روایی عاملی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه

امید شکری*

چکیده

پژوهش حاضر باهدف آزمون روایی عاملی و تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه (R-SPQ-2F؛ بیگز، کمبر و لئونگ، ۲۰۰۱) در بین‌گروهی از دانشجویان دختر و پسر ایرانی انجام شد. ٤۱۹ دانشجوی کارشناسی (۲۱٤ پسر و ۲۰۵ دختر) به نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه پاسخ دادند. به‌منظور بررسی تغییرناپذیری عاملی R-SPQ-2F در دو جنس از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی تک‌گروهی نشان دادند که در کل نمونه و در دو جنس، الگوی چهار عاملی مرتبهٔ اول R-SPQ-2F شامل انگیزش عمیق، راهبرد عمیق، انگیزش سطحی و راهبرد سطحی برازش خوبی با داده‌ها داشتند. نتایج تحلیل عامل تأییدی چندگروهی، تغییرناپذیری بین‌گروهی باقیمانده‌های اندازه‌گیری، کواریانس‌های ساختاری و وزن‌های اندازه‌گیری R-SPQ-2F را در دو جنس نشان دادند. درمجموع، نتایج مطالعهٔ حاضر از به‌کارگیری R-SPQ-2F در نمونه‌های جنسی مختلط به‌طور تجربی حمایت می‌کند و گزارش تحلیل تفاوت‌های میانگین مبتنی بر جنس در مطالعات پیشین را تصدیق می‌کند.

واژگان کلیدی: تغییرناپذیری اندازه‌گیری، تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه، تفاوت‌های جنسی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* استادیار دانشگاه شهید بهشتی oshokri@yahoo.com

مقدمه

یادگیری مفهومی است شامل متغیرهای مختلفی مانند فرایند ، محتوا و گستره که با یادگیرنده و فرایند یادگیری رابطه نشان می‌دهند (کیسیسی، ساهین و آکتارک، ۲۰۰۹). روان‌شناسان تربیتی و متخصصان تکنولوژی آموزشی به‌منظور تقویتِ ویژگی‌های کارکردی فرایند یادگیری با استناد به پیشینهٔ تجربی موجود بر ضرورت و اهمیت تمرکز بر ابعاد چندگانهٔ مرتبط با یادگیری مانند یادگیری خودنظم‌جویی (مایس، وینی و جامیسن ـ نائل، ۲۰۰۷؛ یانگ ـ چیل، ۲۰۰۵، ۲۰۰۶)، یادگیری مادام‌العمر (فنیستروالد، واگنر، اسچوبر، لافتنیگر و اسپیل، ۲۰۱۳؛ کارنفورد، ۲۰۰۲)، راهبردهای یادگیری (راس، سالیسبوری ـ گلینان، گارینو، رید و مارشال، ۲۰۰۳)، راهبردهای مطالعه (اینتویستل و مک‌کان، ۲۰۰٤؛ پیپ و چانگ، ۲۰۰۵)، یادگیری فراشناختی (تارابان، کار و رینارسون، ۲۰۰٤)، یادگیری برای یادگرفتن (کیسیسی و همکاران، ۲۰۰۹) و جهت-گیری‌ها یا رویکردهای یادگیری (روساندر و بکسترام، ۲۰۱۲) بیش‌ازپیش تأکید کرده-اند. با صرف‌نظر از عنوان منتخب برای مفاهیم مرتبط با یادگیری، فراگیران در فرایند یادگیری از نقش فعالی برخوردارند. بر این اساس، در بین محققانِ علاقه‌مند به مطالعهٔ نظام‌مند مفهوم یادگیری، تمرکز بر نقش تفسیری و تبیینی همبسته‌های درون‌فردی ناوابسته به توانایی مانند منبع کنترل (وانگ، ۲۰۰۵)، نیازهای روان‌شناختی (مولر و لو، ۲۰۰٤)، راهبردهای یادگیری شناختی و فراشناختی (هاموری، ۲۰۰۳)، رویکردهای یادگیری (اپلهانس و اسچمک، ۲۰۰۲) و جنسیت (دریسل، هاگویتز، ۲۰۰۵؛ هانیگفلد و

1. process
2. content
3. scope
4. functional
5. self-regulated learning
6. lifelong learning
7. learning to learn
8. leaning approaches

دان، ۲۰۰۳) در پیش‌بینی تمایز در الگوی چگونگی پدیدایی فرایند یادگیری و چگونگی شکل‌گیری دانش فراروی، از اهمیت قابل‌ملاحظه‌ای برخوردار می‌باشد.

نظر به اهمیت نقش تبیین کنندهٔ مفهوم محوری رویکردهای یادگیری ـ به مثابهٔ یکی از اندازه‌های ناوابسته به توانایی در پیش‌بینی عملکرد تحصیلی فراگیران در موقعیت‌های پیشرفت ـ دسترسی به اطلاعاتی دقیق دربارهٔ نقش‌آفرینی این منبع اطلاعاتی عظیم همسو با مطالعات کمبر و لیونگ (۱۹۹۸)، برنت و دارت (۲۰۰۰)، بیگز، کمبر و لئونگ (۲۰۰۱)، فُکس، مک‌منیوس و وینـدر (۲۰۰۱)، داف (۲۰۰۲)، کمبر، بیگز و لئونگ (۲۰۰٤) و جاستیسیا، پیچاردو، کانو، بربین و فیونتی (۲۰۰۸)، مستلزم تمرکز بر ویژگی‌های فنی ابزارهایی مانند پرسشنامهٔ فرایند مطالعه یا پرسشنامهٔ فرایند یادگیری و فهرست رویکردهای مطالعه (داف، ۲۰۰۲) است. علاوه‌براین، با توجه به نقش پیش‌بینی‌کنندهٔ متغیر جنسیت در بافت مطالعاتی یادگیری، گروه کثیری از محققان، با اتخاذ یک رویکرد سطح محور، نقش تفاوت‌های جنسیتی را در بافت مطالعاتی نقش‌آفرینی رویکردهای یادگیری ـ به مثابهٔ یکی از اندازه‌های ناوابسته به توانایی در پیش‌بینی وجهٔ عینی کیفیت زندگی تحصیلی ـ در کانون توجه خویش قرار داده‌اند (ساکس، ۲۰۰۸؛ ایسمان و گاندوگان، ۲۰۰۹؛ روساندر و بکستروم، ۲۰۱۲). بنابراین، مرور شواهد تجربی نشان می‌دهد که انجام مطالعات بین‌جنسی در قلمرو مطالعاتی رویکردهای یادگیری یکی از اولویت‌های پژوهشی فراروی محققان بوده است. طبق دیدگاه اکسی، لئونگ و فنگ (۲۰۰۸) صحت انجام چنین مقایسه‌هایی و به‌تبع آن تعیین درستی استنتاج‌های مبتنی بر نتایج این مطالعات منوط بر آن است که ابزار سنجش از روایی بین‌گروهی برخوردار باشد.

---

1. study process questionnaire
2. learning process questionnaire
3. study approaches inventory

فقدان شواهد تجربی مکفی دربارهٔ آزمون هم‌ارزی جنسی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه در بین دانشجویان ایرانی باهدف پرهیز از تفاسیر مبهم دربارهٔ تفاوت‌های بین‌گروهی در فرایند سنجش رویکردهای یادگیری فراگیران، در تبیین ضرورت و اهمیت پژوهش حاضر قابل‌توجه می‌باشد. علاوه‌براین، براون (۲۰۰۶) تأکید می‌کند که نتایج مطالعات مربوط به تغییرناپذیری عاملی ابزارهای سنجش مشخص می‌سازد که آیا تفاوت بین‌گروهی، نتیجهٔ تفاوت در سازهٔ موردمطالعه در زیرگروه‌های مختلف است یا تمایز در ویژگی‌های روان‌سنجی گویه‌های مقیاس اندازه‌گیری. علاوه‌براین، هاتلر (۱۹۸۳) خاطرنشان ساخت که به‌منظور کسب اطمینان از روایی تطبیقی ابزارهای اندازه‌گیری در گروه‌های مختلف، آزمون تغییرناپذیری عاملی ضرورت دارد.

الگوی نظری زیربنایی SPQ

طبق دیدگاه بیگز (۱۹۹۹) رویکردهای یادگیری بر شیوهٔ ترجیحی مطالعه و برداشت فراگیران دربارهٔ یک موضوع درسی ویژه اطلاق می‌شود. طبق دیدگاه اینتویستل (۱۹۸۸) رویکردهای یادگیری به شیوه‌های عادتی برخورد با تکلیف مطالعه، چگونگی تطبیق با مطالبات تحصیلی و الگوی ارزیابی فراگیران از مطالبات موقعیتی اطلاق می‌شود. بیگز (۱۹۹۹) رویکردهای یادگیری فراگیران را با تأکید بر دو راهبرد کلیِ «عمیق » و «سطحی » از یکدیگر متمایز می‌کند. فراگیری که در مواجهه با مطالبات زندگی تحصیلی یک رویکرد عمیق را اتخاذ می‌کند همواره در صدد جستجوی معنای مطالب فراروی خویش می‌باشد و علاقه‌مند است که موضوعات درسی را با تجارب دیگر خویشتن مربوط سازد. در مقابل، رویکرد سطحی فقط بر حفظ محتوا دلالت دارد. به‌بیان‌دیگر، مطالعه نه باهدف فهمیدن، بلکه فقط برای آمادگی جهت حضور در امتحان انجام می‌شود (داف، بویلی، دانلیوی و فرگوسن، ۲۰۰۴). کمبر و همکاران (۲۰۰۴)

1. deep
2. surface

الگوی چندبُعدی مشتمل بر رویکردهای یادگیری عمیق و سطحی را توسعه دادند. در جدول ۱، طبق دیدگاه کمبر و همکاران (۲۰۰٤) ساختار عاملی سلسله‌مراتبی رویکردهای یادگیری عمیق و سطحی نمایش داده‌شده است. سطح فوقانی جدول ۱ مشتمل بر رویکردهای یادگیری عمیق و سطحی می‌باشند. در سطح بعدی، برای هر رویکرد دو مؤلفهٔ «انگیزه » و «راهبرد » از یکدیگر متمایز می‌شوند. درنهایت، در پایین-ترین سطح، انواع متفاوتِ انگیزش و راهبرد برای هر رویکرد مشخص می‌شود: «علاقهٔ درونی » و «تعهد نسبت به تکلیف » برای توصیف انگیزش درونی، «مرتبط ساختن ایده‌ها » و «فهمیدن » برای تعریف راهبرد عمیق، «ترس از شکست » و «هدف کسب مهارت » برای توصیف انگیزهٔ سطحی و «به حداقل رساندن حیطهٔ مطالعه » و «یادسپاری » برای تعریف راهبرد سطحی.

جدول ۱. ساختار عاملی سلسله‌مراتبی رویکردهای یادگیری طبق دیدگاه کمبر و همکاران (۲۰۰٤)

رویکرد عمیق				رویکرد سطحی			
انگیزهٔ عمیق		راهبرد عمیق		انگیزهٔ سطحی		راهبرد سطحی	
علاقهٔ درونی	تعهد نسبت به تکلیف	مرتبط ساختن ایده‌ها	فهمیدن	ترس از شکست	هدف کسب مهارت	به حداقل رساندن گسترهٔ مطالعه	یادسپاری

در تحقیقات زیادی بر روی نمونه‌های مختلف، ویژگی‌های فنی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه آزمون شده است (مطالعات کمبر و لئونگ، ۱۹۹۸؛ برنت و دارت، ۲۰۰۰؛ بیگز و همکاران، ۲۰۰۱؛ فُکس و همکاران، ۲۰۰۱؛ داف، ۲۰۰۲؛ کمبر و همکاران، ۲۰۰٤؛ جاستیسیا و همکاران، ۲۰۰۸). کمبر و لئونگ (۱۹۹۸) بر روی گروهی از دانشجویان

1. motive
2. strategy
3. intrinsic interest
4. commitment to work
5. relating ideas
6. understanding
7. fear of failure
8. aim of qualification
9. minimizing scope of study
10. memorization

هنگ‌کنگی ساختار عاملی نسخهٔ اصلی SPQ را با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مطالعه کردند. در مطالعهٔ کمبر و لئونگ (۱۹۹۸) نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که ساختار دوعاملی مشتمل بر رویکرد عمیق و رویکرد سطحی برازش خوبی با داده‌های مشاهده‌شده داشتند. در مطالعهٔ برنت و همکاران (۲۰۰۰) بر روی گروهی از دانشجویان استرالیایی، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از چرخش اوبلیمین نشان داد که موافق با الگوی نظری زیربنایی نسخهٔ اصلی SPQ، پرسشنامهٔ فرایند مطالعه از سه رویکرد عمیق، سطحی و پیشرفت‌مدار تشکیل‌شده است. بیگز و همکاران (۲۰۰۱) نسخهٔ دوعاملی تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه را مشتمل بر ۲۰ گویه ـ ۱۰ گویه برای سنجش رویکرد عمیق و ۱۰ گویه برای سنجش رویکرد سطحی ـ بر روی گروهی از دانشجویان هنگ‌کنگی توسعه دادند و ویژگی‌های فنی R-SPQ-2F را با استفاده از روش‌های همسانی درونی و تحلیل عاملی تأییدی بررسی کردند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که ساختار مکنونِ نسخهٔ دوعاملی تجدیدنظر شده در سطح سؤال و در سطح خرده‌مقیاس‌ها برازش خوبی با داده‌ها داشت. به‌بیان‌دیگر، برازش مطلوب ساختار دوعاملی بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مقیاس‌های رویکرد عمیق و سطحی از زیرمقیاس‌ها راهبرد و انگیزه تشکیل‌شده‌اند. در مطالعهٔ بیگز و همکاران (۲۰۰۱) ضرایب همسانی درونی برای زیرمقیاس‌های انگیزهٔ عمیق، راهبرد عمیق، انگیزهٔ سطحی و راهبرد سطحی به ترتیب برابر با ۰/۶۲، ۰/۶۳، ۰/۷۲ و ۰/۵۷ به‌دست آمد. در مطالعهٔ جاستیسیا و همکاران (۲۰۰۸) باهدف آزمون ساختار عاملی نسخهٔ دوعاملی تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه در سطح سؤال در بین‌گروهی از دانشجویان اسپانیایی، با استفاده از تحلیل عاملی

1. confirmatory factor analysis
2. exploratory factor analysis
3. oblique
4. achieving
5. The Revised Two Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F)
6. latent structure

تأییدی چهار الگو شامل الگوی عامل گروهی همراه با دو عامل هبسته ، الگوی مرتبهٔ دوم سلسله‌مراتبی همراه با چهار عامل مرتبهٔ اول و دو عامل مرتبهٔ دوم، الگوی فقط با یک عامل مرتبهٔ دوم و الگوی دوعاملی مرتبهٔ اول ساده آزمون شدند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که از بین چهار الگوی ساختاری پیش‌گفته، الگوی دوعاملی مرتبهٔ اول ساده با داده‌ها برازش بهتری داشت. درمجموع، نتایج مطالعهٔ جاستیسیا و همکاران (۲۰۰۸) نشان داد که ساختار زیربنایی نسخهٔ دوعاملی تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه، سلسله‌مراتبی نیست. بنابراین، بر اساس نتایج مطالعهٔ جاستیسیا و همکاران (۲۰۰۸)، ساختار زیربنایی R-SPQ-2F از طریق الگوی دوعاملی مرتبهٔ اولِ ساده که در آن رویکردهای یادگیری عمیق و سطحی هر یک به کمک ده گویه اندازه-گیری می‌شوند بهتر توصیف می‌گردد. در مطالعهٔ داف (۲۰۰۲) که باهدف آزمون تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ فهرست رویکردهای مطالعه در بین‌گروهی از دانشجویان انگلیسی انجام شد نتایج الگوهای تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی نشان داد که در دو جنس بین مدل‌های محدود و غیر محدود ازلحاظ بارهای عاملی، مقادیر واریانس‌های خطا و کواریانس‌های عاملی تفاوت معناداری وجود داشت. به‌بیان‌دیگر، فقدان هم‌ارزی عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ فهرست رویکردهای مطالعه نشان می‌دهد که در دو گروه سازه‌های RASI به‌طور متمایزی مشخص می-شوند. درنهایت، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی در مطالعهٔ صداقت، عابدین، حسن‌آبادی و حجازی (۱۳۸۹) ـ که باهدف آزمون ساختار عاملی مقیاس رویکردهای یادگیری (میلر و همکاران، ۱۹۹۹) در بین دانش‌آموزان پایهٔ سوم دبیرستان انجام شد ـ از ساختار چهار عاملی مقیاس رویکردهای یادگیری مشتمل بر اهداف یادگیری، اهداف عملکردی، اهداف آینده و ادراک از توانایی به‌طور تجربی حمایت کرد.

---

1. group factor model with two correlated factors
2. hierarchical second-order model with the four previous first-order factors
3. only one second-order factor model
4. simple two correlated factors model

با توجه به آنچه گفته شد فقر اطلاعاتی موجود دربارهٔ روایی عاملی و تغییرناپذیری روان‌سنجی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه در بین دانشجویان دختر و پسر ایرانی باهدف پرهیز از ارائه تفاسیر سودار دربارهٔ تفاوت‌های بین‌گروهی، در تبیین ضرورت انجام پژوهش حاضر از اهمیت بسیار زیادی برخوردار می‌باشد. بنابراین، مطالعهٔ حاضر درصدد است تا تغییرناپذیری عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه را به کمک تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی در تعدادی از دانشجویان دختر و پسر بیازماید.

روش

جامعه آماری این پژوهش را کلیه دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه پیام نور شهرستان بیجار تشکیل دادند. در این پژوهش ٤١٩ دانشجوی کارشناسی (٢١٤ پسر و ٢٠٥ دختر) با روش نمونه‌برداری چندمرحله‌ای انتخاب شدند. دامنه سنی دانشجویان پسر ١٨ تا ٢٨ سال با میانگین ٢٢/٣٠ سال و انحراف استاندارد ٢/٦٠ و دامنه سنی دانشجویان دختر ١٨ تا ٢٨ سال با میانگین ٢٢/١٣ و انحراف استاندارد ٢/١٧ بود.

ابزار سنجش: نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه (R-SPQ-2F، بیگز و همکاران، ٢٠٠١). بیگز و همکاران (٢٠٠١) نسخهٔ دوعاملی تجدیدنظر شده پرسشنامه فرایند مطالعه را باهدف استفاده معلمان برای ارزیابی رویکردهای یادگیری دانش‌آموزان توسعه دادند. نسخهٔ تجدیدنظر شده، دو عامل مکنون رویکردهای عمیق و سطحی را ـ که هر یک مشتمل بر دو وجه انگیزه و راهبرد می‌باشد ـ از طریق ٢٠ گویه اندازه‌گیری می‌کند. مشارکت‌کنندگان به هر گویه بر روی یک طیف پنج‌درجه‌ای از کاملاً مخالف =١، مخالف =٢، نظری ندارم =٣، موافق =٤ تا کاملاً موافق =٥ پاسخ می‌دهند. در نسخهٔ تجدیدنظر شده، گویه‌های ١، ٢، ٥، ٦، ٩، ١٠، ١٣، ١٤، ١٧، ١٨ مقیاس رویکرد عمیق و گویه‌های ٣، ٤، ٧، ٨، ١١، ١٢، ١٥، ١٦، ١٩، ٢٠ مقیاس رویکرد سطحی را می‌سنجند. در مقیاس رویکرد عمیق، گویه‌های ١، ٥، ٩، ١٣، ١٧ برای

سنجش مولفهٔ انگیزهٔ عمیق و گویه‌های ۲، ٦، ۱۰، ١٤، ۱۸ برای اندازه‌گیری راهبرد عمیق استفاده می‌شوند. در مقیاس رویکرد سطحی گویه‌های ۳، ۷، ۱۱، ۱۵، ۱۹ مولفهٔ انگیزه سطحی و گویه‌های ٤، ۸، ۱۲، ١٦، ۲۰ مولفهٔ راهبرد سطحی را اندازه‌گیری می‌کنند. در نمونه‌های مختلف ویژگی‌های فنی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ آزمون و تأییدشده‌اند (جاستیسیا و همکاران، ۲۰۰۸؛ بیگز و همکاران، ۲۰۰۱).

در این مطالعه، به‌منظور استفاده از نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه، نسخه انگلیسی آن برای نمونه دانشجویان ایرانی به زبان فارسی ترجمه شد. برای این منظور، باهدف حفظ هم‌ارزی زبانی و مفهومی، نسخه فارسی به کمک یک فرد دوزبانه دیگر به انگلیسی برگردانده شدند (مارسلا و لئونگ، ۱۹۹۵). در ادامه، دو مترجم درباره تفاوت موجود بین نسخه‌های انگلیسی بحث کردند و از طریق «فرایند مرور مکرر »[1] این تفاوت‌ها به حداقل ممکن کاهش یافت. بر این اساس، ترادف معنایی نسخه ترجمه‌شده با نسخه اصلی به‌دقت موردبررسی قرار گرفت. درنهایت، چند نفر از اعضای محترم هیئت‌علمی دانشگاه روایی محتوا و تطابق فرهنگی این مقیاس را مطالعه و تأیید کردند.

منطق تحلیل داده ها: مطالعهٔ حاضر توصیفی از نوع همبستگی است. به‌طورکلی، برای آزمون هم‌ارزی اندازه‌گیری در گروه‌ها یا موقعیت‌های مختلف، دو پارادایم روش‌شناختی متفاوت شامل نظریه سؤال ـ پاسخ[2] و الگوهای تحلیل عاملی تأییدی پیشنهادشده است (مید و لاتنچ‌لاگر، ۲۰۰٤؛ راجا، رافیت و بیرن، ۲۰۰۲). باوجوداینکه، در مباحثات اخیر، کاربرد هر دو روش پیشنهادشده است، هر روش موافقان و مخالفان خود را دارد (مید و دیگران، ۲۰۰٤). درروش مبتنی بر نظریه سؤال 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 مادّه

1. iterative review process
2. item response theory

است. علاوه‌براین، استفاده از تحلیل عاملی تأییدی امکان مقایسه گروه‌ها را از طریق یک تحلیل امکان‌پذیر می‌کند (مید و دیگران، ٢٠٠٤). بنابراین، در مطالعهٔ حاضر، همسو با پیشنهاد بیرن (٢٠٠٦)، به‌منظور آزمون تغییرناپذیری (هم‌ارزی) ساختار عاملی R-SPQ-2F در دانشجویان دختر و پسر از مجموعه‌ای از روش‌های تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. آزمون تغییرناپذیری ساختار عاملی در مواقعی که بیش از یک گروه وجود دارد مستلزم استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی است. روش تحلیل عاملی چندگروهی حالت بسط یافته تحلیل عاملی تک‌گروهی است که در آن تغییرناپذیری پارامترهای برآورد شدهٔ دو الگوی آشیانه‌ای مربوط به هر گروه آزمون می‌شود. از طریق استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی می‌توان به این سؤال پاسخ داد که آیا مؤلفه‌های مقیاس در سطوح عامل موردنظر به‌طور یکسان عمل می‌کنند یا خیر.

یک تفاوت عمده بین روش‌های تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل عاملی اکتشافی این است که در تحلیل عاملی تأییدی محقق می‌تواند از طریق تعیین الگوهای روابط، برازش ساختار عاملی موردنظر را با داده‌های مشاهده‌شده ازلحاظ آماری آزمون کند (انگ، هوان و برامان، ٢٠٠٧). در تحلیل عاملی تأییدی فرض می‌شود که نشانگرها یا متغیرهای مشاهده‌شده (مادّه‌ها) به‌طور خطی به یک یا بیشتر از یک سازه مکنون غیرقابل مشاهده مربوط می‌شوند (جورسکاگ و سوربوم، ١٩٩٣). یک الگوی اندازه‌گیری مشتمل بر برآورد بارهای عاملی، واریانس ـ کواریانس بین عامل‌های مکنون و خطاهای اندازه‌گیری است. در استفاده از برنامه‌های آماری مختلف به‌منظور انجام تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، پارامترهای معینی در الگو ثابت فرض شده و از این طریق الگو در معرض برخی محدودیت‌ها قرار می‌گیرد. درمجموع، در پژوهش حاضر، توالی محدودیت‌های پیشنهادی به‌صورت تغییرناپذیری بارهای عاملی و تساوی واریانس ـ کواریانس بین عامل‌های مکنون است (ریگوتی، اسچینس و ماهر، ٢٠٠٨).

ملاک‌های محققان مختلف برای تغییرناپذیری اندازه‌گیری با یکدیگر متفاوت‌اند. برخی از محققان خاطرنشان ساخته‌اند که ملاک بارهای عاملی مکفی است (راجا و دیگران، ۲۰۰۲). تعدادی از محققان نیز بر پارامتر خطاهای اندازه‌گیری تغییرناپذیر (بیرن و واتکینز، ۲۰۰۳) و برخی دیگر بر هم‌ترازی واریانس-کواریانس بین عامل‌های مکنون تأکید کرده‌اند (چان، ۲۰۰۰). در مطالعهٔ حاضر، الگوهای تحلیل عاملی تأییدی از طریق ماتریس کواریانس ـ به‌مثابه درون‌داد برای دو جنس بررسی شد. برای دو جنس، هم‌ترازی یا نا هم‌ترازی باقیمانده‌های اندازه‌گیری ، کواریانس‌های ساختاری و وزن‌های اندازه‌گیری آزمون شد.

در این مطالعه، نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه به‌طور گروهی، در کلاس‌های درس، در اختیار دانشجویان دختر و پسر قرار گرفت. با توجه به تعداد گویه‌های R-SPQ-2F، مدت‌زمان پاسخ به سؤال‌های مقیاس ۱۵-۱۰ دقیقه پیش‌بینی شد. درنهایت، پس از گردآوری داده‌ها و ورود آنها به رایانه، تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای آماری SPSS و AMOS، انجام شد.

یافته‌ها

جدول ۲ اندازه‌های توصیفی میانگین و انحراف استاندارد سؤال‌های R-SPQ-2F را در دانشجویان دختر و پسر نشان می‌دهد.

جدول ۲ . میانگین و انحراف استاندارد گویه‌های R-SPQ-2F در دانشجویان دختر و پسر

R-SPQ-2Fگویه های	پسر		دختر	
	M	**SD**	**M**	SD
۱- گاهی اوقات مطالعه برایم بااحساس رضایت عمیق فردی همراه است.	٤/۰۹	۰/۹۸	٤/۳٦	۰/۷۲

1. measurement residuals
2. structural covariances
3. measurement weights

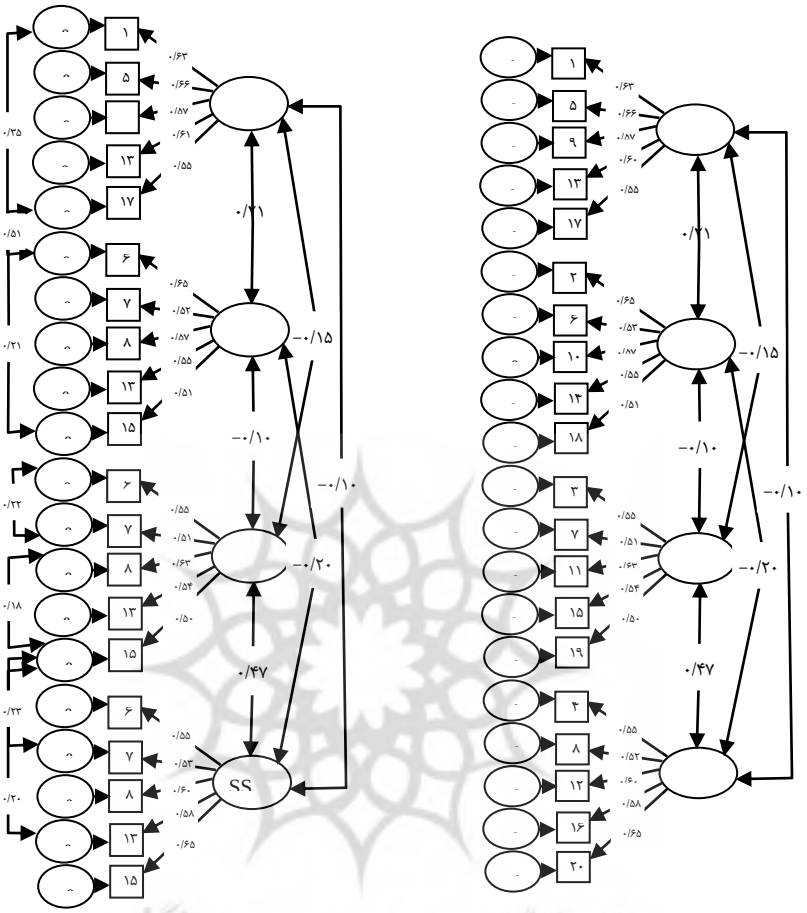
۲- درصورتی‌که به اندازهٔ کافی بر روی موضوعی کارکنم به‌طوری‌که بتوانم نتیجه‌گیری‌های فردی خود را ارائه نمایم احساس رضایت خاطر می‌کنم.	۴/۰۶	۰/۸۲	۴/۱۴	۰/۷۴
۳- هدفم آن است که با حداقل کار ممکن واحدهای درسی را بگذرانم.	۲/۶۷	۱/۲۲	۲/۱۸	۱/۰۶
۴- فقط موضوعی را به‌طورجدی مطالعه می‌کنم که در کلاس و یا در سرفصل واحد درسی ارائه می‌شود.	۲/۷۹	۱/۲۳	۲/۶۲	۱/۲۲
۵- احساس می‌کنم هر موضوعی را که برای مطالعه برمی‌گزینم، می‌تواند بسیار جالب باشد.	۳/۵۹	۰/۹۴	۳/۷۱	۱/۰۱
۶- اکثر موضوعات جدید را دلچسب می‌یابم و می‌کوشم با صرف وقت اضافی، اطلاعات بیشتری در مورد آنها کسب کنم.	۳/۴۸	۰/۹۳	۳/۵۱	۰/۹۸
۷- وقتی درسم را جالب‌توجه تشخیص نمی‌دهم، برای آن تلاش نمی‌کنم.	۲/۵۸	۱/۰۷	۲/۳۵	۰/۹۹
۸- برخی موضوعات را به‌صورت طوطی‌وار می‌آموزم یعنی؛ آن‌قدر آن موضوعات را مرور می‌کنم تا بتوانم آنها را حفظ کنم، حتی اگر آنها را درک نکرده باشم.	۲/۸۴	۱/۱۷	۲/۶۵	۱/۲۸
۹- احساس می‌کنم که گاهی مطالعه مطالب درسی می‌تواند به‌اندازه یک رُمان یا فیلم خوب، هیجان‌انگیز باشد.	۳/۶۴	۱/۰۷	۳/۸۵	۱
۱۰- خودم را از طریق موضوعات مهم آزمایش می‌کنم تا زمانی که آنها را به‌طور کامل بفهمم.	۳/۷۴	۰/۸۵	۳/۷۱	۰/۸۷
۱۱- فکر می‌کنم می‌توانم اکثر آزمون‌ها را با حفظ کردن بخش‌های مهم از سر بگذرانم بدون اینکه سعی کنم آنها را بفهمم.	۲/۶۹	۱/۰۲	۲/۴۷	۱/۱۱
۱۲- معمولاً دربارهٔ موضوعاتی مطالعه می‌کنم که به‌طور مخصوص تعیین‌شده است، زیرا فکر می‌کنم انجام دادن هر کار اضافه‌ای، غیرضروری است.	۲/۹۵	۱/۰۷	۲/۴۵	۱/۰۵
۱۳- به‌طورجدی مطالعه می‌کنم، زیرا مطلب را جالب‌توجه می‌دانم.	۳/۵۰	۰/۹۷	۳/۶۲	۰/۸۶
۱۴- مقدار زیادی از اوقات فراغتم را برای فهمیدن هر چه بیشتر موضوعات جالب توجه‌ای صرف می‌کنم که در کلاس‌های مختلف موردبحث قرارگرفته‌اند.	۳/۱۸	۱/۰۲	۳/۲۸	۰/۹۸
۱۵- فکر می‌کنم که مطالعهٔ عمیق موضوعات غیرضروری است زیرا این کار باعث گیج شدن و هدر رفتن زمان می‌شود و آنچه	۲/۳۳	۱/۰۱	۲/۰۵	۰/۸۹

نیاز دارید فقط یک آشنایی مختصر با مطالب می‌باشد.				
۱۶- عقیده دارم که استادان نباید از دانشجویان انتظار داشته باشند، مقدار زیادی از وقت خود را برای مطالعه مطالبی صرف کنند که همه می‌دانند در امتحان نخواهد آمد.	۲/۹۸	۱/۱۷	۲/۷۶	۱/۱۵
۱۷- در اکثر کلاس‌ها با سؤالاتی که در ذهنم دارم وارد کلاس می‌شوم و می‌خواهم پاسخ داده شوند.	۳/۲۶	۰/۹۸	۳/۳۴	۰/۹۱
۱۸- همیشه به اکثر مطالب پیشنهادی برای خواندن که با سخنرانی‌های کلاسی مرتبط هستند، نگاهی می‌اندازم.	۳/۲۹	۰/۹۵	۳/۱۸	۰/۹۶
۱۹- هیچ فایده‌ای برای یادگیری مطالبی که در امتحان نخواهد آمد نمی‌بینم.	۲/۳۵	۰/۹۸	۲/۳۶	۱/۰۴
۲۰- فکر می‌کنم بهترین راه برای قبول شدن در امتحانات این است که سعی کنم پاسخ سؤالاتی را که احتمال می‌دهم در امتحان خواهند آمد، به خاطر بسپارم.	۳/۷۵	۱/۱۸	**۲/۹۷**	۱/۲۸

در این بخش، قبل از تحلیل عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ دوعاملی پرسشنامهٔ فرایند مطالعه در هر یک از دو جنس، ابتدا، روایی عاملی R-SPQ-2F از طریق تحلیل عامل تأییدی بر روی تمامی دانشجویان دختر و پسر آزمون شد (شکل ۱). به‌بیان‌دیگر، ساختار مکنون R-SPQ-2F در سطح سؤال برای کل دانشجویان به‌عنوان الگوی پایه‌ای، وارسی اعتبار شد. در این مرحله، همسو با نتایج مطالعات بیگز و همکاران (۲۰۰۱) و جاستیسیا و همکاران (۲۰۰۸) یافته‌های تحلیل عاملی تأییدی در کل نمونه از ساختار چهار عاملی R-SPQ-2F در سطح سؤال به‌طور تجربی حمایت کرد. نتایج مربوط به شاخص‌های برازش ساختار چهار عاملی R-SPQ-2F در سطح سؤال در کل نمونه برای هر یک از شاخص‌های پیشنهادی هو و بنتلر (۱۹۹۹) شامل شاخص مجذور خی (^{2})، درجهٔ‌آزادی، شاخص مجذور خی بر درجه آزادی (^{2}/df)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش انطباقی (AGFI) و خطای ریشه مجذور میانگین تقریب (RMSEA) به ترتیب برابر با ۴۵۵/۱۸، ۱۶۷، ۲/۷۳، ۰/۸۴، ۰/۹۰، ۰/۸۸ و ۰/۰۶ به‌دست آمد.

بر اساس منطق پیشنهادی هو و بنتلر (۱۹۹۹) برای تعیین برازش الگو با داده‌ها بر اساس شاخص‌های پیش‌گفته، ارزش عددی بالاتر از ۲ برای شاخص مجذور خی بر درجه آزادی ($df/^{2}$)، ارزش عددی بالاتر از ۰/۰۶ برای شاخص خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMSEA) و ارزش عددی کمتر از ۰/۹۰ برای شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI) و شاخص برازش تطبیقی (CFI)، باهدف کمک به بهبود برازندگی الگو، ضرورت اصلاح الگو را نشان می‌دهد.

آزمون برازندگی الگو با داده‌ها با استفاده از انتخاب اصلاح الگو نشان داد که با ایجاد کواریانس بین مقادیر خطای نشانگرهای (اول و پنجم)، (پنجم و ششم)، (ششم و دهم)، (یازدهم و دوازدهم)، (سیزدهم و پانزدهم)، (پانزدهم و هفدهم) و (پانزدهم و نوزدهم) پس از کاهش هفت واحد در درجه آزادی الگوی اصلاح‌شده، مقدار ۱۱۱/۴۲ واحد از ارزش عددی مقدار خی دو در این الگو کم شد. شکل ۲ ساختار مکنون R-SPQ-2F در سطح سؤال را برای کل دانشجویان پس از ایجاد کواریانس بین مقادیر خطای نشانگرهای پیش‌گفته را نشان می‌دهد. برای الگوی اصلاح‌شده، مقادیر شاخص‌های نیکویی برازش شامل شاخص مجذور خی (^{2})، شاخص مجذور خی بر درجه آزادی ($df/^{2}$)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش انطباقی (AGFI) و خطای ریشه مجذور میانگین تقریب (RMSEA) به ترتیب برابر با ۳۴۳/۷۶، ۲/۱۳، ۰/۹۱، ۰/۹۲، ۰/۹۱ و ۰/۰۵ به‌دست آمد. ارزش عددی مقادیر شاخص‌های نیکویی برازش برای الگوی کلی اصلاح‌شده، برازش مطلوب الگوی مفروض چهار عاملی R-SPQ-2F را با داده‌ها نشان می‌دهد.



شکل ۱. ساختار چهار عاملی R-SPQ-2F قبل از اصلاح الگو در کل نمونه شکل ۲. ساختار چهار عاملی R-SPQ-2F بعد از اصلاح الگو در کل نمونه

در ادامه، به‌منظور تحلیل تغییرناپذیری عاملی ساختار چهار عـاملی R-SPQ-2F، ابتـدا، یک الگوی اندازه‌گیری پایه بدون محدودیت‌های تساوی در دو جـنس ایجـاد و آزمـون شد. سپس، تغییرناپذیری اندازه‌گیری در دو جنس در سه مرحله آزمون شـد. در مرحلـهٔ اول، دریکی از طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، دو جنس از طریـق تسـاوی در تمامی باقیمانده‌های اندازه‌گیری، محدود شدند. بـرازش ایـن الگـوی تحلیـل عـاملی چندگروهی خوب بود (جدول ۳). در جدول ۳، مقدار ۲ ـ که باهدف آزمون تفاوت

بین مقادیر مقدار ۲ بین الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه‌شده ـ نشان می‌دهد که دو جنس ازنظر باقیمانده‌های اندازه‌گیری با یکدیگر مساوی بودند [۵٤/۹۸, p= ۰/۲۱ =(٤۹) ^{۲}]. در مرحلهٔ دوم، دو جنس از طریق ایجاد تساوی در کواریانس‌های ساختاری محدود شدند. در جدول ۳، مقدار ۲ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت کواریانس‌های ساختاری در دو جنس مساوی بودند [۰/۸۵ =p,۱٦/۰۷ =(۲۳) ^{۲}]. درنهایت، در مرحلهٔ سوم، دو جنس از طریق تساوی در وزن‌های اندازه‌گیری محدود شدند. در جدول ۳، مقدار ۲ نشان می‌دهد که در الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت وزن‌های اندازه‌گیری در دو جنس مساوی بودند [۰/۷۱ =p,۱۲/٤٥ =(۱٦) ^{۲}].

جدول ۳. نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی R-SPQ-2F در دو جنس

الگو	$\chi^{۲}$	df	$\chi^{۲}$/df	CFI	GFI	AGFI	RMSEA
الگوی بدون محدودیت	٥٥٦/۲٤	۳۲۲	۱/۷۲	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۰٤۹
الگوی با محدودیت در باقیمانده‌های اندازه‌گیری	٦۱۱/۲۲	۳۷۱	۱/٦۸	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۰٤۲
الگوی با محدودیت در کواریانس‌های ساختاری	٥۷۲/۷۱	۳٤٥	۱/٦٦	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۰٤۲
الگوی با محدودیت در وزن‌های اندازه‌گیری	٥٦۸/٦۹	۳۳۸	۱/٦۸	۰/۹۳	۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۰٤۰

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعهٔ حاضر باهدف آزمون تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامه فرایند مطالعه در بین‌گروهی از دانشجویان ایرانی انجام شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که در بین کل نمونهٔ دانشجویان ایرانی همسو با یافته‌های مطالعات بیگز و همکاران (۲۰۰۱) و جاستیسیا و همکاران (۲۰۰۸) الگوی چهار عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شده پرسشنامهٔ فرایند مطالعه با داده‌ها برازش قابل قبولی داشت. علاوه‌براین، نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی ـ که باهدف آزمون هم‌ارزی جنسی

ساختار عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامه فرایند مطالعه انجام شد ـ از مشخصهٔ تغییرناپذیری عاملی در دو جنس، شامل تغییرناپذیری باقیمانده‌های اندازه‌گیری، کواریانس‌های ساختاری و وزن‌های اندازه‌گیری به‌طور تجربی حمایت کردند. به‌بیان‌دیگر، الگوی اندازه‌گیری چهار عاملی R-SPQ-2F توصیف قابل قبولی از داده‌ها برای دو جنس ارائه کرد. یافته‌ها نشان داد که R-SPQ-2F در دو جنس ترکیب متشابهی دارد یعنی؛ بُعدپذیری R-SPQ-2F در دو جنس یکسان بود. طرق مختلف ایجاد محدودیت در الگوی اندازه‌گیری R-SPQ-2F از طریق تساوی در باقیمانده‌های اندازه‌گیری، کواریانس‌های ساختاری و وزن‌های اندازه‌گیری در دو جنس توصیف قابل قبولی از داده‌ها ارائه کرد. نتایج پژوهش حاضر دربارهٔ هم‌ارزی الگوی اندازه‌گیری R-SPQ-2F در دانشجویان دختر و پسر، نشان‌دهندهٔ آن است که ساختار زیربنایی اصلی و سازوکارهای علّی نظری تبیین کنندهٔ الگوی رویکردهای یادگیری در موقعیت‌های تحصیلی در دو جنس، از اصول کلی متشابهی پیروی می‌کند. به‌بیان‌دیگر، نتایج پژوهش حاضر تأکید می‌کند که ازلحاظ ساختاری، الگوی نظری زیربنایی R-SPQ-2F از توان لازم برای توصیف و تبیین چگونگی پاسخ به مطالبات تحصیلی در دانشجویان دختر و پسر برخوردار است. بر این اساس، نتایج مطالعهٔ حاضر حداقل به دو دلیل نشان می‌دهد که R-SPQ-2F از مشخصه‌های روان‌سنجی دقیقی برخوردار است. *اول*، کارکردهای هر گویه و کل مقیاس در دو جنس هم‌ارز بودند. در هر مطالعه‌ای با استفاده از R-SPQ-2F برای ترکیب پاسخ‌های دو جنس دستیابی به این یافتهٔ به مثابهٔ یک پیشنیاز ضروری تلقی می‌شود. *دوم*، بارهای عاملی و ضرایب آلفای کرونباخ قابل‌قبول بودند.

همچنین، هم‌ارزی جنسی ساختار عاملی R-SPQ-2F از قابلیت تعمیم‌پذیری منطق نظری زیربنایی نسخهٔ تجدیدنظر شده پرسشنامهٔ فرایند مطالعه (بیگز و همکاران، ۲۰۰۱) در دو جنس به‌طور تجربی حمایت می‌کند. بنابراین، طبق دیدگاه رنسولد و چانگ (۱۹۹۸)، تغییرناپذیری بین‌گروهی ابزارهای سنجش برای مثال R-SPQ-2F،

یک منبع معنادار داده دربارهٔ فقدان تفاوت بین‌گروهی فراهم می‌آورد. علاوه‌براین، میلیس، شولین و مک‌گی (۱۹۹۹) تأکید کردند که هم‌ارزی ابزار اندازه‌گیری در گروه-های مختلف نشان می‌دهد که زبان مورداستفاده در گویه‌ها یا ارزش‌ها و انتظارات مفروض در گویه‌ها در زیرگروه‌های مختلف به‌طور قابل‌اطمینانی به‌کاررفته است. بر این اساس، تشابه در الگوی پاسخ‌دهی، استلزاماتی نظری و عملی به همراه دارد. از یک‌سو، محققان به اندیشیدن دربارهٔ اندازه‌های ناوابسته به توانایی در پیش‌بینی نشانگر کمی کیفیت زندگی تحصیلی در گروه‌های مختلف ترغیب می‌شوند. از سوی دیگر، دستیابی به چنین تشابهاتی محققان را نسبت به‌تناسب ترکیب یا مقایسهٔ نمره‌ها در زیرگروه‌های مختلف آگاه می‌سازد.

باوجودآنکه، نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تأییدی، الگوی چهار عاملی نسخهٔ مشتمل بر ۲۰ گویه پرسشنامهٔ فرایند مطالعه را تأیید کردند، یافته‌های پژوهش حاضر نشان دادند که در نمونهٔ منتخب، اعمال برخی اصلاحات، سطح برازندگی الگوی مفروض با داده‌ها را بهبود بخشید. بر این اساس، در مطالعهٔ حاضر، از طریق ایجاد کواریانس بین باقیمانده‌های خطا برای برخی گویه‌ها در مقیاس‌های چهارگانه، شاخص‌های نیکویی برازش در کل نمونه دانشجویان دختر و پسر بهبود یافتند. کواریانس بین باقیمانده‌های خطا به‌طور تجربی نشان می‌دهد که همپوشانی بین هر زوج گویه در پاسخ‌دهی، از توان تبیینی عوامل زیربنایی چهارگانهٔ انگیزهٔ عمیق، راهبرد عمیق، انگیزه سطحی و راهبرد سطحی فراتر است.

باوجودآنکه در مطالعهٔ حاضر یافته‌های تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی بر تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی نسخهٔ تجدیدنظر شدهٔ پرسشنامهٔ فرایند مطالعه تأکید کردند، توجه به این موضوع که آیا سازه‌های مورداندازه‌گیری از طریق R-SPQ-2F به مقدار کافی نسبت به اندازه‌گیری تفاوت‌های جنسی حساس هستند یا خیر از اهمیت

1. appropriateness

زیادی برخوردار می‌باشد. داف (۲۰۰۲) تأکید می‌کند که ثبات در الگوی تفاوت‌های جنسی با استفاده از ابزارهای مطالعهٔ خودگزارش‌دهی مستلزم به‌کارگیری مقیاس‌هایی است که ابعاد عاطفی مطالعه در برابر ابعاد شناختی را اندازه‌گیری می‌کنند. استونی (۱۹۹٤) و سیورینس و تندام (۱۹۹۸) دریافتند اگرچه برخی کیفیت‌های روان‌شناختی از توان لازم برای متمایزسازی دو جنس برخوردارند، اما ابزارهای سنجی مورداستفاده در قلمرو مطالعاتی جنسیت و یادگیری از شمول این سازه‌ها بازمانده‌اند. داف (۲۰۰۲) خاطرنشان می‌سازد که یکی از این ویژگی‌ها آن است که برای زنان در مقایسه با مردان، تعامل در فرایند یادگیری از اهمیت بیشتری برخوردار می‌باشد. به‌طور مشابه، برای زنان در مقایسه با مردان، ارتباط بین موضوع درسی و تجربهٔ فردی ارجحیت دارد. این در حالی است که محتوای فکری منتخب برای گویه‌های R-SPQ-2F فرصت شمول ویژگی‌های پیش‌گفته را ندارد. بنابراین، بسط دانش نظری در قلمرو مطالعاتی جنسیت و یادگیری مستلزم آن است که محققان علاقه‌مند به موضوع پژوهشی تفاوت‌های جنسیتی در رویکردهای یادگیری بستر را برای شمول سازه‌های وابسته به جنس در این قلمرو مطالعاتی فراهم آورند.

ازلحاظ کاربردی، یافته‌های مطالعهٔ حاضر ضرورت انکارناپذیر شناسایی عوامل اثرگذار بر شکل‌گیری یادگیری عمیق در موقعیت‌های تحصیلی را بیش‌ازپیش مورد تأکید قرار می‌دهد. به‌بیان‌دیگر، در مسیر تحقق بخشیدن به ایده یادگیری عمیق، پدیدایی روش‌های یادگیری خودجهت‌دهنده و منعطف و بهبود الگوی تعاملات بین معلمان و فراگیران یک ضرورت گریزناپذیر تلقی می‌شود (سیفرت، ۲۰۰۲).

یافته‌های پژوهش حاضر باید در بافت محدودیت‌های آن تفسیر و تعمیم داده شود. نخست آنکه، این مطالعه نیز مانند بسیاری از مطالعات دیگر به دلیل استفاده از ابزارهای خودگزارش‌دهی به‌جای مطالعه رفتار واقعی ممکن است

1. self-directed
2. flexible

مشارکت‌کنندگان را در پاسخ به مادّه‌ها به استفاده از شیوه‌های مبتنی بر کسب تأیید اجتماعی و اجتناب از بدنامی مربوط به عدم‌کفایت فردی ترغیب کند. به‌بیان‌دیگر، به‌منظور تأیید مقیاس‌های خودگزارش‌دهی از مشاهده رفتاری و شاخص‌های بالینی استفاده نشد. دوم، در تحلیل روان‌سنجی R-SPQ-2F محققان فقط بر اندازه‌های روایی عاملی و روایی بین‌گروهی تمرکز کرده‌اند. بنابراین، در مطالعات بعدی گزارش نتایج حاصل از روش‌های دیگر مانند روایی پیش‌بین و روایی همزمان ضرورت دارند.

درمجموع، نتایج پژوهش حاضر، شواهد تجربی جدیدی را دربارهٔ ساختار عاملی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری R-SPQ-2F به همراه داشت. به‌بیان‌دیگر، نتایج پژوهش حاضر از طریق تأکید بر تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی R-SPQ-2F نشان داد که منطق نظری زیربنایی نسخهٔ تجدیدنظر شده پرسشنامهٔ فرایند مطالعه با تمرکز بر چهار عامل انگیزش عمیق، رهبرد عمیق، انگیزش سطحی و راهبرد سطحی برای دانشجویان دختر و پسر قابل‌استفاده است. علاوه‌براین، نتایج مطالعهٔ حاضر دربارهٔ تغییرناپذیری جنسی ساختار عاملی R-SPQ-2F به دلیل تأکید بر تشابه الگوی ترجیحی پاسخ به مطالبات تحصیلی در دو جنس، در بافت مطالعاتی یادگیری و جنسیت، «مکمل» و «بسط دهنده» تلقی می‌شود. یافته‌های اخیر شواهد تجربی تازه‌ای درباره ویژگی‌های روان‌سنجی R-SPQ-2F در بین دانشجویان دختر و پسر فراهم آورند.

پرتال جامع علوم انسانی

منابع

صداقت، م. عابدین، ع. ر.، حسن‌آبادی، ح. ر. و حجازی، ا. (۱۳۸۹). ساختار عاملی مقیاس رویکردهای یادگیری در دانش‌آموزان ایرانی. *فصلنامه روان‌شناسی کاربردی*، سال ٤، شمارهٔ ۱۵، ٤۰-۲٤.

Ang, R. P., Huan, V. S., & Braman, R. (2007). Factorial structure and invariance of the academic expectations stress inventory across Hispanic and Chinese adolescent samples. *Child Psychiatry & Human Development*, *8*, 73-87.

Appelhans, B. M., & Schmeck, R. R. (2002). Learning styles and approach versus avoidant coping during academic exam preparation. *College Student Journal*, 36(1), 157˚160.

Biggs, J. B. (1999). *Teaching for quality learning at university.* Buckingham: The Open University Press.

Biggs, J., Kember, D., & Leung, D. Y. P. (2001). The revised two-factor study process questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 133˚149.

Brown, T. (2006). CFA with equality constraints, multiple groups, and mean structures. In: T. Brown (Ed.), Confirmatory factor analysis for applied research (pp.236˚319). New York, NY: Guildford Press.

Burnett, P., & Dart, B. (2000). The study process questionnaire: A construct validation study. *Assessment and Evaluation in Higher Education*, 25 (1), 93-99.

Byrne, B. M. (2006). *Structural equation 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.

Cornford, I. R. (2002). Learning-to-learn strategies as a basis for effective lifelong learning. *International Journal of Lifelong Education*, 21(4), 357˚368.

Dresel, M., & Haugwitz, M. (2005). The relationship between cognitive abilities and self-regulated learning evidence for interactions with academic self-concept and gender. *High Ability Studies*, 16(2), 201˚ 218.

Duff, A. (2002). Approaches to learning: factor invariance across gender. *Personality and Individual Differences*, 33, 997˚ 1010.

Duff, A., Boyle, E., Dunleavy, K., & Ferguson, J. (2004). The relationship between personality, approach to learning and academic performance. *Personality and Individual Differences*, 36, 1907˚ 1920.

Entwistle, N. J. (1988). Motivational factors in students' approaches to learning. In R. R. Schmeck (Ed.), Learning strategies and learning styles (pp. 21˚ 25). New York: Plenum.

Entwistle, N. J., & McCune, V. (2004). The conceptual bases of study strategy inventories. *Educational Psychology Review*, 16(4), 325˚ 345.

Finsterwald, M., Wagner, P., Schober, B., Lüftenegger, M., & Spiel, C. (2013). Fostering lifelong learning - Evaluation of a teacher education program for professional teachers. *Teaching and Teacher Education*, 29, 144-155.

Fox, R. A., McManus, I. C., & Winder, B. C. (2001). The shortened study process questionnaire: An investigation of its structure and longitudinal stability using confirmatory factor analysis. *British Journal of Educational Psychology*, 71, 511-530.

Honigfeld, A., & Dunn, R. (2003). High school male and female learning-style similarities and differences in diverse nations. *Journal of Educational Research*, 96(4), 195˚ 206.

Hammouri, H. (2003). An investigation of undergraduates transformational problem solving strategies: Cognitive/metacognitive processes as predictors of holistic/analytic strategies. *Assessment and Evaluation in Higher Education*, 28(6), 571˚ 586.

Hoelter, J. W. (1983). Factorial invariance and self esteem reassessing race and sex differences. *Social Forces*, 61 (3), 834-846.

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

Isman, C. A., & Gundogan, N. U. (2009). The influence of digit ratio on the gender difference in learning style preferences. *Personality and Individual Differences*, 46, 424˚ 427.

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

Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., Bberben, A. B. G., & Fuente, J. D. L. (2008). The revised two-factor study process questionnaire (R-SPQ-2F): Exploratory and confirmatory factor analyses at item level. *European Journal of Psychology of Education*, 3, 355-372.

Kember, D., Biggs, J., & Leung, D. Y. P. (2004). Examining the multidimensionality of approaches to learning through the development of a revised version of the Learning Process Questionnaire. *British Journal of Educational Psychology*, 74, 261-280.

Kember, D. & Leung, D.Y.P. (1998). The dimensionality of approaches to learning: an investigation with confirmatory factor analysis on the structure of the SPQ and LPQ. *British Journal of Educational Psychology, 68,* 395-407.

Kesici, S., Sahin, I., & Akturk, A. O. (2009). Analysis of cognitive learning strategies and computer attitudes, according to college students gender and locus of control. *Computers in Human Behavior,* 25, 529˚ 534.

Marsella, A. J. & Leong, F. T. L. (1995). Cross-cultural issues in personality and career assessment. *Journal of Career Assessment,* 3, 202˚218.

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.

Miles, J. N. V., Shevlin, M., & McGhee, P. (1999). Gender differences in the reliability of the EPQ? A bootstrapping approach. *British Journal of Psychology,* 90, 145-154.

Muis, K. R., Winne, P. H., & Jamieson-Noel, D. (2007). Using a multitrait-ultimethod analysis to examine conceptual similarities of three self-regulated learning inventories. *British Journal of Educational Psychology*, 77, 177˚195.

Muller, F. H., & Louw, J. (2004). Learning environment, motivation and interest: Perspectives on self-determination theory. *South African Journal of Psychology*, 34(2), 169˚190.

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.

Rensvold, R. B., & Cheung, G. W. (1998). Testing measurement models for factorial invariance: a systematic approach. Educational and Psychological Measurement, 58, 1017-1034.

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

Rosander, P., & Bäckström, M. (2012). The unique contribution of learning approaches to academic performance, after controlling for IQ and personality: Are there gender differences? Learning and Individual Differences, 22, 820˚826.

Ross, M. E., Salisbury-Glennon, J. D., Guarino, A., Reed, C. J., & Marshall, M. (2003). Situated self-regulation: Modeling the interrelationships among instruction, assessment, learning strategies and academic performance. *Educational Research and Evaluation*, 9(2), 189˚209.

Sax, L. J. (2008). The gender gap in college: Maximizing the developmental potential of women and men. San Francisco: Jossey-Bass.

Severiens, S. E., & ten Dam, G. T. M. (1994). Gender differences in learning styles: a narrative review and quantitative meta-analysis. Higher Education, 27, 647˚682.

Taraban, R., Kerr, M., & Rynearson, K. (2004). Analytic and pragmatic factors in college students metacognitive reading strategies. *Reading Psychology*, 25, 67˚81.

Wang, D. (2005). Students learning and locus of control in web-supplemental instruction. *Innovative Higher Education*, 30(1), 67˚82.

Xie, D., Leong, F. T. L., & Feng, S. (2008). Culture-specific personality correlates of anxiety among Chinese and Caucasian college students. *Asian Journal of Social Psychology*, 11, 163˚174.

Yip, M. C. W., & Chung, O. L. L. (2005). Relationship of study strategies and academic performance in different learning phases of higher education in Hong Kong. *Educational Research and Evaluation*, 11(1), 61˚70.

Yong-Chil, Y. (2005˚2006). Effects of embedded strategies on promoting the use of self-regulated learning strategies in an online learning environment. *Journal of Educational Technology Systems*, 34(3), 257˚269.