جنسی در راهبردهای مقابله‌ای در مقایسه با دو دهه گذشته در حال کاهش و از ثبات کمتری برخوردار است و این نوسان‌ها به موازات تغییرات اجتماعی در نقش‌ها و محدودیت‌های جنسیتی همراه بوده است. برای مثال، برخی از مطالعات نشان داده‌اند وقتی که مطالعات انجام شده درباره سبک‌های مقابله‌ای ترجیحی در دو جنس بر روی نمونه‌های همگنی از فراگیران انجام می‌شود، تفاوت‌های جنسیتی در رفتار مقابله‌ای کاهش نشان می‌دهند (متیود، ۲۰۰۴).

بر اساس نظریه نقش جنسیتی، افراد در زمینه‌های فرهنگی مختلف از طریق فرایند اجتماعی شدن، نگرش‌ها و رفتارهای وابسته به جنس را فرامی‌گیرند. علاوه بر این، تأکید شده است که به دلیل تمایز در الگوی‌های فرهنگی غالب در جوامع مختلف و تغییر در فرایند اجتماعی شدن، تفاوت در انتظارات نقش جنسیتی و فرهنگی قابل پیش‌بینی است. نتایج مطالعه تانگ و تانگ (۲۰۰۱) نشان داد که در بین زنان آسیایی در مقایسه با مردان چینی، تجربه زندگی تحصیلی و حضور در موقعیت‌های پیشرفت در آمریکا از یک طرف آن‌ها را برای استفاده بهینه از فرصت‌هایی که شاید در جامعه خود از آن بهره‌ای نداشتند برانگیخت، و از طرف دیگر، تلاش برای کسب تجارب موفقیت‌آمیز تحصیلی در موقعیت‌های پیشرفت و همچنین تلاش برای ایجاد تعادل بین نقش‌های چندگانه، آن‌ها را با سطوح بالایی از تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا مواجه کرده است. نتایج مطالعه دیوس، بلانکو، ریکو و دان (۲۰۰۸) نشان داد که الگوی همانندسازی فراگیران دختر و پسر با هر یک از نقش‌های «والدینی» و «دانشجویی» در موقعیت تعریف از خود، به روش ترجیحی اندازه‌گیری میزان همانندسازی وابسته می‌باشد. به بیان دیگر، نتایج مطالعه نشان داد که در شرایط اندازه‌گیری آشکار ـ که مشارکت‌کنندگان آگاهانه به سئوالات پاسخ می‌دادند ـ بین دو جنس از نظر همانندسازی با نقش‌های فوق تفاوت معناداری مشاهده نشد. در مقابل، نتایج نشان داد که شرایط اندازه‌گیری ناآشکار ـ که نقش آگاهی و هشیاری در پاسخ به سئوالات به طور کامل کنترل می‌شد در حالی که مردان فقط با نقش دانشجویی

همانندسازی کردند، الگوی همانندسازی زنان با نقش‌های والدینی و دانشجویی یکسان بود. در مجموع، نتایج مطالعه دیوس و همکاران (۲۰۰۸) تأکید می‌کند که هنوز تجربه نقش والدینی یک استعداد یا وظیفه وابسته به جنس می‌باشد و برای زنان آن چه در حال تغییر است تصورات قالبی توصیفی است و نه تصورات قالبی تجویزی. همچنین، با وجود تجربه تغییراتی مانند جامعه مبتنی بر تساوی جنسی، ولی تجربه برخی نقش‌ها مانند نقش والدینی، ناوابسته به جنس، تلقی نمی‌شود. بنابراین، در بین دختران ایرانی نیز، تجربه تغییرات نرم در نقش‌های جنسیتی، با فراهم‌سازی فرصت مقتضی برای حضور زنان در موقعیت‌های پیشرفت، زمینه تجربه فشار ناشی از تعدد نقش‌ها را برای آن‌ها به ارمغان آورده است. بنابراین، انتظار می‌رود که آن‌ها نیز در موقعیت‌های تحصیلی، سطوح بالایی از تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا را گزارش کنند. به بیان دیگر، در بین زنان، احراز تجارب تحصیلی موفقیت‌آمیز به مثابه فرصتی است که زمینه زندگی در بیرون از حدود اجتماعی تعریف شده و توانایی انجام کار در حوزه‌های مختلف را برای آن‌ها فراهم می‌آورد. بنابراین، بر اساس نظریهٔ نقش جنسیتی، مغایرت یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج مطالعات پیشین دربارهٔ نقش تفاوت‌های جنسیتی در تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا به دو طریق قابل تبیین است: *الف)* تغییر در الگوی محتوایی انتظارات وابسته به نقش‌های جنسیتی و تأکید بر تساوی جنسیتی با تاسی از اندیشهٔ مدافعان جنبش حمایت از زنان. بنابراین، بر اساس آموزه‌های پیشنهادی نظریهٔ نقش‌های جنسیتی دیگر انتظار نمی‌رود که زنان در مقایسه با مردان سطوح بیشتری از بیانگری هیجانی و تغییر حالت‌های هیجانی و وابستگی، مراقبت، مهربانی و سلطه‌پذیری را گزارش کنند. *ب)* روش ترجیحی اندازه‌گیری فشار ناشی از تعدد نقش‌ها در دو جنس. همسو با یافته‌های مطالعهٔ دیویس و همکاران (۲۰۰۸) وقتی روش ترجیحی برای اندازه‌گیری فشار ناشی از تعدد نقش‌ها در دو جنس آشکار است (در مقایسه با روش‌های ضمنی) تفاوت‌های جنسیتی در سطوح تجارب تنیدگی‌زا مشخص نمی‌شوند.

یافته‌های پژوهش حاضر باید در بافت محدودیت‌های آن تفسیر و تعمیم داده شود. از

آنجا که AESI آگاهانه بر یک قلمرو خاص متمرکز است لذا از جامعیت لازم در شمول دیگر عوامل ایجادکننده تنیدگی تحصیلی در محیط مدرسه صرف‌نظر کرده است. با توجه به اینکه روابط با همسالان یکی از مهم‌ترین موضوعات تحولی دوران نوجوانی قلمداد می‌شود، لذا عدم توجه به آن یک محدودیت عمده محسوب می‌شود. برای مثال، این ابزار به مطالعه تنیدگی تحصیلی ناشی از عوامل مربوط به همسالان از قبیل تمسخر و اذیت نمی‌پردازد. در همین راستا، انگ و هوان (۲۰۰۶) خاطرنشان می‌سازند که توسعهٔ یک ابزار اندازه‌گیری جامع به منظور بررسی تنیدگی تحصیلی در دانش‌آموزان آسیایی مستلزم دستیابی به یک بانک اطلاعاتی گسترده‌تر بوده است. محدودیت دیگر، به محدودیت طیف سنی مشارکت کنندگان مربوط می‌باشد. در این پژوهش همه دانش‌آموزان از مقطع دبیرستان انتخاب شدند، در حالی که این ابزار برای دانش‌آموزان مقاطع راهنمایی و دبیرستان است. بی‌تردید، با حضور دانش‌آموزان در دو مقطع، امکان بررسی و مقایسه ساختار عاملی در دانش‌آموزان راهنمایی و دبیرستانی فراهم می‌شد. محدودیت دیگر پژوهش حاضر این است که در هر دو الگو χ^2/df از ۳ بزرگتر به دست آمده است. این یافته نشان می‌دهد که محققان باید در تفسیر نتایج و در تعمیم آن‌ها محتاط باشند. لازم به ذکر است از آنجا که استفاده از آزمون مجذور خی به منظور برازش الگو، یک راهبرد تصمیم‌گیری دو شقی فراهم می‌آورد و میزان برازش را بر روی یک پیوستار نشان نمی‌دهد (هویل، ۱۹۹۵). علاوه بر این، از آنجا که این آزمون نسبت به اندازه نمونه و عدم نرمال بودن توزیع نمرات حساس است، لذا به منظور ارزیابی برازش کلی الگو با داده‌ها بیشتر از آماره‌های برازش توصیفی[1] از قبیل CFI و RMSEA استفاده می‌شود.

پژوهش حاضر در قلمرو مطالعات موجود درباره انتظارات تحصیلی و تنیدگی تحصیلی «مکمل» و «بسط دهنده» تلقی می‌شود. مطالعات قبلی، به ندرت از روش‌های آماری مقتضی از قبیل تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی به منظور بررسی ساختار

1. descriptive fit statistics

عاملی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری AESI بهره جسته‌اند. یافته‌های اخیر شواهدی تجربی تازه‌ای درباره روایی عاملی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری AESI فراهم می‌آورد. نتایج تحلیل واریانس چندمتغیری نشان داد که بین دو جنس از ترکیب خطی تنیدگی ناشی از انتظارهای فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارهای دیگران تفاوت معناداری وجود ندارد. در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر حمایت بیشتری را برای ویژگی‌های روان‌سنجی AESI فراهم آورد. با توجه به اختصار این فهرست، AESI به ویژه در شرایطی که مشارکت‌کنندگان ناگزیر به پاسخ به مجموعه‌ای از مقیاس‌ها هستند، مفید به نظر می‌رسد.

منابع

شکری، ا.، به پژوه، ا.، دانشورپور، ز.، مولایی، م.، نقش، ز.، طرخان ر. ض. و کهتری، ف. (۱۳۸۷). ساختار عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی. *فصلنامه روان‌شناسی ایرانی*، ۱۶، ۳۷۶-۳۶۷.

Abe, J. S., & Zane, N. W. S. (1990). Psychological maladjustment among Asian and white American college students: Controlling for confounds. **Journal of Counseling Psychology**, *37,* 437-444.

Ang, R. P., & Huan, V. S. (2006). Academic expectations stress inventory: Development, factor analysis, reliability, and validity. **Educational and Psychological measurement**, *66(3),* 522-539.

Ang, R. P., & Huan, V. S., Braman, O. R. (2007). Factorial structure and invariance of the academic expectations stress inventory across Hispanic and Chinese adolescent sampel. **Child Psychiatry Human Development**, *38,* 73-87.

Bandalos, D., & Benson, J. (1990). Testing the Factor Structure Invariance of a Computer Attitude Scale over two grouping conditions. **Educational and Psychological Measurement**, 50 (49), 49-60.

Byrne, B. M. (2006). Structural quation modeling with EQS: basic concepts, applications and programming. Lawrence Erlbaum, Mahwah, NJ.

Byrne, B. M., & Watkins, D. (2003). The issue of measurement invariance revisited. **Journal of Cross-Cultural Psychology**, 34, 155-175.

Chan, D. (2000). Detection of differential item functioning on the Kirton Adaption–Innovation Inventory using multiple-group mean and covariance structure analyses. **Multivariate Behavioral Research**, 35, 169-199.

Cheung, G. W., Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. **Structural Equation Modeling**, 9, 233-255.

Dancey CH. P., & Reidy J. (1999). **Statistic without maths for psychology**. Prentice Hall.

Drs, N., Mon, & Ofoegbu, M. (2001). **Perceived Levels of Academic Stress among First Timers in Nigerian Universities.** College Student Journal**, 35(1), 2-10.**

Fanshawe, J. P., Burnett, P. C. (1991). Assessing school-related stressors and coping mechanisms in adolescents. **British Journal of Educational Psychology**, *61,* 92-98.

Giles, D. C. (2002). Advanced research methods in psychology. Rutledge:

Talor & Francic Group

Gillock, K. L., Reyes, O. (1999). Stress, support, and academic performance of urban, low-income, Mexican-American adolescents. **Journal of Youth and adolescence**. 28, 259-282.

Gloria, A. M., & Ho, T. A. (2003). Environmental, social and psychological experiences of Asian-American undergraduates: Examining issues of academic persistence. **Journal of Counseling and Development**, *81,* 93-106.

Govaerts, S., & Gregoire, J. (2004). Stressful academic situations: Study on appraisal variables in adolescence. **Revue Europeenne de Psychologie Appliquee**, *54(4), 261-271.*

Heins, M. ., Fahey, S. N., & Leiden, L. I. (1984). Perceived stress in medical, law and graduate students. **Journal of Medical Education**, *59,* 169-179.

Ho, D. Y. F. (1981). Traditional patterns of socialization in Chinese society. **Acta Psychologica Taiwanica**, *23,* 81-95.

Ho, K. C., & Yip, J. (2003). Youth. Sg.: The state of Youth in Singapore. Singapore: National Youth Council.

Hoyle, R. H. (1995). Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications. Thousand Oaks, CA: Sage.

Huan, V. S., Yeo, L. S., Ang, R. P., & Chong, W. H. (2006). The influence of dispositional optimism and gender on adolescents' perception of academic stress. **Adolescence**, 41 (163), 533-546.

Hui, C. H., & Triandis, H. C. (1985). Measurement in cross-cultural psychology: a review and comparison of strategies. **Journal of Cross-Cultural Psychology**, 16, 131-152.

Hyde, J. S., & Plant, E. A. (1995). Magnitude of psychological gender differences: Another side of the story. **American Psychologist**, *50, 159-161.*

Joreskog, K. G., Sorbom, D. (1993).LISREL8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. LEA.

Kline ,R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*, edition 2,Guilford press, New York & London.

Isralowitz, R. E., & Ong, T. H. (1990). Singapore youth: The impact of social status on perceptions of adolescent problems. **Adolescence**, *25,* 357-362.

Juon, H., Nam, J. J., & Ensminger, M. E. (1994). Epidemiology of suicidal behavior among Korean adolescents. **Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines**, *35,* 663-677.

Lee, M., & Larson, R. (2000). **The Korean "examination hell": Long hours**

of studying, distress, and depression. Journal of Youth and Adolescence**, *29,* 249-272.**

Matud, M. P., (2004). **Gender differences in stress and coping styles.** Personality and Individual Differences**, 37, 1401-1415.**

Meade, A. W., & Lautenschlager, G. J. (2004). A comparison of items response theory and confirmatory factor analytic methodologies for establishing measurement equivalence/invariance. **Organizational Research Methods**, *7*, 361-388.

Meyers,L.S , Gamest.G., & Goarin,A.J. (2006).Applied multivariate research, design and interpretation, Thousand oaks. London. New Deihi, Sage publication.

Misra, R. & Castillo, L. (2004). Academic Stress among College Students: Comparison of American and International Students. **International Journal of Stress Management***, 11, 132-148.*

Misra, R., Crist, M., & Burant, C. J. (2003). **Relationships among life stress, social support, academic stressors, and reactions to stressors of international students in the United States.** International Journal of Stress Management**, *10 (2),* 137-157.**

Misra, R., McKean, M., West, S., & Tony, R. (2000). Academic Stress of College Students: Comparison of Student and Faculty Perceptions. **College Student Journal***,* 34(2), 236-246 .

Okazaki, S. (1997). Sources of ethnic differences between Asian American and white American college students on measures of depression and social anxiety. **Journal of Abnormal Psychology***, 106*, 52-60.

Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. **Educational Psychologist***, 37(2),* 91-105.

Raju, N. S., Lafitte, L. J., & Byrne, B. M. (2002). Measurement equivalence: A comparison of methods

based on confirmatory factor analysis and item response theory. **Journal of Applied Psychology**, ***87*, 517-529.**

Rigotti, T., Schyns, B., & Mohr, G. (2008). A short version of the occupational self-efficacy scale: structural and construct validity across five countries. **Journal of Career Assessment**, 16 (2), 238–255.

Sastry, J., & Ross, C. E. (1998). Asian ethnicity and the sense of personal control. **Social Psychology Quarterly***, 61,* 101-120.

Schriesheim, C. A., & Neider, L. L. (Eds.) (2001). *Equivalence of measurement*. Greenwich, CT: Information Age.

Spencer, M. S., Fitch, D., Grogan-Kaylor, A., McBeath, B. (2005). The

equivalence of the behavior problem index across U. S. ethnic groups. **Journal of Cross-Culture Psychology**, 36, 573-589.

Sue, S., & Okazaki, S. (1990). Asian-American educational achievements: A phenomenon in search of an explanation. **American Psychologist**, *45,* 913-920.

Thomas, S. P., & Williams, R. L. (1991). Perceived stress, trait anger, modes of anger expression, and health status of college men and women. **Nursing research**, 40(5), 303-307.

Triandis, H. C. (1989). The self and social behavior in differing cultural contexts. **Psychological Review**, *96,* 506-520.

Yeh, C. J., & Huang, K. (1996). The collectivistic nature of ethnic identity development among Asian-American college students. **Adolescence**, *31,* 645-662.

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

مریم مقدسین[1]
محمدرضا فلسفی نژاد[2]

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 علّت و معلولی بین متغیرها: چگونه می‌توان روابط علّت 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 سئوال اول و مدل تابع ساختاری، پاسخ سئوال 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 علّی 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 تفضیل 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[1] برای اولین بار مدل لیزرل[2] را معرفی کرد، مدل‌های ساختار کوواریانس اشتهار قابل توجهی در میان پژوهشگرانِ بسیاری از زمینه‌های تحقیقی و کاربردی کسب کرده است. این اشتهار اساساً به دو دلیل بوده است، اول این‌که این مدل‌ها قادرند روابط علّی و تئوریکی را که پژوهشگران به هنگام تفکر در مورد فراگردهای علّی 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[3]، ۱۹۸۹). آنالیز ساختار کوواریانس یا مدل‌های لیزرل برای اولین بار توسط باک[4] و باگ‌من[5] (۱۹۶۶) برای توصیف روش تحلیل عاملی تأییدی[6] بکار گرفته شد. این روش تلاش می‌کند که روابط بین مجموعه ای از متغیرهای عینی مشاهده شده[7] را در قالب تعدادِ محدودتری متغیرهای نهفته[8]، 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[1] توابع برای چندین متغیر است. در مسیر حل چنین مشکلی جورسکاگ و سوربم[2] طی سالهای ۱۹۷۶، ۱۹۷۷، ۱۹۸۱، ۱۹۸۸ و ۱۹۸۹ نرم‌افزارِ 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[3] مشهور شده‌اند (لانگ[4]، ۱۹۸۳).

در کل، دو مسئله اساسی در استنباط علّی از مسائل رفتاری و اجتماعی وجود دارد که عبارت‌اند از؛۱). اندازه‌گیری. در مدل‌های اندازه‌گیری همواره دو سئوال اساسی مطرح است. اولین سئوال 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 سئوال ناظر بر روایی متغیرهای آشکار است. سئوال دوم ناظر به این مسئله است که متغیرهای آشکار با چه دقتی متغیر نهفته مورد نظر را اندازه‌گیری می‌کنند. این سئوال ناظر بر اعتبار یا پایایی متغیرهای آشکار است. ۲). مدل‌های ساختاری. در مدل‌های ساختاری نیز این سئوال مطرح است که چگونه می‌توان روابط علّی 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 علّی، مدل‌های لیزرل در شکل کلی‌شان از دو قسمت تشکیل می‌شوند، «مدل اندازه‌گیری[5]» و «مدل تابع ساختاری[6]»، 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 علّی بین متغیرهای نهفته را بررسی می‌کند. به عبارت دیگر مدل اندازه‌گیری با پارامترهای $\lambda_x, \lambda_y, \theta\delta, \theta\delta$، سئوال‌های 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 سئوال‌های 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[1]، ۱۹۸۳؛ لانگ[2]، ۱۹۸۳؛ های دوک[3]، ۱۹۸۷،۱۹۹۶؛ بولن[4]، ۱۹۸۹؛ بیلی[5] و هاورز[6]،۱۹۷۷؛ ایگنر[7] و گلدبرگر[8]، 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 علّی 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 بهره گیرند (گلدبرگر و دانکن[9]، 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 تئوریکی 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. Biebly
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[1] (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 ممکنی 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 بپردازد. 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[2]

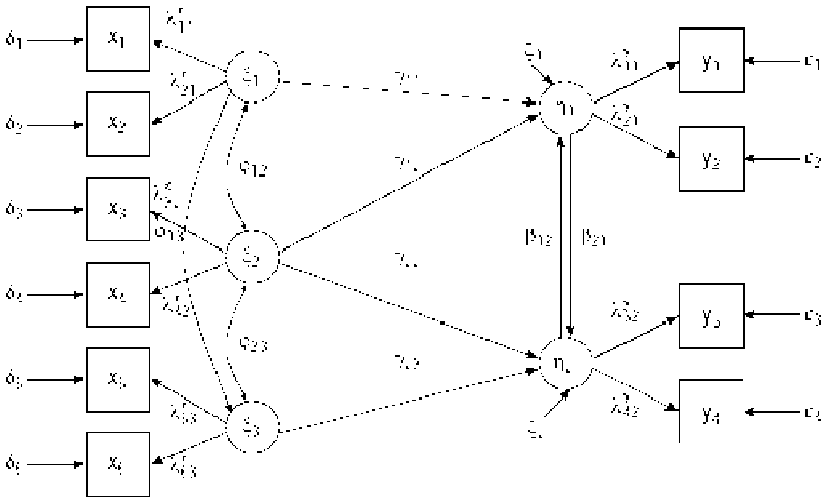
مدل لیزرل، یک مدل صوری ریاضی است که ماهیت آن در هر کاربرد مشخص می‌شود. این بدان علت است که معنای اجزای درگیر، در مدل‌ها و کاربردهای مختلف، متفاوت است. یک مدل صوری لیزرل، شامل مجموعه بزرگی از مدل‌ها است که بر اساس نیاز می‌توان از آن استفاده کرد. روابط بین متغیرهای نهفته در قالب دو نوع متغیرهای برون زا[3] یا کسای (ξ) و درون زا[4] یا ایتا (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 (η_1، η_2، η_3، ... ، η_m) = η و (ξ_1، ξ_2، ξ_3،...، ξ_n) = ξ از متغیرهای تابع و مستقل هستند. در سیستم روابط خطی معادله مدل تابع ساختاری $\eta = \beta\eta + \Gamma\xi + \zeta$، β=(m*m) و Γ = (m*n) ماتریس همبستگی و (ζ_1، ζ_2، ζ_3،...، ζ_m)= ζ بردار خطاهای تصادفی است. اجزای ماتریس β نشان‌دهنده تأثیر متغیرهای η روی سایر متغیرهای η و ضرایب گاما Γ نشان دهنده تأثیر مستقیم متغیرهای ξ روی متغیرهای η است. ضرایب سای (ψ) واریانس و کوواریانس خطاها در مدل ساختاری یا میزان واریانس تبیین نشده در مدل علّی است، فرض می‌شود که اجزای ζ با ξ همبستگی ندارند و معکوس ماتریس بتا نامنفرد 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 ($y = (y_1, y_2, y_3, ..., y_p)$ که متغیرهای عینی اندازه گیرنده متغیر نهفته درون‌زا هستند و بردار $x = (x_1, x_2, x_3, ..., x_q)$ که متغیرهای عینی اندازه گیرنده 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[1] 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

1. Item loading

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[1] است،که از تمامی اطلاعات موجود در مدل استفاده می‌کند (دیامانتوپولوس[2]، و سیگو[3]، 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[4]، ۲۰۰۰). در مسئله تشخیص این سئوال 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. Siguaw
4. Kaplan

تعریف شده در ماتریس کوواریانس جامعه یا $\sum$، 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 امّا برای آن یک مقدار مشخص به طور معمول مقدار ۰ یا ۱ تعریف شده است. یک پارامتر مقید پارامتری است که شناخته شده نیست امّا 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 $\sum$ با یک‌دیگر ترکیب می‌شوند. اگر دو یا تعداد بیش‌تری از مجموعه پارامترها، ماتریس $\sum$ 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 فرومشخص 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 مقدار 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 $\frac{P(P+3)}{2}$ پارامتر آزاد است (لی[1] ، هرشبرگر[1]، ۱۹۹۰). یکی از روش‌هایی که برای اجتناب از مشکلات تشخیص

1. Lee

دردسترس است، در نظر گرفتن این نکته که متغیر ξ 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 متفاوتِ Λ_x و Λ_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 $\sum$ 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 $\sum$ و S است. چندین تابع برازش یا روش برآورد در دسترس‌اند. برخی روش‌های اولیه‌تر شامل؛ ارزش‌های ابزاری[۳] (IV)، حداقل مجذورات دو مرحله‌ای[۴] (TSLS)، روش‌های برآورد مبتنی بر Full-Information- techniques شامل؛ حداقل مجذورات بدون وزن[۵] (ULS)،این 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 درست نمایی[۸] (ML)، این دو روش مستقل از مقیاس‌اند. این دو روش دارای ویژگی‌های مطلوب مجانبی هستند،

1. Hershberger
2. MacCallum
3. istrumental 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[1]، (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 سئوال‌ها نشانگر درجه‌ای است که رابطه‌های مشاهده شده از روابط مفروض، منحرف می‌شود. باقیمانده مثبت بین دو سئوال نشان می‌دهد که این مدل رابطه بین دو سئوال 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[2] و بنتلر[3]، 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 کمّی سازی می‌کنند. این شاخص‌های برازش به چندین روش طبقه‌بندی می‌شوند، مثل مطلق[4] (به‌طور مستقیمی برازش مدل را ارزیابی می‌کند) در برابر فزاینده[5] (ارزشیابی خوبی برازندگی یک مدل در مقایسه با مدل پایه، مثل یک مدل در تحلیل عامل تأییدی به طوری‌که هر سئوال یک عامل مجزا است). شاخص‌های برازش خاص، مثل شاخص خوبی

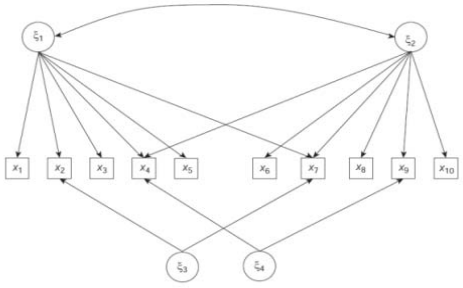
1. Weighted Gneralized least square
2. Hu
3. Bentler
4. absolute
5. incremental

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*، *extracted item reliability*، *composite reliability index* به ترتیب به منظور 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 همگرای شاخص‌های هر یک از متغیرهای نهفته، در نظر گرفته می‌شود. برای ارزیابی روایی واگرای 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

انـدازه‌گیـری (متغیرهـای نهفتـه) ضـریب *variance extracted estimate* هـر یـک از شاخص‌ها با مجذور ضریب همبستگی هر جفـت متغیرهـای نهفتـه مقایسـه مـی‌شـود ، اگـر *variance extracted estimate* هـر یـک از متغیرهـای نهفتـه بـزرگ‌تـر از مجـذور همبستگی بین این دو شاخص با متغیـر نهفتـه باشـد، دلیلـی بـرای روایـی واگـرای آن مـدل اندازه‌گیری است (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱). مرحله‌ی پنجم اصـلاح مـدل اولیـه اسـت، اگـر برازش یک مدل نظری به قوتی نبود که انتظار داشتیم (که معمولاً در مـورد مـدل اولیـه رخ می‌دهد) آنگاه گام بعدی، اصلاح مدل و ارزیـابی مـدل جـایگزین و اصـلاح شـده اسـت، یکسری از نکاتی به هنگام اصلاح مدل باید مدنظر قرار گیرد، یکی از عواملی که به برازش ضعیف مدل‌ها منجر می‌شود ، عامل‌هـای متـد (روش) اسـت. بـرای مثـال، اگـر از متـدهای خاص برای جمع‌آوری اطلاعات در مـورد سـئوال‌هـای خـاص اسـتفاده شـوند، ایـن متـدها می‌توانند علاوه بر متغیرهای پنهان به عنوان عامل‌های مجزا، در مدل گنجانده شـوند. بـرای مثال، در تصویر ۲-۱ ξ_3 می‌تواند برای سئوال‌های x_2 و x_7 به عنوان یک عامل متد در نظر گرفتـه‌شـود. بـه همـین خـاطر، تـأثیر متـدهای خـاص بـه طـور کـاملاً واضـحی در نظـر گرفته‌شده‌است. خطاهای همبسته بین سئوال‌ها همچنین می‌توانند تعیین شوند. توجه زیـادی برای تعیین عوامل متد و عبارات خطا همبسته ضروری است. در غیـر ایـن صـورت، از ایـن روش به راحتی می‌توان برای برازش دادن مدل با داده‌ها استفاده خطا کرد. اگر ۲ سـئوال از سازه یکسان یا از سازه های متفاوت تحت تأثیر یک عامل قابل شناسایی قـرار بگیرنـد. (بـه 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 ایـن اسـت کـه راههـای زیادی برای بهبود برازش وجود دارد و منطق نظریه‌پردازان باید قبل از مدل‌سازی مورد نظر قرار بگیرد. تحلیل عاملی تأییدی جداسازی (حذف) سئوال‌هایی را که چندین عامل را کـه از اهمیت مسـتقلی برخوردارنـد، انـدازه مـی‌گیرنـد ، را ممکـن مـی‌سـازد. دریـک مقیـاس چندبعدی هرسئوال به طور ایده‌آل بایستی فقط یک بعد را اندازه‌گیری کند. دو سئوالی که ابعاد متفاوتی را اندازه‌گیری می‌کنند، ممکن است همبستگی بـزرگ بـی‌مـوردی را بـا هـم

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



تصویر ۲: مثالی از عامل متد

ازآنجا 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 متاثر می‌شود. فریدمن[1](۱۹۸۵ و ۱۹۸۷)، کلیف[2] (۱۹۸۳)، بیلبی[3](۱۹۸۶) و دانکن[4](۱۹۸۴) از جمله مخالفین استفاده از تحلیل معادله ساختاری در علوم‌رفتاری و اجتماعی بودند؛ آن‌ها مدعی بودند که ماهیت داده‌های علوم‌رفتاری و اجتماعی معمولاً به‌گونه‌ای 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[5] هستند، در حالی که مدل‌های ساختار کوواریانس برای تحلیل داده‌های فاصله‌ای و نسبی توسعه داده شده‌اند. بعلاوه داده‌های علوم‌رفتاری 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[6](۱۹۸۴) معتقداند که اگر این پیش‌فرض‌ها رعایت نشد، باید از روش‌های تحلیل مدل‌های لگاریتمی–خطی[7] به جای معادلات ساختاری استفاده کرد. ولی آیا همیشه این مدل‌ها جواب‌گوی پژوهشگر برای تعیین روابط علّی 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 اندازه‌گیری‌شده در سطح فاصله‌ای یا نسبی نیاز داشت، لذا ضرایب همبستگی گشتاوری پیرسون در مدل‌سازی معادله ساختاری مورد استفاده قرارمی گرفت. همچنین لازم بود که مقادیر متغیرهای فاصله ای 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 ۱± تغییر کند. متغیرهایی با تعداد نقاط کمتر باعث می‌شوند که مقدار این ضریب محدود تر شود و به عنوان مثال ممکن است مقدار آن بین ۰/۵۰± 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 به‌کاررفته 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 این‌گونه متغیرها، محاسبه ضریب همبستگی پلی‌کوریک برای متغیرهای رتبه‌ای پیوسته در (PRELIS) است. دومین مفروضه، نرمال‌بودن توزیع متغیرهای مورد

مطالعه می‌باشد. داده‌هایی که دارای کجی[1] هستند یا در قسمتی از مقیاس اندازه‌گیری به شدت مجتمع شده‌اند، واریانس–کوواریانس میان متغیرها را تحت تأثیر قرار می‌دهند ، به علاوه کشیدگی[2] در داده‌ها، آماره‌ها را متاثر می‌کند. داده‌های غیر نرمال می‌تواند به دلایلی نظیر مقیاس‌سازی متغیرها (رتبه ای به جای فاصله ای) یا نمونه‌گیری محدود از موارد تحت مطالعه رخ دهد. راه حل‌های 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 (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 لپتوکورتیک (کشیده) می‌توانند به وسیله تکنیک‌های بیزین در EQS تحلیل شوند. داده‌های پلاتی کورتیک (پهن) مسئله ساز ترند و نیازمند نمونه گیری بیش‌تر از جامعهٔ آماری بوده و باید از روش‌های خود گردان[3] 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

برازش 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 خطی‌بودن رابطه بین متغیرها، این روابط بر اساس نوع همبستگی انتخاب شده در نرم‌افزار باید از طریق scatter plot بررسی شود. در صورت برقرارنبودن 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 قابل‌توجهی 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 دست‌رفتن 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 درست نمایی 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 حداکثررسانی مقدار مورد انتظار (EM[1]) و یا از روش زنجیره مارکف مونت کارلو[2](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[3] و لیتل[4]،۱۹۷۵؛ آربوکل، ۱۹۹۶؛ وتکه، ۲۰۰۰). اکیداً پیشنهاد می‌کنیم که تحلیل مدل‌سازی معادله ساختاری را قبل و بعد از جایگزینی مقادیر از دست رفته مقایسه کنید تا به فهم کاملی از اثر مقادیر از دست رفته 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 آماره های استوار تعدیل شوند. بنابراین AMOS، EQS و LISREL روش‌هایی را برای وارسی مقادیر دورافتاده دردسترس قرارمی‌دهند که شامل نمایش نمودار ساقه و برگ، نمودار مستطیلی، نمودار پراکندگی، توزیع‌های فراوانی و آماره‌های D کاکس و یا ماهالانویس می‌شوند. ولی EQS در این‌باره یک ویژگی جالب دارد، سیاه چاله‌ای که محقق می‌تواند یک مقدار دورافتاده را در آن بیندازد و بلافاصله تغییر در برآورد پارامترها را مشاهده کند (آندرسن و شوماخر[5]، ۲۰۰۳؛ هابر[6]، ۱۹۸۱؛ استات[7] و اسچتر[1]، 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)

ازآنجایی‌که تحلیل عاملی اکتشافی همسانی درونی را در میان سئوال‌های یک مقیاس بررسی می‌کند تحلیل عاملی تأییدی همسانی بیرونی در میان سئوال‌های مقیاس‌ها یا عوامل متفاوت را در نظرمی‌گیرد (گربینگ[2] و آندرسن[3]، ۱۹۸۸). رابطه بین سئوال‌های عوامل متفاوت منحصراً از طریق روابط بین عوامل در نظرگرفته می‌شود. بنابراین همسانی بیرونی به وسیله مقایسه همبستگی مشاهده‌شده بین دو سئوال از عوامل و یا سازه‌های متفاوت، با همبستگی پیش‌بینی شده که از رابطه فرضی بین سئوال‌های و مقیاس‌ها به وجود می‌آید، ارزیابی می‌شود. تحلیل عاملی تأییدی از ملاک همسانی بیرونی در جایی‌که همبستگی‌های بین سئوال‌ها در عوامل متفاوت ارزیابی شده‌اند، استفاده می‌کند. در اصل روابط مشاهده شده بین سئوال‌های با روابط مفروض در مدل خاص مقایسه می‌شود. در تحلیل عاملی تأییدی همسانی درونی[4]، از طریق همبستگی بین سئوال‌هایی از یک عامل و همسانی بیرونی[5]، از طریق همبستگی بین سئوال‌هایی از عوامل متفاوت سنجیده می‌شود. بنابراین اساس برای ایجاد فرمولی برای همسانی درونی، به وسیله همبستگی بین دو شاخص i و jاز یک سازه ξ محاسبه می‌شود ، به این منظور که آیا آماره t نمره صحیحی است، بوسیله معادله زیر محاسبه می‌شود (گربینگ 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 $*\xi$است، محاسبه می‌شود. این هدف بوسیله معادله زیر، برآورد می‌شود (گربینگ 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 سئوال[1] و اعتبار مقیاس با ρ سئوال[2] یـا Composite reliability index در واقع مشابه ضریب آلفای کرونباخ است و به ترتیب با فرمول‌های زیر محاسبه می‌شود (باگوزی، ۱۹۹۱):

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

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

میانگین واریانس تبیین شده برای هر مقیاس با p سئوال با فرمول زیـر محاسبه می‌شود (فورنل[3] و لانکر[4]، ۱۹۸۱):

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

روش پژوهش

روش این تحقیق از نوع رابطه‌ای می‌باشد. جامعهٔ 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 بیش فعالی–کم توجهی بزرگسالان کانرز (CAARS-S:S) ، (کانرز[1] ، 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 خرده مقیاس خود می‌باشد (کانرز و همکارانش، ۱۹۹۹؛ ارهارت[2] 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 کمّی از نشانگان بی‌توجهی[3]–با استفاده از یک مقیاس ۹ سئوالی–، نشانگان پرتحرکی–تکانه‌ای بودن (بیش فعالی[4])–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 ۸۰/. تا 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

نمونـه ایـن مطالعـه از ۲۲۱ دانشـجویان دانشـگاه شـهید بهشـتی تشـکیل مـی‌شـود. میـانگین (انحراف معیار) سن دانشجویان مورد مطالعه ۲۰/۷۸ (۲/۶۲) است. این دانشجویان در دامنه سنی ۴۵-۱۸سال قرار دارند. ۸۶ نفر (۴۰٪) از افراد نمونه مورد بررسی را مـردان و ۱۳۵ نفـر (۶۰٪) را زنان تشکیل می‌دهند. ۲۱۰ نفر (۹۵٪) از افراد مورد بررسی مجـرد و ۱۱ نفـر (۵٪) را افراد متاهل 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 ضـمیمه) ارائـه شـده اسـت. دینـگ و همکـاران[1] (۱۹۹۵) معتقدند که برای مدل‌سازی ساختار کوواریانس بین ۱۰۰ تا ۱۵۰ نمونه مورد نیاز است. بوسیما (۱۹۹۶) توصیه می‌کند که برای تخمین مدل‌های معادلات ساختاری حجـم نمونـه بایـد ۲۰۰ نفر باشد (اسچینکا [2] و همکـاران، ۲۰۰۳). پـس از بررسـی اولیـه داده‌هـا بـا تحلیـل عـاملی اکتشافی و وارسی داده‌ها برای برقرار بودن مفروضات معادلات سـاختاری، بـرای تأییـد مـدل ADHD، پرسشـنامه کـانرز بـر اسـاس DSM-TV-R ، تحلیـل عـاملی تأییـدی روی داده‌هـا انجام‌گرفت. از آنجا که ماهیت متغیرهای مشاهده شـده در سـطح رتبـه ای بـود، و بـا توجـه بـه محدودیت‌های موجود در لیزرل در تحلیل داده‌های رتبه ای و راه حل‌هـای ارائـه شـده توسـط جورسگاگ و سوربوم (۱۹۸۸)، نخست ماتریس پلی سریال همبستگی بـین متغیرهـای مشـاهده شده محاسبه شد، سپس این ماتریس به عنوان فایل فعال داده‌ها در محیط SPSS/win به عنوان داده‌های ورودی مورد استفاده قرار گرفت (السون[3]، دراسگو[4] ، دورانس[5] ، ۱۹۸۲). این ضرایب همبستگی توسط PRELIS برای ایجاد یک ماتریس کوواریانس مجانبی مـورد اسـتفاده قـرار

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[1]،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[2] یا متغیر کسای ξ_1 (۱و ۹ و ۱۳ و ۱۴ و ۱۵ و ۱۹ و ۲۱ و ۲۹ و ۳۰)، عامل پرتحرکی–کنترل‌تکانه[3] یا متغیر کسای ξ_2 (۲ و ۳ و ۴ و ۶ و ۸ و ۱۱ و ۱۸ و ۲۰ و ۲۵) و شاخص ADHD یا متغیر کسای ξ_3 (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، سئوال ۳ که روی متغیر ξ_2، قرار داشت، به دلیل همبسته بودن واریانس خطایش با سئوال‌های، (۱۶، ۲، ۴، ۲۲، ۶)، حذف گردید (براون و کادک، ۱۹۹۳). همچنین مقدار بحرانی آماره t کمتر از ۱/۹۶ داشت و R^2 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[4]، ۱۹۹۳). مقادیر RMSEA کوچک‌تر ۰/۰۵ حاکی از برازش قابل قبول مدل، بین ۰۵ /۰ تا ۰۸ /۰ نشان دهندهٔ 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 هرچه 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 $p < ./۰۱$ معنادار می‌باشد. این آماره حاکی از این است که ماتریس واریانس-کوواریانس مشاهده شده و برآورد شده متفاوت‌اند، این آماره متاثر از حجم نمونه می‌باشد ، اغلب از تفسیر مستقیم این آماره خوداری 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 ۹۵ /. می‌باشد و شاخص نیکویی برازش اصلاح شده برای درجات آزادی مدل AGFI نیز برابر با ۹۴ /. می‌باشد ، این مقادیر، حاکی از برازش خوب مدل است. شاخص برازش هنجار شده NFI در مدل برابر با ۹۶ /. می‌باشد ، که برازش خوب مدل را نشان می‌دهد (رایکو[1]، ۲۰۰۶). PGFI، نیز در مطالعه حاضر برابر با ۸۸/. بدست‌آمد، مقادیر بالای ۰/۵۰ اغلب مناسب در نظر گرفته‌می‌شوند (بیرن، ۲۰۰۱). RMR یا ریشه دوم متوسط مربعات تفاوت بین عناصر در ماتریس S و $\sum$ است، که به آن میانگین قدر مطلق مقادیر باقیمانده‌های کوواریانس می‌گویند (کلاین[2]، ۲۰۰۵) مقدار زیر ۰/۰۵ شاخص برازش مناسبی را نشان‌می‌دهد (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 استانداردی 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 (سئوال‌ها) به وسیله مقیاس‌ها تبیین می‌شود. سئوال‌های اول هر خرده مقیاس 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 سئوال و اعتبار هر مقیاس نیز محاسبه شد، که در جدول ۱ آورده شده‌است. نتایج اعتبار هر مقیاس با آلفای کرونباخ، هر مقیاس قابل مقایسه است. (آلفای کرونباخ مقیاس بی‌توجهی: ۰/۷۴، مقیاس پرتحرکی–بیش فعالی ۰/۶۸ و مقیاس شاخص ADHD ۰/۸۱ است).

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

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

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(ξ_2)				P_c=0.79	
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

	متغیر نهفته بیرونی شاخص ADHD (ξ_3)			P_c=0.63	
سئوال ۵	۱.۰۰	./۴۹ (./۱۰) ۴/۸۸	۱.۰۰	./۶۷	./۳۱
سئوال ۷	./۷۶ (./۰۸) ۹/۴۲	./۴۷ (./۰۹۷) ۴/۸۱	./۵۸	./۵۵	./۲۲
سئوال ۱۰	./۴۲ (./۰۷۴) ۸/۱۵	./۴۰ (./۰۹۷) ۴/۰۷	./۱۸	./۳۱	./۱۸
سئوال۱۲	۱/۱۱ (./۰۱۰) ۱۱/۰۳	./۴۳ (./۱۰) ۴/۲۱	۱/۲۳	./۷۴	./۳۹
سئوال ۱۶	./۴۹ (./۰۷) ۶/۶۸	./۶۵ (./۰۹۶) ۶/۷۳	./۲۴	./۲۷	./۰۸
سئوال ۱۷	./۹۲ (./۰۹) ۱۰/۱۸	./۴۰ (./۰۹) ۴/۰۲	./۸۵	./۶۸	./۳۲
سئوال ۲۲	./۹۰ (./۰۸۹) ۱۰/۱۱	./۴۲ (./۱۰) ۴/۲۳	./۸۱	./۶۶	./۳۰
سئوال ۲۳	./۹۱ (./۰۹) ۹/۹۹	./۶۲ (./۰۹۹) ۶/ ۳۲	./۸۳	./۵۷	./۲۳
سئوال ۲۴	./۹۱ (./۰۹) ۱۰/۱۲	./۴۱ (./۰۹) ۴/۱۳	./۸۳	./۶۹	./۳۱
سئوال ۲۶	./۹۳ (./۰۹۱) ۱۰/۲۵	./۳۳ (./۰۹۹) ۳/۲۸	./۸۶	./۷۲	./۳۷
سئوال ۲۷	./۶۹ (./۰۷۸) ۸/۴۴	./۲۸ (./۰۹۷) ۲/۹۳	./۴۸	./۶۳	./۲۶
سئوال ۲۸	./۹۴ (./۰۹۲) ۷/۶۴	./۲۶ (./۱۰) ۲/۵۴	./۸۸	./۷۷	./۵۲

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 موردنظر. 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،