

## بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی سؤالهای سندرمی پرسشنامه خود سنجی آخنباخ

اصغر مینایی<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۸۵/۹/۲۷ تجدید نظر: ۸۵/۱۱/۱۶ پذیرش نهایی: ۸۶/۱/۱۵

### چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی پرسشنامه خودسنجدی (YSR) با استفاده از رویکرد تحلیل عاملی تأییدی به اجرا درآمد. روش: در این مطالعه از بخشی از داده‌های پژوهش مینایی (۱۳۸۴)، استفاده شد که شامل ۴۶۵ دانش‌آموز پسر و ۴۲۱ دانش‌آموز دختر مدارس ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهر تهران است که با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شده‌اند. برای برآورد پارامترها و برآش مدل از تابع کمترین مجددات وزن دار استفاده شد. جهت ارزیابی کفايت برآش مدل از شاخص ريشه دوم برآورد وارياس خطاي تقريب، شاخص برآش تطبقي، ريشه دوم ميانگين مجددات پس مانده‌های استاندارد شده، شاخص تاکر - لويز، شاخص خوبی برآزندگی و شاخص تعديل يافته خوبی برآزندگی استفاده شد. يافته‌ها: نتایج نشان داد که مدل ۸ سندرمی همبسته آخنباخ از برآش خوبی با داده‌ها برخوردار است. اين يافته شاهد ديجري در زمينه رواي سازه درونی پرسشنامه خودسنجدی فراهم آورد. علاوه بر اين، نتایج نشان داد که سندرمهای پرسشنامه مورد بحث همپوشاني كامل با همديگر ندارند. اين مطلب حاکی از آن است که سندرمهای واحد رواي تشخصي هستند. نتيجه‌گيري: نتایج نشان داد که مدل ۸ سندرمی آخنباخ از برآش خوبی با داده‌ها برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: پرسشنامه خودسنجدی، YSR، تحلیل عاملی تأییدی، مشکلات عاطفی - رفتاری، ساختار عاملی.

۱- پژوهشگاه مطالعات آموزش و پرورش، پژوهشکده کودکان استثنایی؛ انقلاب- چهارراه ولی‌عصر- خ شهید براذران مظفر- ساختمان شماره ۵ آموزش و پرورش (Email: as\_minai@yahoo.com)

## مقدمه

تحقیق در خصوص بهداشت روانی نوجوانان، نیازمند ابزارهای استاندارد است. این مسئله باعث شده است تا ابزارهای زیادی برای اندازه‌گیری ابعاد مختلف بهداشت روانی پرورش یابد. برخی از ابزارها تنها یک بعد از بهداشت روانی (برای مثال اضطراب، افسردگی و عزت نفس) را اندازه می‌گیرند در حالی که برخی دیگر از این ابزارها چند بعد مختلف بهداشت روانی را به طور همزمان اندازه‌گیری می‌کنند.

مجموعه ابزارهای نظام سنجش مبتنی بر تجربه آخناخ<sup>۱</sup> (ASEBA) که شامل سیاهه رفتاری کودک<sup>۲</sup> (CBCL)، پرسشنامه خودسنجی<sup>۳</sup> (YSR) و فرم گزارش معلم<sup>۴</sup> (TRF) است، پرکاربردترین ابزارهای چندبعدی است. هدف نظام آخناخ، فراهم آوردن امکان سنجش مشکلات و شایستگیهای کودکان و نوجوانان از منظر و نگاه افراد مختلف است، اگرچه CBCL پرکاربردترین این ابزارهاست و پژوهش‌های زیادی در زمینه اعتبار و روایی آن صورت گرفته است، اما YSR نیز از این لحاظ که از نوجوان می‌خواهد تا مشکلات خود را به طور مستقیم گزارش دهد، جالب و جذاب است؛ بنابراین، YSR در بسیاری از موقعیتها که والدین حضور ندارند و یا به مثابه مقایسه‌ای با درجه‌بندیهای والدین، به کار می‌رود.

پرسشنامه خودسنجی به صورت ابزاری برای اندازه‌گیری کارکرد نوجوانان، در مطالعات بهداشت روانی، بزهکاری نوجوانان، بهزیستی روانی و سلامت عمومی کاربرد وسیعی پیدا کرده است. این پرسشنامه که به زبانهای مختلفی مانند فرانسوی، آلمانی، اسپانیایی، ژاپنی و فارسی (مینایی، ۱۳۸۴) ترجمه شده است، این اجزه را می‌دهد تا کارکرد کودکان فرهنگهای مختلف با یکدیگر مقایسه شود (دی گروت، کوت و ورهاست، ۱۹۹۶؛ لمبرت، لیوبانسکی و آخناخ، ۱۹۹۸؛ ورهاست و همکاران، ۲۰۰۳؛ رسکورلا و همکاران، ۲۰۰۶). با این حال، کاربرد YSR در فرهنگها و جوامع مختلف و همچنین انجام این‌گونه مقایسه‌ها زمانی مجاز و معنادار است که به صورت تجربی، تعیین شود که آیا YSR که در امریکا تهیه شده است در جوامع دیگر نیز کارکرد مشابهی دارد؟

برای آزمون میزان تعمیم پذیری یا برازش<sup>۵</sup> ساختار عاملی یک آزمون با فرهنگ یا جامعه دیگر، آن آزمون بر روی نمونه بزرگی از افراد جامعه یا فرهنگ جدید اجرا می‌شود. میزان برازش ساختار عاملی یک ابزار با مجموعه جدیدی از داده‌ها،

تغییر ناپذیری ساختاری<sup>۹</sup> نامیده می‌شود (ایوانوا و همکاران، ۲۰۰۶). این تغییر ناپذیری اصلی ترین مؤلفه تغییر ناپذیری اندازه‌گیری<sup>۷</sup> است. منظور از تغییر ناپذیری اندازه‌گیری این است که ابزار سنجش، سازه‌های روان‌شناسخی یکسانی را در جوامع مختلف اندازه بگیرد. تغییر ناپذیری اندازه‌گیری، علاوه بر تغییر ناپذیری ساختاری، تغییر ناپذیری مقیاسی (یعنی تغییر ناپذیری بارهای عاملی)، و تغییر ناپذیری واریانس پس‌مانده (یعنی تغییر ناپذیری عبارت خطاب برای سوالات) را نیز شامل می‌شود. آزمون تغییر ناپذیری ساختاری، اولین گام در اثبات تغییر ناپذیری یک ابزار است (واندنبرگ و لانس، ۲۰۰۰). در زمینه ویژگیهای روان‌سنجدی و تعمیم‌پذیری (تغییر ناپذیری) ساختار عاملی YSR مطالعات متعددی صورت گرفته است؛ از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه دی گروت، کوت، و ورهاست (۱۹۹۶)، کوراموتو و همکاران (۲۰۰۲)، لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) و ایوانوا و همکاران (۲۰۰۶) اشاره کرد.

دی گروت، کوت و ورهاست (۱۹۹۶) ساختار عاملی داده‌های یک نمونه ۱۱۳۹ نفری از نوجوانان بالینی ۱۱ تا ۱۸ سال هلند را مورد مطالعه قرار دادند. آنها نمونه اصلی خود را به دو زیر نمونه تقسیم کردند: بر اساس زیر نمونه اول، ساختار عاملی YSR را با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج تحلیل عاملی اکتشافی به یک مدل ۶ عاملی برای نمونه هلندی دست پیدا کردند. مدل ۶ عاملی آنها بسیار شبیه به مدل ۸ عاملی آخنباخ بود، به جز اینکه اکثر سؤالهایی که در مدل آخنباخ به سندرهای اضطراب/افسردگی و اضطراب/گوشه‌گیری مربوط می‌شوند، در مدل هلندی، تشکیل یک سندرم می‌دادند. بر اساس زیر نمونه دوم، مدل ۶ عاملی هلندی و مدل ۸ عاملی امریکایی (آخنباخ، ۱۹۹۱) را با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مورد آزمون قرار دادند. نتیجه شاخصهای برازنده‌گی، نشان داد که برازش مدل هلندی، تنها اندکی بهتر از مدل امریکایی است. به طور خلاصه آنها به این نتیجه رسیدند که برازش مدل ۸ عاملی امریکایی، با داده‌های زیر نمونه دوم به همان خوبی برازش مدل ۶ عاملی هلندی است که بر اساس زیر نمونه اول استخراج شده بود.

کوراموتو و همکاران (۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های یک گروه ۶۳۱ نفری از نوجوانان ۱۰ تا ۱۵ سال ژاپن که نمره آنها در مشکلات کلی (مجموع نمره همه سؤالهای سندرمی) بالاتر از صد ک ۷۵ ام قرار داشت، ساختار عاملی YSR را به صورت اکتشافی،

مورد بررسی قرار دادند؛ برای این منظور از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس استفاده کردند و به ۶ سندرم که بسیار شبیه به سندرمهای مدل آخنباخ بود، دست پیدا کردند. در مطالعه آنها نیز همانند مطالعه دی گروت و همکاران، اکثر سؤالهایی که در مدل آخنباخ به سندرمهای اضطراب / افسردگی و اضطراب / گوشه‌گیری مربوط می‌شوند، یک سندرم را تشکیل می‌دادند. همچنین اکثر سؤالهای مربوط به سندرمهای مشکلات اجتماعی، یک سندرم را تشکیل می‌دادند.

لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) داده‌های یک نمونه ۶۲۵ نفری از نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ سال جامائیکایی را که خدمات روان‌شناختی دریافت می‌کردند، با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مورد بررسی قرار دادند. آنها تابع بیشینه احتمال<sup>۸</sup> (ML) را در مورد ماتریس همبستگی گشتاوری پیرسون به کار برند. بین مدل ۸ عاملی مورد آزمون لمبرت و همکاران و مدل آخنباخ دو تفاوت مهم وجود داشت: اولاً برای اندازه‌گیری هر سندرم، تنها ۳ سؤال را انتخاب کردند؛ ثانیاً، با اختصاص سندرمهای مشکلات اجتماعی، مشکلات تفکر و مشکلات توجه به هر دو گروه‌بندی درونی‌سازی و برونی‌سازی، آنها سلسله مراتبی از سندرمهای را مشخص کردند که با آنچه که بر پایه داده‌های امریکایی به دست آمده، متفاوت است. آنها به این نتیجه رسیدند که مدل ۸ عاملی امریکایی، با داده‌های جامائیکایی برازش ندارد.

جامع‌ترین مطالعه در زمینه تغییر ناپذیری ساختار عاملی YSR در میان فرهنگ‌های مختلف را ایوانوا و همکاران (۲۰۰۶) انجام داده‌اند. آنها برازش مدل ۸ عاملی آخنباخ را با داده‌های حاصل از ۲۰ کشور مختلف به صورت جداگانه مورد آزمون قرار دادند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که مدل مورد نظر، برازش خوبی با داده‌های همه کشورها، بهغیر از داده‌های کشور فنلاند دارد. دامنه شاخص ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب<sup>۹</sup> (RMSEA) از ۰/۰۲۷ برای ژاپن و ایران تا ۰/۰۴۵ برای جامائیکاست. به طور خلاصه، نتیجه مطالعه آنها حاکی از تعمیم پذیری مدل ۸ سندرمی آخنباخ در میان فرهنگ‌های مختلف است.

به طور خلاصه، نتایج مطالعاتی که در زمینه ساختار عاملی YSR صورت گرفته، متناقض است. تعدادی از مطالعات مانند ایوانوا و همکاران (۲۰۰۶)، دی گروت، کوت و

ورهاست(۱۹۹۶) نشان داده‌اند که مدل آخنباخ از تعمیم پذیری خوب یا قابل قبولی برخوردار است؛ در حالی که برخی دیگر از مطالعات، مانند لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) و کوراموتو و همکاران (۲۰۰۲) حاکی از عدم برازش یا تعمیم پذیری ضعیف مدل آخنباخ با داده‌هاست.

در سالهای اخیر، آزمونهای زیادی به زبان فارسی ترجمه و هنجاریابی شده است. از جمله این ابزارها می‌توان به فرم‌های سن مدرسه نظام سنجش مبتنی بر تجربه آخنباخ (ASEBA)؛ آخنباخ و رسکورلا، (۲۰۰۱) اشاره کرد که دارای سه فرم موازی است. این فرم‌ها شامل سیاهه رفتاری کودک (CBCL)، پرسشنامه خودسنجدی (YSR) و فرم، گزارش معلم (TRF) است که مبنای (۱۳۸۴) برای دانش‌آموزان مقاطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهر تهران انطباق داده و هنجاریابی کرده است.

از آنجا که اولاً هم مطالعات تحلیل عاملی اکتشافی و هم مطالعات تحلیل عاملی تأییدی که در مورد YSR صورت گرفته است، اساساً روی کودکان اروپایی تبار و امریکایی تبار بوده و ثانیاً همه این مطالعات براساس ویرایش ۱۹۸۳ و ۱۹۹۱ انجام گرفته است و ثالثاً نسخه‌ای که برای دانش‌آموزان شهر تهران انطباق و هنجاریابی شده، ویرایش ۲۰۰۱ است که آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) اصلاحاتی را در جهت بهبود آن انجام داده‌اند؛ بنابراین یافته‌های چنین مطالعاتی ممکن است برای کودکان و نوجوانان فارسی زبان، نامربوط یا نامناسب باشد.

هدف مطالعه حاضر، فراهم آوردن شواهدی در خصوص تغییر ناپذیری ساختاری سؤالات سندرومی YSR از طریق تحلیل عاملی تأییدی است. تحلیل عاملی تأییدی به خاطر انعطاف‌پذیری و توانایی که در کمی کردن میزان برازش مدل با داده‌ها دارد، روشی ایدئال برای آزمون تغییر ناپذیری ساختاری آزمونهای است. در واقع، این پژوهش به دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا ساختار عاملی سؤالات سندرومی YSR که آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) بر اساس یک نمونه ۲۵۸۱ نفر (۱۴۲۹ پسر و ۱۱۲۲ دختر) از کودکان و نوجوانان ۱۱-۱۸ سال امریکایی به دست آورده‌اند، در نمونه کودکان فارسی زبان تکرار و تأیید می‌شود؟ به عبارت دیگر، هدف این پژوهش تعیین روابی سازه درونی<sup>۱</sup> سندرمها می‌باشد. یک آزمون قوی در مورد روابی سازه

سندرمهای مورد سنجش یک ابزار، تکرار ساختار عاملی آن در فرهنگها و جوامع مختلف است (بیرد، ۱۹۹۶).

## روش

### جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری

داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر، بخشی از داده‌های مینایی (۱۳۸۴) است که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای چندمرحله‌ای<sup>۱۱</sup> که در آن، جامعه آماری پژوهش بر مبنای متغیرهای منطقه جغرافیایی محل سکونت، جنسیت، دوره و پایه تحصیلی طبقه‌بندی شده بود، گردآوری شد. در پژوهش مینایی (۱۳۸۴) پرسشنامه خودسنجی در مورد ۹۰۰ دانش آموز، ۴۶۵ پسر و ۴۳۵ دختر، مدارس مقطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهر تهران توسط والدین و یا اقوام نزدیک آنها تکمیل شد. دامنه سنی دانش آموزان، ۱۱ تا ۱۸ با میانگین ۱۴/۲۸ و انحراف استاندارد ۲/۱۷ بود. به پیروی از آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) هر فرمی که به بیش از ۸ سؤال آن پاسخ داده نشده بود، از تحلیل کنار گذاشته شد. به این ترتیب، حجم نمونه به ۸۸۶ نفر (۴۶۵ پسر و ۴۲۱ دختر) کاهش پیدا کرد.

از ۹۰۰ پرسشنامه، در ۳۱۶ پرسشنامه به حداقل ۱ و حداقل ۸ سؤال پاسخ داده نشده بود؛ به عبارت دیگر در حدود ۳۶٪ از پرسشنامه‌ها داده‌های گمشده داشتند. نمره این سؤالها با استفاده از روش برآورد چندگانه<sup>۱۲</sup> (آلیسون، ۲۰۰۳؛ شافر و السن، ۱۹۹۸؛ شافر، ۱۹۹۹a) که از طریق برنامه NORM (شافر، ۱۹۹۹b) قابل اجراست، برآورد شد.

## ابزار

ابزار مورد استفاده در این مطالعه، پرسشنامه خودسنجی (YSR) است. این پرسشنامه، مشکلات عاطفی/رفتاری و همچنین توانمندیها و شایستگیهای تحصیلی و اجتماعی کودکان ۱۱-۱۸ سال را از دیدگاه خود دانش آموز مورد سنجش قرار می‌دهد و نوعاً در ۲۰ الی ۲۵ دقیقه تکمیل می‌شود (مینایی، ۱۳۸۴). آن بخش از YSR که مشکلات عاطفی/رفتاری را می‌سنجد، دارای ۱۱۲ سؤال اصلی و ۸ زیرسؤال است که در یک مقیاس ۳ امتیازی (۰ = نادرست، ۱ = تاحدی یا گاهی درست، ۲ = کاملاً یا

غالباً درست) نمره‌گذاری می‌شود. این فرم، ۸ مشکل یا سندرم عاطفی / رفتاری را اندازه می‌گیرد که عبارت است از: اضطراب/افسردگی؛ گوشه‌گیری/افسردگی؛ شکایات جسمانی؛ مشکلات اجتماعی؛ مشکلات تفکر؛ مشکلات توجه (بی‌توجهی؛ بیشفعالی و تکانشگری)؛ رفتار قانون‌شکنی؛ رفتار پرخاشگری. تعداد ۲۳ سؤال به هیچ یک از سندرم‌های فوق‌الذکر، تعلق ندارند و زیر عنوان سایر مشکلات طبقه‌بندی می‌شوند. علاوه بر ۲۳ سؤال مذکور، سؤال ۵۶ که سؤال باز – پاسخ است، از تحلیل، حذف شد. در نتیجه، این مطالعه بر اساس ۹۵ سؤال که تشکیل یک مدل ۸ عاملی را می‌دهند، صورت گرفت.

### مدل عاملی و تحلیل داده‌ها

در این مطالعه، مدل آخنباخ (آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱) که یک مدل ۸ عاملی همبسته است و به وسیله ۹۵ سؤال اصلی و زیر سؤال اندازه‌گیری می‌شود، مورد آزمون قرار گرفت. برای برآورد پارامترها و برآراش مدل از برنامه ۸ LISREL (ویرایش ۸/۷۲؛ جازکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱) استفاده شد.

زمانی که طول پرسشنامه، زیاد است به گونه‌ای که تعداد ۵ الی ۸ سؤال روی هر عامل بار می‌شود، غیرممکن است که مدل مورد نظر برآراش رضایت‌بخشی با داده‌ها داشته باشد و مورد تأیید قرار گیرد. در واقع، در پرسشنامه‌های طولانی که برای اندازه‌گیری هر عامل از تعداد زیادی سؤال استفاده می‌شود، زمانی که سؤالات انفرادی مورد تحلیل عاملی تأییدی قرار می‌گیرد، انتظار اینکه مدل مورد نظر با داده‌ها برآراش داشته باشد و راه حل‌های رضایت‌بخشی به دست بدهد، غیرمنطقی است. در این گونه موارد، استفاده از بسته‌های سؤال<sup>۱۳</sup>، مناسب خواهد بود (فلویدو ویدامن، ۱۹۹۵).

بسته‌بندی سؤال در تعدادی از مطالعات (برای مثال برن، ۱۹۹۸؛ دافین، شاو، و استیونس، ۱۹۹۷؛ مارش، و اونیل، ۱۹۸۴) و از جمله در مطالعه تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم که سونگ، سینگ و سینگر (۱۹۹۵) بر روی YSR صورت داده‌اند، مورد استفاده قرار گرفته است.

در تحلیل عاملی تأییدی، استفاده از بسته‌های سؤال به جای سؤالهای انفرادی، باعث افزایش اعتبار نشانگرها، کاهش تعداد پارامترهای برآورد شده (باگوزی و هیترتون،

۱۹۹۴)، ایجاد نشانگرهایی با توزیع تقریباً نرمال (بریجمان و راک، ۱۹۹۳) و بهبود برآذش مدل با دادها (تامپسون و ملانکون، ۱۹۹۶) می‌شود.

در مطالعه حاضر، نشانگرهای سندرمها از طریق تقسیم تصادفی سؤالهای هر سندرم به سه گروه و جمع کردن نمره سؤالهای هر گروه، شکل گرفت. در واقع، بر اساس سؤالهای مربوط به هر سندرم، تعداد سه بسته برای هر سندرم ایجاد شد. بهطور کلی بر اساس ۹۵ سؤال، تعداد ۲۴ بسته سؤال به وجود آمد.

ایجاد بسته‌های سؤال به روش تصادفی، زمانی مجاز است که عامل مورد نظر تکبعده باشد (باندالس و فینی، ۲۰۰۱؛ هولت، ۲۰۰۴). بنابراین، قبل از ایجاد بسته‌های سؤال با انجام تحلیل مؤلفه‌های اصلی روی سؤالهای هر سندرم، تعداد عاملهای زیربنایی هر سندرم با استفاده از روش MAP<sup>۱۴</sup> (ولیسر، ۱۹۷۶) که از طریق برنامه map.sps (اوکانر، ۲۰۰۰) قابل اجراست، تعیین گردید. نتایج تحلیلها حاکی از این بود که همه سندرمها تکبعده هستند.

جدول ۱، شماره سؤالها، همسانی درونی، میانگین، انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی بسته‌های سؤال را نشان می‌دهد. دامنه ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۱۷ برای بسته ۱۰ تا ۰/۶۴ برای بسته ۱ و ۰/۴۷ با میانگین است.

تحلیلهای توصیفی نشان داد که اکثر بسته‌های سؤال از چولگی و کشیدگی بالایی برخوردارند. علاوه بر این، آزمون نرمال بودن چندمتغیری نیز چولگی و کشیدگی معناداری را نشان داد ( $P < 0/0001$ )<sup>۱۵</sup>. بنابراین، برای برآورد پارامترها و برآذش مدل از ماتریس کوواریانس و روش برآورد کمترین مجذورات وزن دار<sup>۱۶</sup> (WLS) استفاده شد (جارزکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱).

از ماتریس واریانس – کوواریانس مجانی که توسط برنامه PRELIS 2 (ویرایش ۰/۷؛ جارزکاگ و سوربوم، ۲۰۰۲) ایجاد شد به عنوان ماتریس وزنی<sup>۱۷</sup> استفاده شد. جارزکاگ و سوربوم (۰/۱۰۰) نشان داده‌اند که برای به دست آوردن ماتریس وزنی باثبات، نیاز به نمونه‌ای با حجم بالاست. حجم نمونه مطالعه حاضر از حداقل حجم پیشنهادی جارزکاگ و سوربوم (۰/۰۱) که از طریق فرمول زیر به دست می‌آید، بیشتر است:

$$\text{دراین فرمول } P \text{ برابر با تعداد نشانگرهاست.}$$

$$P = \frac{900}{1/5 \times 24} = 25 = \frac{1/5 \times 24}{P+1}$$

برای سنجش کفایت برازش مدل، آماره‌ها و شاخصهای مختلفی ارائه شده است. از آنجا که هر یک از این شاخصها تنها جنبه خاصی از برازش مدل را منعکس می‌سازند (کلاین، ۲۰۰۵)، از این رو برای سنجش برازش مدل، معمولاً از چندین شاخص استفاده می‌شود؛ برای مثال، کلاین (۲۰۰۵) آماره‌ها و شاخصهای زیر را پیشنهاد می‌کند: آماره خی دو ( $\chi^2$ )، ریشه دوم برآورده واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص برازش تطبیقی<sup>۱۷</sup> (CFI) و ریشه دوم میانگین مجدورات پس‌مانده‌های استاندارد شده<sup>۱۸</sup> (SRMR). سان (۲۰۰۵) نیز برای سنجش برازش مدل در مطالعه‌ای از نوع مطالعه حاضر که هدف آن بررسی روابطی سازه ابزارهای روان‌سنگی است، شاخصهای زیر را پیشنهاد می‌کند: ریشه دوم برآورده واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص تاکر – لویز<sup>۱۹</sup> (TLI) یا شاخص نرم نشده برازش<sup>۲۰</sup> (NNFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص مرکزی مک دونالد<sup>۲۱</sup> (MC) و ریشه دوم میانگین مجدورات پس‌مانده‌های استاندارد شده(SRMR). در مطالعه حاضر، برای سنجش برازش مدل، به‌غیر از آماره  $\chi^2$  که به حجم نمونه و انحراف از نرمال بودن چندمتغیری بسیار حساس است (جارزکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱) و شاخص مرکزی مک دونالد (MC) که ۸ LISREL آن را ارائه نمی‌دهد از همه شاخصهای پیشنهادی کلاین (۲۰۰۵) و سان (۲۰۰۵) استفاده گردید. علاوه بر شاخصهای فوق‌الذکر از شاخص خوبی برازنده‌گی<sup>۲۲</sup> (GFI) و شاخص تعديل‌یافته خوبی برازنده‌گی<sup>۲۳</sup> (AGFI) (جارزکاگ و سوربوم، ۱۹۸۹) نیز استفاده شد. این دو شاخص به حجم نمونه بستگی ندارند و نشان می‌دهند که مدل تا چه حد نسبت به عدم وجود آن، برازنده‌گی بهتری دارد (هومن، ۱۳۸۴).

در تفسیر شاخصهای برازنده‌گی، قواعد پیشنهادی زیر را به کار برد شد. برآونی و کادک (۱۹۹۳) معتقدند که مقادیر بالاتر از ۰/۹۰ برای شاخصهای TLI و CFI حاکی از برازش خوب مدل است. در مورد شاخص RMSEA نیز از ملاک پیشنهادی هیو و بنتلر (۱۹۹۹) استفاده شد. آنها معتقدند اگر مقدار این شاخص کمتر از ۰/۰۶ باشد می‌توان نتیجه گرفت که برازش مدل با داده‌ها خوب است. در ارتباط با شاخص SRMR نیز مقادیر کمتر از ۰/۱۰ به‌طور کلی به صورت مقادیر مطلوب در نظر گرفته می‌شود (کلاین، ۲۰۰۵).

جدول ۱ - ویژگیهای توصیفی بسته‌های سؤال

سندرمهای و بسته‌های سؤال	شماره سؤال	کروناخ	میانگین	انحراف استاندارد	چو لوگی	کشیدگی
اضطراب / افسردگی	۳۵.۵۲.۹۱.۱۱۲.۳۱	.۰/۶۴	۲/۵۷	۲/۱۴	۱/۰۰	۱/۰۶
	۱۴.۳۹.۳۲.۷۱	.۰/۲۵	۲/۷۲	۱/۶۱	.۰/۴۰	۰/۱۳
	۳۰.۳۳.۴۵.۵۰	.۰/۵۳	۱/۳۲	۱/۵۰	۱/۲۱	۱/۰۴
گوشه گیری/ افسردگی						
	۱۰.۲.۱۱۱	.۰/۲۵	.۰/۸۷	.۰/۹۷	۰/۹۷	-۰/۳۳
	۴۲.۵۹.۱۰۳	.۰/۵۱	۱/۹۲	۱/۵۱	.۰/۶۹	-۰/۱۱
مشکلات جسمانی	۵.۶۵.۷۵	.۰/۳۱	۱/۴۹	۱/۲۲	.۰/۶۴	-۰/۰۲
	۶					
	۷		۰/۳۱	.۰/۴۶	.۰/۸۱	۲/۰۷
مشکلات اجتماعی	۵۶.۵۵.۵۶.۵۶.الف	.۰/۵۲	.۰/۹۲	۱/۱۶	۱/۴۸	۲/۱۷
	۵۴.۵۶.ج.۵۶	.۰/۴۰	۱/۲۱	۱/۴۰	۱/۴۴	۲/۱۵
	۹					
مشکلات تفکر	۱۱.۴۸.۶۴.۷۹	.۰/۱۷	۱/۸۱	۱/۲۸	.۰/۵۲	-۰/۰۹
	۳۶.۳۸.۶۲	.۰/۴۸	۱/۲۴	۱/۲۸	۱/۰۶	.۰/۸۰
	۱۲.۲۰.۷۷.۳۴	.۰/۵۲	۱/۶۳	۱/۵۸	۱/۰۰	.۰/۸۰
مشکلات توجه	۹.۱۸.۴۶.۷۰	.۰/۵۱	۱/۱۴	۱/۴۳	۱/۷۰	۳/۴۷
	۵۸.۶۶.۷۶.۸۴	.۰/۴۴	۱/۵۲	۱/۴۴	۱/۰۴	.۰/۹۵
	۴۰.۸۳.۸۵.۱۰۰	.۰/۵۰	۱/۵۸	۱/۵۷	۱/۰۴	.۰/۷۵
رفتار قانون شکنی	۱۳.۱۷.۷۸	.۰/۵۸	۱/۸۰	۱/۵۳	.۰/۷۱	-۰/۰۷
	۱۰.۴۱.۶۱	.۰/۴۳	۱/۸۲	۱/۴۱	.۰/۵۳	-۰/۲۰
	۱.۴.۸	.۰/۴۵	۱/۴۱	۱/۲۸	.۰/۷۸	.۰/۲۳
رفتار پر خاشگری	۲۸.۸۱.۸۲.۱۰۱.۰۵	.۰/۵۰	.۰/۴۰	.۰/۸۶	۳/۲۹	۱۶/۱۴
	۲۶.۴۲.۵۳.۶۷.۷۲	.۰/۳۳	۲/۲۲	۱/۶۵	.۰/۷۴	.۰/۳۹
	۲.۳۹.۹۰.۹۶.۹۹	.۰/۵۴	۱/۱۳	۱/۴۵	۱/۶۹	۳/۲۶
۲۲	۳.۸۹.۹۴.۹۵.۹۷	.۰/۶۱	۲/۳۴	۱/۸۵	.۰/۸۲	.۰/۴۵
	۳۷.۵۷.۸۶.۱۰۴.۱۹.۲۳	.۰/۶۴	۲/۹۵	۲/۲۱	.۰/۷۶	.۰/۰۴
	۱۶.۲۰.۲۱.۲۲.۶۸.۸۷	.۰/۵۷	۱/۸۷	۱/۷۵	۱/۲۷	۲/۳۴

### یافته‌ها

شکل ۱ مدل مورد آزمون و برآوردهای کاملاً استانداردشده پارامترها را نشان می‌دهد. بار عاملی همه بسته‌های سؤال در سطح  $P < 0.01$  به لحاظ آماری معنی دار هستند. دامنه این ضرایب از ۰/۹۱ تا ۰/۵۸ است.

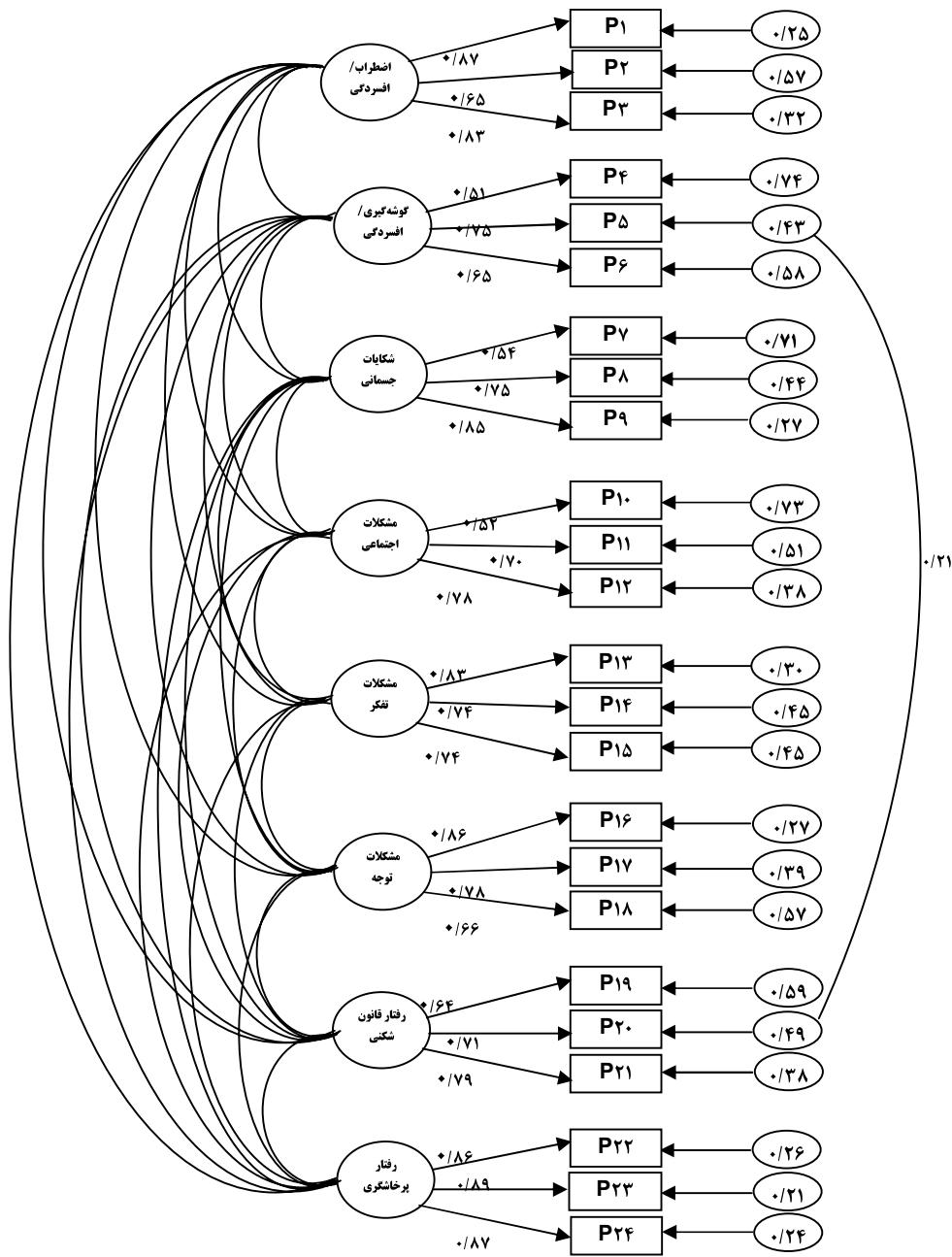
مقدار شاخصهای RMSEA، CFI، TLI، SRMR، GFI، AGFI به ترتیب برابر با ۰/۰۴۶، ۰/۹۳، ۰/۱۳، ۰/۹۵، ۰/۹۷، ۰/۹۸ و ۰/۹۰ است. به غیر از شاخص SRMR، مقدار سایر شاخصها با ملاکها و قواعد سرانگشتی که در تفسیر آنها به کار می‌رود (کلاین، ۲۰۰۵) و در بخش روش توضیح داده شد، مطابقت دارد؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۸ سندرومی همبسته آخنباخ از برازش خوبی داده‌ها برخوردار است.

جدول ۲ همبستگیهای درونی سندرمها را نشان می‌دهد. این همبستگیها براساس متغیرهای مکنون محاسبه شده‌اند و از این رو، در محاسبه آنها خطای اندازه‌گیری (یعنی، اصلاح برای کاهش) به حساب آمده است. این همبستگیها که دامنه آنها از ۰/۵۰ تا ۰/۸۱ است، تماماً در سطح  $P < 0.01$  به لحاظ آماری معنادار است. فاصله اطمینان ۰/۹۵ در اطراف این همبستگیها نشان داد که هیچ‌کدام از سندرمها، همپوشی کامل با یکدیگر ندارند که این موضوع حاکی از روایی تشخیصی سندرمهاست.

جدول ۲ - همبستگیهای درونی سندرمها ( $N = 886$ )

سندرمها	AD	WD	SC	SP	TP	AP	RB	AG
اضطراب / افسردگی (AD)							۰/۵۴	۰/۵۱
گوشه‌گیری / افسردگی (WD)	۰/۶۳						۰/۵۶	۰/۴۲
شکایات جسمانی (SC)	۰/۴۸	۰/۴۲					۰/۵۸	۰/۳۵
مشکلات اجتماعی (SP)	۰/۶۳	۰/۵۴	۰/۴۳				۰/۶۵	۰/۶۰
مشکلات تفکر (TP)	۰/۵۹	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۴			۰/۵۸	۰/۵۱
مشکلات توجه (AP)	۰/۵۰	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۵۱	۰/۳۵		۰/۷۵	۰/۵۵
رفتار قانون شکنی (RB)	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۷	۰/۵۲	۰/۳۵	۰/۳۷		۰/۷۸
رفتار پرخاشگری (AG)	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۵۰	۰/۵۱	۰/۶۱	

در جدول فوق، اعداد بالای قطر ماتریس، همبستگیهای درونی سندرمها را در مطالعه حاضر و اعداد پایین قطر ماتریس، همبستگی درونی سندرمها را در مطالعه آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) نشان می‌دهد. آنها در محاسبه همبستگیها از اعداد  $T$  که از تبدیل



شکل ۱- مدل مورد آزمون و برآوردهای کاملاً استانداردشده پارامترها

خطی نمرات خام به دست می‌آید، استفاده کرده‌اند. از آنجا که در محاسبه همبستگیها، خطای اندازه‌گیری (یعنی اصلاح برای کاهش) به حساب نیامده است، از این رو مقدار ضرایب همبستگی در مطالعه آخباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) پایین‌تر از ضرایب همبستگی مطالعه حاضر است، اما الگوی همبستگیها در هر دو مطالعه مشابه است.

### بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر تغییر ناپذیری ساختار عاملی سؤالهای سندرومی ویرایش ۲۰۰۱ پرسشنامه خودسنجی؛ آخباخ و رسکورلا، (۲۰۰۱) در نمونه‌ای از نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ سال شهر تهران با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که مدل ۸ سندرومی همبسته آخباخ از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است. نتایج این مطالعه با یافته‌های مربوط به درجه‌بندیهای والدین و معلمان از مشکلات عاطفی رفتاری کودکان و نوجوانان همخوانی دارد. سیاهه رفتاری کودک (CBCL) و فرم گزارش معلم (TRF)، فرم‌های موازی YSR هستند که والدین و معلمان آنها را تکمیل می‌کنند. یافته‌های حاصل از پژوهش مینایی (۱۳۸۵) و مینایی (زیرچاپ) نشان داد که ساختار عاملی CBCL و TRF از برازش خوبی با داده‌های حاصل از نمونه‌ای از کودکان و نوجوانان ۱۸-۶ سال شهر تهران دارد.

### یادداشتها :

- |   |  |
|---|--|
| 1) Achenbach System of Empirically Based Assessment | 2) Child Behaviour Checklist               |
| 3) Youth Self – Report                              | 4) Teacher's Report Form                   |
| 5) Fit  | 6) Configural Invariance                   |
| 7) Measurement Invariance                           | 8) Maximum Likelihood                      |
| 9) Root Mean Square Error of Approximation          | 10) Internal Construct Validity            |
| 11) Multi – Stage Stratified Random Sampling        | 12) Multiple Imputation                    |
| 13) Item Parcel                                     | 14) Minimum Average Partial                |
| 15) Weighted Least Squares                          | 16) Weight Matrix                          |
| 17) Comparative Fit Index                           | 18) Standardized Root Mean Square Residual |
| 19) Tucker-Lewis Index                              | 20) Non-Normed Fit Index                   |

- 21) McDonald's Centrality Index      22) Goodness of Fit Index  
 23) Adjusted Goodness of Fit Index

مینایی، اصغر (۱۳۸۴). کتابچه راهنمای فرم‌های سن مدرسه نظام سنجش مبتنی بر تجربه آخنباخ (ASEBA) : انطباق و هنجاریابی . تهران: پژوهشکده کودکان استثنایی.

مینایی، اصغر(۱۳۸۵). مطالعه ساختار عامی فرم گزارش معلم آخنباخ با استفاده از تحلیل عاملی تأکیدی، پژوهش در حیطه کودکان استثنایی، ۳، ۷۶۹-۷۸۶.

مینایی اصغر(زیر چاپ) بررسی ساختار عامی سوالات سندرومی سیاهه رفتاری کودک (CBCL) با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی. فصلنامه تعلیم و تربیت.

هومن، حیدرعلی (۱۳۸۴) . مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل. تهران : سمت

- Allison· P.D. (2003). Missing data techniques for structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology*, 4 , 545-557.
- Achenbach, T.M. (1991). *Manual for the Teacher's Report Form and 1991 Profile*. Burlington. VT. University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Achenbach , T.M; & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA School-Age Forms & Profiles*. Burlington, VT: University of Vermont, Research Center for Children, Youth & Families.
- Bagozzi, R.P; & Heatherton, T.F. (1994). A general approach to representing multifaceted personality constructs: Application to state self-esteem. *Structural Equation Modeling*, 1, 35-67.
- Bandalos, D.L; & Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. In G. A. Marcoulides & R.E. Schumaker (Eds), *Advanced Structural Equation Modeling: New developments and techniques*. Mahwah, NJ, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Bird, H. R. (1996). Epidemiology of childhood disorders in a cross- cultural context. *Journal of Child Psychology and Psychiatric*, 37,35-49.
- Bridgeman, B; & Rock , D. A. (1993). Relationships among multiple – choice and open ended analytical questions. *Journal of Educational Measurement*, 30,313-329.

- Browne, M.W; & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K.A. Bollen & J. S. Long (Eds). *Testing Structural Equation Model* (pp. 136-162). Newbury Park: Sage
- Byrne, B. M. (1988). Measuring adolescent self-concept: Factorial validity and equivalency of the SDQIII across gender. *Multivariate Behavioral Research*, 23, 361-375.
- Dauphinee T.L; Schau C; & Stevens, J.J. (1997). Survey of attitudes toward statistics: Factor structure and factorial invariance for women and men. *Structural Equation Modeling*, 4, 129-149.
- Floyd; F.J. , & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in development and refinement of clinical assessment instrument . *Psychological Assessment*, 3, 286-299.
- Holt, J.K. (2004). Item parceling in structural equation models for optimum solutions. Paper presented at the 2004 annual meeting of the mid-western educational research association, October 13-16. Available at <http://www.cedu.niu.edu/etra/people/faculty/text/item%20parceling%20paper.doc>, (accessed 30 September 2006).
- Hu, L; & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Converntional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55 .
- Ivanova, M. Y; Achenbach. T.M; Rescorla, L; Dumenci; Almqvist, F; Bathice, M; et al. (2006). *The Generalizability of Teacher's Report Form Syndromes in 20 Cultures*. Manuscript Submitted for Publication.
- Joreskog, K; & Sorbom, D.(2002). *PRELIS 2: User's Reference Guide*. Chicago, IL: Scientific Software International .
- Joreskog, K.G., & Sorbom, B.(2001). *LISREL 8: User's Reference Guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kline, P. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 2 nd ed. New York: Guilford Press.
- Lambert, M.C; Schmitt, N; Samms – Vaughan, M.E; Shin An J; Fairclough, M; & Nutter C. A. (2003). Is it prudent to administer all items for each Child

- Behavior Checklist cross-informant syndrome? Evaluating the psychometric properties of the Youth Self- Report dimensions with confirmatory factor analysis and item response theory. *Psychological Assessment*, 4, 550-568.
- Marsh, H.W; & O'Neill, R. (1984). Self description questionnaire III: The construct validity of multidimensional self-concept ratings by late adolescents. *Journal of Educational Measurement*, 2, 153-174.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of component using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instrument, and Computers*, 32, 396-402.
- Schafer, J.L. (1999a). Multiple imputation: a primer. *Statistical Methods in Medical Research*, 8, 3-15 .
- Schafer, J.L. (1999b). Software for multiple imputation. Retrieved September 6, 2006, from <http://www.stat.psu.edu/~JLs/misoftware.html#mi>.
- Schafer, J.L; & Olsen, M. K.(1998). Multiple imputation for multivariate missing – data problems: A data analyst's perspective. *Multivariate Behavioral Research*, 4, 545-571.
- Song, L; Singh, J; & Singer, M.(1995). The Youth Self – Report Inventory: A study of its measurement fidelity. *Psychological Assessment*, 6, 236-245.
- Sun, J. (2005). Assessing goodness of fit in confirmatory factor analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 37, 240-256.
- Thompson, B; & Melancon, J. G. (1996). Using item “Testlest”/ “Parcels” in confirmatory factor analysis : An example using the PPSDQ-78. (ERIC Document No. ED404349).
- Vandenberg, R. J; & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the Measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-70.
- Velicer, W. F.(1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 4, 321-327.