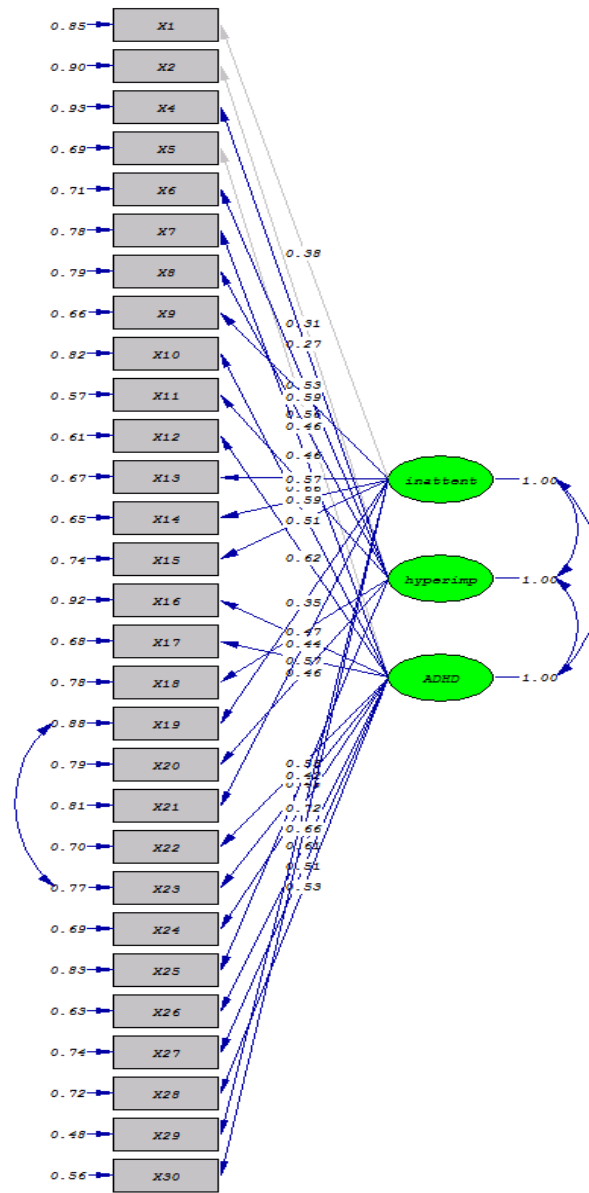


اعتبار سازه افزایش می‌یابد. در غیر این صورت حداقل سه نتیجه دیگر امکان پذیر است: (۱) خدشه‌دار بودن آزمایش (۲) اشتباه بودن نظریه و لزوم تجدید نظر در آن (۳). عدم اندازه‌گیری ویژگی‌های مورد نظر در آزمون. مدل‌های ساختار کوواریانس به طور قطع یکی از ابزارهای مهم ضروری در تحلیل داده‌های علوم رفتاری است. محققینی 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 برآزش 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 برآزش خوب شوند. علاوه بر این، یک مدل، برای رسیدن به برآزش به روش‌های مختلفی می‌تواند اصلاح شود. (برای مثال، یک مدل ساده تک بعدی، از خطاهای به هم وابسته برای رسیدن به برآزش، 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.
- Bieby W.I, (1986). " Arbitrary Metrics in Multiple Indicator Models of Latent Variables". *Social Methods Res.* 15:3-23.
- Bieby 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.

کفایت شاخص‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم (BDI-II)

غلامرضا رجبی^۱

سوننا کارجو کسمایی^۲

چکیده

زمینه: پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم (BDI-II)، یک ویرایش از پرسشنامه افسردگی و یک شاخص خود-گزارشی برای اندازه‌گیری نشانه‌های افسردگی در جمعیت‌های مختلف بالینی و غیربالینی است. **هدف:** عمده تحقیق حاضر بررسی کفایت شاخص‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم بر روی دانشجویان دانشگاه‌های شهید چمران و علوم پزشکی اهواز (جندی شاپور) بود. **روش:** ۴۶۸ دانشجو از بین کلیه دانشجویان دانشگاه‌های فوق در سال تحصیلی ۹۰-۱۳۸۹ به صورت تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب شدند و پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم (۱۹۹۶) را تکمیل نمودند. داده‌ها با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی و نرم افزارهای آماری برای علوم اجتماعی (SPSS-۱۶) و AMOS تحلیل شدند. **یافته‌ها:** نتایج به دست آمده از روش آماری تحلیل عاملی (تحلیل مؤلفه‌های اصلی) و چرخش واریماکس دو عامل شناختی - عاطفی و نگرش منفی - نشانه‌های بدنی را نشان داد. ضرایب پایایی (آلفای کرونباخ) برای کل ماده‌ها و عامل‌های استخراج شده رضایت بخش بودند. ضریب همبستگی بین نمره کل BDI-II و دو عامل استخراج شده در کل نمونه معنادار بودند. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل دو عاملی نسبت به مدل یک عاملی با دو اصلاح برای داده‌ها برازنده‌تر است. **بحث و نتیجه‌گیری:** نتایج بدست آمده از تحلیل عاملی با تحقیقات پیشین هماهنگ است و با توجه به روایی سازه و پایایی مناسب پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم از آن می‌توان در محیط‌های پژوهشی و بالینی در تشخیص افراد سالم از افراد افسرده استفاده کرد.

واژگان کلیدی: افسردگی، تحلیل عامل اکتشافی، تحلیل عامل تأییدی، پایایی.

E-mail: Rajabireza@scu. ac. ir

۱ دانشیار دانشگاه شهید چمران (نویسنده مسئول)

۲ دانش آموخته کارشناس ارشد مشاوره خانواده، دانشگاه شهید چمران، ایران

بدین وسیله از مسئولین دانشکده‌های دانشگاه‌های شهید چمران و جندی شاپور و کلیه دانشجویانی که صمیمانه ما را در این پژوهش یاری نمودند. همچنین از سرکار خانم سوننا کارجو کسمایی که با حوصله و بردباری در امر پرسشگری به انجام این تحقیق کمک نمودند هم تشکر می‌شود

مقدمه

افسردگی^۱ یک مشکل سلامت روانی شایع در دنیا است و می‌تواند در جنبه‌هایی از کنش وری انسان‌ها تأثیر داشته باشد. بنابراین، غربال کردن نشانه‌های افسردگی در جمعیت‌های بالینی و غیربالینی مهم است. برای این عمل، پرسشنامه افسردگی بک^۲ در سال ۱۹۶۱ برای ارزیابی وجود و شدت نشانه‌های افسردگی در دنیا معرفی شد (بک، وارد، مندلسون، موک و ارباک^۳، ۱۹۶۱). پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم (BDI-II)، یک ویرایش از پرسشنامه افسردگی و یک شاخص خود-گزارشی برای اندازه‌گیری نشانه‌های افسردگی در جمعیت‌های مختلف بالینی و غیربالینی است (بک، استیر و براون^۴، ۱۹۶۶). این ویرایش به منظور هماهنگی بیشتر با ملاک شخصیتی برای دوره افسردگی عمده در چاپ چهارم راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی^۵ (DSM-IV) گسترش یافت. همچنین BDI-II در تعدادی از کشورها و فرهنگ‌ها اعتباریابی و ترجمه شده است (آناستازی^۶، ۲۰۰۶؛ موسوی^۷، ۲۰۰۱؛ قاسم زاده، مجتبابی، کرم قادری و ابراهیم خانی، ۲۰۰۵؛ استورچ، روبرتی، روت^۸، ۲۰۰۴؛ کاپسی، آشلا، تارک کاپار و کارااوگلان^۹، ۲۰۰۸؛ ویلسون ون وورهایس و بلامنتريت^{۱۰}، ۲۰۰۷؛ ویشمن، پرز و رامل^{۱۱}، ۲۰۰۰؛ بیرنی، استیوارت و لی^{۱۲}، ۲۰۰۴؛ کارمودی^{۱۳}، ۲۰۰۵). بک و همکاران در سال ۱۹۹۶ ویرایش دوم ابزار BDI-II را منتشر کردند که تعدادی از ماده‌ها بر اساس شباهت زیاد با ملاک افسردگی عمده در

-
1. depression
 2. Beck Depression Inventory (BDI)
 3. Ward, Mendelson, Mendelson, & Erbaugh
 4. Steer, & Brown
 5. Diagnostic Statistical Manual. for Mental Disorder-IV
 6. Anastazi
 7. Al-Musawi
 8. Storch, Roberti, & Roth
 9. Kapci, Uslu, Turkcapar, & Karaoglan
 10. Wilson VanVoorhis, & Blumentritt
 11. Whisman, Perez, & Ramel
 12. Byrne, Stewart, & Lee
 13. Carmody

DSM-IV (انجمن روان پزشکی امریکا^۱، ۱۹۹۴) تجدید نظر شدند، چهار ماده کاهش وزن، تغییر در تصویر بدنی، پیش مشغولی با بدن و دشواری کار حذف و چهار ماده جدید از جمله تحریک پذیری، احساس بی ارزشی، دشواری در تمرکز و فقدان انرژی جایگزین شدند. این ابزار یک شاخص ۲۱ ماده ای از نشانه های خود-گزارشی افسردگی است که برای نوجوانان و بزرگسالان استفاده می شود. همچنین، چارچوب زمانی نشانه برای BDI-II هماهنگ با ملاک موقتی DSM-IV برای اختلال افسردگی عمده یک تا دو هفته می باشد (ویلسون ون وورهایس و بلامنتريت، ۲۰۰۷).

مطالعات با استفاده از ویرایش های ۱۳ و ۲۱ ماده ای از BDI در دانشجویان ایرانی بیانگر اعتبار^۲ و روایی مناسب این دو پرسشنامه است (رجبی، عطاری و حقیقی، ۱۳۸۰؛ رجبی، ۱۳۸۴؛ حجت، شاپوریان و مهریار، ۱۹۸۶^a؛ ۱۹۸۶^b؛ تشکری، باریفوت^۳ و مهریار، ۱۹۸۹). تاکنون، مطالعات متعددی ساختار عاملی اکتشافی BDI-II را مورد بررسی قرار داده اند. بک و همکاران (۱۹۶۶) در نمونه ای از بیماران روانپزشکی غیربستری با تشخیص مختلط به یک ساختار دو عاملی با نشانه های افسردگی شناختی-عاطفی و بدنی (با ۱۹ ماده از ۲۱ ماده) گزارش کردند، که ماده های بدینی و فقدان علایق جنسی از این پرسشنامه حذف شدند. آن‌ها این یافته‌ها را دو باره در یک نمونه دانشجویی (۱۲۰ شرکت کننده) تکرار کردند و جو، وولی، براون، چارامانلون-هولیوی و بک^۴ (۲۰۰۰) در یک نمونه کوشش آزمایشی برای پیشگیری از خودکشی به دو عامل شناختی-عاطفی و بدنی دست یافتند. ویلسون ون وورهایس و بلامنتريت (۲۰۰۷) با استفاده از عامل یابی محور اصلی (چرخش پرومکس^۵) دو عامل شناختی-بدنی (۳۶/۲٪ واریانس) و عاطفی (۶/۵٪ واریانس)؛ کاپسی و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از تحلیل مؤلفه های اصلی (چرخش

1. American Psychiatric Association
2. reliability
3. Barefoot
4. Joe, Wooley, & Ghahramanulon-Holliway,
5. Promax rotation

پروماکس) دو عامل شناختی و عاطفی-بدنی^۸ بر روی شرکت کنندگان بالینی (۴۰/۷۲٪ واریانس) و دو عامل اشکال در عملکرد بدنی و نگرش منفی (۴۲/۶۱٪ واریانس) بر روی شرکت کنندگان بهنجار؛ بیرنی و همکاران (۲۰۰۴) ساختار سه عاملی نگرش منفی، اشکال در عملکرد و عناصر بدنی را بر روی نمونه نوجوانان هنگ کنگی؛ قاسم زاده و همکاران (۲۰۰۵) دو عامل شناختی-عاطفی (ماده های ۱، ۳ تا ۱۴ و ۱۷) و بدنی-نباتی (ماده های ۱۵، ۱۶، و ۱۸ تا ۲۰)؛ لیندسی و اسکینی^۱ (۲۰۰۷) بر روی ۱۰۸ شرکت کننده با ناتوانایی های عقلانی به روش چرخش واریماکس^۲ سه عامل خود شناختی، فقدان کنش وری شناختی-عاطفی و نشانه های بدنی؛ راولند، لام و لی-هی^۳ (۲۰۰۵) سه عامل خودارزیابی منفی، نشانه های افسردگی و نشانه های نباتی افسردگی؛ باکلی، پارکر و هیگی^۴ (۲۰۰۱) در نمونه ای از مصرف کنندگان مواد مخدر سه عامل شناختی، عاطفی و بدنی؛ در یک نمونه دانشجویی دو عامل شناختی و بدنی-عاطفی و بلسون ون وورهایس و بلامنتریت (۲۰۰۷)؛ استیر و کلارک^۵ (۱۹۹۷) و استیر، کامر، رانیری^۶ و بک (۱۹۹۸) بر روی ۲۱۰ دختر و پسر نوجوان جستجوی خدمات غیربستری دو عامل شناختی و بدنی-عاطفی (۶۱/۱۶٪ واریانس) را گزارش کردند.

تعدادی از مطالعات علاوه بر بررسی ساختار عاملی اکتشافی BDI-II^۷ به بررسی ساختارهای عاملی تأییدی^{۱۱} این ابزار اندازه‌گیری افسردگی پرداخته‌اند. کاپسی و همکاران (۲۰۰۸) دریافتند که شاخص‌های برازندگی مدل‌های دو عاملی برای نمونه های بالینی و غیربالینی برازنده‌اند. قاسم زاده و همکاران (۲۰۰۵) مدل‌های یک و دو عاملی محققان دیگر (۱۹ و ۲۱ ماده ای) را مورد آزمایش قرار دادند. آن‌ها بیان کردند که شاخص‌های

-
1. Lindsay, & Skene
 2. Varimax rotation
 3. Rawland, Lam, & Leahy
 4. Buckley, Parker, & Heggie
 5. Clark
 6. Kumar, & Ranieri
 7. exploratory

برازندگی کلیه مدل‌ها ضعیف هستند. کارمودی (۲۰۰۵) دریافت که مدل دو عاملی برازنده تر از مدل یک عاملی است و مدل سه عاملی برازنده تر از مدل دو عاملی است. ویشمن و همکاران (۲۰۰۰) مدل دو عاملی شناختی-عاطفی و بدنی را مورد بررسی قرار دادند و بعد از چند اصلاح بر روی مدل دو عاملی نشان دادند که مدل نهایی برازنده داده‌هاست. همچنین، استورچ و همکاران (۲۰۰۴)، و جو و همکاران (۲۰۰۰) بر اساس مدل ویشمن و همکاران (۲۰۰۰) ساختار دو عاملی آن‌ها را تأیید کردند. بیرنی و همکاران (۲۰۰۴) دریافتند که شاخص‌های مدل سه عاملی نگرش منفی، اشکال در عملکرد و عناصر بدنی برازنده داده‌ها در جامعه‌اند.

در دنیای کنونی جوامع پیشرفته و در حال توسعه با یک سرعت و شتاب تند و خیره کننده ای در جهت گسترش علم گام‌هایی را بر می‌دارند، که این شتاب‌ها می‌تواند عوارض و آسیب‌های روانشناختی و مشکلات روحی-روانی از جمله افسردگی را برای اقشار مردم ایجاد نماید. تدوین ابزار جدیدی که بتواند مؤلفه‌های مختلف افسردگی را با توجه به بافت فرهنگی و مذهبی ارزیابی نماید و قابل پیاده شدن در جامعه‌ی ما باشد احساس می‌شود. با توجه به اینکه فرم اصلی ۲۱ و ۱۳ ماده ای این شاخص توسط محققان مختلف ایرانی مورد بررسی و ارزیابی قرار گرفته است در این مطالعه با توجه به نیاز مبرم روان‌شناسان بالینی و روانپزشکان ایرانی به ابزار جدید و معتبر برای انجام فعالیت‌های بالینی، تشخیصی و پژوهشی از فرم جدید پرسشنامه خود-گزارشی BDI-II استفاده شد. به هر حال، مطالعه حاضر با هدف فراهم آوردن اطلاعات پایایی (همسانی درونی) و روایی سازه (تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی) به منظور ارزیابی ساختار عاملی BDI-II مطالعه حاضر در دانشجویان دانشگاه‌های شهید چمران و علوم پزشکی اهواز (جندی شاپور) صورت گرفته است.

روش

پژوهش حاضر بر اساس هدف و سؤال‌های ذکر شده از نوع همبستگی است. در پژوهش

همبستگی از نوع تحلیل عاملی پژوهشگر به دنبال این است که مجموعه‌ای از متغیرها را به عامل‌های محدودتر خلاصه کند.

جامعه

جامعه آماری این تحقیق کلیه دانشجویان دانشگاه‌های دانشگاه شهید چمران و علوم پزشکی اهواز (جندی شاپور) در سال تحصیلی ۹۰-۸۹ بودند.

نمونه و روش نمونه‌گیری

۴۶۸ دانشجو به روش نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای از بین دانشجویان انتخاب شدند و با استفاده از پرسشنامه افسردگی بک-ویرایش دوم مورد مطالعه قرار گرفتند. در این مطالعه برای تحلیل عاملی از حجم گروه‌های نمونه با حجم بزرگ استفاده شد. زیرا ممکن است توزیع داده‌ها نرمال نبوده یا کجی داشته باشد. میانگین و انحراف سنی دانشجویان ۲۰/۷۱ و ۱/۹۴ با حداقل و حداکثر ۱۸ و ۳۷ سال بود؛ میانگین و انحراف سنی دانشجویان پسر (n=۲۱۵) ۲۱/۴۰ و ۲/۲۰ و در دانشجویان دختر (n=۲۵۳) ۲۰/۱۱ و ۱/۴۶ می‌باشد.

ابزار اندازه‌گیری

پرسشنامه افسردگی بک-ایرانی-ویرایش دوم. BDI-II یک شاخص خود-گزارشی ۲۱ ماده‌ای از نشانه‌های افسردگی تجربه شده در دو هفته گذشته است (بک و همکاران، ۱۹۹۶). اجرای پرسشگری به صورت فردی بود و از شرکت کنندگان خواسته شد تا میزان افسردگی خود را در پرسشنامه بر روی یک پیوستار ۴ درجه‌ای، از "صفر" (فقدان افسردگی یا افسردگی خفیف) تا "۳" (افسردگی شدید) درجه بندی کنند. نمره کل BDI-II با جمع کردن نمره‌های ماده‌ها به دست می‌آید (از صفر تا ۶۳)، که نمره‌ی بالاتر بیانگر افسردگی بیشتر است (رجبی و همکاران، ۱۳۸۰).

مطالعات انجام شده در مورد اعتبار پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم (BDI-II) در کشورهای مختلف نشان می‌دهد که این پرسشنامه از اعتبار قابل قبولی برخوردار است.

کاسپی و همکاران (۲۰۰۸) در نمونه غیربالینی و بالینی ضرایب همسانی درونی^۱ را به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۸۹ و ضریب بازآزمایی^۲ را در نمونه غیربالینی ۰/۹۴؛ قاسم زاده و همکاران (۲۰۰۵) ضریب پایایی کل پرسشنامه ۰/۸۷ و ضریب بازآزمایی ۰/۷۴؛ کارمودی (۲۰۰۵) ضریب آلفای کرونباخ در یک نمونه دانشجویی ۰/۹۱؛ استورچ و همکاران (۲۰۰۴) در کل پرسشنامه ۰/۹۰، برای عامل شناختی-عاطفی ۰/۸۷ و برای عامل بدنی ۰/۷۴؛ ویشمن و همکاران (۲۰۰۰) ۰/۸۹؛ ویلسون و همکاران (۲۰۰۷) در یک نمونه از بزرگسالان امریکایی مکزیکی تبار ۰/۹۰، جو و همکاران (۲۰۰۰) در یک نمونه کوشش آزمایشی برای پیشگیری از خودکشی ۰/۹۴ و بیرنی و همکاران (۲۰۰۴) در نوبت اول ۰/۹۴ و در نوبت دوم ۰/۹۱ به دست آوردند.

در این تحقیق برای مطالعه اعتبار BDI-II فرم ایرانی از روش همسانی درونی استفاده شد. مقدار ضرایب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه ۰/۸۶، برای عامل‌های اول ۰/۸۴ و دوم ۰/۷۸ می‌باشد. بنابراین، یافته‌ها حاکی از اعتبار رضایتبخش پرسشنامه افسردگی ایرانی-بک - ویرایش فارسی (BDI-II) بود.

ویلسون و همکاران (۲۰۰۷)، همبستگی بین اختلال اضطراب فراگیر، افسردگی عمده، اختلال افسرده خویی^۳ و فویبای اجتماعی با پرسشنامه BDI-II را معنادار گزارش کردند. استورچ و همکاران (۲۰۰۴) همبستگی بین نمره کل BDI-II با نمره‌های عاملی پرسشنامه اضطراب حالتی ۰/۶۹ و افسردگی حالتی ۰/۷۶ ($p < ۰/۰۰۱$)؛ قاسم زاده و همکاران (۲۰۰۵) همبستگی بین BDI-II و پرسشنامه تفکرات خودکار منفی ۰/۷۷؛ کاسپی و همکاران (۲۰۰۸) ضریب روایی همگرا^۴ بین BDI و BDI-II و خرده مقیاس پرسشنامه روانی در نمونه غیربالینی به ترتیب ۰/۸۲، و ۰/۶۷ ($p < ۰/۰۰۱$) و ضرایب روایی تشخیصی^۵

1. internal consistency
2. test-retest
3. dysthymic disorder
4. convergent validity
5. diagnostic validity

بین BDI-II و مقیاس ناامیدی ۰/۶۵، با پرسشنامه اضطراب بک ۰/۶۵ گزارش کردند. بک و همکاران (۱۹۶۶) دریافتند که BDI-II همبستگی مثبت معنادار با مقیاس درجه بندی افسردگی روانپزشکی همیلتون دارد تا مقیاس درجه بندی اضطراب روانپزشکی همیلتون. استیر و همکاران (۱۹۹۷) نشان دادند که BDI-II به طور مثبت با نمره های خرده مقیاس افسردگی SCL-90-R همبسته است و نه با خرده مقیاس اضطراب. همچنین شاین و بالدوین (۲۰۰۸) بر روی ۳۹۵ دانش آموز دختر و پسر سال اول و دوم دبیرستانی نشان دادند که BDI-II از سطح حساسیت^۱ و ویژگی^۲ رضایتبخشی با استفاده از نقاط برش استاندارد برای افسردگی برخوردار است. از سوی دیگر، بیرنی و همکاران (۲۰۰۴) دریافتند که بین BDI-II و مقیاس هایی مانند خودکارآمدی و عملکرد مدرسه به صورت منفی، و با مقیاس های ناامیدی، تحریف های شناختی و عقاید خودکشی به صورت مثبت همبستگی دیده می شود.

یافته‌ها

همان طور که در جدول ۱ ملاحظه می شود، از بین ماده های پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم بالاترین (۱/۱۹) و پایین ترین میانگین (۰/۲۱) به ترتیب مربوط به ماده های ۱۸ (تغییراتی در اشتها) و ۲ (بدینی) است. میانگین و انحراف معیار کل پرسشنامه BDI-II به ترتیب ۰/۵۹ و ۰/۴۳ به دست آمده است. دامنه ضرایب همبستگی هر یک از ماده پرسشنامه BDI-II با نمره کل مقیاس از ۰/۳۳ تا ۰/۶۱ متغیر و در سطح $P < ۰/۰۰۱$ معنادار است. این یافته نشان می دهد که ماده های پرسشنامه از همبستگی درونی مناسبی برخوردار هستند و یک سازه را بیان می کنند.

در این تحقیق برای مناسب بودن داده های جمع آوری شده از دانشجویان برای تحلیل عاملی از دو آزمون مقدماتی استفاده شد. یافته ها نشان داد که $KMO=۰/۹۰$ و آزمون

1. sensitivity
2. specificity
3. Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy

کرویت بارتلت^۱ $\chi^2 = 2/79$ می‌باشد. که در سطح آماری $P < 0/0001$ معنی دار است. مقدار آزمون کیزر-میر-الکین و آزمون کرویت بارتلت به ترتیب نشان می‌دهند که مفروضه‌های آماری نرمال بودن چندمتغیری رعایت شده و اندازه نمونه برای تحلیل عاملی کافی است، و بین ماده‌ها همبستگی درونی وجود ندارد و ماتریس همبستگی یک ماتریس اتحاد است.

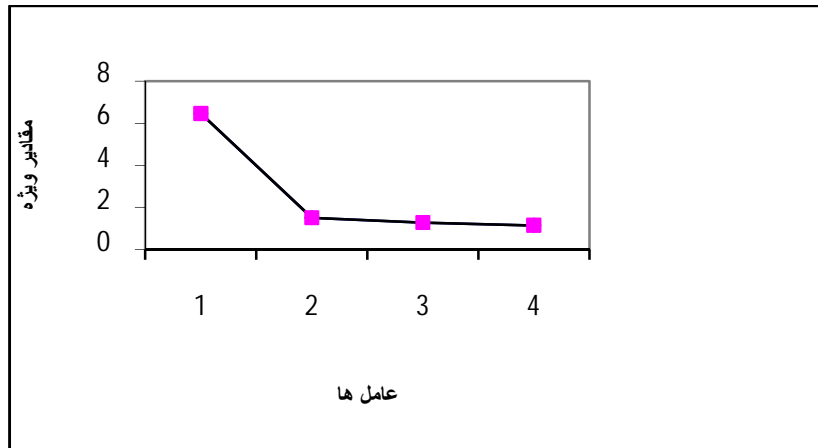
برای تحلیل عاملی پرسشنامه BDI-II در آغاز از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و سپس برای تعیین عوامل زیربنایی آزمون از چرخش واریماکس شد. در واقع، این روش به شیوه‌ای است که عوامل زیربنایی را به صورت مستقل نشان می‌دهد (بیرنی، ۲۰۰۱).

در آغاز چهار عامل با مقادیر ویژه بالاتر از ۱ دیده شد اما براساس آزمون اسکری^۲ (نمودار ۱) و پایه نظری پرسشنامه دو عامل با مقادیر بالاتر از ۱ که روی هم ۳۷/۹۶٪ واریانس سؤال‌های پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم را تبیین می‌کنند، در نظر گرفته شد (در این تحقیق از بارهای عاملی ۰/۴۰ به بالا استفاده شده است). در این تحلیل عامل اول با مقدار ویژه^۳ ۶/۴۶ (شناختی-عاطفی) در حدود ۳۰/۷۹٪ بیشترین مشارکت را در تبیین واریانس این پرسشنامه بر عهده دارد (ماده‌های ۱ تا ۵، ۷، ۹، ۱۲، ۱۴، ۱۵، ۲۰ و ۲۱). و عامل دوم با مقدار ویژه ۱/۵۰ (نگرش منفی-نشانه‌های بدنی) ۷/۱۷٪ واریانس پرسشنامه را شامل می‌شود (ماده‌های ۵، ۶، ۸، ۱۰، ۱۱، ۱۳، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۱۹ و ۲۰). باید خاطر نشان کرد که ماده‌های ۵، ۱۵ و ۲۰ بر روی عامل‌های اول و دوم بار عاملی مشترک دارند. بدین صورت که ماده ۵ (احساس‌های گناه) با بارعاملی بالاتر و محتوای نگرش منفی و ماده‌های ۱۵ (فقدان انرژی) و ۲۰ (احساس خستگی) با بارعاملی بالاتر و محتوای نشانه‌های بدنی بر روی عامل دوم (نگرش منفی-نشانه‌های بدنی) بارگذاری شدند. این یافته‌ها بیانگر این است که پرسشنامه BDI-II یک پرسشنامه چند بعدی است.

1. Bartlett Test of Sphericity
2. scree test
3. eigenvalue

جدول ۱. شاخص‌های آماری و ماتریس عاملی چرخش یافته واریماکس BDI-II

ماده‌ها	میانگین	انحراف معیار	I_{tt}	شناختی-عاطفی	نگرش منفی-نشانه های بدنی
غمگینی	۰/۴۷	۰/۶۲	۰/۵۸	۰/۶۱	۰/۲۴
بدینی	۰/۲۱	۰/۶۳	۰/۵۱	۰/۶۷	۰/۰۷
احساس شکست	۰/۲۷	۰/۶۲	۰/۶۰	۰/۷۲	۰/۱۵
فقدان لذت	۰/۷۲	۰/۸۳	۰/۶۰	۰/۵۴	۰/۳۲
احساس‌های گناه	۰/۸۳	۰/۶۷	۰/۵۶	۰/۴۰	۰/۴۲
احساس‌های تنبیه	۰/۶۱	۰/۸۵	۰/۵۵	۰/۳۴	۰/۴۴
نارضایتی از خود	۰/۴۸	۰/۶۲	۰/۵۹	۰/۵۹	۰/۲۹
خود انتقادی	۱/۰۸	۱	۰/۵۶	۰/۳۱	۰/۴۶
تفکرات خود کنشی	۰/۱۴	۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۶۳	۰/۱۳
گریه کردن	۰/۵۸	۱/۰۱	۰/۵۰	۰/۰۷	۰/۶۱
بیقراری	۰/۶۵	۰/۸۰	۰/۶۲	۰/۳۸	۰/۵۲
فقدان علاقه	۰/۵۱	۰/۷۵	۰/۵۶	۰/۵۳	۰/۲۷
بی تصمیمی	۰/۵۲	۰/۸۲	۰/۶۱	۰/۲۷	۰/۶۲
بی ارزشی	۰/۲۶	۰/۶۳	۰/۵۵	۰/۶۷	۰/۱۵
فقدان انرژی	۰/۷۰	۰/۸۵	۰/۶۱	۰/۴۱	۰/۴۷
تغییراتی در الگوی خواب	۱/۱۳	۱/۳۳	۰/۴۱	-۰/۰۷	۰/۵۴
تحریک پذیری	۰/۳۹	۰/۷۲	۰/۴۵	۰/۲۹	۰/۳۲
بی اشتها	۱/۱۹	۱/۵۰	۰/۵۲	۰/۰۷	۰/۵۶
دشواری در تمرکز	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۵۱	۰/۱۲	۰/۶۰
خستگی پذیری	۰/۵۱	۰/۶۵	۰/۶۰	۰/۴۲	۰/۴۵
فقدان علاقه جنسی	۰/۳۲	۰/۶۷	۰/۳۳	۰/۴۵	-۰/۰۱
کل	۱۲/۴۲	۹/۱۲	-	-	-
ارزش ویژه	-	-	-	۶/۴۶	۱/۵۰
واریانس	-	-	-	۳۰/۷۹	۷/۱۷
همبستگی کل	-	-	-	۰/۹۰	۰/۹۵
همبستگی عامل‌ها	-	-	-	۰/۷۵	۰/۷۵



نمودار ۱. آزمون شیب دار (اسکری) عامل‌های BDI-II

در این تحقیق برای بررسی ضریب پایایی پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شده است که در کل نمونه ۰/۸۶، در عامل‌های اول ۰/۸۴ و ۰/۷۸ به دست آمده است که در کل ماده‌ها و در عامل‌های اول (شناختی - عاطفی) و دوم (نگرش منفی - نشانه‌های بدنی) رضایت بخش هستند که نشان‌دهنده از همگونی ماده‌های مقیاس است. همچنین ضرایب همبستگی نمره کل پرسشنامه با عامل‌های اول و دوم به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۹۵ و همبستگی عامل‌های اول و دوم ۰/۷۵ می‌باشد که این ضرایب در سطح $p < 0/001$ معنادارند.

برای آزمون فرضیه یک عاملی و دو عاملی پرسشنامه افسردگی بک - ویرایش دوم (بک و همکاران، ۱۹۶۶) از روش تحلیل عاملی تأییدی^۱ و روش برآورد بیشینه احتمال^۲ با استفاده از برازندگی داده‌ها استفاده شد. این روش بر پایه این مفروضه است که گروه نمونه از یک جامعه چند متغیری نرمال استخراج شده است (هومن، ۱۳۸۵). همچنین، در اینجا مدل دو عاملی مورد آزمایش متعلق به تحلیل اکتشافی پژوهش حاضر است.

1. confirmatory factor analysis
2. maximum likelihood

جدول ۲. شاخص‌های برازندگی مدل یک عاملی و مدل دو عاملی مطالعه حاضر

شاخص‌های برازندگی								
الگوها	مجذور کای	درجه آزادی	(χ^2/df)	سطح p	میزان خطا	برازندگی مقایسه ای	برازندگی بهنجار شده	شاخص مجذور پس ماند
یک عاملی	۳/۰۳	۱۸۶	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۶	۰/۸۵	۰/۸۰	۰/۸۸
دو عاملی	۲/۷۴	۱۸۶	۰/۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۶	۰/۸۷	۰/۸۲	۰/۹۵

همان طور که در جدول ۲ مشاهده می‌کنید، مجذور کای محاسبه شده مدل یک عاملی با $df=186$ و دو شاخص تعدیل (از ماده ۱۶ به ماده ۱۸ و از ماده ۱۹ به ماده ۱۵) $3/03$ ($p < 0/001$) و در مدل دو عاملی هم (از ماده ۱۱ به ماده ۸ و از ماده ۲۱ به ماده ۳) با $df=186$ و دو شاخص تعدیل $2/74$ ($p < 0/001$) معنادار می‌باشد، و نشان می‌دهد که این دو مدل متناسب و برازش یافته جامعه نیستند. اما شاخص مجذور کای به نمونه‌های بزرگ‌تر از ۱۰۰ نفر حساس است و در نتیجه معمولاً معنی‌دار می‌شود. بنابراین به عقیده‌ی آماردانان و پژوهشگران به عنوان یک شاخص مناسب برای برازندگی الگو به حساب نمی‌آید (بیرنی، ۲۰۰۱، ص. ۸۱). در اینجا نسبت مجذور خبی به درجه آزادی (χ^2/df) هر دو مدل به عنوان یک قاعده سرانگشتی کمتر از ۲ می‌باشند (برای مدل یک عاملی $0/01 = 3/03 / 186$ و برای مدل دو عاملی $0/01 = 2/74 / 186$ و می‌توان گفت که هر دو مدل فوق از برازش خوب و مناسبی در جامعه برخوردارند. دیگر شاخص‌های برازندگی مدل یک عاملی $CFI=0/85$ ، $RMSEA=0/06$ ، $GFI=0/88$ ، $NFI=0/80$ و $RMR=0/04$ و در مدل دو عاملی این شاخص‌ها به ترتیب $0/87$ ، $0/82$ ، $0/95$ و $0/04$ محاسبه شدند که این شاخص‌های برازندگی در مدل دو عاملی نشان دهنده برازش مناسب و مطلوب هستند. شاخص جذر برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA) در هر دو مدل کمی بیشتر از $0/05$ می‌باشند. همچنین، شاخص ریشه میانگین مجذور پس مانده (RMR) در مدل یک عاملی و دو عاملی $0/04$ به دست آمده‌اند که این نیز بیانگر خطای اندک هر دو مدل و برازش قابل قبول آنها است.