال (میانگین=۳۳ و انحراف استاندارد=۱/۷۱ برای گروه بالینی و میانگین=۲۹ و انحراف استاندارد=۱/۴۸ برای گروه نمونه‌ی غیربالینی) و با مدرک تحصیلی دیپلم یا بالاتر از دیپلم انتخاب شدند.

یافته‌ها

تحلیل عامل‌ها

برای بررسی عامل‌های پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) از تحلیل عامل‌های تأییدی با چرخش آبلیمن استفاده شد. ضریب کیسرز- میر- آلکین[1] ۰/۹۱ به دست آمد که نشاندهنده‌ی کفایت حجم نمونه می‌باشد. مطابق آزمون کرویت بارتلت و سطح معناداری در جدول ۱، پیش فرض کرویت یعنی صفر بودن همبستگی بین متغیرها در جامعه رد می‌شود و می‌توان تحلیل عامل‌ها را انجام داد.

جدول ۱. بررسی کفایت حجم نمونه و آزمون کرویت بارتلت

ضریب کیسرز- میر- آلکین	۰/۹۱
آزمون کرویت بارتلت	۱۷۴۰۳/۷۰
درجه‌ی آزادی	۴۰۰۵
سطح معناداری	۰/۰۰

هریک از عامل‌ها با توجه به محتوا نامگذاری شد. این تحلیل عامل در دو مرحله صورت گرفت. در مرحله‌ی اول، تمامی گویه‌ها وارد تحلیل شدند که طی آن ۶۶ گویه در ۵ ساختار عاملی خالص بارگذاری شد. تعداد گویه‌های بارگذاری شده، میزان آیگن، درصد واریانس استخراج شده و میزان پایایی از طریق محاسبه‌ی ضریب آلفای کرونباخ برای هر یک از ۵ ساختار عاملی خالص در جدول ۲ نشان داده شده است.

در مرحله‌ی دوم، گویه‌های بارگذاری شده در هر یک از ۵ ساختار عاملی خالص، جداگانه مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج در جدول ۳ ارایه شده است. همان طور که مشاهده می‌شود ۱۲

1- Kaiser- Meyer- Olkin

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲. تعداد گویه‌های بارگذاری شده، میزان آیگن، درصد واریانس استخراج شده و ضریب آلفای کرونباخ برای هر یک از ۵ ساختار عاملی خالص (n=۴۷۰)

عوامل خالص	تعداد گویه‌های بارگذاری شده	میزان آیگن	درصد واریانس استخراج شده	ضریب آلفای کرونباخ
عامل خالص اول: انفصال و طرد	۲۳	۱۸/۸۲	۲۰/۹۱	۰/۹۰
عامل خالص دوم: هدایت شدن توسط دیگران	۶	۴/۸۱	۵/۳۵	۰/۷۶
عامل خالص سوم: خودگردانی و عملکرد مختل	۱۵	۲/۸۵	۳/۱۷	۰/۸۴
عامل خالص چهارم: گوش به زنگی بیش از حد و بازداری	۱۳	۲/۵۸	۲/۸۷	۰/۸۱
عامل خالص پنجم: حد و مرزهای مختل	۹	۲/۲۱	۲/۴۵	۰/۶۸
مقیاس کلی	۶۶	۳۰/۲۸	۳۷/۶۰	۰/۹۴

عامل شامل ۱۵ طرحواره از ۱۸ طرحواره‌ی فرض شده توسط یانگ (۲۰۰۵) از این ۵ ساختار استخراج شد. در عامل خالص اول با نام انفصال و طرد، عامل‌های یک تا چهار بارگذاری شد: عامل اول با طرحواره‌های وابستگی/ بی کفایتی (۳ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۷۹، ۶۱، ۴۳)، شکست در پیشرفت (۴ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۷۸،۶۰، ۴۲، ۲۴)، خویشتنداری/ خود انضباطی ناکافی (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۸۷، ۳۳) و بدبینی/ نگرانی (۱گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۵۳) به نام شکست/ وابستگی/ بی کفایتی، عامل دوم با طرحواره‌های انزوای اجتماعی (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۷۶، ۵۸)، فدا کردن (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۸۲)، بازداری هیجانی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۸۴)، نقص/ شرم (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۷۷) و معیارهای ناعادلانه (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۶۷) به نام انزوای اجتماعی/ بازداری هیجانی، عامل سوم با طرحواره‌ی محرومیت هیجانی (۴ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۵۵، ۴۰، ۱۹، ۱) به همین نام و عامل چهارم با طرحواره‌ی نقص/ شرم (۳ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۴۱، ۲۳، ۵) نیز با همین نام، نامگذاری شدند. در عامل خالص دوم با نام هدایت شدن توسط دیگران، عامل پنجم

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۳. عامل‌های استخراج شده و شماره‌ی گویه‌ها و بار عاملی آنها و میزان آیگن، درصد واریانس استخراج شده و آلفای کرونباخ عوامل (n=۴۷۰)

شماره‌ی عوامل	شماره‌ی گویه	محتوای گویه	بار عاملی	میزان آیگن	درصد واریانس استخراج شده	آلفای کرونباخ
عامل خالص اول– انفصال و طرد						
		عامل اول– شکست/ وابستگی				
	۶۰	عدم استعداد کافی در کارها	۰/۷۸			
	۴۲	توانا بودن مردم در کار و موفقیت	۰/۶۷			
	۳۳	زود مأیوس شدن در صورت نرسیدن به هدف	۰/۶۳			
	۷۸	عدم هوش کافی در کار یا تحصیل	۰/۶۱			
	۷۹	عدم احساس کفایت برای حل مشکلات	۰/۶۱	۹/۷۵	۳۲/۵۲	۰/۸۶
	۸۷	پایبندی کم به تصمیمات	۰/۵۶			
	۵۳	وجود مشکل حتی در صورت دقت و احتیاط زیاد	۰/۵۳			
	۶۱	اعتماد نداشتن به قضاوت‌ها	۰/۴۸			
	۲۴	بی‌کفایتی در رسیدن به اهداف	۰/۴۵			
	۴۳	تناسب نداشتن با محیط	/۴۰			
		عامل دوم– انزوای اجتماعی/ بازداری هیجانی				
	۷۶	احساس خارج بودن از گروه‌ها	-۰/۷۱			
	۵۸	احساس بریدن از دیگران و غریبگی	-۰/۶۸			
	۷۷	پذیرفتنی نبودن در جنبه‌های بسیار و عدم توانایی برای نشان دادن خود	-۰/۶۶	۱/۷۳	۵/۷۷	۰/۸۱
	۶۷	احساس فشار برای پیشرفت و انجام کارها	-۰/۶۳			
	۸۲	مشکل بودن تقاضا از دیگران برای رعایت حقوق و درک احساسات	-۰/۵۸			
	۸۴	عصبی بودن از نظردیگران	-۰/۵۱			
		عامل سوم– محرومیت هیجانی				
	۱	نداشتن کسی برای مواظبت و سهیم شدن درزندگی	۰/۷۵			
	۱۹	نداشتن کسی برای ابراز توجه و محبت	۰/۷۳	۱/۵۸	۵/۲۷	۰/۷۴
	۵۵	نداشتن کسی برای درد دل و درک نیازها و احساسات	۰/۶۰			
	۴۰	نداشتن تعلق به کسی یا چیزی و احساس تنهایی	۰/۴۱			
		عامل چهارم- نقص				
	۲۳	در صورت شناخته شدن توسط افراد عدم تمایل آنها در برقراری ارتباط نزدیک	-۰/۶۶	۱/۱۸	۳/۹۶	۰/۶۵
	۴۱	عدم لیاقت عشق، توجه و احترام دیگران	-۰/۵۲			
	۵	دوست نداشتن فرد در صورت مواجه شدن با نقایص او	-۰/۴۳			

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول ۳. عامل‌های استخراج شده و شماره‌ی گویه‌ها و بار عاملی آنها و میزان آیگن، درصد واریانس استخراج شده و آلفای کرونباخ عوامل (n=۴۷۰)

شماره‌ی عوامل	شماره‌ی گویه	محتوای گویه	بار عاملی	میزان آیگن	درصد واریانس استخراج شده	آلفای کرونباخ
عامل خالص دوم- هدایت شدن توسط دیگران						
		عامل پنجم- جلب توجه		۳/۳۳	۳۷/۰۶	۰/۷۷
	۸۸	احساس ارزشمندی در صورت تحسین زیاد	۰/۸۰			
	۷۰	اهمیت تأیید و تحسین هنگام صحبت یا معرفی در یک جمع	۰/۷۴			
	۳۴	ارزشمند شدن موفقیت‌ها در صورت توجه دیگران به آنها	۰/۶۸			
	۱۶	احساس ارزشمندی در صورت ثروتمندی و ارتباط با افراد مهم	۰/۶۱			
	۵۲	احساس بی‌ارزشی در صورت عدم توجه کافی دیگران	۰/۶۰			
	۵۶	احساس ناامیدی هنگام دوری کردن فردی مهم	۰/۵۳			
عامل خالص سوم- خودگردانی و عملکرد مختل						
		عامل ششم- به هم‌ریختگی		۵/۷۶	۳۰/۳۲	۰/۷۲
	۴۶	اجازه‌ی تسلط به دیگران در روابط با آنها	۰/۶۶			
	۹	عدم توانایی استقلال از پدر و مادر	۰/۶۲			
	۶۳	احساس وابستگی والدین به فرد و نداشتن استقلال	۰/۶۲			
	۴۸	دشواری خودانگیختگی و استقلال از دیگران	۰/۶۰			
	۷	عدم توانایی انجام کارهای روزمره به تنهایی	۰/۵۵			
	۲۸	احساس اجبار در تن دادن به خواسته‌های دیگران برای جلوگیری از تلافی یا طرد آنها	۰/۴۹			
	۲۷	درگیری فرد و پدر و مادرش در مشکلات یکدیگر	۰/۴۹			
		عامل هفتم – ترک شدگی		۱/۲۴	۶/۵۵	۰/۶۶
	۲	وابستگی زیاد به نزدیکان به علت ترس از ترک‌شدن	۰/۷۸			
	۲۰	نگران از دست دادن دیگران به دلیل نیاز به آنها	۰/۶۰			
	۳۸	نگرانی از ترک شدن توسط افراد نزدیک	۰/۵۵			
		عامل هشتم- آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری		۱/۲۰	۶/۳۲	۰/۷۷
	۲۶	احساس هر لحظه اتفاق‌افتادن یک مصیبت	-۰/۸۱			
	۸	عدم توانایی از خلاص شدن احساس روی دادن یک اتفاق بد	-۰/۷۶			
	۳۵	نگرانی از یک حادثه‌ی بد به دنبال رویداد خوب	-۰/۶۳			
	۸۰	نگرانی از دچار شدن به یک بیماری جدی	-۰/۵۰			
	۳۹	مواجه شدن با خیانت کسی	-۰/۵۰			
	۶۲	نگرانی از دست دادن سرمایه و فقیر شدن	-۰/۳۲			

Archive of SID

www.SID.ir

ادامه جدول ۳. عامل‌های استخراج شده و شماره‌ی گویه‌ها و بار عاملی آنها و میزان آیگن، درصد واریانس استخراج شده و آلفای کرونباخ عوامل (n=۴۷۰)

شماره‌ی عوامل	شماره‌ی گویه	محتوای گویه	بار عاملی	میزان آیگن	درصد واریانس استخراج شده	آلفای کرونباخ
عامل خالص چهارم- گوش به زنگی بیش از حد و بازداری						
		عامل نهم- خودقربانی کردن				
	۴۷	داشتن زمان کم برای خود به دلیل انجام کارهای افراد تحت مراقبت	۰/۸۲	۴/۱۳	۳۱/۸۰	۰/۷۴
	۸۳	کار زیاد برای دیگران و عدم اختصاص زمان کافی برای خود	۰/۷۲			
	۳	احساس مورد سوء استفاده‌ی دیگران قرارگرفتن	۰/۶۱			
	۲۹	بیشتر از خود به فکر دیگران بودن	۰/۶۰			
	۶۵	سنگ صبور مشکلات دیگران بودن	۰/۵۶			
	۱۱	مراقبت تحمیلی از نزدیکان	۰/۴۷			
	۲۱	احساس محافظت در حضور دیگران برای جلوگیری از صدمه دیدن	۰/۴۳			
	۶۶	کنترل زیاد خود تا حد بی‌احساس به نظر رسیدن	۰/۳۶			
		عامل دهم- تنبیه/ معیارهای ناعادلانه		۱/۲۵	۹/۶۷	۰/۶۶
	۵۴	رنج بردن از عواقب کاری که درست به انجام نرسیده	-۰/۷۶			
	۱۸	سزاوار مجازات بودن در صورت اشتباه	-۰/۷۱			
	۸۵	در صورت انجام اشتباه عدم توانایی بخشش خود	-۰/۶۸			
	۳۶	انتظار ضرر در صورت سخت تلاش نکردن	-۰/۶۰			
	۴۹	الزام در عمل به تمام مسئولیتها	-۰/۶۰			
عامل خالص پنجم- حد و مرزهای مختل						
		عامل یازدهم- استحقاق		۲/۸۱	۳۱/۲۴	۰/۳۷
	۳۱	سعی در انجام کارها به بهترین نحو و عدم رضایت از تا حدودی خوب بودن کارها	۰/۷۲			
	۳۲	خاص بودن و عدم اجبار در پذیرش محدودیت‌ها	۰/۷۰			
	۱۳	بهترین بودن در کارها و عدم پذیرش محدودیت‌ها	۰/۵۷			
	۶۸	عدم پیروی از قانون‌های مرسوم مانند دیگران	۰/۵۴			
	۲۲	تفاوت‌های اساسی با دیگران	۰/۴۸			
		عامل دوازدهم- بی‌اعتمادی		۱/۱۶	۱۲/۹۸	۰/۶۰
	۵۷	سوءظن به انگیزه‌های دیگران	-۰/۷۹			
	۷۵	مراقب انگیزه‌های پنهان مردم بودن	-۰/۷۷			
	۸۶	ارزشمندتر بودن کار خود نسبت به دیگران	-۰/۵۲			
	۶۹	عدم اجبار در انجام کارهای ناخوشایند حتی در صورت نفع شخصی	-۰/۳۷			

Archive of SID

www.SID.ir

بارگذاری شد: عامل پنجم با طرحواره‌های تأییدجویی/ جلب توجه (۵ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۸۸، ۷۰، ۵۲، ۳۴، ۱۶) و ترک شدن (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۵۶)، به نام تأییدجویی/ جلب توجه نام گرفت. در عامل خالص سوم، با نامگذاری خودگردانی و عملکرد مختل، عامل‌های ششم، هفتم و هشتم بارگذاری شد. عامل ششم با طرحواره‌های به هم‌ریختگی (۳ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۶۳، ۲۷، ۹)، فدا کردن (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۴۶، ۲۸)، وابستگی/ بی‌کفایتی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۷)، بازداری هیجانی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۴۸) به نام به هم ریختگی، عامل هفتم با طرحواره‌ی ترک شدن (۳ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۳۸، ۲۰، ۲) به همین نام و عامل هشتم با طرحواره‌های آسیب‌پذیری نسبت به ضرر و بیماری (۴ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۸۰، ۶۲، ۲۶، ۸)، بی‌اعتمادی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۳۹) و بدبینی/ نگرانی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۳۵) به نام آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری نام گرفتند. در عامل خالص چهارم، با نام‌گذاری گوش‌به‌زنگی بیش از حد و وفاداری، عامل نهم و دهم بارگذاری شد: عامل نهم با طرحواره‌های خود ربانی کردن (۵ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۸۳، ۶۵، ۴۷، ۲۹، ۱۱)، بی‌اعتمادی (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۲۱، ۳) و بازداری هیجانی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۶۶) به نام خودقربانی کردن و عامل دهم با طرحواره‌های تنبیه (۳ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۵۴، ۳۶، ۱۸) و معیارهای ناعادلانه (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۸۵، ۴۹) به نام تنبیه/ معیارهای ناعادلانه نام‌گذاری شدند و در عامل خالص پنجم با نام حد و مرزهای مختل، عامل‌های یازدهم و دوازدهم بارگذاری شد: عامل یازدهم با طرحواره‌های استحقاق (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۶۸، ۳۲)، انزوای اجتماعی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۲۲)، و معیارهای ناعادلانه (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۳۱، ۱۳) به نام استحقاق و عامل دوازدهم با طرحواره‌های بی‌اعتمادی (۲ گویه: گویه‌های شماره‌ی ۷۵، ۵۷)، استحقاق (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۸۶) و خویشتنداری/ خودانضباطی ناکافی (۱ گویه: گویه‌ی شماره‌ی ۶۹) به نام بی‌اعتمادی نام گرفتند. عامل‌های خویشتنداری، فدا کردن و بدبینی/ نگرانی در این تحلیل حاصل نشدند.

در مجموع، ۲۴ گویه از ۹۰ گویه‌ی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) به دلیل بارگذاری آنها بر عامل‌های حاصل شده و یا انجام بارگذاری آنها به طور مشترک (گویه‌های ۷۳، ۶۴، ۵۹، ۴۲، ۲۵، ۱۰، ۶ در عامل‌های اول، دوم و سوم) در چند عامل

Archive of SID

www.SID.ir

از تحلیل حذف شدند.

میانگین، انحراف معیار، روایی همزمان، حساسیت[1]، ویژگی[2] و نقاط برش عامل‌ها

همان طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود بیشترین مقدار میانگین (۲۳/۷۶) مربوط به

جدول ۴. میانگین، انحراف معیار، روایی همزمان، حساسیت، ویژگی و نقاط برش برای عامل‌های استخراج شده از پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) (N_2=۴۷۰ و N_1=۸۲)

متغیر	میانگین	انحراف معیار	روائی همزمان	حساسیت (٪)	ویژگی (٪)	نقطه‌ی برش
عامل‌ها						
شکست/ وابستگی/ بی‌کفایتی	۲۰/۷۹	۸/۱۹	۰/۵۷**	۵۲/۴۰	۷۲/۱۰	۲۵/۸۱
انزوای اجتماعی/ بازداری هیجانی	۱۵/۲۳	۶/۴۰	۰/۵۳**	۵۸/۵۰	۷۳/۰۰	۱۸/۲۱
محرومیت هیجانی	۸/۴۳	۴/۴۱	۰/۴۰**	۶۲/۲۰	۷۳/۰۰	۱۰/۳۷
نقص/ شرم	۴/۹۰	۲/۴۱	۰/۴۶**	۵۲/۴۰	۶۹/۴۰	۵/۶۸
تأییدجویی/ جلب توجه	۱۹/۶۹	۶/۱۴	۰/۵۰**	۵۸/۵۰	۵۷/۰۰	۲۳/۵۰
به هم ریختگی	۱۵/۶۰	۶/۴۰	۰/۵۴**	۵۱/۲۰	۶۹/۱۰	۱۹/۵۰
ترک شدن	۷/۷۲	۳/۶۰	۰/۳۹**	۵۴/۹۰	۶۱/۷۰	۸/۵۵
آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری	۱۳/۰۲	۵/۷۲	۰/۵۵**	۵۳/۷۰	۷۲/۸۰	۱۵/۷۳
خود قربانی کردن	۲۳/۷۶	۷/۶۲	۰/۳۰**	۵۷/۳۰	۶۱/۹۰	۲۵/۰۸
تنبیه/ معیارهای ناعادلانه	۱۹/۰۹	۵/۵۴	۰/۳۶**	۶۲/۲۰	۵۸/۳۰	۲۰/۶۳
استحقاق	۱۷/۲۷	۵/۲۷	۰/۲۲**	۶۴/۶۰	۵۹/۱۰	۱۸/۶۳
بی‌اعتمادی	۱۱/۵۲	۴/۱۳	۰/۴۳**	۵۷/۳۰	۶۲/۶۰	۱۲/۰۷
عامل‌های خالص						
انفصال و طرد	۴۹/۳۶	۱۷/۸۶	۰/۶۱**	۵۸/۵۰	۷۴/۹۰	۶۰/۴۱
هدایت شدن توسط دیگران	۱۹/۶۹	۶/۱۴	۰/۴۶**	۵۶/۱۰	۶۰/۹۰	۳۱/۴۳
خودگردانی و عملکرد مختل	۳۶/۳۵	۱۳/۰۶	۰/۶۲**	۵۷/۳۰	۷۳/۴۰	۳۹/۵۹
گوش به زنگی بیش از حد و بازداری	۴۲/۸۶	۱۱/۶۱	۰/۳۸**	۶۱/۰۰	۶۰/۰۰	۴۵/۵۷
حد و مرزهای مختل	۲۸/۸۰	۸/۰۳	۰/۳۷**	۶۲/۲۰	۶۳/۶۰	۳۱/۴۴
مقیاس کلی	۱۷۷/۰۸	۴۵/۰۹	۰/۶۴**	۶۲/۲۰	۶۲/۲۰	۲۱۱/۵۰

** P<۰/۰۱

1- sensitivity
2- specificity

Archive of SID

www.SID.ir

عامل خود قربان کردن و کمترین مقدار آن (۴/۹۰) مربوط به عامل نقص/ شرم می‌باشد.

با توجه به اینکه مقیاس نگرش‌های ناکارآمد همانند پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) به بررسی نگرش‌های ناکارآمد در افراد می‌پردازد و همان طور که می‌دانیم شواهد همزمان معمولاً برای تست‌های تشخیصی و تست‌هایی که برای سنجش یک سازه تهیه می‌شود مناسب است (هومن، ۱۳۸۶)، بنابراین، برای تعیین میزان روایی همزمان عامل‌های پرسشنامه از مقیاس نگرش‌های ناکارآمد استفاده شد و روش آماری ضریب همبستگی پیرسون به کار رفت. طبق نتیجه‌ی جدول ۴ مشاهده می‌شود که ضریب همبستگی در تمامی عامل‌ها معنادار می‌باشد و فقط در طرحواره‌ی استحقاق مقدار کمی است.

حساسیت، ویژگی و نقاط برش عامل‌های استخراج شده نیز، با استفاده از تحلیل ممیز[1] در دو گروه افراد بهنجار و دارای اختلال روانی به دست آمد. مطابق نتیجه‌ی جدول ۴، حساسیت و ویژگی به ترتیب بین ۶۴/۶۰- ۵۱/۲۰ و ۷۳-۵۷ می‌باشد، به این معنا که عامل‌های استخراج شده، حداقل ۵۱/۲۰٪ و حداکثر ۶۴/۶۰٪ از افرادی که دارای طرحواره‌ی ناکارآمد می‌باشند را به درستی تشخیص می‌دهد و حداقل ۵۷٪ و حداکثر ۷۳٪ از افرادی که طرحواره‌ی ناکارآمد ندارند را به اشتباه تشخیص می‌دهد.

بحث

هدف اصلی این پژوهش، بررسی ساختار عامل نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) بود. با توجه به این هدف، طی تحلیل عامل، پانزده طرحواره از هجده طرحواره‌یی که توسط یانگ (۲۰۰۵) فرض شده است به دست آمد که این تعداد در دوازده عامل و پنج عامل اصلی بارگذاری شد. این امر، روایی عاملی را به عنوان شکلی از روایی سازه‌ی پرسشنامه‌ی مورد استفاده در پژوهش حاضر نشان می‌دهد.

در این بررسی فقط طرحواره‌های محرومیت هیجانی، نقص/ شرم و ترک شدگی به عنوان عامل‌های مستقل به دست آمدند. بنابراین، گویه‌های مربوط به این سه طرحواره، به

1- discriminate analysis

Archive of SID

www.SID.ir

میزان بالایی توانایی سنجش طرحواره‌ی مورد نظر را دارا بوده و معرف یکی از مؤلفه‌های مهم نیازهای اصلی دوران کودکی می‌باشند. افراد دارای هریک از سه طرحواره‌ی مذکور، در مواجهه با رویدادهای زندگی، آن را به طرق مختلف جلوه می‌دهند و برخی رفتارهای جبرانی هم از نقش طرحواره‌ی ایجاد شده حمایت می‌کند (یانگ و همکاران؛ ترجمه‌ی حمیدپور و اندوز، ۱۳۸۶). واضح است که این سه عامل مستقل، عامل‌هایی حیاتی هستند که گروه بالینی و غیربالینی را به خوبی از هم متمایز می‌سازند. به خصوص که عدم بارگذاری گویه‌های دیگر عامل‌ها بر این سه عامل، نشان می‌دهد که ارتباط و وجه اشتراکی میان آنها وجود ندارد. اصطلاح «ارتباط» با احتیاط به کار برده شده است، زیرا عدم وجود تعین علی مستقیم در چنین بارهایی خطرناک است، حتی اگر در مواردی چنین حالتی وجود داشته باشد (کلاین[1]؛ ترجمه‌ی صدرالسادات و مینایی، ۱۳۸۰).

طرحواره‌های خویشتنداری، فدا کردن و بدبینی/ نگرانی از تحلیل حذف شدند. حذف شدن طرحواره‌ی فدا کردن در این پژوهش، می‌تواند نمونه‌ی بارزی باشد از واژگون شدن این باور عمومی مبنی بر اینکه در فرهنگ ایرانی، فدا کردن نیازها و هیجان‌ها فراوان به چشم می‌خورد. بنابراین، خشمی که در قالب یک سری نشانه‌های ناسازگار ممکن است دیده شود نمی‌تواند تأثیر چندانی از این طرحواره‌ها داشته باشد. حذف شدن طرحواره‌ی بدبینی/ نگرانی، می‌تواند ناشی از تأثیر برخی جنبه‌های مذهبی باشد. از آنجا که در ایران، اکثریت افراد دارای دین اسلام می‌باشند و با توجه به رهنمودهای این دین که ضمن حفظ تعادل در پیشامدها، انسان را به سمت جنبه‌های مثبت و خوش‌بینانه‌ی زندگی دعوت می‌کند و او را از پوچی می‌رهاند، این استدلال منطقی به نظر می‌رسد که طرحواره‌ی بدبینی/ نگرانی در جامعه کمتر از دیگر طرحواره‌ها باشد. همان طور که ذکر شد طرحواره‌ها از مذهب و فرهنگ نیز ناشی می‌شوند (یانگ، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۹؛ یانگ و همکاران؛ ترجمه‌ی حمیدپور و اندوز، ۱۳۸۶).

سایر طرحواره‌ها به صورت عامل‌های جداگانه‌یی به دست نیامدند که با توجه به محتوا و طبق نظریه‌ی یانگ (۱۹۹۰ و ۱۹۹۹) نامگذاری شدند. اگرچه طی تحلیل عامل، تعلق هر گویه

1- Kline

Archive of SID

www.SID.ir

به طرحواره‌ی خود بر هم خورد و چند گویه متعلق به چند طرحواره بر یک عامل بارگذاری شدند اما همبستگی بین محتوای آن گویه‌ها حاکی از روایی سازه‌ی پرسشنامه و سنجش صحیح طرحواره‌ی مورد نظر می‌باشد.

به طور کلی، بررسی بارهایی که میزان بالایی دارند در متغیرهای درجه‌بندی فرد از وضعیت ذهنی و شناختی خودش و درجه‌بندی درمانگر از وضعیت شناختی شخص حمایت می‌شود (کلاین؛ ترجمه‌ی صدرالسادات و مینایی، ۱۳۸۰). لازم است تأکید شود که باید این تفسیرهای تحلیل عامل، به صورت فرضیه‌هایی تلقی شوند که در بررسی‌های مفصل‌تر داده‌ها و مطالعه‌های بیشتر، باید آنها را مورد آزمون قرار داد (هومن، ۱۳۸۵). مزیت استفاده از مجموعه‌ی استانداردی از عامل‌ها این است که همچنان که داده‌های حاصل از تحقیق‌ها بر روی هم انباشته می‌شوند، می‌توان نقشه‌ی کل طرحواره‌های فرد را ترسیم کرد و مطالعه‌های مختلف را با یکدیگر مقایسه نمود. در مجموع، بیست و چهار گویه به دلیل عدم بارگذاری آنها بر عامل‌های حاصل شده و یا انجام بارگذاری آنها به طور مشترک در چند عامل، از تحلیل حذف شدند. لازم به ذکر است ملاک ایده‌آل انتخاب سؤال برای آزمون این است که سؤال انتخابی تنها در یک عامل، بار داشته باشد. لذا، با توجه به تناقض این امر در انتخاب گویه‌هایی که به طور مشترک در چند عامل بارگذاری شدند، این گویه‌ها از تحلیل حذف شدند. در نهایت، هدف، حصول شاخصی مناسب از متغیر مورد نظر و تجزیه‌ی آن به عامل‌های، در کنار تمام متغیرهای احتمالی مهم، با دامنه‌یی متنوع است (کلاین؛ ترجمه‌ی صدرالسادات و مینایی، ۱۳۸۰). تقریباً در تمام موارد، نتیجه‌ها به تنهایی پاسخی قطعی در اختیارمان نخواهند گذاشت ولی فرضیه‌های برجسته‌یی را جهت پژوهش ارایه خواهند کرد و تعداد زیادی از احتمالات دیگر را حذف خواهند کرد (فرگوسن[1] و تاکانه[2]؛ ترجمه‌ی دلاور و نقشبندی، ۱۳۸۶).

ضرایب آلفای کرونباخ در اکثر عامل‌ها، مناسب بود و فقط در عامل استحقاق، کاهش نشان داد. حساسیت و ویژگی نیز در تمامی عامل تقریباً مناسب بود و در بعضی عامل‌ها مانند به هم ریختگی و نقص/ شرم، حساسیت کمتر از میزان کافی بود. هماهنگی این نتیجه‌ها با

1- Ferguson
2- Takane

Archive of SID

www.SID.ir

پژوهش‌های دیگر بدین شرح می‌باشد: آهی و همکاران (۱۳۸۵)، با تحلیل گویه‌های فرم کوتاه پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (۱۹۹۸) با استفاده از روش تحلیل عامل اکتشافی به دوازده عامل همانند پژوهش حاضر دست یافتند که از جمله طرحواره‌ی فدا کردن حاصل شد. در پژوهش حاضر، این طرحواره مشاهده نشد. طرحواره‌های وابستگی/ شکست در هر دو پژوهش بر یک عامل بارگذاری شد. در پژوهش صدوقی و همکاران (۱۳۸۷)، هفتاد گویه شامل چهارده طرحواره از پانزده طرحواره‌ی فرض شده توسط یانگ (۱۹۹۸) در هفده عامل از تحلیل بیرون آمد و ۶۴ درصد از واریانس کل را تبیین کرد در حالی که در پژوهش مورد بررسی، شصت و شش گویه شامل پانزده طرحواره از هجده طرحواره‌ی فرض شده‌ی یانگ (۲۰۰۵) با تبیین ۳۷/۶ درصد از واریانس کل حاصل شد. نتیجه‌ی پژوهش بارانوف و همکاران (۲۰۰۶)، نشان داد گویه‌های ۳۱ تا ۳۵ متعلق به طرحواره‌ی وابستگی/ بی‌کفایتی، گویه‌های ۴۶ تا ۵۰ متعلق به طرحواره‌ی به هم ریختگی و گویه‌ی ۶۶ متعلق به طرحواره‌ی استحقاق حذف شدند. شصت و چهار گویه در سیزده عامل به دست آمد و ۶۳/۵٪ واریانس استخراج شد. لازم به ذکر است در پژوهش مورد بررسی نیز گویه‌های ۷ و ۲۵ متعلق به طرحواره‌ی وابستگی، گویه‌های ۲۷، ۴۵ و ۸۱ متعلق به طرحواره‌ی به هم ریختگی و گویه‌های ۱۴، ۵۰ و ۸۶ متعلق به طرحواره‌ی استحقاق، از تحلیل حذف شدند و در نهایت، شصت و شش گویه باقی ماند. طی پژوهش اسمیت و همکاران (۱۹۹۵)، در مطالعه‌ی اول، هفده عامل استخراج شد. عامل عدم مطلوبیت اجتماعی، استخراج نشد و گویه‌های این عامل در عامل‌های شکست در پیشرفت و نقص، پراکنده بود. به علاوه، عامل‌هایی تولید شد از جمله: عامل نگرانی‌های پولی که از گویه‌های زیر مقیاس آسیب‌پذیری نسبت به ضرر و بیماری و عامل ترس از دست دادن کنترل که از گویه‌های زیر مقیاس بازداری هیجانی تشکیل می‌شد. گویه‌هایی که بر بیش از دو عامل ضریب داشتند به عاملی که بار عاملی بیشتری بر آن داشتند اختصاص یافتند. در مطالعه‌ی دوم، طی تحلیل عامل با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی، پانزده عامل ظاهر شد و تنها عدم مطلوبیت اجتماعی حاصل نشد. در پژوهش حاضر نیز، گویه‌های زیر مقیاس بازداری هیجانی و آسیب‌پذیری نسبت به ضرر و بیماری بر عامل‌های یافت شده بارگذاری شد. از طرفی، به دلیل محدودیت‌های زمانی و اجرایی، پژوهش تنها در یک مطالعه انجام شد. در مطالعه‌ی ولبورن و

Archive of SID

www.SID.ir

همکاران (۲۰۰۲)، در بررسی ساختار عامل فرم کوتاه پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (۱۹۹۸)، طی استفاده از چرخش واریماکس (استیونس، ۱۹۸۹)، ۷۳ درصد واریانس و پانزده عامل استخراج شد، این در حالی است که در پژوهش مورد بررسی دوازده عامل با ۳۷/۶۰٪ واریانس تبیینی در چرخش آبلیمن حاصل شد. همچنین، در پژوهش ولبورن و همکاران (۲۰۰۲)، چهار گویه به صورت متقاطع بر بیش از یک عامل بارگذاری شدند که بر اساس محتوای آن گویه با یکی از آن عامل‌ها منطبق شد. همان طور که ذکر شد در پژوهش حاضر، هفت گویه به صورت متقاطع بارگذاری شدند که به دلیل جلوگیری از بروز احتمالی ویژگی تورم، از تحلیل حذف شدند. طی پژوهش لی و همکاران (۱۹۹۹)، پانزده زیر مقیاس اصلی یانگ از مطالعه‌ی عاملی پرسشنامه، استخراج شدند که این برخلاف پژوهش فعلی است که طی آن سه زیر مقیاس اصلی یانگ یعنی خویشتنداری، فدا کردن و بدبینی/ نگرانی حاصل نشد. ریجکبور و ون‌دن‌برگ (۲۰۰۶) در پژوهش گروهی چندگانه اظهار کردند به شانزده عامل ساختاری فرض شده‌ی یانگ دست یافته‌اند و شواهدی برای شباهت عاملی بین گروه‌های بالینی و غیربالینی ارائه شد.

در پژوهش فعلی به دلیل محدودیت‌های زمانی و اجرایی فقط به بررسی ساختار عامل گروه غیربالینی پرداخته شد. همچنین، امکان محاسبه‌ی ضریب پایایی بازآزمایی وجود نداشت. برای سه طرحواره‌ی تأییدجویی/ جلب توجه، بدبینی/ نگرانی و تنبیه پیشینه‌یی یافت نشد که دلیل آن هم عدم پژوهش در رابطه با پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) می‌باشد که این سه طرحواره برخلاف نسخه‌های قبلی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ در آن گنجانده شده‌اند. بنابراین، لازم است ساختار عامل پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) در پژوهش‌های آینده مورد بررسی قرار گیرد و همان طور که اسمیت و همکاران (۱۹۹۵) و گلاسر و همکاران (۲۰۰۲) از پرسشنامه‌های افسردگی بک، فرم تجدیدنظر شده‌ی پرسشنامه‌ی تشخیصی اختلالات شخصیت، مقیاس عاطفه‌ی مثبت/ منفی، پرسشنامه‌ی عزت نفس رزنبرگ و چک لیست تجدیدنظر شده‌ی ۹۰ نشانه، در پژوهش خود استفاده کرده‌اند روایی همگرا و واگرا با این ابزارها نیز بررسی شود. از طرفی، با توجه به آنکه در پژوهش حاضر، ۳۷/۶۰ درصد از واریانس عامل‌های استخراج شده تبیین شده است به

Archive of SID

www.SID.ir

منظور ۶۲/۴۰ درصد باقیمانده‌ی واریانس، بهتر است مطابق با پیشنهاد هومن (۱۳۸۵) سؤالات دیگر یا عامل‌هایی که تبیین کننده‌ی آن هستند شناسایی و در صورت لزوم در پرسشنامه گنجانده شوند. با توجه به اینکه بخشی از طرحواره‌ها متأثر از فرهنگ و مذهب می‌باشد (یانگ و همکاران؛ ترجمه‌ی حمیدپور و اندوز، ۱۳۸۶) مطلوب است در پژوهش‌های آتی بررسی ساختار عامل پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه، ۲۰۰۵) در شهرها و مناطق دیگری غیر از تهران و همچنین در کشورهای مختلف انجام شود. نیز، بهتر است مطابق با نظر اسمیت و همکاران (۱۹۹۵) ساختار عامل این پرسشنامه در جمعیت بالینی نیز بررسی شده و نتیجه‌ها با جمعیت غیربالینی مقایسه گردد.

تشکر و قدردانی

در خاتمه، بر خود فرض می‌دانیم که از همکاری و مساعدت مسئولین محترم انستیتو روان‌پزشکی تهران، بیمارستان رسول اکرم (ص) و بیمارستان روزبه که در اجرای این پژوهش اینجانبان را یاری نموده‌اند، صمیمانه تشکر و قدردانی نماییم.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

فارسی

آهی، قاسم؛ سلیمی‌زاده، محمدکاظم و برجعلی، احمد (۱۳۸۵). *هنجاریابی نسخه‌ی کوتاه پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ*. رساله‌ی کارشناسی ارشد چاپ نشده، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبایی.

صدوقی، زهره؛ آگیلار- وفایی، مریم؛ رسول‌زاده طباطبایی، کاظم و اصفهانیان، نامیه (۱۳۸۷). تحلیل عاملی نسخه‌ی کوتاه پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ در نمونه‌ی غیربالینی ایرانی. *مجله‌ی روانپزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۲، ۲۱۹-۲۱۴.

غیاثی، مهناز؛ مولوی، حسین؛ نشاط‌دوست، حمیدطاهر و صلواتی، مژگان (۱۳۸۸). *هنجاریابی، پایایی و روایی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه) در دو گروه افراد بهنجار و دارای اختلال روانی در شهر تهران*. رساله‌ی کارشناسی ارشد چاپ نشده، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه اصفهان.

فتی، لادن؛ بیرشک، بهروز/ عاطف‌وحید، محمدکاظم و دابسون، کیت استفان (۱۳۸۳). *ساختارهای معناگذاری/ طرحواره‌ها، حالت‌های هیجانی و پردازش شناختی اطلاعات هیجانی: مقایسه‌ی دو چهارچوب مفهومی*. رساله‌ی دکتری چاپ نشده، انستیتو روانپزشکی تهران، دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی ایران.

فرگوسن، جرج و تاکانه، یوشیو (۱۳۸۶). *تحلیل آماری در روان‌شناسی و علوم تربیتی*. (ترجمه: علی دلاور، سیامک نقشبندی). تهران: ارسباران. (تاریخ انتشار به زبان اصلی، ۱۹۸۹).

کلاین، پل (۱۳۸۰). *راهنمای آسان تحلیل عامل*. (ترجمه: سیدجلال صدرالسادات، اصغر مینایی). تهران: سمت. (تاریخ انتشار به زبان اصلی، ۱۹۹۴).

مولوی، حسین (۱۳۸۶). *راهنمای عملی SPSS 10-13-14 در علوم رفتاری*. اصفهان: انتشارات پویش اندیشه.

یانگ، جفری؛ کلوسکو، ژانت و ویشار، مارجوری (۱۳۸۶). *طرحواره درمانی*. (ترجمه: حسن حمیدپور، زهرا اندوز). تهران: انتشارات ارجمند. (تاریخ انتشار به زبان اصلی، ۲۰۰۳).

Archive of SID

www.SID.ir

هومن، حیدرعلی (۱۳۸۵). *تحلیل داده‌های چندمتغیری در پژوهش رفتاری*. تهران: پیک فرهنگ.

هومن، حیدرعلی (۱۳۸۶). *اندازه‌گیری‌های روانی و تربیتی*. تهران: پیک فرهنگ.

لاتین

Baranoff, J., Oei, T. P. S., Cho, S. H., & Kwon, S. (2006). Factor structure and internal consistency of the Young Schema Questionnaire (short form) in Korean and Australian samples. *Journal of Affective Disorder*, *93*, 133- 140.

Barlow, D. H. (1988). *Anxiety and its disorders*. New York: Guilford press.

Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford press.

Bendo, M. E. (2001). Maladaptive cognitive schemas associated with perceptions of family functioning. *Journal of Dissertation Abstracts International*, *61* (9-B), 5014.

Calvete, E., Esteves, A., Arroyabe, E. L., & Ruiz, P. (2005). The schema Questionnaire-short form: Structure and Relationships with Automatic thoughts and symptoms of Affective Disorders. *European Journal of Psychological Assessment, 21* (2), 90-99.

Cavallo, K. H. (1997). Attending to maladaptive cognitive schemas in three individuals with work dysfunctional: An intersect of clinical and organizational psychology in practice. *Journal of Dissertation Abstracts International, 58* (4-B), 2162.

Delattre, V., Servant, D., Rusink, S., Lorette, C., Parquet, P. J., & Goudemand, M. (2004). Les sch'ema pr'ecoces dysfonctionnels: 'Etdue chez des patients adultes souffrant d'un trouble anxieux [The early maladaptive schemas: A study in adult patients with anxiety]. *Journal of Encephale*, *30* (3), 255-258.

Dobson, K. S., & Breiter, H. J. (1983). Cognitive assessment of depression: Reliability and validity of three measures. *Journal of Abnormal Psychology, 92*, 107-109.

Fairburn, C. G., & Cooper, Z. (1987). *Behavioral and cognitive approaches in the treatment of anorexia nervosa and bulimia nervosa*. In P. J. V. Beumont, G. D. Burrows, & R. C. Casper. (Eds) Handbook of anorexia nervosa and bulimia. Amsterdam: Elsevier.

Archive of SID

www.SID.ir

Glaser, B. A., Campbell, L. F., Calhoun, G. B., Bates, J. m., & Petrocelli, J. V. (2002). The early maladaptive schema questionnaire- short form: a construct validity study. *Journal of Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, *35*, 1.

Harris, A. E., & Curtin, L. (2002). Parental perceptions, early maladaptive schemas, and depressive symptoms in young adults. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, *26* (3), 405-416.

Hsu, L. K. G. (1990). The experiential aspects of bulimia nervosa: Implications for cognitive–behavioral therapy. *Journal of Behavioral Modification*, *14*, 50-65.

Kellog, S. H. (2005). *Young schema questionnaire-short version 3: An introduction***.** Manuscript submitted for publication.

Kuiper, N. A., Olinger L. J. (1989). *Stress and cognitive vulnerability to depression: A self- worth contingency model*. In R. W. J. Neufeld (Ed.), Advances in the investigation of psychological stress. New York: Wiley.

Lee, C. W., Taylor, G., & Dunn J. (1999). Factor structure of the schema Questionnaire in a large clinical samples. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, *23 (*4), 441-451.

Mahoney, M. J. (1993). Introduction to special section: Theoretical developments in the cognitive therapies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 2*, 187-212.

Petrocelli, J. V., Glaser, B. A., Calhoun, G. B. & Campbell, L. F. (2001). Early maladaptive schemas of personality disorder subtypes. *Journal of Personality disorders,* 15 (6), 546-559.

Rachman, S., & Maser, J. D. (Eds). (1988**).** *Panic: Psychological perspectives*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Rijkeboer, M. M., & Van Den Berg, H. (2006). Multiple group confirmatory factor analysis of the young schema- Questionnaire in a Dutch clinical versus Non- clinical population. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, *30* (3), 263- 278.

Rijkeboer, M. M., Van Den Bergh, H., & Van Dan Bout, J. (2005). Stability & discriminative power of young schema questionnaire in a Dutch clinical versus no clinical population. *Journal of Behavior Therapy & Experimental Psychiatry*, *36*, 129-144**.**

Riso, L. P., du Toit, P. L., Stein, D. J., & Young, J. E. (2007). *Cognitive schemas and core beliefs in psychological problems, a scientist-practitioner guide*. Washington, DC, USA: American Psychological Association.

Archive of SID

www.SID.ir

Rusinek, S., Graziani, P., Servant, D., Hautekeete, M., & Deregnaucourt, I. (2004). The'erapie cognitive et sch'em,amas cognitifs: Un aspect du paradouxe [Cognitive therapy and cognitive schemas: A aparadoxical aspect]. *Journal of Revue Europeene de Psychology, 54* (3), 173-177.

Saariaho T., Saariaho Karila, I., & Joukamaa, M. (2009). The psychometric of the Finnish Young Schema Questionnaire in chronic pain patient and a non-clinical sample. *Journal of Behavior and Experiment Psychiatry*, *40* (1), 158- 168.

Schmidt, N. B., Joiner, Jr. T. E., Young's, J. E., & Telch, M. J. (1995). The schema Questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, *19* (3), 295-321.

Stallard, P., & Rayner, H. (2005). The development and preliminary evaluation of a schema questionnaire for children (SQC). *Journal of Behavioral and Cognitive Psychotherapy, 33* (2), 217-224.

Stevens, J. P. (1989). Power of the multivariate analysis of variance tests. *J of Psychological Bulletin, 88*, 728-737.

Waller, G., Meyer, C., & Ohanian, V. (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* (2), 137-147.

Weissmen, A. N., & Beck, A. T. (1978). Development and validation of the dysfunctional attitude scale. *Paper presented at the American educational research association annual convention*. Toronto, Canada.

Welburn, K., Coristine, M., Dagg, P., Pontefract, A., & Jordan, S. (2002). The schema Questionnaire- short form: Factor analysis and relationship between schemas and symptoms. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, *26* (4), 519-530.

Wells, N. D. (2007). *The effects of early maladaptive schemas and religiosity on adjustment and mood among African American college students*. Dissertation in Florida University.

Young, J. E. (1990). *Cognitive therapy for personality disorders***.** Sarasota, FL: prophesied resources press.

Young, J. E. (1994). *Young Parenting Inventory*. (Available from the cognitive therapy Center of New York, Suite 530, 120 East 56 Street, New York, NY 10022).

Young, J. E. (1998). *Young Schema Questionnaire Short Form*. New York: Cognitive Therapy Center.

Archive of SID

www.SID.ir

Young, J. E. (1999). *Cognitive therapy for personality disorders: A schema focused approach* (rev. ed). Sarasota, FL: Professional Resources Press.

Young, J. E. (2005). *Schema therapy- complete packet*. Cognitive centers of New York & Connecticut.

Archive of SID

www.SID.ir