پژوهش در حیطه کودکان استثنایی/ سال ششم، شماره ۳، ۷۶۹-۷۸۶/۱۳۸۵
Research on Exceptional Children, 2006, Vol.6, No. 3, 769-786

مطالعه ساختار عاملی فرم گزارش معلم آخنباخ با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی

اصغر مینایی *

تاریخ دریافت: ۸۵/۶/۱۱ تجدید نظر: ۸۵/۷/۱۶ پذیرش نهایی: ۸۵/۸/۲۱

چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی فرم گزارش معلم آخنباخ 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 ۶۹۳ دانش آموز پسر و ۵۸۸ دانش‌آموز دختر مدارس ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران است که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شده‌اند. برای برآورد پارامترها و برازش مدل از تابع کمترین مجذورات وزن‌دار استفاده شد. **یافته‌ها:** برای ارزیابی کفایت برازش مدل از شاخص ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب، شاخص برازش تطبیقی، ریشه دوم میانگین مجذورات پس‌مانده‌های استاندارد شده، شاخص تاکر- لویز، شاخص خوبی برازندگی و شاخص تعدیل یافته خوبی برازندگی استفاده شد. نتایج نشان داد که مدل ۸ عاملی همبسته آخنباخ از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است. این یافته شاهد دیگری در زمینه روایی درونی سازه فرم گزارش معلم فراهم آورد. علاوه بر این، نتایج نشان داد که سندرمهای فرم مورد بحث همپوشی کامل با همدیگر ندارند. این مطلب حاکی از آن است که سندرمها واجد روایی تشخیصی هستند. **نتیجه‌گیری:** بطور کلی، یافته‌های پژوهش بیانگر این است که ساختار عاملی فرم گزارش معلم از برازش مطلوبی برای دانش‌آموزان ۶- ۱۸ سال شهر تهران دارد و از آن می‌توان بعنوان ابزاری روا در سنجش ۸ اختلال عاطفی- رفتاری استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: *فرم گزارش معلم، آخنباخ، تحلیل عاملی تأییدی، مشکلات عاطفی–رفتاری، ساختار عاملی*

* عضو هیئت علمی پژوهشکده کودکان استثنایی ،پژوهشگاه آموزش و پرورش Email: as_minaei @yahoo.com

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

مقدمه

زمانی که برای سنجش مشکلات عاطفی - رفتاری کودکان، در جامعه‌ای ابزار یا آزمونی استاندارد تهیه می‌شود، این ابزار اغلب در جوامع دیگری که ممکن است ساخت و تهیه ابزارهای بومی[۱] دشوار باشد، مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این حال، لازم است به‌صورت تجربی[۲]، تعیین شود که آیا ابزارهایی که در یک جامعه تهیه می‌شوند، در جوامع دیگر نیز کارکرد مشابهی دارند؟

ترجمه، انطباق[۳] و هنجاریابی ابزارهای استاندارد، فرصت سودمندی برای آزمون کاربردپذیری ابزارها در جوامع دیگر فراهم می‌آورد. یک گام اساسی در اثبات کاربردپذیری یک ابزار در جوامع دیگر آزمون این مسئله است که آیا الگوی مشکلات همایندی[۴] که به وسیله ابزار در یک جامعه شناسایی شده است، با الگوهای شناسایی‌شده توسط آن ابزار در جوامع دیگر برازش[۵] دارد؟ چنین الگویی از مشکلات را می‌توان، به‌صورت «سندرم» در نظر گرفت. سندرم، به‌صورت مجموعه‌ای از مشکلات که تمایل به همایندی دارند، تعریف می‌شود. برای آزمون میزان برازش سندرمها یا عاملهایی که در یک جامعه شناسایی شده‌اند، با داده‌های حاصل از جوامع دیگر، بر روی داده‌های حاصل از نمونهٔ بزرگی از افراد آن جامعه، تحلیلهای چندمتغیری صورت می‌گیرد. اگر ساختار عاملی یک ابزار با داده‌های حاصل از جامعه جدید، برازش داشته باشد آن ابزار را می‌توان در جامعه جدید مورد استفاده قرار داد.

میزان برازش ساختار سندرمی[عاملی] یک ابزار با مجموعه جدیدی از داده‌ها، تغییرناپذیری ساختاری[۶] نامیده می‌شود (ایوانوا و همکاران، ۲۰۰۶). این تغییرناپذیری اصلی‌ترین مؤلفه 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[۸] (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 تغییرناپذیری اندازه‌گیری یک ابزار است (واندنبرگ ولانس ، ۲۰۰۰)

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

در زمینهٔ ساختار عاملی فرم گزارش معلم (TRF) چند مطالعه صورت گرفته است. از جمله این مطالعات می‌توان به ایوانوا و همکاران (۲۰۰۶)، هارتمن و همکاران (۱۹۹۹)، و دی‌گروت، کوت و ورهاست (۱۹۹۶) اشاره کرد.

دی گروت، کوت و ورهاست (۱۹۹۶) ساختار عاملی TRF را در یک نمونه ۲۴۴۲ نفری از کودکان۵-۱۸ سال هلند مورد مطالعه قرار دادند. آنها کل نمونه خود را به‌طور تصادفی به دو زیرنمونه[۹] ۱۲۲۱ نفری تقسیم کردند. آنگاه بر اساس زیرنمونه اول، ساختار عاملی TRF را با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی[۱۰] مورد بررسی قرار دادند. آنها ۶ راه حل ۷ تا ۱۲ عاملی را مورد آزمون قرار دادند و براساس نتایج راه حل ۱۲ عاملی، ۸ عامل استخراج کردند که آنها را عاملهای اصلی[۱۱] نامیدند و به این نتیجه رسیدند که این ۸ عامل، بازنمایی بهتری از ساختار عاملی سؤالات سندرمی TRF در کودکان هلندی نشان می‌دهد. همبستگی بین نمرات کودکان در ۸ عامل استخراج شده توسط آنها با نمرات کودکان در ۸ عاملی که آخنباخ (۱۹۹۱) استخراج کرده است، بین ۰/۹۱ تا ۱/۰۰ بود. آنها همچنین مدل ۸ عاملی استخراج شده خود و مدل ۸ عاملی آخنباخ (۱۹۹۱) را بر اساس زیرنمونه دوم و با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی[۱۲] مورد آزمون قرار دادند و در نهایت به این نتیجه رسیدند که با توجه به همبستگی بالایی که بین نمرات کودکان در سندرمهای استخراج‌شده بر اساس کودکان هلندی و کودکان امریکایی وجود دارد، به نظر می‌آید که مدل ۸ عاملی آخنباخ در برابر تفاوتهای بین فرهنگی، کاملاً مقاوم[۱۳] است. با این حال، نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که برازش مدل ۸ عاملی هلندی که با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی به‌دست آمده، اندکی بهتر از برازش مدل ۸ عاملی آخنباخ است.

هارتمن و همکاران (۱۹۹۹) مدل ۸ عاملی آخنباخ (۱۹۹۱) را بر روی داده‌های حاصل از ۶ کشور یونان، اسرائیل، نروژ، پرتغال، ترکیه و ایالات متحده امریکا به‌صورت جداگانه مورد آزمون قرار دادند. آنها داده‌ها را به دو صورت تحلیل کردند: اولاً، همبستگی میان سؤالات را با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون محاسبه کردند و مدل مورد نظر را با استفاده از روش برآورد بیشنیه احتمال[۱۴] (ML) مورد آزمون قرار دادند. نتیجه شاخص ریشه دوم

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

برآورد واریانس خطای تقریب[۱۵] (RMSEA) نشان داد که مدل آخنباخ، برازش خوبی با داده‌های همهٔ نمونه‌ها دارد. با این حال، سایر شاخصهای برازش، نشان داد که مدل با داده‌ها برازش ندارد؛ ثانیاً، همبستگی میان سؤالات را با استفاده از ضریب همبستگی پلی‌کوریک[۱۶] برآورد کردند و با استفاده از تابع کمترین مجذورات بدون وزن[۱۷] (ULS) مدل ۸ عاملی مورد نظر را در مورد داده‌های هر یک از کشورها مورد آزمون قرار دادند. نتایج نشان داد که مدل مورد نظر با داده‌های سه کشور یونان، اسرائیل و ایالات متحده امریکا، همگرا[۱۸] نشده، علاوه بر این، کلیه شاخصهای برازش نشان داد که برازش این مدل با داده‌های سه کشور پرتغال، ترکیه و هلند نیز ضعیف است.

جامع‌ترین مطالعه دربارهٔ مدل ۸ عاملی TRF، را ایوانوا و همکاران (۲۰۰۶) صورت داده‌اند. آنها برازش مدل مورد نظر را با داده‌های حاصل از ۲۰ کشور مختلف مورد آزمون قرار دادند. آنها برای برآورد پارامترها و آزمون برازش مدل، از روش برآورد WLSMV[۱۹] استفاده کردند که از طریق برنامه Mplus قابل اجراست. ماتریس همبستگی مورد تحلیل آنها، ماتریس همبستگی تتراکوریک بود. آنها دریافتند که مدل آخنباخ با داده‌های همهٔ کشورها، به‌غیر از لهستان، برازش خوبی دارد و البته مدل مورد نظر با داده‌های هشت کشور ایران، استرالیا، چین، لبنان، لیتوانی، لهستان، پرتغال و تایلند بدون هیچ مشکل برازشی[۲۰]، همگرا شد.

در سالهای اخیر، آزمونهای مختلفی به زبان فارسی ترجمه و هنجاریابی شده است. یکی از این ابزارها فرمهای سن مدرسه نظام سنجش مبتنی بر تجربه آخنباخ[۲۱] (آخنباخ و رسکورلا ، ۲۰۰۱) است که دارای ۳ فرم موازی است. این فرمها شامل سیاهه رفتاری کودک[۲۲] (CBCL)، پرسشنامه خودسنجی[۲۳] (YSR) و فرم گزارش معلم[۲۴](TRF) است که مینایی (۱۳۸۴) آن را برای دانش آموزان مقاطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران، انطباق و هنجاریابی کرده است.

سندرمهای مورد سنجش این فرمها از طریق روشهای تحلیل عاملی استخراج شده‌اند (آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱). هدف مطالعه حاضر، فراهم آوردن شواهدی در خصوص

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

تغییرناپذیری ساختاری سؤالات سندرمی فرم گزارش معلم 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 ایده‌آل برای آزمون تغییرناپذیری ساختاری آزمونهاست. در واقع، این پژوهش به دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا ساختار عاملی سؤالات سندرمی فرم گزارش معلم که آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) بر اساس یک نمونه ۴۴۳۷ نفری (۲۴۳۰ پسر و ۲۰۰۷ دختر) از کودکان ۶-۱۸ سال امریکایی به‌دست آورده‌اند، در نمونه کودکان فارسی‌زبان، تکرار و تأیید می‌شود؟ به عبارت دیگر هدف ما تعیین روایی درونی سازه [۲۵] سندرمهای مورد سنجش TRF است. یک آزمون قوی در مورد روایی 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 درمطالعه حاضر، بخشی از داده های مینایی (۱۳۸۴) است که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای چندمرحله‌ای[۲۶] که در آن، جامعه آماری پژوهش بر مبنای متغیرهای منطقه جغرافیایی محل سکونت، جنس، دوره و پایه تحصیلی طبقه‌بندی شده بود، گردآوری شد. در پژوهش مینایی (۱۳۸۴) فرم گزارش معلم در مورد ۱۴۳۷ دانش‌آموز (۷۴۸ پسر و ۶۸۹ دختر)، مدارس مقطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران تکمیل شد. دامنه سنی دانش‌آموزان، ۶؛۰۱ (شش سال و یک ماه) تا ۱۸؛۱۱ (هیجده سال و یازده ماه) با میانگین ۱۲/۱۲ و انحراف استاندارد ۳/۴۴ بود. به پیروی از آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) تعداد ۱۵۶ پرسشنامه که به بیش از ۸ سؤال آن پاسخ داده نشده بود، از تحلیل کنار گذاشته شد. به این ترتیب، حجم نمونه به ۱۲۸۱ نفر (۶۹۳ پسر و ۵۸۸ دختر) با میانگین سنی ۱۱/۹۱ و انحراف استاندارد ۳/۴۴ کاهش پیدا کرد.

از ۱۲۸۱ پرسشنامه، در ۳۲۹ پرسشنامه به حداقل ۱ و حداکثر ۸ سؤال پاسخ داده نشده بود؛ به‌عبارت دیگر در حدود ۲۶٪ از پرسشنامه‌ها داده‌های گمشده داشتند. نمره این

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

سؤالها با استفاده از روش برآورد چندگانه[۲۷] (آلیسون، ۲۰۰۳ ؛ شافر و السن، ۱۹۹۸ ؛ شافر ، ۱۹۹۹a) که از طریق برنامه NORM (شافر، ۱۹۹۹b) قابل اجرا است، برآورد شد.

ابزار

ابزار مورد استفاده در این مطالعه، فرم گزارش معلم (TRF) است. این پرسشنامه، مشکلات عاطفی – رفتاری و همچنین توانمندیها و شایستگیهای تحصیلی و اجتماعی کودکان۶-۱۸ سال را از دیدگاه معلم مورد سنجش قرار می‌دهد و نوعاً در ۲۰ الی۲۵ دقیقه تکمیل می‌شود (مینایی، ۱۳۸۴) . آن بخش از TRF که مشکلات عاطفی – رفتاری را می‌سنجد، دارای ۱۱۳ 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؛ بیش فعالی و تکانشگری)؛ رفتار قانون شکنی؛ رفتار پرخاشگری. تعداد ۸ سؤال به هیچ یک از سندرمهای فوق‌الذکر، تعلق ندارند و زیر عنوان سایر مشکلات طبقه‌بندی می‌شوند. علاوه بر ۸ سؤال مذکور، دو سؤال شماره ۱۱۳ و ۵۶ ح را که سؤالات باز – پاسخ هستند از تحلیل، حذف کردیم. در نتیجه، این مطالعه بر اساس ۱۱۲ سؤال که تشکیل یک مدل ۸ عاملی را می‌دهند، صورت گرفت.

مدل عاملی و تحلیل داده ها

در این مطالعه، مدل آخنباخ (آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱) که یک مدل ۸ عاملی همبسته است و به‌وسیله ۱۱۲ سؤال اندازه‌گیری می‌شود، مورد آزمون قرار گرفت.

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 رضایت بخشی با داده‌ها داشته باشد و مورد تأیید قرار گیرد. درواقع، در پرسشنامه‌های طولانی که برای اندازه‌گیری هر عامل از

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

تعداد زیادی سؤال استفاده می‌شود، زمانی که سؤالات انفرادی مورد تحلیل عاملی تأییدی قرار می‌گیرند، انتظار اینکه مدل مورد نظر با داده‌ها برازش داشته باشد و راه‌حلهای رضایت‌بخشی به‌دست دهد، غیرمنطقی است.در این‌گونه موارد، استفاده از بسته‌های‌سؤال[۲۸]، مناسب خواهد بود (فلوید و ویدامن، ۱۹۹۵).

بسته‌بندی سؤال در تعـدادی از مطالعات (برای مثال برن، ۱۹۹۸؛ دافین، شاو، و استیونس، ۱۹۹۷ ؛ مارش، و اونیل، ۱۹۸۴) 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 برازش مدل با دادها (تامپسون و ملانکون، ۱۹۹۶) می‌شود.

در مطالعهٔ حاضر، نشانگرهای سندرمها از طریق تقسیم تصادفی سؤالهای هر سندرم به ۳ گروه و جمع کردن نمره سؤالهای هر گروه، شکل گرفت. در واقع، بر اساس سؤالهای مربوط به هر سندرم، تعداد ۳ بسته برای هر سندرم ایجاد شد. بر اساس ۱۱۲ 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 سـؤالهای هر سنـدرم، تعـداد عاملهای زیربنایی هر سندرم را با استفاده از روش حداقل میانگین [همبستگی] تفکیکی[۲۹](MAP ؛ ولیسر، ۱۹۷۶) که از طریق برنامه map.sps (اوکانر، ۲۰۰۰) قابل اجراست، تعیین کردیم. نتایج تحلیلها حاکی از این بود که همهٔ سندرم‌ها تک‌بعدی هستند.

جدول۱، شماره سؤالها، همسانی درونی، میانگین، انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی بسته‌های سؤال را نشان می‌دهد. دامنهٔ ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۳۳ برای بسته ۸ تا ۰/۸۸ برای بسته ۲۴ و میانگین ۰/۶۰ است.

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

جدول ۱- ویژگیهای توصیفی بسته‌های سؤال

سندرمها و بسته‌های سؤال	شماره سؤال	آلفای کرونباخ	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
اضطراب / افسردگی						
۱	۱۴،۳۲،۳۳،۵۰،۱۰۶،۱۰۸	۰/۶۳	۲/۱۸	۲/۰۲	۱/۰۲	۰/۷۱
۲	۲۹،۳۰،۳۵،۸۱،۱۱۲	۰/۶۰	۱/۱۷	۱/۴۵	۱/۵۲	۲/۲۳
۳	۱۸،۳۱،۴۵،۵۲،۹۱	۰/۴۳	۰/۹۷	۱/۲۱	۱/۶۲	۳/۶۰
گوشه‌گیری/افسردگی						
۴	۴۲،۷۵	۰/۵۵	۰/۶۳	۰/۹۴	۱/۵۳	۱/۷۳
۵	۵،۱۰۲،۱۱۱	۰/۶۲	۰/۸۳	۱/۱۹	۱/۶۸	۲/۸۳
۶	۶۵،۶۹،۱۰۳	۰/۶۵	۱/۱۱	۱/۳۷	۱/۴۱	۱/۶۴
شکایات جسمانی						
۷	۵۶چ، ۵۶ت، ۵۶ الف	۰/۴۶	۰/۱۲	۰/۴۷	۵/۱۹	۳/۹۷
۸	۵۶ث،۵۶ب، ۵۱	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۶۷	۲/۸۱	۹/۱۹
۹	۵۶چ، ۵۶پ، ۵۴	۰/۵۸	۰/۳۳	۰/۷۷	۳/۲۳	۱۲/۶۴
مشکلات اجتماعی						
۱۰	۱۱،۲۵،۳۸	۰/۵۴	۰/۹۰	۱/۲۳	۱/۵۹	۲/۴۶
۱۱	۱۲،۲۷،۴۸،۶۲	۰/۵۶	۰/۸۸	۱/۲۷	۱/۵۵	۱/۸۸
۱۲	۳۴،۳۶،۶۴،۷۹	۰/۵۳	۰/۴۸	۰/۹۷	۲/۷۲	۸/۹۷
مشکلات تفکر						
۱۳	۱۸،۴۶،۶۶،۸۵	۰/۵۹	۰/۳۹	۰/۹۲	۳/۰۵	۱۰/۷۴
۱۴	۴۰،۷۰،۸۴	۰/۴۳	۰/۲۰	۰/۶۰	۳/۷۹	۱۷/۸۶
۱۵	۹،۵۸،۸۳	۰/۳۶	۰/۴۰	۰/۷۶	۲/۴۱	۷/۸۸
مشکلات توجه						
۱۶	۴،۷،۱۳،۳۲،۴۱،۴۹،۵۱،۵۳	۰/۸۳	۲/۴۸	۳/۰۵	۱/۴۶	۱/۷۳
۱۷	۱،۱۰،۱۷،۶۷،۷۳،۷۸،۸۰،۱۰۰،۱۰۹	۰/۸۴	۲/۶۹	۳/۳۰	۱/۴۸	۱/۸۲
۱۸	۲،۸،۲۴،۶۰،۶۱،۷۲،۷۴،۹۲،۹۳	۰/۸۷	۳/۱۴	۳/۷۵	۱/۳۹	۱/۳۸
رفتار قانون شکنی						
۱۹	۲۶،۲۸،۹۹،۱۰۵	۰/۴۴	۰/۵۵	۰/۹۶	۲/۰۷	۴/۷۶
۲۰	۶۳،۸۲،۹۶،۹۸	۰/۵۰	۰/۵۵	۱/۰۱	۲/۵۴	۸/۲۵
۲۱	۳۹،۴۳،۹۰،۱۰۱	۰/۷۱	۰/۶۲	۱/۲۳	۲/۴۷	۶/۴۰
رفتار پرخاشگری						
۲۲	۳،۶،۱۶،۲۱،۵۷،۷۷،۸۹	۰/۸۰	۱/۳۴	۲/۱۷	۲/۳۸	۶/۴۸
۲۳	۱۹،۲۰،۶۸،۸۶،۸۷،۸۸،۹۷	۰/۷۴	۱/۸۲	۲/۲۰	۱/۸۵	۳/۸۸
۲۴	۲۳،۳۷،۷۶،۹۴،۹۵،۱۰۴	۰/۸۸	۰/۸۸	۲/۴۴	۲/۱۳	۴/۳۵

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 معنی‌داری

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

را نشان داد (χ^2=۲۸۸۰۰/۶۸ ، P <۰/۰۰۰۱). بنابراین، برای برآورد پارامترها و برازش مدل از ماتریس کوواریانس و روش برآورد کمترین مجذورات وزن‌دار[۳۰] (WLS) استفاده کردیم (جارزکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱) . از ماتریس واریانس – کوواریانس مجانبی که توسط برنامه PRELIS 2 (ویرایش ۲/۷؛ جارزگاک و سوربوم ۲۰۰۲) ایجاد شد، به‌عنوان ماتریس وزنی[۳۱] استفاده شد. جارزگاک و سوربوم (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که برای به‌دست آوردن ماتریس وزنی باثبات، نیاز به نمونه‌ای باحجم بالاست. حجم نمونه مطالعه حاضر از حداقل حجم پیشنهادی جارزگاک و سوربوم (۲۰۰۱) که از طریق فرمول زیر به‌دست می‌آید، بیشتراست:

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

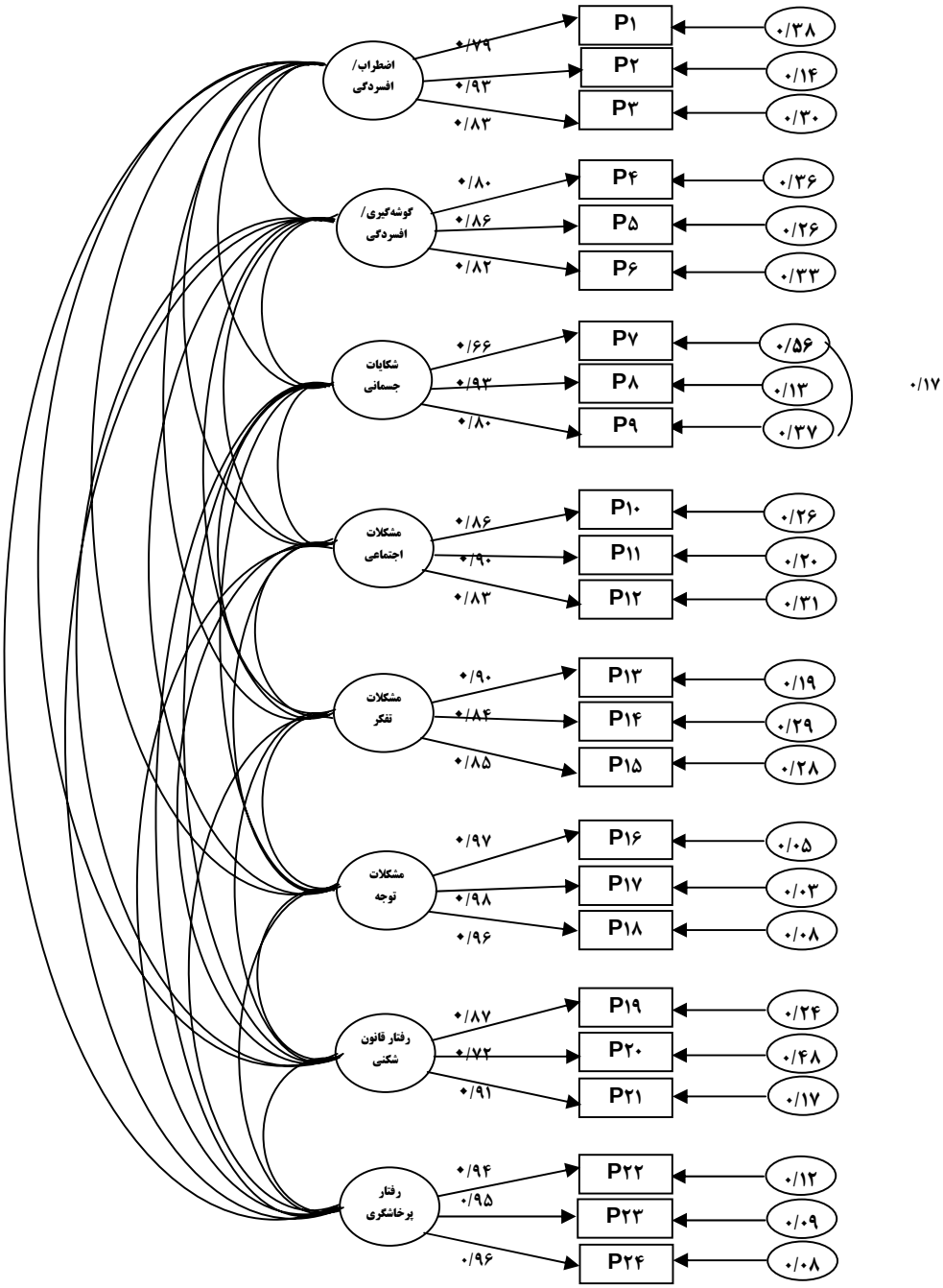
در فرمول فوق P برابر با تعداد نشانگرهاست.

برای سنجش کفایت برازش مدل، آماره‌ها و شاخصهای مختلفی عرضه 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[۳۲] (CFI)، و ریشه دوم میانگین مجذورات پس‌مانده‌های استاندارد شده[۳۳] (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[۳۴] (TLI) یا شاخص نرم‌نشده برازش[۳۵] (NNFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص مرکزی مک دونالد[۳۶] (MC) و ریشه دوم میانگین مجذورات پس‌مانده‌های استانداردشده (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 (جارزگاک و سوربوم، ۲۰۰۱) و شاخص مرکزی مک دونالد (MC) که LISREL 8 آن را ارائه نمی‌دهد از کلیه شاخصهای پیشنهادی کلاین (۲۰۰۵) و سان (۲۰۰۵) استفاده کردیم. علاوه بر شاخصهای فوق‌الذکر از

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]



شکل ۱ - مدل مورد آزمون و برآوردهای کاملاً استانداردشدهٔ پارامترها

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

مقدار شاخصهایAGFI،GFI، SRMR، TLI، CFI ، RMSEA به ترتیب برابر با ۰/۰۵۵ ، ۰/۹۹ ، ۰/۹۸ ، ۰/۲۱ ، ۰/۹۹ و ۰/۹۸ 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 عاملی 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 ۰/۳۴ تا ۰/۸۱ است، تماماً در سطح $P < ۰/۰۱$ به لحاظ آماری معنی‌دارند. فاصلهٔ اطمینان ۰/۹۵ در اطراف این همبستگیها نشان داد که هیچ‌یک از سندرمها، همپوشی کامل با یکدیگر ندارند که این موضوع حاکی از روایی تشخیصی سندرمهاست.

جدول ۲- همبستگیهای درونی سندرمها (N = ۱۲۸۱)

سندرمها	AD	WD	SC	SP	TP	AP	RB	AG
اضطراب / افسردگی (AD)		۰/۶۹	۰/۶۲	۰/۷۶	۰/۷۴	۰/۵۸	۰/۵۳	۰/۵۷
گوشه‌گیری/ افسردگی(WD)	۰/۵۰		۰/۶۵	۰/۵۰	۰/۵۲	۰/۴۲	۰/۵۲	۰/۳۴
شکایات جسمانی (SC)	۰/۳۵	۰/۳۶		۰/۴۵	۰/۵۴	۰/۶۵	۰/۵۸	۰/۵۲
مشکلات اجتماعی (SP)	۰/۵۶	۰/۴۵	۰/۳۹		۰/۷۲	۰/۶۳	۰/۶۹	۰/۵۴
مشکلات تفکر (TP)	۰/۴۴	۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۵۶		۰/۷۳	۰/۶۴	۰/۵۰
مشکلات توجه (AP)	۰/۳۹	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۶۲	۰/۵۹		۰/۷۸	۰/۸۱
رفتار قانون شکنی (RB)	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۳۲	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۶۷		۰/۸۰
رفتار پرخاشگری (AG)	۰/۴۰	۰/۲۶	۰/۳۲	۰/۶۶	۰/۵۳	۰/۷۴	۰/۷۲	

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

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 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 نتیجه گیری

زمانی که یک ابزار روان‌سنجی از زبانی به زبان دیگر ترجمه می‌شود، باید ویژگیها و کیفیت اندازه‌گیری آن از نظر اعتبار و روایی مورد مطالعه قرار گیرد. به لحاظ تاریخی، ارزیابی کیفیت اندازه‌گیری یک ابزار، ریشه در نظریه کلاسیک آزمون[۳۹] (CTT) دارد. با این حال برخی از جنبه‌های کیفیت اندازه‌گیری فراتر از حوزه و گسترهٔ سنتی نظریه کلاسیک آزمون قرار دارد. خوشبختانه، پیشرفتهای نسبتاً جدید در حوزهٔ فنون تحلیلی، بررسی این مسائل را بسیار سهل و آسان کرده است. مسئله خاصی که در این پژوهش مورد مطالعه قرار گرفت، آزمون تغییرناپذیری ساختاری فرم گزارش معلم (TRF؛ آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱) با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی است که مینایی (۱۳۸۴) آن را به زبان فارسی ترجمه و هنجاریابی کرده است.

نتایج این مطالعه که با نتایج دی‌گروت، کوت و ورهاست (۱۹۹۶) و ایوانوا و همکاران (۲۰۰۶) همسان است، حاکی از برازش کافی و خوب مدل با داده‌هاست. بین یافته‌های این مطالعه با یافته‌های هارتمن و همکاران (۱۹۹۹) مغایرت وجود دارد. علت اصلی این مغایرت، تفاوت در روش‌شناسی مطالعات است.

در پژوهش هارتمن و همکاران (۱۹۹۹)تحلیل عاملی تأییدی در سطح سؤال صورت گرفته است. همان‌طور که فلوید و ویدامن (۱۹۹۵) بیان کرده‌اند زمانی که تعداد سؤالهای

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

یک ابزار زیاد است یا به‌عبارتی زمانی که مدل مورد آزمون، بزرگ است، غیر ممکن است که مدل، برازش رضایت بخشی با داده‌ها داشته باشد و مورد تأیید قرار گیرد. علاوه بر این، سوای تفاوتها و اشکالات روش‌شناسی که ذکر شد، ویژگیهای گروه نمونه مانند نرخ پاسخ، نرمال یا غیرنرمال بودن کودکان و نوجوانان مورد مطالعه، حجم نمونه و دامنه سنی می‌تواند علت تفاوت در یافته‌ها باشد.

نکته آخر اینکه یافته‌های این پژوهش براساس داده‌های حاصل از نمونه دانش‌آموزان شهرتهران است و از این رو فقط قابل تعمیم به جامعه دانش‌آموزی این شهر است. با عنایت به کاربرد گسترده این ابزار در کشورهای مختلف (آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱) که حاکی از سودمندی آن است توصیه می‌کنیم ویژگیها و کیفیت اندازه‌گیری TRF و از جمله ساختار عاملی آن در سایر شهرها، گروههای قومی، زبانی و فرهنگی مورد بررسی قرار گیرد تا بتوانیم براساس یافته‌های حاصل از این مطالعات به یک ابزار استاندارد، معتبر و روا در زمینه سنجش مشکلات عاطفی – رفتاری کودکان و نوجوانان دست یابیم.

یادداشتها

1) Indigenous
2) Empirically
3) Adaptation
4) Co – occurring
5) Fit
6) Configural Invariance
7) Measurement Invariance
8) Metric Invariance
9) Sub – sample
10) Exploratory Factor Analysis
11) Principal Factor
12) Confirmatory Factor Analysis
13) Robust
14) Maximum Likelihood
15) Root Mean Square Error of Approximation
16) Polychoric Correlation
17) Unweighted Least Squares
18) Converge
19) Weighted Least Squares with Standard Errors and Mean- and Variance Adjusted1
20) Fit Problem
21) Achenbach System of Empirically Based Assessment
22) Child Behavior Checklist
23) Youth Self – Report
24) Teacher's Report Form
25) Internal Construct Validity

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

26) Multi – Stage Stratified Random Sampling
27) Multiple Imputation
28) Item Parcel
29) Minimum Average Partial
30) Weighted Least Squares
31) Weight Matrix
32) Comparative Fit Index
33) Standardized Root Mean Square Residual
34) Tuker-Lewis Index
35) Non-Normed Fit Index
36) Mcdonald's Centrality Index
37) Goodness of Fit Index
38) Adjusted Goodness of Fit Index
39) Classical Test Theory

منابع

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

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

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.

Achenbach، T.M. (1991). *Manual for the Teacher's Report Form and 1991 Profile. Burlington*، VT: University of Vermont، Department of Psychiatry.

Allison، P.D. (2003). Missing data techniques for structural equation modeling". *Journal of Abnormal Psychology، 4، 545-557.*

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

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.*

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

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.*

De Groot، A.، Koot، H. M.، & Verhulst، F.C. (1996). "Cross-cultural generalizability of the Youth self- Report and Teachers Report Form cross-informant syndromes". *Journal of Abnormal Child Psychology، 24، 651-664.*

Floyd، F.J.، & Widaman، K. F. (1995). "Factor analysis in development and refinement of clinical assessment instrument" . *Psychological Assessment، 3، 286-299.*

Hartman، A. C.، Hox J.، Auerbach، J.، Erol، N.، Fonseca، C. A.، Mellenberg، G. G.، et al.(1999). "Syndrome dimensions of the Child Behavior Checklist and Teacher Report Form: A critical empirical evaluation". *Journal of Child Psychology and Psychiatry، 40، 1095-1116.*

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).

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

Hu، L.، & Bentler، P.(1998). "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional 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 Youth Self-Report syndromes in 19 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 (2nd ed*). New York: Guilford Press.

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.*

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]

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/misoftwa.html.*

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.*

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، 3*

[Downloaded from joec.ir on 2026-01-30]

[DOR: 20.1001.1.16826612.1385.6.3.3.0]