

# تغییرناپذیری ساختار عاملی سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی در دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش

## The Invariance of Factorial Structure of the Academic Expectations Stress Inventory in Gifted and Nongifted Students

Mona Malekian Jabali

BA in Psychology

Omid Shokri, PhD

Shahid Beheshti University

دکتر امید شکری

استادیار دانشگاه شهید بهشتی

مونا ملکیان جبلی

کارشناس روانشناسی

### چکیده

به منظور آزمون تغییرناپذیری ساختار عاملی سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (انگ و هوان، ۲۰۰۶)، ۶۸۰ دانشآموز دبیرستانی (۳۵۵ تیزهوش، ۳۲۵ غیرتیزهوش) به این سیاهه پاسخ دادند. برای بررسی روایی بین گروهی این سیاهه یا تغییرناپذیری ساختار عاملی آن در بین دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی تکگروهی نشان دادند که در هر دو گروه تیزهوش و غیرتیزهوش، الگوی دو عاملی سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (عامل تنیدگی ناشی از انتظارهای خود و عامل تنیدگی ناشی از انتظارهای والدین/علممان) برازش خوبی با داده‌ها دارد. نتایج تحلیل عامل تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری بین گروهی ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌ها و کواریانس‌ها را بین عاملی سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی را در دو گروه نوجوانان تیزهوش و غیرتیزهوش نشان داد. نتایج پژوهش حاضر با تأکید بر تغییرناپذیری ساختار عاملی این سیاهه در بین دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش نشان دادند که سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی در دو گروه، از نظر مفهومی، سازه مشابهی را اندازه‌گیری می‌کند.

**واژه‌های کلیدی:** تغییرناپذیری ساختار عاملی، سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی، دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش، تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی

### Abstract

In order to test the invariance of factorial structure of the Academic Expectations Stress Inventory (AESI; Ang & Huan, 2006), 680 high school students (355 gifted, 325 non-gifted) completed the AESI. Multi-group confirmatory factor analysis was used to examine the cross-group validity or invariance of factorial structure of AESI in gifted and non-gifted students. The results of single-group confirmatory factor analysis indicated that the two-factor model of AESI (academic stress arising from self-expectations factor and academic stress arising from parents/teachers expectations factor) fit well to the data across two groups. The results of multi-group confirmatory factor analysis revealed the cross-group invariance of factorial structure, factor loadings, and factor variances and covariances of the AESI across gifted and non-gifted adolescents. The findings emphasizing the group invariance of factorial structure of AESI in gifted and non-gifted students suggested that it measured the same construct in these two groups.

**Keywords:** invariance of factorial structure, Academic Expectations Stress Inventory, gifted and non-gifted students, multi-group confirmatory factor analysis

## مقدمه

بین‌گروهی در قلمروهای موضوعی مختلف، روی‌آورد سطح محور<sup>۱</sup> است (اکسی، لونگ و فنگ، ۲۰۰۸). اکسی و دیگران (۲۰۰۸) تأکید کرده‌اند که غالب محققان با استفاده از روی‌آورد سطح محور در صدد مقایسه بین‌گروهی سطوح متمايز برخورداری از سازه‌های روان‌شناختی مختلف در جمعیت‌های مختلف هستند. طبق دیدگاه اکسی و دیگران (۲۰۰۸) یک محدودیت اساسی استفاده از روی‌آورد سطح محور آن است که نتایج مطالعات مبتنی بر مقایسه‌های سطح محور، 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.

در همین راستا، شواهد تجربی نشان می‌دهند مقایسه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش، با محوریت قلمروهای موضوعی مختلفی مانند هوش هیجانی، مشکلات درونی‌سازی شده و بروئی‌سازی شده، سلامت روانی، هوش شناختی، خلاقیت، سبک‌های مقابله، عوامل تبیینگی زای<sup>۲</sup> تحصیلی و واکنش‌ها به عوامل تبیینگی زای تحصیلی، همواره نزد محققان اولویت ویژه‌ای داشته است (زیدنر، شانی‌زینوویچ، ماتیوس و رابرتس، ۲۰۰۵؛ پریکل، هالینگ و وایسی، ۲۰۰۸؛ پریکل، کوئیتر، پکران و کلاین، ۲۰۰۸؛ کراس و سوتیک، ۲۰۰۹؛ مولر، ۲۰۰۹؛ امینی، ۲۰۰۵). بر این اساس، همسو با نتایج برخی از پژوهش‌های انجام‌شده در قلمرو مطالعاتی تجارب تبیینگی زا در بین فراگیران تیزهوش و غیرتیزهوش، بررسی نقش عوامل پیش‌بینی کننده سطوح متمايز تجارب تبیینگی زا و پساینده‌های مواجهه با این تجارب در ابعاد چندگانه شناختی، هیجانی، رفتاری و اجتماعی در افراد تیزهوش و غیرتیزهوش، اهمیت چشمگیری دارد (امینی، ۲۰۰۵).

با توجه به کثرت یافته‌های متناقض درباره چگونگی وضعیت سازش‌یافتگی روان‌شناختی دانشآموزان تیزهوش و

دیویدسون (۲۰۰۹) پس از مرور غالب الگوهای نظری معاصر تیزهوشی خاطر نشان ساخت که کیفیت‌های روان‌شناختی یا عوامل غیرشناختی به موازات گروه دیگری از عوامل چندگانه، نقش مهمی در پیش‌بینی الگوی کیفی تبدیل ظرفیت‌های اولیه به پراستعدادی<sup>۳</sup> در یک قلمرو ویژه، ایفا می‌کنند. بر این اساس، استرنبرگ (۲۰۰۴) تأکید می‌کند که چون تشخیص تیزهوشی در افراد با دسترسی به فرصت‌هایی برای کمک به جامعه همراه است که اغلب افراد از آن محروم‌ند، هرگونه تلاش علمی در قلمرو تیزهوشی با هدف توصیف، تبیین و پیش‌بینی پدیده تیزهوشی مستلزم استفاده از الگوهایی است که معیارهایی مانند حمایت تجربی مکفی، پژوهش‌پذیری و ایجاد<sup>۴</sup> را دارند. برای مثال، در برخی از الگوهای معاصر تیزهوشی مانند الگوی افتراقی تیزهوشی و پراستعدادی<sup>۵</sup> (گاگنی، ۲۰۰۵)، الگوی ستاره<sup>۶</sup> (تاننباوم، ۲۰۰۳)، الگوی توانایی-پیشرفت پویای مونیچ<sup>۷</sup> (هلر، پرلت و لیم، ۲۰۰۵)، نظریه سه‌حلقه‌ای تیزهوشی<sup>۸</sup> (دنزولی، ۲۰۰۵) و الگوی تحقیق پراستعدادی در زنان<sup>۹</sup> (ریس، ۲۰۰۵) بر نقش میانجی گر عامل شخصیت در تبدیل قلمروهای چندگانه توانش‌های طبیعی<sup>۱۰</sup> به پراستعدادی در یک قلمرو مشخص تأکید شده است. بنابراین، مطالعه حاضر، همسو با برخی از شواهد تجربی، مانند ساکلفسکی، آستین، ماستوراس، بیتان و آسبورن (۲۰۱۱)، ضرورت مطالعه نقش محوری عامل شخصیت در قلمرو مطالعاتی تجارب تبیینگی زا در موقعیت‌های تجربی را از طریق آزمون ساختار عاملی سیاهه تبیینگی ناشی از انتظارهای تحصیلی<sup>۱۱</sup> در بین دو گروه دانشآموز تیزهوش و غیرتیزهوش بیش از پیش مورد توجه قرار می‌دهد.

مرور شواهد تجربی نشان می‌دهد انجام بررسی‌های مبتنی بر مقایسه‌های بین‌گروهی، همواره یکی از اولویت‌های پژوهشی محققان متفاوت بوده است. یکی از روی‌آوردهای غالب و مورد استفاده در بین محققان علاقه‌مند به مقایسه‌های

- 1. talent
- 2. parsimony
- 3. Differentiated Model of Giftedness and Talent (DMGT)
- 4. Star Model
- 5. Munich Dynamic Ability-Achievement Model (MDAAM)
- 6. Three Ring Theory of Giftedness

- 7. Model of Talent Realization in Women
- 8. natural abilities
- 9. Academic Expectations Stress Inventory (AEST)
- 10. level oriented
- 11. stressors

با هدف آزمون همارزی ساختار عاملی سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی در دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش انجام شده است سازماندهی یا عدم سازماندهی بررسی‌های سطح محور آنی را که با هدف مقایسه بین گروهی میانگین نمره‌های تنیدگی در دو گروه انجام خواهد شد، مشخص می‌کنند.

انگ و هوان (۲۰۰۶) سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی را با هدف سنجش وابسته به فرهنگ مفهوم تنیدگی برای نوجوانان مالزبایی طراحی کردند. انگ و هوان (۲۰۰۶) همسو با برخی از شواهد تجربی از طریق تأکید بر رابطه بین «خود» و «فرهنگ»، بنیان نظری سنجش تنیدگی در بافت فرهنگ‌های مختلف را تشریح کردند. برای مثال، آنها تأکید کردند در بافت‌های فرهنگی فردگرا، فرد به مثابه یک موجود مستقل و خودکفا دیده می‌شود که رفتارهای او از طریق یک مجموعه تمایز از رگه‌ها 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 بین‌فردي است. سیو (۲۰۰۲) تأکید می‌کند در بافت‌های فرهنگی فردگرا، «خود» و نه بافت، مرجع اولیه رفتار تلقی می‌شود. در درون این روان‌بنه فرهنگی متمرکز بر خود، بدیهی است که «خود» منبع اصلی معنا و راهبری برای فرد باشد. در مقابل، در بافت‌های فرهنگی جمع‌گرا، نیروهای موقعیتی، تجارت 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 متفاوت نشان داده‌اند که در بافت‌های فرهنگی مختلف، باورها درباره خود، موقعیت اجتماعی و تعامل بین این دو متفاوت است. در غرب، «خود» به مثابه یک پدیده مستقل، تمایز و خودبسنده است (فیسک، کیتایاما، مارکوس و نیسبت، ۱۹۹۸؛ لیلارد، ۱۹۹۸؛ مارکوس و کیتایاما، ۱۹۹۱). در هسته «خود»، رگه‌ها و ویژگی‌های درونی قرار دارند که

غیرتیزهوش به مثابه یکی از مهم‌ترین قلمروهای موضوعی و استهله به تجارب تنیدگی‌زا، نیهارت (۱۹۹۹) پس از مرور دقیق شواهد تجربی، دو دیدگاه کاملاً مغایر «تاب‌آوری<sup>۱</sup>» و «آسیب‌پذیری<sup>۲</sup>» را در زمینه تیزهوشی مطرح کرد. در دیدگاه تاب‌آوری، فرض می‌شود که تیزهوشی تاب‌آوری را در افراد افزایش می‌دهد. بنابراین، در این دیدگاه تأکید می‌شود که افراد تیزهوش به دلیل بهره‌مندی از توانایی درک خود و دیگران و استفاده از راهبردهای سازشی در مواجهه با رویدادهای تنیدگی‌زا، در مقایسه با همتایان غیرتیزهوش خود، سازش‌یافتنگی روان‌شناختی بالاتری دارند. برای مثال، نتایج مطالعه ابرسان و مری (۲۰۰۶) نشان دادند کودکان تیزهوش به دلیل بهره‌مندی از ویژگی‌هایی مانند تاب‌آوری، خوش‌بینی، استقلال و تحمل تنیدگی در تعديل پسایندهای چندگانه مواجهه با رویدادهای تنیدگی‌زا کارآمدی بالایی دارند. بررسی‌های متعددی مانند مولر (۲۰۰۹)، دیواپری (۲۰۰۴)، زیدنر و اسچلیر (۱۹۹۹) و نیهارت (۲۰۰۲ الف، ۲۰۰۲ ب) از این دیدگاه حمایت می‌کنند. در مقابل، در دیدگاه آسیب‌پذیری، فرض می‌شود که افراد تیزهوش در مقایسه با همتایان غیرتیزهوش خود، به دلیل بهره‌مندی از ظرفیت‌های شناختی عمیق در مواجهه با تعارض‌های بین‌فردي، سطوح بالاتری از تجارت تنیدگی‌زا و مشکلات سازش‌یافتنگی را گزارش می‌کنند (نیهارت، ۱۹۹۹). نتایج مطالعات رایینسون، ریس، نیهارت و مون (۲۰۰۲) نیز از این دیدگاه حمایت می‌کنند.

بدون تردید، لازمه مطالعه نظاممند موضوع بالهمیت تجارت تحصیلی تنیدگی‌زا در بین نوجوانان تیزهوش و غیرتیزهوش، پس از درک اهمیت مطالعه آن و دسترسی به ابزاری که در سنجش دقیق این سازه در دو گروه مؤثر واقع شود، مستلزم پاسخ به این سؤال است که آیا مفهوم تنیدگی تحصیلی در دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش یکسان است یا خیر. بنابراین، پژوهش حاضر در صدد است که برای اولین بار، همارزی ساختار عاملی سیاهه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (انگ و هوان، ۲۰۰۶) یا روایی بین‌گروهی<sup>۳</sup> آن را در دو گروه از دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش، آزمون کند. بدون شک، یافته‌های این بررسی که

سیاهه به ترتیب ۸۱/۰، ۷۰/۰ و ۸۳/۰ بودند.

در مطالعه انگ، هوان و برامان (۲۰۰۷) نوجوانان مالزیایی و اسپانیایی، نتایج تحلیل عامل تأییدی، ساختار دوعلاملی را تأیید کردند. همچنین، نتایج تحلیل عاملی چندگره‌ی از روایی بین فرهنگی سیاهه تبیینگی ناشی از انتظارهای والدینی (۲۰۰۹) حمایت کردند. در پژوهش دیگری، انگ و دیگران (۲۰۰۹) تغییرنایپذیری بین فرهنگی ساختار عاملی این سیاهه را در نوجوانان مالزیایی و کانادایی آزمون کردند. نتایج تحلیل عامل تأییدی چندگره‌ی، تغییرنایپذیری بین فرهنگی ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی سیاهه تبیینگی ناشی از انتظارهای والدینی را نشان دادند.

همان طور که پیشتر اشاره شد، هدف اصلی پژوهش حاضر گسترش قلمرو موضوعی انتظارهای تحصیلی به مثابه یکی از علل اصلی تجربه تبیینگی در بافت‌های تحصیلی از طریق آزمون تغییرنایپذیری بین گروهی سیاهه تبیینگی ناشی از انتظارهای والدینی در دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش بود. بدون شک، انجام مطالعات بین گروهی معتبر، مستلزم قابلیت قیاس ابزارهای اندازه‌گیری است که بر همارزی سازه‌ها در گروه‌های مختلف تأکید می‌کنند. انگ و دیگران (۲۰۰۹) تأکید کردند که در شرایط فعلی، در بین محققان علوم رفتاری، درک اهمیت آزمون تغییرنایپذیری اندازه‌گیری در هنگام مقایسه گروه‌ها، به شکل فزاینده‌ای افزایش یافته است. علاوه بر این، برخی از مؤلفان نیز تأکید کرده‌اند که در صورت عدم اطلاع دقیق از تغییرنایپذیری اندازه‌گیری، تعیین این مهم که تفاوت بین گروهی مشاهده شده به تفاوت واقعی سازه مورد نظر مربوط است یا پاسخ‌های روان‌سنجی ماده‌های مقیاس، عاری از ابهام نخواهد بود (چانگ و رنسولد، ۲۰۰۲؛ اسپنسر، فیتچ، گروگان-کایلور و مکبیت، ۲۰۰۵).

## روش

گروه نمونه شامل ۶۸۰ دانشآموز (۳۲۵ نفر غیرتیزهوش و ۳۵۵ نفر تیزهوش) از مناطق ۶ و ۱۱ آموزش و پرورش شهر تهران در پایه‌های تحصیلی اول، دوم و سوم دبیرستان و رشته‌های تحصیلی تجربی و ریاضی بود که با روش

منحصر به فرد، خودشناسانده و باثبتات‌اند. بنابراین، در بافت‌های فرهنگی فردگرا، عمده‌ی بر ثبات و خودتعیین کنندگی رگه‌ها و ویژگی‌های درونی «خود» تأکید می‌شود (مارکوس و دیگران، ۱۹۹۷؛ مورلینگ، کیتایاما و میاموتو، ۲۰۰۲). در مقابل، در یک بافت فرهنگی جمع‌گرا، «احساس بنیادی خود<sup>۱</sup>» 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 خودتعیین کننده، مجموعه منحصر به فردی از رفتارها و انتظارها را فرا می‌خواند، «تجربه خود<sup>۲</sup>» به طور باثباتی به افکار و احساسات دیگران اشاره می‌کند. بر این اساس، انگ و هوان (۲۰۰۶) پس از مرور شواهد نظری و تجربی موجود، بر نقش محوری مفهوم «انتظارهای تحصیلی» به مثابه یک عامل ایجاد کننده تبیینگی در بین نوجوانان مالزیایی تأکید کردند. به بیان دیگر، از طریق سازه انتظارهای تحصیلی، تجارت تحصیلی تبیینگی زیرا مفهوم‌سازی کردند. انگ و هوان (۲۰۰۶) در پژوهش خود نخست با تحلیل عامل اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس ۹ ماده‌ای با دو عامل انتظارهای والدین/ملمان (ینچ ماده) و انتظارهای از خود (چهار ماده) را نشان دادند. پس از آن، نتایج تحلیل عاملی تأییدی ساختار دو عاملی به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی را تأیید کردند. اعتبار این سیاهه با استفاده از روش بازآزمایی نیز تأیید شد.

مطالعه شکری و دیگران (۱۳۸۷) با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی سیاهه تبیینگی ناشی از انتظارهای تحصیلی، همسو با مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل انتظارهای والدین/ملمان و انتظارهای خود را تأیید کرد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ضمن حمایت از ساختار عاملی به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی، نشان دادند الگوی دوعلاملی این سیاهه در مقایسه با الگوی تک‌عاملی، برآش بهتری با داده‌ها دارد. همبستگی مثبت معنادار بین نمره‌های مقیاس ترس از ارزیابی منفی با نمره‌های زیرمقیاس‌ها و نمره کل سیاهه، میین روایی همگرای آن بودند. در این پژوهش، همسانی درونی زیرمقیاس‌های انتظارهای والدین/ملمان، انتظارها از خود و عامل کلی این

1. fundamental sense of self

2. self-experience

به طور کلی، برای آزمون هم‌ارزی اندازه‌گیری در گروه‌ها یا موقعیت‌های مختلف، دو پارادایم روش‌شناختی متفاوت شامل نظریه سؤال-پاسخ<sup>۱</sup> و الگوهای تحلیل عاملی تأییدی پیشنهاد شده است (مید و لاتنج لاگر، ۲۰۰۴؛ راجا، رافیت و بیرن، ۲۰۰۲). با وجود اینکه، در مباحثات اخیر، کاربرد هر دو روش پیشنهاد شده است، هر روش موافقان و مخالفان خود را دارد (مید و دیگران، 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 ماده است. علاوه بر این، استفاده از تحلیل عاملی تأییدی امکان مقایسه گروه‌ها را از طریق یک تحلیل امکان‌پذیر می‌کند (مید و دیگران، ۲۰۰۴). در پژوهش حاضر، همسو با پیشنهاد بیرن (۲۰۰۶)، به منظور آزمون تعییرنایابی (یا هم‌ارزی) ساختار عاملی این سیاهه در دو گروه از دانش‌آموzan تیزه‌وش و غیرتیزه‌وش از مجموعه‌ای از روش‌های تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. آزمون تعییرنایابی ساختار عاملی در مواقعی که بیش از یک گروه وجود دارد مستلزم استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگره‌ی است. روش تحلیل عاملی چندگره‌ی حالت بسط یافته تحلیل عاملی تک‌گره‌ی است که در آن تعییرنایابی پارامترهای برآورده شده دو الگوی آشیانه‌ای مربوط به هر گروه آزمون می‌شود. از طریق استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگره‌ی می‌توان به این پرسش پاسخ داد که آیا ماده‌های 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، برآش ساختار عاملی موردنظر را با داده‌های مشاهده شده از لحاظ آماری آزمون کند (انگ و دیگران، ۲۰۰۷). در تحلیل عاملی تأییدی فرض می‌شود که نشانگرها یا متغیرهای مشاهده شده (ماده‌ها) 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

نمونه‌برداری چندمرحله‌ای انتخاب شدند. در مطالعه حاضر، دانش‌آموzan تیزه‌وش دختر و پسر به ترتیب از بین دیبرستان‌های فرزانگان واقع در منطقه ۱۱ آموزش و پرورش شهر تهران و علامه حلی واقع در منطقه ۶ آموزش و پرورش شهر تهران انتخاب شدند. با توجه به استقرار مدارس تیزه‌وش دخترانه و پسرانه در مناطق ۶ و ۱۱، برای انتخاب گروه دانش‌آموzan غیرتیزه‌وش دختر و پسر، به طور تصادفی از بین دیبرستان‌های دخترانه منطقه ۶ و دیبرستان‌های پسرانه منطقه ۱۱، یک مدرسه انتخاب شدند. در این پژوهش ابزارهای زیر به کار گرفته شد:

**سیاهه تییدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی** (انگ و هوان، ۲۰۰۶): این سیاهه، یک مقیاس خودگزارش‌دهی است که به منظور اندازه‌گیری تییدگی ادراک شده به وسیله دانش‌آموzan دوره‌های راهنمایی و دیبرستان در موقعیت‌های تحصیلی به کار می‌رود. ، منابع تییدگی در این سیاهه شامل انتظارهای معلمان/والدین و انتظارهای فرد از خویشتن است. این سیاهه شامل ۹ ماده و دو مقیاس است. مقیاس اول، انتظارهای والدین/معلمان را از طریق پنج ماده (۹، ۷، ۶، ۵، ۴) و مقیاس دوم، انتظارهای از خود را از طریق چهار ماده (۸، ۳، ۲، ۱) اندازه‌گیری می‌کند. به هر ماده در یک طیف پنج درجه‌ای پاسخ داده می‌شود. در این سیاهه، نمره‌های بالا نشان‌دهنده تجربه تییدگی بیشتر است. در مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) نتایج تحلیل عامل اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس شامل ۹ ماده با دو عامل انتظارهای والدین/معلمان (پنج ماده) و انتظارهای از خود (چهار ماده) را نشان دادند. در مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) ضرایب همسانی درونی عامل‌های انتظارهای والدین/معلمان، انتظارهای از خود و نمره کلی این سیاهه به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۴ و ۰/۸۹ به دست آمد. در این مطالعه، در بین دانش‌آموzan تیزه‌وش، ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل‌های انتظار والدین/معلمان، انتظار از خود و نمره کلی سیاهه به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۵ و ۰/۸۴ و در بین دانش‌آموzan غیرتیزه‌وش، ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل‌های انتظارهای والدین/معلمان، انتظار از خود و نمره کلی آن به ترتیب ۰/۸۳، ۰/۶۹ و ۰/۸۱ به دست آمد.

بین عامل‌های مکنون تأکید کردند (چان، ۲۰۰۰). ملاک‌های محققان مختلف برای تغییرنایپذیری اندازه‌گیری با یکدیگر متفاوتند. برخی از محققان خاطرنشان ساخته‌اند که ملاک بارهای عاملی مکفی است (راجا و دیگران، ۲۰۰۲). تعدادی از محققان نیز بر پارامتر خطاهای اندازه‌گیری تغییرنایپذیر (بیرن و واتکینز، ۲۰۰۳) و برخی دیگر بر هم‌ترازی واریانس-کواریانس (بیرن و واتکینز، ۲۰۰۳) و برخی دیگر بر هم‌ترازی واریانس-کواریانس بین عامل‌های مکنون تأکید کردند (چان، ۲۰۰۰).

در پژوهش حاضر، با استفاده از نرم افزار لیزرل نسخه ۸/۵ (جورسکاگ و سوریوم، ۱۹۹۳)، الگوهای تحلیل عاملی تأییدی از طریق ماتریس کواریانس - به مثابه درون‌داد - برای هر دو گروه بررسی شد. برای دو گروه، هم‌ترازی یا ناهم‌ترازی بارهای عاملی و هم‌ترازی یا ناهم‌ترازی همبستگی بین عاملی آزمون شد.

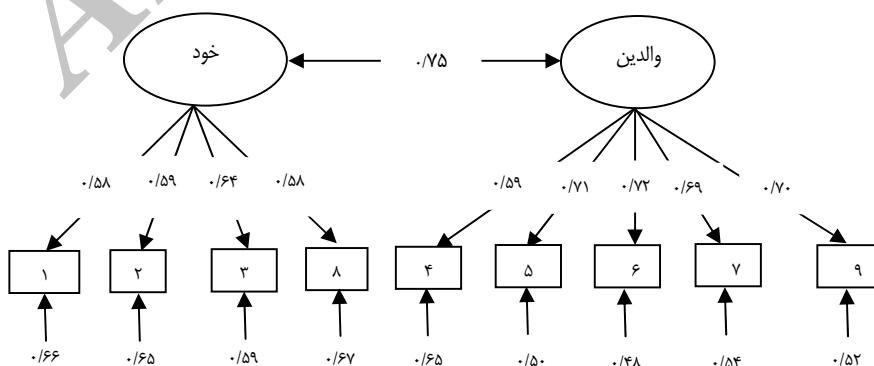
اندازه‌گیری است. در استفاده از برنامه‌های آماری مختلف از جمله لیزرل<sup>۱</sup> به منظور انجام تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، پارامترهای معینی در الگو ثابت فرض شده و از این طریق الگو در معرض برخی از محدودیت‌ها قرار می‌گیرد. در مجموع، در پژوهش حاضر، توالی محدودیت‌های پیشنهادی به صورت تغییرنایپذیری بارهای عاملی و تساوی واریانس-کواریانس بین عامل‌های مکنون است (ریگوتی، اسچینس و ماهر، ۲۰۰۸).

ملاک‌های محققان مختلف برای تغییرنایپذیری اندازه‌گیری با یکدیگر متفاوتند. برخی از محققان خاطرنشان ساخته‌اند که ملاک بارهای عاملی مکفی است (راجا و دیگران، ۲۰۰۲). تعدادی از محققان نیز بر پارامتر خطاهای اندازه‌گیری تغییرنایپذیر (بیرن و واتکینز، ۲۰۰۳) و برخی دیگر بر هم‌ترازی واریانس-کواریانس

جدول ۱

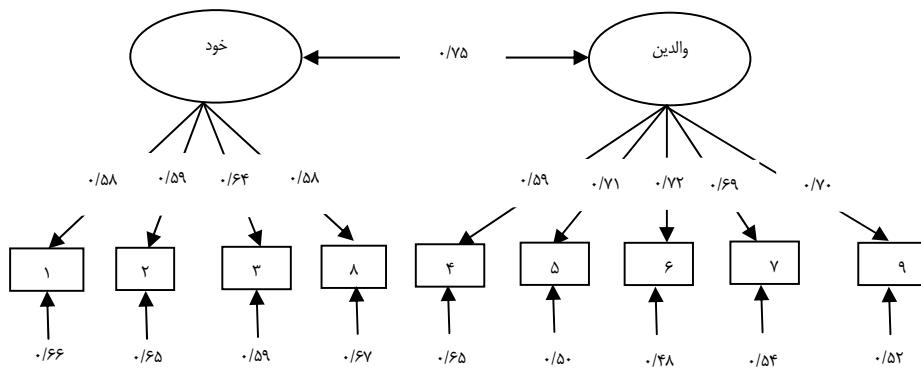
میانگین و انحراف استاندارد ماده‌های سیاهه تبیینگی ناشی از انتظارهای تحصیلی به تفکیک گروه

تیزهوش				ماده‌ها
SD	M	SD	M	
۱/۲۹	۳/۴۱	۱/۴۹	۳/۴۳	۱- هنگامی که مطابق معیارهای خود عمل نمی‌کنم، دچار تبیینگی می‌شوم.
۱/۲۵	۳/۵۱	۱/۱۲	۳/۴۹	۲- هنگامی که مطابق با انتظارهای خود عمل نمی‌کنم، احساس می‌کنم به اندازه کافی خوب نیستم.
۱/۴۲	۳/۰۶	۱/۲۴	۲/۴۵	۳- هنگامی که نمی‌توانم به هدف‌هایی که برای خود تعیین کرده‌ام نائل شوم، به طور معمول نمی‌توانم بخواهم و نگران هستم.
۱/۳۶	۳/۲۲	۱/۲۱	۲/۶۵	۴- هنگامی که نمی‌توانم مطابق انتظارهای والدینم عمل کنم، خود را سرزنش می‌کنم.
۱/۳۹	۲/۵۸	۱/۲۵	۲/۳۶	۵- هنگامی که در مدرسه عملکرد بدی دارم، احساس می‌کنم که معلم را نالمید کرده‌ام.
۱/۳۵	۳/۳۲	۱/۳۱	۲/۸۹	۶- هنگامی که در مدرسه عملکرد ضعیفی دارم، احساس می‌کنم والدین را نالمید کرده‌ام.
۱/۳۸	۳/۳۷	۱/۲۶	۲/۸۷	۷- هنگامی که می‌دانم والدینم را با نمرات امتحانی خود نالمید کرده‌ام، دچار تبیینگی می‌شوم.
۱/۳۵	۳/۳۶	۱/۲۷	۳/۲۲	۸- هنگامی که در یک آزمون به آن اندازه که می‌توانستم، خوب عمل نکنم، دچار تبیینگی می‌شوم.
۱/۳۴	۲/۹۸	۱/۲۸	۲/۵۱	۹- هنگامی که نمی‌توانم مطابق انتظارات معلم عمل کنم، احساس بسیار بدی می‌کنم.



شکل ۱. ساختار دو عاملی AESI در بین دانشآموزان عادی

1.Lisrel ( Linear Structural Relations)



شکل ۲. ساختار دو عاملی AESI در بین دانشآموزان تیزهوش

جدول ۲

شاخص‌های برآذش الگوهای دو عاملی AESI برای دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش

الگو	$\chi^2$	Df	$df/\chi^2$	CFI	GFI	AGFI	RMSEA
عادی	۹۹	۲۶	۳/۸۱	.۹۵	.۹۴	.۹۱	.۰۴۰
تیزهوش	۱۰۳	۲۶	۳/۹۶	.۹۴	.۹۳	.۹۱	.۰۴۴

دو عاملی AESI برآذش خوبی با داده‌ها نشان داد. لازم به ذکر است که در الگوی دو عاملی  $df/\chi^2$  باید از سه کوچک‌تر باشد. آزمون تغییرنایپذیری: در این بخش، ابتدا، یک الگوی اندازه‌گیری پایه بدون محدودیت‌های تساوی در دو گروه ایجاد و آزمون شد. سپس، تغییرنایپذیری اندازه‌گیری در دو گروه آزمون شد. در یکی از طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، دو گروه از طریق تساوی تمامی بارهای عاملی آزاد در دو گروه، محدود شدند. برآذش این الگوی تحلیل عاملی چندگروهی خوب بود (جدول ۳). در جدول ۳، مقدار  $\Delta\chi^2$ -که با هدف آزمون تفاوت بین مقادیر مقدار  $\chi^2$  بین الگوی بامحدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شده- نشان می‌دهد که بارهای عاملی در دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش مساوی بودند [ $p = 0.55$ ,  $\Delta\chi^2 = 6$ ,  $p = 0.08$ ].

جدول ۳

نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی در دو گروه تیزهوش و غیرتیزهوش

الگو	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	P
الگوی با محدودیت بارهای عاملی	۶	۷	.۵۵
الگوی با محدودیت واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی	۱۰	۱۲	.۶۰

### یافته‌ها

جدول ۱ اندازه‌های توصیفی میانگین و انحراف استاندارد ماده‌های سیاه تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (AESI) را در دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش نشان می‌دهد. تحلیل‌های تک‌گروهی اولیه: در این بخش، در ابتدا، به منظور آزمون ثبات نمره‌های AESI به تفکیک برای هر یک از دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش، از روش تحلیل عامل تأییدی استفاده شد (شکل‌های ۱ و ۲). در این مطالعه، همسو با نتایج یافته‌های مطالعات انگ و هوان (۲۰۰۶) و شکری و دیگران (۱۳۸۷) الگوی دو عاملی AESI برای دو گروه، به مثابه الگوی پایه‌ای، وارسی اعتبار شد. در این مطالعه، برای هر یک از دو گروه در تحلیل‌های تک‌گروهی از شاخص محدود  $\chi^2$ ، شاخص مجذور خی بر درجه آزادی ( $df/\chi^2$ )، شاخص برازنده‌گی تطبیقی (CFI)، شاخص برازنده‌گی (GFI) و شاخص برازنده‌گی تعديل یافته (AGFI) و خطای ریشه دوم واریانس خطای تقریب (RMSEA) برای برآذش الگو استفاده شد.

براساس نتایج جدول ۲، از آنجا که شاخص‌های CFI و AGFI مساوی یا بزرگ‌تر از ۰.۹۰ و مقادیر RMSEA در دو گروه کوچک‌تر از ۰.۰۸ به دست آمد، ساختار

عوامل، هم‌ارز هستند.

نتایج پژوهش حاضر درباره روابی بین‌گروهی AESI در بین نوجوانان تیزهوش و غیرتیزهوش، همسو با یافته‌های مطالعات انگ و دیگران (۲۰۰۹) و انگ و دیگران (۲۰۰۷) نشان‌دهنده آن است که ساختار زیربنایی اصلی و ساز و کارهای علی‌نظری تبیین کننده الگوی تجارب تئیدگی‌زا در بافت‌های تحصیلی در بین گروه‌های مختلف دانشآموزی، از اصول کلی مشابهی پیروی می‌کند. به بیان دیگر، این نتایج پژوهش حاضر تأکید می‌کند که از لحاظ ساختاری، الگوی پیشنهادی توان لازم را برای توصیف و تبیین منابع انگیزاندۀ تجارب تحصیلی تئیدگی‌زا در بین دو گروه از دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش دارد. بنابراین، نتایج مطالعه حاضر، پیش‌نیاز لازم برای انجام دادن مقایسه‌های بین گروهی معنادار را با استفاده از سیاهه تئیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی، برای تعیین سطوح تجارب تئیدگی‌زا بین دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش فراهم آورد. البته، با وجود تشابه ساختاری در منابع تئیدگی تحصیلی، همسو با نتایج مطالعه امینی (۲۰۰۵) و پیترسون، دوکان و کانادی (۲۰۰۹)، مقایسه سطوح متمایز تجارب تحصیلی تئیدگی‌زا در موقعیت‌های تحصیلی در بین گروه‌های مختلف دانشآموزی، بیان‌گر آن است که شدت این تجارب در بین نوجوانان تیزهوش و غیرتیزهوش متمایز است.

با توجه به نتایج مطالعات شکری و دیگران (۱۳۸۸)، موربرگ و برو (۲۰۰۷) و حجت، گونلا، اردمان و وغل (۲۰۰۳) درباره نقش برخی از رگه‌های شخصیتی مانند روان‌آزرده‌گرایی در پیش‌بینی الگوی تجارب تحصیلی تئیدگی‌زا در بین یادگیرنده‌گان، دلیل دیگر روابی بین‌گروهی AESI در مطالعه حاضر این است که تئیدگی تحصیلی بک ویژگی رگه‌ای قلمداد می‌شود. بنابراین، یکی دیگر از دلایل تشابه ساختاری AESI در گروه‌های مختلف آن است که ویژگی‌های رگه‌ای، عناصر بافتی و موقعیتی را درمی‌نوردند. لازاروس<sup>۱</sup> و فولکمن<sup>۲</sup> (۱۹۸۴) نقل از سیمیر، (۲۰۰۶) تأکید کردند که شخصیت از طریق اثرگذاری بر ادراک از تهدید یا فقدان و واکنش‌های هیجانی و فیزیولوژیک، تجارب تئیدگی‌زا را پیش‌بینی

در نهایت، دو گروه از طریق ایجاد تساوی در واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی و همچنین بارهای عاملی محدود شدند. در جدول ۳، مقدار  $\Delta\chi^2$  نشان می‌دهد که در الگوی بامحدودیت و الگوی بدون محدودیت واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی برای دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش مساوی بودند [۱۰، p=۰/۶۰]،  $\Delta\chi^2(۱۲)=۱۰$ .

## بحث

در مطالعه حاضر، برای اولین بار، تغییرنایپذیری اندازه‌گیری سیاهه تئیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی در بین گروهی از دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش آزمون شد. مقدار ضرایب اعتبار برای نمرة کلی سیاهه تئیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی و زیرمقیاس‌های انتظارهای والدین/معلمان و انتظارهای از خود در دو گروه تیزهوش و غیرتیزهوش نشان دادند AESI همسانی درونی قابل قبولی دارد. به بیان دیگر، ضرایب همسانی درونی سیاهه نشان می‌دهند این ابزار در اندازه‌گیری آنچه که اندازه می‌گیرد، هماهنگی دارد.

در بخش طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی تک‌گروهی، یافته‌های مطالعه حاضر، با نتایج مطالعات انگ و هوان (۲۰۰۶)، انگ و دیگران (۲۰۰۷) و انگ و دیگران (۲۰۰۹) همسو بودند. به بیان دیگر، نتایج مطالعه حاضر، همسو با شواهد تجربی متعدد از الگوی اندازه‌گیری دوعلاملی، حمایت تجربی لازم را به عمل آورد. علاوه بر این، یافته‌های پژوهش حاضر همسو با یافته‌های مطالعات انگ و دیگران (۲۰۰۷) و انگ و دیگران (۲۰۰۹)، نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگانه از هم‌ارزی ساختار عاملی، بارهای عاملی و واریانس‌ها و کواریانس‌های عاملی به طور تجربی حمایت کردند. بنابراین، این نتایج همسو با یافته‌های مطالعه انگ و دیگران (۲۰۰۹) -که با هدف آزمون روابی بین‌گروهی AESI در بین دو گروه از نوجوانان مالزیایی و کانادایی انجام شد- نشان می‌دهند در بین نوجوانان تیزهوش و غیرتیزهوش، مفهوم‌سازی الگوی بارهای برجسته و غیربرجسته، نیرومندی رابطه بین ماده‌های هر مقیاس خاص و سازه زیربنایی آن و همبستگی‌های بین

1. Lazarus, R.

2. Folkman, S.

روان آزره‌ده‌گرایی بالا در مواجهه با موقعیت‌های تئیدگی‌زای مشابه، به دلیل فقدان ویژگی «خوگیری<sup>۱</sup>»، دشواری‌های بیشتری گزارش می‌کنند. در مجموع، نتایج این پژوهش‌ها نشان می‌دهند افراد دارای روان آزره‌ده‌گرایی بالا در مواجهه با موقعیت‌های تئیدگی‌زای بیشتر از راهبردهای مقابله‌ای سازش‌نایافته استفاده می‌کنند.

یافته‌های پژوهش حاضر باید در بافت محدودیت‌های آن تفسیر و تعمیم داده شود. نخست آنکه، این مطالعه نیز مانند بسیاری از مطالعات دیگر به دلیل استفاده از ابزارهای خودگزارش‌دهی به جای مطالعه رفتار واقعی ممکن است مشارکت کنندگان را در پاسخ به ماده‌ها به استفاده از شیوه‌های مبتنی بر کسب تأیید اجتماعی و اجتناب از بدنامی مربوط به عدم کفایت فردی ترغیب کند. به بیان دیگر، به منظور تأیید مقیاس‌های خودگزارش‌دهی از مشاهده رفتاری و شاخص‌های بالینی استفاده نشد. دوم آنکه، با توجه به آنکه گروه نمونه پژوهش حاضر را دختران و پسران تبیزه‌وش و غیرتبیزه‌وش تشکیل دادند، آزمون روایی بین جنسی ASEI، از نظر محققان مطالعه حاضر دور ماند. سوم آنکه، در دو الگو شاخص<sup>۲</sup> از df/ $\chi^2$  سه بزرگ‌تر بود. این یافته نشان می‌دهد که باید در تفسیر نتایج و تعمیم جانب احتیاط رعایت شود. لازم به ذکر است از آنجا که استفاده از آزمون مجدور خی به منظور برآشش الگو، یک راهبرد تصمیم‌گیری دو شقی فراهم می‌آورد، میزان برآشش را بر روی یک پیوستار نشان نمی‌دهد (هویل، ۱۹۹۵). افزون بر این، از آنجا که این آزمون نسبت به اندازه نمونه و عدم نرمال بودن توزیع نمره‌ها حساس است، پس به منظور ارزیابی برآشش کلی الگو با داده‌ها بیشتر باید از آماره‌های برآشش توصیفی<sup>۳</sup> از قبیل CFI و RMSEA استفاده شود.

در مجموع، نتایج پژوهش حاضر شواهد تجربی جدیدی را درباره ساختار عاملی و تغییرنایابی اندازه‌گیری ASEI به همراه داشت. به بیان دیگر، نتایج مذکور از طریق تأکید بر تغییرنایابی ساختار عاملی ASEI در بین دانش‌آموzan تبیزه‌وش و غیرتبیزه‌وش نشان دادند که ASEI در دو گروه، از نظر مفهومی، سازه مشابهی را اندازه‌گیری می‌کند.

بدون شک، پیشنهادهای پژوهشی محققان بر اساس نتایج پژوهش حاضر، در بسط و گسترش تعمیم‌پذیری ASEI اهمیت

می‌کنند. بنابراین، شخصیت از طریق رابطه با مجموعه فرایندهای ارزیابی و مقابله در موقعیت‌های مختلف، تجارب تئیدگی‌زای افراد را پیش‌بینی می‌کنند (اسمیت و اسپیرو، ۲۰۰۲). به ویژه، رگه‌های شخصیتی از طریق چهار سازوکار بر شیوه ترجیحی افراد در مواجهه با موقعیت‌های تئیدگی‌زا و سطوح تجارب تئیدگی‌زای آنها تأثیر می‌گذارند (سالس و مارتین، ۲۰۰۵؛ والرات، ۲۰۰۱؛ واتسون، دیوید و سالس، ۱۹۹۹). افراد بر اساس میزان بهره‌مندی از رگه‌های شخصیتی متفاوت (۱) در مواجهه با عوامل تئیدگی‌زا، مبانع و ظرفیت‌هایی دارند، (۲) بعد ویژه یک موقعیت را کمتر یا بیشتر تئیدگی‌زا تلقی می‌کنند، (۳) به رغم کنترل شدت ارزیابی تئیدگی، واکنش آنها به موقعیت‌ها متفاوت است و (۴) روش‌های مقابله‌ای ترجیحی متفاوتی نشان می‌دهند. برای مثال، واتسون و دیگران (۱۹۹۹) با تأکید بر این موضوع که عده‌ای از افراد در مقایسه با دیگران در مواجهه با موقعیت‌های تئیدگی‌زا، از اشکال خاصی از راهبردهای مقابله‌ای بیشتر استفاده می‌کنند، در مطالعه راهبردهای مقابله‌ای افراد در مواجهه با موقعیت‌های تئیدگی‌زا از روی آورد صفت محور در بافت مطالعاتی تجارب تئیدگی‌زا حمایت تجربی لازم را به عمل آورند. واتسون و دیگران (۱۹۹۹) نشان دادند روان آزره‌ده‌گرایی به طور باثباتی با روش‌های سازش‌نایافته مقابله رابطه نشان می‌دهد. گانترت، کوهن و آرملن (۱۹۹۹) نیز دریافتند افراد دارای نمرة روان آزره‌ده‌گرایی بالا در مقایسه با افراد واجد نمرة روان آزره‌ده‌گرایی پایین، در مواجهه با موقعیت‌های تئیدگی‌زا بیشتر از روش‌های مقابله سازش‌نایافته استفاده می‌کنند. بالگر و زاکرمن (۱۹۹۵) و واتسون و دیگران (۱۹۹۹) نتایج مشابه‌ای درباره رابطه بین روان آزره‌ده‌گرایی و راهبردهای مقابله‌ای سازش‌نایافته گزارش کردند. واتسون و دیگران (۱۹۹۹) نشان دادند افراد واجد روان آزره‌ده‌گرایی بالا در پاسخ به موقعیت‌های دارای سطوح تئیدگی پایین نیز از راهبردهای هیجان‌مدار استفاده کردند. علاوه بر این، سالس و مارتین (۲۰۰۵) گزارش کردند انبیاشت<sup>۱</sup> خلق منفی از یک روز به روز دیگر در بین افراد دارای روان آزره‌ده‌گرایی بالا در مقایسه با افراد دارای روان آزره‌ده‌گرایی پایین بیشتر است. همچنان، افراد دارای

- of Adolescence*, 32, 1-13.
- Bolger, N., & Zuckerman, A. (1995).** A framework for studying personality in the stress process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 890-902.
- Byrne, B. M. (2006).** *Structural Equation Modeling with EQS: Basic concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- 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.
- Cross, T. L., & Swiatek, M. A. (2009).** Social coping among academically gifted adolescents in a residential setting: A longitudinal study. *The Gifted Child Quarterly*, 53 (1), 25-33.
- Davidson, J. E. (2009).** Contemporary models of giftedness. In Shavinina, L. V. (Ed.), *International handbook on giftedness* (pp. 81-97). New York: Springer-Verlaag.
- Dwairy, M. (2004).** Parenting styles and mental health of Arab gifted adolescents. *Gifted Child Quarterly*, 4, 275-286.
- Ebersohn, L., & Maree, J. G. (2006).** Demonstrating resilience in a HIV & AIDS context: An emotional intelligence perspective. *Gifted Education International*
- بسیار زیادی دارد؛ در مطالعات بعدی، که با هدف آزمون ویژگی‌های فنی AESI در گروههای مختلف انجام خواهند شد، از شاخص‌های روایی و اعتبار بیشتری مانند بازآزمایی و روایی همزمان و پیش‌بین استفاده شود. همچنین با توجه به نامشخص بودن قابلیت استفاده از AESI در بافت‌های بالینی، استفاده از AESI در بین گروه‌های بالینی نیز توصیه می‌شود. مقایسه‌های سطح محور با استفاده از AESI برای تعیین سطوح تجارب تبیینگی‌زا در بین دو گروه دانشآموزان تیزهوش و غیرتیزهوش یکی دیگر از اولویت‌های پژوهشی آتی قلمداد می‌شود.
- ## منابع
- شکری، ا.، بهپژوه، ا.، دانشورپور، ز.، مولایی، م.، نقش، ز.، طرخان. ر.، ض. و کهتری، ف. (۱۳۸۷). ساختار عاملی فهرست تبیینگی ناشی از انتظارهای تحصیلی. *فصلنامه روان‌شناسی ایرانی*. ۳۶۷-۳۷۶.
- Amini, M. (2005).** Identifying stressors and reactions to stressors in gifted and non-gifted students. *International Education Journal*, 6 (2), 136-140.
- Ang, R. P., & Huan, V. (2006).** Academic Expectations Stress Inventory: Development, factory analysis, reliability, and validity. *Educational and Psychological Measurement*, 66 (3), 522-539.
- Ang, R. P., Huan, V. S., & Braman, R. (2007).** Factorial structure and invariance of the Academic Expectations Stress Inventory across Hispanic and Chinese adolescent samples. *Child Psychiatry & Human Development*, 8, 73-87.
- Ang, R. P., Klassen, R. M., Chong, W. H., Huan, V. S., Wong, I. Y. F., Yeo, L. S., & Krawchuk, L. L. (2009).** Cross-cultural invariance of the Academic Expectations Stress Inventory: Adolescent samples from Canada and Singapore. *Journal*

- Lillard, A. (1998).** Ethnopsychologies: Cultural variations in theories of mind. *Psychological Bulletin*, 123, 3–32.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991).** Culture and self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224–253.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1998).** The cultural psychology of personality. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 29, 63–87.
- Markus, H. R., Mullally, P. R., & Kitayama, S. (1997).** Selfways: Diversity in modes of cultural participation. In U. Neisser & D. Jopling (Eds.), *The conceptual self in context: Culture, experience, self-understanding* (pp. 13–60). New York: Cambridge University Press.
- 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.
- Miller, J. G. (1997).** Theoretical issues in cultural psychology. In J. W. Berry, Y. H. Poortinga, & J. Pandey (Eds.), *Handbook of cross-cultural psychology* (Vol. 1, 2<sup>nd</sup> ed., pp. 85–128). Boston: Allyn & Bacon.
- Morling, B., Kitayama, S., & Miyamoto, Y. (2002).** Cultural practices emphasize influence in the United States and adjustment in Japan. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 311–323.
- Mueller, C. E. (2009).** Protective factors as barriers to depression in gifted and nongifted adolescents. *Gifted Child Quarterly*, 53, 3–14.
- Murberg, T. A., & Bru, E. (2007).** The role of neuroticism and perceived school-related stress in *tional*, 22 (1), 14–30.
- Fiske, A. P., Kitayama, S., Markus, H. R., & Nisbett, R. E. (1998).** The cultural matrix of social psychology. In D. Gilbert, S. Fiske, & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of social psychology* (pp. 915–981). New York: McGraw-Hill.
- Gagne, F. (2005).** From gifts to talents: The DMGT as a developmental model. In R. J. Sternberg, & J. E. Davidson (Eds.), *Conceptions of giftedness* (2nd Ed., pp. 98–119). New York: Cambridge University Press.
- Gunther, K. C., Cohen, L. H., & Armeli, S. (1999).** The role of neuroticism in daily stress and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1087–1100.
- Heller, K. A., Perleth, C., & Lim, T. K. (2005).** The Munich model of giftedness designed to identify and promote gifted students. In R. J. Sternberg, & J. E. Davidson (Eds.), *Conceptions of giftedness* (2nd Ed., pp. 147–170). New York: Cambridge University Press.
- Hojat, M., Gonnella, J. S., Erdmann, J. B., & Vogel, W. H. (2003).** Medical students' cognitive appraisal of stressful life events as related to personality, physical well-being, and academic performance: A longitudinal study. *Personality and Individual Differences*, 35, 219–235.
- Hoyle, R. H. (1995).** *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1993).** *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Laurence Erlbaum Associates.

- Reis, S. M. (2005).** Feminist perspectives: A research-based conception of giftedness. In R. J. Sternberg, & J. E. Davidson (Eds.), *Conceptions of giftedness* (2nd Ed., pp. 217–245). New York: Cambridge University Press.
- Renzulli, J. S. (2005).** The three-ring conception of giftedness. In R. J. Sternberg, & J. E. Davidson (Eds.), *Conceptions of giftedness* (2nd ed., pp. 246–279). New York: Cambridge University Press.
- 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, 238–255.
- Robinson, N. M., Reis, S. M., Neihart, M., & Moon, S. M. (2002).** Social and emotional issues: What have we learned and what should we do now? In M. Neihart, S. M. Reis, N. M. Robinson, & S. M. Moon (Eds.), *The social and emotional development of gifted children: What do we know?* (pp. 93–102). Waco, TX: Prufrock Press.
- Saklofske, D. H., Austin, E. J., Mastoras, S. M., Beaton, L., & Osborne, S. E. (2011).** Associations of personality, affect, emotional intelligence and coping with student academic success and stress: Different patterns for success and stress. *Learning and Individual Differences*.
- Semmer, N. K. (2006).** Personality, stress and coping. In M. E. Vollrath (Ed.), *Handbook of personality and health*, (pp. 73-114). Chichester, UK: Wiley.
- Smith, T. W., & Spiro, A. (2002).** Personality, health and aging: Prolegomenon for the next generation. *Journal of Research in Personality*, 36, 363-394.
- Spencer, M. S., Fitch, D., Grogan-Kaylor, A., & McBeath, B. (2005).** The equivalence of the somatic symptoms among students in Norwegian junior high schools. *Journal of Adolescence*, 30, 203-212.
- Neihart, M. (1999).** The impact of giftedness on psychological well-being: What does the empirical literature say? *Roepers Review*, 22, 10–18.
- Neihart, M. (2002a).** Delinquency and gifted children. In M. Neihart, S. M. Reis, N. M. Robinson, & S. M. Moon (Eds.), *The social and emotional development of gifted children: What do we know?* (pp. 103–112). Waco, TX: Prufrock Press.
- Neihart, M. (2002b).** Gifted children and depression. In M. Neihart, S. M. Reis, N. M. Robinson, & S. M. Moon (Eds.), *The social and emotional development of gifted children: What do we know?* (pp. 93–102). Waco, TX: Prufrock Pre.
- Peterson, J., Duncan, N., & Canady, K. (2009).** A longitudinal study of negative life events, stress, and school experiences of gifted youth. *Gifted Child Quarterly*, 53 (1), 34-49.
- Preckel, F., Goetz, T., Pekrun, R., & Kleine, M. (2008).** Gender differences in gifted and average-ability students. *Gifted Child Quarterly*, 52 (2), 146-159.
- Preckel, F., Holling, H., & Wiesee, M. (2006).** Relationship of intelligence and creativity in gifted and non-gifted students: An investigation of threshold theory. *Personality and Individual Differences*, 40, 159-170.
- 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.

- Scandinavian Journal of Psychology, 42, 333–347.
- Watson, D., David, J. P. & Suls, J. (1999).** Personality, affectivity, and coping. In C. R. Snyder (Ed.), *Coping: The psychology of what works* (pp. 119–140). Oxford: Oxford University Press.
- Xie, D., Leong, F. T. L., & Feng, S. (2008).** Culture-specific personality correlates of anxiety among Chinese and Caucasian college students. *Asian Journal of Social Psychology*, 11, 163–174.
- Zeidner, M., & Schleyer, E. J. (1999).** Test anxiety in intellectually gifted school students. *Anxiety, Stress, and Coping*, 12, 163–189.
- Zeidner, M., Shani-Zinovich, I., Matthews, G., & Roberts, R. D. (2005).** Assessing emotional intelligence in gifted and non-gifted high school students: Outcomes depend on the measure. *Intelligence*, 33, 369–391
- behavior problem index across U. S. ethnic groups. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 36, 573–589.
- Sternberg, R. J. (2004).** Introduction to definitions and conceptions of giftedness. In R. J. Sternberg, & S. M. Reis (Eds.), *Definitions and conceptions of giftedness*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Suh, E. M. (2002).** Culture, identity consistency, and subjective well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 1378–1391.
- Suls, J., & Martin, R. (2005).** The daily life of the garden-variety neurotic: Reactivity, stressors exposure, mood spillover, and maladaptive coping. *Journal of Personality*, 73, 1–25.
- Tannenbaum, A. J. (2003).** Nature and nurture of giftedness. In N. Colangelo & G. A. Davis (Eds.), *Handbook of gifted education* (3<sup>rd</sup> ed., pp. 45–59). New York: Allyn & Bacon.
- Vollrath, M. (2001).** Personality and stress.