

Schizotypal Trait Scale (STA) in Adolescences: Factor Analysis and Validation

Ali, Mohammadzadeh, Ph.D.*

Received: 6.3.10 Revised: 14.12.10 Accepted: 18.4.11

تحلیل عاملی و اعتباریابی مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA) در نوجوانان

دکتر علی محمدزاده*

دریافت: ۸۸/۱۲/۱۶، تجدیدنظر: ۸۹/۹/۲۳، پذیرش: ۹۰/۱/۲۹

Abstract

Objective: The aim of this study was to investigate psychometric properties of Schizotypal Trait Scale (STA) in adolescents. **Method:** This survey study was conducted on a group of 400 normal adolescents in Tabriz schools. **Results:** Principal Component Analysis with promax rotation for STA extracted three factors which were labeled unusual perceptual experiences, magical thinking and paranoid suspiciousness/social anxiety factors respectively. However for this scale other type of validity (correlation between subscales and the whole scale and among subscales) and test retest internal constancy reliabilities were reported. **Conclusions:** The factor analysis demonstrated a different factor structure for STA to that previously found in studies of adults. Accordingly, it was concluded that STA can be used, as a valid measure for schizotypal and schizophrenia difficulties.

Keywords: Schizotypal, schizophrenia, Schizotypal Trait Scale (STA).

* Corresponding author: Assistant Professor of Payam-e-nour University (Email: A_mohammadzadeh@pnu.ac.ir)

چکیده

هدف: مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA) پرکاربردترین ابزار در پژوهش‌های مربوط به روان‌گستاخی است. که هدف پژوهش حاضر، تحلیل عاملی و اعتباریابی مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA) در نوجوانان است. روش: این پژوهش در یک بررسی زمینه‌یابی انجام شد و از نوع توصیفی- مقطوعی است. نمونه‌ای به حجم ۴۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی، از دبیرستانهای شهر تبریز انتخاب و مورد آزمون قرار گرفتند. یافته‌ها: تحلیل عاملی به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش پروماکس سه عامل پیشنهاد کرد که به ترتیب عاملهای تجارب ادراکی غیرعادی، تفکر سحرآمیز و سوءظن پارانوئید/اضطراب اجتماعی نام گرفتند. علاوه بر این، برای STA روابط از نوع همبستگی خردۀ مقیاسها با کل مقیاس و یکدیگر و پایایی‌های بازآزمایی و همسانی درونی، گزارش شد. نتیجه‌گیری: ساختار عاملی مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA) روی نوجوانان با بزرگسالان، متفاوت است؛ همچنین، با توجه به خصوصیات روان‌سنجی مطلوب، ابزار حاصل از پژوهش حاضر، می‌تواند در پژوهش‌های مربوط به اسکیزوتایپی و اسکیزوفرنیا در نوجوانان کاربرد داشته باشد.

واژه‌های کلیدی: اسکیزوتایپی، اسکیزوفرنیا، تحلیل عاملی، روابط پایایی، نوجوانان

*- نویسنده رابط: استادیار روانشناسی دانشگاه پیام نور استان آذربایجان شرقی

جنبهای خاصی از SPD را مورد سنجش قرار می‌دهند. در مقابل، پرسشنامه شخصیت اسکیزوتایپی^{۱۲} SPQ (راین، ۱۹۹۱) و نسخه کوتاه‌شده آن (راین و بنیشای، ۱۹۹۵) و مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA کلاریج و بروکز، ۱۹۸۴) علامت‌محور و مقیاسهایی هستند که بر پایه الگوهای بالینی شخصیت اسکیزوتایپی^{۱۳} مذکور در DSM ساخته شده‌اند و لذا جامعیت بیشتری دارند. مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA) به وسیله کلاریج و بروکز، (۱۹۸۴) در آکسفورد ساخته شد و اخیراً راولینگز، کلاریج و فریمن (۲۰۰۱) آن را روی بزرگسالان و سیلاروا و کلاریج (۲۰۰۵) بر روی نوجوانان، مورد بررسی مجدد قرار دادند. STA به طور گسترده در تحقیقات مربوط به اسکیزوتایپی استفاده شده است (راولینگز و همکاران، ۲۰۰۱).

چند بررسی تحلیل عاملی از ماده‌های STA روی بزرگسالان منتشر شده که بیان کننده آن هستند که اسکیزوتایپی صفتی تک‌بعدی نیست. هویت و کلاریج (۱۹۸۹) در نمونه ای ۴۲۰ نفری از شرکت کننده‌های بزرگسال سه عامل تفکر سحرآمیز، تجارب ادراکی غیرعادی و اندیشه پردازی پارانوئید را در تحلیل عاملی STA گزارش کردند. جوزف و پیترز (۱۹۹۵) در تحقیقی که به همین منظور با ۲۶۸ نفر بزرگسال انجام دادند، نتایج هویت و کلاریج را تکرار کردند. راولینگز، کلاریج و فریمن (۲۰۰۱) هم چهار عامل شناسایی کردند که به ترتیب عبارت‌اند از: تفکر سحرآمیز، تجارب ادراکی غیرعادی، انزوا و سوءظن پارانوئید و اضطراب اجتماعی.

دو بررسی تحلیل عاملی هم روی نوجوانان انجام گرفته است: والفرد و استراب (۱۹۹۸) با گروهی از نوجوانان عاملهای سه‌گانه تفکر سحرآمیز، تجارب ادراکی غیرعادی و اندیشه‌پردازی پارانوئید را تکرار کردند، ولی در این گروه سنی تفکر سحرآمیز و تجارب ادراکی غیرعادی در ترکیب با یکدیگر عامل قوی‌تری به وجود آوردند. در حالی که عامل اضطراب اجتماعی و سوءظن، به عاملهای جداگانه تقسیم شدند. سیلاروا و

مقدمه

اختلال شخصیت اسکیزوتایپی^۱ (SPD)، الگویی فرگیر از کاستیهای اجتماعی و بین فردی است که با تحریفهای شناختی یا ادراکی، از قبیل افکار انتساب، تفکر سحرآمیز، تجربه‌های غیرعادی ادراکی، تفکر و گفتار عجیب و غریب، اندیشه‌پردازی پارانویایی، اضطراب اجتماعی و رفتارهای عجیب و غیرعادی و ظرفیت اندک برای برقراری روابط نزدیک و صمیمانه، مشخص می‌شود و سن شروع آن نوجوانی است (انجمن روان پزشکی امریکا، ۲۰۰۰). اسکیزوتایپی به عنوان شکل خفیف و غیربالینی و نیز شخصیت پیش‌شناختی^۲ اسکیزوفرنیا در نظر گرفته می‌شود (گولدینگ، ۲۰۰۴؛ ون کامپن، ۲۰۰۶) و نوعی آمادگی^۳ برای اسکیزوفرنیا به حساب می‌آید (روسی و دانلوزو، ۲۰۰۲). بنابراین، صفات اسکیزوتایپی و روان‌گستنگی اسکیزوفرنیا به صورت نقاط مختلفی بر روی پیوستار واحدی مفهوم‌سازی شده‌اند که بر طبق مفروضه‌های الگوی تندیگی – آسیب‌پذیری^۴ مبین در جاتی از خطر است (وردوکس و ون اویس، ۲۰۰۲). مطابق الگوی تمام‌اعادی^۵ (گولدینگ، ۲۰۰۴) اسکیزوتایپی را به مثابه صفاتی که به طور پیوستاری، توزیع شده‌اند، در نظر می‌گیرد. این صفات، منابعی از تغییرات سلامتی و همچنین آمادگی برای روان‌گستنگی هستند.

براساس دیدگاههای نظری مختلف، مقیاسهای متعددی برای سنجش صفات اسکیزوتایپی ساخته شده‌اند. این مقیاسها را می‌توان در سه گروه طبقه‌بندی کرد: علامت‌محور^۶، نشانگان‌محور^۷ و شخصیت‌محور^۸. از این مقیاسها در پژوهش‌های مربوط به آمادگی برای روان‌گستنگی استفاده شده است. برخی از این مقیاسها عبارت‌اند از: مقیاسهای ناتوانی در کسب لذت بدنی و اجتماعی^۹ (چپمن، چپمن و رائولین، ۱۹۷۶)، مقیاس انحراف ادراک^{۱۰} (PAS) (چپمن، چپمن و رائولین، ۱۹۷۸) و مقیاس اندیشه‌پردازی سحرآمیز^{۱۱} (MIS) (اکبلاڈ و چپمن، ۱۹۸۳). این مقیاسها نشانگان‌محور هستند و بنابراین

کلیه دانش آموزان دختر و پسر مقطع دبیرستان که در سال تحصیلی ۸۹ - ۸۸ در پنج منطقه شهر تبریز مشغول به تحصیل بودند، تشکیل داده است. نحوه نمونه‌گیری، خوشای چند مرحله‌ای تصادفی بوده است؛ بدین صورت که با توجه به کل نواحی ۵ گانه آموزش و پرورش، ابتدا فهرستی از دبیرستانهای دخترانه و پسرانه در هر ناحیه آموزشی تهیه شد. آنگاه با در دست داشتن فهرست اسامی مدارس، تعدادی مدرسه به شیوه تصادفی از ۵ ناحیه آموزشی استخراج شد. در مرحله بعد، به مدارس مراجعه و با توجه به تعداد کلاس‌های موجود در مقاطع تحصیلی، به تصادف یک کلاس انتخاب شد و مورد آزمون قرار گرفتند. حجم نمونه نهایی پس از حذف پرسشنامه‌های نامعتبر، بر حسب جنس، ۱۵۹ نفر دختر و ۲۴۱ نفر پسر است که براساس جدول نمونه‌گیری مورگان ۱۲-۱۹ انتخاب شدند. دامنه سنی شرکت‌کننده‌ها ۱۲-۱۹ سال و فراوانی شرکت کنندگان در طبقات جنسیتی براساس مشخصه‌های آمار توصیفی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱- مشخصات جمعیت شناختی نمونه تحقیق

| | تعداد | درصد | میانگین سنی | انحراف معیار |
|-----------|-------|------|-------------|--------------|
| گروه مونث | ۱۵/۵۹ | ۳۹/۸ | ۱۵۹ | ۲/۳۱ |
| گروه ذکر | ۱۵/۰۵ | ۶۰/۳ | ۲۴۱ | ۱/۷۷ |
| کل نمونه | ۱۵/۲۷ | ۱۰۰ | ۴۰۰ | ۲/۰۲ |

پس از انتخاب کلاسها نخست محقق خود را به دانش آموزان معرفی و هدف تحقیق را بیان کرد؛ سپس سؤالات پرسشنامه STA در اختیار آنها قرار داده شد. به آزمودنیها گفته شد، محدودیت زمانی وجود ندارد و آنها باید به سؤالات مقیاس شخصیتی اسکیزوتابی چواب بلی- خیر بدهند. به منظور رعایت اخلاق پژوهشی و حقوق آزمودنیها ضمن اعلام صريح داوطلبانه بودن شرکت آزمودنیها، هم به صورت شفاهی (قبل از اجرا) و هم به صورت کتبی (بالای پرسشنامه)

کلاریج (۲۰۰۵) به ترتیب عاملهای سه‌گانه تجارب ادراکی غیرعادی، سوءظن پارانوئید/اضطراب اجتماعی و تفکر سحرآمیز را روی گروهی از نوجوانان به دست آوردن.

جنسیت، عنصر مهمی است که در تحلیلهای عاملی اسکیزوتابی پایی باید در نظر گرفته شود. چرا که این متغیر می‌تواند پاسخهای افراد را به مقیاسهای اسکیزوتابی تحت تاثیر قرار دهد (فوساتی، راین، کارتا، لئوناردی و مافی، ۲۰۰۳). راین (۱۹۹۲) نشان داد که زنان نمرات بالایی در عاملهایی که عالیم مثبت اسکیزوتابی را می‌سنجدند، کسب می‌کنند، در حالی که مردان در عاملهایی که عالیم منفی اسکیزوتابی را اندازه می‌گیرند، نمرات بالایی به دست می‌آورند. این نتایج را میلر و برنز (۱۹۹۵) و ماتا، ماتایکس-کولز و پرالتا (۲۰۰۵) نیز تایید کرده‌اند. تفاوت‌های جنسیتی در اسکیزوتابی همسو با تفاوت‌های جنسیتی در اسکیزوفرنیا است. زنان مبتلا به اسکیزوفرنیا، نشانه‌شناسی مثبت اسکیزوفرنیا مانند توهم و هذیان را بیشتر از مردان و مردان هم نشانه‌شناسی منفی اسکیزوفرنیا مانند کناره گیری و انزوای اجتماعی را بیشتر از زنان، نشان می‌دهند (گلدشتاین، سانتانگلو، سیمپسون و تسانگ، ۱۹۹۰؛ باردنشتاین و مک گلاشان، ۱۹۹۰).

در ایران، مقیاس صفات اسکیزوتابی تنها روی نمونه‌های بزرگ‌سال اعتباریابی شده است (محمدزاده، ۱۳۸۴). بنابراین، با توجه به اهمیت دوره نوجوانی در ظهور اختلال شخصیت اسکیزوتابی و اسکیزوفرنیا و فقدان مقیاس اعتباریابی شده برای سنجش ویژگیهای فوق بر روی نوجوانان، هدف از پژوهش حاضر، اعتبارسنجی و انطباق مقیاس مذکور با جامعه نوجوانان ایرانی است.

روش

جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری
این پژوهش در یک بررسی زمینه یابی از نوع مقطعی انجام شده است. جامعه آماری این پژوهش را

اساس مفهوم بندیهای نظری از اسکیزوتاپی (کلاریج و بروکز، ۱۹۸۴؛ هویت و کلاریج، ۱۹۸۹)، صفات (عاملهای) اسکیزوتاپی مولفه‌های کاملاً ناهمبسته ای نیستند؛ بنابراین به علت عدم استقلال کامل عاملها چرخش تحلیل عاملی، باید از نوع متایل باشد (ژندایک، ۱۹۸۲ ترجمه هومن، ۱۳۷۵) و از بین انواع چرخشهای متایل، بنا به توصیه فابریگر و همکاران (۱۹۹۹) و تامپسون (۲۰۰۴) به نقل از مینایی (۱۳۸۶)، و با عنایت به پیشینه پژوهش (راولینگز و همکاران، ۲۰۰۱) از روش پروماس به جهت توان بالای آن در شناسایی عاملها استفاده شد.

ابزار پژوهش: مقیاس صفات اسکیزوتاپی (STA): این مقیاس به منظور سنجش الگوهای شخصیتی اسکیزوتاپی ساخته شده است. STA شامل ۳۷ ماده است که به صورت بلی/ خیر جواب داده می‌شود. جواب بلی نمره یک و جواب خیر نمره صفر می‌گیرد. این مقیاس سه عامل دارد: عاملهای تجارب ادراکی غیرعادی، سوءظن پارانوئید/اضطراب اجتماعی و تفکر سحرآمیز. همچنین، راولینگز و همکاران (۲۰۰۱) ضریب پایایی همسانی درونی ۰/۸۵ را برای STA گزارش کرده‌اند. روایی همزمان STA با مقیاس روان آرزوگی پرسشنامه شخصیتی آیزنک (EPQ) در فرهنگ اصلی ۰/۶۱ گزارش شده است. هنجاریابی و خصوصیات روان‌سنگی این مقیاس روی بزرگسالان در ایران، به وسیله محمدزاده (۱۳۸۴) انجام گرفته و روایی همزمان این مقیاس و عاملهای آن با مقیاس روان‌آرزوگی فرم تجدید نظر شده پرسشنامه شخصیتی آیزنک (EPQ-R) به ترتیب ۰/۷۳، ۰/۵۰، ۰/۵۵ و ۰/۶۹ گزارش شده است، ضمن اینکه STA از روایی عاملی و افتراقی مطلوبی هم برخوردار است. همچنین، ضریب پایایی بازآزمایی STA در فاصله ۴ هفته‌ای کل مقیاس ۰/۸۶ و خرده مقیاسهای تجارب ادراکی غیرعادی، سوءظن پارانوئید و اضطراب اجتماعی و تفکر سحرآمیز به ترتیب ۰/۶۵، ۰/۷۵ و ۰/۵۹ محاسبه شد.

خاطرنشان شد اطلاعات درخواستی در این پرسشنامه‌ها، صرفاً به منظور اهداف پژوهشی است. جهت اطمینان خاطر شما، به جز تعیین جنسیت نیازی به ذکر نام و نام خانوادگی و دیگر مشخصات خصوصی نیست.

پژوهش‌های قبلی از روش تحلیل عاملی برای بررسی روایی سازه ای STA استفاده کرده‌اند (هویت و کلاریج، ۱۹۸۹؛ والفرد و استراب، ۱۹۹۸، راولینگز و همکاران، ۲۰۰۱، سیلاروا و کلاریج، ۲۰۰۵). همه روش‌های متنوع تحلیل عامل با یک ماتریس از همبستگی بین متغیرها بر اساس الگویی از روابط بین داده‌ها استخراج می‌شوند. اما این روش‌ها براساس مفروضه‌های زیربنایی و مسیری که طی آن عوامل استخراج می‌شوند، با یکدیگر متفاوت هستند. اصطلاح تحلیل عاملی انواع مختلفی از روش‌ها را در بر می‌گیرد: از جمله تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA)^{۱۴} و تحلیل عاملی (FA)^{۱۵}. این دو مجموعه در بسیاری از جهات شبیه هم هستند و به جای همدیگر، مورد استفاده قرار می‌گیرند (پالات، ۲۰۰۷ ترجمه رضایی، ۱۳۸۹). روش تحلیل عاملی که در ارتباط با STA مورد استفاده قرار گرفته، تحلیل مولفه‌های اصلی است (هویت و کلاریج، ۱۹۸۹؛ والفرد و استраб، ۱۹۹۸؛ راولینگز و همکاران، ۲۰۰۱؛ سیلاروا و کلاریج، ۲۰۰۵). در این روش هیچ فرض ویژه‌ای در خصوص ساخت زیربنایی متغیرها مورد نیاز نیست و محقق می‌خواهد بداند بهترین ترکیب خطی بین متغیرها چیست. منظور از بهترین ترکیب خطی، این است که واریانس بیشتری از داده‌ها را به نسبت هر ترکیب خطی دیگری از متغیرها، بتواند توجیه کند؛ بنابراین اولین مولفه اصلی، به عنوان بهترین چکیده از روابط خطی آشکارشده در داده‌ها مطرح است و مولفه‌های بعدی ممکن است به عنوان ترکیب خطی متغیرها که بیشترین واریانس‌های باقی‌مانده پس از کنار گذاشتن اثر مولفه اول تعریف شود. در تحلیل عوامل چرخشهای اصلی یا متعامد هستند و یا متایل. بر

عامل اصلی ۲۴/۲۳ درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند.

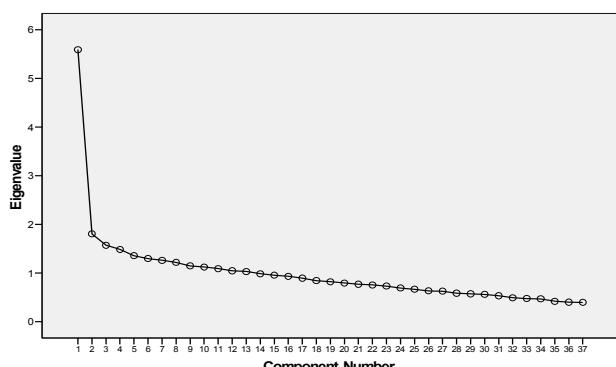
جدول ۲- مقایسه ارزش‌های ویژه PCA و تحلیل موازی

| | تعداد مولفه‌ها | ارزش ویژه | ارزش ملاک تصمیم | تحلیل موازی | PCA | واقعی |
|-------|----------------|-----------|-----------------|-------------|-----|-------|
| تایید | ۱/۶۱ | ۵/۵۹ | ۱ | | | |
| تایید | ۱/۵۳ | ۱/۸۰ | ۲ | | | |
| تایید | ۱/۴۹ | ۱/۵۷ | ۳ | | | |
| رد | ۱/۶۱ | ۱/۴۸ | ۴ | | | |
| رد | ۱/۴۳ | ۱/۳۵ | ۵ | | | |

لازم به ذکر است روی داده‌ها تحلیل عاملی با روش کمترین مجددات بدون وزن (ULS) نیز انجام گرفت و نتایج حاصل از دو روش (تحلیل مولفه‌های اصلی و کمترین مجددات بدون وزن) مقایسه شد و راه حل عاملی حاصل از روش کمترین مجددات بدون وزن به علت تبیین واریانس‌های کمتر در مجموعه داده‌ها و پیچیده و ناهمگن کردن تفسیر عاملها کثار گذاشته شد، چرا که در تحلیل عاملی، یافتن راه حل ساده تا حد ممکن از یک طرف و تبیین واریانس بیشتر در مجموعه داده‌ها از طرف دیگر، مد نظر است (پالانت، ۲۰۰۷ ترجمه رضایی، ۱۳۸۹). در همین راستا، تباچنیک و فیدل (۲۰۰۷) نیز پیشنهاد می‌کنند که پژوهشگران رویکردی اکتشافی داشته باشند؛ تعداد عاملهای مختلف را تجربه کنند تا اینکه به راه حل قابل قبول و قانع کننده‌ای دست یابند. از این‌رو، راه حل ۳ عاملی ناشی از تحلیل مولفه‌های اصلی با مبانی نظری و پیشینه پژوهشی اسکیزوتابیپی نیز هماهنگ است.

نمودار: آزمون اسکری برای شناسایی تعداد عاملها

Scree Plot



یافته‌ها

برای بررسی تحلیل مولفه‌های اصلی، نخست پیش فرضهای تحلیل عاملی بررسی شد. برای تحلیل عاملی علاوه بر توزیع طبیعی نمرات، کنترل خطی بودن و تعداد بیشتر همبستگیهای بالای ۰/۳۰ که قابلیت تحلیل عاملی را ممکن می‌سازند (تباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷) باید بررسی شوند. نخست قابلیت تحلیل عاملی از طریق آزمون کایزر- مایر- اولکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت بررسی شد. بر این اساس، مقدار آزمون کایزر- مایر- اولکین ($KMO = 0/79$) بیان‌کننده کفايت نمونه‌برداری و مشخصه آرمون کرویت بارتلت ($1846/58, 0/0001, p = 0/0001$) معنادار است که نشان می‌دهد ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست و بنابراین عمل عامل‌یابی، توجیه‌پذیر است. ترسیم نمودارهای نمرات نیز حاکی از توزیع طبیعی آنها و تایید مفروضه خطی بودن داده‌ها بود. آنگاه، به منظور تعیین ساختار عاملی از شیوه اکتشافی و روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش پروماسکس استفاده شد. ماده‌هایی مشمول یک عامل شدند که وزن عاملی ۰/۳۰ یا بالاتر را داشتند. در کل، ۱۳ عامل ارزش ویژه بالاتر از یک داشتند و عبارت بودند از: ۵/۵۹، ۱/۸۰، ۱/۴۸، ۱/۵۷، ۱/۳۵، ۱/۴۸، ۱/۸۰، ۰/۳۰ و ۱/۰۴. این ۱۳ عامل ۵۶/۷۸ درصد واریانس‌های مشاهده شده را تبیین می‌کرد. رسم نمودار ارزش‌های ویژه (نمودار ۱) و الگوی وزن‌های عاملی سه عامل را پیشنهاد کرد. اما تضمیم‌گیری نهایی در مورد تعداد عاملها با استفاده از تحلیل موازی (PA)^{۱۶} در برنامه مونته کارلو پی ای^{۱۷} نتایج گرفت و نشان داد ۳ مولفه با ارزش‌های ویژه فراتر از ارزش‌های ملاک متناسب برای ماتریس داده‌های ایجادشده به صورت تصادفی هستند (جدول ۲). نتایج تحلیل موازی الگوی ۳ عاملی پیشنهادشده از طریق آزمون اسکری را تایید کرد. این عاملها ابقا شدند و آنگاه برای کمک به تفسیر، در معرض چرخش پروماسکس قرار گرفتند. در مجموع، سه

جدول ۳: ضرایب ماتریس‌های الگوی عاملی و ساختار عاملی با چرخش پروماکس راه حل ۳ عاملی

| سوال | ضرایب ماتریس الگوی عاملی | | | | | | میزان اشتراک |
|------|---------------------------|--------------------|--------|--------|--------|--------|--------------|
| | ضرایب ماتریس ساختار عاملی | ضرایب ماتریس عاملی | عامل ۱ | عامل ۲ | عامل ۳ | عامل ۱ | |
| | عامل ۳ | عامل ۲ | عامل ۱ | عامل ۳ | عامل ۲ | عامل ۱ | عاملی |
| ۳۳ | -۰/۶۳ | -۰/۳۵ | ۰/۴۷ | ۰/۴۷ | ۰/۵۶ | ۰/۵۶ | ۰/۵۶ |
| ۷ | -۰/۵۹ | -۰/۵۲ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ |
| ۲۹ | -۰/۴۸ | -۰/۵۷ | ۰/۵۸ | ۰/۵۷ | ۰/۵۸ | ۰/۵۸ | ۰/۵۸ |
| ۲۳ | -۰/۴۵ | -۰/۴۵ | ۰/۵۹ | ۰/۴۵ | ۰/۴۹ | ۰/۴۹ | ۰/۵۹ |
| ۳۲ | -۰/۴۲ | -۰/۳۵ | ۰/۴۲ | ۰/۴۲ | ۰/۵۶ | ۰/۵۶ | ۰/۵۶ |
| ۵ | -۰/۴۱ | -۰/۴۳ | ۰/۵۶ | ۰/۴۳ | ۰/۵۶ | ۰/۵۶ | ۰/۵۶ |
| ۳۰ | -۰/۳۸ | -۰/۴۱ | ۰/۶۱ | ۰/۴۱ | ۰/۶۱ | ۰/۶۱ | ۰/۶۱ |
| ۳۵ | -۰/۳۷ | -۰/۴۱ | ۰/۵۷ | ۰/۴۱ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ |
| ۶ | -۰/۳۶ | -۰/۳۷ | ۰/۶۸ | ۰/۳۷ | ۰/۶۸ | ۰/۶۸ | ۰/۶۸ |
| ۲۰ | -۰/۳۵ | -۰/۴۱ | ۰/۵۱ | ۰/۴۱ | ۰/۵۱ | ۰/۵۱ | ۰/۵۱ |
| ۱۲ | -۰/۳۳ | -۰/۴۴ | ۰/۳۶ | ۰/۴۴ | ۰/۴۲ | ۰/۴۲ | ۰/۴۶ |
| ۲۱ | -۰/۳۲ | -۰/۴۲ | ۰/۵۴ | ۰/۴۲ | ۰/۴۲ | ۰/۴۲ | ۰/۴۲ |
| ۲۲ | -۰/۳۷ | -۰/۴۷ | ۰/۳۶ | ۰/۴۷ | ۰/۴۷ | ۰/۴۷ | ۰/۴۷ |
| ۸ | -۰/۵۸ | -۰/۴۷ | ۰/۵۴ | ۰/۴۷ | ۰/۵۴ | ۰/۵۴ | ۰/۵۴ |
| ۲۸ | -۰/۵۴ | -۰/۵۶ | ۰/۵۷ | ۰/۵۶ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ | ۰/۵۷ |
| ۴ | -۰/۴۹ | -۰/۴۳ | ۰/۶۲ | ۰/۴۳ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ |
| ۳۴ | -۰/۴۵ | -۰/۴۸ | ۰/۶۱ | ۰/۴۸ | ۰/۶۱ | ۰/۶۱ | ۰/۶۱ |
| ۲۶ | -۰/۴۴ | -۰/۴۸ | ۰/۵۵ | ۰/۴۸ | ۰/۵۵ | ۰/۵۵ | ۰/۵۵ |
| ۲۴ | -۰/۴۰ | -۰/۴۸ | ۰/۵۲ | ۰/۵۳ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ |
| ۱ | -۰/۳۹ | -۰/۳۵ | ۰/۶۲ | ۰/۳۵ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ |
| ۱۳ | -۰/۳۸ | -۰/۳۴ | ۰/۴۵ | ۰/۴۲ | ۰/۴۵ | ۰/۴۵ | ۰/۴۵ |
| ۳۷ | -۰/۳۵ | -۰/۴۱ | ۰/۵۵ | ۰/۴۱ | ۰/۵۵ | ۰/۵۵ | ۰/۵۵ |
| ۱۱ | -۰/۳۴ | -۰/۴۲ | ۰/۶۲ | ۰/۳۰ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ | ۰/۶۲ |
| ۳ | -۰/۳۷ | -۰/۴۲ | ۰/۳۶ | ۰/۳۰ | ۰/۳۶ | ۰/۳۶ | ۰/۳۶ |
| ۱۹ | -۰/۳۸ | -۰/۳۸ | ۰/۳۶ | ۰/۳۸ | ۰/۳۶ | ۰/۳۶ | ۰/۳۶ |
| ۱۷ | -۰/۳۴ | -۰/۳۴ | ۰/۳۶ | ۰/۳۴ | ۰/۳۶ | ۰/۳۶ | ۰/۳۶ |
| ۱۶ | -۰/۳۱ | -۰/۴۰ | ۰/۴۵ | ۰/۵۲ | ۰/۴۵ | ۰/۴۵ | ۰/۴۵ |
| ۱۴ | -۰/۳۳ | -۰/۴۹ | ۰/۵۲ | ۰/۴۰ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ |
| ۲۵ | -۰/۴۸ | -۰/۴۸ | ۰/۵۱ | ۰/۴۸ | ۰/۵۱ | ۰/۵۱ | ۰/۵۱ |
| ۱۰ | -۰/۴۶ | -۰/۴۶ | ۰/۵۲ | ۰/۳۶ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ |
| ۱۵ | -۰/۴۵ | -۰/۴۶ | ۰/۶۳ | ۰/۴۶ | ۰/۶۳ | ۰/۶۳ | ۰/۶۳ |
| ۱۸ | -۰/۴۵ | -۰/۴۵ | ۰/۷۰ | ۰/۴۱ | ۰/۷۰ | ۰/۷۰ | ۰/۷۰ |
| ۳۶ | -۰/۴۵ | -۰/۴۵ | ۰/۵۱ | ۰/۴۳ | ۰/۵۱ | ۰/۵۱ | ۰/۵۱ |
| ۲ | -۰/۴۳ | -۰/۴۳ | ۰/۴۱ | ۰/۴۷ | ۰/۴۱ | ۰/۴۱ | ۰/۴۱ |
| ۹ | -۰/۴۳ | -۰/۴۳ | ۰/۶۳ | ۰/۴۲ | ۰/۶۳ | ۰/۶۳ | ۰/۶۳ |
| ۲۷ | -۰/۴۱ | -۰/۴۱ | ۰/۴۳ | ۰/۳۴ | ۰/۴۳ | ۰/۴۳ | ۰/۴۳ |
| ۳۱ | -۰/۳۲ | -۰/۳۵ | ۰/۴۳ | ۰/۳۴ | ۰/۴۳ | ۰/۴۳ | ۰/۴۳ |

وزن عاملی کمتر از ۰/۳۰ داشتند، از تحلیل حذف شدن و ماده‌های ۱۲، ۲۴، ۲۵ و ۳۲ در بیش از یک

در ستون ضرایب ماتریس الگوی عاملی، بر اساس ضرایب میزان مشارکت، ماده‌های ۳، ۱۶، ۱۷، ۱۹ و ۳۱

نام گرفت و با ماده‌هایی که به احساسات تنها‌یی و انزوا و نیز بدینی به دیگران مربوط می‌شوند، هماهنگی دارد و سؤالاتی مثل "آیا اغلب وقتی احساس می‌کنید دیگران به شما نگاه می‌کنند، ناراحت می‌شوید؟" را شامل می‌شود.

به منظور مقایسه جنسیتی، از آزمون t برای گروههای مستقل استفاده شد. ابتدا، پیش‌فرض همگنی واریانسها به منظور استفاده از آزمونهای پارامتریک برای تجزیه و تحلیل داده‌ها بررسی شد و نتایج آزمون لوین یکسانی واریانس را در کل مقیاس و عامل‌های ۱ و ۲ تایید کرد ولی فرض تساوی واریانسها در عامل ۳ رعایت نشده است که بر اساس پیشنهاد پالانت (۲۰۰۷ ترجمه رضایی، ۱۳۸۹) در این مورد نتایج آزمون t با پیش‌فرض ناهمگنی واریانسها گزارش شده است. نتایج آزمون t در جدول ۴ قابل مشاهده است. این جدول نشان می‌دهد که تفاوت نمرات دو گروه مؤنث و مذکور در کل مقیاس STA و عاملهای آن معنی‌دار و میانگین گروه مؤنث، بیشتر از گروه مذکور است.

عامل تکرار شده بودند که با توجه به ارتباط هر ماده با یک عامل، به ترتیب در عامل‌های ۳، ۱ و ۲ قرار داده شدند.

عامل اول (۱۲ ماده) ارزش ویژه برابر با $5/59$ دارد و ۱۰/۱۵ درصد واریانس‌های مشاهده شده را توجیه می‌کند. این عامل، "عامل تجارب ادراکی غیرعادی" نام گرفت و سؤالاتی مثل "وقتی که در موقعیت جدیدی قرار می‌گیرید آیا تا به حال عمیقاً احساس کرده‌اید که این موقعیت تکرار چیزی است که قبل اتفاق افتاده است؟" را شامل می‌شود.

عامل دوم (۱۰ ماده) عامل "تفکر سحرآمیز" نام گرفت، ارزش ویژه آن برابر با $1/80$ است و این ارزش، ۴/۸۷ درصد از کل واریانس را تبیین می‌کند و ماده‌هایی مثل "آیا بعضی اوقات احساس کرده‌اید که حوالشی که برای شما اتفاق می‌افتد به وسیله نیروهای مرموزی ایجاد می‌شوند؟" را شامل می‌شود.

سومین عامل (۱۰ ماده) ارزش ویژه برابر با $1/57$ دارد و ۴/۲۴ درصد واریانس را تبیین می‌کند. این عامل، "عامل سوءظن پارانوئید و اضطراب اجتماعی"

جدول ۴- مقایسه گروههای مؤنث و مذکور در مقیاس STA و عاملهای مربوطه

| سطح معنی‌داری | df | t | آزمون لوین | | انحراف استاندارد | میانگین استاندارد | تعداد | جنس |
|---------------|--------|------|---------------|------|------------------|-------------------|-------|-------|
| | | | سطح معنی‌داری | F | | | | |
| ۰/۰۰۱ | ۳۲۲ | ۵/۷۸ | ۰/۳۱ | ۰/۹۹ | ۶/۴۴ | ۱۳/۱۲ | ۱۹۴ | مذکور |
| | | | | | ۶/۳۸ | ۱۷/۴۴ | ۱۳۰ | مؤنث |
| ۰/۰۰۱ | ۳۶۳ | ۳/۲۴ | ۰/۸۳ | ۰/۰۴ | ۲/۶۸ | ۶/۵۴ | ۲۱۸ | مذکور |
| | | | | | ۲/۶۲ | ۷/۴۶۸ | ۱۴۷ | مؤنث |
| ۰/۰۱ | ۳۶۳ | ۲/۴۳ | ۰/۸۲ | ۰/۰۴ | ۲/۲۳ | ۳/۰۸ | ۲۱۸ | مذکور |
| | | | | | ۲/۱۷ | ۳/۶۶ | ۱۴۸ | مؤنث |
| ۰/۰۰۱ | ۲۵۷/۶۸ | ۶/۷۵ | ۰/۰۲ | ۵/۳۲ | ۲/۲۰ | ۳/۰۵ | ۲۱۹ | مذکور |
| | | | | | ۲/۹۰ | ۴/۹۵ | ۱۴۸ | مؤنث |

دیگر از روایی استخراج شد که خلاصه آن در جدول ۵ آمده است. این جدول نشان می‌دهد که همبستگی

در این پژوهش، همبستگی درونی نمرات خردۀ مقیاسها با یکدیگر و با کل مقیاس به عنوان شاخصی

نوجوانان برای اندازه گیری صفات شبه روان پریشی اسکیزوتایپی بود.

در تحلیل عاملی STA به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش پروماکس، سه عامل استخراج شد: عامل تجارت ادراکی غیرعادی، عامل تفکر سحرآمیز و عامل سوءظن پارانویید / اضطراب اجتماعی. ۱۳ عامل اولیه که ۵۶/۷۸ درصد واریانس‌های مشاهده شده را تبیین می‌کرد و سپس با رسم نمودار ارزشهای عاملی به ۳ عامل تقلیل یافت، که مشابه تحلیلهای عاملی قبلی روی نوجوانان است که والفرد و استراب (۱۹۹۸) و سیلاروا و کلاریچ (۲۰۰۵) انجام داده‌اند، برای مثال، تعداد عاملهای اولیه والفرد و استراب (۱۹۹۸)، ۹ عامل بود که ۵۷/۷ درصد از واریانس‌ها را تبیین می‌کرد و سپس با رسم نمودار ارزشهای ویژه به ۳ عامل تقلیل یافت و یا سیلاروا و کلاریچ (۲۰۰۵) ۱۳ عامل اولیه استخراج کرده بودند که این ۱۳ عامل ۵۷/۶۸ درصد واریانس‌ها را تبیین می‌کرد و باز با رسم نمودار ارزشهای ویژه تعداد عامل‌ها به ۳ عامل کاهش یافت. در پژوهش اخیر دیگری، سیلاروا و کلاریچ (۲۰۰۵) به ترتیب عاملهای سه‌گانه تجارت ادراکی غیرعادی، سوءظن پارانوئید/اضطراب اجتماعی و تفکر سحرآمیز را روی گروهی از نوجوانان به دست آوردند. این عوامل در پژوهش حاضر نیز به دست آمدند؛ با این تفاوت که ترتیب عامل‌ها با پژوهش‌های قبلی، متفاوت‌اند؛ بدین صورت که در پژوهش حاضر، در مقایسه با سیلاروا و کلاریچ (۲۰۰۵)، عامل تفکر سحرآمیز سهم بیشتری در تبیین صفات اسکیزوتایپی نشان داد تا عامل سوءظن پارانویید / اضطراب اجتماعی.

همچنین، تعداد عاملهای تحقیق حاضر، تقریباً مشابه تحلیلهای عاملی قبلی با نمونه بزرگ‌سال است که هویت و کلاریچ (۱۹۸۹)، جوزف و پیترز (۱۹۹۵)، راولینگر و همکاران (۲۰۰۱) و محمدزاده و همکاران (۱۳۸۶) انجام داده‌اند. تشابه عوامل استخراج شده در تحقیقات مختلف و در فرهنگ‌های متفاوت، بیان کننده

بین کل STA با عاملهای تجارت ادراکی غیرعادی، تفکر سحرآمیز و نیز با عامل سوءظن پارانویید و اضطراب اجتماعی به ترتیب ۰/۷۹، ۰/۷۵ و ۰/۷۷ حاصل شده که روایی مطلوبی است. همبستگی بین عاملها هم بین ۰/۳۲ تا ۰/۵۲ است که در سطح ۰/۰۱ معنی‌دارند.

جدول ۵- همبستگی درونی نمرات خرد مقیاسها با یکدیگر و با کل مقیاس STA

| | STA | STA |
|----------|----------|----------|
| عامل سوم | عامل اول | عامل دوم |
| - | - | - |
| عامل اول | - | ۰/۷۹* |
| عامل دوم | - | ۰/۷۵* |
| عامل سوم | ۰/۴۵* | ۰/۳۲* |

*همبستگی‌ها در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار هستند. (n=۴۰۰)

برای تعیین پایایی بازآزمایی، تعداد ۶۰ نفر به صورت نمونه‌گیری داوطلب انتخاب و سپس در فاصله ۴ هفته دوباره آزمایش شدند. ضریب پایایی کل مقیاس ۰/۸۲ و برای خرد مقیاس‌های تجارت ادراکی غیرعادی، تفکر سحرآمیز و سوءظن پارانویید / اضطراب اجتماعی به ترتیب ۰/۶۷، ۰/۶۹ و ۰/۶۲ به دست آمد. همه ضرایب در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار بودند. برای سنجش پایایی درونی مقیاس از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. بر اساس نتایج حاصل شده، ضریب آلفا برای خرد مقیاس‌های تجارت ادراکی غیرعادی ۰/۵۳، تفکر سحرآمیز ۰/۶۲ و سوءظن پارانویید و اضطراب اجتماعی ۰/۶۰ محاسبه شد که رضایت‌بخش هستند. همچنین، ضریب پایایی کل پرسشنامه از طریق پایایی مرکب^{۱۸} (به خاطر وجود خرد مقیاسها که امکان محاسبه آلفای کل پرسشنامه را میسر نمی‌ساخت) ۰/۸۱ محاسبه شد.

بحث و نتیجه‌گیری
هدف مطالعه حاضر، بررسی تحلیل عاملی و اعتباریابی مقیاس صفات اسکیزوتایپی (STA) در

ضرایب پایایی بازآزمایی در فاصله چهار هفته برای کل مقیاس و برای عاملهای آن ضرایب مطلوبی هستند. ضریب پایایی بازآزمایی STA در این تحقیق از ضریب به دست آمده در فرهنگ اصلی که برای کل مقیاس، ۰/۶۴ گزارش شده است (راولینگز و همکاران، ۲۰۰۱) مطلوب‌تر است و این نکته را بیان می‌کند که این مقیاس کمتر دستخوش متغیرهای وضع و حالت می‌شود و چون خصلت اسکیزوتایپی را می‌سنجد، بنابراین در طول زمان، دارای ثبات مناسب است. نتایج پایایی به روش همسانی درونی، حاکی از پایایی قوی کل مقیاس و ضرایب نسبتاً مناسب برای خردۀ مقیاسهای سه‌گانه است (به جز عامل تجارب ادراکی غیر عادی که تقریباً پایین است و در استفاده از ابزار حاصل از این پژوهش، این محدودیت باید در نظر گرفته شود) و به خاطر انسجام درونی بالا، در شرایط مختلف نتایج یکسان به دست می‌دهد. این یافته‌ها یافته‌های گزارش شده به وسیله راولینگز و همکاران (۲۰۰۱) و محمدزاده (۱۳۸۴) روی نمونه‌های بزرگ‌سال همخوانی دارد. اکثر ضرایب همبستگی گزارش شده در این تحقیق مشابه همان ضرایبی است که مؤلفان مقیاس در فرهنگ اصلی گزارش کرده بودند. این یافته‌ها نشان‌دهنده ساده و سلیس بودن عبارات آزمون چه در زبان انگلیسی و چه در زبان فارسی است و اینکه انطباق نسخه اصلی با فرهنگ ایرانی به صورت مطلوب، انجام گرفته است.

در پژوهش حاضر، امکان دسترسی به بیماران مبتلا به اختلال شخصیت اسکیزوتایپی میسر نشد و بر اساس این محدودیت، پیشنهاد می‌شود یافته‌های حاضر روی نمونه‌های نوجوان مبتلا به اختلال شخصیت اسکیزوتایپی، تکرار شود.

به طور کلی، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با استفاده از STA می‌توان به صورت قابل قبولی خصیصه‌های اسکیزوتایپی را در نوجوانان جامعه ایرانی اندازه‌گیری کند، استفاده از اندازه‌گیری صفت

آن است که مقیاس STA از خصوصیات روان سنجی قابل قبول و با ثباتی برخوردار است. اما تفاوت‌های مشاهده شده در ترتیب عوامل نیز میان این نکته است که نشانه‌شناسی صفات اسکیزوتایپی در نوجوانان ایرانی، می‌تواند متفاوت باشد و بعد از تجارب ادراکی غیرعادی مانند مسخ واقعیت، مسخ شخصیت و انواع تجارب شبه توهمی، تفکر سحرآمیز بیشتر از سوءظن پارانوئید/ اضطراب اجتماعی می‌تواند در نوجوانان شایع باشد.

جدول ۵ تفاوت بین نمرات گروه مؤنث و مذکر را نشان می‌دهد. بر این اساس، میانگین نمرات گروه مؤنث در کل STA و عاملهای مربوط به طور معنی‌داری بیشتر از گروه مذکر است که آسیب پذیری اسکیزوفرنیا نشان می‌دهد. از آنجایی که گزارش شده است که زنان نسبت به مردان در مقیاسهایی که ویژگیهای مثبت اسکیزوتایپی را اندازه می‌گیرند، مقیاسهایی مانند STA، مقیاس اندیشه پردازی سحرآمیز و مقیاس آمادگی برای توهم، نمرات بالایی کسب می‌کنند (راین، ۱۹۹۲؛ کلاریچ و همکاران، ۱۹۹۶؛ والفرد و استراب، ۱۹۹۸ و راولینگز و همکاران، ۲۰۰۱)، بنابراین، نتایج این تحقیق با یافته‌های پژوهش‌های قبلی روی بزرگ‌سالان هماهنگ است و بنابراین تفاوت‌های جنسیتی مشاهده در صفات اسکیزوتایپی متاثر از سن نیستند.

به جز روایی عاملی، همبستگی عاملها با یکدیگر و با کل مقیاس برای احراز روایی محاسبه شد. اطلاعات جدول گویای آن است که همه عاملها با کل مقیاس همبستگی بالا دارند و از طرفی همبستگی بین عاملها نیز پایین است؛ بنابراین، با اینکه عاملهای فوق با کل مقیاس همبستگی بالایی دارند، چون هر کدام عاملهای جداگانه‌ای هستند، همبستگی پایین و معنی دار هم با یکدیگر دارند که حکایت از روایی مطلوب مقیاس و عاملهای آن دارد.

- Chapman, L. J., Chapman, J. P., & Raulin, M. L. (1978). Body image aberration in schizophrenia. *Journal of Abnormal Psychology, 87*, 399-407.
- Claridge, G., & Broks, P. (1984). Schizotypy and hemisphere function : I. Theoretical considerations and the measurement of schizotypy. *Personality and Individual Differences, 5*, 633-648.
- Claridge, G., McCreery, C., Mason, O., Bentall, R., Boyle, G., Slade , P. , & Popplewell, D.(1996). The factor structure of 'schizotypal' traits: a replication study. *British Journal of Clinical Psychology, 35*, 103-115.
- Cyhlarova, E & Claridge, G. (2005) . Development of a version of the Schizotypy Traits Questionnaire (STA) for screening children. *Schizophrenia Research, 80*, 253– 261.
- Eckblad, M., & Chapman, L. J. (1983). Magical ideation as an indicator of schizotypy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 51* , 215-225.
- Fossati, A., Raine, A., Carretta, I., Leonardi, B., Maffei,C. (2003). The three-factor model of schizotypal personality: invariance across age and gender. *Personality and Individual Differences, 35*, 1007-1019.
- Goldstein, J. M., Santangelo, S. L., Simpson, J. C., & Tsuang, M. T. (1990). The role of gender in identifying in subtypes of schizophrenia: A latent class analytic approach. *Schizophrenia Bulletin, 16*, 263-275.
- Goulding, A.(2004). Schizotypy models in relations to subjective health and paranormal beliefs and experiences. *Personality and Individual Differences, 37*, 157-167.
- Hewitt, J. K., & Claridge, G. (1989). The factor structure of schizotypy in a normal population. *Personality and Individual Differences, 10*, 323-329.
- Joseph, S., & Peters, E. R. (1995). Factor structure of schizotypy with normal subjects: a replication of Hewitt and Claridge 1989. *Personality and Individual Differences,18*, 437-440.
- Mata, I., Mataix-Cols, D., Peralta,V. (2005). Schizotypal Personality Questionnaire-Brief: factor structure and influence of sex and age in a nonclinical population. *Personality and Individual Differences, 38*, 1183-1192.
- Miller, L.S., & Burns, S.A. (1995). Gender differences in schizotypic features in a large sample of young adults. *Journal of Nervous and Mental Disorders, 183*, 657-661.
- Raine, A. (1991). The SPQ: A scale for the assessment of schizotypal personality based on DSM-III-R criteria. *Schizophrenia Bulletin, 17*, 555-564.

اسکیزو-تایپی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

یادداشتها

- 1) Schizotypy, personality
- 2) Prodromal
- 3) Liability
- 4) Stress-vulnerability model
- 5) Full dimensional
- 6) symptom-oriented
- 7) Syndrome oriented
- 8) Personality oriented
- 9) Physical and social anhedonia
- 10) Perceptual Aberration Scale
- 11) Magical Ideation Scale
- 12) Schizotypal Personality Questionnaire
- 13) Schizotypal Trait questionnaire A scale
- 14) Principal component analysis
- 15) factor analysis
- 16) Parallel analysis
- 17) Monte Carlo PA
- 18) Composite reliability

منابع

- پالانت، جولی. (۲۰۰۷). تحلیل داده‌های علوم رفتاری با برنامه SPSS، ترجمه اکبر رضایی (۱۳۸۹). تبریز: فروزش.
- ثرندایک، رابت ال. (۱۹۸۲). روان سنجی کاربردی، ترجمه حیدرعلی هومن (۱۳۷۵). تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- محمدزاده، علی (۱۳۸۴). بررسی خصوصیات روان سنجی و هنجاریابی مقیاس شخصیتی اسکیزو-تایپی (STA) و مرزی (STB). پایان نامه کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی دانشگاه شیراز.
- مینایی، اصغر. (۱۳۸۶). بررسی ساختار عاملی مقیاس رفتار انطباقی بزرگسالان (ABS-RC:2): یک تحلیل ثانویه. پژوهش در حیطه کودکان استثنایی، سال هفتم، ۳، ۲۹۸ -۲۸۷

American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (4th .,Revised)*. Washington, DC: APA.

Bardenstein, K.K., & McGlashan, T.H. (1990) . Gender differences in affective, schizoaffective, and schizophrenic disorders. *Schizophrenia Research, 3*, 159-172.

Chapman, L. J., Chapman, J. P., & Raulin, M. L. (1976). Scales for physical and social anhedonia. *Journal of Abnormal Psychology, 87*, 374-382.

- Raine, A. (1992). Sex differences in schizotypal personality in a nonclinical population. *Journal of Abnormal Psychology, 101*, 361-364.
- Raine, A. & Benishay, D. (1995). The SPQ-B: A brief screening instrument for schizotypal personality disorder. *Journal of Personality Disorders, 9*, 346-355.
- Rawlings, D., Claridge, G., & Freeman, J. L. (2001). Principal components analysis of the Schizotypal Personality Scale (STA) and the Borderline Personality Scale (STB). *Personality and Individual Differences, 31*, 409-419.
- Rossi, A., & Daneluzzo, E. (2002). Schizotypal dimension in normals and schizophrenic patients: a comparison with other clinical samples. *Schizophrenia Research, 54*, 67-75.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th edition). Boston: Pearson education.
- Van Kampen, D. (2006). The Schizotypic Syndrome Questionnaire (SSQ): Psychometrics, validation and norms. *Schizophrenia Research, 84*, 305 – 322.
- Verdoux, H., van Os, J. (2002). Psychotic syndromes in non-clinical populations and the continuum of psychosis. *Schizophrenia Research, 54*, 59– 65.
- Wolfraadt, U., & Struabe, E. R. (1998). Factor structure of schizotypal trait among adolescents. *Personality and Individual Differences, 24*, 201-206.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی