بررسی ویژگی‌های روان‌سنجیِ پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی بین دانشجویان با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی (CFA) و نظریه سوال ـ پاسخ (IRT)

شهرام واحدی*

طاهره حاجی‌پور[1]**

چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی و تأیید استواری ساختار عاملی پرسشنامهٔ خودکارآمدی دانشگاهی در نمونه‌ای از دانشجویان ایرانی اجرا شد. در این مطالعه ، ۲۹۹ دانشجوی کارشناسی با روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شده و پرسشنامه‌های خودکارآمدی دانشگاهی و تعلل ورزی تحصیلی را تکمیل کردند. برای تعیین ساختار پرسشنامه‌های خودکارآمدی دانشگاهی از تحلیل عاملی تأییدی سلسله مراتبی بهره گرفته شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل سه عاملی پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی (رشته ها، هم اتاقی‌ها و موقعیت اجتماعی) از بیشترین برازش با داده‌ها برخوردار است. خرده مقیاس‌های تعلل ورزی با مؤلفه‌های مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی به غیر از هم اتاقی همبستگی منفی و معنی‌داری نشان داد. با بکارگیری نظریه سوال پاسخ (IRT) با این نمونه، نشان داده شد که بسیاری از گویه‌ها قدرت تمیز و ضریب دشواری مناسبی ندارند. تابع آگاهی آزمون و سوال در انتهای منحنی متمرکز شدند و نشان‌دهندهٔ این است که مقیاس در دامنه بالاو پایین صفت مکنون خودکارآمدی دانشگاهی بسیار پایا است. بطور کلی، یافته‌های پژوهش نشان داد که ساختار عاملی پرسشنامهٔ خودکارآمدی دانشگاهی از برازش مطلوبی برای دانشجویان کارشناسی برخوردار است و از آن می‌توان به عنوان ابزاری روا در سنجش ابعاد توانایی دانشجویان برای انجام موفقیت‌آمیز انواع تکالیف مربوط به دانشگاه استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: *پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی، ساختار عاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی، نظریه سوال پاسخ.*

---

* استادیار روان‌شناسی تربیتی دانشگاه تبریز (vahedi117@ yahoo.com).

** کارشناسی ارشد تربیتی دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۹/۲۰ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱/۲۵**

فصلنامهٔ اندازه‌گیری تربیتی، سال پنجم، شمارهٔ شانزدهم، تابستان ۱۳۹۳

مقدمه

اخیراً به منظور افزایش رضایت و بهزیستی دانشجویان و کاهش فرسایش نیروی دانشجویی، علاقه روزافزونی برای درک و بررسی مسایل سازگاری دانشجوبان وجود دارد. سازگاری با دانشگاه در زمینه‌های مختلف از جمله تحصیلی یا اجتماعی مطالعه شده است که طیف وسیعی از سازه‌ها از جمله تحصیلی، انگیزشی، روانی و شخصیتی را در بر می‌گیرد. یک سازه خاصی که توجه قابل توجهی را در حوزه سازگاری دانشجویان دانشگاهی به خود اختصاص داده است، خود کارآمدی است (نقل از باری و فنی[1]، ۲۰۰۹). تحقیقات نشان دادند که خود کارآمدی نه تنها برای سازگاری تحصیلی و اجتماعی دانشجویان، بلکه برای سلامتی کلی و سازگاری شخصی آنان نیز حیاتی است (دی ویتز و والش[2]، ۲۰۰۲ ; گور[3]، ۲۰۰۶).

خود کارآمدی، ریشه در نظریه شناختی اجتماعی بندورا (نقل از باری و فنی، ۲۰۰۹) دارد، و آن با یک سری از سازه‌های تربیتی و روان شناختی ارتباط دارد. به ویژه، خود کارآمدی با سازه‌های انگیزشی مانند پشتکار و اهداف/ تعیین هدف (شانک و ارتمر[4]، ۱۹۹۹)، استفاده از راهبردهایی مانند یادگیری خود نظم دهی (به عنوان مثال، پنتریچ و دی گروث[5]، ۱۹۹۰)، پیشرفت تحصیلی (به عنوان مثال، پاخارس و میلر[6]، ۱۹۹۵)، و سازه‌های عاطفی مانند استرس و پریشانی و اضطراب رابطه دارد (به عنوان مثال، فینی و شرو[7]، ۲۰۰۳). افراد دارای خود کارآمدی بالا تمایل به برانگیخته بودن، استفاده بیشتر از راهبردها دارند، پیشرفت تحصیلی بالاتری دارند، و استرس و اضطراب کمتری را تجربه می‌کنند. به همین دلیل، درک ماهیت خود کارآمدی بی نهایت حائز اهمیت است.

یکی از ویژگی‌های مهم خود کارآمدی، اختصاصی بودن آن است یعنی، قضاوت‌های خود کارآمدی مختص تکالیف ویژه در شرایط خاص است. افراد درک کلی منحصربفردی از کارآمدی خود ندارند، بلکه سطحی از خود کارآمدی فرد به تکلیف خاص بستگی دارد و زمینه‌ای که در آن این کار انجام می‌شود. علاوه بر این، تحقیقات

1. Barry& Finney
2. DeWitz & Walsh
3. Gore,
4. Schunk & Ertmer
5. Pintrich & DeGroot
6. Pajares & Miller
7. Finney & Schraw

نشان داده‌اند که ارتباط بین خود کارآمدی و پیامدهای آن، به هنگام اختصاصی بودن ارزیابی کارایی و تطابق معیار[1] بیشتر می‌شود (چوی[2]، ۲۰۰۵). به همین دلیل، خود کارآمدی در انواع حوزه‌های خاصی از قبیل تحصیلی، اجتماعی، شغلی، بالینی، دومیدانی، مناطق و سلامت گویه مطالعه قرار گرفته است (نقل از باری و فنی، ۲۰۰۹).

خود کارامدی در حوزه‌های تحصیلی و اجتماعی به ویژه به طور گسترده روی جمعیت‌های دانشگاهی مورد مطالعه قرار گرفته است، زیرا هر دو از اجزای جدایی ناپذیرِ تجربه دانشگاهی هستند. اشاره این نکته حایز اهمیت است که با توجه به خود کارآمدی تحصیلی، بسیاری از محققان، خود کارآمدی را در ارتباط با حوزه‌های خاص تحصیلی[3] (به عنوان مثال، نوشتن، ریاضی) مطالعه کردند. بنابراین، چند سنجه از خود کارآمدی تحصیلی کلی (مانند خرده مقیاس اعتماد به نفس تحصیلی از پرسشنامه آمادگی دانشجویی و مقیاس خود کارآمدی دانشگاهی) وجود دارد. باورهای خود کارآمدی اجتماعی با استفاده ازسنجه‌هایی مانند مقیاس باورهای خود کارآمدی تصوری[4] (PSSE؛ اسمیت و بیتز، ۲۰۰۰). به تازگی، حیطه جدید از باورهای خود کارآمدی برای جمعیت دانشجویی پیشنهاد نموده است: پرسشنامه خود کارآمدی دانشگاهی[5] (CSEI).

سولبرگ و همکارانش علاقمند بودند رابطه بین خود کارآمدی و سازگاری دانشگاهی برای دانشجویان اسپانیایی بررسی نمایند. از آنجا که آنها می‌خواستند به ارزیابی خود کارآمدی دانشگاهی، یا درجه‌ای از اعتماد به نفسی که دانشجویان در توانایی خود برای انجام موفقیت‌آمیز انواع تکالیف مربوط به دانشگاه دارند را بپردازند، به جای ارزیابی خود کارآمدی برای تنها یک جنبه از تجربه دانشگاهی، پرسشنامه خود کارآمدی دانشجویی (CSEI) را طراحی نمودند. پرسشنامه خود کارآمدی دانشجویی را به عنوان معیار سنجش خود کارآمدی برای تجربه وسیع‌تر دانشگاهی بکار بردند (نقل از باری و فنی، ۲۰۰۹).

بنسون[6](۱۹۹۸) در بررسی اعتباریابی سازه خود کارآمدی دانشگاهی از راه حل سه مؤلفه‌ای پشتیبانی نمود. مؤلفه اول، کارایی دوره تحصیلی ی تحصیلی[7] نامگذاری کردند،

1. criterion matches
2. Choi
3. academic sub-domains
4. Scale of Perceived Social Self-Efficacy
5. College Self-Efficacy Inventory (CSEI)
6. Benson
7. course

شامل ۷ گویه مربوط به عملکرد دوره(۸۸/. = α). مؤلفه دوم، کارایی هم اتاقی[1] نامیدند، شامل ۴ گویه معرف تعامل با هم اتاقی‌ها (۸۸/.= α). در نهایت، سومین مؤلفه، کارایی اجتماعی[2] عنوان گذاری کردند، شامل ۸ گویه مربوط به سازگاری فردی و اجتماعی می‌شود(۸۸/.= α). هر دو مؤلفه هم اتاقی و اجتماعی در اصل اجتماعی هستند، اما گویه‌های هم اتاقی به تعامل اجتماعی با کسانی که با آنها زندگی می‌کنند اختصاص دارد (به عنوان مثال، سازگاری با دیگران که باهم زندگی می‌کنند)، در حالی که گویه‌های اجتماعی تا حد زیادی مختص به اثرات متقابل اجتماعی در کلاس درس یا با کارکنان دانشگاه مربوط می‌شود (یعنی شرکت در بحث‌های کلاس). چند سال بعد، سولبرگ و همکارانش (۱۹۹۸) در بررسی ابعاد CSEI۲۰گویه ای، از راه حل چهار مؤلفه‌ای حمایت کردند؛ سه مؤلفه اول معرف خودکارآمدی دوره تحصیلی، هم اتاقی و اجتماعی بودند(۷۹/.، ۸۹/.، ۸۶/.= α) بوده اند. مؤلفه چهارم « یکپارچه سازی اجتماعی»[3](۶۲/. = α)، شامل ۳ گویه معرف وابستگی به مؤسسه است. معلوم نیست نویسندگان مذکور خود اثر بخشی دانشگاهی به صورت تک بعدی مفهوم سازی کردند یا نه. با این وجود، آنها ساختار چند بعدی را پیدا کردند. اخیراً، ساختار عاملی CSEI با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی (CFA) بررسی شده است. نتایج تحلیل عاملی تأییدی گور، لیورک و ترولی[4] (۲۰۰۶) برای CSEI با استفاده از نمونه ۲۵۷ دانشجویان سال اول دانشگاه نشان داد که مدل سه عاملی برازش کافی روی داده‌ها دارد، اما مدل تک عاملی داده‌ها را خوب برازش نمی‌دهد، و در عین حال مدل چهار عاملی از همگرا[5] شدن ناتوان بود. نویسندگان ضرایب همسانی درونی کافی را برای نمرات سه خرده مقیاس گزارش کردند (دوره ۸۸/.= α، هم اتاقی ۸۳/. = α، اجتماعی ۸۶/. α =). بنابراین، این مطالعه شواهد بیشتری برای ساختار سه عاملی CSEI فراهم می‌کند.

اگر چه شواهد مقدماتی پژوهش‌های قبلی از ساختار سه عاملی حمایت کردند. با وجود پژوهش قبلی روان سنجی روی CSEI (گور و همکاران، ۲۰۰۶؛ سولبرگ و همکاران، ۱۹۹۸)، به روشنی به مطالعات بیشتری نیاز دارد: نخست، گور و همکارانش مدارک اولیه برای راه حل سه عاملی پیدا کردند، اما مطالعات بیشتری نیاز است تا ثبات ساختار عاملی

1. Roommate
2. social self-efficacy
3. social integration
4. Gore, Leuwerke & Turley
5. converge

مورد بررسی قرار گیرد. در ثانی، نیاز به مطالعات که به بررسی ساختار عاملی CSEI با استفاده از روش‌های تاییدی مانند CFA با حجم نمونه بزرگتر و مناسب‌تر بر اساس تئوری کلاسیک و نظریه سوال-پاسخ ضرورت دارد. همچنین، برخی از مطالعات پایایی نمره کل مقیاس را گزارش کردند (به عنوان مثال ۹۲/.= α، گور و همکاران، ۲۰۰۶؛ ۹۳/.= α، سولبرگ و همکاران، ۱۹۹۳؛ ۹۱/.= α و سولبرگ و همکاران، ۱۹۹۸). با توجه به تأکید نظریه خود کارآمدی مبنی بر اختصاصی بودن باورهای خودکارآمدی مربوط به تکلیف، چندان مناسب نخواهد بود که گویه‌های علمی، اجتماعی و هم اتاقی ترکیب شود.

به طور کلی، با توجه به اندک بودن مقیاس‌هایی که می‌کوشند تجربه خود کارآمدی دانشگاهی را ارزیابی کند، ارائه شواهد کافی از روان سنجی CSEIحائز اهمیت است. هدف از مطالعه بررسی ساختار عاملی CSEI روی نمونه‌ای از دانشجویان جدید الورود است. با استفاده از روش CFA، که به ما اجازه می‌دهد تا بررسی کنیم آیا مدل‌های مشخص شده برازش دارند؟، داده‌ها چقدر نسبت به مدل‌های جایگزین برازش می‌یابند؟ مدل ۱، مدل تک عاملی با CSEI۲۰ گویه‌ای در عامل عمومی به نام خود کارامدی دانشگاهی را نشان می‌دهد. این مدل یک عاملی که قبلاً آزمون شده بود و حمایت نشده بود (گور و همکاران، ۲۰۰۶). پیدا کردن یک مدل مناسب دارای برازش داده‌ها برای استفاده از نمره کل حمایت خواهد کرد. مدل ۲، سه عاملی همبسته ۲۰ گویه‌ای را مشخص می‌کند: کارایی دوره تحصیلی، کارایی هم اتاقی، و کارایی اجتماعی. این مدل سه عاملی حمایت هایی دریافت کرده است (گور و همکاران، ۲۰۰۶). مدل ۳، چهار عامل همبسته را مشخص می‌کند: کارایی دوره تحصیلی، هم اتاقی، اجتماعی، و یکپارچگی اجتماعی. این مدل ۴ عاملی کارایی اجتماعی را به دو عامل (کارایی اجتماعی و کارایی انسجام اجتماعی) تقسیم نمود، اما این ساختار تاکنون حمایت کافی دریافت نکرده است. اگر هیچ یک از سه مدل اصلی برازش نداشته باشد و ضرایب الگو برای گویه‌های معرف عامل چهارم یکپارچه سازی اجتماعی پایین باشند، طوری که در مطالعات قبلی یافت شده است (گور و همکاران، ۲۰۰۶)، این ۳ گویه را حذف خواهند شد تا مدل۳ عاملی ایجاد شود. به عبارت دیگر، اگر مدل سه عاملی برازش کافی داشته باشد، مدل سطح بالاتر، با عامل خود کارآمدی دانشگاهی مرتبه دوم مدل سه عاملی مرتبه اول را پیش‌بینی می‌کند، آزمون

خواهد شد. علاوه برنظریه کلاسیک آزمون[1] (CCT)، برای دستیابی به پارامترهای دقیق سوال (ضرایب تمیز و دشواری سوال و توانایی) و تعیین منحنی آگاهی آزمون، از نظریه سوال پاسخ[2] (IRT) نیز استفاده شد.

جامعه و روش نمونه گیری

جامعه آماری این پژوهش را دانشجویان دورهٔ کارشناسی ترم اول دانشگاه تبریز در سال تحصیلی ۱۳۸۹ تشکیل داده‌اند. روش نمونه گیری، به صورت نمونه‌گیری خوشه‌ای مرحله‌ای بوده است. بدین ترتیب تعداد ۳۰۰ دانشجو (۱۷۵ نفر دختر و ۱۲۵ نفر پسر) در سه مرحله با بهره مندی از واحدهای نمونه‌گیری مختلف (واحد مرحله اول: دانشگاه تبریز از بین دانشگاه‌های تبریز؛ واحد مرحله دوم: دانشکده‌های مختلف شامل علوم انسانی، علوم پایه و فنی و مهندسی؛ واحد مرحلهٔ سوم: یک یا دوکلاس از هر دانشکده) انتخاب شدند. پس از تشریح اهداف پژوهش و جلب مشارکت و همکاری آزمودنی ها، پرسشنامه‌های خودکارآمدی دانشگاهی و مقیاس تعلل ورزی تحصیلی توسط دانشجویان تکمیل شدند.

ابزارهای اندازه گیری

پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی (سولبرگ، اُبراین، ویلاریل، کننل ودویس) شامل ۲۰ گویه مربوط به حوزه‌های متفاوت زندگی دانشگاهی(یعنی رشته ها، هم اتاقی‌ها و موقعیت اجتماعی) است که درک فرد را از خودکارآمدی دانشگاهی ارزیابی می کند. پاسخ گویه‌ها با استفاده از مقیاس لیکرت ۱تا ۵ به‌دست می‌آید. دامنه نمرات کل از ۲۰ تا ۲۲۰ نمره است؛ نمره کل بالا منعکس کنندهٔ احساس خودکارآمدی دانشگاهی بیشتراست. پایایی[3] به روش همسانی درونی با استفاده از ضریب آلفا ۹۳/. گزارش شده است (دی ویتس، ۲۰۰۴). مقدار ضریب آلفا در مطالعه حاضر ۹۱/. به دست آمد. در این مطالعه، پایایی کل مقیاس از طریق آلفای کرونباخ برابر با ۹۱/.، همسانی درونی برای زیر مقیاس‌های دوره‌های تحصیلی، موقعیت اجتماعی و هم اتاقی‌ها به ترتیب ۸۴/.، ۸۲/.و ۸۵/. محاسبه شد.

1. Classic Test Theory
2. Item-Response Theory
3. reliability

مقیاس تعلل ورزی تحصیلی (سولومون و راث بلوم، ۱۹۸٤) شامل ۲۱ گویه است که تعلل ورزی تحصیلی را در سه حوزه ی آماده کردن تکالیف، آمادگی برای امتحان و تهیه ی گزارش نیم سالی مورد سنجش قرار می‌دهد. در مقابل هر گویه، طیف چهار گزینه‌ای از «به ندرت» (نمره ۱) تا «تقریباً همیشه» (نمره ی ۴) قرار داشت. افزون بر ۲۱ سوال مذکور، ۶ سوال (سوال‌های ۷-۸- ۱۸- ۱۹- ۲۶ و۲۷) برای سنجش دو ویژگی «احساس ناراحتی نسبت به اهمال کار بودن» و «تمایل به تغییر عادت تعلل ورزی» در نظر گرفته شده است. جوکار و دلاور پور (۱۳۸۶) پایایی مقیاس را با آلفای کرونباخ برابر با ۹۱/. گزارش کردند. در این پژوهش، همسانی درونی برای زیر مقیاس‌های آماده کردن تکالیف، آمادگی برای امتحان و تهیه ی گزارش نیم سالی به ترتیب برابر با ۷۸/.، ۷۴/. و ۶۷/. به دست آمد.

روش تحلیل داده ها

الف) تحلیل عاملی تأییدی

پس از جمع‌آوری داده‌ها و ورود آنها به رایانه، داده‌ها با استفاده از نرم افزارهای (Amos Graphics16) و PASW Statistics 18 (PASW) تحلیل شدند. از PASW برای تحلیل آمار توصیفی- استنباطی و پایایی پرسشنامه‌ها استفاده شد. داده‌های پرت تک متغیره و چنده متغیره با استفاده نرم افزار SPSS سرند شدند. داده‌های پرت تک متغیره وجود نداشت. هیچ شواهدی از هم خطی چند متغیره و تک متغیره در داده‌ها مشاهده نگردید. نرمال بودن تک متغیره نیز مورد ارزیابی قرار گرفت. از لحاظ تک متغیره، داده‌ها نسبتاً نرمال توزیع شدند، طوری که هیچکدام از مقادیر کجی فراتر از مقدار مطلق ۳ و مقادیر کشیدگی بیشتر از مقدار مطلق ۸ نبودند (فیینی و دیستفانو[1]، ۲۰۰۶). یک سری از مدل‌های عاملی تأییدی تعیین و با استفاده از نرم افزارAmos Graphics16 برآورد شدند. در تحلیل عاملی تأییدی از روش بیشترین احتمال برای برآورد الگو و از برخی شاخص‌های دیگر برای بررسی برازندگی الگو استفاده شد. برازش مدل با استفاده از شاخص‌های زیر ارزیابی شده اند: آماره χ^2، کای اسکویر بهنجار یا نسبی (CMIN/DF)، ریشه مجذور میانگین خطای تقریب[2](RMSEA)، شاخص

1. Finney& DiStefano
2. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

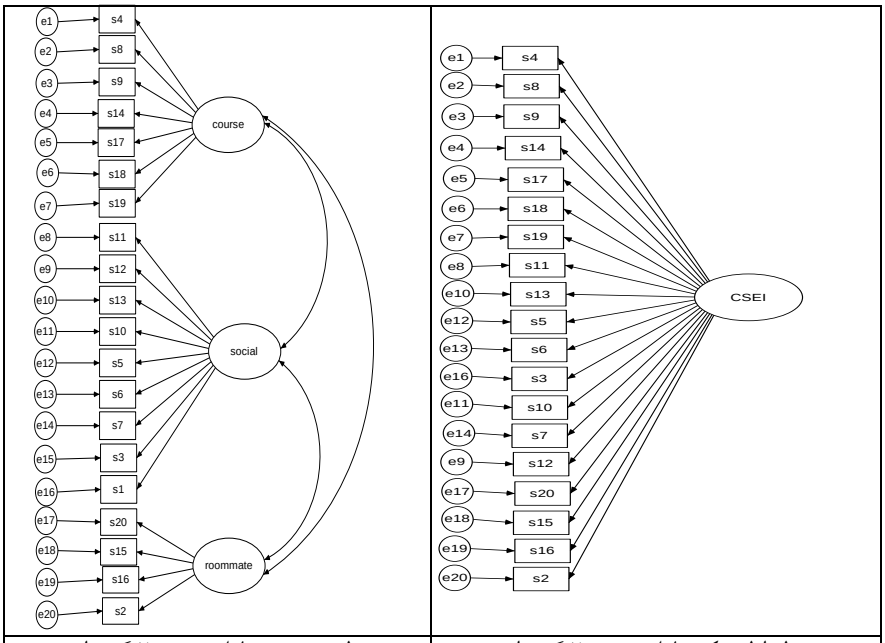
برازش تطبیقی[1](CFI)، شاخص برازندگی فزاینده بالون[2](IFI) و معیار اطلاعات آکایکی[3] (AIC). اگر مجذور کای(Chi-Square) از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد، بر برازندگی مناسب الگو دلالت می‌کند، اما این شاخص در نمونه‌های بزرگتر معمولاً معنی‌دار است و از این رو شاخص مناسبی برای برازندگی الگو تلقی نمی‌گردد. همچنین، اغلب مقادیر مجذورکای بهنجار یا نسبی بین ۲ تا ۳ را برای این شاخص قابل قبول می‌دانند (قاسمی، ۱۳۸۹). مقدار بزرگتر از ۹۰/. برای شاخص‌های CFI و IFI بر برازندگی قابل قبول دلالت دارند. علاوه براین، مقدار ریشه مجذور میانگین خطای تقریب کوچکتر از ۰۵/. بیانگر شاخص مناسب و مقادیر بزرگتر از ۰۸/. تعیین کننده خطاهای تقریب متعارف در جامعه است (یورسکاک و سوربوم، ۱۹۹۳). معیار اطلاعاتی آکائیکی (AIC) برای مقایسه ی دو الگو به کار می‌رود که نسبت به هم وضعیت غیر آشیانی[4] دارند و اندازه ی آن هر چه کوچکتر باشد، نشانگر آن است که مدل قابلیت تکرار دارد، توأم با پارامترهای کمتر و برازش بهتر است. از این رو، هنگام مقایسه مدل ها، مدل دارای AIC کمتر به عنوان مدل بهتر انتخاب می‌گردد (هارینگتون، ۲۰۰۹).

با توجه به پیشینه نظری (برای مثال مدل پیشنهادی باری و فنی، ۲۰۰۹) شش مدل مورد آزمون قرار گرفت. مدل ۱ یک مدل تک عاملی به نام خودکارآمدی دانشگاهی تعیین گردید. مدل دوم یک مدل سه عاملی ۲۰ گویه‌ای مشخص گردید که ۹ گویه آن (گویه های۱- ۳- ۵-۶-۷-۱۰-۱۱-۱۲-۱۳) روی عامل اجتماعی، هفت گویه (گویه های۴-۸-۹-۱۴-۱۷-۱۸-۱۹) روی عامل دوره تحصیلی و چهار گویه (گویه‌های ۲-۱۴-۱۵-۲۰) روی عامل سوم هم اتاقی بار گرفتند. در مدل سوم چهار عامل همبسته با ۷ گویه بارگذاری شده روی عامل دورهٔ تحصیلی (گویه‌های ۴-۸-۹-۱۴-۱۷-۱۸-۱۹)، شش گویه (گویه‌های ۱-۳-۵-۶-۱۱-۱۳) روی عامل سوم اجتماعی، سه گویه (۷-۱۰-۱۲)روی عامل انسجام اجتماعی و چهار گویه (گویه های۲-۱۵-۱۶-۲۰) روی عامل هم اتاقی تعیین شدند. در مدل چهارم اگر عامل انسجام اجتماعی در داده‌ها برازش نیابند گویه های آن حذف خواهند شد. در مدل پنجم و ششم ساختار عاملی ۱۷ و ۱۵گویه‌ای بررسی شدند. مدل ششم

1. Comparative Fit Index (CFI)
2. Bollen's incremental fit index (IFI)
3. Akaike information criterion (AIC)
4. unnested model

ساختار مشابه مدل پنجم است، منتهی شامل یک مدل مرتبه دوم بود. مدل‌ها در شکل شماره ۱ نشان داده شده است.

شکل شماره ۱. الگوهای ساختاری رقیب ۱ تا ٦ در مورد پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی بر پایه پیشینه تجربی و نظری.

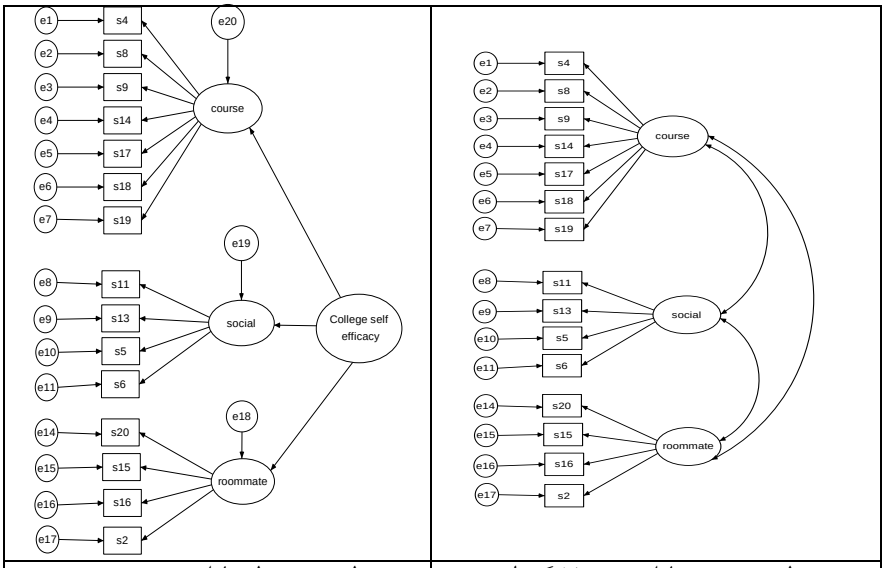


مدل اول، تک عاملی CSEI۲۰ گویه ای

مدل دوم، سه عاملی CSEI۲۰ گویه ای

مدل سوم، چهار عاملی CSEI۲۰ گویه ای

مدل چهارم، سه عاملی CSEI ۱۷ گویه ای



مدل پنجم، سه عاملی CSEI ۱۵ گویه‌ای | مدل ششم، مدل عاملی مرتبه دوم CSEI

مدل آماری و برآوردهای نظریه سوال-پاسخ (IRT)

داده‌ها با استفاده از مدل پاسخ مدرج[1] (GRM؛ سیم جیما[2]) که تعمیم یافته از یک مدل دو پارامتری (2PL) برای پاسخ سوال‌های مناسب است که گزینه‌های پاسخ دارای طبقه‌های مرتب شده هستند (امبرتسون و رایس، ۱۳۸۸). مدل‌ها با بیشینه درست نمایی حاشیه‌ای برآورد شدند. همه تحلیل‌ها با استفاده از MULTILOG7.0.3 انجام گرفت. در تحلیل سوال پاسخ، سه برآورد (پارامتر تمیز، دشواری و تابع آگاهی) را مد نظر قرار گرفت.

نتایج

شاخص‌های برازش برای تمام مدل‌های مورد آزمون در جدول۱ ارائه شده است. شاخص‌های برازندگی مدل ها، مبیین آن است که مدل تک عاملی برازش نسبتاً ضعیفی با داده‌ها دارد. مجذور کای (۴۳۸/۰۷) در سطح ۰۰۱/. از لحاظ آماری معنی‌دار است. نسبت مجذور کای به درجه آزادی نیز برابر با ۳/۰۹ و از ملاک‌های پیشنهادی توسط المن[3] (۲۰۰۱) و کلاین[4] (۱۹۹۸) بسیار بزرگتر است. شاخص‌های CFI=./۶۹، IFI=./۷۰،

1. graded-response model
2. Samejima
3. Ullman
4. Kline

RMSEA=./۱۳ نیز بسیار ضعیف و بیانگر برازش نامناسب با داده‌ها است.

براساس الگوی باقیمانده‌های کوواریانس استاندارد و ملاحظات نظری و ضرایب استاندارد اصلاحاتی روی ابزار انجام گرفت. مدل‌های رقیب به ترتیب مورد آزمون قرار گرفتند. براساس نتایج جدول۱، مقادیر مجذور کای و نسبت آن به درجه آزادی برای مدل‌های دوم (۵۶۸/۵۳، ۳/۴۵) و سوم(۵۳۰/۳۱، ۳/۲۷) و نیز شاخص‌های برازش مدل‌های دوم و سوم به ترتیب برابر با(۸۵/.، ۸۷/.= CFI) و (۸۶/.، ۸۷/.=IFI) است که نشان می‌دهند که این دو مدل به گونه کلی برازش خوبی با داده‌ها ندارند. مقادیر ریشه دوم واریانس خطای تقریب (RMSEA) نیز در مدل سوم و چهارم برابر با ۰۹/. و بالاتر از ملاک قرادادی است. به طور قراردادی (شوماخر و لوماکس، ۲۰۰۴) RMSEA برابر با ۰۵/. یا کمتر دال بر برازش مطلوب مدل است. بنابراین همه شاخص‌های مذکور عدم برازش مناسب مدل‌ها با داده‌ها را بیان می‌کند.

در مدل چهارم ضرایب کاملاً استاندارد برای ۳ گویه (۱۰، ۱۲ و۱) خرده مقیاس اجتماعی در مدل سه عاملی بسیار پایین بودند و به نوبه خود، مقادیر R^2، یا واریانس تبیین شده، برای گویه‌ها بسیار کم بودکه دامنه آن ۱۳ تا ۳۰ در نوسان بود. بنابراین در مدل سه عاملی سه گویه حذف شد. اگرچه با توجه به مقادیر شاخص هایCFI، IFI وAIC برازش کلی داده‌ها تا حدی بهبود یافت، اما مقادیر مربوط به ریشه دوم واریانس خطای تقریب (RMSEA=./۰۸) بالاتر از ملاک‌های تعیین شده‌اند و نشانگر برازش ناکافی داده‌ها است.

در نهایت، با حذف گویه ۳ و ۷، دو مدل سه عاملی ۱۵ گویه‌ای مرتبه اول و دوم مجدداً مورد آزمون قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که مدل‌های پنجم و ششم از برازش بسیارخوبی برخوردار بودند. مقایسه شاخص‌های برازندگی مدل پنجم و ششم با سایر مدل‌های مذکور نشان می‌دهد که دو مدل آخری در همه شاخص‌ها از سایر مدل‌های رقیب وضعیت بهتری دارد و ساختار روشن‌تری از خودکارآمدی دانشگاهی در جامعه مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

جدول۱- شاخص‌های برازش الگوی چند عاملی مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی

شاخص‌های برازش الگوها	CFI	IFI	RMSEA	AIC	Chi-Square	DF	χ2/df
۱) تک عاملی	/۶۹	/۷۰	/۱۳	۱۰۵۶/۹۷	۹۴۲/۹۷	۱۵۲	۶/۲۰
۲) سه عاملی ۲۰ گویه ای	/۸۵	/۸۶	/۰۹	۶۹۸/۳۹	۵۶۸/۵۳	۱۶۵	۳/۴۵

۳) چهارعاملی ۲۰ گویه ای	./۸۷	./۸۷	./۰۹	۶۶۶/۳۱	۵۳۰/۳۱	۱۶۲	۳/۲۷
۴) سه عاملی ۱۷ گویه ای	./۹۱	./۹۱	./۰۸	۴۴۶/۱۸	۳۳۴/۱۸	۱۱۴	۲/۹۳
۵) سه عاملی ۱۵ گویه ای	./۹۴	./۹۴	./۰۷	۴۵۹/۱۱	۳۱۱/۴۹	۸۵	۲/۴۵
۶) سه عاملی مرتبه دوم	./۹۴	./۹۴	./۰۷	۳۱۱/۴۹	۲۱۱/۴۹	۸۵	۲/۴۵

کای اسکویر بهنجار یا نسبی (CMIN/DF)، ریشه مجذور میانگین خطای تقریب[1](RMSEA)، شاخص برازش تطبیقی[2](CFI)، شاخص برازندگی فزاینده بالون[3](IFI) و معیار اطلاعات آکایکی[4] (AIC)

پارامترهای برآورد شده سوال

تمامی پارامترهای سوال در جدول ۲ نشان داده شده است. در IRT مقادیر تمیز سوال می‌تواند از صفر تا تقریباً ۴ متغیر باشد. آنها نشان می‌دهند چگونه نمرات یک گویه به سرعت به تابعی از تغییرات صفت مکنون تغییر می‌یابد. مانند بارهای عاملی در CFA است که آنها ارایه می‌دهند، چگونه یک گویه، صفت نهفته مورد اندازه‌گیری را به دقت نشان می‌دهد. دامنه پارامتر تمیز سوال[5] (*ai*) از ۱ تا ۵/۸۹ در نوسان است، بیانگر تمیز خیلی زیاد می‌باشد (باکر، ۲۰۰۱). لازم به توضیح است که مقدار پارامتر *ai* نمی‌تواند بدون لحاظ کردن دامنه صفت مکنون در درون تمیزهای سوال تفسیر شود. برای کمک به درک بیشترمقادیر تمیز سوال منحنی‌های پاسخ طبقه[6] (CRC) در شکل ۲ نشان داده شده است. پارامترهای آستانه[7](*bi*) به طور ناهموار در سرتاسر دامنه صفت مکنون همراه با کجی مثبت قوی توزیع شده است که نشان‌دهندهٔ این است که اکثر افراد به طور غیر محتمل گزینه‌های پاسخ پایین‌تر را تأیید می‌کنند. شش سوال به طور هموار در دامنه صفت مکنون (سوال های) توزیع شده است، نشانگر این است که فقط این گویه‌ها افراد را در سطوح صفت پایین تا بالا تمیز می‌دهد. جدول ۲ مقدار اطلاعاتی را نشان می‌دهد که هریک از گویه‌ها به خودش و نسبت به مقیاس کل ارزانی می‌دارد. همزمان یافته‌های جدول ۲ و شکل ۲ و ۳

1. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
2. Comparative Fit Index (CFI)
3. Bollen's incremental fit index (IFI)
4. Akaike information criterion (AIC)
5. discrimination parameters
6. category response curves
7. Threshold parameters

نشان می‌دهند، که اطلاعات پایین مربوط به CRCs نامتمایز کننده (مانند گویه ۶) می‌باشد.

منحنی‌های شاخص سوال‌های ۲-۴-۶-۸-۱۰-۱۱-۱۲-۱۴-۱۶-۱۷-۱۸-۲۰ بیانگر این نکته هستند که شیب پارامتر آنها پایین می‌باشد، همین طور، با توجه به موضع مکانی آنها در سطوح نسبتاً پایینی از خود کارامدی تأیید شدند در حالی که سوال‌های ۳ و ۹ در سطوح بالای خودکارآمدی مورد تأیید قرار گرفتند.

جدول ۲ برآوردهای پارامتر نظریه سوال پاسخ برای مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی

سوال	برآوردهای پارامتر سوال								
	a	b1	b2	b3	b4	b5	b6	b7	b8
۱	۱/۸۵	−۲/۸۲	−۲/۳۸	−۱/۹۳	−۱/۵۲	−۱/۰۷	−./۷۸	−./۵۴	./۰۲
۲	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۳	۵/۹۱	−۲/۰۸	−۶/۵۷	۵/۵۵	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۴	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۵	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۶	۵/۰۱	۷/۳۱	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۷	۱/۶۵	−۳/۳۸	−۲/۵۷	−۲/۴۴	−۲/۱۵	−۱/۳۱	−./۸۹	−./۳۰	./۳۰
۸	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۹	۵/۸۸	−۶/۵۹	۵/۵۷	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۰	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۱	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۲	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۳	۱/۵۲	−۲/۸۴	−۱/۹۸	−۱/۳۲	−./۸۶	−./۴۱	−./۰۴	./۳۱	./۸۳
۱۴	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۵	۵/۸۹	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	−۶/۵۸	۵/۵۶	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۶	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۷	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۸	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸
۱۹	./۸۵	−۴/۲۱	−۳/۵۷	−۲/۶۸	−۱/۶۸	−./۶۷	./۳۱	۱/۰۲	۱/۷۳
۲۰	۱	−۲/۰۸	−۱/۲۵	−./۶۹	−./۲۲	./۲۲	./۶۹	۱/۲۵	۲/۰۸

پانل‌های شکل ۲، منحنی‌های پاسخ طبقه (CRC) را برای همه سوال‌های نشان می‌دهد. احتمال پاسخ بین ۰ و ۱ بیش از دامنه ۳± انحراف معیار روی طیف تتا ترسیم شده است. مقولات پاسخ از ۱ تا ۹ از دامنه منفی به مثبت مرتب شدند. بازرسی گزینه منحنی‌های شاخص، نظم مرتب کمی در مقولات پاسخ‌ها به تابعی تتا (θ) معلوم می‌سازد. همان طوری که انتظار می‌رود احتمال تأیید گزینه ۹ (اطمینان کامل) به ازای افزایش θ بیشتر شود، و احتمال تأیید گزینه ۱ (عدم اطمینان) در اِزای افزایش تتا کاهش یابد. منحنی‌های پاسخ طبقه CRC

سوال‌های ۳-۶ و ۹ حاکی از آن است که این سوال‌ها قدرت تشخیص بالایی در سراسر مقادیر صفت نهفته دارند و طبقات گزینه‌هایی پاسخ تا حد زیادی همپوشی ندارند. هر اندازه پارامترهای شیب (aij) بیشتر باشد، منحنی‌های طبقه پاسخ به هم فشرده‌تر و ارتفاع آنها بیشتر است. این امر نشان می‌دهد که طبقه پاسخ، تفاوت سطوح صفت در این سوال‌ها را به صورت نسبتاً خوب مشخص می‌کنند (امبرتسون و رایس، ۱۳۸۸). به عبارتی، پارامترهای آستانه بین طبقه (bij) در دامنه صفت خودکارامدی دانشگاهی در این سوالات پراکندگی نسبتاً خوبی دارند. منحنی‌های پاسخ طبقه برای سوال‌ها ۱-۷- ۱۳-۱۹ نشانگر این است که این سوال‌ها نسبتاً ضعیف عمل کرده است. همان طوری که ملاحظه می‌شود که طبقات سوال‌ها اساساً همپوشانی دارند، یه ویژه برای گزینه‌های که در سطوح پایین هستند. سوال ۱۹ مقدار تشخیصی نسبتاً پایینی دارد. شکل۳ نمودار آگاهی سوال‌ها را نشان می‌دهد تعداد نمودارها (۱-۷- ۱۳-۱۹) نسبتاً پایین هستند. این نشانگر این است که روی هم رفته میزان دقت اندازه‌گیری برای این گویه‌ها نیز نسبتاً پایین است. همچنین با توجه به منحنی‌های پاسخ طبقه و تابع آگاهی سوال‌ها ، گویه‌های ۲-۴-۵-۸-۱۰-۱۱-۱۲-۱۴-۱۶تا ۲۰ دقت اندازه‌گیری تکنوا در عرض نواحی گسترده دامنه‌های صفت مربوطه اش ندارد. نوعاً این سوالات از دقت کمتری برای اندازه‌گیری افراد دارای سطوح مختلفی از θ برخوردارند.

آگاهی از لحاظ آماری به معنای مفهوم مقابل میزان دقت در برآورد یک پارامتر است (پایایی). منحنی آگاهی سوال[1] (IFC) دقت اندازه‌گیری سوال را در سطوح مختلف صفات، در حالی که منحنی آگاهی آزمون[2] (TIC) دقت اندازه‌گیری آزمون را در سطوح مختلف صفات نشان می‌دهد (امبرتسون و رایس، ۱۳۸۸). به عبارت دیگر، منحنی آگاهی آزمون در هرسطح معینی از توانایی برابر با جمع ساده آگاهی‌های سوال در آن سطح خواهد بود. طوری که نیل و همکارانش[3] (۲۰۰۶) اشاره کردند هنگامی که منحنی آگاهی کل به طور معمول به نقطه اوج می‌رسد، نشانگر این است بالاترین میزان پایایی مقیاس در آن سطح نمره صفت بنیادی مکنون[4] قرار دارد. به عنوان مثال، منحنی آگاهی آزمون نشان می‌دهد که مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی برای اندازه‌گیری سطح متوسط خودکارآمدی

1. item information curves
2. test information curves
3. Neal and colleagues
4. underlying latent trait score

دانشجویان در دانشگاه بسیار پایا است (بین۲+ تا ۱−)، اما دقت اندازه‌گیری در دامنه بسیار بالا و یا پایین توزیع صفت خودکارآمدی نسبتاً افت پیدا می‌کند.

جدول ۳ همبستگی‌های‌درونی مؤلفه‌های مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی را نشان می‌دهد. این همبستگی‌ها براساس متغیرهای مکنون محاسبه شده‌اند و از این رو، در محاسبه آنها خطای اندازه‌گیری (یعنی، اصلاح برای کاهش) به حساب آمده است. دامنهٔ این همبستگی‌ها از ۰۶/. تا ۶۸/. است. خرده مقیاس‌های تعلل ورزی با مؤلفه‌های مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی به غیر از هم اتاقی همبستگی منفی و معنی‌داری نشان داد. با این حال خرده مقیاس‌ها با همدیگر رابطه مثبت و معنی‌داری دارند.

جدول ۳- همبستگی‌های درونی مؤلفه‌های مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی (N= ۳۰۰)

	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱. آمادگی برای امتحان		./۵۹**	./۶۰**	-./۴۰**	-./۰۶	-./۱۴*
۲. آمادگی برای تکالیف			./۶۸**	-./۴۸**	-./۱۴*	-./۱۸**
۳. تهیه گزارش نیم سالی				-./۴۱**	-./۱۵*	-./۲۰**
۴. دوره					./۵۳**	./۶۴**
۵. هم اتاقی						./۴۹**
۶. اجتماعی						

p<0/01** p<0/05 *

بحث

با توجه به اقبال روزافزون برای درک متغیرهای مربوط به سازگاری دانشجویان، نیاز فراوانی به ابزارهای وجود دارد که این سازه‌ها را بازنمایی می‌کنند. سولبرگ و همکارانش پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی را برای اندازه‌گیری یکی از این سازه ها، خودکارآمدی دانشگاهی بوجود آوردند (نقل از باری و فنی، ۲۰۰۹). هدف از این پژوهش‌ها روایی‌یابی و ویرایش فارسی پرسشنامه خودکارآمدی دانشگاهی برای سنجش میزان باورهای خودکارآمدی دانشجویان در ابعاد مختلف تحصیلی و اجتماعی بود. به منظور تحقق این هدف، مولفه‌های ابزار CSEI بیشتر مورد ارزیابی قرار گرفته و شواهد بیرونی آن گردآوری شده است.

یافته‌های پژوهش، پایایی (همسانی درونی) این مقیاس را با روش آلفای کرونباخ نشان داد. مقادیر به دست آمده برای کل مقیاس و خرده مقیاس با مقدارهای به دست آمده پژوهش باری و فینی (۲۰۰۹) هماهنگ است. هم چنین، همبستگی درونی عامل‌های این

مقیاس نشان دهنده ی همگونی مقیاس است.

در بررسی روایی واگرایی، وجود ضریب همبستگی منفی بین زیر مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی و زیر مقیاس‌های تعلل ورزی حکایت از روایی مناسب دارد. همان طوری که انتظار می‌رفت ضمن همسویی با مطالعات کلاسن، لیندزی و رجانی[1](۲۰۰۷)، میزان تعلل ورزی تحصیلی در بین دانشجویانی که خودکارآمدی بالایی داشتند پایین بود و برعکس.

مطالعه حاضر سعی بر این داشت ابعاد CSEI را از طریق بررسی چند مدل رقیب CFA روشن نماید. از شش مدل نظری قبلی (که چهار تای آنها در مطالعات قبلی مورد آزمون قرار گرفته بود)، چهار مدل به اندازه کافی با داده‌ها برازش نشان نداد. با توجه به یافته‌های تجربی و استدلال مفهومی، ۵ گویه از مقیاس حذف شدند تا یک نسخه سه عاملی ۱۵ گویه‌ای از CSEI ایجاد شود که بهترین برازش از همه مدل‌ها مورد آزمون را ارایه نماید. نتایج این مطالعه حمایت دیگری برای مدل سه عاملی ۱۵ گویه‌ای CSEI که توسط باری و فینی (۲۰۰۹) پیشنهاد شده، ارایه نمود. شواهد مقدماتی حاصل از نتایج حاضر از روایی و پایایی CSEI فارسی به عنوان یک سنجه نسبتاً مناسب برای استفاده دانشجویان ایرانی فراهم نمود. نتایج بیانگر این است که بسیاری از گویه‌ها برآورد نسبتاً قابل قبولی از سازه‌های نهفته فراهم نمود. برآوردهای همسانی درونی قابل قبول بودند و نشانگر این است که آن برای اهداف پژوهشی میان دانشجویان دانشگاه مناسب است. این نتایج با یافته‌های مطالعات قبلی باری و فینی (۲۰۰۹) همسو است.

شاخص های RMSEA، CFI، IFI و RMSR نشان دادند مدل سه عاملی ۱۵ گویه‌ای برازش کلی کافی برای داده‌ها فراهم نمود. همسو با یافته‌های باری و فینی (۲۰۰۹)، مدل سه عاملی ۱۵ گویه‌ای از CSEI حمایت بیشتری فراهم نمود. پنج گویه (پیدا کردن دوستان جدید در دانشکده، صحبت کردن با کارمندان دانشگاه، قرار گذاشتن با فرد مورد علاقه، ملحق شدن به یک سازمان دانشجویی و ملحق شدن به یک تیم ورزشی در داخل دانشگاهی) به دلیل بارعاملی استاندارد پایین حذف شدند. با توجه به محتوای گویه‌ها به نظر می‌رسد که این گویه‌ها نشانگر آن دسته تکالیفی نیستند که دانشجویان برای انجام آن دست به گریبان باشند.

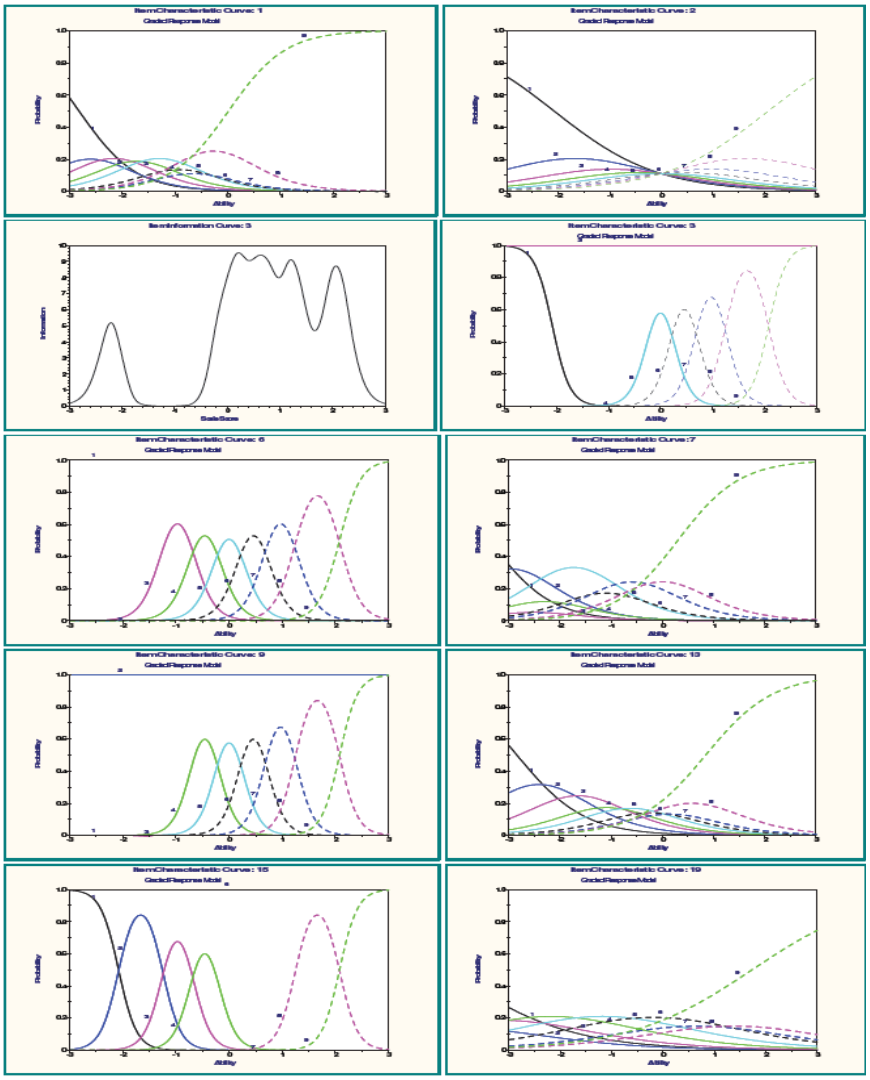
1. Klassen, Lindsey& Rajani

علاوه بر نظریه کلاسیک آزمون، از فنون بسیار پیشرفته برای ارزیابی و توصیف ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی استفاده نمودیم. تحلیل های IRT نیز به چند یافته دیگر اضافه کرد. اولاً مقادیر تمیز بسیار خوب بودند، اگرچه برخی گویه‌ها بسیار افتراقی‌تر از دیگر گویه‌ها بودند. مقادیر تمیز برای سنجه‌های حودگزارش دهی شخصیت و نگرش نمونه هستند. ثانیاً آستانه‌های دشواری و توابع آگاهی آزمون و سوال نشان داد این مقیاس نقاط حاشیه‌ای صفت (بالا و پایین) را بیشتر می‌سنجد. هرچند برخی گویه‌ها اطلاعات کمتری در مورد نقاط میانی صفت در احتیار می‌گذارند. به نظر می‌رسد همگنی گروه مزید بر علت باشد. برای محققانی که می‌خواهند با توان بیشتر نقاط میانی صفت مکنون را مورد سنجش قرار دهند این مقیاس پایایی کمتری دارد.

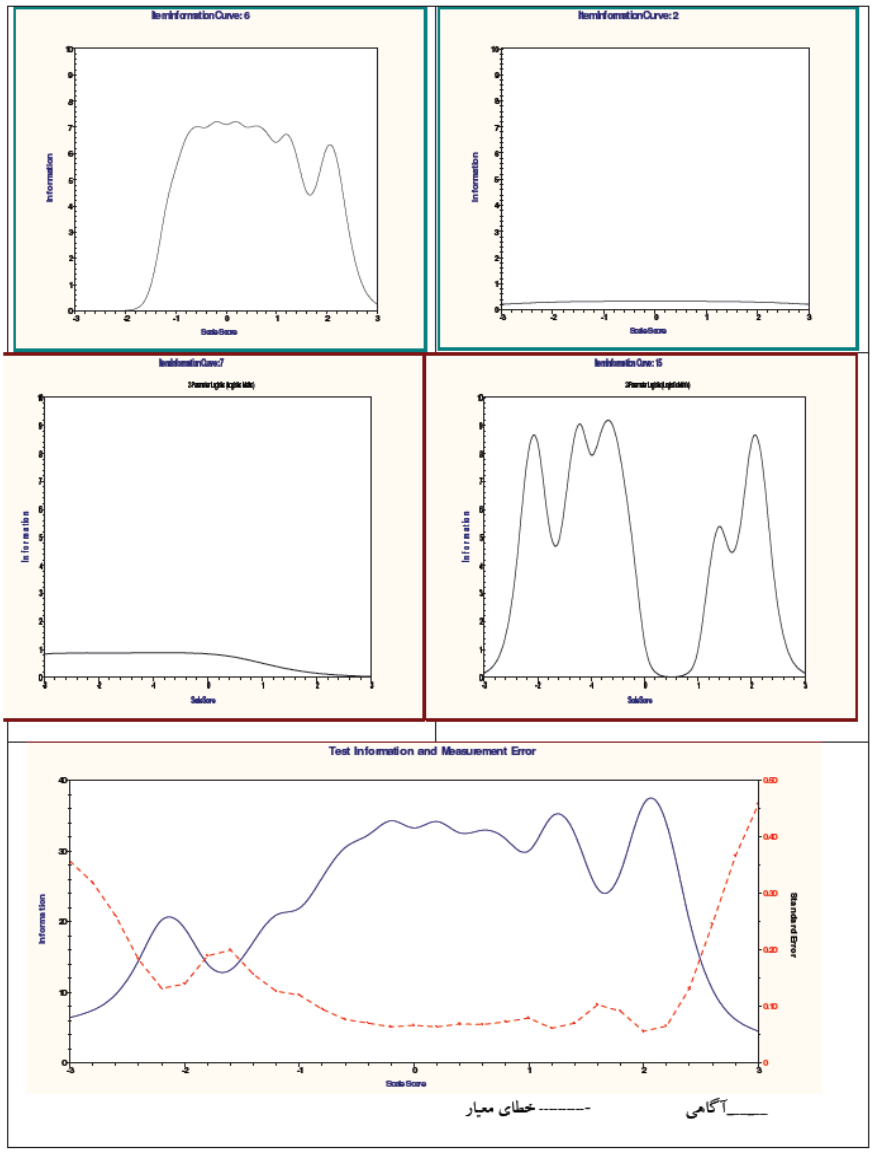
اگرچه این پژوهش از روایی سازه و پایایی مقیاس ۱۵ گویه‌ای حمایت نمود. اما بررسی روایی ابزار خاص یک فرایند بی پایان است (بنسون[1]، ۱۹۹۸). اعتماد به راهبردهای ارزیابی عرضی مقطعی و نمونه‌های دانشجویی تعمیم‌پذیری یافته را به چالش می‌کشد. بنابراین به پژوهش بیشتری برای مقیاس تجدید نظر شده با حجم نمونه زیاد و متنوع مورد نیاز است. به ویژه ضروری است خودکارآمدی دانشگاهی دوباره مفهوم سازی شود تا اطمینان حاصل شود همه جوانب تجربه دانشگاه به طور کافی بازنمایی شده است.

1. Benson

شکل ۲. منحنی‌های پاسخ طبقه برای ۲۰ سوال مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی



شکل ۳. نمونه‌های منحنی آگاهی سوال (IIF)، منحنی آگاهی آزمون (TIF) و خطای معیار برای مقیاس خودکارآمدی دانشگاهی



کتابنامه

امبرتسون، ای. سوزان و رایس، پی. استیون (۱۳۸۸). *نظریه‌های جدید روانسنجی* (IRT) برای روان‌شناسان. تهران: انتشارات رشد.

جوکار، بهرام و دلاورپور، محمد آقا (۱۳۸۶). رابطه ی تعلل ورزی آموزشی با اهداف پیشرفت. *فصلنامه اندیشه‌های نوین تربیتی*، ۳، ۳-۴: ۶۱-۸۰.

Barry & Finney (2009). Can We Feel Confident in How We Measure College Confidence?: A Psychometric Investigation of the College Self-Efficacy Inventory 42 (3), 197-222.

Benson, J., & Nasser, F. (1998). On the use of factor analysis as a research tool. *Journal of Vocational Education Research, 23*(1), 13-33.

DeWitz, S. J., & Walsh, W. B. (2002). Self-efficacy and college student satisfaction. *Journal of Career Assessment, 10*, 315-326.

Finney, S. J., & DiStefano, C. (2006). Non-normal and categorical data in structural equation models. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.). *A second course in structural equation modeling* (pp. 269-314). Greenwich, CT: Information Age.

Finney, S. J., & Schraw, G. (2003). Self-efficacy beliefs in college statistics courses. *Contemporary Educational Psychology, 28,* 161-186.

Gore, P. A. (2006). Academic self-efficacy as a predictor of college outcomes: Two incremental validity studies. *Journal of Career Assessment, 14*, 92-115.

Gore, P. A., Leuwerke, W. C., & Turley, S. E. (2006). A psychometric study of the College Self-Efficacy Inventory. *Journal of College Student Retention: Research Theory and Practice, 7*, 227-244.

Harrington, D. *Confirmatory Factor Analysis*, Oxford University Press 2009, 50-78.

Jöreskog, K., & SÎ rbom, D. (1993). S tructural eq uation modeling with the SIMPLIS command language. Chicago: Scienti€c Software.

Klassen, R. M. Krawchuk, L. L., Rajani, S.(2008).Academic procrastination of undergraduates: Low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology*, 33, 915-931.

Kline, Rex B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. NY: Guilford Press. A very readable introduction to the subject, with good coverage of assumptions and SEM's relation to underlying regression, factor, and other techniques.

Neal, D. J., Corbin, W. R., & Fromme, K. (2006). Measurement of alcohol-related consequences among high school and college students: Application of item-response models to the Rutgers Alcohol Problem Index. *Psychological Assessment, 18,* 402-414.

Pajares, F., & Miller, M. D. (1995). Mathematics self efficacy and mathematics performances: The need for specificity of assessment. *Journal of Counseling Psychology, 42,* 190-198.

Pintrich, P. R., & DeGroot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology, 82,* 33-40.

Schumacker, Randall E. and Richard G. Lomax (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling, Second edition*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Schunk, D. H., & Ertmer, P. A. (1999). Self-regulatory processes during computer skill acquisition: Goal and self-evaluative influences. *Journal of Educational Psychology, 91,* 251-260.

Smith, H. M., & Betz, N. E. (2000). Development and validation of a scale of perceived social self-efficacy. *Journal of Career Assessment, 8,* 283-301.

Solberg, V. S., & Villareal, P. (1997). Examination of self-efficacy, social support, and stress as predictors of psychological and physical distress among Hispanic college students. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences, 19,* 182-201.

Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31, 503-509.

Ullman, J. B. (2001). Structural equation modeling. In Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2001). *Using Multivariate Statistics (4th ed.)*: 653- 771. Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.