Archive of SID

ساختار عاملِی فهرست تنِیدگِی ناشِی از انتظارهاِی تحصِیلِی

Factor Structure of the Academic Expectations Stress Inventory

امِید شکرِی
دانشجوِی دکترِی
دانشگاه تربِیت معلم

دکتر احمد به‌پژوه
دانشِیار دانشگاه تهران

زهره دانشورپور و محمد مولائِی
کارشناسان ارشد روان‌شناسِی عمومِی

زهرا نقش و رضا علِی طرخان
کارشناسان ارشد تحقِیقات آموزشِی

فهِیمه کهترِی
کارشناس ارشد روان‌شناسِی کودکان استثنائِی

Omid Shokri
PhD Candidate
Teacher Training University

Ahmad BehPajouh, PhD
Tehran University

Zohreh Daneshvar Pour & Mohammad Molaei
M. A. In General Psychology

Zahra Naghsh & Reza A. Tarkhan
M. A. in Educational Research

Fahimeh Kehtari
M. A. in Psychology of Exceptional Children

چکیده

به‌منظور بررسی ساختار عاملی و ویژگیهای روان‌سنجی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (AESI؛ انگ و هوان، ۲۰۰۶)، ۱۴۳ پسر و ۱۸۲ دختر دبیرستانی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (AESI) و فرم کوتاه مقیاس ترس از ارزیابی منفی (FNES-B؛ لری، ۱۹۸۳) را تکمیل کردند. تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل انتظارهای والدین/ معلمان و انتظارهای 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 بود. همسانی درونی زیرمقیاسها و عامل کلی AESI مناسب بود. نتایج پژوهش حاضر، ثبات ساختار عاملی AESI و اعتبار این فهرست را برای سنجش تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی در دانش آموزان ایرانی نشان دادند.

واژه‌های کلیدی : فهرست تنِیدگِی ناشِی از انتظارهاِی تحصِیلِی، ساختار عاملِی، تحلِیل عاملِی اکتشافِی، تحلِیل عاملِی تأِییدِی.

دریافت : ۸۶/۹/۱۱ received : 1 Dec 2007
پذیرش : ۸۷/۳/۱۲ accepted : 1 Jun 2008

Abstract

In order to evaluate the factor structure and psychometric properties of the Academic Expectations Stress Inventory (AESI, Ang and Huan, 2006), 143 male and 182 female high school students were administered the AESI and the Brief Fear of Negative Evaluation Scale (FNES-B, Leary, 1983). Exploratory factor analysis confirmed the two factor-structure of the AESI in the Iranian sample: Expectations of Parents/Teachers and Expectations of Self. The findings of confirmatory factor analysis provided support for the factor structure derived from exploratory factor analysis and suggested that the two-factor model of AESI, compared to the one-factor model, was a better fit to the data. Significant positive correlations between the scores of BFNES scale and AESI's total and subscales scores provided empirical support for the convergent validity of the AESI. Internal consistency of the AESI total score and its subscales was good. The findings support the consistency of the AESI factor structure, and its validity in measuring stress of academic expectations in Iranian students.

Key words: academic expectations stress inventory, factorial structure, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis.

Contact information : oshokri@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

از آنجا که دستیابی به حرفه‌های آموزشی و تخصصی، روابط اجتماعی و تخصیص گستره وسیعی از منابع به‌طور قابل ملاحظه‌ای به پیشرفت شخصی افراد وابسته است، یادگیری و پیشرفت تحصیلی از اهمیت بسیاری برخوردارند. بـر این اساس، در شرایط کنونی، یادگیری و پیشرفـت یادگیرندگان از مهمترین منابع ایجاد هیجانهای متفاوت قلمداد می‌شوند. افزون بر این، فرض شده است که تجربه هیجانهای تحصیلی بر الگوهای تفکر و حل مسئله یادگیرندگان، انگیزش، راهبردهای یادگیری[1]، منابع شناختی و خودنظم‌جویی تحصیلی[2] آنها اثر می‌گذارد. برای مثال، تجربه هیجانهای مثبت در فراخوانی[3] الگوهای تفکر کلی‌گرا[4]، شهودی[5]، خلاقانه و تجربه هیجانهای منفی در فراخوانی الگوهای تفکر مبتنی بر جزئیات و تفکر الگوریتمی[6] پردازش اطلاعات مؤثر است. همچنین، تجربه هیجانهای تحصیلی مثبت، استفاده از راهبردهای یادگیری خلاقانه و منعطف مانند بسط[7]، سازماندهی[8]، نظارت فراشناختی[9] و ارزیابی نقادانه[10] را تقویت می‌کند. در مقابل، هیجانهای منفی استفاده از راهبردهای نامنعطف مانند مرور ذهنی ساده[11] و تأکید بر روشهای الگوریتمی را بیش از پیـش تحکیم می‌بخشد (پکران، گوتز، تیتز و پری، ۲۰۰۲). در بررسی منابع مؤثر بر تجربه تنیدگی تحصیلی[12] منابع درون‌فردی و برون‌فردی قابل تمایزند. منابع درون‌فردی شـامل آمادگیهای ژنتیکی، فـرایندهای فیزیولوژیـکی، ارزیابیهای شناختی، ویژگیهای شخصیتی و جنس است. ادبیات پژوهش بر نقش عامل فرهنگ به‌مثابه یک عامل برون‌فردی تأکید کرده است. برای مثال در پاره‌ای از پژوهشها با تمرکز بر نقش الگوی فرهنگی جمع‌گرا[13] در مقابل الگوی فرهنگی فردگرا[14] در تجربه تنیدگی تحصیلی یادگیرندگان بر عامل ارزشها و انتظارهای خانواده و تجربه‌های اجتماعی‌شدن تأکید شده است (پکران و دیگران، ۲۰۰۲؛ انگ و هوان، ۲۰۰۶؛ انگ، هوان و برامان، ۲۰۰۷). بـر این اساس، شاید بتوان گفت که بررسی نظامـدار و هدفمـند مقوله تنیدگی تحصیلی مستلزم دسترسی به ابزاری است که امکـان شناسایـی عوامل تنیدگی‌زای تحصیلی وابسته به فـرهنگ را فراهم کند. با توجه به آنچه گفته شـد هدف پژوهش حـاضر بررسی ساختـار عاملی و ویژگیهای روان‌سنجی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی[15] است که به‌وسیله آن بتوان انتظارها را به منزله یک منبع تنیدگی تحصیلی وابسته به فرهنگ در دانش‌آموزان راهنمایی و دبیرستانی ایرانی اندازه‌گیری کرد.

مفهوم‌سازی فرهنگ ساده نیست. یکی از راههای تفکر درباره فرهنگ این است که فرهنگ برای جامعه مانند حافظه برای افراد است (تریاندیس و سو، ۲۰۰۲). انجمن روان‌شناسی آمریکا[16] (۲۰۰۳) فرهنگ را شامل رفتار آموخته شده مشترک، نظامهای باور و جهت‌گیریهایی ارزشی می‌داند که بر سنتها، هنجارها، رسوم و قوانین اجتماعی یک گروه از افراد تأثیر می‌گذارند. تریاندیس و سو (۲۰۰۲) خاطرنشان می‌سازند که فرایند انتخاب اطلاعات محیطی که بر شناخت و ادراک انسان مؤثر است، از شاخصهای ارزشی الگوهای فرهنگی مختلف تأثیر می‌پذیرد. لذا، هر یک از جهت‌گیریهای فرهنگی غالب برای مثال فردگرایی یا جمع‌گرایی، به‌برخی از گزینه‌های انتخابی فـرد در مواجهـه با اطلاعات محیطی وزن بیشـتری می‌دهند. بـرای مثال، در حالی که در فرهنگهای فردگرا مانند آمریکای شمالی و اروپای غربی بر استقلال، آزادی، خودشکوفایی و جرئت‌ورزی تأکید می‌شود، در فرهنگهای جمع‌گرا بر رابطه متقابل، همکاری و حمایت تأکید می‌شود (قربانی، بینگ، واتسون، داویسون و لبرتون، ۲۰۰۳). با توجه به آنچه گفته شد و همسو با ادبیات پژوهش، ادراک خود افراد در جوامع مختلف با تأثیرپـذیری از شاخصهای

1. strategies for learning
2. self-regulation of learning
3. trigger
4. holistic
5. intuitive
6. algorithm
7. elaboration
8. organization
9. metacognitive monitoring
10. critical evaluation
11. simple rehearsal
12. academic stress
13. collectivist culture
14. individualist culture
15. Academic Expectations Stress Inventory (AESI)
16. American Psychological Association

www.SID.ir

Archive of SID

ارزشی هر یک از الگوهای فرهنگی مختلف فردگرا و جمع‌گرا متفاوت است (چن و وست، ۲۰۰۸؛ اُیسرمن و لی، ۲۰۰۸). بنابراین، ادراک خود دانش‌آموزان آسیایی در مقایسه با دانش‌آموزان غیرآسیایی مبتنی بر ارزشهای فرهنگ جمع‌گرا است. افزون بر این، دانش‌آموزان چینی در مقایسه با غیرچینی، خودنظارتی[1] بیشتری نشان می‌دهند. بر این اساس، از آنجا که دانش‌آموزان چینی نسبت به پاسخدهی به قضاوتها و معیارهای محیط خانوادگی و اجتماعی حساس هستند، عوامل بیرونی در ادراک، احساس و رفتار آنان مؤثر است (گلوریا و هو، ۲۰۰۳؛ یه و هوانگ، ۱۹۹۶). با تعمیم این یافته‌ها به بافت تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی، به‌نظر می‌رسد که دانش‌آموزان چینی نه‌تنها متأثر از تلاش فردی خود به‌منظور دستیابی به موفقیت تحصیلی هستند، بلکه همواره می‌کوشند تا با پاسخ‌دهی به انتظارهای تحصیلی والدین رضایت خاطر آنان را جلب کنند (انگ و هوان، ۲۰۰۶).

در مقابل، بررسیهای انجام شده در مورد افراد غیرـ آسیایی نشان می‌دهند که عوامل تنیدگی‌زای تحصیلی آنها شامل محدودیت زمانی، برنامه‌های آتی و امتحانها هستند و انتظارهای والدین برای آنها به‌عنوان یک عامل مؤثر بر تنیدگی تحصیلی محسوب نمی‌شود (آکگان و سیاروشی، ۲۰۰۳؛ میسرا، کریست و برانت، ۲۰۰۳). سطوح بالای تنیدگی تحصیلی در دانش‌آموزان آمریکایی و استرالیایی با نمره‌های درسی پایین و تمسخر همسالان ارتباط دارد (استراترز، پری و منک، ۲۰۰۰؛ ونزگروس، آنچ و ویدامان، ۱۹۹۷). همچنین، نتایج پژوهشهای هینز، فاهی و لیدن (۱۹۸۴) و ابوذری (۱۹۹۴) نشان دادند که سطوح تنیدگی تحصیلی بالا در دانش‌آموزان با انتظارهای تحصیلی و عملکرد تحصیلی آنها مرتبط‌اند.

اشتاین‌برگ، دورن‌بوش و براون (۱۹۹۲) نیز به این نتیجه رسیدند 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 به‌سختی ناراحت می‌شوند. در مقابل، عملکرد دانش‌آموزان آمریکایی افریقایی‌تبار و اسپانیایی در دانشگاه ضعیف‌تر است، زمان کمتری را به مطالعه اختصاص می‌دهند و انتظارها و معیارهای والدین آنها در مقایسه با دانش‌آموزان آسیایی‌تبار به مراتب کمتر است (اشتاین‌برگ و دیگران، ۱۹۹۲). ماردکوویتز و گینزبرگ (۱۹۸۷) با استفاده از مصاحبه‌های ساخت‌دار با این دانش‌آموزان، دریافتند که خانواده‌های آسیایی‌تبار قویاً بر موفقیت تحصیلی فرزندانشان تأکید می‌کنند. این یافته‌ها با نتایج مطالعه اشتاین‌برگ و دیگران (۱۹۹۲) همسو هستند. ماردکوویتز و گینزبرگ (۱۹۸۷) نشان دادند که خانواده‌های آسیایی‌تبار انتظارها و معیارهای بالایی برای موفقیت تحصیلی در نظر می‌گیرند. احساس تنیدگی ناشی از موفقیت تحصیلی در غالب جوامع آسیایی نظیر کره، هنگ‌کنگ و سنگاپور نیز قابل ملاحظه است. برای مثال، دانش‌آموزان کره‌ای دو برابر همتایان آمریکایی خود برای انجام تکلیف خود زمان صرف می‌کنند. در مقابل، دانش‌آموزان امریکایی دو برابر دانش‌آموزان کره‌ای، به فعالیتهای سرگرم‌کننده می‌پردازند (لی و لارسن، ۲۰۰۰). در کره موقعیت تحصیلی فرد به‌مثابه حمایتی برای دستیابی به‌مشاغل خوب، درآمد مناسب و وضعیت اجتماعی بالا محسوب می‌شود (چانگ، کیم، لی، کوان و لی، ۱۹۹۳).

در سنگاپور نیز نوجوانان با موقعیتهای آموزشی تنیدگی‌زا روبه‌رو هستند. نتایج مطالعه ایسرالوویتز و انگ (۱۹۹۰) در ۲۲۰ نوجوان سنگاپوری نشان داد که تجربه تنیدگی تحصیلی یکی از مشکلات اساسی این نوجوانان بود. در یک پژوهش زمینه‌یاب ملی دیگر درباره نوجوانان سنگاپوری، هو و ییپ (۲۰۰۳) نشان دادند که غالب افراد جوان، تحصیل را به‌عنوان مهمترین عامل تجربه تنیدگی زندگی خود برشمردند. علاوه بر این، وقتی که از افراد جوان درخواست شد که سطح اهمیت و رضایت خود را از

1. self-monitoring

www.SID.ir

Archive of SID

۷ جنبه متفاوت زندگی مدرسه‌ای رتبه‌بندی کنند، آنها نمره‌های امتحانی را به‌عنوان مهمترین جنبه زندگی مدرسه قلمداد کردند، در حالی‌که کمترین رضایت خاطر را از آن به‌دست می‌آوردند. این یافته نشان می‌دهد در حالی که افراد جوان نمره‌های امتحانی را به‌عنوان مهمترین جنبه زندگی درسی خود در نظر می‌گیرند، امکان دستیابی به معیارهای در نظر گرفته شده را برای نمره‌های خود دشوار می‌دانند و بنابراین احساس رضایت خاطر نمی‌کنند.

در تبیین تمایز بین میزان تجربه تنیدگی دانش‌آموزان آسیایی و غیرآسیایی، بر نقش ارزشها و انتظارهای خانواده و تجربه‌های اجتماعی‌شدن که بر موفقیت تحصیلی تأکید می‌کند، اشاره شده است (سو و اوکازاکی، ۱۹۹۰) کرده‌اند. با توجه به ارزشهای کنفسیوس، والدین چینی بر احترام و وظیفه‌شناسی نسبت به والدین، آموزش و پرورش و رفتار مناسب تأکید دارند (شک و چان، ۱۹۹۹). وظیفه‌شناسی و احترام به‌والدین یکی از اصول تجربه‌های اجتماعی‌شدن است. حفظ آبرو، یک مکانیزم مهار اجتماعی قوی برای آسیاییها محسوب می‌شود، زیرا زمانی که آبروی فرد به خطر می‌افتد به‌شدت احساس شرمندگی می‌کند و از اینکه خود را در دستیابی به آرمانها و هدفهای مطرح شده از سوی خانواده ناتوان می‌بیند، احساس کهتری می‌کند (هو، ۱۹۸۱). ناتوانی در پاسخگویی به انتظارهای فردی و انتظارهای افراد دیگر می‌تواند آبرو و اعتماد به خود[1] را به‌خطر اندازد (یه و هوانگ، 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 به‌مثابه 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 به‌مراتب افزایش می‌یابد (گلوریا و هو، ۲۰۰۳؛ هو، ۱۹۹۴؛ سو و اوکازاکی، ۱۹۹۰).

در یک بررسی به‌منظور مطالعه ادراکهای کودک آرمانی، تقریبا ۶۰ درصد از والدین چینی ویژگیهای مرتبط با خانواده (مانند رضایت والدین از مسئولیت‌پذیری کودک در برابر خانواده) و با مدرسه (مانند رضایت والدین از مسئولیت‌پذیری کودک در زمینه تحصیلی) را به‌عنوان مشخصه‌های کودک آرمانی مطرح کردند (شک و چان، ۱۹۹۹). این یافته‌ها نشان می‌دهند که در فرهنگ آسیایی بر نقش احترام و وظیفه‌شناسی نسبت به والدین، جهت‌گیری نسبت به خانواده و آموزش و پرورش به طور قابل ملاحظه‌ای تأکید می‌شود.

نتایج مطالعه هاماچک[2] (۱۹۷۸ نقل از وانگ، اسلانی و رایس، ۲۰۰۷) بر ضرورت توجه به نقش والدین در ایجاد تمایلهای کمال‌گرایانه تأکید کردند. این مؤلف خاطرنشان می‌سازد که در جوامع جمع‌گرا، تعیین معیارهای عملکرد توسط والدین، مهمتر از ارزیابی فرد به‌نظر می‌رسد. یانگ (۱۹۹۷) نیز نشان می‌دهد که عدم دستیابی به معیارهای تعریف شده از جانب خانواده به‌وسیله دانش‌آموزان در جوامع جمع‌گرا از جمله چین، منجر به از دست دادن آبرو می‌شود. بر این اساس، نتایج مطالعاتی از این قبیل، ضرورت انکارناپذیر بررسی نقش عوامل ایجادکننده تنیدگی تحصیلی در بین دانش‌آموزان را مورد تأکید قرار می‌دهد.

نقش قابل ملاحظه پارادایمهای فرهنگی در تعیین عوامل مؤثر بر تجربه تنیدگی تحصیلی یعنی درک اهمیت مطالعه وابسته به فرهنگ مفهوم تنیدگی، انگ و هوان (۲۰۰۶) را ترغیب کرد تا به مطالعه ساخت و بررسی اعتباریابی نمره‌های فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی در مورد دانش‌آموزان دوره‌های راهنمایی و دبیرستان بپردازند. در بخش اول، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی در مورد ۷۲۱ نوجوان، یک مقیاس ۹ سؤالی با ۲ عامل انتظارهای والدین / معلمان (۵ سؤال) و انتظارهای از خود (۴ سؤال) را نشان داد. در بخش دوم، نتایج تحلیل عاملی تأییدی ساختار دو عاملی به‌دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی را تأیید کرد. در بخش سوم نیز، اعتبار فهرست با استفاده از روش آزمون بازآزمون تأیید شد.

در حال حاضر تنها ابزاری که می‌تواند نقش انتظارها به عنوان یک منبع تنیدگی تحصیلی را بین دانش‌آموزان

1. self-confidence

2. Hamacheck, D.

www.SID.ir

Archive of SID

آسیایی دوره‌های راهنمایی و متوسطه اندازه‌گیری کند، فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی است (انگ و هوان، ۲۰۰۶). پرسشنامه تنیدگی تحصیلی[1] (ابوذری، ۱۹۹۴)، مقیاس تنیدگی تحصیلی[2] (کان[3] و فریزر[4]، ۱۹۸۶ نقل از انگ و هوان، ۲۰۰۶) و فهرست تنیدگی یادگیرندگان[5] (زیدنر، ۱۹۹۲) اطلاعاتی کلی را درباره تنیدگی تحصیلی در بین دانشجویان کالج و کارشناسی به‌دست می‌دهد. تنها دو مقیاس برای استفاده دانش‌آموزان مقطع راهنمایی و متوسطه طراحی شده‌اند که شامل فهرست منابع تنیدگی‌زای مدرسه در نوجوانان[6] (فانشاو و برنت، ۱۹۹۱) و مقیاس مربوط به عوامل تنیدگی‌زا در دبیرستان[7] (برنت و فانشاو، ۱۹۹۷) هستند. تمام مقیاسهای مزبور در غرب ساخته شده‌اند و به نقش عامل انتظارها در ایجاد تجربه تنیدگی تحصیلی در دانش‌آموزان آسیایی توجهی نداشته‌اند.

مسئله دیگری که باید بدان اشاره شود روشهای آماری مورد استفاده برای ساخت و اعتباریابی پرسشنامه‌هاست. به‌استثنای مقیاس عوامل تنیدگی‌زا در دبیرستان (برنت و فانشاو، ۱۹۹۷) و فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (انگ و هوان، ۲۰۰۶)، مقیاسهای دیگر صرفاً از تحلیل عاملی اکتشافی[8] استفاده کرده‌اند. روی‌آورد اخیر، به‌دلیل اصرار بر تعیین ساختار نمره‌های مقیاس با تأکید بر آمار به‌جای نظریه و به‌سبب عدم توانایی در اندازه‌گیری خطا مورد انتقاد قرار گرفته است (هنسون، کاپرارو و کاپرارو، ۲۰۰۴؛ تامپسون و دانیل، ۱۹۹۶). دیکی (۱۹۹۶) بر این باور است که تحلیل عاملی اکتشافی نمی‌تواند به تنهایی به‌مثابه مبنایی برای تعیین ساختار عاملی زیربنایی یک ابزار مورد استفاده قرار گیرد. به عبارت دیگر مجموعه داده‌های دیگر، نمی‌توانند همان ساختار عاملی را از نو تولید کنند. بنابراین در این پژوهش سعی بر آن است تا همسو با نتایج برخی از بررسیها (مانند کاراتزیاس، پاور، فلمینگ، لنان و سوانسون، ۲۰۰۲) درباره ضرورت آگاهی از کیفیت زندگی تحصیلی، تأکید بسزای برخی از پژوهشها (برای مثال دینر، سو، اسمیت و شائو، ۱۹۹۵) درباره ضرورت توجه به پیامدهای مخرب تجربه تنیدگی تحصیلی برای بهزیستی ذهنی و روان‌شناختی دانش‌آموزان و اهمیت بررسی فرهنگی مفهوم تنیدگی، بررسی شود. همچنین آگاهی از محدودیتهای ابزارهای موجود (انگ و هوان، ۲۰۰۶)، ساختار عاملی و ویژگیهای روان‌سنجی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی به‌عنوان ابزاری که در تبیین تنیدگی تحصیلی متأثر از نشانگان فرهنگی جمع‌گرا نقش انتظارها را مورد توجه قرار داده است، بر پایه دو روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی شود.

روش پژوهش

گروه نمونه شامل ۳۲۵ (۱۴۳ پسر و ۱۸۲ دختر) دانش‌آموز 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، که با روش نمونه‌برداری چند مرحله‌ای انتخاب شدند.

در این پژوهش ابزارهای زیر به‌کار گرفته شد:

فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی (انگ و هوان ۲۰۰۶) یک مقیاس خودگزارش‌دهی است که به منظور اندازه‌گیری تنیدگی ادراک شده به‌وسیله دانش‌آموزان دوره‌های راهنمایی و دبیرستان در موقعیتهای تحصیلی به‌کار می‌رود. در این فهرست منابع تنیدگی شامل انتظارهای معلمان ـ والدین و انتظارهای فرد از خویشتن است. این فهرست شامل ۹ سؤال و ۲ مقیاس است. مقیاس اول انتظارهای والدین ـ معلمان را از طریق ۵ سؤال (۹، ۷، ۶، ۵ و ۴) و مقیاس دوم، انتظارهای از خود را از طریق ۴ سؤال (۸، ۳، ۲ و ۱) اندازه‌گیری می‌کند. به هر سؤال در یک طیف ۵ درجه‌ای پاسخ داده می‌شود. در این فهرست نمره‌های بالا نشان‌دهنده تجربه تنیدگی بیشتر است. در این پژوهش، ضرایب آلفای کرونباخ برای عاملهای انتظارهای والدین ـ معلمان، انتظارها از خود و

1. Academic Stress Questionnaire (ASQ)
2. Academic Stress Scale (ASS)
3. Kohn, J. P.
4. Frazer, G. H.
5. Student Stress Inventory (SSI)
6. School Stressors Inventory for Adolescents (SSIA)
7. High School Stressors Scale (HSSS)
8. Exploratory Factor Analysis

www.SID.ir

Archive of SID

نمره کلی AESI به ترتیب برابر با ۰/۸۱، ۰/۶۹ و ۰/۸۳ به‌دست آمد.

فرم کوتاه مقیاس ترس از ارزیابی منفی[1] (FNES-B؛ لیری، ۱۹۸۳) از ۱۲ سؤال تشکیل شده که میزان اضطراب تجربه شده افراد یا ادراک آنها از تجربه احتمالی ناشی از ارزیابی منفی آتی را اندازه‌گیری می‌کند. در این مقیاس به هر سؤال در یک طیف ۵ درجه‌ای پاسخ داده می‌شود. نمره‌های بالا نشان می‌دهند که فرد سطوح بالای اضطراب و ترس را تجربه می‌کند. در پژوهش حاضر، ضریب آلفای کرونباخ مقیاس ترس از ارزیابی منفی برابر با ۰/۷۱ به‌دست آمد. شکری، گراوند، نقش، طرخان و پاییزی (زیر چاپ) از طریق تحلیل عاملی تأییدی نشان دادند که مقیاس از روایی سازه برخوردار است. همسانی درونی برای عامل نمره‌گذاری شده مثبت (α = ۰/۸۷) و برای مقیاس کامل FNES-B (α = ۰/۸۴) خوب و برای عامل نمره‌گذاری شده معکوس، (α = ۰/۴۷) ضعیف بود.

در این پژوهش، همسو با پیشنهاد هو و بتلر (۱۹۹۵، ۱۹۹۹) از شاخص مجذور کای (χ^2)، شاخص مجذور کای بر درجه آزادی (χ^2 / df)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش انطباقی (AGFI)، باقیمانده مجذور میانگین (SRMR) و خطای ریشه مجذور میانگین تقریب (RMSEA) برای برازش الگو استفاده شد.

یافته‌ها

جدول ۱ شاخصهای توصیفی شامل میانگین و انحراف استاندارد در عامل انتظارهای والدین ـ معلمان، عامل انتظار از خود و نمره کلی در فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی برای دو جنس را نشان می‌دهد.

جدول ۲ نتایج همبستگی بین زیرمقیاسها و نمره کلی AESI را نشان می‌دهد.

شاخص کفایت نمونه‌برداری کایزر، میر و الکین[2] برابر با ۰/۸۴ و آزمون کرویت بارتلت[3] $P < ۰/۰۰۱$،

جدول ۱.
میانگین و انحراف استاندارد عاملها و نمره کلی ASEI به تفکیک جنس

متغیر	دختر		پسر	
	M	SD	M	SD
انتظارهای والدین / معلمان	۱۵/۵۲	۴/۹۳	۱۵/۶	۵/۴۰
انتظارها از خود	۱۳/۵۹	۳/۶۰	۱۳/۰۵	۴/۰۸
نمره کل	۲۹/۴۰	۷/۶۵	۲۸/۶۸	۸/۳۳

جدول ۲.
ضرایب همبستگی عاملها با نمره کل AES

متغیر	M	SD	۱	۲	۳
انتظارهای والدین	۱۵/۷۳	۵/۱۳	ـــ		
انتظار از خود	۱۳/۳۷	۳/۸۱	۰/۵۶**	ـــ	
نمره کل	۲۹/۰۹	۷/۹۴	۰/۸۵**	۰/۹۲**	ـــ

** $P < ۰/۰۱$.

χ^2 = ۸۸۰/۰۵ به دست آمدند که نشان‌دهنده نمونه و ماتریس همبستگی مناسب برای این تحلیل بودند. از آنجا که انتظار می‌رفت همسو با مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) عاملها با یکدیگر همبسته باشند، از روش چرخش اوبلیمین[4] استفاده شد. به‌عبارت دیگر، برای تعیین مناسبترین عاملها، با در نظرگرفتن نمودار صخره‌ای[5]، ارزشهای ویژه[6] و درصد واریانس تبیین شده توسط هر عامل، عاملهای ذکر شده با روش مؤلفه‌های اصلی[7] و چرخش اوبلیمین استخراج شدند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که عاملهای انتظارهای والدین ـ معلمان و انتظارها از خود هر یک به ترتیب ۴۳/۰۶ درصد و ۱۲/۳۹ درصد (و در مجموع ۵۵/۴۵ درصد) از واریانس عامل کلی تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی را تبیین کردند.

نتایج حاصل از ساختار عاملی مقیاس با یافته مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) همسو است.

در این پژوهش تحلیل عاملی تأییدی، با استفاده از نرم افزار لیزرل نسخه ۸/۵ بر روی الگوی تک عاملی و الگوی دو عاملی AESI انجام شد. الگوی دو عاملی مشتمل

1. Fear of Negative Evaluation Scale – Brief Version (FNES-B)
2. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy index Exploratory Factor Analysis
3. Bartlett's test of sphericity
4. oblimin rotation
5. scree plot
6. eigen value
7. principal component analysis

www.SID.ir

Archive of SID

بر دو متغیر مکنون انتظارهای والدین ـ معلمان و انتظارهای فرد از خود است. در الگوی تک عاملی تمام سؤالها به صورت نشانگر برای یک سازه واحد به‌نام عامل کلی تنیدگی تحصیلی مشخص می‌شوند (انگ و هوان، ۲۰۰۶).

همان طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود در الگوی تک عاملی، شاخصهای GFI و AGFI کوچکتر از ۰/۹۰، مقادیر RSMR و RMSEA بـزرگتر از ۰/۰۶ و χ^2/df نیـز بزرگتر از ۳ است. بنابراین، ایـن الگو در مقایسه بـا الگـوی دو عامـلی کـه در آن شاخصهـای GFI و AGFI بزرگتر از ۰/۹۰ و مقادیر RSMR و RMSEA کوچکتر از ۰/۰۶ است، برازش کمتری با داده‌ها نشان می‌دهد. لازم به‌ذکر است که در الگوی دو عاملی نیز مانند الگوی تک عاملی χ^2/df از ۳ بزرگتر است.

در مجموع، نتایج تحلیل عاملی تأییدی، یافته‌های به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی را تأیید کرد.

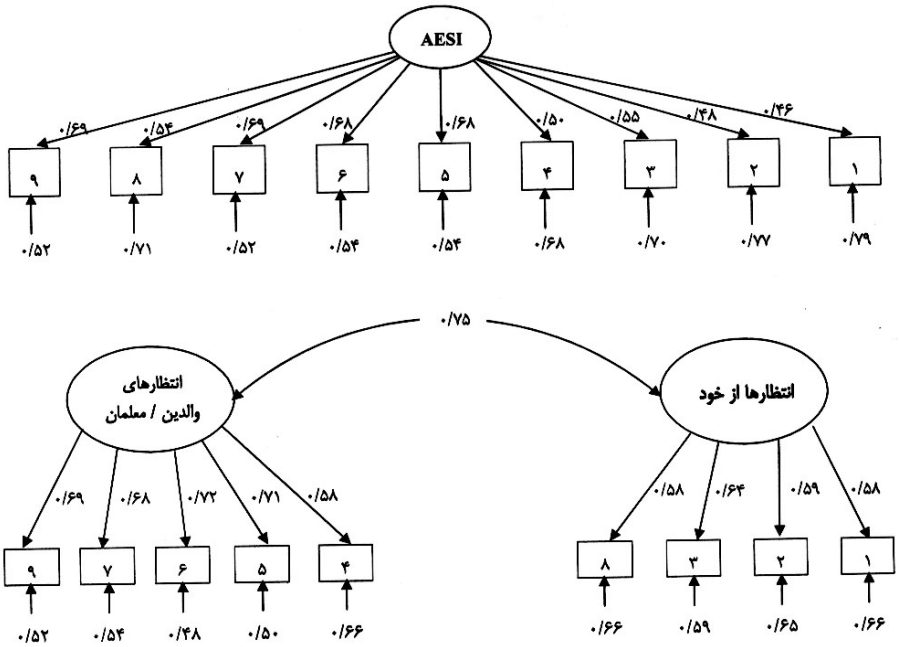
شکل ۱ الگوهای تک عاملی و دو عاملی پارامترهای استاندارد شده AESI را نشان می‌دهند.

روایی همگرا: در این پژوهش، همسو با مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) به منظور بررسی روایی همگرای AESI، همبستگی بین نمره کل دانش‌آموزان در مقیاس ترس از ارزیابی منفی با دو عامل و نمره کلی AESI محاسبه شد.

جدول ۳.
ماتریس ساختار چرخش یافته AESI به شیوه متمایل

سؤالها	عاملها: انتظارهای والدین / معلمان	عاملها: انتظارها از خود
۱		۰/۸۵۱
۲		۰/۷۷۰
۳		۰/۵۹۹
۸		۰/۴۷۹
۴	۰/۷۱۶	
۵	۰/۷۸۶	
۶	۰/۸۴۴	
۷	۰/۶۲۷	
۹	۰/۶۹۷	
درصد واریانس	۴۳/۰۶	۱۲/۳۹
ارزش ویژه	۳/۸۷	۱/۱۶

همبستگی مثبت و معنادار بین نمره‌هایFNES-B با نمره‌های عامل انتظارهای والدین ـ معلمان، عامل انتظارها از خود و نمره کل AESI که به‌ترتیب برابر با ۰/۳۴۶، ۰/۴۲۳ و ۰/۴۲۴ هستند، نشان می‌دهند که AESI از روایی همگرا برخوردار است. به‌عبارت دیگر، دانش‌آموزانی که تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارهای خود و انتظارهای دیگران را به‌میزان بیشتری تجربه می‌کنند، ترس بیشتری از ارزیابی منفی نیز نشان می‌دهند.



شکل ۱. ساختار دو مدل تک عاملی و دو عاملی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی
توجه: همه ضرایب مسیر الگوها در سطح P < ۰/۰۱ معنادار است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴.
شاخصهای برازندگی الگوهای تک و دو عاملی AESI

الگو	χ^2	df	χ^2/df	CFI	GFI	AGFI	SRMR	RMSEA
الگوی تک عاملی	۱۵۵/۷۱	۲۷	۵/۷۶	۰/۹۲	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۰۶۷	۰/۱۲
الگوی دو عاملی	۱۰۳	۲۶	۳/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۰۳	۰/۰۴

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی روایی و اعتبار نمره‌های فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی که انتظارها را به‌عنوان یک منبع تنیدگی تحصیلی در دانش‌آموزان آسیایی اندازه‌گیری می‌کند، انجام شد. انگ و هوان (۲۰۰۶) خاطرنشان ساختند که در طرح سؤالهای فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی از نظریه و آمار استفاده کرده‌اند. به‌عبارت دیگر، همانطور که پیشتر اشاره شد مطالعه انگ و هوان (۲۰۰۶) در سه مرحله انجام شد که البته در هر مرحله طیفی از روشهای آماری متناسب با هدفهای 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) مبین آن است که AESI و زیر مقیاسهای آن نمره‌های معتبر و روایی را به منظور اندازه‌گیری تنیدگی تحصیلی ناشی از انتظارهای خود و دیگران در دانش‌آموزان آسیایی فراهم می‌آورد. ضرایب آلفای کرونباخ برای مقیاس کلی و عاملهای دوگانه AESI نشان می‌دهند که این ابزار از همسانی درونی قابل قبولی نیز برخوردار است. این ضرایب بین ۰/۶۹ و ۰/۸۳ بدست آمد.

استخراج دو عامل با ادبیات پژوهش درباره نقش انتظارها به‌مثابه یک منبع تنیدگی تحصیلی آنچنان که به‌وسیله دانش‌آموزان آسیایی و آمریکایی آسیایی تبار تجربه می‌شود، همسو است. برای مثال، گلوریا و هو (۲۰۰۳) اشاره کرده‌اند که این دانش‌آموزان برای احراز موقعیتهای تحصیلی ممتاز به‌شدت تحت فشار خانواده هستند. یه و هوانگ (۱۹۹۶) معتقدند که فشار تحصیلی مربوط به انتظارهای والدین و عدم‌دستیابی به این انتظارها زمینه‌ساز تجربه هیجانهای منفی از قبیل شرم و حتی احساس طرد، محرومیت و انزوا است. تجربه چنین هیجانهایی به‌ویژه 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 به‌مدارج عالی تحصیلی و به‌دنبال آن دسترسی به‌مشاغل با جایگاه اجتماعی بالا امکان برخورداری از تحرک اجتماعی معطوف به‌سمت بالا را فراهم می‌کند. بر این اساس، در فرایند اجتماعی‌شدن دانش‌آموز آسیایی بر نقش بلامنازع سخت‌کوشی تأکید می‌شود. به‌عبارت دیگر، متغیر سخت‌کوشی در فرایند اجتماعی‌شدن دانش‌آموز آسیایی از محوریت ویژه‌ای برخوردار است (هو، ۱۹۸۱). سو و اوکازاکی (۱۹۹۰) خاطرنشان ساختند که اگر موفقیت تحصیلی برای دانش‌آموزان آمریکایی آسیایی‌تبار زمینه‌ساز دستیابی به‌مشاغل تخصصی باشد، آنها برای تجربه چنین الگویی بیش از پیش به تحرک اجتماعی روی می‌آورند. براساس آنچه گفته شد بدیهی است که برای یک دانش‌آموز آسیایی احساس نیاز نسبت به تجربه موفقیت تحصیلی به‌مثابه یک منبع تنیدگی و فشار شدید قلمداد شود (هو و یپ، ۲۰۰۳؛ ایسرالووتیز و انگ، ۱۹۹۰؛ جوئن، نام و انسمینگر، ۱۹۹۴؛ لی و لارسن، ۲۰۰۰). بنابراین، به‌نظر می‌رسد که عوامل زیربنایی فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی به‌طرزی صحیح برخی از منابع اصلی تجربه تنیدگی تحصیلی را در دانش‌آموزان آسیایی و آمریکایی آسیایی‌تبار نشان می‌دهد.

به‌منظور مطالعه روایی همگرای نمره‌های AESI رابطه بین روابط فرض شده درباره نمره‌های متغیر ترس از ارزیابی منفی و نمره‌های AESI بررسی شد. روابط مثبت بین نمره‌های AESI و نمره‌های ترس از ارزیابی منفی شواهدی اولیه از روایی همگرای فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی را به‌دست داد.

از آنجا که AESI آگاهانه بر یک قلمرو خاص متمرکز است لذا از جامعیت لازم در شمول دیگر عوامل ایجاد-

www.SID.ir

Archive of SID

کننده تنیدگی تحصیلی در محیط مدرسه صرفنظر کرده است. با توجه به اینکه روابط با همسالان یکی از مهمترین موضوعهای تحولی دوران نوجوانی قلمداد می‌شود بنابراین، 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 آزار نمی‌پردازد. در همین راستا، انگ و هوان (۲۰۰۶) خاطرنشان می‌سازند که رشد و گسترش یک ابزار اندازه گیری جامع به‌منظور بررسی تنیدگی تحصیلی در دانش‌آموزان آسیایی مستلزم دستیابی به یک بانک اطلاعاتی گسترده‌تر بوده است. محدودیت دیگر، با محدودیت طیف سنی مشارکت‌کنندگان مرتبط است. در این پژوهش همه دانش‌آموزان از مقطع دبیرستان انتخاب شدند، در حالی‌که این ابزار برای دانش‌آموزان مقاطع راهنمایی و دبیرستان است. بی‌تردید، با حضور دانش‌آموزان در دو مقطع، امکان بررسی و مقایسه ساختار عاملی در دانش‌آموزان دوره‌های راهنمایی و دبیرستان فراهم می‌شد. محدودیت دیگر پژوهش حاضر این است که در هر دو الگو χ^2/df از ۳ بزرگتر به‌دست آمده است. این یافته نشان می‌دهد که محققان باید در تفسیر نتایج و در تعمیم آنها محتاط باشند. لازم به‌ذکر است از آنجا که استفاده از آزمون مجذور کای به‌منظور برازش الگو، یک راهبرد تصمیم‌گیری دو شقی فراهم می‌آورد، میزان برازش 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 برازش کلی الگو با داده‌های بیشتر، باید از شاخصهای قویتر توصیفی از قبیل CFI و RMSEA استفاده شود.

به‌رغم نیاز به مطالعات بیشتر، امید است که AESI بتواند برای پژوهشگرانی که به مطالعه نقش انتظارهای والدین ـ معلمان و انتظارها از خود به‌مثابه منابع تنیدگی تحصیلی در بین جامعه دانش‌آموزان ایرانی علاقه‌مند هستند، یک ابزار مفید باشد. برای مثال، با توجه به یافته‌هایی از این دست که دانش‌آموزان آسیایی در مقایسه با دانش‌آموزان غیرآسیایی سطوح بالاتری از اضطراب و افسردگی (ساستری و راس، ۱۹۹۸) و آمریکایی‌های آسیایی تبار در مقایسه با آمریکاییهای سفید پوست سطوح بالاتری از آشفتگی و افسردگی را نشان می‌دهند (آبی و زان، ۱۹۹۰؛ اوکازاکی، ۱۹۹۷)، ضرورت بررسی رابطه بین انتظارهای تحصیلی و اضطراب و افسردگی در کودکان و نوجوانان ایرانی می‌تواند حائز اهمیت فراوان باشد.

منابع

شکری، ا.، گراوند، ف.، نقش، ز.، طرخان، ر. ع. و پاییزی، م. (زیر چاپ). ویژگیهای روانسنجی فرم کوتاه مقیاس ترس از ارزیابی منفی. *مجله روانپزشکی و روان شناسی بالینی ایران* (اندیشه و رفتار سابق).

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.

Abouserie, R. (1994). Sources and levels of stress in relation to locus of control and self-esteem in university students. *Educational Psychology, 14*, 323-330.

Akgun, S., & Ciarrochi, J. (2003). Learned resourcefulness moderates the relationship between academic stress and academic performance. *Educational Psychology, 23 (3)*, 287-294.

American Psychiatric Association (2003). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed., text rev.).Washington, DC: Author.

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.

Burnett, P. C., & Fanshawe, J. P. (1997). Mea-

www.SID.ir

Archive of SID

dents. *Journal of Medical Education, 59*, 169-179.

Henson, R. K., Capraro, R. M., & Capraro, M. M. (2004). Reporting practice and use of exploratory factor analysis in educational research journals. *Research in the Schools, 11*, 61-72.

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

Ho, D. Y. F. (1994). Cognitive socialization in Con - fucian heritage cultures. In P. M. Greenfield & R. R. Cocking (Eds.), *Cross-cultural roots in minority child development* (pp. 39-69). Hills- dale, NJ: Lawrence Erlbaum.

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.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: concepts, issues, and applications* (pp. 76-99). London: Sage.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55.

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

Karatzias, A., Power, K. G., Fleming, J., Lennan, F., & Swanson, V. (2002). The role of demographics, personality variables and school stress on predicting school satisfaction/dissatisfaction: Review of the literature and research findings. *Educational Psychology, 22 (1)*, 33-50.

suring school-related stressors in adolescents. *Journal of Youth and Adolescence, 26*, 415-428.

Chen, F. F., & West, S. G. (2008). Measuring individualism and collectivism: The importance of considering differential components, reference groups, and measurement invariance. *Journal of Research in Personality, 42*, 259-294.

Chung, B., Kim, H., Lee, S., Kwon, K., & Lee, J. (1993). *Restoring Korean education from the bandage of entrance examination education*. Seoul, South Korea: Nanam Publication.

Diener, E., Suh, E. M., Smith, H., & Shao, L. (1995). National differences in reported subjective well-being: Why do they occur? *Social Indicators Research, 34*, 7-32.

Dickey, D. (1996). Testing the fit of our models of psychological dynamics using confirmatory methods: An introductory primer. In B. Thompson (ed.) *Advances in social science methodology* (vol. 4, pp. 219-227). Greenwich, CT: JAI.

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

Ghorbani, N., Bing, M. N., Watson, P. J., Davison, H. K., & Lebreton, D. L. (2003). Individualist and collectivist values: Evidence of compatibility in Iran and the United States. *Personality and Individual Differences, 35*, 431-447.

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.

Heins, M., Fahey, S. N., & Leiden, L. I. (1984). Perceived stress in medical, law and graduate stu-

www.SID.ir

Archive of SID

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

Shek, D. T. L., & Chan, L. K. (1999). Hong Kong Chinese parents' perceptions of the ideal child. *Journal of Psychology, 133*, 291-303.

Steinberg, L., Dornbusch, S. M., & Brown, B. B. (1992). Ethnic differences in adolescent achievement: An ecological perspective. *American Psychologists, 47*, 723-729.

Struthers, C. W., Perry, R. P., & Menec, V. H. (2000). An examination of the relationship among academic stress, coping, motivation, and performance in college. *Research in Higher Education, 41 (5)*, 581-592.

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

Thompson, B., & Daniel, L. G. (1996). Factor analytic evidence for the construct validity of scores: A historical overview and some guidelines. *Educational and Psychological Measure- ment, 56*, 197-208.

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

Triandis, H. C., & Suh, E. M. (2002). Culture influences on personality. *Annual Review of Psychology, 53*, 133-160.

Wang, K. T., Slaney, R. B., & Rice, K. G. (2007). Perfectionism in Chinese university students from Taiwan: A study of psychological well-being and achievement motivation. *Personality and Individual Differences, 42 (7)*, 1279- 1290.

Wenz-Gross, M., Untch, A. S., & Widaman, K. F.

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

Lee, M., & Larson, R. (2000). The Korean "examination hell": Long hours of studying, distress, and depression. *Journal of Youth and Adolescence, 29*, 249-272.

Leary, R. M. (1983). A brief version of the Fear of Negative Evaluation Scale. *Personality and Social Psychology Bulletin, 9,* 371-375.

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.

Mordkowitz, E. R., & Ginsburg, H. P. (1987). Early academic socialization of successful Asian-American college students. *Quarterly Newsletter of the Laboratory of Comparative Human Cognition, 9*, 85-91.

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.

Oyserman, D., & Lee, S. W. S. (2008). Dose culture influence what and how we think? Effects of priming individualism and collectivism. *Psychological Bulletin, 134 (2)*, 311-342.

www.SID.ir

Archive of SID

Zeidner, M. (1992). Sources of academic stress: The case of first year Jewish and Arab college students in Israel. *Higher Education, 24*, 25-40.

Yang, K. S. (1997). Theories and research in Chinese personality: An indigenous approach. In H. S. Kao & D. Shina (eds.), *Asian Perspectives on Psychology* (pp. 236-262). New Delhi, India: Sage.

(1997). Stress, social support, and adjustment of adolescents in middle school. *Journal of Early Adolescence, 17*, 129-151.

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

www.SID.ir