فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای 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 انتظارهای تحصیلی (AESI) در دو جنس بود. **روش:** ۶۸۰ دانش‌آموز دبیرستانی (۳۲۷ پسر و ۳۵۳ دختر) به فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای 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 انتظارهای والدین / معلمان و تنیدگی ناشی از انتظارهای خود، برازش خوبی با داده‌ها دارد. نتایج تحلیل عامل تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری در دختران و پسران ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌ها و کواریانس‌های بین‌عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی را در دو جنس نشان داد. نتایج تحلیل واریانس چندمتغیری نشان داد که بین دو جنس از لحاظ تنیدگی ناشی از انتظارهای فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارهای 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 انتظارهای تحصیلی در دو جنس ابزار سودمندی است.

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

---

* مقالهٔ حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی نویسنده اول است.

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی دانشگاه شهید بهشتی
۲. استادیار دانشگاه شهید بهشتی (نویسندهٔ مسئول) Email: oshokri@yahoo. com

www.SID.ir

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، یئو و کروچاک، ۲۰۰۹؛ انگ، هوان و برامان[1]، ۲۰۰۷). در تعدادی از این مطالعات از یک طرف بر رابطهٔ 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 غیرآسیایی 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 اُکازاکی، ۱۹۹۰).

در همین راستا، لی و لارسن[2] (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 سرگرم کننده 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 مطالعهٔ جامع دربارهٔ بهزیستی ذهنی، نوجوانان آسیایی در مقایسه با نوجوانان آمریکایی هیجانات منفی بیشتری را دربارهٔ تحصیلات گزارش کردند (دینر، سو، اسمیت و شاو، ۱۹۹۵). شواهد تجربی مختلف نشان داده‌اند که رابطهٔ بین انتظارات تحصیلی و تنیدگی تحصیلی در بین نمونه‌های آسیایی در مقایسه با نمونه‌های غیرآسیایی بیشتر است (دینر و همکاران، ۱۹۹۵؛ آبی و زانگ، ۱۹۹۰؛ شکری، فراهانی، کرمی نوری و مرادی،

1. Ang, Huan, Braman
2. Lee & Larson

Archive of SID

www.SID.ir

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

تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارهای خود و دیگران

نتایج پاره‌ای از شواهد تجربی، اهمیت مطالعهٔ وابسته به فرهنگ موضوع محوری تنیدگی تحصیلی را بیش از پیش ضروری ساخت. برای مثال، اشتاین‌برگ، دورن‌بوش و براون (۱۹۹۲) دریافتند که دانش‌آموزان آمریکایی آسیایی‌تبار در مقایسه با گروه‌های قومیتی دیگر، مدت زمان بیشتری را صرف مطالعه می‌کنند و در ارزیابی عملکرد خود از موقعیت‌های تحصیلی، بر نقش انتظارها 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 افریقایی‌تبار و اسپانیایی در مدرسه ضعیف‌تر است، زمان کمتری را به مطالعه اختصاص می‌دهند و انتظارها و معیارهای والدین آن‌ها در مقایسه با دانش‌آموزان آسیایی‌تبار به مراتب کمتر است.

در یک پژوهش زمینه‌یابی ملی دیگر درباره نوجوانان سنگاپوری، هو و ییپ[1] (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 جنبهٔ 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

www.SID.ir

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 انتظارهای تحصیلی، تجربهٔ 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 انتظارهای خانواده و تجربه‌های اجتماعی شدن که بر موفقیت تحصیلی تأکید می‌کند، اشاره کرده‌اند. با توجه به ارزش‌های کنفسیوس، والدین چینی بر احترام و وظیفه شناسی 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 این‌که خود را در دستیابی به آرمان‌ها و هدف‌های مطرح شده از سوی خانواده ناتوان می‌بیند، احساس کم‌تری می‌کند (هو، ۱۹۸۱). ناتوانی در پاسخگویی به انتظارهای فردی و انتظارهای افراد دیگر می‌تواند آبرو و اعتماد به خود[1] 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 معدود 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 دیگرانِ مهم از آن‌ها ریشه دارد (چن و استیونسن، ۱۹۹۵؛ گویتی و اکسی، ۱۹۹۹).

1. self-confidence

www.SID.ir

در مقابل، در بافت‌های غربی انتظارهای والدین به مثابهٔ یک منبع انگیزانندهٔ تنیدگی تحصیلی ایفای نقش نمی‌کند (آکگان و سیاروچی، ۲۰۰۳). نتایج مطالعهٔ 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

پیشینهٔ تجربی موجود دربارهٔ رابطهٔ بین «فرهنگ» و «خود» بنیان نظری زیربنایی و قابلیت تبیین یافته‌های تجربی موجود دربارهٔ تمایز در تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارهای خود و انتظارهای دیگران را در بین نمونه‌های آسیایی و غیرآسیایی فراهم آورده است. بر این اساس، انگ و هوان (۲۰۰۶) ضرورت توسعهٔ فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی را با هدف سنجش وابسته به فرهنگِ 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 رابطهٔ بین «خود» و «فرهنگ»، بنیان نظری لازم برای طرح ایدهٔ 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 روان‌بنهٔ 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، گمراه کننده، بدون ثبات و فاقد توان لازم برای پیش بینی رفتار تلقی می‌شوند.

Archive of SID

www.SID.ir

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، خودشناسانند و باثبات می‌باشند. بنابراین، در بافت‌های فرهنگی فردگرا عمدتاً بر ثبات و خودتعیین کنندگی صفات و ویژگی‌های درونی «خود» تأکید می‌شود (مارکوس و همکاران، ۱۹۹۷؛ مورلینگ، کیتایاما و میاموتو، ۲۰۰۲). در مقابل، در یک بافت فرهنگی جمع گرا، «احساس بنیادی از خود[1]» از طریق پربارسازی احساس نزدیکی به «دیگرانِ مهم» به دست می‌آید (میلر، ۱۹۹۷). «خود» به مثابه یک بازده اجتماعی دیده می‌شود. از آنجا که هر رابطه خودتعریف کننده، مجموعه منحصربفردی از رفتارها و انتظارها را فرامی‌خواند، «تجربه خود[2]» به طور باثباتی به افکار و احساسات دیگران اشاره می‌کند.

فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی

انگ و هوان (۲۰۰۶) پس از مرور دقیق شواهد نظری و تجربی موجود، بر نقش محوری مفهوم «انتظارهای تحصیلی» به مثابهٔ یک عامل ایجاد کنندهٔ تنیدگی در بین نوجوانان مالزیایی تأکید کردند. به بیان دیگر، از طریق سازهٔ انتظارهای تحصیلی، تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا را مفهوم‌سازی کردند. در مطالعهٔ انگ و هوان (۲۰۰۶) در بخش اول، نتایج تحلیل عامل اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس شامل ۹ مادّه با ۲ عامل انتظارهای والدین / معلمان (۵ مادّه) و انتظارهای از خود (۴ مادّه) 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

Archive of SID

www.SID.ir

در مطالعه شکری، به پژوه، دانشورپور، مولایی، نقش، طرخان و که‌تری (۱۳۸۷) کـه بـا هدف آزمون ویژگی‌های روان‌سنجی AESI انجـام شـد، همسـو بـا مطالعـه انـگ و هـوان (۲۰۰۶) نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل انتظارهای والدین / معلمان و انتظارهای خود را تأیید کرد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ضمن حمایت از ساختار عاملی به دسـت آمـده از تحلیل عاملی اکتشافی، نشان دادند که الگوی دو عاملی AESI در مقایسه بـا الگـوی تـک عاملی برازش بهتری با داده‌ها دارد. همبستگی مثبت معنادار بین نمره‌هـای مقیـاس تـرس از ارزیابی منفی با نمره‌های زیر مقیاس‌ها و نمره کل AESI مبین روایی همگرای این فهرست بودند. در این پژوهش، همسانی درونی زیرمقیاس‌های انتظارهای والدین ـ معلمان، انتظارها از خود و عامل کلی AESI به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۰ و ۰/۸۳ بودند.

در مطالعهٔ انگ، هوان و برامان (۲۰۰۷) که با هدف بررسی سـاختار عـاملی و تغییرناپـذیری AESI در بین دو گروه از نوجوانان مالزیایی و اسپانیایی انجام شد، نتایج تحلیل عامل تأییدی از ساختار دو عاملی حمایت بیشتری به عمل آورد. همچنین، نتایج تحلیـل عـاملی چنـدگروهی از روایی بین‌فرهنگی AESI حمایت کرد. در پژوهش دیگری، انـگ، کلاسـن، چانـگ، هـوان، وانگ، یئو و کراچاک (۲۰۰۹) تغییرناپذیری بین‌فرهنگی ساختار عاملی AESI را در دو گروه از نوجوانـان مالزیـایی و کانـادایی آزمـون کردنـد. نتـایج تحلیـل عامـل تأییـدی چنـدگروهی، تغییرناپذیری بین‌فرهنگی ساختار عاملی، بارهای عاملی، واریانس‌هـا و کواریـانس هـای عـاملی AESI را در دو گروه نوجوانان مالزیایی و کانادایی نشان داد.

در مطالعـهٔ ملکیـان و شـکری (زیـر چـاپ) کـه بـا هـدف بررسـی سـاختار عـاملی و تغییرناپذیری AESI در بین دو گروه از دانش‌آموزان تیزهوش و غیرتیزهوش ایرانی انجـام شد، نتایج تحلیل عاملی از ساختار دو عاملی حمایـت کـرد. در ایـن پـژوهش نتـایج تحلیـل عاملی تأییـدی چنـدگروهی، تغییرناپـذیری بـین‌گروهـی سـاختار عـاملی، بارهـای عـاملی، واریـانس‌هـا و کواریـانس‌هـای عـاملی AESI را در دو گـروه دانـش‌آمـوزان تیزهـوش و غیرتیزهوش نشان داد.

www.SID.ir

روایی بین‌جنسی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی

تعدادی از محققان به منظور تبیین تمایز در الگوی پراکندگی 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 فراروی 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[1] است (اکسی، لئونگ و فنگ، ۲۰۰۸). اکسی و دیگران (۲۰۰۸) تأکید کرده‌اند که غالب محققان با استفاده از روی‌آورد سطح‌محور در صدد مقایسهٔ 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 سازهٔ 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 مطالعهٔ 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

Archive of SID

www.SID.ir

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).

بنابرین، هدف اصلی پژوهش حاضر کمک به بسط و گسترش قلمرو موضوعی انتظارهای 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 اندازه گیری، تعیین این مهم که تفاوت بین‌گروهی مشاهده شده به تفاوت واقعی سازهٔ مورد نظر مربوط است یا پاسخهای روان‌سنجی متمایز به مادّه‌های مقیاس، عاری از ابهام نخواهد بود (چانگ و رنسولد، ۲۰۰۲؛ اسپنسر، فیتچ، گروگان ـ کایلور و مک بیت، ۲۰۰۵).

www.SID.ir

روش پژوهش

جامعهٔ آماری شامل کلیه دانش‌آموزان دبیرستانی دختر و پسر در مناطق ۶ و ۱۱ آموزش و پرورش شهر تهران در پایه های تحصیلی اول، دوم و سوم دبیرستان و رشته های تحصیلی تجربی و ریاضی در سال تحصیلی ۸۶-۱۳۸۵ بودند. از این جامعه ۶۸۰ دانش‌آموز (۳۲۷ پسر و ۳۵۳ دختر) با روش نمونه گیری 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 انتظارهای تحصیلی (AESI؛ انگ و هوان، ۲۰۰۶**):** فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی، یک مقیاس خودگزارش‌دهی 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 انتظارهای معلمان / والدین و انتظارهای فرد از خویشتن است. این فهرست شامل ۹ گویه و ۲ مقیاس است. مقیاس اول انتظارهای والدین / معلمان را از طریق ۵ گویه (۹، ۷، ۶، ۵، ۴) و مقیاس دوم، انتظارهای از 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 مطالعهٔ انگ و هوان (۲۰۰۶) نتایج تحلیل عامل اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس شامل ۹ گویه با ۲ عامل انتظارهای والدین / معلمان (۵ مادّه) و انتظارهای از خود (۴ مادّه) را نشان داد. در مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) ضرایب همسانی درونی عامل‌های انتظارهای والدین ـ معلمان، انتظارها از 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 نسخهٔ فارسی AESI در دانش‌آموزان انجام شد نشان داد که الگوی دو عاملی AESI در مقایسه

www.SID.ir

با الگوی تک عاملی برازش بهتری با داده‌ها دارد. همبستگی مثبت و معنادار بین نمره‌های مقیاس ترس از ارزیابی منفی با نمرهای 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 سئوال ـ پاسخ[1] و الگوهای تحلیل عاملی تأییدی پیشنهاد شده است (مید و لاتنچ 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 لاتنچ لاگر، ۲۰۰۴). در روش مبتنی بر نظریه سئوال ـ 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 سئوال 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 تک گروهی است که در آن تغییرناپذیری پارامترهای برآورد شده دو الگوی آشیانه ای مربوط به هر جنس آزمون می‌شود. از طریق استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی می‌توان به این سئوال 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

1. item response theory

www.SID.ir

است که در تحلیل عاملی تأییدی محقق می‌تواند از طریق تعیین الگوهای روابط, برازش 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 ـ 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 ـ 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 خاطرنشان 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 ـ کواریانس بین عامل‌های مکنون تأکید کرده‌اند (چان، ۲۰۰۰).

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

با توجه به تأکید گیلز (۲۰۰۲) دربارهٔ 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

www.SID.ir

آماری) (کلاین، ۲۰۰۵)، *خطی بودن*[1] (با استفاده از روش ماتریس‌های نمودار پراکندگی) (مایر، گامست و گوارینو، ۲۰۰۶) و *هم‌خطی چندگانه*[2] (با استفاده از آماره‌های تحمل[3] و عامل تورم واریانس[4]) (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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

برآوردهای پایایی

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

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

فهرست	پسران (N=۳۲۷)	دختران (N=۳۵۳)
انتظارهای والدین ـ 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 عـاملی **AESI** را در مـورد یـک نمونـه سـنگاپوری بررسی کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که ساختار دو عاملی **AESI** برازش خوبی بـا 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 داده‌هـا دارد. بنـابراین، در پـژوهش حاضـر، تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی **AESI** با استفاده از تحلیل عاملی چنـدگروهی بررسـی 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

Archive of SID

www.SID.ir

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود از آنجا که شاخص‌های CFI, GFI و AGFI مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹۰ و مقادیر RSMR و RMSEA در دو جنس کوچک‌تر از ۰/۰۶ به دست آمد, ساختار دوعاملی **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 دوعاملی **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 تفاوت خی دو استفاده شد. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۴ قابل مشاهده است. بنتلر و بونت (۱۹۸۰؛ نقل از باندالاس و بنسون، ۱۹۹۰) خاطرنشان می‌سازند که به منظور برآورد افزوده قابل مشاهده در برازش الگو از طریق استفاده از الگوی با محدودیت کمتر می‌توان از شاخص برازش افزاینده 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 TLI= ۰/۹۰، CFI= ۰/۹۰ و IFI= ۰/۹۱ به طور مستدلی رضایت بخش است. این یافته‌ها

Archive of SID

www.SID.ir

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 هم‌تراز در سطوح متغیر جنسیت غیرقابل دفاع است. با این وجود، از آنجا که مقادیر TLI، CFI 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 TLI،CFI 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 TLI، CFIو 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	
				M	F	M	F	M	F	M	F
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	۰/۹۱	۰/۹۰	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 مقایسهٔ 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[1] (MANOVA) استفاده شد.

1. Multivariate Analysis of Variance (MANOVA)

Archive of SID

www.SID.ir

ابتدا، به منظور تعیین نقش تفاوت‌های جنسیتی در نمره کلی تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی از یک طرح تحلیل واریانس یک‌راهه استفاده شد. نتایج نشان داد که اثر جنسیت بر نمرهٔ کلی تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی از لحاظ آماری معنادار نبود [P=۰/۴۳، F(۱ ، ۶۷۴) =۰/۶۲].

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 ـ کواریانس ضروری است. سطح معناداری آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف[1]، و مفروضه همگنی واریانس ـ کواریانس به وسیله آماره «ام. ــ باکس»[2] ارائه می‌گردد (دنسی و ریدی، ۱۹۹۹).

سطح معناداری آزمون کولموگروف ـ اسمیرنوف برای توزیع نمره کلی تنیدگی تحصیلی ادراک شده, تنیدگی ناشی از انتظارهای فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارهای 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 ـ کواریانس بدست آمد (F = ۸/۱۰ ، P> ۰/۰۶۱).

MANOVA برای تعیین اثر جنس بر روی متغیرهای وابسته اجرا شد. در پاسخ به سئوال پژوهش حاضر، همسو با گفته های تاباچنیک و فیدل (۱۹۹۷؛ نقل از دنسی و ریدی، ۱۹۹۹) محقق از بین آماره‌های چهارگانه (پیلایی[3]، لامبدا ویلکز[4]، هاتلینگ[1] و ریشه ری[2])

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

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون لامبدا ویلکز را برای محاسبه F انتخاب کرده است.

نتایج تحلیل واریانس چند متغیری مقیاس‌های تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی با استفاده از آماره ویلکز لاندا نشان داد که بین دو جنس تفاوت معنادار وجود ندارد (ویلکز لاندا = ۰/۹۹ ، F(۲ و ۶۷۳) = ۱/۶۴ ، 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 انتظارهای 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 انتظارهای 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 انتظارهای 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 و همکاران (۲۰۰۷)، انگ و همکاران (۲۰۰۹)

1. Hotelling's Trace
2. Roy's Largest Root

Archive of SID

www.SID.ir

و شکری و همکاران (۱۳۸۷) درباره نقش انتظارها به مثابه یک منبع تنیدگی تحصیلی آنچنان که به وسیله دانش‌آموزان آسیایی و آسیایی ـ امریکایی 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 انتظارهای 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 دانش‌آموزان آسیایی ـ امریکایی برای احراز موقعیت‌های تحصیلی ممتاز از ناحیه خانواده به شدت تحت فشار هستند. یه و هانگ (۱۹۹۶) معتقدند که فشار تحصیلی مربوط به انتظارهای والدین و عدم دستیابی به این انتظارها 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 (تریاندیس، 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 دانش‌آموز آسیایی بر نقش بلامنازع سختکوشی تأکید می‌گردد. به بیان دیگر، متغیر سختکوشی در فرایند اجتماعی شدن دانش‌آموز آسیایی از محوریت ویژه‌ای برخوردار است (هو، ۱۹۸۱). سو و اوکازاکی (۱۹۹۰) خاطر نشان ساختند که اگر موفقیت تحصیلی برای دانش‌آموزان آسیایی ـ امریکایی 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 دانش‌آموز آسیایی احساس نیاز نسبت به تجربه موفقیت تحصیلی به مثابه یک منبع تنیدگی و فشار شدید قلمداد گردد (هو و یپ، ۲۰۰۳؛ اسرالووایدز و آنگ، ۱۹۹۰؛ جون، نام و انسمینگر، ۱۹۹۴؛ لی و لارسن، ۲۰۰۰).

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

Archive of SID

www.SID.ir

ناشی از انتظارهای تحصیلی در دو جنس سازهٔ واحدی را انـدازه‌گیـری مـی‌کنـد و در هـر دو جنس روابط بـین گویـه‌هـای AESI و عامـل‌هـای مکنـون از ثبـات لازم برخـوردار اسـت. همچنین، این یافته نشان می‌دهـد کـه پیشـنیاز لازم بـرای انجـام مقایسـه بـین‌جنسـی در سـطح میانگین عامل مکنون برای محققان در دست است. به بیان دیگر، نتایج پژوهش حاضر دربـارهٔ روایی بین‌گروهی AESI در بین نوجوانان دختر و پسر همسو با یافتـه‌هـای مطالعـات انـگ و همکارن (۲۰۰۹) و انگ و همکاران (۲۰۰۷) نشان دهندهٔ آن است که ساختار زیربنایی اصـلی و سازوکارهای علّی نظری تبیین کنندهٔ الگوی تجارب تنیدگی‌زا در بافتهای تحصـیلی در بـین گروههای مختلف دانش‌آموزی، از اصول کلـی متشـابه‌ای پیـروی مـی‌کنـد. همچنـین، نتـایج پژوهش حاضر تأکید می‌کند که از لحـاظ سـاختاری، الگـوی پیشـنهادی از تـوان لازم بـرای توصیف و تبیین منابع انگیزانندهٔ تجارب تحصیلی تنیدگی‌زا در بین دو گروه از دانـش‌آمـوزان دختـر و پسـر برخـوردار اسـت. بنـابراین، نتـایج مطالعـهٔ حاضـر، پیشـنیاز لازم جهـت انجـام مقایسه‌های بین گروهی معنادار را با استفاده از فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهـای تحصـیلی، برای تعیین سطوح تجارب تنیدگی‌زا بـین دانـش‌آمـوزان دختـر و پسـر فـراهم آورد. البتـه، بـا وجود تشابه ساختاری در منابع تنیـدگی تحصـیلی، مقایسـه سـطوح متمـایز تجـارب تحصـیلی تنیدگی‌زا در موقعیت‌های تحصیلی در بین گروه‌های مختلف دانش‌آموزی، بیـانگر آن اسـت که شدتِ این تجارب در بین نوجوانان دختر و پسر متمایز است.

نتایج تحلیل واریانس چندمتغیری همسو با یافته‌های پژوهش‌های انـگ و هـوان (۲۰۰۶) و هوان، یئو، انگ و چانگ (۲۰۰۶) و ناهمسو با یافته‌های پژوهش‌های متیود (۲۰۰۴) نشـان می‌دهد که بین سطوح متغیر جنسیت از نظـر ترکیـب خطـی نمـره هـای تنیـدگی ناشـی از انتظارهای فرد از خود و تنیدگی ناشی از انتظارهای دیگران تفاوت معناداری وجود نـدارد. همسو با پیشنهاد هوان و همکاران (۲۰۰۶) عدم تفاوت در تجربـه تنیـدگی تحصـیلی در دو جنس با تأکید بر نقش محوری شیوه‌های ترجیحی افراد در مواجهه با موقعیت‌های تنیـدگی زا قابل تبیین است. فلستن (۱۹۹۸؛ نقل از متیود، ۲۰۰۴) خاطرنشان می‌سازد که تفاوت‌هـای

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

1. descriptive fit statistics

Archive of SID

www.SID.ir

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

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

Talor & Francic Group

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

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

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

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir