

کاربرد مدل‌های معادلات ساختاری در برآورد اعتبار و روایی آزمون‌های روان‌شناختی و بررسی اعتبار و روایی سازه پرسشنامه تشخیصی ADHD بزرگسالان (CAARS-S:SV)

مریم مقدسین^۱
محمد رضا فلسفی نژاد^۲

چکیده

دو موضوع مهم در اندازه‌گیری متغیرها، در علوم رفتاری و شناختی وجود دارد که عبارت‌اند از: (۱) اندازه‌گیری: متغیرهای مشاهده شده چه چیزی را، اندازه می‌گیرند؟ و چگونه می‌توان روایی و اعتبار اندازه‌گیری‌های انجام شده را مشخص کرد؟ (۲). روابط علت و معلولی بین متغیرها: چگونه می‌توان روابط علت و معلولی پیچیده بین متغیرهایی که مستقیماً قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیستند، ولی در متغیرهای مشاهده شده همراه با خطای اندازه‌گیری منعکس می‌شوند، را استنباط کرد؟ چگونه می‌توان قدرت رابطه بین متغیرهای نهفته را ارزیابی کرد؟ در پاسخ به چنین پرسش‌هایی، مدل‌های معادلات ساختاری از دو قسمت تشکیل می‌شوند، «مدل اندازه‌گیری» و «مدل تابع ساختاری». مدل اندازه‌گیری پاسخ سؤال اول و مدل تابع ساختاری، پاسخ سؤال دوم، را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. مدل‌های معادلات ساختاری با ادغام دو مدل تحلیل عوامل تأییدی و تحلیل توابع ساختاری، بسیاری از مسائل و مشکلات اندازه‌گیری متغیرهای نهفته و استنباط روابط علی و معلولی بین این متغیرهای نهفته را آسان می‌سازد. مقاله حاضر به طور خلاصه و به زبانی غیر تخصصی، به معرفی مفروضات معادلات ساختاری می‌پردازد، و همچنین با کاربرد عملی، همراه با یک مثال در زمینه رواسازی آزمون‌های روان‌شناختی، منطق و ساختار معادلات ساختاری را شرح می‌دهد. برای بررسی تحلیل عاملی تأییدی، پرسشنامه CAARS-S:SV، که به تشخیص ADHD در بزرگسالان می‌پردازد، به تفصیل بیان می‌شود.

واژگان کلیدی: معادلات ساختاری، ماتریس واریانس-کوواریانس، روش‌های برآورد، برازش مدل، تحلیل عاملی تأییدی

۱. دانشجوی دوره‌ی دکتری سنجش و اندازه‌گیری، دانشگاه علامه طباطبائی

E. mail: mmoghadasin@yahoo.com

۲. هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی

مقدمه

طی ۲۰ سال گذشته، از زمانی که کارل جورسکاگ^۱ برای اولین بار مدل لیزرل^۲ را معرفی کرد، مدل‌های ساختار کوواریانس اشتهار قابل توجهی در میان پژوهشگران بسیاری از زمینه‌های تحقیقی و کاربردی کسب کرده است. این اشتهار اساساً به دو دلیل بوده است، اول این که این مدل‌ها قادرند روابط علی و تئوریکی را که پژوهشگران به هنگام تفکر در مورد فراگردهای علی و روابط بین متغیرها در نظر دارند، به طور بسیار ساده و ملموس منعکس کنند. دوم اینکه نرم‌افزارهای کامپیوتری توسعه داده شده، برآورد پارامترهای مدل را بسیار آسان ساخته و برآورد مدل‌های بزرگ و گاهی بسیار دقیق و پیچیده را نیز در قالبی بسیار ساده امکان پذیر ساخته است. در سایر مدل‌های تحلیلی، روش معمولاً تعیین‌کننده چهره‌های مدل مورد نظر بوده و پژوهش در بسیاری از موارد به وسیله روش هدایت می‌شود، در حالی که در مدل‌های ساختار کوواریانس، هدایت پژوهش از طریق تئوری صورت می‌گیرد. در یک مدل ساختار کوواریانس نخست روابط بین متغیرها توسط تئوری در قالب یک نمودار مسیر مشخص، و سپس پارامترهای مربوط به آن مدل به خصوص برآورد و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. پارامترهای برآورد شده توسط نرم‌افزار کامپیوتری دقیقاً مشابه ضرایب رگرسیونی در تحلیل رگرسیون چند متغیره می‌باشند (شانبرگ^۳، ۱۹۸۹). آنالیز ساختار کوواریانس یا مدل‌های لیزرل برای اولین بار توسط باک^۴ و باگ من^۵ (۱۹۶۶) برای توصیف روش تحلیل عاملی تأییدی^۶ بکار گرفته شد. این روش تلاش می‌کند که روابط بین مجموعه‌ای از متغیرهای عینی مشاهده شده^۷ را در قالب تعداد محدودتری متغیرهای نهفته^۸، بیان کند. کاربرد روش تحلیل ساختار کوواریانس

-
1. Karl Joreskog
 2. LISREL (Linear Structural Relationships)
 3. Schoenberg
 4. Bock
 5. Bargman
 6. confirmatory factor analysis
 7. observed variables
 8. latent variables

معمولاً نیازمند بکارگیری مدل‌ها و توابع پیچیده ریاضی و بیشینه کردن^۱ توابع برای چندین متغیر است. در مسیر حل چنین مشکلی جورسکاگک و سوربم^۲ طی سالهای ۱۹۷۶، ۱۹۷۷، ۱۹۸۱، ۱۹۸۸ و ۱۹۸۹ نرم‌افزار کامپیوتری به نام LISREL را توسعه دادند. توسعه این نرم‌افزار نقشی اساسی در پذیرش و کاربرد روش تحلیل ساختار کوواریانس داشته است، این مدل‌ها به نام مدل‌های لیزرل^۳ مشهور شده‌اند (لانگک^۴، ۱۹۸۳).

در کل، دو مسئله اساسی در استنباط علی از مسائل رفتاری و اجتماعی وجود دارد که عبارت‌اند از؛ ۱). اندازه‌گیری. در مدل‌های اندازه‌گیری همواره دو سؤال اساسی مطرح است. اولین سؤال این است که آیا شاخص‌ها، یا متغیرهای مشاهده شده به کار رفته در مدل، همان چیزی را اندازه می‌گیرند که مدنظر محقق است یا چیز دیگر را؟ این سؤال ناظر بر روایی متغیرهای آشکار است. سؤال دوم ناظر به این مسئله است که متغیرهای آشکار با چه دقتی متغیر نهفته مورد نظر را اندازه‌گیری می‌کنند. این سؤال ناظر بر اعتبار یا پایایی متغیرهای آشکار است. ۲). مدل‌های ساختاری. در مدل‌های ساختاری نیز این سؤال مطرح است که چگونه می‌توان روابط علی بین متغیرهای نهفته‌ای را که قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیستند را بررسی و تأثیرات تبیین شده را مورد بررسی قرار داد؟ در پاسخ به چنین پرسش‌هایی در مورد استنباط علی، مدل‌های لیزرل در شکل کلی‌شان از دو قسمت تشکیل می‌شوند، «مدل اندازه‌گیری»^۵ و «مدل تابع ساختاری»^۶، مدل اندازه‌گیری یا قسمت تحلیل عاملی تأییدی، مشخص می‌کند که چگونه متغیرهای نهفته یا فرضی در قالب تعداد بیش‌تری متغیرهای قابل مشاهده، اندازه‌گیری شده‌اند. قسمت تابع ساختاری یا تحلیل مسیر از طرف دیگر روابط علی بین متغیرهای نهفته را بررسی می‌کند. به عبارت دیگر مدل اندازه‌گیری با پارامترهای $\lambda_x, \lambda_y, \theta\delta, \theta\delta$ ، سؤال‌های مربوط به روایی و اعتبار

1. maximization
2. Sorbom
3. LISREL MODELES
4. Long
5. measurement model
6. structural equation model

متغیرهای مشاهده شده را پاسخ می‌دهد و مدل تابع ساختاری با پارامترهای β ، γ ، ϕ و ψ سؤال‌های مربوط به قوت یا شدت روابط (مستقیم، غیر مستقیم و کل) بین متغیرهای نهفته و مقدار واریانس تبیین شده در کل مدل را پاسخ می‌دهد (دویر^۱، ۱۹۸۳؛ لانگ^۲، ۱۹۸۳؛ های دوک^۳، ۱۹۸۷، ۱۹۹۶؛ بولن^۴، ۱۹۸۹؛ بیلی^۵ و هاورز^۶، ۱۹۷۷؛ ایگنر^۷ و گلدبرگر^۸، ۱۹۷۷). پیچیدگی پدیده‌های روانی باعث گردیده است که برخی از روش‌های معمول قادر به تبیین دقیق این موضوعات نباشند و به طور مشخص شرایطی مثل، مواقعی که متغیرهای مشاهده شده دارای خطای اندازه‌گیری باشند، که باید در تحلیل موضوع مورد مطالعه این‌گونه خطاها مد نظر قرار گیرد، مواقعی که روابط بین متغیرها پیچیده بوده و جریان علی به طور همزمان بین متغیرهای مشاهده شده وجود دارد و در آخر مواقعی که برخی از متغیرهای مهم مشاهده نشده‌اند، موجب شده که محققین در تحلیل این‌گونه پدیده‌ها از مدل توابع ساختاری بهره‌گیرند (گلدبرگر و دانکن^۹، ۱۹۷۳).

مراحل مدل‌سازی در LISREL شامل: ۱. تدوین مدل مفهومی نظری (طراحی دیاگرام مسیر تدقیق جزئیات مدل) ۲. تشخیص مدل ۳. تخمین پارامترهای مدل یا برآورد مدل ۴. آزمون مدل یا بررسی شاخص‌های برازش مدل ۵. اصلاح مدل، می‌باشد (لانگ، ۱۹۸۳). برای مدل‌سازی در LISREL محقق باید این مراحل را یکی پس از دیگری دنبال کند تا بتواند به هدف خود، دست یابد. مرحله اول بیش از اینکه یک کار آماری باشد، تدوین یک فرض تئوریک است، که بر مبنای آن متغیرهای نهفته و آشکار مشخص و سپس روابط بین متغیرهای نهفته با یک‌دیگر و همچنین ارتباط آن‌ها با متغیرهای مشاهده

1. Dwyer
2. Long
3. Hayduk
4. Bollen
5. Bieibly
6. Hauser
7. Aigner
8. Goldberger
9. Duncan

شده، مشخص می‌شود. تدوین چنین مدلی مبتنی بر تئوری‌های مرتبط با موضوع مورد مطالعه است. اعتبار و قوت تحلیل در قالب LISREL به دقت، استحکام این مدل مفهومی بستگی دارد. کولی^۱ (۱۹۷۸) اظهار کرده است که این مرحله به عنوان سخت‌ترین گام در مدل‌سازی معادلات ساختاری است. یک مدل هنگامی به خوبی تدوین شده است که مدل واقعی جامعه با مدل نظری فرض شده سازگار باشد. به عبارت دیگر ماتریس کوواریانس نمونه‌ای S به طور بسنده‌ای بوسیله مدل نظری تحت آزمون، باز تولید شود. بنابراین هدف پژوهشگر کاربردی تدوین بهترین مدل ممکن است که ماتریس کوواریانس نمونه‌ای را تولید کند. ماتریس کوواریانس نمونه‌ای مشتمل بر برخی زیر ساخت‌هایی است که در مدل یا ساختار نظری ناشناخته است و هدف، تحقق مدلی است که نزدیک‌ترین برازش را به ساختار کوواریانس متغیرها داشته باشد. در این مرحله، پژوهشگر باید به طراحی دیاگرام مسیر پردازد. سپس باید جزئیات مدل در قالب دستگاه معادلات خطی ارائه شود، این مرحله برای اهداف شناسایی و تخمین ضروری است و اطمینان می‌دهد که دستورات برنامه به طور صحیح در فایل درون‌داد نرم‌افزار LISREL وارد شده است. برای طراحی این دیاگرام و تدقیق جزئیات مدل، به نکاتی باید رعایت شود، که در زیر بیان می‌شود:

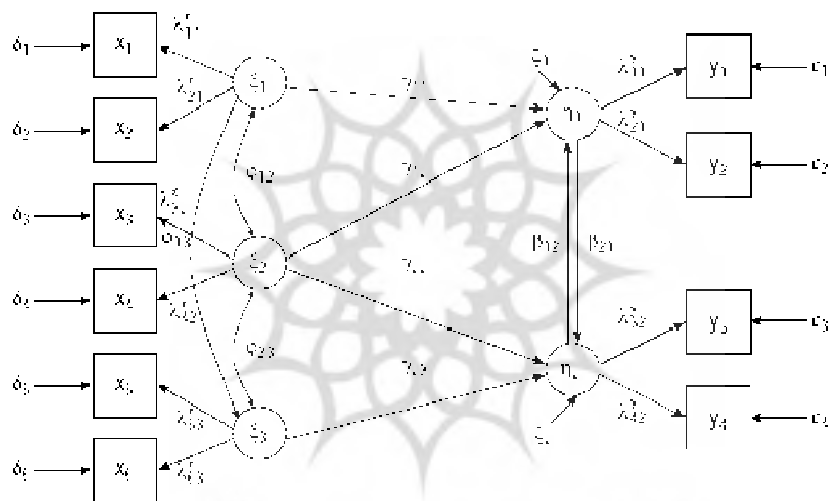
مدل کامل لیزرل^۲

مدل لیزرل، یک مدل صوری ریاضی است که ماهیت آن در هر کاربرد مشخص می‌شود. این بدان علت است که معنای اجزای درگیر، در مدل‌ها و کاربردهای مختلف، متفاوت است. یک مدل صوری لیزرل، شامل مجموعه بزرگی از مدل‌ها است که بر اساس نیاز می‌توان از آن استفاده کرد. روابط بین متغیرهای نهفته در قالب دو نوع متغیرهای برون‌زا^۳ یا کسای (ξ) و درون‌زا^۴ یا ایثا (η) از طریق بردارهایی که از متغیرهای KSI به طرف

-
1. Cooley
 2. Full Lisrel Model
 3. exogenous variables
 4. endogenous variables

متغیرهای ETA کشیده می‌شوند، مشخص می‌شود این روابط نشان دهنده مدل تابع ساختاری است. مجموعه تصادفی $(\eta_1, \eta_2, \eta_3, \dots, \eta_m)$ و $(\xi_1, \xi_2, \xi_3, \dots, \xi_n)$ از متغیرهای تابع و مستقل هستند. در سیستم روابط خطی معادله مدل تابع ساختاری $\xi = \beta\eta + \Gamma\xi + \zeta$ و $\beta = (m \times m)$ و $\Gamma = (m \times n)$ ماتریس همبستگی و $\zeta = (\zeta_1, \zeta_2, \zeta_3, \dots, \zeta_m)$ بردار خطاهای تصادفی است. اجزای ماتریس β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای η روی سایر متغیرهای η و ضرایب Γ نشان دهنده تأثیر مستقیم متغیرهای ξ روی متغیرهای η است. ضرایب سای (ψ) و کوواریانس خطاها در مدل ساختاری یا میزان واریانس تبیین نشده در مدل علی است، فرض می‌شود که اجزای ξ با ξ همبستگی ندارند و معکوس ماتریس بتا نامفرد است. بردارهای η و ξ مشاهده شده نیستند. ضرایب فای (ϕ)، کوواریانس بین متغیرهای برونزای ξ است. در مدل اندازه‌گیری، متغیرهای مشاهده شده آن در قالب بردار $y = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_p)$ که متغیرهای عینی اندازه‌گیرنده متغیر نهفته درون‌زا هستند و بردار $x = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_q)$ که متغیرهای عینی اندازه‌گیرنده متغیر نهفته برون‌زا هستند و از این متغیرهای نهفته به سوی هر یک از متغیرهای مشاهده شده کشیده می‌شوند، مشخص می‌گردد. مدل اندازه‌گیری برای متغیرهای مستقل شامل موارد زیر است: متغیر پنهان، ξ ، متغیر مشاهده شده X ، عامل منحصر به فرد یا خطا δ ، بار - گویه X روی ξ ، λ_x که معادله آن به صورت $x = \Lambda_x \xi + \delta$ می‌باشد. مدل اندازه‌گیری برای متغیرهای وابسته شامل موارد زیر است: متغیر پنهان η ، متغیر مشاهده شده Y ، عامل منحصر به فرد یا خطا ε ، بار - گویه Y روی η ، λ_y و معادله آن که به صورت $y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$ می‌باشد. این معادلات نشان دهنده رگرسیون Y روی η و X روی ξ می‌باشند. معنادار بودن آماره t محاسبه شده توام با آن‌ها، نشان‌دهنده معنی دار بودن هر یک از متغیرهای مشاهده روی متغیرهای نهفته است. در این دو معادله اخیر ε و δ بردارهای خطاهای اندازه‌گیری متغیرهای X و Y هستند. ضرایب $\delta\theta$ و $\theta\varepsilon$ نشان‌دهنده خطاهای اندازه‌گیری توام با هر یک از متغیرهای عینی مشاهده

شده X و Y می‌باشند. ε با η همبستگی ندارد و δ با ξ همبستگی ندارد. برای وضوح بیشتر این مطالب در تصویر شماره ۱، یک مدل کامل لیزرل نشان داده شده است. بنابراین یک مدل لیزرل به محقق اجازه می‌دهند که در یک مدل هم خطاهای اندازه‌گیری را ارزیابی کند و هم پارامترهای ساختاری مدل را یکجا برآورد کند. روش LISREL یک تکنیک اطلاعات کامل^۱ است، که از تمامی اطلاعات موجود در مدل استفاده می‌کند (دیامانتوپولوس^۲، و سیگوا^۳، ۲۰۰۰).



مرحله دوم در مدل‌سازی معادله ساختاری، تشخیص مدل است که باید قبل از برآورد پارامترها حل شود. یک بحث مهم در مدل‌سازی معادله ساختاری، تعیین و تشخیص مدل است، یا اینکه آیا پارامترهای مدل می‌تواند به طور خاصی از داده‌ها تشخیص داده شود (بولن، ۱۹۸۹؛ کاپلان^۴، ۲۰۰۰). در مسئله تشخیص این سؤال مطرح می‌شود که آیا بر اساس داده‌های نمونه‌ای شامل شده در ماتریس کوواریانس نمونه‌ای S و مدل نظری

1. Full Information Technique
2. Diamantopoulos
3. Sigua
4. Kaplan

تعریف شده در ماتریس کوواریانس جامعه یا Σ ، می‌توان مجموعه منحصر به فردی از پارامترها را یافت؟ به دلیل اینکه در هر کار مدل‌یابی، ممکن است بی‌نهایت جواب محتمل برای مسئله وجود داشته باشد، که اصطلاحاً نامعینی خوانده می‌شود، با این امکان روبرو هستیم که داده‌ها با بیش از یک مدل نظری به طور برابری برازش داشته باشند. بنابراین باید یکسری قیدهایی برای مدل مشخص کنیم. هر پارامتر بالقوه در مدل باید به عنوان یک پارامتر آزاد، ثابت و مقید مشخص شود. یک پارامتر آزاد، پارامتری است که شناخته شده نیست و بنابراین نیازمند برآورد است. یک پارامتر ثابت، پارامتری است که آزاد نیست اما برای آن یک مقدار مشخص به طور معمول مقدار ۰ یا ۱ تعریف شده است. یک پارامتر مقید پارامتری است که شناخته شده نیست اما برابر با یک یا تعداد بیش‌تری پارامتر است. تشخیص مدل به طرح پارامترها به عنوان آزاد، ثابت، مقید بستگی دارد. پس از آنکه مدل و پارامترهای آن تدوین شد، این پارامترها برای شکل دادن به یک و تنها یک Σ با یکدیگر ترکیب می‌شوند. اگر دو یا تعداد بیش‌تری از مجموعه پارامترها، ماتریس Σ یکسانی را تولید کنند آنگاه آن‌ها معادل یا هم‌تا خوانده می‌شوند. اگر پارامتری مقدار مشابهی در همه مجموعه‌های مشابه داشته باشد، آنگاه آن پارامتر مشخص است. اگر همه پارامترهای یک مدل مشخص باشند، آنگاه آن مدل مشخص است. همچنین اگر بیش از یک جواب برای برآورد یک یا چند پارامتر وجود داشته باشد، مدل فرامشخص است. اگر در مدلی یک یا تعداد بیش‌تری از پارامترها نتواند به طور یکتایی تعیین شود، مدل فرامشخص است و برآورد پارامترها قابل اعتماد نیست، درجات آزادی مدل صفر یا منفی می‌شود. یک شرط لازم برای تشخیص مدل، شرط رتبه است. که تحت آن تعداد پارامترهای آزادی که باید برآورد شوند، ضروری است که کمتر یا برابر با تعداد مقدا،‌های مجزا در ماتریس S باشد. تعداد متغیرهای مجزا در یک ماتریس S برابر با $\frac{P(P+1)}{2}$ است که P برابر با تعداد متغیرهای مشاهده شده است. یک مدل اشباع شده با P متغیر، دارای $\frac{P(P+2)}{2}$ پارامتر آزاد است (لی، هرشبرگر^۱، ۱۹۹۰). یکی از روش‌هایی که برای اجتناب از مشکلات تشخیص

در دسترس است، در نظر گرفتن این نکته که متغیر Δ نهفته است و واحد اندازه‌گیری مشخصی را ندارد، بنابراین مبدا و واحد اندازه‌گیری آن اختیاری است. ساده‌ترین و مفیدترین راه برای مشخص کردن واحد اندازه‌گیری متغیرهای نهفته، برابر گرفتن آن با عددی غیر از صفر (معمولاً به منظور رسیدن به تشخیص مدل، ضرایب رگرسیون روی متغیرهای درونی با ۱ در هر سطر و ستون متفاوت Δ_x و Δ_y ثابت می‌شوند) است. بنابراین واحد اندازه‌گیری هر متغیر نهفته برابر با واحد اندازه‌گیری متغیر مشاهده شده منهای خطای اندازه‌گیری آن است. با کاربرد چنین روشی ما مسئله عدم قطعیت مقیاس را حل می‌کنیم (مک کالوم^۲ و همکاران، ۱۹۹۶). مرحله سوم مدل‌سازی، برآورد پارامترها یا مدل است، که همان برآورد پارامترهای جامعه در یک مدل معادله ساختاری است. محقق خواهان به دست آوردن برآوردهایی برای هر یک از پارامترهای تعیین شده در مدل است، که ماتریس نظری Σ را تولید کند. برآورد پارامترها باید به کیفیتی باشد که نزدیک‌ترین ماتریس به ماتریس واریانس کوواریانس نمونه‌ای را باز تولید کند. فرایند برآورد شامل به کاربردن یک تابع برازش ویژه برای به حداقل رساندن تفاوت بین Σ و S است. چندین تابع برازش یا روش برآورد در دسترس اند. برخی روش‌های اولیه‌تر شامل؛ ارزش‌های ابزاری^۳ (IV)، حداقل مجذورات دو مرحله‌ای^۴ (TSLS)، روش‌های برآورد مبتنی بر روش فاقد مفروضات مربوط به توزیع یا آزمون‌های آماری بوده ولی وابسته به مقیاس است (بلانچ^۶، ۲۰۰۸). حداقل مجذورات تعمیم یافته^۷ (GLS)، حداکثر درست‌نمایی^۸ (ML)، این دو روش مستقل از مقیاس اند. این دو روش دارای ویژگی‌های مطلوب مجانبی هستند،

-
1. Hershberger
 2. MacCallum
 3. instrumental values
 4. tow stage least square
 5. Unweighted least square
 6. Blunch
 7. Generalized least square
 8. Maximam likelihood

که نظیر ویژگی‌های نمونه‌های بزرگ هستند و از جمله از آن‌ها حداقل واریانس و بدون اریب بودن آن است. همچنین هر دو روش نرمال بودن چند متغیره، متغیرهای مشاهده شده را مفروض می‌کند. روش حداقل مربعات تعمیم یافته وزنی^۱، (WLS) و حداقل مربعات وزنی قطری DWLS، این دو روش به حجم نمونه بالا نیاز دارند (کاپلان، ۲۰۰۰). مرحله چهارم، آزمون مدل است، باید تعیین کنیم که داده‌ها تا چه اندازه با مدل برازش دارند؟ به عبارتی تا چه اندازه مدل نظری به وسیله داده‌های نمونه گردآوری شده حمایت می‌شوند؟ دو شیوه برای بررسی برازش مدل وجود دارد. ابتدا ملاحظه برخی آزمون‌های عمومیت یافته برای برازش کل مدل است. شیوه دوم، بررسی برازش پارامترهای منفرد در هر یک از اجزای مدل است. در شیوه اول، شاخص‌های برازش کلی می‌تواند با تحلیل عاملی تأییدی محاسبه شود. باقیمانده‌های بین سؤال‌ها نشانگر درجه‌ای است که رابطه‌های مشاهده شده از روابط مفروض، منحرف می‌شود. باقیمانده مثبت بین دو سؤال نشان می‌دهد که این مدل رابطه بین دو سؤال را کمتر برآورد می‌کند و برعکس. تلاش زیادی متوجه ماهیت آزمون‌های آماری و شاخص‌های برازش کلی و حساسیتشان به عواملی مثل اندازه نمونه شده است. آماره کائس کوئر (chi-Square) سطح عدم تناسب بین ماتریس کوواریانس نمونه و ماتریس کوواریانس برازش شده را نشان می‌دهد (هاو^۲ و بنتلر^۳، ۱۹۹۸)؛ بنابراین، یک کائس کوئر غیر معنادار مطلوب است. با وجود این این آماره تحت تأثیر تعدادی از عوامل شامل اندازه نمونه است. از طرفی دیگر، شاخص‌های برازش درجه برازش را کمی سازی می‌کنند. این شاخص‌های برازش به چندین روش طبقه‌بندی می‌شوند، مثل مطلق^۴ (به‌طور مستقیمی برازش مدل را ارزیابی می‌کند) در برابر فزاینده^۵ (ارزشیابی خوبی برازندگی یک مدل در مقایسه با مدل پایه، مثل یک مدل در تحلیل عاملی تأییدی به طوری که هر سؤال یک عامل مجزا است). شاخص‌های برازش خاص، مثل شاخص خوبی

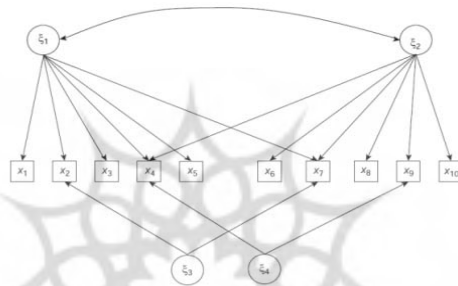
-
1. Weighted Gneralized least square
 2. Hu
 3. Bentler
 4. absolute
 5. incremental

برازندگی^۱، شاخص خوبی برازندگی اصلاح شده^۲، شاخص برازش هنجار شده^۳ (دامنه‌شان از صفر تا یک است) و شاخص برازش هنجار نشده^۴، هر کدام به عوامل متفاوتی مثل اندازه نمونه، حساس هستند (برای مثال، بولن، ۱۹۸۶؛ مولیک^۵ و همکارانش، ۱۹۸۹). شاخص‌های برازش بر اساس معیارهایی مثل سوگیری نمونه‌های کوچک و حساسیت نسبت به عدم تشخیص مدل مقایسه می‌شوند (هاو و بنتلر، ۱۹۹۸). ریشه و میانگین مربعات باقیمانده استاندارد شده^۶ و ریشه میانگین مربعات خطای برآورد^۷، شاخص‌های دیگری هستند که برای اندازه‌گیری برازش، مورد استفاده قرار می‌گیرد. هاو و بنتلر ریشه میانگین مربعات باقیمانده را همراه با یکی از چندین شاخص‌ها مثل شاخص برازش مقایسه‌ای توصیه می‌کنند (هاو و بنتلر، ۱۹۹۸). شاخص برازش مقایسه‌ای^۸ در حال حاضر یکی از شاخص‌هایی است که بیش‌تر از همه پیشنهاد شده است (باگوزی^۹ و ادوارد^{۱۰}، ۱۹۹۸). نکته مهم در این جا استفاده از چندین شاخص است. در شیوه دوم، ویژگی اصلی پارامترهای منفرد می‌تواند بررسی شود، سه معیار *variance estimate*، *composite reliability index*، *item reliability*، *extracted* ارزیابی اعتبار^{۱۱} تک تک متغیرهای مشاهده شده، اعتبار درونی وسیله اندازه‌گیری و اندازه‌گیری واریانس تبیین شده توسط متغیرهای نهفته در مقایسه با واریانس خطای اندازه‌گیری تصادفی است. کمیت‌های *t* بیش‌تر از ۲ که معمولاً معنی دار تلقی می‌شود به همراه ضریب اعتبار کلی، به عنوان معیارهایی برای روایی همگرایی شاخص‌های هر یک از متغیرهای نهفته، در نظر گرفته می‌شود. برای ارزیابی روایی واگرایی هر یک از مدل‌های

1. GFI
2. AGFI
3. NFI
4. NNFI
5. Mulaik et al. ,
6. SRMR
7. RMSEA
8. CFI
9. Bagozzi
10. Edwards
11. Reliability

اندازه‌گیری (متغیرهای نهفته) ضریب *variance extracted estimate* هر یک از شاخص‌ها با مجذور ضریب همبستگی هر جفت متغیرهای نهفته مقایسه می‌شود، اگر *variance extracted estimate* هر یک از متغیرهای نهفته بزرگ‌تر از مجذور همبستگی بین این دو شاخص با متغیر نهفته باشد، دلیلی برای روایی و اگری آن مدل اندازه‌گیری است (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱). مرحله‌ی پنجم اصلاح مدل اولیه است، اگر برازش یک مدل نظری به قوتی نبود که انتظار داشتیم (که معمولاً در مورد مدل اولیه رخ می‌دهد) آنگاه گام بعدی، اصلاح مدل و ارزیابی مدل جایگزین و اصلاح شده است، یکسری از نکاتی به هنگام اصلاح مدل باید مدنظر قرار گیرد، یکی از عواملی که به برازش ضعیف مدل‌ها منجر می‌شود، عامل‌های متد (روش) است. برای مثال، اگر از متدهای خاص برای جمع‌آوری اطلاعات در مورد سئوال‌های خاص استفاده شوند، این متدها می‌توانند علاوه بر متغیرهای پنهان به عنوان عامل‌های مجزا، در مدل گنجانده شوند. برای مثال، در تصویر ۱-۲ می‌تواند برای سئوال‌های x_1 و x_2 به عنوان یک عامل متد در نظر گرفته‌شود. به همین خاطر، تأثیر متدهای خاص به طور کاملاً واضحی در نظر گرفته‌شده است. خطاهای همبسته بین سئوال‌ها همچنین می‌توانند تعیین شوند. توجه زیادی برای تعیین عوامل متد و عبارات خطا همبسته ضروری است. در غیر این صورت، از این روش به راحتی می‌توان برای برازش دادن مدل با داده‌ها استفاده خطا کرد. اگر ۲ سئوال از سازه یکسان یا از سازه‌های متفاوت تحت تأثیر یک عامل قابل شناسایی قرار بگیرند. (به گفته‌ای، اندازه‌گیری یکسانی در زمان‌های مختلف)، آنگاه استفاده از یک مدل با خطاهای به هم وابسته ممکن است مفید واقع شود. نکته قابل توجه در اینجا این است که راه‌های زیادی برای بهبود برازش وجود دارد و منطق نظریه پردازان باید قبل از مدل‌سازی مورد نظر قرار بگیرد. تحلیل عاملی تأییدی جداسازی (حذف) سئوال‌هایی را که چندین عامل را که از اهمیت مستقلی برخوردارند، اندازه‌گیری می‌گیرند، را ممکن می‌سازد. در یک مقیاس چندبعدی هر سئوال به طور ایده‌آل بایستی فقط یک بعد را اندازه‌گیری کند. دو سئوالی که ابعاد متفاوتی را اندازه‌گیری می‌کنند، ممکن است همبستگی بزرگ بی‌موردی را با هم

داشته باشند، این پیشنهاد مطرح می‌شود که این دو سؤال بوسیله یک عامل مشترک، شاید یکی از عامل‌هایی که اندازه گرفته شده است یا عامل دیگری، تحت تأثیر می‌باشند. اگر تنها یک سؤال با یک عامل اضافی ناشناخته مربوط شود، معمولاً قابل اغماض است. در واقع همه سؤال‌ها احتمالاً مقداری واریانس خاص (منحصر به فرد سؤال) خواهند داشت. با وجود این سؤال‌هایی که بیش از یک عامل مهم را اندازه‌گیری می‌کنند باید شناسایی و حذف شوند.



تصویر ۲: مثالی از عامل متد

از آنجا که هدف این مقاله شرحی خلاصه از کاربرد معادلات ساختاری در محاسبه روایی است، از توضیح بیش‌تر این مباحث اجتناب می‌کنیم و بیش‌تر به استفاده عملی از این روش می‌پردازیم، قبل از انجام هر نوع تحلیلی پژوهشگر باید، داده‌های خود را از لحاظ برقرار بودن مفروضات این روش بررسی کنند. به دلیل اهمیت این موضوع، در زیر به تشریح آن می‌پردازیم:

پیش‌فرض‌های مربوط به معادلات ساختاری

مدل‌سازی معادله ساختاری یک روش تحقیق مبتنی بر همبستگی است. بنابراین مقیاس اندازه‌گیری، دامنه تغییرات مقادیر، داده‌های از دست رفته، داده‌های دور افتاده، غیرخطی بودن و غیرنرمال بودن داده‌ها، ماتریس واریانس-کوواریانس میان متغیرها را تحت تأثیر

قرار می‌دهد و به تبع آن تحلیل مدل‌سازی معادله ساختاری متأثر می‌شود. فریدمن^۱ (۱۹۸۵) و (۱۹۸۷)، کلیف^۲ (۱۹۸۳)، بیلبی^۳ (۱۹۸۶) و دانکن^۴ (۱۹۸۴) از جمله مخالفین استفاده از تحلیل معادله ساختاری در علوم رفتاری و اجتماعی بودند؛ آن‌ها مدعی بودند که ماهیت داده‌های علوم رفتاری و اجتماعی معمولاً به گونه‌ای است که نمی‌توانند پیش‌فرض‌های لازم برای معادله ساختاری را برآورد کنند. اغلب داده‌های آن‌ها در سطوح اسمی و ترتیبی اندازه‌گیری می‌شود و به طور کلی طبقه‌ای^۵ هستند، در حالی که مدل‌های ساختار کوواریانس برای تحلیل داده‌های فاصله‌ای و نسبی توسعه داده شده‌اند. بعلاوه داده‌های علوم رفتاری و اجتماعی بندرت پیش‌فرض توزیع چندمتغیره نرمال را صاحب‌اند، پیش‌فرضی که اجازه استفاده از روش ML را می‌دهد و انتقاد سوم این است که در این مدل‌ها اکثراً فرض می‌شود که رابطه بین متغیرها خطی است. دانکن و کلوگ^۶ (۱۹۸۴) معتقداند که اگر این پیش‌فرض‌ها رعایت نشد، باید از روش‌های تحلیل مدل‌های لگاریتمی-خطی^۷ به جای معادلات ساختاری استفاده کرد. ولی آیا همیشه این مدل‌ها جواب‌گوی پژوهشگر برای تعیین روابط علی بین متغیرهای آشکار و نهفته می‌باشند؟ در نرم‌افزارهای کنونی مربوط به معادلات ساختاری گزینه‌هایی تعبیه شده است که می‌توان عدم رعایت این مفروضات را از روی داده‌های برطرف کرد. این مفروضات که در بیش‌تر مواقع رعایت نمی‌شود در زیر به ترتیب با موارد رفع آن‌ها در نرم‌افزار بیان می‌شود. اولین مفروضه به مقیاس اندازه‌گیری مربوط است؛ اینکه متغیرها چگونه و با چه مقیاسی اندازه‌گیری شده‌اند، نوع تحلیلی آماری را تحت تأثیر قرار می‌دهد (اندرسون، ۱۹۶۱؛ استونس، ۱۹۴۶). استفاده ما از متغیرهای مختلف، نیازمند توجه و آگاهی ما از ویژگی‌های مقیاس‌هایمان و عملیات ریاضی ممکن و معنادار درباره آن‌ها است و به ویژه در مدل‌سازی

-
1. Freedman
 2. Cliff
 3. Bielby
 4. Duncan
 5. categorical
 6. Clogg
 7. log linear model

ساختاری یعنی جایی که ماتریس‌های واریانس-کوواریانس همراه با میانگین و انحراف معیار متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرند، بسیار بااهمیت است. تا این اواخر، مدل‌سازی معادله ساختاری به متغیرهای اندازه‌گیری شده در سطح فاصله‌ای یا نسبی نیاز داشت، لذا ضرایب همبستگی گشتاوری پیرسون در مدل‌سازی معادله ساختاری مورد استفاده قرار می‌گرفت. همچنین لازم بود که مقادیر متغیرهای فاصله‌ای و نسبی برای محاسبه واریانس، دارای دامنه تغییرات به اندازه کافی بزرگ باشند. اگر دامنه تغییرات نمرات محدود باشد شدت همبستگی کاهش می‌یابد. اساساً هر چه گروهی از موارد تحت مطالعه همگن‌تر باشند، واریانس کاهش می‌یابد و به تبع آن مقدار همبستگی بین متغیرها نیز کاهش می‌یابد. به عبارتی جورسکاگ و سوربوم (۱۹۹۶) معیارهایی را در برنامه PRELIS فراهم آوردند که بر اساس آن نوع متغیر تعریف می‌شود. بنابراین متغیرهایی که دارای کمتر از ۱۵ مقدار مجزا باشند در LISREL یا SIMPLIS به عنوان متغیر رتبه‌ای تعریف می‌شوند ولی یک متغیر با ۱۵ یا تعداد بیش‌تری مقوله به عنوان یک متغیر پیوسته تعریف می‌شود. این معیار ۱۵ درجه‌ای اجازه می‌دهد که مقادیر ضریب همبستگی پیرسون بین ± 1 تغییر کنند. متغیرهایی با تعداد نقاط کمتر باعث می‌شوند که مقدار این ضریب محدود تر شود و به عنوان مثال ممکن است مقدار آن بین ± 0.50 تغییر کند. بنابراین اگر شما با داده‌های فاصله‌ای-نسبی پیوسته سروکار دارید نیازمند این نکته هستید که آیا متغیرهای شما دارای چنین پیش‌شرطی هستند یا خیر. با معنا و مفهوم بودن یک رابطه همبستگی به متغیرهای به کاررفته مربوط می‌شود. با توجه به این که سایر ضرایب همبستگی نیز بسته به سطح اندازه‌گیری متغیرها وجود دارند و اغلب متغیرهایی که روان‌شناسان برای سنجش ویژگی‌های شخصیتی و روانی افراد استفاده می‌کنند، در سطح طبقه‌ای مرتب شده‌است، بنابراین بهترین ضریب همبستگی برای این گونه متغیرها، محاسبه ضریب همبستگی پلی‌کوریک برای متغیرهای رتبه‌ای پیوسته در (PRELIS) است. دومین مفروضه، نرمال بودن توزیع متغیرهای مورد

مطالعه می‌باشد. داده‌هایی که دارای کجی^۱ هستند یا در قسمتی از مقیاس اندازه‌گیری به شدت مجتمع شده‌اند، واریانس-کوواریانس میان متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، به علاوه کشیدگی^۲ در داده‌ها، آماره‌ها را متاثر می‌کند. داده‌های غیر نرمال می‌تواند به دلایلی نظیر مقیاس‌سازی متغیرها (رتبه‌ای به جای فاصله‌ای) یا نمونه‌گیری محدود از موارد تحت مطالعه رخ دهد. راه‌حل‌های ممکن برای کجی، انجام نمونه‌گیری‌های بیش‌تر از موارد و یا اجرای یک تبدیل خطی مجاز می‌باشد. بنابراین چندین تغییر شکل در داده‌ها به وسیله فرگوسن و تاکین (۱۹۸۹) مجاز شمرده شده‌اند تا برآورد نزدیک‌تری به واریانس همگرا و نرمال برای داده‌های کج یا کشیده فراهم آورد. برخی از تغییر شکل‌های ممکن عبارت‌اند از تبدیل ریشه دوم (\sqrt{x})، تبدیل لگاریتمی ($\log x$)، تبدیل معکوس ($1/x$) و تبدیل آرک سینوس ($\text{Arcsine } x$) و تبدیل پروبیت. تجربه ما این است که تبدیل پروبیت داده‌ها برای داده‌های دارای کجی بهتر جواب می‌دهد. حل مشکل کشیدگی مشکل‌تر است. در هر حال داده‌های لیپتوکورتیک (کشیده) می‌توانند به وسیله تکنیک‌های بی‌زین در EQS تحلیل شوند. داده‌های پلاتی کورتیک (پهن) مسئله‌ساز ترند و نیازمند نمونه‌گیری بیش‌تر از جامعه آماری بوده و باید از روش‌های خودگردان^۳ استفاده کرد. یک روش کلی و پیشنهادی برای برخورد با داده‌های غیرنرمال آن است که از یک ماتریس کوواریانس مجانبی به عنوان ورودی در کنار ماتریس واریانس-کوواریانس نمونه‌ای در LISREL یا SIMPLIS استفاده کنیم. همچنین می‌توان در PRELIS از گزینه خروجی داده‌ها به منظور ذخیره کردن این ماتریس استفاده کرد. می‌توان از ماتریس کوواریانس مجانبی به دو روش استفاده کرد: (۱) به عنوان یک ماتریس وزنی هنگام تعریف روش بهینه‌سازی به عنوان روش برآورد حداقل مربعات وزنی (۲) به عنوان یک ماتریس وزنی که از ماتریس وزنی مبتنی بر نظریه نرمال برای تصحیح اریب ایجاد شده در خطای استاندارد و آماره‌های

1. skewness
2. kurtosis
3. bootstrap

برآزش استفاده می‌کند. البته باید ماتریس گشتاوری مناسب در PRELIS با به‌کاربردن output options قبل از درخواست محاسبه ماتریس کوواریانس مجانبی انتخاب شود. در مورد مفروضه سوم، یعنی خطی بودن رابطه بین متغیرها، این روابط بر اساس نوع همبستگی انتخاب شده در نرم‌افزار باید از طریق scatter plot بررسی شود. در صورت برقرار نبودن این مفروضه می‌توانیم از تبدیل‌های خطی مجاز برای داده‌ها استفاده کنیم (جورسکاگ و سوربوم، ۱۹۹۶؛ فرگوسن و تاکین، ۱۹۸۹). همچنین، داده‌های از دست رفته و داده‌های دور افتاده می‌توانند ماتریس واریانس-کوواریانس میان متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهند و به تبع آن تحلیل مدل‌سازی معادله ساختاری متاثر می‌شود. در برنامه‌های نرم‌افزاری مدل‌سازی معادلات ساختاری به شیوه‌های متفاوتی با داده‌های از دست رفته برخورد می‌کنند. این گزینه‌ها می‌توانند تعداد آزمودنی‌های مورد تحلیل و شدت و جهت ضرایب همبستگی را به طور قابل توجهی تحت تأثیر قرار دهند و در صورتی که میانگین‌ها، انحراف استانداردها و ضرایب همبستگی بر اساس حجم‌های نمونه‌ای متفاوت محاسبه شوند، می‌توانند مشکلاتی را پدید آورند. حذف انفرادی یا زوجی آزمودنی‌ها، به دلیل امکان از دست رفتن تعداد قابل توجهی از موارد و در نتیجه کاهش اثرگذار حجم نمونه اغلب پیشنهاد نمی‌شود. جایگزین کردن میانگین هنگامی که تعداد کمی از داده‌های از دست رفته وجود دارند، به خوبی نتیجه می‌دهد. جایگزینی بر مبنای معادله رگرسیونی روشی مفید برای هنگامی است که با تعداد متوسطی از داده‌های از دست رفته مواجه هستیم. مواقعی که حجم زیادتری از داده‌ها در نمونه‌ای تصادفی از دست رفته‌اند، بهتر است از دو روشی که توضیح می‌دهیم استفاده شود. (۱) روش حداکثر درست‌نمایی در EQS و (۲) روش الگوی هم‌تاسازی پاسخ‌ها، که با مقدار از دست رفته برای یک متغیر جایگزین می‌شود از طریق مقادیر آزمودنی دیگری انجام می‌شود که الگوی پاسخ‌دهی مشابهی در بین مجموع متغیرهای هم‌تاسازی شده داشته باشد. مواردی که بیش‌تر از یک

متغیر از دست‌رفته است، برای انتساب چندگانه می‌توان از این روش هم‌تاسازی با استفاده از الگوریتم به حداکثرسانی مقدار مورد انتظار (EM^1) و یا از روش زنجیره مارکف مونت کارلو^۲ (MCMC) استفاده کند که در واقع تولید مقادیر تصادفی بر اساس توزیع احتمال از طریق زنجیره مارکف است. البته بعد از جایگذاری مقادیر از دست‌رفته باید داده‌های تغییر یافته را در یک فایل جدید PRELIS ذخیره کنیم (بیل^۳ و لیتل^۴، ۱۹۷۵؛ آربوکل، ۱۹۹۶؛ ونکه، ۲۰۰۰). اکیداً پیشنهاد می‌کنیم که تحلیل مدل‌سازی معادله ساختاری را قبل و بعد از جایگزینی مقادیر از دست‌رفته مقایسه کنید تا به فهم کاملی از اثر مقادیر از دست‌رفته بر برآورد پارامترها و خطاهای استاندارد دست‌یابیم. البته مقایسه‌های روش‌های متفاوت جایگذاری نیز گاهی می‌تواند مفید باشد. در مورد داده‌های دور افتاده، که به عنوان مقادیری تعریف می‌شوند که در مقایسه با سایر مقادیر برای متغیرهای مستقل و یا وابسته حاشیه‌ای و غیر معمول‌اند. این داده‌ها می‌توانند ناشی از خطاهای مشاهده شده، خطاهای انجام گرفته در ورود داده‌ها و خطاهای ابزار اندازه‌گیری بر اساس شیوه طرح یا شیوه اجرای ابزار باشد. به علت تأثیر این داده‌ها بر ضرایب همبستگی، میانگین و انحراف معیار، لازم است که آن‌ها تبیین شده، پاک شوند و یا اینکه با استفاده از آماره‌های استوار تعدیل شوند. بنابراین AMOS، EQS و LISREL روش‌هایی را برای واریس مقادیر دور افتاده در دسترس قرار می‌دهند که شامل نمایش نمودار ساقه و برگ، نمودار مستطیلی، نمودار پراکنندگی، توزیع‌های فراوانی و آماره‌های D کاکس و یا ماهالانویس می‌شوند. ولی EQS در این باره یک ویژگی جالب دارد، سیاه چاله‌ای که محقق می‌تواند یک مقدار دور افتاده را در آن بیندازد و بلافاصله تغییر در برآورد پارامترها را مشاهده کند (آندرسن و شوماخر^۵، ۲۰۰۳؛ هابر^۶، ۱۹۸۱؛ استات^۷ و اسپچتر^۱، ۱۹۹۰).

1. expected maximization
2. Monte Carlo Marcov Chain
3. Beale
4. Little
5. Schumacker
6. Huber
7. Staudte

محاسبه اعتبار مقیاس از روی داده‌های لیزرل (همسانی درونی و بیرونی در تحلیل عاملی تأییدی)

از آنجایی که تحلیل عاملی اکتشافی همسانی درونی را در میان سؤال‌های یک مقیاس بررسی می‌کند تحلیل عاملی تأییدی همسانی بیرونی در میان سؤال‌های مقیاس‌ها یا عوامل متفاوت را در نظر می‌گیرد (گرینگ^۲ و آندرسن^۳، ۱۹۸۸). رابطه بین سؤال‌های عوامل متفاوت منحصرأ از طریق روابط بین عوامل در نظر گرفته می‌شود. بنابراین همسانی بیرونی به وسیله مقایسه همبستگی مشاهده‌شده بین دو سؤال از عوامل و یا سازه‌های متفاوت، با همبستگی پیش‌بینی شده که از رابطه فرضی بین سؤال‌های و مقیاس‌ها به وجود می‌آید، ارزیابی می‌شود. تحلیل عاملی تأییدی از ملاک همسانی بیرونی در جایی که همبستگی‌های بین سؤال‌ها در عوامل متفاوت ارزیابی شده‌اند، استفاده می‌کند. در اصل روابط مشاهده شده بین سؤال‌های با روابط مفروض در مدل خاص مقایسه می‌شود. در تحلیل عاملی تأییدی همسانی درونی^۴، از طریق همبستگی بین سؤال‌هایی از یک عامل و همسانی بیرونی^۵، از طریق همبستگی بین سؤال‌هایی از عوامل متفاوت سنجیده می‌شود. بنابراین اساس برای ایجاد فرمولی برای همسانی درونی، به وسیله همبستگی بین دو شاخص i و j از یک سازه ξ محاسبه می‌شود، به این منظور که آیا آماره t نمره صحیحی است، بوسیله معادله زیر محاسبه می‌شود (گرینگ و آندرسن، ۱۹۸۸).

$$\rho_{ij} = \rho_{i\xi} \rho_{j\xi}$$

همچنین برای ایجاد فرمولی برای همسانی بیرونی، به وسیله همبستگی بین دو شاخص i و p ، که p شاخصی از سازه دیگری* است، محاسبه می‌شود. این هدف بوسیله معادله زیر، برآورد می‌شود (گرینگ و آندرسن، ۱۹۸۸):

1. Scheather
2. Gerbing
3. Anderson
4. internal consistency
5. external consistency

$$\rho_{ip} = \rho_{i\xi} \rho_{\xi\xi} \rho_{p\xi}$$

اعتبار هر سؤال^۱ و اعتبار مقیاس با ρ سؤال^۲ یا Composite reliability index در واقع مشابه ضریب آلفای کرونباخ است و به ترتیب با فرمول‌های زیر محاسبه می‌شود (باگوزی، ۱۹۹۱):

$$\rho_{xi} = \frac{\lambda_{xi}^2}{\lambda_{xi}^2 + \text{var}(\delta_i)}$$

$$\rho_c = \frac{\left(\sum_{i=1}^p \lambda_{xi} \right)^2}{\left(\sum_{i=1}^p \lambda_{xi} \right)^2 + \sum_{i=1}^p \text{var}(\delta_i)}$$

میانگین واریانس تبیین شده برای هر مقیاس با p سؤال با فرمول زیر محاسبه می‌شود (فورنل^۳ و لانکر^۴، ۱۹۸۱):

$$\rho_{vc} = \frac{\sum_{i=1}^p \lambda_{xi}^2}{\sum_{i=1}^p \lambda_{xi}^2 + \sum_{i=1}^p \text{var}(\delta_i)}$$

روش پژوهش

روش این تحقیق از نوع رابطه‌ای می‌باشد. جامعه آماری پژوهش حاضر را دانشجویان دانشکده توانبخشی شهید بهشتی، تشکیل می‌دهند. حجم نمونه حاضر ۲۲۱ نفر بود که به شیوه تصادفی انتخاب شدند و سپس پرسشنامه CCARS-SV را تکمیل کردند.

1. reliability of item
2. reliability of measure
3. Fornell
4. Larcher

ابزار اندازه‌گیری

CAARS-S: SV

پرسشنامه تشخیصی کوتاه خود گزارشی اختلال بیش‌فعالی-کم‌توجهی بزرگسالان کانرز (CAARS-S:S)، (کانرز^۱، ۱۹۹۹) ابزاری است که ADHD را در بزرگسالان بالای ۱۸ سال ارزیابی می‌کند. همچنین ابزاری است که به طور وسیعی ویژگی‌های روان‌سنجی آن بررسی شده‌است. این پرسشنامه دارای همسانی درونی بالا و اعتبار قوی در سه خرده‌مقیاس خود می‌باشد (کانرز و همکارانش، ۱۹۹۹؛ ارهارت^۲ و همکارانش، ۱۹۹۹). مقیاس‌های CAARS دارای حساسیت بالا (۸۲٪) و ویژه بودن بالا (۸۷٪) و طبقه‌بندی تشخیصی صحیح (۸۵٪) برای تعریف طبقه‌بندی شده اختلال دارد (کانرز، ۱۹۹۷، ۲۰۰۰، ۲۰۰۳؛ ارهارت و همکارانش، ۱۹۹۹). این پرسشنامه ارزیابی کمی از نشانگان بی‌توجهی^۳ -با استفاده از یک مقیاس ۹ سئوالی-، نشانگان پرتحرکی-تکانه‌ای بودن (بیش‌فعالی^۴) -با استفاده از یک مقیاس ۹ سئوالی- و نشانگان ADHD کلی -با ۱۲ سئوالی که به نام شاخص ADHD شناخته می‌شود- انجام می‌دهد. در میان سه مقیاس هیچ سئوال‌هایی همپوشی ندارد. سئوال‌های مقیاس‌های بی‌توجهی و بیش‌فعالی مطابق با نشانگانی است که در ملاک تشخیصی ADHD بزرگسالان در DSM-IV-TR مطرح شده است (کانرز و همکاران، ۱۹۹۹). شاخص ADHD ابزاری است برای تشخیص نشانگان ADHD کلی و برای این هدف طراحی شده است که بین بزرگسالانی که از ADHD رنج می‌برند و افراد سالم تفاوت قائل شود. هر سئوال از صفر (هرگز، اصلاً) تا ۳ (خیلی زیاد، همیشه) نمره می‌گیرد، مجموع نمرات برای هر مقیاس به این ترتیب محاسبه می‌شود. ضرایب آلفای کرونباخ هر سه مقیاس بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۰ گزارش شد (کانرز و همکاران، ۱۹۹۹). نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی این پرسشنامه سه عامل را تأیید می‌کند (کانرز و همکاران، ۱۹۹۷، ۱۹۹۹).

1. Conners
2. Erhardt
3. inattention
4. hyperactivity

یافته‌های پژوهش

ویژگی‌های مردم شناختی

نمونه این مطالعه از ۲۲۱ دانشجویان دانشگاه شهید بهشتی تشکیل می‌شود. میانگین (انحراف معیار) سن دانشجویان مورد مطالعه ۲۰/۷۸ (۲/۶۲) است. این دانشجویان در دامنه سنی ۱۸-۴۵ سال قرار دارند. ۸۶ نفر (۴۰٪) از افراد نمونه مورد بررسی را مردان و ۱۳۵ نفر (۶۰٪) را زنان تشکیل می‌دهند. ۲۱۰ نفر (۹۵٪) از افراد مورد بررسی مجرد و ۱۱ نفر (۵٪) را افراد متأهل تشکیل می‌دهند.

تحلیل عاملی تأییدی مقیاس ADHD بزرگسالان

نتایج بدست آمده از ۲۲۱ نفر دانشجو با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی لیزرل مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در دیاگرام ۱ (در قسمت ضمیمه) ارائه شده است. دینگ و همکاران^۱ (۱۹۹۵) معتقدند که برای مدل‌سازی ساختار کوواریانس بین ۱۰۰ تا ۱۵۰ نمونه مورد نیاز است. بوسینا (۱۹۹۶) توصیه می‌کند که برای تخمین مدل‌های معادلات ساختاری حجم نمونه باید ۲۰۰ نفر باشد (اسچینکا^۲ و همکاران، ۲۰۰۳). پس از بررسی اولیه داده‌ها با تحلیل عاملی اکتشافی و واریانس داده‌ها برای برقرار بودن مفروضات معادلات ساختاری، برای تأیید مدل ADHD، پرسشنامه کانرز بر اساس DSM-TV-R، تحلیل عاملی تأییدی روی داده‌ها انجام گرفت. از آنجا که ماهیت متغیرهای مشاهده شده در سطح رتبه ای بود، و با توجه به محدودیت‌های موجود در لیزرل در تحلیل داده‌های رتبه ای و راه حل‌های ارائه شده توسط جورسگاگ و سوربوم (۱۹۸۸)، نخست ماتریس پلای سریال همبستگی بین متغیرهای مشاهده شده محاسبه شد، سپس این ماتریس به عنوان فایل فعال داده‌ها در محیط SPSS/win به عنوان داده‌های ورودی مورد استفاده قرار گرفت (السون^۳، دراسگو^۴، دورانس^۵، ۱۹۸۲). این ضرایب همبستگی توسط PRELIS برای ایجاد یک ماتریس کوواریانس مجانبی مورد استفاده قرار

1. Ding etal
2. Schinka
3. Olsson
4. Drasgow
5. Dorans

می‌گیرد، این ماتریس به عنوان ورودی در کنار ماتریس واریانس-کوواریانس نمونه‌ای در LISREL استفاده می‌شود. مدل اصلاح شده، براساس حذف عبارت نامناسب (عبارتی که بر روی عوامل نامربوط بار می‌شوند و عباراتی که مقدار بحرانی کمتر از ۱/۹۶ دارند (بیرن، ۲۰۰۱)) طراحی شد. تحلیل عاملی تأییدی بر روی ماتریس واریانس-کوواریانس انجام گرفت. روش مورد استفاده برای برآورد و تخمین مدل، روش حداقل مجذورات بی وزن ULS، به دلیل برقرار نبودن مفروضات مربوط به توزیع، می‌باشد (بلانچ^۱، ۲۰۰۸). روش برآورد در تحلیل عاملی تأییدی اولیه آزمون توسط کانرز نیز روش ULS بود. طراحی مدل حاضر، به این ترتیب است، که از سه متغیر نهفته بیرونی به نام عامل بی‌توجهی^۲ یا متغیر کسای^۱ (۱ و ۹ و ۱۳ و ۱۴ و ۱۵ و ۱۹ و ۲۱ و ۲۹ و ۳۰)، عامل پرتحرکی-کنترل‌تکانه^۳ یا متغیر کسای^۲ (۲ و ۳ و ۴ و ۶ و ۸ و ۱۱ و ۱۸ و ۲۰ و ۲۵) و شاخص ADHD یا متغیر کسای^۳ (۵ و ۷ و ۱۰ و ۱۲ و ۱۶ و ۱۷ و ۲۲ و ۲۳ و ۲۴ و ۲۶ و ۲۷ و ۲۸)، تشکیل شده است. پس از بررسی و محاسبه اولیه تحلیل عاملی، سؤال ۳ که روی متغیر^۲ قرار داشت، به دلیل همبسته بودن واریانس خطایش با سؤال‌های (۱۶، ۲، ۴، ۲۲، ۶)، حذف گردید (براون و کادک، ۱۹۹۳). همچنین مقدار بحرانی آماره t کمتر از ۱/۹۶ داشت و R^۲ آن نزدیک به صفر بود، که از دلایل کافی برای حذف بود (بیرن، ۲۰۰۱). شاخص‌های نیکویی برازش، که در این مطالعه بررسی می‌شود، عبارتند از: (X^2) (مجذور خی) $\sum_{i=1}^p \lambda_{xi}^2$ (درجه آزادی)، SRMR (ریشه میانگین استاندارد شده مجذور باقیمانده‌ها)، GFI (شاخص نیکویی برازش)، AGFI (شاخص نیکویی برازش اصلاح شده)، IFI (شاخص برازش فزاینده)، NFI (شاخص برازش هنجار شده)، CFI (شاخص برازش نسبی). مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ این شاخص‌ها، برازش قابل قبول مدل را نشان می‌دهد (براون و کادک^۴، ۱۹۹۳). مقادیر RMSEA کوچک‌تر ۰/۰۵ حاکی از برازش قابل قبول مدل، بین ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ نشان دهنده برازش تقریباً خوب، بین ۰/۰۸ تا ۰/۱ نشان دهنده برازش متوسط و

1. Blunch
2. inattention
3. Hyperactive-impulsive
4. Browne& Cudeck

بزرگ‌تر از ۰/۱ حاکی از برازش ضعیف مدل است (براون و کادک، ۱۹۹۳) شاخص ECVI، شاخص اعتبار درونی مورد انتظار است، که هر چه این مقدار به صفر نزدیک‌تر شود برازش مدل بهتر است (براون و کادک، ۱۹۹۳). مقدار کای اسکوئر مدل، برابر با ۹۲۳/۳۴ می‌باشد که در سطح کوچک‌تر از ۰/۱ $p <$ معنادار می‌باشد. این آماره حاکی از این است که ماتریس واریانس-کوواریانس مشاهده شده و برآورد شده متفاوت‌اند، این آماره متأثر از حجم نمونه می‌باشد، اغلب از تفسیر مستقیم این آماره خودداری می‌شود، نسبت این آماره بر درجه آزادی کوچک‌تر از ۳ است و برازش خوب مدل را نشان می‌دهد. آماره RMSEM در مدل ما برابر با ۰/۰۸۲ می‌باشد چون این آماره با فاصله اطمینان ۰/۹۵ بین ۰/۰۸۹ - ۰/۰۷۵، قرار دارد، حاکی از برازش نسبتاً خوب مدل طراحی شده می‌باشد. شاخص نیکویی برازش GFI مدل برابر با ۰/۹۵ می‌باشد و شاخص نیکویی برازش اصلاح شده برای درجات آزادی مدل AGFI نیز برابر با ۰/۹۴ می‌باشد، این مقادیر، حاکی از برازش خوب مدل است. شاخص برازش هنجار شده NFI در مدل برابر با ۰/۹۶ می‌باشد، که برازش خوب مدل را نشان می‌دهد (رایکو^۱، ۲۰۰۶). PGFI، نیز در مطالعه حاضر برابر با ۰/۸۸ بدست آمد، مقادیر بالای ۰/۵۰ اغلب مناسب در نظر گرفته می‌شوند (بیرن، ۲۰۰۱). RMR یا ریشه دوم متوسط مربعات تفاوت بین عناصر در ماتریس S و Σ است، که به آن میانگین قدر مطلق مقادیر باقیمانده‌های کوواریانس می‌گویند (کلاین^۲، ۲۰۰۵) مقدار زیر ۰/۰۵ شاخص برازش مناسبی را نشان می‌دهد (بلانچ، ۲۰۰۸). این مقدار در مطالعه حاضر برابر با ۰/۰۵ است همه مقادیر برازش حاکی از تأیید علائم DSM-IV R در پرسشنامه CAARS-S می‌باشد. اگر مدلی رد نشود و شاخص‌های برازش بدست آمده از آن مناسب باشد، مدل محکم قلمداد می‌شود (بلانچ، ۲۰۰۸؛ رایکو، ۲۰۰۶). ضرایب λ_X نشان می‌دهد که با هر واحد تغییر در متغیر نهفته در صورتی که سایر متغیرهای نهفته ثابت فرض شوند چه میزان تغییر در متغیر آشکار X ایجاد می‌شود. این برآوردها استاندارد نشده هستند و شبیه ضرایب رگرسیون در تحلیل رگرسیون می‌باشد و بر اساس واحد اندازه‌گیری متغیرها انجام می‌گیرد. خطای استاندارد که در داخل پرانتز قرار دارد، نشان می‌دهد که مقدار

1. Raykov
2. Kline

پارامتر با چه دقتی برآورد می‌شود. مقادیر t معناداری برآورد پارامترها را نشان می‌دهد. مجذور همبستگی چندگانه (R^2) برای بخش معادلات اندازه‌گیری، نشان می‌دهد که چه مقدار واریانس متغیرهای آشکار توسط مدل تبیین می‌شود. این مقادیر شبیه (R^2) در تحلیل رگرسیون است و نشان می‌دهد که چه میزان از تغییرات متغیرهای وابسته (سؤال‌ها) به وسیله مقیاس‌ها تبیین می‌شود. سؤال‌های اول هر خرده‌مقیاس با ثابت کردن برآورد پارامتر آن به عنوان پارامتر مرجع شناخته می‌شود و اولین شاخص هر متغیر درونی برابر با ۱ است. همچنین با روش‌هایی که در قسمت مقدمه شرح داده شد، اعتبار هر سؤال و اعتبار هر مقیاس نیز محاسبه شد، که در جدول ۱ آورده شده است. نتایج اعتبار هر مقیاس با آلفای کرونباخ، هر مقیاس قابل مقایسه است. (آلفای کرونباخ مقیاس بی‌توجهی: ۰/۷۴، مقیاس پر تحرکی-بیش‌فعالی ۰/۶۸ و مقیاس شاخص ADHD ۰/۸۱ است).

جدول ۲: معادلات بخش اندازه‌گیری مدل عاملی اصلاح شده ADHD در بزرگسالان

مقدار واریانس تبیین شده	اعتبار هر سؤال	مجذور بار عاملی	مقدار خطا متغیر آشکار X یا δ تا δ (خطای اندازه‌گیری) آماره t	رابطه متغیرهای آشکار X با متغیر نهفته بیرونی (λ_X) (خطای اندازه‌گیری) آماره t	متغیرهای آشکار (X)
	$P_c=0.83$		متغیر نهفته بیرونی عامل بی‌توجهی (ξ_1)		
.۱۵	.۷۱	۱.۰۰	.۴۰ (.۰۹۷) ۴ / ۱۴	۱.۰۰	سؤال ۱
.۳۴	.۸۸	۲/۸۲	.۳۷ (.۰۱۰) ۳ / ۷۳	۱/۶۸ (.۲۲) ۷ / ۵۵	سؤال ۹
.۳۳	.۸۷	۲/۹۹	.۴۲ (.۱۰) ۴ / ۲۰	۱/۷۳ (.۲۳) ۷ / ۵۸	سؤال ۱۳
.۳۵	.۸۹	۳/۲۴	.۴۱ (.۱۰) ۴ / ۱۰	۱/۸۰ (.۲۴) ۷ / ۶۱	سؤال ۱۴
.۲۶	.۸۳	۱/۹۶	.۳۹ (.۰۹۸) ۳ / ۹۳	۱/۴۰ (.۲۰) ۷ / ۱۸	سؤال ۱۵

سئوال ۱۹	۲/۱۷ (./۲۸) ۷/۶۵	۲/۳۶ (./۱۰) ۲۳/۰۹	۴/۷۱	./۶۷	./۱۲
سئوال ۲۱	۱/۲۸ (./۱۸) ۶/۹۷	./۴۷ (./۰۹۸) ۴/۸۰	۱/۶۴	./۷۸	./۱۹
سئوال ۲۹	۱/۹۹ (./۲۶) ۷/۶۴	./۲۶ (./۱۰) ۲/۵۴	۳/۹۶	./۹۴	./۵۲
سئوال ۳۰	۱/۹۹ (./۲۶) ۷/۷۳	./۳۵ (./۱۰) ۳/۴۹	۳/۹۶	./۹۱	./۴۴
متغیر نهفته بیرونی عامل پرتحرکی - بیش فعالی (P _c)					
سئوال ۲	۱.۰۰	./۵۵ (./۰۹۷) ۵/۷۱	۱.۰۰	./۶۵	./۱۰
سئوال ۴	./۹۲ (./۱۶) ۵/۶۴	./۶۶ (./۰۹۷) ۶/۸۰	./۸۴	./۵۶	./۰۷
سئوال ۶	۱/۹۸ (./۲۸) ۷/۱۰	./۵۸ (./۱۰) ۵/۶۳	۳/۹۲	./۸۰	./۲۹
سئوال ۸	۱/۸۰ (./۲۵) ۷/۰۹	./۷۱ (./۰۹) ۷/۱۱	۳/۲۴	./۸۲	./۲۱
سئوال ۱۱	۱/۱۱ (./۱۰) ۱۱/۰۳	./۴۳ (./۱۰) ۴/۲۱	۱/۲۳	./۷۴	./۳۹
سئوال ۱۸	۱/۶۲ (./۲۴) ۶/۶۷	./۵۴ (./۰۹۸) ۵/۵۰	۲/۶۲	./۸۳	./۲۲
سئوال ۲۰	۱/۳۰ (./۲۰) ۶/۵۲	./۳۸ (./۰۹۸) ۳/۸۴	۱/۶۹	./۸۲	./۲۱
سئوال ۲۵	۱/۴۰ (./۲۱) ۶/۷۹	./۵۵ (./۰۹۸) ۵/۶۲	۱/۹۶	./۷۸	./۱۷

	$P_c=0.63$	متغیر نهفته بیرونی شاخص ADHD (ξ _۲)			
سئوال ۵	.۳۱	.۶۷	۱.۰۰	.۴۹ (.۱۰) ۴/۸۸	۱.۰۰
سئوال ۷	.۲۲	.۵۵	.۵۸	.۴۷ (.۰۹۷) ۴/۸۱	.۷۶ (.۰۸) ۹/۴۲
سئوال ۱۰	.۱۸	.۳۱	.۱۸	.۴۰ (.۰۹۷) ۴/۰۷	.۴۲ (.۰۷۴) ۸/۱۵
سئوال ۱۲	.۳۹	.۷۴	۱/۲۳	.۴۳ (.۱۰) ۴/۲۱	۱/۱۱ (.۰۱۰) ۱۱/۰۳
سئوال ۱۶	.۰۸	.۲۷	.۲۴	.۶۵ (.۰۹۶) ۶/۷۳	.۴۹ (.۰۷) ۶/۶۸
سئوال ۱۷	.۳۲	.۶۸	.۸۵	.۴۰ (.۰۹) ۴/۰۲	.۹۲ (.۰۹) ۱۰/۱۸
سئوال ۲۲	.۳۰	.۶۶	.۸۱	.۴۲ (.۱۰) ۴/۲۳	.۹۰ (.۰۸۹) ۱۰/۱۱
سئوال ۲۳	.۲۳	.۵۷	.۸۳	.۶۲ (.۰۹۹) ۶/۳۲	.۹۱ (.۰۹) ۹/۹۹
سئوال ۲۴	.۳۱	.۶۹	.۸۳	.۴۱ (.۰۹) ۴/۱۳	.۹۱ (.۰۹) ۱۰/۱۲
سئوال ۲۶	.۳۷	.۷۲	.۸۶	.۳۳ (.۰۹۹) ۳/۲۸	.۹۳ (.۰۹۱) ۱۰/۲۵
سئوال ۲۷	.۲۶	.۶۳	.۴۸	.۲۸ (.۰۹۷) ۲/۹۳	.۶۹ (.۰۷۸) ۸/۴۴
سئوال ۲۸	.۵۲	.۷۷	.۸۸	.۲۶ (.۱۰) ۲/۵۴	.۹۴ (.۰۹۲) ۷/۶۴

جدول ۲: شاخص‌های برازش مدل عاملی اصلاح شده ADHD در بزرگسالان

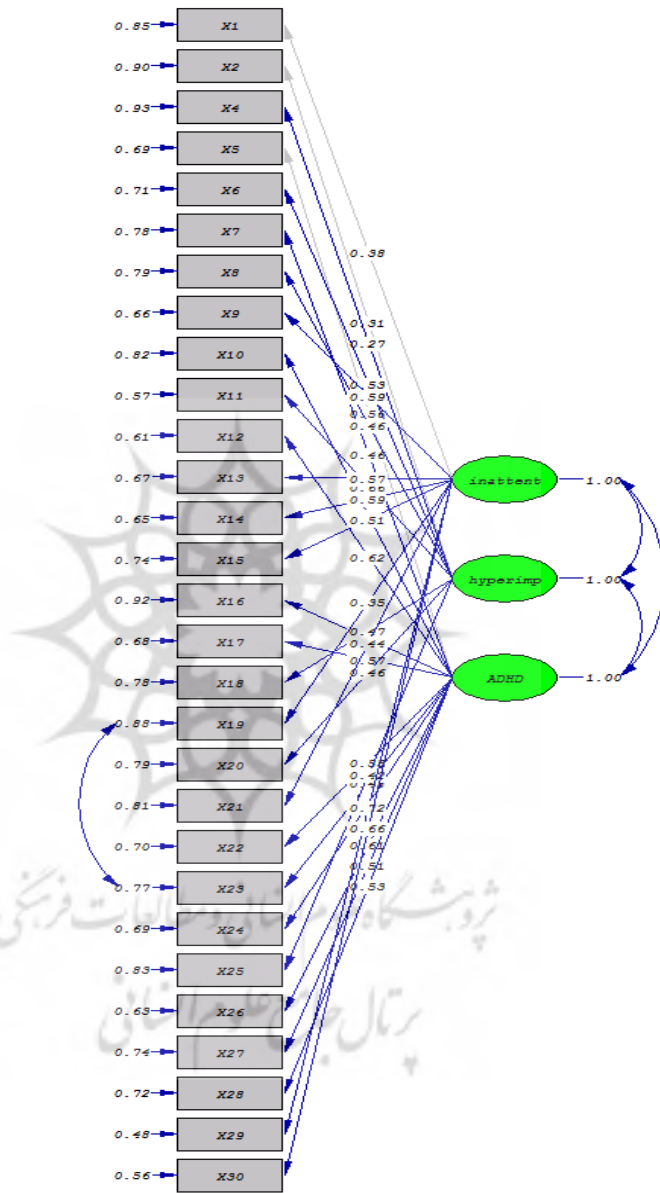
شاخص‌های برازش	مقدار مشاهده شده	مقدار مورد انتظار	ارزیابی شاخص‌های برازش
X^2	۹۲۳/۳۴	$\frac{۹۲۳/۳۴}{۳۷۳} = ۲/۴۸$	مناسب
Df	۳۷۳		
P<	./۰۰۰۱	P<0.01	مناسب
RMSEA	./۰۸۲ (./۰۷۵-./۰۸۹)	./۰۹<	مناسب
ECVI	۴/۷۶	-	مناسب
NFI	./۹۶	./۹۵<	مناسب
PNFI	./۹۱	./۹۰<	مناسب
CFI	./۹۹	./۹۵<	مناسب
IFI	./۹۹	./۹۵<	مناسب
RFI	./۹۶	./۹۵<	مناسب
CN	۴۱۱/۹۵	۲۰۰<	مناسب
RMR	./۰۵	./۰۵ =	مناسب
SRMR	./۰۷۵	-	مناسب
GFI	./۹۵	./۹۵<	مناسب
AGFI	./۹۴	./۹۵<	مناسب
PGFI	./۸۸	./۵۰<	مناسب

بحث و نتیجه‌گیری

اعتبار سازه جدیدترین شکل اعتبار است. اعتبار سازه یک آزمون عبارت است از: میزان صحت ابزار در اندازه‌گیری نظریه و ویژگی مورد نظر. استقرار اعتبار سازه فرآیند مداومی است. سازنده آزمون، بر اساس نظریه خود، درباره صفت مورد اندازه‌گیری و چگونگی کاربرد نمره‌های آزمون در موقعیت‌های مختلف پیش‌بینی‌هایی می‌کند. سپس این پیش‌بینی‌ها را آزمایش می‌کند. چنانچه نتیجه داده‌ها، پیش‌بینی‌های انجام شده را تأیید کند،

اعتبار سازه افزایش می‌یابد. در غیر این صورت حداقل سه نتیجه دیگر امکان پذیر است: (۱) خدشه‌دار بودن آزمایش (۲) اشتباه بودن نظریه و لزوم تجدید نظر در آن (۳). عدم اندازه‌گیری ویژگی‌های مورد نظر در آزمون. مدل‌های ساختار کوواریانس به طور قطع یکی از ابزارهای مهم ضروری در تحلیل داده‌های علوم رفتاری است. محققینی که از محدودیت‌های سایر روش‌ها ناراضی هستند، به دلیل قابلیت مدل‌های ساختار کوواریانس در تحلیل روابط بسیار پیچیده، به استفاده از این روش‌ها روی می‌آورند. یکی از مزیت‌های مهم این مدل‌ها این است که، برخلاف سایر روش‌های تحلیل رگرسیونی سنتی، پیش فرض غیر همبسته بودن بین خطاهای اندازه‌گیری، لازم و ضروری نیست. در مقایسه SEM با روش‌های سنتی اندازه‌گیری، روش سنتی مرحله‌ای ضروری برای توسعه و گسترش مقیاس‌ها و ارزیابی اعتبار، بعدیت و روایی است. در استفاده از SEM، بحث مهم و اساسی این است که مدل‌های بسیار متفاوتی ممکن است برای داده‌ها برازش پیدا کنند. علاوه بر این، در وضعیت ایده‌آل، برای پالایش و سرند کردن سؤال، نباید از SEM در طی مراحل اولیه توسعه مقیاس استفاده کرد. بنابراین، بعد از کارهای ابتدایی که بر روی یک مقیاس، انجام گرفت، از SEM برای تحلیل عامل تأییدی می‌توان استفاده کرد. برای ارزشیابی انواع متفاوتی از روایی می‌توان از SEM استفاده کرد. اگر از تحلیل عاملی تأییدی به عنوان یک روش مقدماتی استفاده شود، نتایج باید توسط داده‌های جدید تأیید شود. اگر از این شیوه برای آزمون مدل‌های دیگر استفاده شود، پس، مدل انتخابی باید با داده‌های جدید آزمون شود. چنین بررسی‌ها و آزمون‌هایی به شدت مهم‌اند، زیرا بسیاری از مدل‌های متفاوت می‌توانند منجر به برازش خوب شوند. علاوه بر این، یک مدل، برای رسیدن به برازش به روش‌های مختلفی می‌تواند اصلاح شود. (برای مثال، یک مدل ساده تک بعدی، از خطاهای به هم وابسته برای رسیدن به برازش، می‌تواند استفاده شود). تحلیل عاملی تأییدی در زیر سایه مدل‌سازی معادله ساختاری SEM است. مدل‌سازی معادله ساختاری از رویکردهای اقتصادسنجی و روان‌سنجی ترکیب شده است، که با ارزیابی همزمان مدل‌های

ساختاری و اندازه‌گیری سروکار دارد؛ مورد اول با رابطه بین سازه‌ها سروکار دارد، در حالی که مورد دوم با رابطه بین سازه‌ها و اندازه‌هاشان (مقیاس‌هاشان) سروکار دارد. در یک رویکرد اقتصادسنجی سنتی مثل رگرسیون هر اندازه‌ای به تحلیل، بدون در نظر گرفتن خطای اندازه‌گیری وارد می‌شود. برای مثال خطای تصادفی قابل ملاحظه در یک یا چند اندازه یا مقیاس در رگرسیون می‌تواند رابطه مشاهده شده بین دو مقیاس را کاهش دهد. با این وجود فرض شده است که رابطه مشاهده شده، رابطه واقعی بین سازه‌ها را منعکس می‌کند. همچنین SEM روش‌های اقتصادسنجی و روان‌سنجی را ترکیب می‌کند، تا روابط بین سازه‌ها را در حالی که خطای اندازه‌گیری را نیز در نظر می‌گیرد، ارزیابی کند، در سطح اندازه‌گیری مزیت SEM به واسطه تشخیص یک مدل دقیق و آزمون آن با استفاده از تجزیه و تحلیل عاملی تأییدی است. در سطح تئوریک، SEM ارزیابی روابط بین سازه‌ها را، در حالی که خطای اندازه‌گیری در نظر گرفته می‌شود، ممکن می‌سازد. زیرا، خطای تصادفی و ناپایی، توانایی یک مقیاس را برای همبسته شدن با مقیاس‌های دیگر، کاهش می‌دهد. و SEM رابطه بین دو سازه را در حالی که بررسی درجه پایایی مقیاس‌هاشان را محاسبه می‌کند، برآورد می‌کند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این روش، می‌تواند در برآورد روایی آزمون‌های روان‌شناختی مفید واقع شود.



Chi-Square=923.34, df=373, P-value=0.00000, RMSEA=0.082

دیاگرام ۱: دیاگرام مسیر تحلیل عاملی تأییدی با سه متغیر نهفته بیرونی (عامل بی توجهی، بیش فعالی-کنترل تکانه و شاخص ADHD)

منابع

- Aigner, D.J, and Goldberger,A.S, Eds (1977). Latent Variables in Socioeconomic Models. Amsterdam: North Holland Publishing Co.
- Anderson, N. H. (1961). Scales and Statistics: Parametric and non-Parametric. *Psychological Bulletin*, 58,305-316.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, 49, 155-173.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411-423.
- Anderson, C., & Schumacker, R. E. (2003)A comparison of five robust regression methods with ordinary least squares regression: Relative efficiency, bias, and test of the null hypothesis. *Understanding Statistics*, 2, 77-101.
- Arbukle, J.L (1996). Full information estimation in the presence of incomplete data. In G.A. Mrcoulides & R.E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling* (pp.243-277). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates,Inc.
- Bagozzi, R. P., & Edwards, J. R. (1998). A general approach to representing constructs in organizational research. *Organizational Research Methods*, 1(1), 45-87.
- Beale,E.M.I., & Little,R.J. (1975). Missing values in multivariate analysis *Journal of the Royal Statistical Society, series B*, 37, 129-145.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Bieibly W.I, (1986). " Arbitrary Metrics in Multiple Indicator Models of Latent Variables". *Social Methods Res.* 15:3-23.
- Bieibly W.I, and Hauser R.M. (1977), *Structural Equation Models*. *Annual Review of Sociology*, 3, 137-161.
- Blunch NJ..(2008) *Introduction to structural equation modelling using SPSS and AMOS*. London: Sage;
- Bock, R. D., Bargman, R. E. 1966. "Analysis of Covariance Structures". *Psychometrika* 31:507-34.
- Bollen, K. A. (1983). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley
- Bollen, K. A. (1986). Sample size and Bentler and Bonnett's nonnormed fit index. *Psychometrika*, 51(3), 375-377.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.

- Bollen, K. A., & Lennox, R. (1991). Conventional wisdom on measurement: A structural equation perspective. *Psychological Bulletin*, 110(2), 305–314.
- Breckler, S. J. (1990). *Applications of covariance structure modeling in Psychology: Cause for concern?* *Psychological Bulletin*, 52, 260–271
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). *Alternative ways of assessing model fit*. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (۲۰۰۱). *The Maslach Burnout Inventory: Validating factorial structure and invariance across elementary, intermediate, and secondary teachers*. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 66, 197–213.
- Byrne B. M. (2001) *Structural equation modeling with AMOS: basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Conners, C.K. Wells, K.C., Parker, J.D.A., Sitarenios, G. Diamond, J.M. & Powell, J.(1997). A new self-report scale for assessment of adolescent psychopathology: Factor structure, reliability, validity, and diagnostic sensitivity. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25, 487 – 497.
- Conners, C.K., Erhardt, D. & Sparrow, E. (1998). *Conners' Adult ADHD Rating Scales (CAARS): ADHD Across the Life Span*. Toronto, ON: Multi-HealthSystems, Inc.
- Conners, C.K. & Jett, J.L. (1999). *Attention Deficit Hyperactivity Disorder (in adults and children)*. Kansas City, MO: Compact Clinicals.
- Conners, C.K., Erhardt, D., Epstein, J.N., Parker, J.D.A, Sitarenios, G. & Sparrow, E. (1999). Self-Ratings of ADHD symptoms in adults: I. Factor structure and normative data. *Journal of Attention Disorders*, 3, 141 – 151.
- Conners CK, Erhardt D, Sparrow E (1999). *Conners' adult ADHD rating scales (CAARS)*. New York: Multi health Systems, Inc ;
- Conners, C.K. (2000). Attention Deficit Hyperactivity Disorder: Historical development and overview. *Journal of Attention Disorders*, 3, 173 – 191.
- Conners CK, Erhardt D, Sparrow MA.(2003). Book Review. *Conners' adult ADHD rating scales (CAARS)*. *Arch Clin Neuropsychol* 2003; 18:431–437.
- Cliff, N.1983."Some Cautions Concerning the Applications of Causal Modeling Methods". *Multivariate. Behavioral. Res.* 18:115-26
- Clogg, C. C. 1984. Some Statistical Models for Analyzing why Surveys Disagree, In, "Surveying Subjective Phenomena," ed. C. F, Turner, E. Martin. New York: Basic Books.
- Diamantopoulos, A. and Siguaw, J.A, (2000), *Introducing LISREL* ,SAGE, Publication, London, PP. 16-19.
- Duncan, O. D. 1984. *Notes on Social Measurement*. New York: Russel Sage.
- Dwyer, J.H. (1983). *Statistical Model for the Social and Behavioral Sciences*.

- Oxford: Oxford University Press.
- Edwards, J. R., & Bagozzi, R. P. (2000). On the nature and direction of relationships between constructs and measures. *Psychological Methods*, 5(2), 155–174.
- Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105(3), 430–445.
- Ferguson G, A., & Takane, Y. (1989). *Statistical analysis in psychology and education* (6th ed.). New York: McGraw- Hill.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobserved variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39–50.
- Fornell, C. (1983). Issues in the application of covariance structure analysis: A comment. *Journal of Consumer Research*, 9, 443–447.
- Freedman, D. A. 1985. Statistics and the Scientific Method. In, "Cohort Analysis in Social Research," Ed. W. M. Mason, S. E. Finberg, .PP.343-66. New York: Spring-Verlag.
- Freedman, D. A. 1987. "As Others See Us: Case Study in Path Analysis". J. Educ. Stat. 12:101-28.
- Goldberg, A.S. (1973). Structural Equation Models An Overview. In Goldberg and O.D Duncan (Eds): *Structural Equation Models In Social Sciences*. New York: Seminar Press.
- Hampton, J., & Gardner, M. (1983). Measures of internal category structure: A correlational analysis of normative data. *British Journal of Psychology*, 74(11), 491–516.
- Hawkins, R. C., II, & Clement, P. F. (1980). Development and construct validation of a self-report measure of binge eating tendencies. *Addictive Behaviors*, 5, 219–226.
- Hayduk, L.A (1987). *Structural Modeling With LISREL: Essential and Advances*. Baltimore: The John Hopkins University Press.
- Hayduk, L.A (1996). *LISREL Models*, Baltimore: The John Hopkins University Press.
- Haynes, S. N., Richard, D. C. S., & Kubany, E. S. (1995). Content validity in psychological assessment: A functional approach to concepts and methods. *Psychological Assessment*, 7(3), 238–247.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424–453.
- Huber, P. J. (1981). *Robust Statistics*. New York: Wiley.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1988). *LISREL, 7 : A guide to the program and applications*. Chicago: SPSS
- Kline RB.(2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.

- Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Judd, C. M., Jessor, R., & Donovan, J. E. (1986). Structural equation models and personality research. *Journal of Personality*, 54(1), 149–198.
- Lee, S., & Hershberger, S (1990). A simple rule for generating equivalent models in covariance structure modeling. *Multivariate Behavioral Research*, 25,313-334.
- Long, J. S. (1983 b). *Covariance structure models: An introduction to LISREL*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Long, J. S. 1983a. *Confirmatory Factor Analysis*. Beverly Hills, Calif: Sage.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). *Power analysis and determination of sample size for covariance structure modelling*. *Psychological Methods*, 1, 130–149.
- Mulaik, S. A., James, L. R., Alstine, J. V., Bennett, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989).
- Raykov T, Marcoulides GA (2006). *A first course in structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Schinka, J.A & Wayn.F. Velicer (2003); *handbook of Psychology*, John Wiley an sons,inc
- Schoenberg R. 1989. "Covariance Structure Models". *Annul Rev. Social.*, 15:425-40
- Staudte, R. G., & Sheather. S. J. (1990). *Robust estimation and testing*. New York: Wiley.
- Stevens S.S (1946). On the theory scales of measurement. *Science*, 103,677-680.
- Wothke, W.(2000). Longitudinal and multi – group modeling with missing data. In T.D. Little, K. U. Schnabel, and J. Baumert (Eds). *Modeling longitudinal and multiple group data: Practical issues, applied approaches and specific examples* (pp. 1-24). Mahwah, NJ: Lawrance Erlbaum Associates.