بررسی ساختار عاملی سؤالات سندرمی سیاهه رفتاری کودک (CBCL) با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی

اصغر مینایی[1]

تاریخ وصول: ۸۶/۹/۲۵ تاریخ پذیرش:۸۷/۴/۱۲

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی سیاهه رفتاری کودک (CBCL) با استفاده از رویکرد تحلیل عاملی تاییدی به اجرا درآمد. در این مطالعه، از بخشی از داده‌های پژوهش مینائی (۱۳۸۴)، استفاده گردید که شامل ۶۹۷ دانش آموز پسر و ۶۵۰ دانش آموز دختر مدارس ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران است که با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شده‌اند. برای برآورد پارامترها و برازش مدل از تابع کمترین مجذورات وزن‌دار WLS استفاده گردید. جهت ارزیابی کفایت برازش مدل از شاخص GFI، TLI، CFI ، SRMR، RMSEA و AGFI 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 سازه درونی CBCL فراهم آورد. علاوه بر این، نتایج نشان داد که سندرم های CBCL همپوشی کامل با همدیگر ندارند. این مطلب حاکی از آن است که سندرم ها واجد روایی تشخیصی هستند.

واژگان کلیدی: *سیاهه* رفتاری کودک، CBCL ، تحلیل عاملی تاییدی، مشکلات عاطفی- رفتاری، ساختار عاملی.

۱- عضو هیات علمی پژوهشکده کودکان استثنایی

مقدمه

زمانی که برای سنجش مشکلات عاطفی- رفتاری کودکان، در جامعه‌ای ابزار یا آزمونی استاندارد تهیه می‌شود، این ابزار اغلب در جوامع دیگری که ساخت و تهیه ابزارهای بومی[1] ممکن است دشوار باشد مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این حال، لازم است به صورت تجربی تعیین شود که آیا ابزارهایی که در یک جامعه تهیه می‌شوند، در جوامع دیگر نیز کارکرد مشابهی دارند؟

ترجمه، انطباق 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 مسأله است که آیا الگوی مشکلات همایندی که به وسیله ابزار در یک جامعه شناسایی شده است با الگوهای شناسایی شده توسط آن ابزار در جوامع دیگر برازش[2] دارد. چنین الگویی از مشکلات را می‌توان، به صورت سندرم در نظر گرفت. سندرم، به عنوان مجموعه‌ای از مشکلات که تمایل به همایندی دارند تعریف می‌شود. برای آزمون میزان برازش سندرم هایی که در یک جامعه شناسایی شده‌اند با داده‌های حاصل از جوامع دیگر، بر روی داده‌های حاصل از نمونه بزرگی از افراد آن جامعه، تحلیل های چند متغیری صورت می‌گیرد. اگر ساختار سندرمی 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 یک ابزار با مجموعه جدیدی از داده‌ها، تغییرناپذیری ساختاری[3] نامیده می‌شود (ایوانوا[4] و همکاران،۲۰۰۷). این تغییرناپذیری اصلی‌ترین مؤلفه تغییرناپذیری اندازه‌گیری[5] است. منظور از تغییرناپذیری اندازه‌گیری این است که ابزار سنجش، سازه‌های روان شناختی یکسانی را در جوامع مختلف اندازه بگیرد. تغییر ناپذیری اندازه‌گیری، علاوه بر تغییر ناپذیری ساختاری، تغییر ناپذیری مقیاسی (یعنی تغییر ناپذیری بارهای عاملی)، و تغییرناپذیری واریانس پس مانده (یعنی، تغییرناپذیری عبارت

1.Indigenous
2.Fit
3.Configural Invariance
4.Ivanova
5.Measurement Invariance

خطا برای سؤالات) را نیز شامل می‌شود. آزمون تغییرناپذیری ساختاری، اولین گام در اثبات تغییر ناپذیری اندازه‌گیری یک ابزار است (واندنبرگ ولانس[1]، ۲۰۰۰).

در زمینه ساختار عاملی سیاهه رفتاری کودک[2] (CBCL) و تغییرناپذیری ساختار عاملی آن مطالعات متعددی صورت گرفته است. از جمله این مطالعات می‌توان به لاتکوویچ[3] (۱۹۹۶)، ددریک[4] و همکاران (۱۹۹۷)، گرین بام و ددریک[5] (۱۹۹۸)، هارتمن[6] و همکاران (۱۹۹۹)، هیوبک[7] (۲۰۰۰)، و لمبرت[8] و همکاران (۲۰۰۳) اشاره کرد.

لاتکوویچ (۱۹۹۶) با استفاده از داده‌های حاصل از ۲۹۷۱ کودک و نوجوان ۱۶-۶ سال سیاه پوست که در فاصله سال های ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۳ برای درمان به یک مرکز راهنمایی و مشاورهٔ کودک در شهری در شمال شرقی اهایو مراجعه می‌کردند، ساختار عاملی ویرایش ۱۹۹۱ سیاهه رفتاری کودک را در این گروه از کودکان با ساختار عاملی آن در کودکان نمونه هنجاریابی (آخنباخ[9]، ۱۹۹۱) مورد مقایسه قرار داد. یافته‌های مطالعه لاتکوویچ حاکی از این بود که ساختار عاملی CBCL برای تمام گروه های سنی و جنسی، بغیر از دختران گروه سنی ۱۱-۶ سال، مشابه است. بطور کلی، لاتکوویچ به این نتیجه رسید که هیچ تفاوتی بین ساختار عاملی زیربنایی CBCL برای کودکان سیاه پوست و سفید پوست وجود ندارد و از این رو می‌توان گفت که CBCL در کودکان سیاه پوست و سفید پوست سازه‌های یکسانی را اندازه می‌گیرد و برای کودکان سیاه پوست از روایی سازه برخوردار است.

ددریک و همکاران (۱۹۹۷) نیز ساختار عاملی ویرایش ۱۹۹۱ سیاهه رفتاری کودک را در یک نمونه ۶۳۱ نفری از کودکان و نوجوانان ۱۸-۸ سال آمریکایی که مبتلا به اختلالات شدید عاطفی بودند با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مورد بررسی قرار دادند. آنها ۳ مدل را مورد آزمون قرار دادند: الف- مدل ۸ عاملی همبسته آخنباخ؛ ب- مدل ۸ عاملی ناهمبسته؛ ج- مدل تک عاملی. نتایج مطالعه آنها نشان داد که مدل ۸ عاملی همبسته

1.Vadenberg & Lance
2.Child Behavior Checklist
3.Latkovich
4.Dedrick
5.Greenbaum & Dedrick
6.Hartman
7.Huebeck
8.Lambert
9.Achenbach

آخنباخ از برازش قابل قبولی برخوردار است و در مقایسه با دو مدل دیگر، برازش بهتری با داده‌ها دارد.

گرین بام و ددریک (۱۹۹۸) ساختار عاملی مرتبه اول و مرتبه دوم ویرایش ۱۹۹۱ سیاهه رفتاری کودک را با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی سلسله مراتبی در یک نمونه ۵۷۷ نفری از کودکان و نوجوانان ۱۸-۹ سال که به اختلالات شدید عاطفی مبتلا بودند مورد آزمون قرار دادند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که مدل ۸ عاملی همبسته آخنباخ از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است.

لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) با بهره‌گیری از داده‌های حاصل از یک گروه ۶۲۵ نفری از کودکان و نوجوانان ۱۸-۱۱ سال جامائیکا که از بین مراجعان به ۸ مرکز مشاورهٔ کودک در سراسر کشور انتخاب شده بودند ویژگیهای روان سنجی نسخه جامائیکایی CBCL را بر اساس دو رویکرد تحلیل عاملی تاییدی[1] و نظریه سوال – پاسخ[2] (IRT) مورد بررسی قرار دادند. نتیجه حاصل از تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش متوسط مدل آخنباخ با داده های جامائیکایی است.

هیوبک (۲۰۰۰) تعمیم پذیری ساختار عاملی CBCL را در میان گروهی از کودکان آمریکایی، هلندی و استرالیایی مورد آزمون قرار داد. نتیجه تحقیق وی نشان داد که ۶ سندرم از ۸ سندرم CBCL در میان کشورهایی به تنوعی آمریکا، استرالیا و هلند که از ۳ قاره متفاوت هستند قابل اندازه‌گیری و تعمیم پذیرند. او اظهار می‌دارد که با انجام اصلاحات لازم تمام ۸ سندرم CBCL در میان این کشورها قابل تعمیم خواهد بود.

جامع ترین مطالعه در زمینه تکرار پذیری ساختار عاملی سوالات سندرمی CBCL توسط هارتمن و همکاران (۱۹۹۹) صورت گرفته است. آنها مدل ۸ عاملی همبستهٔ آخنباخ (۱۹۹۱) را بر روی داده‌های حاصل از ۷ کشور یونان، اسرائیل، نروژ، پرتغال، هلند، ترکیه و ایالات متحده آمریکا بصورت جداگانه و به دو روش متفاوت مورد آزمون قرار دادند. اولاً، همبستگی میان سوالات را با استفاده از ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون محاسبه

1.Confirmatory Factor Analysis
2.Item Response Theory

نمودند و مدل مورد نظر را با استفاده از روش برآورد بیشینه احتمال[1] (ML) مورد آزمون قرار دادند. نتیجه شاخص ریشه دوم برآورد واریانس خطا[2](RMSEA) نشان داد که مدل آخنباخ، برازش خوبی با داده‌های تمام نمونه‌ها دارد. با این حال، سایر شاخص‌های برازش نشان داد که مدل مورد نظر با داده‌ها برازش ندارد. ثانیاً، همبستگی میان سؤالات را با استفاده از همبستگی پلی‌کوریک[3] برآورد کردند و با استفاده از روش برآورد کمترین مجذورات بدون وزن[4] (ULS) مدل آخنباخ را در مورد داده‌های هر یک از کشورها مورد آزمون قرار دادند. نتایج نشان داد که مدل مورد نظر با داده‌های ۳ کشور یونان، اسرائیل و ایالات متحده آمریکا همگرا[5] نشد. علاوه بر این، کلیه شاخص‌های برازش نشان داد که برازش مدل آخنباخ با داده‌های کشورهای پرتغال، ترکیه و هلند ضعیف است.

بطور خلاصه، نتایج مطالعاتی که در زمینه ساختار عاملی CBCL صورت گرفته است متناقض است. تعدادی از مطالعات مانند لاتکوویچ (۱۹۹۶)، ددریک و همکاران (۱۹۹۷)، گرین بام و همکاران (۱۹۹۸) نشان داده‌اند که مدل آخنباخ از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است، در حالیکه برخی دیگر از مطالعات، مانند لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) و هیوبک (۲۰۰۰) حاکی از برازش متوسط مدل آخنباخ با داده‌ها است. مطالعه هارتمن و همکاران (۱۹۹۹) نیز حاکی از عدم برازش مدل مذکور با داده‌های ۷ کشور یونان، اسرائیل، نروژ ، هلند، پرتغال، ترکیه و ایالات متحده آمریکا است.

در سال‌های اخیر، آزمون‌های زیادی به زبان فارسی ترجمه و هنجاریابی شده است. از جمله این ابزارها می‌توان به فرم های سن مدرسه نظام سنجش مبتنی بر تجربه آخنباخ[6] (ASEBA؛ آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱) اشاره کرد که دارای ۳ فرم موازی است. این فرم ها شامل سیاهه رفتاری کودک (CBCL)، پرسشنامه خودسنجی[7] (YSR) و فرم گزارش معلم[8] (TRF) است که توسط مینائی (۱۳۸۴) برای دانش‌آموزان مقاطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران انطباق و هنجاریابی شده است.

1.Maximum Likelihood
2.Root Mean Square Error of Approximation
3.Polychorich Correlation
4.Unweighted Least Squares
5.Converge
6.Achenboach System of Empirically Based Assessment
7.Youth Self – Report
8.Teacher's Report Form

از آنجا که اولاً هم مطالعات تحلیل عاملی اکتشافی و هم مطالعات تحلیل عاملی تاییدی که در مورد CBCL صورت گرفته است اساساً روی کودکان اروپایی تبار و آمریکایی تبار بوده و ثانیاً تمام این مطالعات بر اساس ویرایش ۱۹۸۳ و ۱۹۹۱ انجام گرفته است و ثالثاً نسخه‌ای که برای دانش آموزان شهرتهران انطباق و هنجاریابی شده است، ویرایش ۲۰۰۱ می‌باشد 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 CBCL از طریق تحلیل عاملی تاییدی است. تحلیل عاملی تأییدی به خاطر انعطاف‌پذیری و توانایی که در کمّی کردن میزان برازش مدل با داده‌ها دارد، روشی ایده‌ال برای آزمون تغییرناپذیری ساختاری آزمونها است. در واقع، این پژوهش به دنبال پاسخگویی به این سؤال است که آیا ساختار عاملی سؤالات سندرمی CBCL که توسط آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) بر اساس یک نمونه ۴۹۹۹ نفر (۲۰۹۸ پسر و ۱۸۹۶ دختر) از کودکان و نوجوانان ۱۸-۶ سال آمریکایی بدست آمده است در نمونه کودکان فارسی زبان، تکرار و تایید می‌شود؟ به عبارت دیگر، هدف ما تعیین روایی سازه درونی[1] سندرمهای مورد سنجش CBCL است. یک آزمون قوی در مورد روایی سازه سندرم های مورد سنجش یک ابزار، تکرار ساختار عاملی آن در فرهنگها و جوامع مختلف است (بیرد[2]، ۱۹۹۶).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

روش

نمونه

داده‌های مورد استفاده درمطالعه حاضر، بخشی از داده‌های مینائی (۱۳۸۴) است که با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای چند مرحله‌ای[3] که در آن، جامعه آماری پژوهش بر مبنای متغیرهای منطقه جغرافیایی محل سکونت، جنسیت، دوره و پایه تحصیلی طبقه‌بندی

1.Internal Construct Validity
2.Bird
3.Multi – Stage Stratified Random Sampling

شده بود گردآوری شد. در پـژوهش مینائی (۱۳۸۴) سیاهه رفتاری کودک در مورد ۱۴۳۷ دانش آموز(۷۴۸ پسر و ۶۸۹ دختر)، مدارس مقطع ابتدایی، راهنمایی و متوسطه شهرتهران توسط والدین و یا اقـوام نزدیک آنها تکمیل گردید. ۷۵٪ فرم ها توسط مادران، ۲۰٪ توسط پدران و ۵٪ توسط سایرین تکمیل گردید. دامنه سنی دانش آموزان، ۶؛۱ (شش سال و یک ماه) تا ۱۸؛۸ (هیجده سال و ۸ ماه) با میانگین ۱۲/۱۹ و انحراف استاندارد ۴/۵۰ 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 ۱۳۴۷ نفر (۶۹۷ پـسر و ۶۵۰ دختر) با میانگین سنی ۱۲/۰۸ و انحراف استاندارد ۴/۵۴ کاهش پیدا کرد.

از ۱۳۴۷ پرسشنامه، در ۳۹۶ پرسشنامه به حداقل ۱ و حداکثر ۸ سؤال پاسخ داده نشده بود. به عبارت دیگر در حدود ۲۹٪ از پرسشنامه‌ها داده‌های گمشده داشـتند. نمره این سؤال ها با استفاده از روش برآورد چندگانه[1] (آلیسون[2]، ۲۰۰۳ ؛ شافر والسن[3]، ۱۹۹۸؛ شافر، ۱۹۹۹a) که از طریق برنامه NORM (شافر، ۱۹۹۹b) قابل اجرا است برآورد گردید.

ابزار

ابزار مورد استفاده در این مطالعه، سیاهه رفتاری کودک (CBCL) است. این پرسشنامه، مشکلات عاطفی- رفتاری و همچنین توانمندی ها و شایستگی های تحصیلی و اجتماعی کودکان ۱۸-۶ سال را از دیدگاه والدین مورد سنجش قرار می‌دهد و نوعاً در ۲۰ الی۲۵ دقیقه تکمیل می‌شـود (مینائی، ۱۳۸۴). آن بخش از CBCL که مشکلات عاطفی- رفتاری را می‌سنجد دارای ۱۱۳ سؤال اصلی و ۸ زیر سؤال است که در یک مقیاس ۳ امتیازی (۰= نـادرسـت؛ ۱= تـاحـدی یـا گاهی درست؛ ۲= کاملاً یا غالباً درست) نمره‌گذاری می‌شود. این فرم، ۸ مشکل یا سندرم عاطفی- رفتاری را اندازه می‌گیرد که عبـارت اسـت از: اضطـراب/ افسـردگی؛ گـوشه‌گیـری/ افسـردگی؛ شکایـات جسمانـی؛ مشـکلات اجتماعی؛ مشکلات تفکر؛ مشکلات توجه (بی‌توجهی؛ بیش فعالی و تکانشگری)؛ رفتار

1.Multiple Imputation
2.Allison
3.Schafer & Olsen

قانون شکنی؛ رفتار پرخاشگری. تعداد ۱۷ سؤال به هیچ یک از سندرم های فوق‌الذکر، تعلق ندارند و زیر عنوان سایر مشکلات طبقه‌بندی می‌گردند. علاوه بر ۱۷ سوال مذکور، دو سؤال شماره ۱۱۳ و ۵۶ ح را که سؤالات با- پاسخ هستند از تحلیل، حذف کردیم. در نتیجه، این مطالعه بر اساس ۱۰۳ سؤال که تشکیل یک مدل ۸ سندرمی (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 به وسیله ۱۰۳ سؤال اصلی و زیر سؤال اندازه‌گیری می‌شود، مورد آزمون قرار گرفت.

زمانی که طول پرسشنامه، زیاد است به گونه‌ای که تعداد ۵ الی ۸ سوال روی هر عامل بار می‌شود غیر ممکن است که مدل مورد نظر برازش رضایت بخشی 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 می‌گیرند انتظار اینکه مدل مورد نظر با داده‌ها برازش داشته و راه حل های رضایت بخشی بدست بدهد غیر منطقی است. در این گونه موارد، استفاده از بسته‌های سوال[1]، مناسب خواهد بود (فلویدو ویدامن[2]، ۱۹۹۵).

بسته بندی سؤال در تعدادی از مطالعات (به عنوان مثال برن[3]، ۱۹۸۸؛ دافین، شاو، و استیونس[4]، ۱۹۹۷؛ مارش، و اونیل[5]، ۱۹۸۴) و از جمله در مطالعه تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم که توسط سونگ، سینگ و سینگر[6] (۱۹۹۵) بر روی پرسشنامه خودسنجی (YSR) صورت گرفت مورد استفاده قرار گرفته است.

1.Item Parcel
2.Floyd & Widaman
3.Byrne
4.Dauphinee، Shau & Stevens
5. Marsh & O'Neill
6.Song، Singh & Singer

در تحلیل عاملی تأییدی، استفاده از بسته‌های سؤال به جای سؤال های انفرادی باعث افزایش اعتبار نشانگرها، کاهش تعداد پارامترهای برآورد شده (باگوزی و هیترتون[1]، ۱۹۹۴)، ایجاد نشانگرهایی با توزیع تقریباً نرمال (بریجمان و راک[2]، ۱۹۹۳) و بهبود برازش مدل با دادها (تامپسون و ملانکون[3]، ۱۹۹۶) می‌شود.

در مطالعهٔ حاضر، نشانگرهای سندرم ها از طریق تقسیم تصادفی سؤال های هر سندرم به ۳ گروه و جمع کردن نمره سؤال های هر گروه، شکل گرفت. در واقع، بر اساس سؤال های مربوط به هر سندرم تعداد ۳ بسته برای هر سندرم ایجاد گردید. بر اساس ۱۰۳ سؤال، تعداد ۲۴ بسته سؤال بوجود آمد.

ایجاد بسته های سؤال به روش تصادفی، زمانی مجاز است که عامل مورد نظر تک بعدی باشد (باندالس و فینی[4]، ۲۰۰۱؛ هولت[5]، ۲۰۰۴). بنابراین، قبل از ایجاد بسته‌های سؤال با انجام تحلیل مؤلفه‌های اصلی روی سؤال های هر سندرم، تعداد عامل های زیربنایی هر سندرم را با استفاده از روش MAP [6] (ولیسر[7]، ۱۹۷۶) که از طریق برنامه map.sps (اوکانر[8]، ۲۰۰۰) قابل اجرا است، تعیین کردیم. نتایج تحلیل ها حاکی از این بود که تمام سندرم‌ها تک بعدی هستند.

جدول ۱، شماره سؤال ها، همسانی درونی، میانگین، انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی بسته‌های سؤال را نشان می‌دهد. دامنهٔ ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۲۲ برای بسته ۲۰ تا ۰/۷۱ برای بسته ۲۲ و میانگین ۰/۴۹ است.

تحلیل های توصیفی نشان داد که اکثر بسته‌های سؤال از چولگی و کشیدگی بالایی برخوردارند. علاوه بر این، آزمون نرمال بودن چند متغیری نیز چولگی و کشیدگی معنی داری را نشان داد (χ^2 = ۱۵۳۸۹/۷۱ ، P <۰/۰۰۰۱). بنابراین، برای برآورد پارامترها و

1. Bagozzi & Heatherton
2.Bridgeman & Rock
3.Thompson & Melancon
4.Bandalos & Finney
5.Holt
6.Minimum Average Partial
7.Velicer
8.O'Connor

برازش مدل از ماتریس کوواریانس و روش برآورد کمترین مجذورات وزن دار[1](WLS) استفاده کردیم (جارزکاگ و سوربوم[2]، ۲۰۰۱).

از ماتریس واریانس–کوواریانس مجانبی که توسط برنامه PRELIS 2 (ویرایش ۲/۷؛ جارزکاگ و سوربوم ۲۰۰۲) ایجاد گردید به عنوان ماتریس وزنی[3] استفاده شد. جارزکاگ و سوربوم (۲۰۰۱) نشان داده‌اند که برای بدست آوردن ماتریس وزنی با ثبات نیاز به نمونه‌ای با حجم بالا است. حجم نمونه مطالعه حاضر از حداقل حجم پیشنهادی جارزکاگ و سوربوم (۲۰۰۱) که از طریق فرمول زیر بدست می‌آید بیشتراست.

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

در فرمول فوق P برابر با تعداد نشانگرها است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1.Weighted Least Squares
2.Joreskog & Sorbom
3.Weight Matrix

جدول ۱: ویژگی های توصیفی بسته‌های سؤال

سندرم ها و بسته‌های سؤال	شماره سوال	آلفای کرونباخ	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
اضطراب/افسردگی						
۱	۵۲، ۵۰، ۳۵، ۳۲، ۳۱	۰/۵۳	۲/۲۸	۱/۸۳	۰/۷۷	۰/۵٤
۲	۱۹، ۷۱، ٤۵ ۱٤	۰/٤۸	۱/۱۷	۱/۳۰	۱/۲۸	۱/٦۵
۳	۱۱۲، ۳۳، ۳۰، ۲۹	۰/۵۰	۱/۱۳	۱/۳۳	۱/۳۸	۲/۰۱
گوشه‌گیری/افسردگی						
٤	۱۱۱، ۱۰۳، ۷۵	۰/٦٤	۰/٦۷	۱/۱۳	۱/۹٦	۳/۷۳
۵	٤۲،٦۹	۰/۳۹	۱/۰۷	۱/۰۹	۱/۷۹	-۰/۱٤
٦	۵ ،۱۰۲،٦۵	۰/٤۸	۰/۹٦	۱/۱٤	۱/۲۵	۱/۳٦
شکایات جسمانی						
۷	۵٦چ،۵٦ج،۵٦ت،٤۹	۰/٤۵	۰/۵۲	۰/۹٤	۲/۲۲	٦/۱۰
۸	۵٦ث، ۵٦پ، ۵٦ الف	۰/٤۲	۰/۳۵	۰/۷٦	۲/٦۰	۷/۷۲
۹	۵٦ب، ۵٤، ۵۱، ٤۷	۰/۵۹	۰/۸۸	۱/۲۷	۱/۹۱	٤/۱۲
مشکلات اجتماعی						
۱۰	۷۹، ٦٦، ٦۲، ۳٦	۰/۳۳	۰/۷٦	۱/۰۳	۱/۵۳	۲/۵۰
۱۱	٤۸، ۳٤، ۲۵، ۱۲	۰/٤۸	۱/۰۷	۱/۳۰	۱/٦۰	۳/۱۰
۱۲	۳۸، ۲۸، ۱۱	۰/۳۸	۰/۵۷	۱/۳۵	۰/٦۸	۰/۰۰۹
مشکلات تفکر						
۱۳	۱۰۰، ۸۵، ۷٦، ۷۰، ٤٦	۰/۵۲	۰/٦۷	۱/۱۵	۲/٤۰	۷/٦۳
۱٤	۸٤، ۸۳، ٦۰، ٤۰، ۹	۰/٤٤	۰/۷۳	۱/۱۰	۲/۱۳	٦/۲۸
۱۵	۱۸، ٦٦، ۵۹، ۵۸، ۱۸	۰/۳۵	۰/٤۵	۰/۸۸	۲/٦۸	۱۰/۰۱
مشکلات توجه						
۱٦	۸۰، ٦۱، ٤	۰/۵۰	۱/۰۹	۱/۲۰	۰/۹٦	۰/۳٤
۱۷	٤۱، ۱۳، ۸، ۱	۰/۷۰	۱/٤۵	۱/٦۳	۱/۱۹	۱/۱٦
۱۸	۷۸، ۱۷ ، ۱۰	۰/۵۵	۱/۵۷	۱/٤۳	۰/۷۲	-۰/۱۰
رفتار قانون شکنی						
۱۹	۱۰۱، ٦۳، ٤۳، ۳۹، ۲	۰/۳۹	۰/۹۱	۱/۱۳	۱/٦۲	۳/۷۱
۲۰	۱۰٦، ۱۰۵، ۹۹، ۷۳، ۷۲، ۲٦	۰/۲۲	۰/۵۹	۰/۸۹	۱/۸٤	٤/۷۲
۲۱	۹٦، ۹۰، ۸۲، ۸۱، ٦۷، ۲۸	۰/٤۷	۰/٤۵	۰/۹۰	۲/۷۵	۱۰/۰۷

رفتار پرخاشگری						
۲۲	۹۵، ۸۶، ۳۷، ۲۰، ۱۹، ۳	۰/۷۱	۲/۸۳	۲/۳۱	۰/۹۳	۰/۶۰
۲۳	۹۷، ۶۸، ۵۷، ۲۳، ۲۲، ۲۱	۰/۶۹	۱/۲۲	۱/۶۷	۱/۸۰	٤/۰٦
۲٤	۱۰٤، ۹٤، ۸۹، ۸۸، ۸۷، ۱٦	۰/٦٦	۱/٦۲	۱/۸۳	۱/٤۷	۲/۷۸

برای سنجش کفایت برازش مدل، آماره‌ها و شاخص‌های مختلفی ارائه شده است. از آنجا که هر کدام از این شاخص‌ها تنها جنبهٔ خاصی از برازش مدل را منعکس می‌سازند (کلاین[1]،۲۰۰۵)، از این رو برای سنجش برازش مدل، معمولاً از چندین شاخص استفاده می‌شود. به عنوان مثال، کلاین (۲۰۰۵) آماره‌ها و شاخص‌های زیر را پیشنهاد می‌کند: آماره خی‌دو (χ^2)، ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص برازش تطبیقی[2](CFI)، و ریشه دوم میانگین مجذورات پس مانده‌های استاندارد شده[3] (SRMR). سان[4] (۲۰۰۵) نیز برای سنجش برازش مدل در مطالعاتی از نوع مطالعه حاضر که هدف آن بررسی روایی سازه ابزارهای روان سنجی است، شاخص‌های زیر را پیشنهاد می‌کند: ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص تاکر- لویز[5] (TLI) یا شاخص نرم نشده برازش[6] (NNFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص مرکزی مک دونالد[7] (MC) و ریشه دوم میانگین مجذورات پس مانده‌های استاندارد شده (SRMR).

در مطالعه حاضر، برای سنجش برازش مدل، بغیر از آماره χ^2 که به حجم نمونه و انحراف از نرمال بودن چند متغیری بسیار حساس است (جارزکاگ 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 شاخص خوبی برازندگی[8] (GFI) و شاخص تعدیل یافته خوبی برازندگی[9] (AGFI) (جارزکاگ و سوربوم، ۱۹۸۹) نیز استفاده کردیم. این دو شاخص به حجم نمونه

1.Kline
2.Comparative Fit Index
3. Standardized Root Mean Square Residual
4.Sun
5.Tuker-Lewis Index
6. Non-Normed Fit Index
7.Mcdonald's Centrality Index
8.Goodness of Fit Index
9.Adjusted Goodness of Fit Index

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 بکار بردیم. براونی و کادک[1] (۱۹۹۳) معتقدند که مقادیر بالاتر از ۰/۹۰ برای شاخص‌های TLI و CFI حاکی از 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 بطور کلی بعنوان مقادیر مطلوب در نظر گرفته می‌شود (کلاین، ۲۰۰۵).

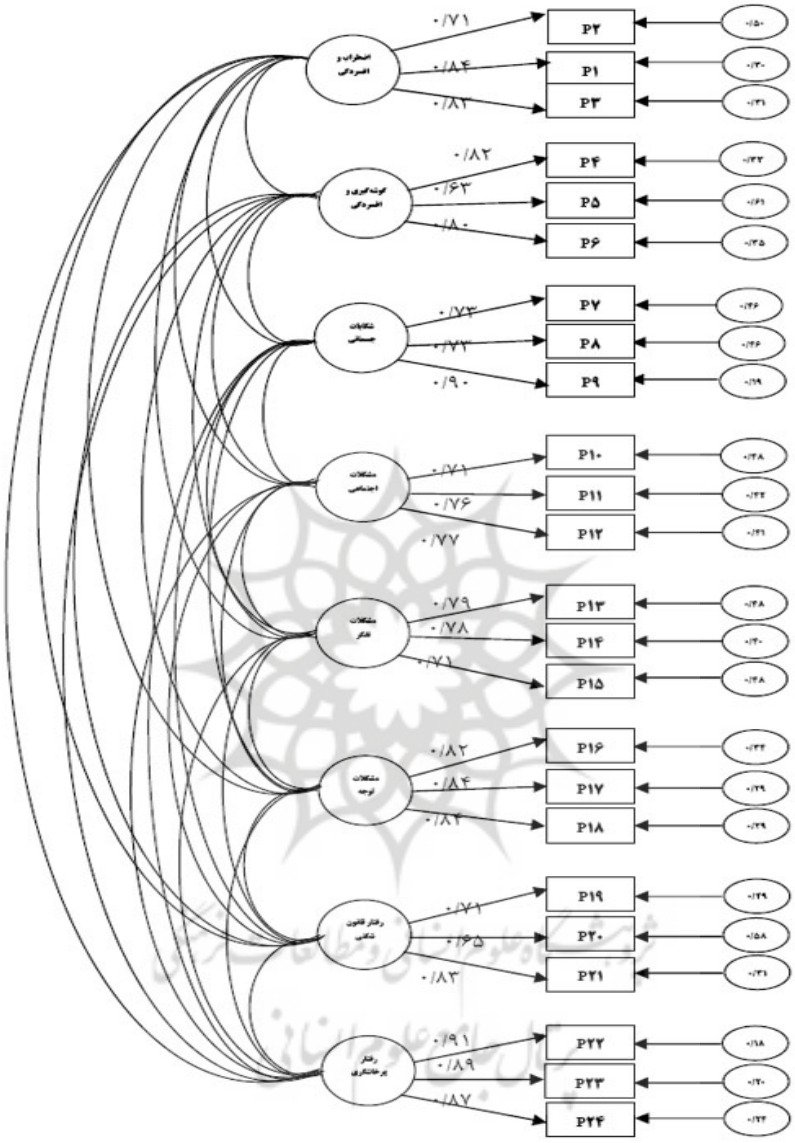
نتایج

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

مقدار شاخص های AGFI، GFI، SRMR، TLI، CFI، RMSEA به ترتیب برابر با ۰/۰۴۶ ، ۰/۹۵ ، ۰/۹۳ ، ۰/۱۴ ، ۰/۹۸ و ۰/۹۷ است. بغیر از شاخص SRMR، مقدار سایر شاخص‌ها با ملاکها و قواعد سرانگشتی که در تفسیر آنها بکار می‌رود (کلاین، ۲۰۰۵) و در بخش روش آنها را توضیح دادیم مطابقت دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۸ عاملی همبسته آخنباخ از برازش خوبی داده‌ها برخوردار است.

جدول ۲ همبستگی های درونی سندرم ها را نشان می‌دهد. این همبستگی ها بر اساس متغیرهای مکنون محاسبه شده‌اند و از این رو، در محاسبه آنها خطای اندازه‌گیری (یعنی، اصلاح برای کاهش) به حساب آمده است. این همبستگی ها که دامنهٔ آنها از ۰/۵۰ تا ۰/۸۱ است، تماماً در سطح $P <۰/۰۱$ به لحاظ آماری معنی دارند. فاصلهٔ اطمینان ۰/۹۵ در اطراف این همبستگی ها نشان داد که هیچ کدام از سندرم ها، همپوشی کامل با یکدیگر ندارند که این موضوع حاکی از روایی تشخیصی سندرم ها است.

1.Browen & Cudeck



شکل ۱ : مدل مورد آزمون و برآوردهای کاملاً استانداردشدهٔ پارامترها

جدول ۲: همبستگی های درونی سندرم ها (N = ۱۳۴۷)

سندرم ها	AD	WD	SC	SP	TP	AP	RB	AG
اضطراب/افسردگی (AD)		۰/۸۲	۰/۷۵	۰/۸۳	۰/۷۷	۰/۷۷	۰/۵۵	۰/۷۸
گوشه‌گیری/ افسردگی(WD)	۰/۵۲		۰/۷۰	۰/۷۵	۰/۶۸	۰/۸۰	۰/۵۹	۰/۶۱
شکایات جسمانی(SC)	۰/۳۸	۰/۳۶		۰/۶۰	۰/۶۱	۰/۶۹	۰/۵۰	۰/۵۸
مشکلات اجتماعی (SP)	۰/۵۴	۰/۴۷	۰/۳۷		۰/۷۴	۰/۸۲	۰/۶۳	۰/۵۹
مشکلات تفکر (TP)	۰/۴۶	۰/۴۰	۰/۳۵	۰/۴۶		۰/۸۰	۰/۶۱	۰/۶۷
مشکلات توجه (AP)	۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۳۱	۰/۵۵	۰/۴۵		۰/۶۵	۰/۸۱
رفتار قانون شکن(RB)	۰/۳۰	۰/۳۳	۰/۲۷	۰/۴۵	۰/۳۶	۰/۵۴		۰/۸۲
رفتار پرخاشگری(AG)	۰/۴۷	۰/۳۸	۰/۳۵	۰/۶۳	۰/۴۷	۰/۶۱	۰/۶۷	

در جدول فوق، اعداد بالای قطر ماتریس، همبستگی های درونی سندرم ها را در مطالعه حاضر و اعداد پایین قطر ماتریس، همبستگی درونی سندرم ها را در مطالعه آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) نشان می‌دهد. آنها در محاسبه همبستگی ها از اعداد T که از تبدیل خطی نمرات خام بدست می‌آید استفاده کرده‌اند. از آنجا که در محاسبه همبستگی ها، 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 همبستگی ها در هر دو مطالعه مشابه است.

بحث و نتیجه گیری

زمانی که یک ابزار روان سنجی از زبانی به زبان دیگر ترجمه می‌شود باید ویژگی ها 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[1] (CTT) دارد. با این حال، برخی از جنبه‌های کیفیت اندازه‌گیری فراتر از حوزه و گسترهٔ سنتی نظریه کلاسیک آزمون قرار دارد. خوشبختانه، پیشرفت های نسبتاً جدید در حوزهٔ تکنیک های

1.Classical Test Theory

تحلیلی، بررسی این مسایل را بسیار سهل و آسان نموده است. مسأله خاصی که در این پژوهش مورد مطالعه قرار گرفت، آزمون تغییرناپذیری ساختاری CBCL (آخنباخ و رسکورلا، ۲۰۰۱) با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی است که توسط مینائی (۱۳۸۴) به زبان فارسی ترجمه و هنجاریابی شده است.

نتایج مطالعه حاضر که با یافته‌های لاتکوویچ (۱۹۹۶)، ددریک و همکاران (۱۹۹۷)، و گرین بام و همکاران (۱۹۹۸) همسان است حاکی از برازش خوب مدل با داده‌ها است. با این حال، نتایج این مطالعه با یافته‌های مطالعه، هیویک (۲۰۰۰)، لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) و مخصوصاً با یافته‌های مطالعه هارتمن و همکاران (۱۹۹۹) که حاکی از عدم برازش مدل آخنباخ با داده‌ها است مغایرت دارد. علت اصلی این مغایرت، تفاوت در روش شناسی مطالعات است.

در پژوهش هیوبک (۲۰۰۰) و هارتمن و همکاران (۱۹۹۹)، تحلیل عاملی تاییدی در سطح سوال صورت گرفته است. همانطور که فلوید و ویدامن (۱۹۹۵) بیان کرده‌اند زمانی که تعداد سؤال های یک ابزار زیاد است یا به عبارتی زمانی که مدل مورد آزمون، بزرگ است، غیر ممکن است که مدل، برازش رضایت بخشی با داده‌ها داشته و مورد تأیید قرار گیرد. علاوه بر این، بین مطالعه حاضر و دو مطالعه مذکور، تفاوت های روش شناسی دیگری نیز وجود دارد که آنها رابه تفصیل بحث می کنیم.

هیوبک برای برآورد پارامترها و برازش مدل، تابع کمترین مجذورات بدون وزن (ULS) را در مورد ماتریس همبستگی های پلی کوریک میان سؤال ها بکار برد. هارتمن و همکاران نیز مدل آخنباخ را به دو صورت مورد آزمون قرار دارند. در تحلیل اول، آنها نیز همانند هیوبک، تابع ULS را در مورد ماتریس همبستگی های پلی کوریک بکار بردند. در تحلیل دوم، همبستگی میان سؤال ها را با استفاده از ضریب همبستگی گشتاوری پیرسون برآورد کردند و تابع پیشینه احتمال (ML) را در مورد ماتریس همبستگی گشتاوری پیرسون بکار بردند.

هر دو روش ULS و ML بر این مفروضه استوارند که توزیع متغیرها، نرمال چند متغیری است (کامری و لی[1]،۱۹۹۲). با این حال، نشانه‌های روان پزشکی کودک، مفروضه نرمال بودن توزیع متغیرها در تحلیل عاملی تأییدی را برآورده نمی‌کنند. در واقع، توزیع این متغیرها دارای چولگی است (فارینگتون و لوبر[2]،۲۰۰۰). بنابراین، استفاده از این توابع برازش در تحلیل عاملی تأییدی سؤال های CBLC که از چولگی بالایی برخوردارند نامناسب به نظر می‌رسد.

مفروضه اصلی همبستگی پلی کوریک و همبستگی گشتاوری پیرسون که در مطالعه هیوبک (۲۰۰۰) و هارتمن و همکاران (۱۹۹۹) مورد استفاده قرار گرفته اند این است که توزیع متغیرها نرمال دو متغیری است. سؤال های CBCL که از چولگی زیادی برخوردارند این مفروضه را برآورده نمی‌کنند. علاوه بر این،زمانی که متغیرها بصورت طبقه‌ای نمره‌گذاری می‌شوند، بیشینه مقدار همبستگی گشتاوری میان آنها اغلب دارای تورش منفی است (فارینگتون و لوبر،۲۰۰۰ ؛ موتن[3]، ۱۹۸۹). این تورش زمانی که تعداد مقوله‌های پاسخ اندک است افزایش می‌یابد (رو و رو[4]، ۲۰۰۴). در نتیجه بارهای عاملی که بر اساس همبستگی گشتاوری پیرسون برآورد می‌شوند دارای تورش منفی بوده و باعث می‌شود تا اعتبار و روایی سؤال ها به غلط، ضعیف نشان داده شود.

اگرچه لمبرت و همکاران (۲۰۰۳) نیز بر اساس روش بسته بندی سؤال، ۲۴ بسته سؤال را ایجاد کردند و از آنها به عنوان نشانگر استفاده نمودند، اما برای برازش مدل از تابع ML که مبتنی بر مفروضه نرمال بودن چند متغیری است استفاده کردند. همانطور که گفته شد، توزیع نشانه‌های روان پزشکی کودک دارای چولگی است و حتی استفاده از مقیاس پیوسته، آشکار می‌سازد که اکثریت کودکان در دامنهٔ بدون مشکل قرار می‌گیرند. جارزکاگ و سوربوم (۲۰۰۱) توصیه می‌کنند زمانی که متغیرها پیوسته هستند اما توزیع آنها غیر نرمال است از تابع WLS استفاده شود. علاوه بر این، هیو، بنتلر و کانو[5] (۱۹۹۲) بیان می‌کنند زمانی می‌توان از روش ML در مورد متغیرهای با مقیاس پیوسته که دارای

1. Comrey & Lee
2.Farrington & Loeber
3.Muthen
4.Rowe & Rowe
5. Hu، Bentler & Kano

توزیع غیر نرمال هستند استفاده کرد که حجم نمونه، حداقل ۲۵۰۰ نفر باشد. بنابراین، با توجه به نقض مفروضه نرمال بودن متغیرها (نشانگرها) و اینکه حجم نمونه بکار رفته در مطالعه لمبرت و همکاران، ۶۲۵ نفر است، بنظر می‌رسد که استفاده از روش ML نامناسب است.

علاوه بر تفاوت ها و اشکالات روش شناسی که ذکر گردید، ویژگی های نمونه، مانند نرخ پاسخ و دامنه سنی می‌تواند علت تفاوت در یافته‌ها باشد.

الگوی همبستگی درونی سندرم ها در این مطالعه (جدول ۲) با الگوی همبستگی درونی سندرم ها در آخنباخ و رسکورلا (۲۰۰۱) مشابه و هماهنگ است. یافته‌های جدول ۲ حاکی از این است که سندرم ها به لحاظ تجربی، قابل تشخیص بوده و واجد روایی تشخیصی هستند.

نکته آخر اینکه، تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تاییدی برنظریه کلاسیک آزمون، مبتنی هستند و از این رو، نتایج حاصل از آنها وابسته به نمونه است (به امبرتسون و ریس[1]، ۲۰۰۱ نگاه کنید). بنابراین، با توجه به اینکه هم تحلیل عاملی اکتشافی (مینائی، ۱۳۸۴) و هم تحلیل عاملی تأییدی که در مطالعه حاضر در مورد CBCL صورت گرفت، منحصراً بر روی دانش آموزان شهرتهران بوده است، از این رو، یافته‌های حاصل از این مطالعات ممکن است برای دانش آموزان سایر شهرها که از ویژگی های قومی، زبانی و فرهنگی متفاوت برخوردارند، نامربوط و نامناسب باشد. پیشنهاد می‌کنیم که ویژگی ها و کیفیت اندازه‌گیری CBCL و از جمله ساختار عاملی آن بر روی دانش آموزان سایر شهرها نیز مورد مطالعه قرار گیرد تا بتوانیم بر اساس یافته‌های حاصل از مطالعات به یک ابزار استاندارد، معتبر و روا در زمینه سنجش مشکلات عاطفی رفتاری کودکان و نوجوانان از دیدگاه والدین دست پیدا کنیم.

1.Embretson & Reise

منابع

مینائی، اصغر (۱۳۸٤). *کتابچه راهنمای فرمهای سن مدرسه نظام سنجش مبتنی بر تجربه آخنباخ (ASEBA): انطباق و هنجاریابی* . تهران: پژوهشکده کودکان استثنایی

هومن، حیدرعلی (۱۳۸٤). *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). *Altenative 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.

Comrey, A.L., & Lee, H.B. (1992). *A first course in factor analysis. (2nd ed). Hillsdale*, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.

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.

Dedrick, R. F., Greenbaoum, P,E., Frieman, R. M., wetherington , C.M., & Knoff. H. M. (1997) . Testing the structure of the Child Behavior Checklist/4-18 using confirmatory factor analysis. Educational and psychological Measurement, 2, 306-313.

Embretson, S.E., & Reise, S.P. (2000) . Item response theory for psychologists. Mahwah,Ng: Erlbaurn.

Farrington, D.P., & Loeber,R. (2000). Some benefits of dichotomization in psychiatric and criminological research. Criminal Behavior and Mental Health, 10, 100-122

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

Greenbaum, P.E., & Dedrick, R.F.(1998). Hierarchical confirmatory factor analysis of the Child Behavior Checklist / 4-48. Psychological Assessment, 10, 149-155.

Hartman, C. A., Hox, J., Erol, N., Fonseca, A.C., Mellenberg, G. J., et al. (1999). Syndrome dimensions of Child Behavior Checklist and Teacher Report Form: A critical empirical

evaluation. Journal of Child Psychology and Psychiatry, 40, 1095-1116.

Heubeck, B.G. (2000).Cross-cultural generalizability of CBCL syndromes across three continent: From the U.S.A and Holland to Australia. Journal of Abnormal Child Psychology, 28, 439-450.

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 .

Hu. L., Bentler, P.M., & Kano Y.(1992). Can test statistics in covariance structure analysis be trusted? Psychological Bulletin, 112, 351-362.

Ivanova, M. Y., Achenbach. T.M., Rescorla, L., Dumenci., Almqvist, F., Bathice, M., et al. (in press). Testing the Teacher's Report

Form syndromes in 20 Societies. School Psychology Review, 36, 468-483.

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.

Joreskog, K. G., & Sorbom, D.(1989). LISREL 7: A guide to the program and applications (2nd ed.). Joreskog and Sorbom/SPSS Inc., Chicago IL.

Kline, R.B.(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.

Latkovich, S. A(1996). An empirical test of the construct validity of Child Behavior Checklist. (ERIC Document No.ED406431).

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.

Muthen, B.O. (1989). Dichotomous factor analysis of symptom data. Sociological Methods and Research, 18, 19-65.

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.

Rowe, K. J., & Rowe, K.S. (2004). Developers , Users and Consumers Beware: Warnings about the Design and Use of Psycho-Behavioral Rating inventories and analysis of data derived from them. Background paper to invited address presented for the international test user's conference- Melbourne 19-20 July, 2004. Available in PDF format at: http://www.acer.edu/ research/ programs/documents/RoweITUC–2004Paper/ pdf, [accessed 20 September 2004].

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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی