پژوهش در حیطه کودکان استثنایی/ سال هفتم، شماره ۱،۱۳۸۶/ ۶۰-۴۵
Research on Exceptional Children, 2007, Vol.7, No. 1, 45-60

بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی سؤالهای سندرمی پرسشنامه خود سنجی آخنباخ

اصغر مینایی[1]

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 خودسنجی(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 دانش آموز دختر مدارس ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهر تهران است که با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شده‌اند. برای برآورد پارامترها و برازش مدل از تابع کمترین مجذورات وزن‌دار استفاده شد. جهت ارزیابی کفایت برازش مدل از شاخص ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب، شاخص برازش تطبیقی، ریشه دوم میانگین مجذورات پس مانده‌های استاندارد شده، شاخص تاکر – لویز، شاخص خوبی برازندگی و شاخص تعدیل یافته خوبی برازندگی استفاده شد. **یافته‌ها:** نتایج نشان داد که مدل ۸ سندرمی همبسته آخنباخ از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است. این یافته شاهد دیگری در زمینه روایی سازه درونی پرسشنامه خودسنجی فراهم آورد. علاوه بر این، نتایج نشان داد که سندرمهای پرسشنامه مورد بحث همپوشی کامل با همدیگر ندارند. این مطلب حاکی از آن است که سندرمها واجد روایی تشخیصی هستند. **نتیجه‌گیری:** نتایج نشان داد که مدل ۸ سندرمی آخنباخ از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: پرسشنامه خودسنجی، YSR، *تحلیل عاملی تأییدی،مشکلات عاطفی – رفتاری، ساختار عاملی.*

۱- پژوهشگاه مطالعات آموزش و پرورش، پژوهشکده کودکان استثنایی: خ‌انقلاب- چهارراه ولیعصر-خ شهید برادران مظفر- ساختمان شماره ۵ آموزش و پرورش (Email: as_minaei@yahoo.com)

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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 این 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 آخنباخ[1] (ASEBA) که شامل سیاهه رفتاری کودک[2] (CBCL)، پرسشنامه خودسنجی[3] (YSR) و فرم گزارش معلم[4] (TRF) است، پرکاربردترین ابزارهای چندبعدی است. هدف نظام آخنباخ، 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 زمینهٔ اعتبار و روایی آن صورت گرفته است، اما YSR نیز از این لحاظ که از نوجوان می‌خواهد تا مشکلات خود را به‌طور مستقیم گزارش دهد، جالب و جذاب است؛ بنابراین، YSR در بسیاری از موقعیتها که والدین حضور ندارند و یا به مثابهٔ مقایسه‌ای با درجه‌بندیهای والدین، به‌کار 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 اجازه را می‌دهد تا کارکرد کودکان فرهنگهای مختلف با یکدیگر مقایسه شود (دی گروت، کوت و ورهاست، ۱۹۹۶؛ لمبرت، لیوبانسکی و آخنباخ، 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[5] 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،

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

تغییرناپذیری ساختاری[۶] نامیده می‌شود (ایوانوا و همکاران، ۲۰۰۶) . این تغییرناپذیری اصلی‌ترین مؤلفهٔ تغییرناپذیری اندازه‌گیری[۷] است. منظور از تغییرناپذیری اندازه‌گیری این است که ابزار سنجش، سازه‌های روان‌شناختی یکسانی را در جوامع مختلف اندازه بگیرد. تغییرناپذیری اندازه‌گیری ، علاوه بر تغییرناپذیری ساختاری، تغییرناپذیری مقیاسی (یعنی تغییرناپذیری بارهای عاملی)، و تغییرناپذیری واریانس پس‌مانده (یعنی تغییرناپذیری عبارت خطا برای سؤالات) را نیز شامل می‌شود. آزمون تغییرناپذیری ساختاری، اولین گام در اثبات تغییر ناپذیری یک ابزار است (واندنبرگ و لانس، ۲۰۰۰).

در زمینه ویژگیهای روان‌سنجی و تعمیم‌پذیری (تغییرناپذیری) 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 نمونهٔ 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 سندرمهای *اضطراب / افسردگی* و *اضطراب / گوشه گیری* مربوط می‌شوند، در مدل هلندی، تشکیل یک سندرم می‌دادند. براساس 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 برازندگی، نشان داد که برازش مدل هلندی، تنها اندکی بهتر از مدل امریکایی است. به‌طور 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 براساس 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 همهٔ سؤالهای سندرمی) بالاتر از صدک ۷۵ ام قرار داشت، ساختار عاملی YSR را به‌صورت اکتشافی،

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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 توجه و 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[۸] (ML) را در مورد ماتریس همبستگی گشتاوری پیرسون به‌کار بردند. 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 سندرمها را مشخص کردند که با آنچه که بر پایه داده‌های امریکایی به‌دست 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[۹] (RMSEA) از ۰/۰۲۷ برای ژاپن و ایران تا ۰/۰۴۵ برای جامائیکاست. به‌طور خلاصه، نتیجه مطالعه آنها حاکی از تعمیم پذیری مدل ۸ سندرمی آخنباخ در میان فرهنگهای مختلف است.

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

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

ورهاست(۱۹۹۶) نشان داده‌اند که مدل آخنباخ از تعمیم پذیری خوب یا قابل قبولی برخوردار است؛ در حالی‌که 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 خودسنجی(YSR) و فرم، گزارش معلم (TRF) است که مینایی (۱۳۸۴) برای دانش‌آموزان مقاطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران 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 همهٔ این مطالعات براساس ویرایش ۱۹۸۳ و ۱۹۹۱ انجام گرفته است و ثالثاً نسخه‌ای که برای دانش آموزان شهرتهران 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 تغییرناپذیری ساختاری سؤالات سندرمی YSR از طریق تحلیل عاملی تأییدی است. تحلیل عاملی تأییدی به خاطر انعطاف‌پذیری و توانایی که در کمّی کردن میزان برازش مدل با داده‌ها دارد، روشی ایدئال برای آزمون تغییرناپذیری ساختاری آزمونهاست. در واقع، این پژوهش به دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا ساختار عاملی سؤالات سندرمی YSR که آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) بر اساس یک نمونه ۲۵۸۱ نفر (۱۴۲۹ پسر و ۱۱۲۲ دختر) از کودکان و نوجوانان ۱۸-۱۱ سال امریکایی به‌دست آورده‌اند، در نمونه کودکان فارسی‌زبان تکرار و تأیید می‌شود؟ به عبارت دیگر، هدف این پژوهش تعیین روایی سازه درونی[۱۰] سندرمهای مورد سنجش YSR است. یک آزمون قوی در مورد روایی سازه

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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 درمطالعه حاضر، بخشی از داده‌های مینایی (۱۳۸۴) است که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای چندمرحله‌ای[11] که در آن، جامعه آماری پژوهش بر مبنای متغیرهای منطقه جغرافیایی محل سکونت، جنسیت، دوره و پایه تحصیلی طبقه‌بندی شده بود، گردآوری شد. در پـژوهش مینایی (۱۳۸۴) پرسشنامه خودسنجی در مورد ۹۰۰ دانش آموز، (۴۶۵ پسر و ۴۳۵ دختر)، مدارس مقطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران توسط والدین و یا اقـوام نزدیک آنها تکمیل شد. دامنه سنی دانش‌آموزان، 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، حجـم نمونـه به ۸۸۶ نفر (۴۶۵ پـسر و ۴۲۱ دختر) کاهش پیدا کرد.

از ۹۰۰ پرسشنامه، در ۳۱۶ پرسشنامه به حداقل ۱ و حداکثر ۸ سؤال پاسخ داده نشده بود؛ به عبارت دیگر در حدود ۳۶٪ از پرسشنامه‌ها داده‌های گمشده داشـتند. نمره این سؤالها با استفاده از روش برآورد چندگانه[12] (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 ۱۸-۱۱ سال را از دیدگاه خود دانش‌آموز مورد سنجش قرار می‌دهد و نوعاً در ۲۰ الی۲۵ دقیقه تکمیل می‌شـود (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 = نـادرسـت؛ ۱= تـاحـدی یـا گاهی درست؛ ۲= کاملاً یا

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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 ۵۶ح 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 به‌وسیلهٔ ۹۵ سؤال اصلی و زیر سؤال اندازه‌گیری می‌شود، مورد آزمون قرار گرفت. برای برآورد پارامترها و برازش مدل از برنامه LISREL 8 (ویرایش ۸/۷۲ ؛ جارزکاگ 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 برازش 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 برازش داشته باشد و راه‌حلهای رضایت‌بخشی به‌دست بدهد، غیرمنطقی است. در این‌گونه موارد، استفاده از بسته‌های سؤال[۱۳] ، 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 YSRصورت 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،

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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

در مطالعهٔ 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 به‌وجود آمد.

ایجاد بسته‌های سؤال به روش تصادفی، زمانی مجاز است که عامل مورد نظر تک‌بعدی 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[۱۴] (ولیسر، ۱۹۷۶) که از طریق برنامه map.sps (اوکانر، ۲۰۰۰) قابل اجراست، تعیین گردید. نتایج تحلیلها حاکی از این بود که همهٔ سندرمها تک‌بعدی هستند.

جدول ۱، شماره سؤالها، همسانی درونی، میانگین، انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی بسته‌های سؤال را نشان می‌دهد. دامنهٔ ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۱۷ برای بسته ۱۰ تا ۰/۶۴ برای بسته ۱ و ۲۳ با میانگین ۰/۴۷ 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 (χ^2 = ۴۶۸۶/۳۸ ،P <۰/۰۰۰۱). بنابراین، برای برآورد پارامترها و برازش مدل از ماتریس کوواریانس و روش برآورد کمترین مجذورات وزن دار[۱۵](WLS) استفاده شد (جارزکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱).

از ماتریس واریانس – کوواریانس مجانبی که توسط برنامه PRELIS 2 (ویرایش ۲/۷؛ جارزکاگ و سوربوم ۲۰۰۲) ایجاد شد به‌عنوان ماتریس وزنی[۱۶] استفاده شد. جارزکاگ و سوربوم (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که برای به‌دست آوردن ماتریس وزنی باثبات، نیاز به نمونه‌ای با حجم بالاست. حجم نمونه مطالعه حاضر از حداقل حجم پیشنهادی جارزکاگ و سوربوم (۲۰۰۱) که از طریق فرمول زیر به‌دست می‌آید، بیشتر است:

حجم نمونه =۱/۵× P (P+۱) = ۱/۵×۲۴ (۲۵) = ۹۰۰

دراین فرمول P برابر با تعداد نشانگرهاست.

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

برای سنجش کفایت برازش مدل، آماره‌ها و شاخصهای مختلفی ارائه شده است. از آنجا که هر یک از این شاخصها تنها جنبهٔ 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 خی‌دو (χ^2)، ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص برازش تطبیقی[۱۷](CFI) وریشه دوم میانگین مجذورات پس‌مانده‌های‌استانداردشده [۱۸] (SRMR). سان (۲۰۰۵) نیز برای سنجش برازش مدل در مطالعاتی از نوع مطالعه حاضر که هدف آن بررسی روایی سازه ابزارهای روان‌سنجی است، شاخصهای زیر را پیشنهاد می‌کند: ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص تاکر – لویز[۱۹](TLI) یا شاخص نرم نشده برازش[۲۰] (NNFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص مرکزی مک دونالد[۲۱] (MC) و ریشه دوم میانگین مجذورات پس‌مانده‌های استاندارد شده(SRMR). در مطالعه حاضر، برای سنجش برازش مدل، به‌غیر از آماره χ^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 LISREL 8 آن را ارائه نمی‌دهد از همهٔ شاخصهای پیشنهادی کلاین (۲۰۰۵) و سان (۲۰۰۵) استفاده گردید. علاوه بر شاخصهای فوق‌الذکر از شاخص خوبی برازندگی[۲۲] (GFI) و شاخص تعدیل‌یافته خوبی برازندگی[۲۳] (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، برازندگی بهتری دارد (هومن، ۱۳۸۴).

در تفسیر شاخصهای برازندگی، قواعد پیشنهادی زیر را به کار برده شد. براونی 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 به‌صورت مقادیر مطلوب در نظر گرفته می‌شود (کلاین، ۲۰۰۵).

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

جدول ۱ - ویژگیهای توصیفی بسته‌های سؤال

سندرمها و بسته‌های سؤال	شماره سؤال	آلفای کرونباخ	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
اضطراب / افسردگی						
۱	۳۵،۵۲،۹۱،۱۱۲،۳۱	۰/۶۴	۲/۵۷	۲/۱۴	۱/۰۰	۱/۰۶
۲		۰/۳۵	۲/۷۲	۱/۶۱	۰/۴۰	۰/۱۳
۳	۱۴،۲۹،۳۲،۷۱ ۳۰،۳۳،۴۵،۵۰	۰/۵۳	۱/۳۲	۱/۵۰	۱/۲۱	۱/۰۴
گوشه گیری/افسردگی						
۴	۱۰۲،۱۱۱	۰/۲۵	۰/۸۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۳۳
۵	۴۲،۶۹،۱۰۳	۰/۵۱	۱/۹۲	۱/۵۱	۰/۶۹	-۰/۱۱
۶	۵،۶۵،۷۵	۰/۳۱	۱/۴۹	۱/۲۲	۰/۶۴	-۰/۰۲
شکایات جسمانی						
۷	۵۶ث، ۵۶ت، ۵۶ الف	۰/۳۱	۰/۴۶	۰/۸۱	۲/۰۷	۴/۶۳
۸	۵۶چ،۵۶پ، ۵۴	۰/۵۲	۰/۹۲	۱/۱۶	۱/۴۸	۲/۱۷
۹	۴۷،۵۱،۵۶ب	۰/۵۴	۱/۲۱	۱/۴۰	۱/۴۴	۲/۱۵
مشکلات اجتماعی						
۱۰	۱۱،۴۸،۶۴،۷۹	۰/۱۷	۱/۸۱	۱/۲۸	۰/۵۲	-۰/۰۹
۱۱	۳۶،۳۸،۶۲	۰/۴۸	۱/۲۴	۱/۲۸	۱/۰۶	۰/۸۰
۱۲	۱۲،۲۵،۲۷،۳۴	۰/۵۲	۱/۶۳	۱/۵۸	۱/۰۰	۰/۸۰
مشکلات تفکر						
۱۳	۹،۱۸،۴۶،۷۰	۰/۵۱	۱/۱۴	۱/۴۳	۱/۷۰	۳/۴۷
۱۴	۵۸،۶۶،۷۶،۸۴	۰/۴۴	۱/۵۲	۱/۴۴	۱/۰۴	۰/۹۵
۱۵	۴۰،۸۳،۸۵،۱۰۰	۰/۵۰	۱/۵۸	۱/۵۷	۱/۰۴	۰/۷۵
مشکلات توجه						
۱۶	۱۳،۱۷،۷۸	۰/۵۸	۱/۸۰	۱/۵۳	۰/۷۱	-۰/۰۷
۱۷	۱۰،۴۱،۶۱	۰/۴۳	۱/۸۲	۱/۴۱	۰/۵۳	-۰/۲۰
۱۸	۱،۴،۸	۰/۴۵	۱/۴۱	۱/۲۸	۰/۷۸	۰/۲۳
رفتار قانون شکنی						
۱۹	۲۸،۸۱،۸۲،۱۰۱،۱۰۵	۰/۵۰	۰/۴۰	۰/۸۶	۳/۳۹	۱۶/۱۴
۲۰	۲۶،۴۲،۶۳،۶۷،۷۲	۰/۳۳	۲/۲۲	۱/۶۵	۰/۷۴	۰/۳۹
۲۱	۲،۳۹،۹۰،۹۶،۹۹	۰/۵۴	۱/۱۳	۱/۴۵	۱/۶۹	۳/۳۶
رفتار پرخاشگری						
۲۲	۳،۸۹،۹۴،۹۵،۹۷	۰/۶۱	۲/۳۴	۱/۸۵	۰/۸۲	۰/۴۵
۲۳	۳۷،۵۷،۸۶،۱۰۴،۱۹،۲۳	۰/۶۴	۲/۹۵	۲/۲۱	۰/۷۶	۰/۰۴
۲۴	۱۶،۲۰،۲۱،۲۲،۶۸،۸۷	۰/۵۷	۱/۸۷	۱/۷۵	۱/۲۷	۲/۳۴

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

یافته‌ها

شکل ۱ مدل مورد آزمون و برآوردهای کاملاً استانداردشدهٔ پارامترها را نشان می‌دهد. بار عاملی همهٔ بسته‌های سؤال در سطح P < ۰/۰۱ به لحاظ آماری معنی دار هستند. دامنهٔ این ضرایب از ۰/۵۸ تا ۰/۹۱ است.

مقدار شاخصهایRMSEA ، CFI، TLI، SRMR، GFI،AGFI به ترتیب برابر با ۰/۰۴۶، ۰/۹۵ ، ۰/۹۳ ، ۰/۱۳ ، ۰/۹۸ و ۰/۹۷ است. به‌غیر از شاخص SRMR، مقدار سایر شاخصها با ملاکها و قواعد سرانگشتی که در تفسیر آنها به‌کار می‌رود (کلاین، ۲۰۰۵) و در بخش **روش** توضیح داده شد، مطابقت دارد؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۸ سندرمی 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 دامنهٔ آنها از ۰/۵۰ تا ۰/۸۱ است، تماماً در سطح P <۰/۰۱ به لحاظ آماری معنادار است. فاصلهٔ 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.

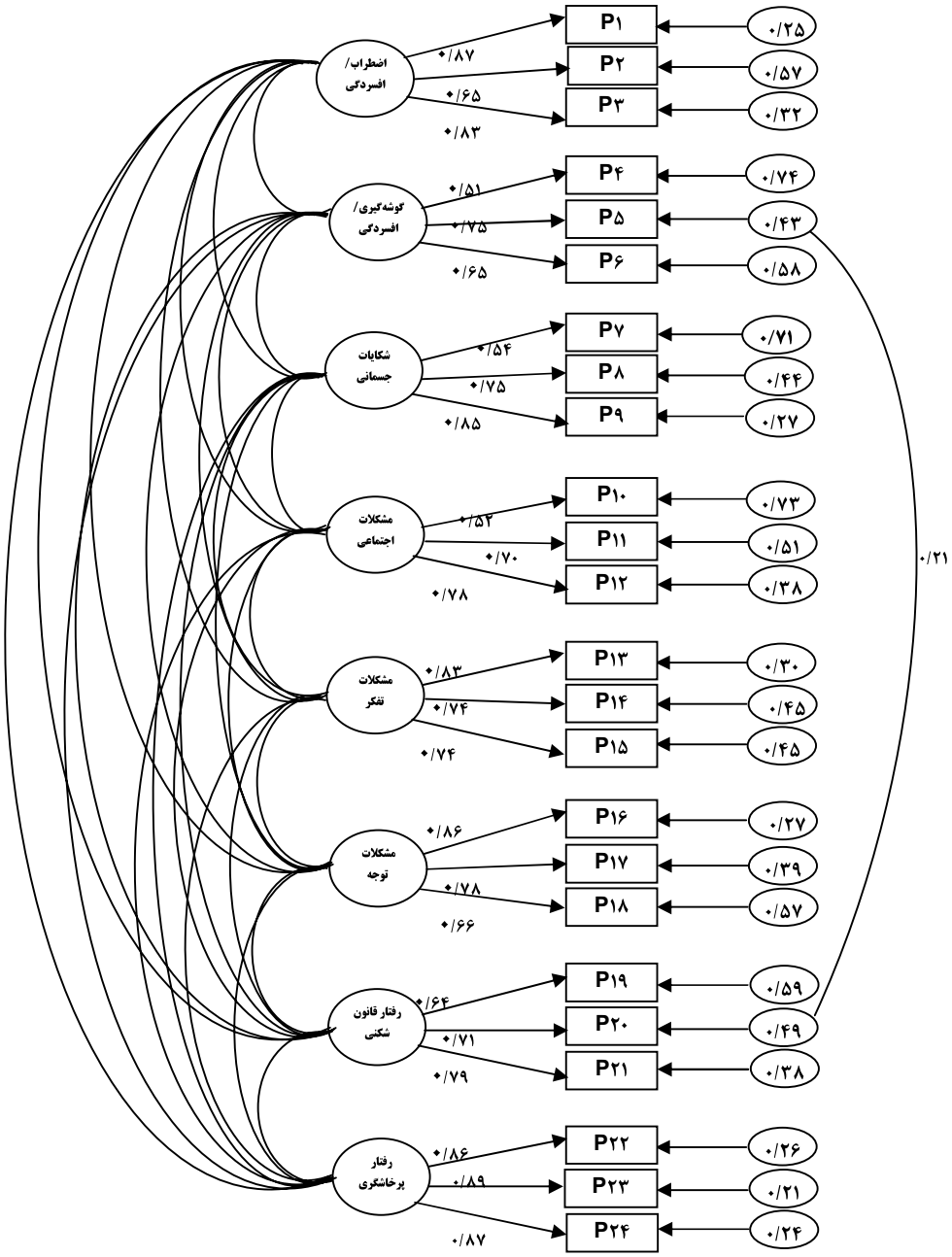
جدول ۲ – همبستگیهای درونی سندرمها(N =۸۸۶)

سندرمها	AD	WD	SC	SP	TP	AP	RB	AG
اضطراب / افسردگی (AD)		۰/۷۵	۰/۵۵	۰/۷۰	۰/۶۴	۰/۶۲	۰/۵۱	۰/۵۴
گوشه‌گیری/ افسردگی(WD)	۰/۶۳		۰/۵۴	۰/۶۵	۰/۵۸	۰/۴۹	۰/۴۲	۰/۵۶
شکایات جسمانی (SC)	۰/۴۸	۰/۴۲		۰/۵۷	۰/۵۶	۰/۴۹	۰/۳۵	۰/۵۸
مشکلات اجتماعی (SP)	۰/۶۳	۰/۵۴	۰/۴۳		۰/۶۲	۰/۵۷	۰/۶۰	۰/۶۵
مشکلات تفکر (TP)	۰/۵۹	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۴		۰/۶۰	۰/۵۱	۰/۵۸
مشکلات توجه (AP)	۰/۵۰	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۵۱	۰/۵۱		۰/۵۵	۰/۷۵
رفتار قانون شکنی (RB)	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۷	۰/۵۲	۰/۳۵	۰/۳۷		۰/۷۸
رفتار پرخاشگری (AG)	۰/۴۶	۰/۳۹	۰/۴۴	۰/۶۲	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 درمحاسبه همبستگیها از اعداد T که از تبدیل

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]



شکل ۱- مدل مورد آزمون و برآوردهای کاملاً استانداردشدهٔ پارامترها

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

خطی نمرات خام به‌دست 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 آخنباخ 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 تغییرناپذیری ساختارعاملی سؤالهای سندرمی ویرایش ۲۰۰۱ پرسشنامه خودسنجی (YSR؛ آخنباخ 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 سندرمی همبسته آخنباخ 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) Achenbeach 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) Tuker-Lewis Index
20) Non-Normed Fit Index

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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 عاملی فرم گزارش معلم آخنباخ با استفاده از تحلیل عاملی تأکیدی، پژوهش در حیطه کودکان استثنایی*، ۳، ۷۶۹-۷۸۶.

مینایی اصغر(زیر چاپ) *بررسی ساختار عاملی سوالات سندرمی 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.

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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%20 parceling %20 paper. 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

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]

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.

[Downloaded from mail.joec.ir on 2026-10-22]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1386.7.1.6.6]