

و معنی داری بین نمرات روان رنجورخویی و شادکامی وجود دارد $[P < 0/001, r = -0/57]$ (۴۲) که بیانگر روایی و آگرایی پرسشنامه است. نتایج نشان داد که بین شادکامی و رضایت از زندگی $[P < 0/001, r(40) = 0/71]$ ، عزت نفس $[P < 0/001, r(38) = 0/70]$ و برون گرایی $[P < 0/001, r(40) = 0/62]$ رابطه مثبت و معنی داری وجود دارد. این همبستگی‌ها بیانگر روایی همگرایی پرسشنامه است. میانگین و انحراف استاندارد نمرات شادکامی در کل نمونه و به تفکیک جنسیت در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: میانگین و انحراف استاندارد نمرات شادکامی در کل نمونه و به تفکیک جنسیت

جنسیت	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی
پسر	۱۲۰/۲۵	۱۹/۳۲	-۰/۳۱	-۰/۲۷
دختر	۱۲۳/۰۴	۲۰/۰۶	-۰/۲۰	-۰/۵۱
کل	۱۲۱/۸۰	۱۹/۷۷	-۰/۲۳	-۰/۴۰

$$t = 1/52, df = 466, P > 0/05$$

چنانچه در جدول ۵ مشاهده می‌شود، میانگین نمرات شادکامی در کل نمونه برابر با ۱۲۱/۸۰ و انحراف استاندارد ۱۹/۷۷ است. نتایج آزمون کالموگروف-اسمیرنف نشان داد که توزیع نمرات شادکامی در بین دانشجویان نرمال است $[P > 0/05, Z(489) = 1/14]$. به منظور مقایسه نمرات شادکامی دو جنس از آزمون t مستقل استفاده شد. نتایج نشان داد که بین نمرات دختران و پسران تفاوت معنی داری وجود ندارد.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی خصوصیات روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه شادکامی آکسفورد در دانشجویان انجام شد. نتایج پژوهش همخوان با پژوهش هیل و آرگیل (۲۰۰۲) نشان داد که همسانی درونی و پایایی بازآزمایی پرسشنامه در بین دانشجویان در حد قابل قبولی است.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که پرسشنامه از ۶ عامل کلی رضایت از زندگی، کارآمدی، احساس خوشی، عزت نفس، اجتماعی بودن و بهزیستی تشکیل شده است. نتایج تحلیل عاملی مرتبه دوم نیز نشان داد که ساختار عاملی پرسشنامه را می‌توان تک بعدی در نظر گرفت. هیل و آرگیل (۲۰۰۲) ساختار عاملی پرسشنامه شادکامی آکسفورد را هشت عاملی گزارش کرده‌اند و در تحلیل عاملی مرتبه دوم پرسشنامه شادکامی آکسفورد به یک عامل دست یافتند که با پژوهش حاضر همخوانی دارد. آرگیل (۲۰۰۱) و هیل و آرگیل (۱۹۹۸) نیز در پژوهش‌های خود در فهرست شادکامی آکسفورد به هفت عامل رضایت از زندگی، کارآمدی، اجتماعی بودن، سلامتی، شناخت مثبت، احساس خوشی و عزت نفس دست یافتند. آرگیل و همکاران (۱۹۹۵) در تحلیل عاملی فهرست شادکامی آکسفورد به هفت عامل شناخت مثبت، تعهد اجتماعی، عاطفه مثبت، حس کنترل، تناسب فیزیکی، رضایت از زندگی و هوشیاری سلامتی دست یافتند. همچنین علی پور و نوربالا (۱۳۷۸) در فهرست شادکامی آکسفورد پنج عامل رضایت از زندگی، خلق مثبت، سلامتی، کارآمدی و عزت نفس را در شادکامی موثر دانسته‌اند. علی پور و آگاه هریس (۱۳۸۶) نیز پنج عامل رضایت از زندگی، عزت نفس، بهزیستی فاعلی، رضایت خاطر و خلق مثبت را به دست آورده‌اند.

در پژوهش حاضر همبستگی منفی و معنی دار نمرات پرسشنامه با نمرات افسردگی و روان رنجورخویی بیانگر روایی واگرای پرسشنامه بود. همبستگی مثبت و معنی دار نمرات پرسشنامه با نمرات رضایت از زندگی، عزت نفس و برون گرایی بیانگر روایی همگرایی پرسشنامه بود. هیل و آرگیل (۱۹۹۸ و ۲۰۰۲) و علی پور و آگاه هریس (۱۳۸۶) نیز همبستگی مثبت و معنی داری بین نمرات شادکامی با صفات شخصیتی و نیرومندی‌های انسان گزارش کرده‌اند.

از دیگر یافته‌های پژوهش این بود که با توجه به آزمون t، تفاوتی بین نمرات شادکامی دانشجویان دختر و پسر مشاهده نشد. این نتیجه با یافته‌های علی پور و نوربالا (۱۳۷۸)، علی

پور و آگاه هریس (۱۳۸۶)، فرانسیس (۱۹۹۹) و فرانسیس و همکاران (۱۹۹۸)، لیاقت دار و همکاران (۲۰۰۸)، لو و آرگیل (۱۹۹۳) و فارنهام و بروین (۱۹۹۰) مبنی بر عدم تفاوت دو جنس در شادکامی همخوانی دارد. داینر و همکاران (۲۰۰۳) بیان می‌کنند که زنان در مقایسه با مردان هیجانات مثبت بیشتری را گزارش می‌کنند، اما در عین حال هیجانات منفی آن‌ها نیز بیشتر از مردان و در مجموع شادکامی آن‌ها برابر مردان است. همچنین دیدگاه و انتظارات افراد در خصوص نقش‌های جنسیتی تغییرات زیادی کرده و هر دو گروه زنان و مردان به امور مختلف هر دو جنس می‌پردازند که موجب شده میزان بهزیستی و شادمانی مردان و زنان تفاوت معناداری نشان ندهد.

به طور کلی نتایج پژوهش حاضر نشان داد که نسخه فارسی پرسشنامه شادکامی آکسفورد در جامعه دانشجویان از خصوصیات روان‌سنجی قابل قبولی برخوردار است و محققان می‌توانند از آن به عنوان ابزاری معتبر در اندازه‌گیری شادکامی، بهزیستی ذهنی و تحقیقات حیطه روان‌شناسی مثبت نگر استفاده کنند. با توجه به اینکه پژوهش حاضر محدود به دانشجویان دانشگاه‌های تهران، علامه و شهید بهشتی است، لذا پیشنهاد می‌شود چنین پژوهشی در سایر جامعه‌های آماری نیز انجام شود.

منابع

- بخشی پور رودسری، عباس و باقریان خسروشاهی، صنم. (۱۳۸۵). ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه تجدیدنظر شده شخصیت آیزنک - فرم کوتاه (EPQ-RS)، روان‌شناسی معاصر، ۱(۲): ۳-۱۲.
- خیر، محمد و سامانی، سیامک. (۱۳۸۳). مقایسه سلامت روانی - اجتماعی، بهداشت روانی، رضایت از زندگی در بین مادران شاغل و خانه دار در شهر شیراز. گزارش طرح پژوهشی، کارگروه پژوهش آمار و فن آوری اطلاعات استان فارس.
- رجبی، غلامرضا. (۱۳۸۴). ویژگی‌های روان‌سنجی ماده‌های فرم کوتاه پرسشنامه افسردگی بک (BDI-13). فصلنامه روان‌شناسان ایرانی، ۱(۴): ۲۹۸-۲۹۱.
- زاده محمدی، علی؛ عابدی، علیرضا و خانجانی، مهدی. (۱۳۸۶). بهبود حرمت خود و خودکارآمدی در نوجوانان، فصلنامه روان‌شناسان ایرانی، ۴(۱۵): ۲۵۲-۲۴۵.
- عابدی، محمدرضا؛ میرشاه جعفری، سیدابراهیم، لیاقت دار، محمدجواد. (۱۳۸۵). هنجاریابی پرسشنامه شادکامی آکسفورد در دانشجویان دانشگاه‌های اصفهان، فصلنامه روانپزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران، ۴۵: ۱۰۰-۹۵.
- علی پور، احمد و آگاه هریس، مژگان. (۱۳۸۶). اعتبار و روایی فهرست شادکامی آکسفورد در ایرانی‌ها. فصلنامه روان‌شناسان ایرانی، ۳(۱۲): ۲۹۸-۲۸۷.
- علی پور، احمد؛ نوربالا، احمدعلی. (۱۳۷۸). بررسی مقدماتی پایایی و روایی پرسش‌نامه شادکامی آکسفورد در دانشجویان دانشگاه‌های تهران. فصلنامه اندیشه و رفتار، ۵(۱ و ۲): ۶۴-۵۵.
- مظفری، شهباز. (۱۳۸۲). همبسته‌های روانشناختی شادکامی ذهنی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شیراز.
- مظلومی محمودآباد، سعید؛ مهري، علی و مروتی شریف آباد، محمد علی. (۱۳۸۵). ارتباط بین اعتماد به نفس و خودکارآمدی با رفتارهای بهداشتی در دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی شهید صدوقی یزد. مجله مرکز مطالعات و توسعه آموزش پزشکی، ۳(۲): ۱۱۷-۱۱۱.
- Argyle, M. (2001). *The psychology of happiness*, London: Routledge.
- Argyle, M., & Crossland, J. (1987). Dimensions of positive emotions. *British Journal of Social Psychology*, 26, 127-137.
- Argyle, M., & Hills, P. (2000). Religious experiences and their relations with

- happiness and personality. *International Journal for the Psychology of Religion*, 10, 157–172.
- Argyle, M., & Lu, L. (1990). The happiness of extraverts. *Personality and Individual Differences*, 11, 1011-1017.
- Argyle, M., Martin, M., & Crossland, J. (1989). *Happiness as a function of personality and social encounters*. In J. P. Forgas & J. M. Innes (Eds), *Recent advances in social psychology: An international perspective*, (pp. 189-203). North Holland: Elsevier Science Publishers.
- Argyle, M., Martin, M., & Lu, L. (1995). *Testing for stress and happiness: The role of social and cognitive factors*. In C. D. Spielberger, & I. G. Sarason (Eds.), *Stress and emotion* (pp. 173–187). Washington, DC: Taylor & Francis.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Garbin, M. G. (1988). Psychometric properties of the Beck Depression Inventory: Twenty-five years of evaluation. *Clinical Psychology Review*, 8, 77–100.
- Bradburn, N. (1969). *The structure of psychological wellbeing*. Chicago: Aldine.
- Carr, A. (2004). *Positive Psychology: The Science of happiness and human strengths*. New York: Brunner-Routledge
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71–75.
- Diner E, Oishi S, Lucac, R. E. (2003). Personality, culture, and subjective well-being: Emotional and cognitive evaluations of life, *Annual Review of Psychology*, 54: 403 – 425.
- Duckworth, A. L., & Steen, T. A., & Seligman, M. (2005). Positive psychology in Clinical practice. *Annual review of Clinical psychology*. 1, 629-951.
- Dunavold, A. P. (1997). *Happiness, hope, and optimism*. California State University, Northridge.
- Francis, L. J. (1999). Happiness is a thing called stable extraversion: a further examination of the relationship between the Oxford Happiness Inventory and Eysenk's dimensional model of personality and gender. *Personality and Individual Differences*, 26, 5-11
- Francis, L. J., Brown, L. B., Lester, D., & Philipchalk, R. (1998). examination of the reliability and validity of the Oxford happiness inventory among students in the UK, USA, Australia, and Canada. *Personality and Individual Differences*, 24, 167–171.
- Franken, R. (1994). *Human motivation* (3rd Ed.). Pacific Grove, CA: Brooks/Cole Publishing Co

- Furnham, A., & Berwin, C. R. (1990). Personality and happiness. *Personality and Individual Differences*, 11, 1093-1096
- Hills, P., & Argyle, M. (1998b). Positive moods derived from leisure and their relationship to happiness and personality. *Personality and Individual Differences*, 25, 523-535.
- Hills, P., & Argyle, M. (2002). The Oxford Happiness Questionnaire: A compact scale for the measurement of psychological well-being. *Personality and Individual Differences*, 33, 1071-1082
- Ivkovic, V., Vitart, V., Rudan, I., Janicijevic, B., Smolej-Narancic, N., Skaric-Juric, T & et, al. (2007). The Eysenck personality factors: Psychometric structure, reliability, heritability and phenotypic and genetic correlations with psychological distress in an isolated Croatian population. *Personality and Individual Differences* 42: 123-133.
- Jin, B. (2001). Social psychological determination of life satisfaction in order adults. *Unpublished Dissertation*, Indiana university.
- Joseph, S., & Lewis, C. A. (1998). The Depression-Happiness Scale: Reliability and validity of a bipolar self-report scale. *Journal of Clinical Psychology*, 54, 537-544.
- Joseph, S., Linley, P. A., Harwood, J., Lewis, C. A., & McCollam, P. (2004). Rapid assessment of well-being: The Short Depression-Happiness Scale (SDHS). *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, 77, 463-478.
- Karanci N., Dirik G., Yorulmaz o. (2007); Reliability and Validity Studies of Turkish Translation of Eysenck Personality Questionnaire Revised-Abbreviated; *Turkish Journal of psychiatry*, 18(3).
- Liaghatdar, M. J., Jafari, M., Abedi, M. R., and Samiee, F. (2008). Reliability and Validity of the Oxford Happiness Inventory among University Students in Iran, *The Spanish Journal of Psychology*, 11(1):310-313.
- Linley, P. A., & Joseph, S. (2004). *Positive psychology in practice*. New York: John Wiley & Sons.
- Lu, L., & Argyle, M. (1993). TV watching, soap opera and happiness. Kaohsiung. *Journal of Medical Sciences*, 9, 501-507
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. S. (1999). A measure of subjective happiness: Preliminary reliability and construct validation. *Social Indicators Research*, 46, 137-155.
- Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). *Character strengths and virtues: A handbook and classification*. New York: Oxford University Press.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2001). On happiness and human potentials: A review of research on hedonic and eudaimonic well-being. *Annual Review of Psychology*, 52, 141-166.

-
- Shogren, K., A. Lopez., S. J. Wehmeyed, M, L. Little., T, D., & Pressgrove, C. L. (2006). The role of Positive Psychology constructs in predicting life satisfaction in adolescents with and without cognitive disabilities: exploratory study. *The journal of positive psychology*. 1(1):37-59
- Snyder, C. R & Lopez, S, G. (2007). *Positive Psychology*, New York Published by Oxford University Press, Inc
- Stones, M. J., Kozma, A., Hirdes, J., & Gold, D. (1996). Short Happiness and Affect Research Protocol (SHARP). *Social Indicators Research*, 37, 75-91.

فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی:

آزمون تغییرناپذیری ساختار عاملی در بین نوجوانان دختر و پسر ایرانی*

ریحانه پاسبانی^۱

امید شکری^۲

چکیده

هدف: هدف پژوهش حاضر بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی (AESI) در دو جنس بود. **روش:** ۶۸۰ دانش‌آموز دبیرستانی (۳۲۷ پسر و ۳۵۳ دختر) به فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی (AESI) پاسخ دادند. به منظور بررسی روایی بین‌جنسی AESI یا تغییرناپذیری ساختار عاملی AESI در دو جنس از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی استفاده شد. **یافته‌ها:** نتایج تحلیل عاملی تأییدی تک‌گروهی نشان دادند که در هر دو جنس، الگوی دو عاملی AESI شامل تنیدگی ناشی از انتظارات والدین / معلمان و تنیدگی ناشی از انتظارات خود، برازش خوبی با داده‌ها دارد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری در دختران و پسران ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌ها و کواریانس‌های بین عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی را در دو جنس نشان داد. نتایج تحلیل واریانس چندمتغیری نشان داد که بین دو جنس از لحاظ تنیدگی ناشی از انتظارات فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارات دیگران تفاوت معناداری وجود ندارد. **نتیجه‌گیری:** نتایج پژوهش حاضر با تأکید بر تغییرناپذیری ساختار عاملی AESI در بین دختران و پسران نشان داد که AESI برای اندازه‌گیری تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی در دو جنس ابزار سودمندی است.

واژگان کلیدی: تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، هم‌ارزی جنسی، تغییرناپذیری ساختار عاملی، فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی

* مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی نویسنده اول است.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی دانشگاه شهید بهشتی

۲. استادیار دانشگاه شهید بهشتی (نویسنده مسئول) Email: oshokri@yahoo.com

مقدمه

در سال‌های اخیر، تعداد زیادی از محققان در بافت‌های فرهنگی مختلف، موضوع محوری تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا را در بین دانش‌آموزان، به طور نظام‌مند مطالعه کرده‌اند (انگ، کلاسن، چانگ، هوان، وانگ، یثو و کروچاک، ۲۰۰۹؛ انگ، هوان و برامان^۱، ۲۰۰۷). در تعدادی از این مطالعات از یک طرف بر رابطه مثبت بین انتظارات دستیابی به موفقیت تحصیلی با تجارب موفقیت‌آمیز تحصیلی (تراستی، ۲۰۰۰) و از طرف دیگر بر پسایندهای منفی انتظارات مانند تنیدگی مفرط و نگرانی‌های مربوط به سلامت روانی تأکید شده است (شک، ۱۹۹۵). کلی، مولیس و مارتین (۲۰۰۰) دریافتند که در سنجش‌های بین‌المللی جامع بر روی نوجوانان آسیایی و غیر آسیایی مانند تیمز، نمره‌های نوجوانان آسیایی از میانگین بین‌المللی بالاتر بودند. در حالی که نوجوانان آسیایی و آمریکایی آسیایی تبار همواره تجارب پیشرفت قابل ملاحظه‌ای نشان می‌دهند اما در مقایسه با نوجوانان آمریکایی سطوح بالایی از تنیدگی تحصیلی را گزارش می‌کنند (سو و آکازاکی، ۱۹۹۰).

در همین راستا، لی و لارسن^۲ (۲۰۰۰) دریافتند که دانش‌آموزان کره‌ای دو برابر هم‌تایان آمریکایی خود برای انجام تکلیف خود زمان صرف می‌کنند. در مقابل، دانش‌آموزان آمریکایی دو برابر دانش‌آموزان کره‌ای، به فعالیت‌های سرگرم‌کننده می‌پردازند. در کره موقعیت تحصیلی فرد به مثابه فرصتی برای دستیابی به مشاغل خوب، درآمد مناسب و وضعیت اجتماعی بالا محسوب می‌شود (چانگ، کیم، لی، کوان و لی، ۱۹۹۳). در یک مطالعه جامع درباره بهزیستی ذهنی، نوجوانان آسیایی در مقایسه با نوجوانان آمریکایی هیجانات منفی بیشتری را درباره تحصیلات گزارش کردند (دینر، سو، اسمیت و شاو، ۱۹۹۵). شواهد تجربی مختلف نشان داده‌اند که رابطه بین انتظارات تحصیلی و تنیدگی تحصیلی در بین نمونه‌های آسیایی در مقایسه با نمونه‌های غیر آسیایی بیشتر است (دینر و همکاران، ۱۹۹۵؛ آبی و زانگ، ۱۹۹۰؛ شکری، فراهانی، کرمی نوری و مرادی،

1. Ang, Huan, Braman

2. Lee & Larson

۱۳۸۹). انگ و هوان (۲۰۰۶) و وانگ و همکاران (۲۰۰۵) پس از مرور پیشینه پژوهشی مربوط به تنیدگی تحصیلی ادراک شده دو منبع بااهمیت تنیدگی تحصیلی شامل تنیدگی ناشی از انتظارات خود و تنیدگی ناشی از انتظارات دیگران مهم مانند والدین و معلمان را از یکدیگر تفکیک کردند.

تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارات خود و دیگران

نتایج پاره‌ای از شواهد تجربی، اهمیت مطالعه وابسته به فرهنگ موضوع محوری تنیدگی تحصیلی را بیش از پیش ضروری ساخت. برای مثال، اشتاین‌برگ، دورن‌بوش و براون (۱۹۹۲) دریافتند که دانش‌آموزان آمریکایی آسیایی تبار در مقایسه با گروه‌های قومیتی دیگر، مدت زمان بیشتری را صرف مطالعه می‌کنند و در ارزیابی عملکرد خود از موقعیت‌های تحصیلی، بر نقش انتظارات و معیارهای بالای والدین تأکید می‌ورزند. این دانش‌آموزان که دو برابر دانش‌آموزان با قومیت‌های دیگر در طول یک هفته به مطالعه می‌پردازند گزارش می‌کنند که والدین آن‌ها در صورت ناکامی در موفقیت‌های تحصیلی به سختی ناراحت می‌شوند. در مقابل، عملکرد دانش‌آموزان آمریکایی افریقایی تبار و اسپانیایی در مدرسه ضعیف‌تر است، زمان کمتری را به مطالعه اختصاص می‌دهند و انتظارات و معیارهای والدین آن‌ها در مقایسه با دانش‌آموزان آسیایی تبار به مراتب کمتر است.

در یک پژوهش زمینه‌یابی ملی دیگر درباره نوجوانان سنگاپوری، هو و یپ^۱ (۲۰۰۳) نشان دادند که غالب افراد جوان، تحصیل را به عنوان مهم‌ترین عامل تجربه تنیدگی زندگی خود بر می‌شمارند. علاوه بر این، وقتی که از افراد جوان درخواست شد که سطح اهمیت و رضایت خود را از هفت جنبه متفاوت زندگی مدرسه‌ای رتبه‌بندی کنند، آن‌ها نمره‌های امتحانی را به عنوان مهم‌ترین جنبه زندگی مدرسه قلمداد کردند، در حالی که کمترین رضایت خاطر از آن را به دست می‌آوردند. این یافته نشان می‌دهد در حالی که افراد جوان نمره‌های امتحانی را به عنوان مهم‌ترین جنبه زندگی درسی خود در نظر می‌گیرند، امکان دستیابی به معیارهای در نظر

1. Ho & Yip

گرفته شده را برای نمره‌های خود دشوار می‌دانند و بنابراین احساس رضایت خاطر نمی‌کنند. لیانگ (۲۰۰۲) دریافت که نوجوانان ژاپنی با وجود کسب نمره‌های بالا در ریاضیات اما از عملکرد خود در آزمون‌های پیشرفت احساس رضایت نمی‌کنند.

شواهد تجربی مختلف نشان داده‌اند که در بین نوجوانان آسیایی علاوه بر تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی، تجربه تنیدگی تحصیلی ناشی از پاسخ به انتظارات و مطالبات تحصیلی والدین امری متداول تلقی می‌شود (انگ و همکاران، ۲۰۰۹؛ انگ و همکاران، ۲۰۰۷؛ انگ و هوان، ۲۰۰۶). سو و اوکازاکی (۱۹۹۰) در تبیین تمایز بین میزان تجربه تنیدگی دانش‌آموزان آسیایی و غیر آسیایی، بر نقش ارزش‌ها و انتظارات خانواده و تجربه‌های اجتماعی شدن که بر موفقیت تحصیلی تأکید می‌کند، اشاره کرده‌اند. با توجه به ارزش‌های کنفوسیوس، والدین چینی بر احترام و وظیفه‌شناسی نسبت به والدین، آموزش و پرورش و رفتار مناسب تأکید دارند (شک و چان، ۱۹۹۹). وظیفه‌شناسی و احترام به والدین یکی از اصول تجربه‌های اجتماعی شدن است. حفظ آبرو، یک مکانیزم مهار اجتماعی قوی برای آسیایی‌ها محسوب می‌شود، زیرا زمانی که آبروی فرد به خطر می‌افتد به شدت احساس شرمندگی می‌کند و از این که خود را در دستیابی به آرمان‌ها و هدف‌های مطرح شده از سوی خانواده ناتوان می‌بیند، احساس که‌تری می‌کند (هو، ۱۹۸۱). ناتوانی در پاسخگویی به انتظارات فردی و انتظارات افراد دیگر می‌تواند آبرو و اعتماد به خود^۱ را به خطر اندازد (یه و هانگ، ۱۹۹۶). لذا کودکان به گونه‌ای اجتماعی می‌شوند که نسبت به قضاوت افراد دیگر مانند والدین و معلمان خود حساس باشند. پیشرفت تحصیلی بسیار مهم است، زیرا به مثابه یکی از محدود مسیرهایی است که پیشرفت اجتماعی و دامنه انتخاب فرد را افزایش می‌دهد. بنابراین، اهمیت دستیابی به پیشرفت تحصیلی برای افراد و خانواده‌ها به مراتب افزایش می‌یابد (گلوریا و هو، ۲۰۰۳؛ هو، ۱۹۹۴؛ سو و اوکازاکی، ۱۹۹۰). حتی نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهد که در بین نوجوانان آسیایی انتظار از خود تحصیلی در انتظار دیگران مهم از آن‌ها ریشه دارد (چن و استیونسن، ۱۹۹۵؛ گویتی و اکسی، ۱۹۹۹).

در مقابل، در بافت‌های غربی انتظارات‌های والدین به مثابه یک منبع انگیزاننده تنیدگی تحصیلی ایفای نقش نمی‌کند (آکگان و سیاروچی، ۲۰۰۳). نتایج مطالعه بگیلاو و زو (۲۰۰۱) که با هدف بررسی تغییرات در اهمیت اهداف مدرسه در بین گروهی از دانش‌آموزان کانادایی و والدین آن‌ها انجام شد نشان داد که هر دو گروه اهداف عملکردی را مانند اکتساب دانش و دستیابی به شغل کم‌اهمیت ارزیابی کردند.

فرهنگ و خود

پیشینه تجربی موجود درباره رابطه بین «فرهنگ» و «خود» بنیان نظری زیربنایی و قابلیت تبیین یافته‌های تجربی موجود درباره تمایز در تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارات‌های خود و انتظارات‌های دیگران را در بین نمونه‌های آسیایی و غیرآسیایی فراهم آورده است. بر این اساس، انگ و هوان (۲۰۰۶) ضرورت توسعه فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات‌های تحصیلی را با هدف سنجش وابسته به فرهنگ مفهوم تنیدگی برای نوجوانان مالزیایی بیش از پیش مورد تأکید قرار دادند. انگ و هوان (۲۰۰۶) همسو با برخی شواهد تجربی از طریق تأکید بر رابطه بین «خود» و «فرهنگ»، بنیان نظری لازم برای طرح ایده سنجش تنیدگی در بافت فرهنگ‌های مختلف را تشریح کردند. برای مثال آن‌ها تأکید کردند که در بافت‌های فرهنگی فردگرا، فرد به مثابه یک موجود مستقل و خودکفا دیده می‌شود که رفتارهای او از طریق یک مجموعه متمایز از صفات و ویژگی‌ها تعیین می‌شود. در مقابل، در بافت‌های فرهنگی جمع‌گرا، فرد در تعامل با دیگران دیده می‌شود و بر این اساس، رفتار وی نتیجه پاسخدهی به نقش‌های اجتماعی و روابط بین‌فردی است. سیو (۲۰۰۲) تأکید می‌کند که در بافت‌های فرهنگی فردگرا، «خود» و نه بافت، مرجع اولیه رفتار تلقی می‌شود. در درون این روان‌بند فرهنگی کاملاً متمرکز بر خود، بدیهی است که «خود» منبع اصلی معنا و راهبری برای فرد باشد. در مقابل، در بافت‌های فرهنگی جمع‌گرا، نیروهای موقعیتی، تجارب و بیانگری‌های «خود» را تعیین می‌کنند (مارکوس، مالالی و کیتایاما، ۱۹۹۷). اگر چه مارکوس و کیتایاما (۱۹۹۸) وجود ویژگی‌های درونی را تصدیق می‌کنند، این ویژگی‌ها به صورت خاص موقعیت، گمراه‌کننده، بدون ثبات و فاقد توان لازم برای پیش‌بینی رفتار تلقی می‌شوند.

شواهد پژوهشی مختلف نشان داده‌اند که در بافت‌های فرهنگی مختلف، باورهای درباره خود، موقعیت اجتماعی و تعامل بین این دو متفاوت است. در غرب، «خود» به مثابه یک پدیده مستقل، متمایز و خودبسنده است (فیسکی، کیتایاما و مارکوس و نیسبت، ۱۹۹۸؛ لیلارد، ۱۹۹۸؛ مارکوس و کیتایاما، ۱۹۹۱). در هسته این «خود» به طور ذاتی مستقل، صفات و ویژگی‌های درونی قرار دارند که منحصر به فرد، خودشناساننده و باثبات می‌باشند. بنابراین، در بافت‌های فرهنگی فردگرا عمدتاً بر ثبات و خودتعیین‌کنندگی صفات و ویژگی‌های درونی «خود» تأکید می‌شود (مارکوس و همکاران، ۱۹۹۷؛ مورلینگ، کیتایاما و میاموتو، ۲۰۰۲). در مقابل، در یک بافت فرهنگی جمع‌گرا، «احساس بنیادی از خود»^۱ از طریق پربارسازی احساس نزدیکی به «دیگران مهم» به دست می‌آید (میلر، ۱۹۹۷). «خود» به مثابه یک بازده اجتماعی دیده می‌شود. از آنجا که هر رابطه خودتعریف‌کننده، مجموعه منحصربفردی از رفتارها و انتظارات را فرامی‌خواند، «تجربه خود»^۲ به طور باثباتی به افکار و احساسات دیگران اشاره می‌کند.

فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی

انگ و هوان (۲۰۰۶) پس از مرور دقیق شواهد نظری و تجربی موجود، بر نقش محوری مفهوم «انتظارات تحصیلی» به مثابه یک عامل ایجادکننده تنیدگی در بین نوجوانان مالزیایی تأکید کردند. به بیان دیگر، از طریق سازه انتظارات تحصیلی، تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا را مفهوم‌سازی کردند. در مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) در بخش اول، نتایج تحلیل عامل اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس شامل ۹ ماده با ۲ عامل انتظارات والدین / معلمان (۵ ماده) و انتظارات از خود (۴ ماده) را نشان داد. در بخش دوم، نتایج تحلیل عاملی تأییدی ساختار دو عاملی به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی را تأیید کرد. در بخش سوم نیز، اعتبار فهرست با استفاده از روش آزمون بازآزمون تأیید شد.

-
1. fundamental sense of self
 2. self-experience

در مطالعه شکری، به پژوه، دانشورپور، مولایی، نقش، طرخان و که تری (۱۳۸۷) که با هدف آزمون ویژگی‌های روان‌سنجی AESI انجام شد، همسو با مطالعه انگک و هوان (۲۰۰۶) نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل انتظارات‌های والدین / معلمان و انتظارات‌های خود را تأیید کرد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ضمن حمایت از ساختار عاملی به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی، نشان دادند که الگوی دو عاملی AESI در مقایسه با الگوی تک عاملی برازش بهتری با داده‌ها دارد. همبستگی مثبت معنادار بین نمره‌های مقیاس ترس از ارزیابی منفی با نمره‌های زیر مقیاس‌ها و نمره کل AESI مبین روایی همگرای این فهرست بودند. در این پژوهش، همسانی درونی زیرمقیاس‌های انتظارات‌های والدین - معلمان، انتظارات‌ها از خود و عامل کلی AESI به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۰ و ۰/۸۳ بودند.

در مطالعه انگک، هوان و برامان (۲۰۰۷) که با هدف بررسی ساختار عاملی و تغییرناپذیری AESI در بین دو گروه از نوجوانان مالزیایی و اسپانیایی انجام شد، نتایج تحلیل عاملی تأییدی از ساختار دو عاملی حمایت بیشتری به عمل آورد. همچنین، نتایج تحلیل عاملی چندگروهی از روایی بین فرهنگی AESI حمایت کرد. در پژوهش دیگری، انگک، کلاسن، چانگک، هوان، وانگک، یئو و کراچاک (۲۰۰۹) تغییرناپذیری بین فرهنگی ساختار عاملی AESI را در دو گروه از نوجوانان مالزیایی و کانادایی آزمون کردند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری بین فرهنگی ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی AESI را در دو گروه نوجوانان مالزیایی و کانادایی نشان داد.

در مطالعه ملکیان و شکری (زیر چاپ) که با هدف بررسی ساختار عاملی و تغییرناپذیری AESI در بین دو گروه از دانش‌آموزان تیزهوش و غیرتیزهوش ایرانی انجام شد، نتایج تحلیل عاملی از ساختار دو عاملی حمایت کرد. در این پژوهش نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری بین گروهی ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی AESI را در دو گروه دانش‌آموزان تیزهوش و غیرتیزهوش نشان داد.

روایی بین‌جنسی فهرست تنیدگی ناشی از انتظاراتهای تحصیلی

تعدادی از محققان به منظور تبیین تمایز در الگوی پراکنده‌گی نمرات تنیدگی تحصیلی در فراگیران از بین متغیرهای جمعیت‌شناختی بر نقش عامل جنس تأکید کرده‌اند. مرور شواهد تجربی متعدد نشان می‌دهد که انجام مطالعات مبتنی بر مقایسه‌های بین‌گروهی، همواره یکی از اولویت‌های پژوهشی فراوی محققان مختلف بوده است. یکی از روی‌آورد‌های غالب و مورد استفاده در بین محققان علاقه‌مند به انجام مطالعات مبتنی بر مقایسه‌های بین‌گروهی در قلمروهای موضوعی مختلف، روی‌آورد سطح‌محور^۱ است (اکسی، لئونگ و فنک، ۲۰۰۸). اکسی و دیگران (۲۰۰۸) تأکید کرده‌اند که غالب محققان با استفاده از روی‌آورد سطح‌محور در صدد مقایسه بین‌گروهی سطوح متمایز برخورداری از سازه‌های روان‌شناختی مختلف در بین گروه‌های جمعیتی مختلف هستند. طبق دیدگاه اکسی و دیگران (۲۰۰۸) یک محدودیت اساسی استفاده از روی‌آورد سطح‌محور آن است که نتایج مطالعات مبتنی بر مقایسه‌های سطح‌محور، اغلب با این نتیجه همراه‌اند که یک گروه در مقایسه با گروه دیگر، از سطوح کمتر یا بیشتری از یک سازه روان‌شناختی مشخص برخوردارند. چنین استنتاج‌هایی بدون آزمون وجود یا عدم وجود روایی بین‌گروهی ابزارهای اندازه‌گیری، در بافت‌های موضوعی مختلف، غیرقابل دفاع است.

مرور شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که غالب محققان علاقه‌مند به مطالعه موضوع محوری تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا در دو جنس، به منظور تبیین تمایز در سطح تجارب تنیدگی‌زا در دو جنس بر نقش بااهمیت آموزه‌های دیدگاه نظری «الگوی نقش جنسی» تأکید کرده‌اند (متیود، ۲۰۰۴). نظریه نقش جنسیتی نیز به مثابه یک سازوکار تبیینی توضیح می‌دهد که چگونه انتظارات نقش جنسیتی در قلمروهای مختلف سطوح متمایزی از تنیدگی را در دو جنس فرامی‌خواند. نقش‌های جنسیتی به انتظارات فرهنگی مشترکی اطلاق می‌شود که بر اساس عضویت جنسیتی افراد برای آن‌ها قابل استفاده می‌باشد. جنسیت بیانگر درک اجتماعی از مردانگی و زنانگی است و جنس به یک ویژگی

1. level oriented

زیست‌شناختی اشاره می‌کند. طبق نظریه نقش اجتماعی شدن، افراد در بافت‌های فرهنگی مختلف، از طریق فرایند اجتماعی شدن، رفتارها، نگرش‌ها و ارزش‌های غالب وابسته به دو جنس را فرامی‌گیرند. خانواده‌ها، مدارس و گروه‌های دوستان، بر اساس انتظارات نقش جنسی، روش‌های تعامل افراد با یکدیگر را به آن‌ها آموزش می‌دهند (گاستافسون، ۱۹۹۸). نظریه نقش جنسیتی تأکید می‌کند که افراد، نقش‌های جنسیتی وابسته به فشارهای اجتماعی را درونی می‌کنند تا از این طریق با طرحواره نقش جنسیتی همسو با نمایش جنسیتی منطبق شوند (کایدر، ۲۰۰۲). نظریه نقش جنسیتی، مفروضه‌های سنتی موجود درباره نقش‌های جنسیتی و رفتارهای مورد انتظار از مردان و زنان را در بافت‌های اجتماعی مختلف توصیف می‌کند. بر اساس نظریه نقش جنسیتی انتظار می‌رود که زنان در مقایسه با مردان سطوح بیشتری از بیانگری هیجانی و تغییر حالت‌های هیجانی، وابستگی، مراقبت، مهربانی و سلطه‌پذیری را گزارش کنند (وریل و ریمیر، ۱۹۹۲). در مقابل، در نظریه نقش جنسیتی، مردان به صورت پرخاشگر، عمل‌گرا و جاه‌طلب توصیف می‌شوند (کایدر، ۲۰۰۲).

بنابراین، هدف اصلی پژوهش حاضر کمک به بسط و گسترش قلمرو موضوعی انتظارات تحصیلی به مثابه یکی از علل اصلی تجربه تنیدگی در بافت‌های تحصیلی از طریق آزمون تغییرناپذیری بین گروهی AESI در بین دو گروه از نوجوانان دختر و پسر بود. بدون شک، انجام مطالعات بین‌گروهی معتبر، مستلزم قابلیت قیاس ابزارهای اندازه‌گیری است که بر هم ارزی سازه‌ها در گروه‌های مختلف تأکید می‌کنند. انگ و دیگران (۲۰۰۹) تأکید کردند که در شرایط فعلی، در بین محققان علوم رفتاری، درک اهمیت آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری در هنگام مقایسه گروه‌ها، به شکل فزاینده‌ای افزایش یافته است. علاوه بر این، برخی از محققان دیگر نیز تأکید کرده‌اند که در صورت عدم اطلاع دقیق از تغییرناپذیری اندازه‌گیری، تعیین این مهم که تفاوت بین گروهی مشاهده شده به تفاوت واقعی سازه مورد نظر مربوط است یا پاسخهای روان‌سنجی متمایز به ماده‌های مقیاس، عاری از ابهام نخواهد بود (چانگ و رنسولد، ۲۰۰۲؛ اسپنسر، فیتچ، گروگان - کایلور و مک بیت، ۲۰۰۵).

روش پژوهش

جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان دبیرستانی دختر و پسر در مناطق ۶ و ۱۱ آموزش و پرورش شهر تهران در پایه‌های تحصیلی اول، دوم و سوم دبیرستان و رشته‌های تحصیلی تجربی و ریاضی در سال تحصیلی ۸۶-۱۳۸۵ بودند. از این جامعه ۶۸۰ دانش‌آموز (۳۲۷ پسر و ۳۵۳ دختر) با روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای انتخاب شدند. بدین ترتیب که در مرحله یکم از بین مناطق چندگانه شهر تهران مناطق ۶ و ۱۱ انتخاب شدند. سپس از بین مدارس از هر یک از مناطق یک مدرسه دخترانه و یک مدرسه پسرانه انتخاب شد. در نهایت، به تفکیک پایه و رشته تحصیلی دانش‌آموزان، کلاس‌ها برگزیده شدند.

ابزار پژوهش

فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی (AESI؛ انگ و هوان، ۲۰۰۶): فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی، یک مقیاس خودگزارش دهی است که به منظور اندازه‌گیری تنیدگی ادراک شده به وسیله دانش‌آموزان راهنمایی و دبیرستانی در موقعیت‌های تحصیلی به کار می‌رود. در این فهرست منابع تنیدگی شامل انتظارات معلمان / والدین و انتظارات فرد از خویشان است. این فهرست شامل ۹ گویه و ۲ مقیاس است. مقیاس اول انتظارات والدین / معلمان را از طریق ۵ گویه (۹، ۷، ۶، ۵، ۴) و مقیاس دوم، انتظارات خود را از طریق ۴ گویه (۸، ۳، ۲، ۱) اندازه‌گیری می‌کند. هر گویه بر روی یک طیف ۵ درجه‌ای پاسخ داده می‌شود. در این فهرست نمره‌های بالا نشان دهنده تجربه تنیدگی بیشتر است. در مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) نتایج تحلیل عامل اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس شامل ۹ گویه با ۲ عامل انتظارات والدین / معلمان (۵ ماده) و انتظارات خود (۴ ماده) را نشان داد. در مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) ضرایب همسانی درونی عامل‌های انتظارات والدین - معلمان، انتظارات خود و نمره کلی AESI به ترتیب برابر با ۰/۸۵، ۰/۸۴ و ۰/۸۹ به دست آمد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در مطالعه شکری و همکاران (۱۳۸۷) که با هدف بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی AESI در دانش‌آموزان انجام شد نشان داد که الگوی دو عاملی AESI در مقایسه

با الگوی تک عاملی برآزش بهتری با داده‌ها دارد. همبستگی مثبت و معنادار بین نمره‌های مقیاس ترس از ارزیابی منفی با نمره‌های خرده مقیاس‌ها و نمره کل AESI مبین روایی همگرا و ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌ها و عامل کلی AESI نمایانگر اعتبار بالای این فهرست بودند.

روش تحلیل

به طور کلی، برای آزمون هم‌ارزی اندازه‌گیری در گروه‌ها یا موقعیت‌های مختلف، دو پارادایم روش‌شناختی متفاوت شامل نظریه سؤال - پاسخ^۱ و الگوهای تحلیل عاملی تأییدی پیشنهاد شده است (مید و لانتچ لاگر، ۲۰۰۴؛ راجا، رافیت و بیرن، ۲۰۰۲؛ اسچری شیم و نیدر، ۲۰۰۱). با وجود این که، در مباحثات اخیر، کاربرد هر دو روش پیشنهاد شده است، هر روش موافقان و مخالفان خود را دارد (مید و لانتچ لاگر، ۲۰۰۴). در روش مبتنی بر نظریه سؤال - پاسخ در مقایسه با روش تحلیل عاملی تأییدی حجم نمونه بیشتر است و در این روش دستیابی به نتایج معتبر، مستلزم در اختیار داشتن تعداد معینی سؤال است. علاوه بر این، استفاده از تحلیل عاملی تأییدی امکان مقایسه گروه‌ها را از طریق یک تحلیل امکان‌پذیر می‌کند (مید و لانتچ لاگر، ۲۰۰۴). بنابراین، محققان پژوهش حاضر به منظور آزمون تغییرناپذیری (هم‌ارزی) ساختار عاملی AESI در دو جنس همسو با پیشنهاد بیرن (۲۰۰۶) از مجموعه‌ای از روش‌های تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند. آزمون تغییرناپذیری ساختار عاملی در مواقعی که بیش از یک گروه وجود دارد مستلزم استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی است. روش تحلیل عاملی چندگروهی حالت بسط یافته تحلیل عاملی تک‌گروهی است که در آن تغییرناپذیری پارامترهای برآورد شده دو الگوی آشیانه‌ای مربوط به هر جنس آزمون می‌شود. از طریق استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی می‌توان به این سؤال پاسخ داد که آیا مؤلفه‌های مقیاس در سطوح عامل مورد نظر به طور یکسان عمل می‌کنند یا خیر.

یک تفاوت عمده بین روش‌های تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل عاملی اکتشافی این

است که در تحلیل عاملی تأییدی محقق می‌تواند از طریق تعیین الگوهای روابط، برآزش ساختار عاملی مورد نظر را با داده‌های مشاهده شده از حیث آماری آزمون کند (انگ و همکاران، ۲۰۰۷). در تحلیل عاملی تأییدی فرض می‌شود که نشانگرها یا متغیرهای مشاهده شده به طور خطی به یک یا بیشتر از یک سازه مکنون غیرقابل مشاهده مربوط می‌شوند (جورسکاگ و سوربوم، ۱۹۹۳). یک الگوی اندازه‌گیری مشتمل بر برآورد بارهای عاملی، واریانس - کواریانس بین عامل‌های مکنون و خطاهای اندازه‌گیری است. در استفاده از برنامه‌های آماری مختلف به منظور انجام تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، پارامترهای معینی در الگو ثابت فرض شده و از این طریق الگو در معرض برخی محدودیت‌ها قرار می‌گیرد. در مجموع، توالی محدودیت‌های پیشنهادی به صورت تغییرناپذیری بارهای عاملی، تساوی واریانس - کواریانس بین عامل‌های مکنون و خطاهای هم‌تراز بوده است (ریگوتی، اسچینس و ماهر، ۲۰۰۸).

ملاک‌های محققان مختلف برای تغییرناپذیری اندازه‌گیری با یکدیگر متفاوتند. برخی از محققان خاطر نشان ساخته‌اند که ملاک بارهای عاملی مکفی است (راجا و همکاران، ۲۰۰۲). تعدادی از محققان نیز بر پارامتر خطاهای اندازه‌گیری تغییرناپذیر (بیرن و واتکینز، ۲۰۰۳) و در نهایت، برخی دیگر بر هم‌ترازی واریانس - کواریانس بین عامل‌های مکنون تأکید کرده‌اند (چان، ۲۰۰۰).

در پژوهش حاضر، الگوهای تحلیل عاملی تأییدی از طریق ماتریس کواریانس - به مثابه درون داد - برای هر دو گروه بررسی شد. برای دو جنس سه الگوی سلسله‌مراتبی شامل آزمون هم‌ترازی یا ناهم‌ترازی بارهای سؤال در دو جنس، آزمون هم‌ترازی یا ناهم‌ترازی همبستگی بین عاملی در دو جنس و در نهایت آزمون هم‌ترازی یا ناهم‌ترازی خطاهای اندازه‌گیری سؤال در دو جنس بررسی شد.

با توجه به تأکید گیلز (۲۰۰۲) درباره تشابه در هدف پیش‌روی روش‌های آماری تحلیل عاملی تأییدی و مدلیابی معادلات ساختاری مبنای تلاش برای برازندگی بهتر الگو یا راه‌حل مفروض با داده‌ها، در این مطالعه قبل از تحلیل داده‌ها به کمک روش تحلیل عاملی تأییدی، مفروضه‌های نرمال بودن چند متغیری (با استفاده از بررسی کشیدگی و چولگی

آماري) (کلاین، ۲۰۰۵)، خطی بودن^۱ (با استفاده از روش ماتریس‌های نمودار پراکنندگی) (مایر، گامست و گوارینو، ۲۰۰۶) و هم‌خطی چندگانه^۲ (با استفاده از آماره‌های تحمل^۳ و عامل تورم واریانس^۴) (کلاین، ۲۰۰۵) آزمون و تأیید شدند.

یافته‌ها

جدول ۱ شاخص‌های توصیفی میانگین و انحراف استاندارد گویه‌های AESI را در دو جنس نشان می‌دهد.

جدول ۱. میانگین و انحراف استاندارد گویه‌های AESI در دو جنس

دختران		پسران		سئوالات AESI
SD	M	SD	M	
۱/۱۶	۳/۵۰	۱/۲۷	۳/۳۴	۱- هنگامی که مطابق معیارهای خود عمل نمی‌کنم، دچار استرس می‌شوم.
۱/۱۳	۳/۵۵	۱/۲۴	۳/۴۴	۲- هنگامی که مطابق با انتظارات خود عمل نمی‌کنم، احساس می‌کنم به اندازه کافی خوب نیستم.
۱/۳۰	۲/۸۳	۱/۴۲	۲/۶۵	۳- هنگامی که نمی‌توانم به هدفهایی که برای خود تعیین کرده‌ام نایل شوم، به طور معمول نمی‌توانم بخوابم و نگران هستم.
۱/۳۰	۲/۹۴	۱/۳۲	۲/۹۰	۴- هنگامی که نمی‌توانم مطابق انتظارات والدینم عمل کنم، خود را سرزنش می‌کنم.
۱/۳۰	۲/۶۵	۱/۳۸	۲/۵۳	۵- هنگامی که در مدرسه عملکرد بدی دارم، احساس می‌کنم که معلم را ناامید کرده‌ام.
۱/۳۲	۳/۰۲	۱/۳۶	۲/۱۸	۶- هنگامی که در مدرسه عملکرد ضعیفی دارم، احساس می‌کنم والدینم را ناامید کرده‌ام.
۱/۳۱	۳/۰۳	۱/۳۷	۳/۱۹	۷- هنگامی که می‌دانم والدینم را با نمرات امتحانی خود ناامید کرده‌ام، دچار استرس می‌شوم.
۱/۲۸	۳/۳۲	۱/۳۴	۳/۲۶	۸- هنگامی که در یک آزمون به آن اندازه که می‌توانستم، خوب عمل نکنم، دچار استرس می‌شوم.
۱/۳۱	۲/۸۳	۱/۳۵	۲/۶۳	۹- هنگامی که نمی‌توانم مطابق انتظارات معلم عمل کنم، احساس بسیار بدی می‌کنم.

1. linearity
2. multicollinearity
3. tolerance
4. variance inflation factor

برآوردهای پایایی

ترتیب ضرایب آلفای کرانباخ برای AESI از ۰/۷۰ تا ۰/۸۵ به دست آمد که نشان دهنده سطوح بالای همسانی درونی برای خرده مقیاس‌های AESI در دو جنس است.

جدول ۲. ضرایب آلفای کرانباخ برای AESI و زیرمقیاس‌های آن (به منظور محاسبه همسانی درونی) در دو جنس و کل افراد

فهرست	پسران (N=۳۲۷)	دختران (N=۳۵۳)
انتظارهای والدین - معلمان	۰/۸۲	۰/۸۳
انتظارها از خود	۰/۷۳	۰/۷۰
کل	۰/۸۴	۰/۸۵

الگوهای تحلیل عاملی تأییدی تک گروهی

انگ و هوان (۲۰۰۶) اولین بار ساختار عاملی AESI را در مورد یک نمونه سنگاپوری بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که ساختار دو عاملی AESI برازش خوبی با داده‌ها دارد. به دنبال آن، نتایج مطالعه شکری و همکاران (۱۳۸۷) همسو با یافته‌های انگ و هوان (۲۰۰۶) با هدف مطالعه ساختار عاملی AESI نشان داد که ساختار دو عاملی AESI در مقایسه با ساختار تک عاملی برازش بهتری با داده‌ها دارد. بنابراین، در پژوهش حاضر، تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی AESI با استفاده از تحلیل عاملی چندگروهی بررسی شد.

جدول ۳ شاخص‌های نیکویی برازش را به تفکیک برای دو جنس نشان می‌دهد.

جدول ۳: شاخص‌های برازش الگوهای دو عاملی AESI برای پسران و دختران

الگو	χ^2	df	χ^2/df	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA
پسران	۱۴۰/۹۷	۲۶	۵/۴۲	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۰۶۰	۰/۰۷۴
دختران	۱۳۹/۱۴	۲۶	۵/۳۵	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۰۵۹	۰/۰۷۲

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود از آنجا که شاخص‌های GFI, CFI و AGFI مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹۰ و مقادیر RSMR و RMSEA در دو جنس کوچک‌تر از ۰/۰۶ به دست آمد، ساختار دو عاملی AESI برازش خوبی با داده‌ها نشان می‌دهد. لازم به ذکر است که در هر دو جنس χ^2/df از ۳ بزرگ‌تر است، بنابراین محققان باید در تفسیر نتایج و در تعمیم آن‌ها محتاط باشند (ریگوتی و همکاران، ۲۰۰۸).

آزمون تغییرناپذیری عاملی

با توجه به تأکید نتایج تحقیقات مختلف درباره ساختار دو عاملی AESI، در این بخش، هم‌ارزی ساختار دو عاملی AESI، در سطوح متغیر جنسیت بررسی می‌شود. در الگوی ۱، وزن‌های عاملی، در الگوی ۲، وزن‌های عاملی و همبستگی بین عاملی و در الگوی ۳، وزن‌های عاملی، همبستگی بین عاملی و خطاهای اندازه‌گیری گویه‌ها در دو جنس ثابت فرض شد. از آنجا که فرضیه تغییرناپذیری خطا در آزمون تغییرناپذیری الگوهای اندازه‌گیری کمتر مورد توجه است، فرضیه مزبور در آخرین گام سلسله‌مراتب آزمون شد. به منظور مقایسه الگوهای آشیانه‌ای سه‌گانه در دو جنس از آزمون‌های تفاوت‌خی دو استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۴ قابل مشاهده است. بنتلر و بونت (۱۹۸۰) نقل از باندالاس و بنسون، (۱۹۹۰) خاطر نشان می‌سازند که به منظور برآورد افزوده قابل مشاهده در برازش الگو از طریق استفاده از الگوی با محدودیت کمتر می‌توان از شاخص برازش افزایش یافته و ضریب دلتا استفاده کرد. این ضریب که مقدار آن بین صفر تا یک در نوسان است (مقدار ۱ بیانگر آن است بهبود صد در صدی در برازش است) می‌تواند به منظور برآورد معناداری عملی تفاوت‌های بین الگوها مورد استفاده واقع شود.

نتایج مربوط به تحلیل‌های تغییرناپذیری الگوی سه عاملی AESI در دختران و پسران، در جدول ۴ ارائه شده است. اگر چه مقدار χ^2 از نظر آماری معنادار است، از لحاظ عملی، میزان برازش الگوهای ۱ و ۲ در دو جنس با توجه به مقادیر به دست آمده از شاخص‌های $CFI=0.90$, $TLI=0.90$ و $IFI=0.91$ به طور مستدلی رضایت بخش است. این یافته‌ها

نشان می‌دهد که فرضیه تغییرناپذیری ضرایب عاملی در دو جنس حمایت شد. مقدار $\Delta\chi^2$ بین الگوی ۱ و ۲ با درجه آزادی ۹، ۹۴/۲۹ به دست آمد که در سطح ۰/۰۵ معنادار است. این فرضیه نشان می‌دهد که فرضیه همبستگی بین عاملی هم تراز در سطوح متغیر جنسیت غیر قابل دفاع است. با این وجود، از آنجا که مقادیر CFI، TLI و IFI در این الگوها قابل قیاسند، از لحاظ عملی، فرضیه تغییرناپذیری همبستگی بین عاملی تأیید می‌شود. از آنجا که مقدار $\Delta\chi^2$ بین الگوهای ۱ و ۳ از نظر آماری معنادار است، بنابراین فرضیه هم‌ارزی واریانس خطا از لحاظ آماری در سطوح متغیر جنسیت حمایت لازم را دریافت نکرد. با این وجود، از آنجا که مقادیر CFI، TLI و IFI در این الگوها قابل قیاسند، از لحاظ عملی، فرضیه تغییرناپذیری واریانس خطا تأیید می‌شود. در مجموع، اگرچه مقدار χ^2 برای هر الگو در سطوح متغیر جنسیت از نظر آماری معنادار است، تغییر اندازه‌های CFI، TLI و IFI از ۰/۹۰ تا ۰/۹۱ به دست آمد. اگر از حیث عملی، به نتایج توجه شود، اطلاعات تغییرناپذیری ضرایب عاملی، همبستگی بین عاملی و واریانس خطا را نشان می‌دهد.

جدول ۴. آزمون‌های تغییرناپذیری عاملی AESI در دانش‌آموزان پسر و دختر

الگو	توصیف	χ^2	df	GFI		TFI		CFI		IFI	
				F	M	F	M	F	M	F	M
۱	بارهای عاملی هم‌تراز	۵۸۷/۸۵	۷۱	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۰
۲	همبستگی بین عاملی هم‌تراز	۴۹۳/۵۶	۶۲	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱
۳	خطاهای اندازه‌گیری هم‌تراز	۵۱۳/۷۶	۶۶	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱

تحلیل واریانس چندمتغیری

به منظور مقایسه میانگین نمرات دانشجویان دختر و پسر در نمره کلی تنیدگی تحصیلی ادراک شده از یک طرح تحلیل واریانس یک عاملی و برای مقایسه میانگین نمرات دانشجویان دختر و پسر در مقیاس‌های تنیدگی ناشی از انتظارهای فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارهای دیگران، از یک طرح تحلیل واریانس چندمتغیری^۱ (MANOVA) استفاده شد.

1. Multivariate Analysis of Variance (MANOVA)

ابتدا، به منظور تعیین نقش تفاوت‌های جنسیتی در نمره کلی تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی از یک طرح تحلیل واریانس یک‌راهه استفاده شد. نتایج نشان داد که اثر جنسیت بر نمره کلی تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی از لحاظ آماری معنادار نبود $[P=0/43]$ ، $[F(1, 674)=0/62]$.

برای انجام طرح تحلیل واریانس چندمتغیری در مرحله اول، وجود یا عدم وجود معناداری ترکیب خطی متغیرهای وابسته بر اساس متغیر مستقل جنس و در مرحله بعد، پس از تفکیک متغیرهای وابسته، تحلیل آن‌ها در سطوح متغیر مستقل از طریق تحلیل واریانس بررسی می‌شود. به بیان دیگر، نتایج این تحلیل نشان می‌دهد که آیا متغیر مستقل بر ترکیب خطی متغیرهای وابسته تأثیر دارند یا خیر.

قبل از اجرای MANOVA بررسی مفروضه‌های نرمال بودن توزیع و همگنی ماتریس‌های واریانس - کواریانس ضروری است. سطح معناداری آزمون کولموگروف - اسمیرنوف^۱، و مفروضه همگنی واریانس - کواریانس به وسیله آماره «ام. - باکس»^۲ ارائه می‌گردد (دنسی و رییدی، ۱۹۹۹).

سطح معناداری آزمون کولموگروف - اسمیرنوف برای توزیع نمره کلی تنیدگی تحصیلی ادراک شده، تنیدگی ناشی از انتظارات فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارات دیگران ۰/۰۶۸، ۰/۰۷۰، ۰/۰۸۲ بدست آمد که از ۰/۰۵ بزرگ‌تر بوده، لذا مفروضه نرمال بودن برقرار می‌باشد. مقدار آماره ام. باکس برای مفروضه همگنی ماتریس‌های واریانس - کواریانس بدست آمد $(F = 8/10, P > 0/061)$.

MANOVA برای تعیین اثر جنس بر روی متغیرهای وابسته اجرا شد. در پاسخ به سؤال پژوهش حاضر، همسو با گفته‌های تاباچنیک و فیدل (۱۹۹۷) نقل از دنسی و رییدی، (۱۹۹۹) محقق از بین آماره‌های چهارگانه (پیلایی^۳، لامبدا ویلکز^۴، هاتلینگ^۱ و ریشه ری^۲)

1. Kolmogorov-Smirnov Test
2. Box's M
3. Pillai's Trace
4. Wilks' Lambda

آزمون لامبدا ویلکز را برای محاسبه F انتخاب کرده است.

نتایج تحلیل واریانس چند متغیری مقیاس‌های تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی با استفاده از آماره ویلکز لاندا نشان داد که بین دو جنس تفاوت معنادار وجود ندارد (ویلکز لاندا = $۰/۹۹$ ، $۱/۶۴ = F(۲ و ۶۷۳)$ ، $P=۰/۲۰$). بنابراین، نتایج طرح تحلیل واریانس از فرضیه مشابه بودن میانگین‌های جامعه بر اساس متغیرهای وابسته برای دو جنس به طور تجربی حمایت می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر برای اولین بار روایی عاملی و تغییرناپذیری جنسیتی ساختار عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی را در بین گروهی از نوجوانان دختر و پسر ایرانی آزمون کرد. انگ و هوان (۲۰۰۶) خاطر نشان ساختند که در طرح گویه‌های فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی از نظریه و آمار استفاده کرده‌اند. پژوهش انگ و هوان (۲۰۰۶) در سه مرحله انجام شد که البته در هر مرحله طیفی از روش‌های آماری متناسب با اهداف هر مرحله مورد استفاده قرار گرفت. در مجموع، نتیجه روش‌های مختلف آماری در هر مرحله نشان داد که AESI ابزاری روا است. نتایج مطالعه حاضر همسو با مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) نشان می‌دهد که AESI و مقیاس‌های آن نمرات معتبر و روایی را به منظور اندازه‌گیری تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارات خود و دیگران در دانش‌آموزان دختر و پسر ایرانی به دست می‌دهد. ضرایب آلفای کرونباخ برای مقیاس کلی و عامل‌های دوگانه AESI در دو جنس نشان می‌دهد که این ابزار از همسانی درونی قابل قبولی نیز برخوردار است. در این مطالعه، این ضرایب بین $۰/۷۰$ و $۰/۸۵$ بدست آمد.

نتایج پژوهش حاضر در بخش الگوهای تحلیل عاملی تأییدی تک گروهی همسو با نتایج مطالعات انگ و هوان (۲۰۰۶)، انگ و همکاران (۲۰۰۷)، انگ و همکاران (۲۰۰۹)

و شکری و همکاران (۱۳۸۷) درباره نقش انتظاراتها به مثابه یک منبع تنیدگی تحصیلی آنچنان که به وسیله دانش آموزان آسیایی و آسیایی-آمریکایی تجربه می‌شود، در هر دو جنس بر یک ساختار دو عاملی تأکید کرد. علاوه بر این، در پژوهش حاضر، در بررسی تغییرناپذیری عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی، نتایج تحلیل‌های عاملی چند گروهی، هم ارزی جنسی را با تأکید بر پارامترهای ضرایب عاملی، همبستگی بین عاملی و خطاهای اندازه گیری نشان داد. برای مثال، گلوریا و هو (۲۰۰۳) اشاره کردند که دانش آموزان آسیایی - آمریکایی برای احراز موقعیت‌های تحصیلی ممتاز از ناحیه خانواده به شدت تحت فشار هستند. یه و هانگ (۱۹۹۶) معتقدند که فشار تحصیلی مربوط به انتظاراتهای والدین و عدم دستیابی به این انتظاراتها زمینه‌ساز تجربه طیفی از تجارب هیجانی منفی مانند شرم و حتی احساس طرد، محرومیت و انزوا است. تجربه چنین هیجاناتی به ویژه برای آن دسته از افرادی که خود را عمدتاً در ارتباط با دیگری و از طریق عضویت در گروه تعریف می‌کنند، بسیار دردناک است (تریاندریس، ۱۹۸۹). دستیابی به مدارج عالی تحصیلی و به دنبال آن دسترسی به مشاغل با جایگاه اجتماعی بالا امکان برخورداری از تحرک اجتماعی معطوف به سمت بالا را فراهم می‌کند. بر این اساس، در فرایند اجتماعی شدن دانش آموز آسیایی بر نقش بلامنازع سختکوشی تأکید می‌گردد. به بیان دیگر، متغیر سختکوشی در فرایند اجتماعی شدن دانش آموز آسیایی از محوریت ویژه‌ای برخوردار است (هو، ۱۹۸۱). سو و اوکازاکی (۱۹۹۰) خاطر نشان ساختند که اگر موفقیت تحصیلی برای دانش آموزان آسیایی - آمریکایی زمینه‌ساز دستیابی به مشاغل تخصصی باشد، آن‌ها برای تجربه چنین الگویی از تحرک اجتماعی بیش از پیش برانگیخته می‌شوند. بنابراین، بدیهی به نظر می‌رسد که برای یک دانش آموز آسیایی احساس نیاز نسبت به تجربه موفقیت تحصیلی به مثابه یک منبع تنیدگی و فشار شدید قلمداد گردد (هو و یپ، ۲۰۰۳؛ اسرالوایدز و آنگک، ۱۹۹۰؛ جون، نام و انسمینگر، ۱۹۹۴؛ لی و لارسن، ۲۰۰۰).

به طور کلی، نتایج مربوط به تغییرناپذیری اندازه گیری نشان می‌دهد که فهرست تنیدگی

ناشی از انتظارات تحصیلی در دو جنس سازه واحدی را اندازه‌گیری می‌کند و در هر دو جنس روابط بین گویه‌های AESI و عامل‌های مکنون از ثبات لازم برخوردار است. همچنین، این یافته نشان می‌دهد که پیشنهاد لازم برای انجام مقایسه بین جنسی در سطح میانگین عامل مکنون برای محققان در دست است. به بیان دیگر، نتایج پژوهش حاضر درباره‌ی روایی بین‌گروهی AESI در بین نوجوانان دختر و پسر همسو با یافته‌های مطالعات انگ و همکاران (۲۰۰۹) و انگ و همکاران (۲۰۰۷) نشان دهنده‌ی آن است که ساختار زیربنایی اصلی و سازوکارهای علی نظری تبیین‌کننده‌ی الگوی تجارب تنیدگی‌زا در بافتهای تحصیلی در بین گروههای مختلف دانش‌آموزی، از اصول کلی مشابه‌ای پیروی می‌کند. همچنین، نتایج پژوهش حاضر تأکید می‌کند که از لحاظ ساختاری، الگوی پیشنهادی از توان لازم برای توصیف و تبیین منابع انگیزاننده‌ی تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا در بین دو گروه از دانش‌آموزان دختر و پسر برخوردار است. بنابراین، نتایج مطالعه‌ی حاضر، پیشنهاد لازم جهت انجام مقایسه‌های بین‌گروهی معنادار را با استفاده از فهرست تنیدگی ناشی از انتظارات تحصیلی، برای تعیین سطوح تجارب تنیدگی‌زا بین دانش‌آموزان دختر و پسر فراهم آورد. البته، با وجود تشابه ساختاری در منابع تنیدگی تحصیلی، مقایسه سطوح متمایز تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا در موقعیت‌های تحصیلی در بین گروه‌های مختلف دانش‌آموزی، بیانگر آن است که شدت این تجارب در بین نوجوانان دختر و پسر متمایز است.

نتایج تحلیل واریانس چندمتغیری همسو با یافته‌های پژوهش‌های انگ و هوان (۲۰۰۶) و هوان، یثو، انگ و چانگ (۲۰۰۶) و ناهمسو با یافته‌های پژوهش‌های متیود (۲۰۰۴) نشان می‌دهد که بین سطوح متغیر جنسیت از نظر ترکیب خطی نمره‌های تنیدگی ناشی از انتظارات فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارات دیگران تفاوت معناداری وجود ندارد. همسو با پیشنهاد هوان و همکاران (۲۰۰۶) عدم تفاوت در تجربه‌ی تنیدگی تحصیلی در دو جنس با تأکید بر نقش محوری شیوه‌های ترجیحی افراد در مواجهه با موقعیت‌های تنیدگی‌زا قابل تبیین است. فلستن (۱۹۹۸؛ نقل از متیود، ۲۰۰۴) خاطر نشان می‌سازد که تفاوت‌های