

نظریه عدم تعادل تلاش-پاداش و اندازه گیری استرس در بافت تحصیلی: ساخت و روایت نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S)

منا لرکی^۱، مجید غفاری^{۲*}، فرشته باعزت^۳

چکیده

مقدمه: تاکنون به طور خاص به تأثیرات استرس‌زای ادراک دانشجو از عدم تعادل تلاش-پاداش در بافت تحصیل، توجه نشده است. هدف پژوهش حاضر ساخت و بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S) بود.

روش بررسی: نمونه‌ای شامل سیصد و هفتاد نفر دانشجوی دختر در دامنه سنی ۱۹ تا ۳۵ سال ($21/37 \pm 1/91$) از طریق روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای از دانشگاه مازندران انتخاب شدند و نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S)، نسخه دانشجویی سیاهه فرسودگی تحصیلی اولدنبرگ (OLBI-S) و مقیاس عدالت آموزشی را تکمیل کردند.

نتایج: یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) روی انبار اولیه سوالات، پنج عامل تلاش، عزت، امنیت، ارتقاء و فراتجه‌هد (در مجموع ۲۹ گویه) را برای نسخه دانشجویی ERIQ-S نشان داد که ۶۰/۷۹٪ این سازه عدم تعادل تلاش-پاداش را تبیین نمود. یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی تأییدی (CFA) نشان داد که الگوی ERIQ-S برازش مناسبی با داده‌ها داشتند. روایی سازه‌ی ERIQ-S از طریق محاسبه ضرایب همبستگی بین زیرمقیاس‌ها و نمره کل آن نیز مورد تأیید قرار گرفت. روایی همگرا و واگرای ERIQ-S از طریق بررسی ضرایب همبستگی نمرات حاصل از آن با نمرات فرسودگی تحصیلی، عدالت آموزشی و بی‌عدالتی آموزشی در نمونه‌ای یکصد نفری و جدا از نمونه‌ی اصلی پژوهش بررسی شد و نتایج، مطابق انتظار و معنی‌دار بود. همسانی درونی به دست آمده قابل قبول بود (آلفای کرونباخ = ۰/۸۸ تا ۰/۷۰). اعتبار بازآزمایی ERIQ-S، ۰/۸۳ به دست آمد.

نتیجه‌گیری: می‌توان گفت ERIQ-S واحد ویژگی‌های روانسنجی مناسبی است.

واژه‌های کلیدی: نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش، روانسنجی، اعتبار، روایی

^۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روانشناسی تربیتی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

^۲. استادیار گروه روانشناسی دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

^۳. دانشیار گروه روانشناسی دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

* (نویسنده مسئول): شماره تماس: ۰۹۱۱۲۵۱۴۸۹۰؛ پست الکترونیک: m.qaffari@umz.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۳/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۱۵

مقدمه

امتحانات، کار کردن روی مقالات) و/یا کمی (برای نمونه، محدودیت فرجه‌ها و ضرب العجل‌ها) مواجه باشند که متابع انرژی آنها را تقلیل می‌دهد و منجر به خستگی می‌گردد. به طور مشابه، فقدان منابع ابزاری (برای نمونه، مهار) یا اجتماعی-هیجانی (برای نمونه، دریافت حمایت و احترام و فرصت ارتقاء از سوی استادی و سایر ارکان دانشگاه) ممکن است انگیزه دانشجویان را کاهش دهد و منجر به افزایش عدم مشغولیت آنها در مطالعاتشان گردد. اگر چه دلایل خوبی از این فرضیه حمایت می‌کنند که ساختار فعالیت‌های دانشجویان به ساختار فعالیت‌های بسیاری از حرفه‌ها شباخت دارد، توجیه این شباخت از طریق روش‌های آزمون‌گیری جدید، ضرورت دارد (۷). پژوهش‌های گوناگون (۸، ۹) بر اهمیت بررسی استرس در بافت تحصیلی تأکید کرده‌اند. هر چند در بافت تحصیلی، به ساخت و روازی ابزار اندازه‌گیری استرس تحصیلی پرداخته شده است و بر مولفه‌هایی همچون انتظارات والدین-دیگران و انتظارات از خود (۱۰)، دشواری عملکرد تحصیلی در کلاس، دشواری عملکرد تحصیلی بیرون از کلاس، دشواری تعامل در دانشگاه و دشواری مدیریت کار، خانواده و دانشگاه (۱۱)، استرس زاهای مربوط به شرایط تحصیلی، استرس زاهای مربوط به محیط آموزشی، استرس زاهای مربوط به فارغ‌التحصیلی و استرس زاهای مربوط به خوابگاه (۱۲) توجه شده است، اما تاکنون به طور خاص به تأثیرات استرس زای ادراک دانشجو از ناهماهنگی یا عدم تعادل تلاش - پاداش در بافت تحصیل، توجه نشده است و از این منظر به مفهوم‌سازی استرس تحصیلی پرداخته نشده است. اهمیت این کار در این است که مدل ERI از آن جهت که میان منابع بیرونی و درونی مولفه‌های تنش‌زای روانی تمایز قائل شده است، منحصر به فرد است. مولفه‌های بیرونی یا موقعیتی تنش‌زای روانی عبارت‌اند از تلاش‌ها (مطالبات فیزیکی و روانی کار [تکلیف در بافت تحصیلی]) و سه بعد پاداش (پول [نمره در بافت تحصیلی]، فرصت ارتقا و ادراک امنیت) و مولفه درونی، شامل یک ویژگی شخصیتی (فراتعهد یا تعهد افراطی) است که بعضی افراد برای غلبه بر مطالبات و دست یافتن به پاداش‌ها از آن استفاده می‌کنند. فراتعهد بیانگر مجموعه‌ای

از آنجا که دست‌یابی به جایگاه تخصصی و حرفه‌ای، به پیشرفت فردی در موقعیت‌های تحصیلی وابسته است، موقعیت‌های یادگیری و پیشرفت، از عوامل مهم برانگیزانده و پیش‌بینی‌کننده تجربه‌ی هیجانات مثبت و منفی تلقی می‌شوند. شواهد پژوهشی نشان می‌دهند که تجربه هیجانات منفی مانند اضطراب، افسردگی و استرس - به مثابه یک تجربه‌ی ذهنی - با اثرگذاری بر فرایندهای شناختی و جهت‌گیری‌های انگیزشی یادگیرندگان، نه تنها عملکرد تحصیلی آنها، بلکه بهزیستی ذهنی، روانشناسی شغلی آن‌ها را نیز به خطر می‌اندازد (۱). در بافت روانشناسی شغلی و حرفه‌ای، گزارش شد که عدم تعادل بین تلاش و پاداش، منجر به سطحی از استرس و تنش روانی بین کارکنان می‌شود (۲). مدل عدم تعادل تلاش-پاداش-ERI (Effort-Reward Imbalance Model) به عنوان چارچوبی برای مفهوم‌سازی استرس در بافت شغلی و حرفه‌ای، شامل سه مولفه تلاش، پاداش و فراتعهد (over commitment) می‌باشد. اگر عدم تناسب بین میزان تلاش و میزان پاداش برقرار باشد، شرایطی با عنوان "هزینه زیاد-سود کم" ایجاد می‌شود و این شرایط به نارضایتی شغلی و تمایل نداشتن به ماندگاری در شغل و پریشانی احساسی کارمندان منجر می‌گردد (۳، ۴). پژوهش‌ها در حیطه مدل ERI نشان داده است که عدم تعادل بین میزان تلاش کارکنان و میزان پاداشی که دریافت می‌کنند، ممکن است منجر به فشار روانی منفی و مضر و به دنبال آن نارضایتی در بین آنان (۳) و بالارفتن احتمال ترک سازمان (۵) شود. ادبیات پژوهشی در این حیطه نشان می‌دهد که فشار روانی شغلی با استفاده از مدل ERI بر سلامت جسمانی همچون آسیب‌های بافت سلولی، بیماری انسداد شرائین اکلیلی قلب، چاقی، انواع مشکلات روانشناسی، غیبت شغلی به دلیل بیماری و شکایت‌های ناشی از تقلیل سلامت جسمانی موثر است (۶). علاوه بر این، تعادل تلاش و پاداش در کار، بر نگرش کارکنان به شغل به ویژه رضایت شغلی موثر است (۲). به طور اختصاصی و در بافت تحصیلی، دانشجویان دانشگاه نیز مجبور هستند با مطالباتی در سطوح بالای شناختی (برای نمونه، مطالعه با حجم بالا، آماده شدن برای کلاس‌ها و

حذف شدند: ۱- در مرحله روایی محتوایی از چند تن از اساتید صاحب نظر در این زمینه نظرخواهی شد. ۲- قبل از جمع‌آوری داده‌ها با نمونه پژوهش، یک نمونه ۳۰ نفری در یک مطالعه مقدماتی با هدف بررسی قابل فهم بودن و خوانایی گویه‌ها و برآورد زمان تقریبی مورد نیاز برای تکمیل مقیاس شرکت کردند. با توجه به بازخوردهای اخذ شده از مراحل ۱ و ۲، تعداد ۴۸ گویه انتخاب شدند و ویرایش‌های مورد نیاز نیز انجام شد. ۳- در مرحله روایی سازه تحلیل عاملی اکتشافی صورت گرفت و گویه‌هایی که بار عاملی آن‌ها کمتر از ۴۰ بود، حذف شدند. سپس تحلیل عاملی تأییدی انجام شد. در نهایت پرسشنامه‌ای با ۲۹ گویه فراهم آمد که نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S) نام‌گذاری شد. مفهوم اساسی نظریه عدم تعادل تلاش-پاداش، در محاسبه نسبت تلاش به پاداش (ER-ratio) نهفته است. این نسبت از ضرب ضریب k در کسر (نمره تلاش بر نمره پاداش) به دست می‌آید. ضریب k از تقسیم تعداد سوالات مربوط به مولفه‌ی پاداش بر تعداد سوالات مولفه‌ی تلاش در پرسشنامه به دست می‌آید.^(۶). اگر مقدار نسبت تلاش به پاداش مساوی با ۱ گردد، تعادل بین تلاش و پاداش را نشان می‌دهد. مقادیر بزرگتر از ۱ نشان دهنده‌ی بیشتر بودن تلاش نسبت به پاداش است. به همین ترتیب، مقادیر کوچکتر از ۱ نشان دهنده‌ی بالاتر بودن پاداش نسبت به مقدار تلاش است.^(۶).

نسخه دانشجویی سیاهه فرسودگی اولدنبیرگ (OLBI-S؛^{۱۴} OLBI-S بر اساس انطباق مفهوم‌سازی اولدنبیرگ از فرسودگی و ابزار حاصل از آن تحت عنوان سیاهه فرسودگی اولدنبیرگ (OLBI؛^{۱۵} OLBI) ساخته شده است. در سیاهه فرسودگی اولدنبیرگ، فرسودگی از طریق دو مولفه‌ی خستگی (گویه‌های ۱ تا ۸) و عدم مشغولیت (گویه‌های ۹ تا ۱۶) فرمول‌بندی شده است.^(۱۵) به عبارتی دیگر، OLBI-S از ۱۶ گویه تشکیل شده است که برای ارزیابی دو بعد فرسودگی به کار می‌روند. پاسخگویی سوالات بر اساس طیف لیکرت در چهار سطح (خیلی مخالفم) تا (خیلی موافقم) قرار دارد. حداقل نمرات ۱۶ و حداقل نمرات ۶۴ است که از جمع نمرات به دست می‌آید. نسخه دانشجویی سیاهه فرسودگی اولدنبیرگ (OLBI-S) در سال ۲۰۱۵ طراحی

از نگرش‌ها، رفتارها و عواطفی از فرد است که تلاش مفروط در انجام یک وظیفه معمولی را نشان می‌دهد.^(۲) از آنجا که مدل ERI در پژوهش‌های مرتبط با استرس و تنفس روانی محیط کاری، کاربرد زیادی دارد^(۶)، پژوهش حاضر با هدف انطباق مدل ERI با ویژگی‌های نوع تحصیل در دانشگاه به ساخت و بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S) پرداخته است.

روش بررسی

پژوهش حاضر از نوع مطالعه‌ی روانسنجی است. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه دانشجویان دختر مقطع کارشناسی ساکن خوابگاه‌های دانشگاه مازندران در سال تحصیلی ۱۳۹۵-۱۳۹۶ بود. بر اساس مطلوب بودن حجم نمونه بالاتر از ۳۰۰ نفر برای مطالعات روانسنجی و تحلیل عاملی بر اساس برخی منابع^(۱۶)، تعداد سیصد و هفتاد نفر با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. به همین ترتیب و به منظور جلوگیری از بالا رفتن تصنیعی ضرایب اعتبار، غیر از نمونه‌ی ۳۷۰ نفری، یک نمونه‌ی ۱۰۰ نفری از همان جامعه آماری برای بررسی اعتبار همگرا و واگرای ERIQ-S انتخاب شد. طی نامه کوتاهی در ابتدای دفترچه سوالات، به شرکت‌کنندگان اطلاعاتی در مورد ماهیت پژوهش و رعایت محرمانه ماندن پاسخ‌ها ارائه گردید. پژوهش حاضر در گروه روانشناسی دانشگاه مازندران مورد تأیید قرار گرفته است.

برای اندازه‌گیری متغیرها از ابزارهای زیر استفاده شده است: نسخه‌ی دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S؛^{۱۷} برای ساخت و روازایی ERIQ-S بر اساس نظریه تست کلاسیک ابتدا بر اساس ادبیات پژوهشی معتبر مربوط به عدم تعادل تلاش-پاداش^(۴، ۱۳) و ابزار معابر سنجش عدم تعادل تلاش-پاداش^(۲، ۶، ۱۴)، مخزن اولیه گویه‌ها برای اندازه‌گیری تلاش، پاداش (متشكل از مولفه‌های عزت [esteem]، امنیت [security] و ارتقاء [promotion]) و فراتعهد تدوین شد و برای هر گویه طیف لیکرت چهار درجه‌ای کاملاً مخالفم، مخالفم، موافقم و کاملاً موافقم لحاظ گردید و گویه‌های نامناسب طی سه مرحله

نمونه پژوهش حاضر در دامنه‌ی سنی ۱۹ تا ۳۵ سال ($19 \pm 1/37$ سال) قرار داشتند. اعتبار ERIQ-S با استفاده از بررسی همسانی درونی گویه‌ها (ضریب آلفای کرونباخ) و پایایی باز-آزمایی بررسی شد. برای بررسی روابی سازه ERIQ-S از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. ضریب همبستگی پیرسون بین ERIQ-S، فرسودگی تحصیلی، عدالت آموزشی و بی‌عدالتی آموزشی جهت ارزیابی روابی همزمان محاسبه شد. در پژوهش حاضر برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای آماری 22 SPSS/PC+ و AMOS-20 استفاده شد.

روایی ERIQ-S: به منظور استخراج عوامل از روش تحلیل عامل اکتشافی استفاده شد. معیار استخراج عوامل با استفاده Eigen از نمودار اسکری (scree plot) و ارزش ویژه (value) بالاتر از یک بود که با روش چرخش واریماکس (varimax) یا چرخش متعامد مورد ارزیابی قرار گرفت و همچنین جهت بررسی مناسب و کفایت نمونه از آزمون کرویت بارتلت (Bartlett's test of sphericity) و کفایت نمونه‌برداری (Kaiser- Meyer- Oklin; KMO) استفاده شد. انجام تحلیل به روش تحلیل عناصر اصلی نشان داد که مقدار KMO برابر با 0.87 به دست آمد که مقدار بالا و مناسبی است و بیانگر این مطلب است که ضرایب همبستگی، ضرایب قبل توجهی هستند و زمانی که مقدار KMO بالاتر از 0.60 باشد، داده‌ها توان عاملی شدن دارند. آزمون کرویت بارتلت ($0.001 < p < 0.001$ ، $df = 406$, $\chi^2 = 3164/23$) نشان داد ماتریس همبستگی برای این تحلیل مناسب بود. نتایج چرخش واریماکس نشان داد که پنج عامل وجود دارند و درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند. عامل اول $60/29$ "عزت"؛ این عامل شامل ۵ گویه با ارزش ویژه $2/23$ بود. عامل دوم "امنیت"؛ این عامل شامل ۵ گویه با ارزش ویژه $2/67$ بود. عامل سوم "ارتقاء"؛ این عامل شامل ۶ گویه با ارزش ویژه $2/71$ بود. عامل چهارم "پاداش"؛ این عامل شامل ۵ گویه با ارزش ویژه $1/68$ بود. عامل پنجم "فراتعهد"؛ این عامل شامل ۸ گویه با ارزش ویژه $2/98$ بود. جدول ۱ بار عاملی گویه‌های هر یک از عوامل را نشان می‌دهد.

گردید و خصایص روانسنجی آن را مورد ارزیابی قرار گرفت (۱۵). یافته‌ها نشان داد که ساختار دو بعدی OLBI می‌تواند هم در بافت شغلی/حرفه‌ای و هم در بافت تحصیلی برای اندازه‌گیری فرسودگی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین آن‌ها شواهدی از همسانی نتایج حاصل از OLBI-S بین دانشجویانی از فرهنگ‌های مختلف گزارش دادند. ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی OLBI-S از طریق تحلیل عاملی تأییدی و برآورد ضرایب همسانی درونی مورد تأیید قرار گرفته است (۱۷). در پژوهش حاضر، همسانی درونی زیرمقیاس‌های خستگی و عدم مشغولیت با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ، به ترتیب 0.74 و 0.77 برآورد شد.

پرسشنامه عدالت آموزشی: پرسشنامه عدالت آموزشی (۱۸) بر اساس مقیاس لیکرت هفت درجه‌ای پاسخ داده می‌شود. این پرسشنامه ۲۸ گویه‌ای (شامل دو مقیاس عدالت و بی‌عدالتی آموزشی که هر کدام دارای ۱۴ گویه می‌باشد) بر پایه فرهنگ بومی دانشگاه‌های ایران ساخته شده است. نمره‌گذاری هر سؤال از هفت به یک (کاملاً موافق ۷ و کاملاً مخالف ۱) انجام می‌شود. لذا این پرسشنامه عدالت و بی‌عدالتی را در روابط بین استدان و مجموعه آموزشی دانشگاه از نظر راهنمایی، ارزیابی و تعامل با دانشجویان اندازه‌گیری می‌کند. تحلیل عاملی به شیوه مولفه‌های اصلی (principal components) و چرخش از نوع واریماکس (varimax rotation)، ۲۸ سوال این پرسشنامه را بر روی دو مقیاس به نام‌های عدالت و بی‌عدالتی آموزشی (هر یک با چهارده سوال) قرار داده است. همبستگی دو مقیاس که دال بر روایی واگرای آنها نیز می‌باشد، برابر با 0.48 - و پایایی بازآمایی دو مقیاس عدالت و بی‌عدالتی آموزشی با استفاده از ۳۰ دانشجو و با فاصله دو هفته برابر 0.51 و 0.67 در سطح معناداری $P < 0.01$ به دست آمد. همسانی درونی آن نیز بر اساس ضریب آلفا کرونباخ برای عدالت آموزشی 0.76 و برای بی‌عدالتی آموزشی 0.82 به دست آمد که نشان از همسانی درونی مناسب این پرسش نامه است (۱۸). در پژوهش حاضر، همسانی درونی مقیاس‌های عدالت آموزشی و بی‌عدالتی آموزشی به ترتیب 0.91 و 0.89 برآورد شد.

نتایج

جدول ۱. تحلیل مولفه‌های اصلی با چرخش واریمکس و بارهای عاملی برای ۲۹ گویه ERIQ-S

ردیف	نام مولفه	تعریف مولفه	تعداد نمونه	میزان تاثیر (کoeffیشین)	متغیرها
۱	۱	اغلب به خاطر فشار درسی زیاد، با کمبود وقت مواجه هستم.		۰/۸۸	
۴	۴	فشار تحصیلی زیادی روی من هست.		۰/۸۷	
۲	۲	طی چند سال گذشته، تکالیف درسی ام سخت تر و طاقت فرسا تر شده است.		۰/۸۰	
۳	۳	مسئولیت های زیادی در اجرای تکالیف تحصیلی ام دارم.		۰/۷۶	
۵	۵	موارد وقfe و آشفتگی در حین درس خواندن بسیار زیاد است.		۰/۷۱	
۶	۶	به طور کلی احترام و توجهی که شایسته آن هستم را از اساتیدم دریافت می کنم.		۰/۸۳	
۷	۷	در میان هم کلاسی هایم دارای شأن و منزلتی در خود هستم.		۰/۸۱	
۱۰	۱۰	با در نظر گرفتن همه تلاش ها و دستاوردهایم به عنوان یک داشجو، احترام و اعتباری که شایسته آن هستم را دریافت می کنم.		۰/۷۴	
۸	۸	طی فرایند تحصیلی، در شرایط دشوار به اندازه کافی از طرف اساتیدم حمایت می شوم.		۰/۶۹	
۹	۹	اگر داشجو بودن را شغل فعلی خودم فرض کنم، می توانم بگویم که در این شغلم به گونه ای ناعادلانه با من رفتار می شود.		۰/۶۰	
۱۱	۱۱	به طور کلی شرایط ارتقاء جایگاه علمی من در کلاس ها، ضعیف به نظر می رسد.		۰/۸۶	
۱۲	۱۲	به طور کلی رشد جایگاه علمی من در کلاس ها، مناسب با سطح تلاش من است.		۰/۸۶	
۱۴	۱۴	به طور کلی با در نظر گرفتن همه تلاش ها و موفقیت هایم، پاداش مناسبی از سوی اساتیدم دریافت می کنم.		۰/۷۹	
۲۹	۲۹	رفتار اساتیدم به گونه ای است که یقین دارم جایگاه من در کلاس می تواند با افزایش تلاش و فعالیت هایم ارتقا یابد.		۰/۵۹	
۲۵	۲۵	به طور کلی بین سطح تلاش و کوشش من با پاداش هایی که از اساتیدم دریافت می کنم، هماهنگی وجود ندارد.		۰/۵۱	
۲۸	۲۸	به طور کلی پاداشی که شایسته آن هستم را از اساتیدم دریافت می کنم.		۰/۴۷	
۱۳	۱۳	به طور کلی رفتار اساتید به گونه ای است که در مورد نتیجه ای تلاش هایم احساس امنیت دارم.		۰/۸۳	
۱۵	۱۵	رفتار اساتیدم به گونه ای است که در کلاس هایم، تغییرات نامطلوبی را تجربه می کنم یا انتظار دارم تجربه کنم.		۰/۷۷	
۱۶	۱۶	به طور کلی شرایط در گروه آموزشی ما به گونه ای است که در فرایند پیشرفت تحصیلی ام، هر لحظه احتمال اتفاق بدی را برای خودم انتظار دارم.		۰/۷۱	
۲۶	۲۶	به طور کلی شرایط تحصیلی به گونه ای است که در مورد نتایج نهایی تلاش هایم در دوران دانشگاه، احساس امنیت دارم.		۰/۶۶	
۱۷	۱۷	به طور کلی رفتار اساتید به گونه ای است که نمی توانم نتیجه ام در پایان ترم را بر اساس تلاش های طول ترم پیش بینی کنم.		۰/۵۶	
۱۸	۱۸	فشار زمانی (فشار و محدودیت وقت) در فرایند اجرای تکالیف تحصیلی و درس خواندن، به راحتی بر من غلبه می کند.		۰/۸۱	
۱۹	۱۹	هر روز صبح وقتی از خواب برمی خیزم به مسائل و مشکلاتم در فرایند اجرای تکالیف تحصیلی و درس خواندن فکر می کنم.		۰/۸۰	
۲۲	۲۲	فکر کردن به درس خواندن و وظایف تحصیلی ام مرا رها نمی کند، حتی وقتی می خواهم بخوابم.		۰/۷۹	

۰/۷۵					دوستان نزدیکم به من می گویند که بیش از اندازه خودم را وقف انجام تکالیف تحصیلی و درس خواندن می کنم.	۲۱
۰/۷۱					وقتی از محیط کلاس/دانشگاه به خانه/خوابگاه می روم به راحتی می توانم خود را از مسائل مربوط به تکالیف تحصیلی و درس خواندن رها کنم و به امور دیگر بپردازم.	۲۰
۰/۶۲					اگر در فرایند درس خواندنم یا وظایف تحصیلی ام، کاری را که قرار بوده امروز انجام دهم به فردا موکول کنم، شب نمی توانم راحت بخوابم.	۲۳
۰/۵۷					با وجود حجم زیاد تکالیف، هرگز از زمان انجام آنها نمی کاهم و به همین دلیل فشار زمانی ثابتی را همواره احساس می کنم.	۲۴
۰/۴۸					دائما با اوقاتی که تلف می کنم، دلمنشغولی دارم.	۲۷

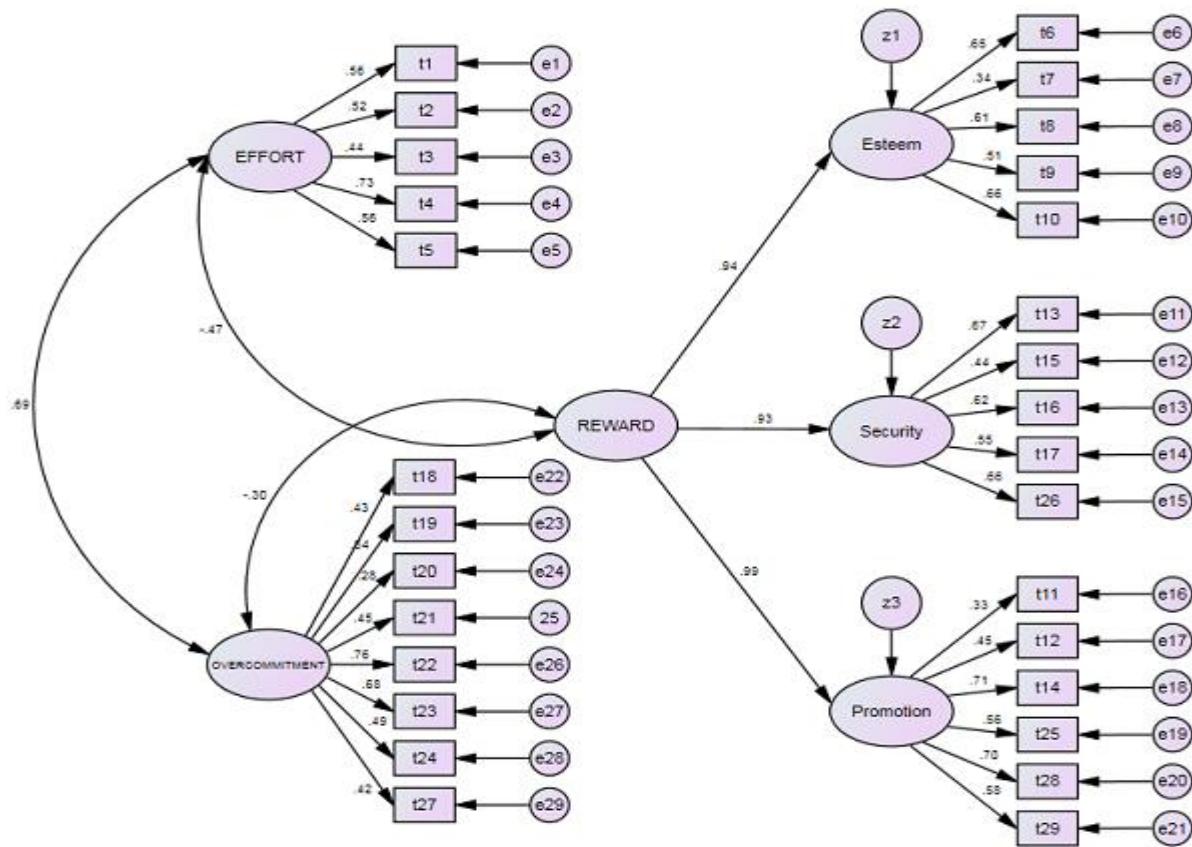
۱ ارائه شده است. از لحاظ دورافتادگی چندمتغیری (multivariate outliers) مشکلی وجود نداشت چرا که ارزش‌های d^2 فاصله‌ی قابل تمایزی نداشتند (۱۹).

تحلیل عاملی تأییدی ERIQ-S: در پژوهش حاضر ساختار عاملی ERIQ-S از طریق تحلیل عاملی تأییدی مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۲ و شکل

جدول ۲. شاخص‌های کلی برآش تحلیل عاملی تأییدی ERIQ-S

شاخص‌های کلی برآش

RMSEA	PCFI	PNFI	χ^2/DF	تطبیقی			مطلق		
				CFI	TLI	P	DF	χ^2	
۰/۰۶	۰/۷۴	۰/۶۸	۲/۴۸	۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۰۱	۳۷۱	۹۲۳/۴۶	

شکل ۱. مدل و وزن های رگرسیون استاندارد شده ($p < 0.05$)

منابع، مقدار کمتر از ۲ یا ۳، میزان قابل قبولی برای شاخص کای اسکوئر نسبی است (۲۳). مقادیر بالاتر از ۰/۵۰ یا ۰/۶۰ برای شاخص‌های مقتصد PNFI و PCFI گویای آن است که اقتصاد در مدل رعایت شده است (۲۴). بنابراین با توجه به یافته‌های جدول ۲ می‌توان گفت ساختار عاملی ERIQ-S برازش مناسبی با داده‌ها داشته است. جدول ۳ شاخص‌های آماری میانگین و انحراف معیار نمره ERIQ-S آزمودنی‌ها و زیرمقیاس‌های آن را نشان می‌دهد.

در مورد مقادیر شاخص‌های برازش مدل، مقادیر نزدیک به ۱ برای شاخص‌های تطبیقی، مطلوب گزارش شده است (۲۰). از آن جا که شاخص کای اسکوئر (χ^2) در نمونه‌های بالاتر از ۱۰۰ نفر اغلب معنی‌دار می‌گردد و به حجم نمونه حساس است، شاخص‌های مقتصد کای اسکوئر نسبی (χ^2/DF) و RMSEA بر آن ارجح دانسته شده‌اند (۲۱). مقدار کمتر از ۰/۰۸ را برای شاخص RMSEA قابل قبول گزارش کرده‌اند هر چند مقدار ایده‌آل آن را کمتر از ۰/۰۵ می‌دانند (۲۲). طبق برخی

جدول ۳. میانگین و انحراف معیار مولفه های تلاش-پاداش، فرسودگی تحصیلی، عدالت و بی عدالتی آموزشی

متغیر	میانگین	انحراف معیار
تلاش	۱۰/۷۷	۲/۴۶
عزت	۱۱/۳۴	۲/۴۰
امنیت	۱۲/۴۷	۲/۶۹
ارتفاع	۱۴/۱۳	۲/۸۰
فراتعهد	۱۹/۳۶	۳/۷۴
نسبت تلاش-پاداش	۰/۹۵	۰/۳۴
فرسودگی	۶۱/۰۱	۱۱/۵۸
عدالت آموزشی	۵۶/۶۲	۱۶/۴۵
بی عدالتی آموزشی	۵۰/۷۹	۱۴/۸۰

روایی سازه‌ای ERIQ-S همچنین از طریق محاسبه ضرایب همبستگی میان زیرمقیاس‌ها با نمره‌ی کل آن بررسی شد (جدول ۴).

جدول ۴. ضرایب همبستگی پیرسون بین زیرمقیاس‌های ERIQ-S با یکدیگر و نمره کل

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
تلاش	۱						
عزت		-۰/۳۲**					
امنیت			-۰/۳۸**				
ارتفاع				-			
پاداش					-۰/۴۰**		
فراتعهد						-۰/۳۴**	
نمره کل ERI							۰/۴۲**

یادداشت: تعداد = ۳۷۰؛ ** $P < 0/01$

برای جلوگیری از ایجاد همبستگی تصنیعی، نمونه‌ای صد نفری از همان جامعه آماری اما جدا از نمونه‌ی اصلی پژوهش، جهت ارزیابی روایی همگرا و واگرا ERIQ-S مورد استفاده قرار گرفت. جدول ۵ ضرایب همبستگی بین ERIQ-S، فرسودگی تحصیلی، عدالت و بی عدالتی آموزشی را نشان می‌دهد.

جدول ۵. ضرایب همبستگی پیرسون بین زیرمقیاس‌ها و نمره کل ERIQ-S با مقیاس‌های فرسودگی تحصیلی، عدالت و بی‌عدالتی آموزشی دانشجویان

	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	متغیر
							۱	تلاش
						۱	-۰/۴۰**	پاداش
					۱	-۰/۳۰**	۰/۵۵**	فراتعهد
					۱	۰/۱۲*	-۰/۳۶**	فرسودگی تحصیلی
					۱	۰/۲۶**	-۰/۳۰**	بی‌عدالت آموزشی
				۱	-۰/۶۲**	-۰/۲۷**	-۰/۱۳*	عدالت آموزشی
				۱	-۰/۴۶**	۰/۴۲**	۰/۴۶**	نسبت تلاش-پاداش
<i>p</i> < ۰/۰۵ * <i>P</i> < ۰/۰۱ ** <i>p</i> < ۰/۰۰۱ ***								

ERIQ-S را تصدیق کرد که با یافته‌های روان‌سنجی حاصل از مطالعات سازندگان ERIQ همخوان است. با توجه به یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، ERIQ-S با پنج عامل اشباع شده است، که هر یک ابعادی از وضعیت تعادل تلاش و پاداش را مشخص می‌سازد. عوامل استخراج شده بعد از چرخش سؤال‌ها با چهارچوب نظری فرم اصلی پرسشنامه و عوامل مطرح شده (۶) همانگ بود. روایی همگرا و واگرای ERIQ-S از طریق اجرای همزمان مقیاس نسخه دانشجویی سیاهه فرسودگی اولدنبرگ و مقیاس‌های عدالت و بی‌عدالتی آموزشی بررسی شد. ضرایب همبستگی نمره‌های آزمودنی‌ها در سطح $< p / 0.05$ معنی دار بود. طبق این یافته‌ها، ERIQ-S از روایی کافی برخوردار است. در بحث اعتبار، همسانی درونی گویه‌های ERIQ-S و زیرمقیاس‌های آن با استفاده از برآورد ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد و مورد تأیید قرار گرفت. در همین راستا، یافته‌های حاصل از بررسی اعتبار بازآزمایی (ضریب ثبات یا پایایی) ERIQ-S نیز قابل قبول و مطلوب بود. به طور کلی نتایج این پژوهش ویژگی‌های روان‌سنجی ERIQ-S را تأیید می‌کند. بنابراین، به نظر می‌رسد مولفه‌های ERIQ-S موید مبانی نظریه ERI و ابزار ساخته شده بر اساس آن (ERIQ، ۶) است. با این حال، از آن جا

همان‌طور که در جدول ۵ گزارش شده است، تمامی ضرایب معنی‌دار هستند. این نتایج نیز، روایی ERIQ-S را تأیید می‌کند.

اعتبار ERIQ-S: اعتبار ERIQ-S از طریق ارزیابی همسانی درونی با استفاده از محاسبه ضریب آلفای کرونباخ و پایایی بازآزمایی محاسبه شد. ضرایب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه و زیرمقیاس‌های تلاش، پاداش و فراتعهد به ترتیب $0/87$ ، $0/70$ ، $0/72$ و $0/72$ به دست آمد ($n = 370$). پایایی بازآزمایی ERIQ-S در یک نمونه‌ی فرعی سی نفره از نمونه‌ی اصلی پژوهش در دو نوبت با فاصله‌ی دو هفته ارزیابی شد. ضرایب همبستگی برای کل پرسشنامه و زیرمقیاس‌های تلاش، پاداش و فراتعهد به ترتیب $0/83$ و $0/77$ ، $0/75$ و $0/79$ به دست آمد ($p < 0.05$).

بحث

هدف پژوهش حاضر ساخت نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S) و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی آن در نمونه‌ای از جمعیت دانشجویان ایرانی بود. در این مطالعه روایی محتوا، سازه، همگرا و واگرا در بحث ارزیابی روایی ERIQ-S بررسی شد. تأیید و تصدیق متخصصان مربوط در امر ارزیابی روایی محتواهای ERIQ-S ملاک عمل واقع شد. یافته‌های حاصل از ضرایب همبستگی پیرسون ERIQ-S با خرده مقیاس‌های پنج‌گانه آن و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، روایی سازه

استرس تحصیلی می‌تواند مفید باشد. جامعه آماری از محدودیت‌های این پژوهش است. محدودیت دیگر پژوهش حاضر این است که در آن از روش‌های کلاسیک آزمون‌سازی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی استفاده شد.

سپاس‌گزاری

نویسنده‌گان بر خود واجب می‌دانند از تمامی افرادی که در اجرای این مطالعه همکاری کردند و نیز دانشجویانی که وقت گران‌قدر خود را در اختیار پژوهش حاضر قرار دادند، تشکر و قدردانی نمایند.

که تاکنون در جامعه دانشجویی بر اساس نظریه ERI ابزاری برای اندازه‌گیری عدم تعادل تلاش-پاداش ساخته نشده است، پیشنهاد می‌گردد ویژگی‌های روان‌سنجی ERIQ-S، در پژوهش‌های بیشتری مورد بررسی قرار گیرند. در همین راستا، پیشنهاد می‌گردد پژوهشگران بعدی برآرash ساختار عاملی ERIQ-S در دانشجویان پسر و نیز دانشجویان مقطع مختلف تحصیلی را نیز مدنظر قرار دهند. استفاده پژوهشگران حوزه‌ی آسیب‌های تحصیلی و مشاوران مراکز مشاوره دانشگاه‌ها از ERIQ-S به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری و سنجش

References:

- Shokri O, Kormi Nouri R, Naghi farahani M, Moradi A, Shahraray M. *Testing for the factor structure and psychometric properties of the Farsi version of academic stress questionnaire*. Journal of Behavioral Sciences. 2011; 4(4): 277-283.
- Aryani E, Khaleghkhah A, Jafari E, Moghadamzadeh A. *Psychometric properties of effort-reward imbalance Questionnaire (ERIQ) among Teachers*. Journal of Educational Measurement & Evaluation Studies. 2015; 5(11): 9-29. [Persian]
- Panatik B, Azizah R, Rozina Sh, Maisarah M, Shahrollah AW, Noordin NF. *Psychosocial work condition and work attitudes: Testing of the effort- reward imbalance model in Malaysia*. Soc Beh Sci. 2012; 40: 591-595.
- Siegrist J. *Effort-reward imbalance at work and cardiovascular disease*. International J Occup Med Env Health. 2010; 23(3): 279 – 285.
- Deryecke H, Vlerick P, Burnay N, Deceire C, D'Hoore W, Hasselhorn HM, Breakman L. *Impact of the effort-reward imbalance model on intent to leave among Belgian health care workers: A prospective study*. J Occup Org Psych. 2010; 83(4): 879-893.
- Siegrist J, Li J, Montano D. *Psychometric properties of the Effort-Reward Imbalance Questionnaire*. Department of medical sociology, faculty of medicine, Dusseldorf University, Germany; 2014.
- Cheung GW, Rensvold RB. *Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance*. Stru Equ Mod. 2002; 9(2): 233–255.
- Pasbani R, Shokri O, Pourshahriar H. *The mediating role of academic stress on the relationship between fear of negative evaluation and emotional well-being in gifted and non-gifted adolescents*. Contemporary Psychology. 2015; 10(1): 58-72. [Persian]
- Habibi M. *The effect of cognitive-behavioral stress management on decreasing academic expectation stress of parents: A case of first grade high school students*. Journal of school psychology. 2015; 4(2): 22-38. [Persian]
- Ang RP, & Huan VS. *Academic Expectations Stress Inventory: Development, factor analysis, reliability and validity*. Edu Psych Measure. 2006; 66(3): 522-539.

11. Fooladvand Kh, Valiollah F, Shahraray M, Sangari A. *Role of social support, academic stress and academic self-efficacy on mental and physical health.* Contemporary Psychology. 2010; 4(2): 81-93. [Persian]
12. MacCallum R, Widaman K, Zhang S, Hong S. *Sample size in factor analysis.* Psychological Methods. 1999; 4(1):84-99. doi: 10.1037//1082-989x.4.1.84
13. Siegrist J. *Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions.* J Occup Health Psych. 1996; 1: 27–41.
14. Babamiri M, Nesi A, Arshadi N, Zahiri A, Talebyan A. *Investigate effort-reward imbalance and demand-control-support model in accession of psychosomatic symptoms.* Health Psychology. 2013; 3(11): 55-87. [Persian]
15. Reis D, Xanthopoulou D, Tsaousis L. *Measuring job and academic burnout with the Oldenburg Burnout Inventory (OLBI): Factorial invariance across samples and countries.* J Burnout Res. 2015; 2: 8-18.
16. Demerouti E, Bakker AB, Nachreiner F, Schaufeli WB. *The job demands-resources model of burnout.* J Appl Psych. 2001; 86(3): 499–512.
17. Larki M, Ghaffari M, Baezzat F. *Psychometric properties of student version of the Oldenburg Burn-Out Inventory (OLBI-S) in a sample of Iranian students.* Sixth Congress of Iranian Psychology Association. Tehran, Iran; In press. [Persian]
18. Golparvar M. *The role of academic ethics, educational justice and injustice among university student's education/citizenship behaviors.* Journal of Modern Thoughts in Education. 2010; 5(4): 25-41. [Persian]
19. Byrne BM. *Structural equation modeling with AMOS* (2nd ed.). New York: Routledge; 2010.
20. Byrne BM. *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows.* Thousand Oaks, CA: Sage Publications; 1994.
21. Bentler P. *Comparative fit indices in structural models.* Psych Bulletin. 1990; 107: 238-246.
22. Browne MW, Cudeck R. *Alternative ways of assessing model fit.* In KA Bollen & JS Long (Eds.), Testing structural equation models. Newbury Park, CA: Sage; 1993: 136-162.
23. Ullman JB. *Structural equation modeling.* In BG Tabachnick & LS Fidell (2001). Using Multivariate Statistics (4th ed). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon; 2001: 653-771.
24. Ghasemi V. *Structural equation modeling in social researches using Amos Graphics.* Tehran: Jameeshenasan; 2010. [Persian]

The effort-reward imbalance theory and measurement of stress in academic context: Construction and validation of student version of the Effort-Reward Imbalance Questionnaire (ERIQ-S)

Larki M (MA)¹, Ghaffari M (PhD) ^{*1}, Baezzat F (PhD)¹

¹ Department of Psychology, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Abstract

Introduction: Until now, it has not been paid special attention to the stressful effect of perception of effort-reward imbalance in university students. The present study aimed to the construction and validation of student version of the Effort-Reward Imbalance Questionnaire (ERIQ-S) in a sample of Iranian university students.

Method: A sample of three hundred and seventy female students, aged between 19 and 35 years old (21.37 ± 1.91 years), were selected through multiple cluster sampling from the University of Mazandaran, Iran. All the participants were asked to complete the ERIQ-S, the student version of Oldenburg Burn-Out Inventory (OLBI-S), and the Academic Justice Scale (AJS).

Results: Exploratory Factor Analysis (EFA) showed five factors namely effort, esteem, security, promotion, and over-commitment (29 items) for the ERIQ-S, which explained 60.79% of the effort-reward imbalance construct. The findings of Confirmatory Factor Analysis (CFA) confirmed the factor structure of the ERIQ-S. The construct validity of ERIQ-S was also confirmed by the correlation coefficients between the sub-scales and the total score of the questionnaire. The convergent and divergent validity of the ERIQ-S were supported by an expected pattern of correlations between the questionnaire and the measures of burn-out and academic justice. All correlation coefficients between the mean scores of the ERIQ-S and the scores of the OLBI-S and the AJS were statistically significant. The obtained internal consistency was markedly high (Cronbach $\alpha = .70$ to $.88$). The test-retest reliability of the ERIQ-S was $.83$.

Conclusion: The results suggest that the student version of ERIQ has a good psychometric properties.

Keywords: Student Version of the Effort-Reward Imbalance Questionnaire, Psychometrics, Reliability, Validity

This paper should be cited as:

Larki M, Ghaffari M, Baezzat F. ***The effort-reward imbalance theory and measurement of stress in academic context: Construction and validation of student version of the Effort-Reward Imbalance Questionnaire (ERIQ-S)***. Occupational Medicine Quarterly Journal 2018; 10(2):72-83

***Corresponding author:**

Tel: +989112514890

Email: m.qaffari@umz.ac.ir

Resieved: 2017.10.13

Accepted: 2018.08.05