

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

منا لریکی^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 تحصیلی، 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 ($1/91 \pm 21/37$) 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 فرتعهد (در مجموع ۲۹ گویه) را برای نسخه دانشجویی ERIQ-S نشان داد که ۶۰/۷۹٪ واریانس 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 واگرایی 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 = ۰/۷۰ تا ۰/۸۸). اعتبار بازآزمایی ERIQ-S، ۰/۸۳ به دست آمد.

نتیجه‌گیری: می‌توان گفت ERIQ-S واجد 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

از آنجا که دستیابی به جایگاه تخصصی و حرفه‌ای، به پیشرفت فردی در موقعیت‌های تحصیلی وابسته است، موقعیت‌های یادگیری و پیشرفت، از عوامل مهم برانگیزاننده و پیش‌بینی‌کننده تجربه‌ی هیجانات مثبت و منفی تلقی می‌شوند. شواهد پژوهشی نشان می‌دهند که تجربه‌ی 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، روانشناختی و هیجانی 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 شرایین اکلیلی قلب، چاقی، انواع مشکلات روانشناختی، 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

امتحانات، کار کردن روی مقالات) و/یا کمی (برای نمونه، محدودیت فرجه‌ها و ضرب‌العجل‌ها) مواجه باشند که منابع 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 اساتید 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 شباهت دارد، توجیه این شباهت 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 رواسازی 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)، استرس‌زاهای مربوط به شرایط تحصیلی، استرس‌زاهای مربوط به محیط آموزشی، استرس‌زاهای مربوط به فارغ‌التحصیلی و استرس‌زاهای مربوط به خوابگاه (۱۱) توجه شده است، اما تاکنون به طور خاص به تأثیرات استرس‌زای ادراک دانشجویان 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

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 ۰/۴۰ 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 نشان‌دهنده‌ی بیشتر بودن تلاش نسبت به پاداش است. به همین ترتیب، مقادیر کوچکتر از ۱ نشان‌دهنده‌ی بالاتر بودن پاداش نسبت به مقدار تلاش است (۶).

نسخه‌ی دانشجویی سیاهه فرسودگی اولدنبرگ (OLBI-S)؛ (۱۴): OLBI-S بر اساس انطباق مفهوم‌سازی اولدنبرگ از فرسودگی و ابزار حاصل از آن تحت عنوان سیاهه فرسودگی اولدنبرگ (OLBI؛ ۱۶) ساخته شده است. در سیاهه فرسودگی اولدنبرگ، 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 حداکثر نمرات ۶۴ است که از جمع نمرات به دست می‌آید. نسخه دانشجویی سیاهه فرسودگی اولدنبرگ (OLBI-S) در سال ۲۰۱۵ طراحی

از نگرش‌ها، رفتارها و عواطفی از فرد است که تلاش مفرد در انجام یک وظیفه معمولی را نشان می‌دهد (۲). از آنجا که مدل ERI در پژوهش‌های مرتبط با استرس و تنش 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 (۱۲)، تعداد سیصد و هفتاد نفر با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. به همین ترتیب و به منظور جلوگیری از بالا رفتن تصنعی ضرایب اعتبار، غیر از نمونه‌ی ۳۷۰ نفری، یک نمونه‌ی ۱۰۰ نفری از همان جامعه آماری برای بررسی اعتبار همگرا و واگرایی 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)؛ برای ساخت و رواسازی ERIQ-S بر اساس نظریه تست کلاسیک ابتدا بر اساس ادبیات پژوهشی معتبر مربوط به عدم تعادل تلاش-پاداش (۱۳، ۴) و ابزار معتبر سنجش عدم تعادل تلاش-پاداش (۱۴، ۶، ۲)، مخزن اولیه گویه‌ها برای اندازه‌گیری تلاش، پاداش (متشکل از مولفه‌های عزت [esteem]، امنیت [security] و ارتقاء [promotion]) و فرائعهد 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 دامنه ی سنی ۱۹ تا ۳۵ سال (۱/۹۱ ± ۲۱/۳۷ سال) قرار داشتند. اعتبار ERIQ-S با استفاده از بررسی همسانی درونی گویه‌ها (ضریب آلفای کرونباخ) و پایایی باز-آزمایی بررسی شد. برای بررسی روایی سازه ERIQ-S از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. ضرایب همبستگی پیرسون بین ERIQ-S، فرسودگی تحصیلی، عدالت آموزشی و بی‌عدالتی آموزشی جهت ارزیابی روایی همزمان محاسبه شد. در پژوهش حاضر برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای آماری SPSS/PC+ 22 و AMOS-20 استفاده شد.

روایی ERIQ-S به منظور استخراج عوامل از روش تحلیل عامل اکتشافی استفاده شد. معیار استخراج عوامل با استفاده از نمودار اسکری (scree plot) و ارزش ویژه (Eigen value) بالاتر از یک بود که با روش چرخش واریماکس (varimax) یا چرخش متعامد مورد ارزیابی قرار گرفت و همچنین جهت بررسی مناسبت 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 ۰/۸۷ به دست آمد که مقدار بالا و مناسبی است و بیانگر این مطلب است که ضرایب همبستگی، ضرایب قابل توجهی هستند و زمانی که مقدار KMO بالاتر از ۰/۶۰ باشد، داده‌ها توان عاملی شدن دارند. آزمون کرویت بارتلت ($\chi^2 = 3164/23$, $df = 406$, $p < 0/001$) نشان داد ماتریس همبستگی برای این تحلیل مناسب بود. نتایج چرخش واریماکس نشان داد که پنج عامل وجود دارند و ۶۰/۷۹ درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند. عامل اول "عزت"؛ این عامل شامل ۵ گویه با ارزش ویژه ۲/۲۳ بود. عامل دوم "امنیت"؛ این عامل شامل ۵ گویه با ارزش ویژه ۲/۶۷ بود. عامل سوم "ارتقاء"؛ این عامل شامل ۶ گویه با ارزش ویژه ۲/۷۱ بود. عامل چهارم "پاداش"؛ این عامل شامل ۵ گویه با ارزش ویژه ۱/۶۸ بود. عامل پنجم "فراتعهد"؛ این عامل شامل ۸ گویه با ارزش ویژه ۲/۹۸ 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 ۰/۷۴ و ۰/۷۷ 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 موافقم ۷ و کاملاً مخالفم ۱) انجام می‌شود. لذا این پرسشنامه عدالت و بی‌عدالتی را در روابط بین استادان 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 سؤال این پرسشنامه را بر روی دو مقیاس به نام‌های عدالت و بی‌عدالتی آموزشی (هر یک با چهارده سؤال) قرار داده است. همبستگی دو مقیاس که دال بر روایی واگرایی آنها نیز می‌باشد، برابر با ۰/۴۸- و پایایی بازآزمایی دو مقیاس عدالت و بی‌عدالتی آموزشی با استفاده از ۳۰ دانشجوی و با فاصله دو هفته برابر ۰/۵۱ و ۰/۶۷ در سطح معناداری $P < 0/01$ به دست آمد. همسانی درونی آن نیز بر اساس ضریب آلفا کرونباخ برای عدالت آموزشی ۰/۷۶ و برای بی‌عدالتی آموزشی ۰/۸۲ 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 ۰/۹۱ و ۰/۸۹ برآورد شد.

نتایج

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

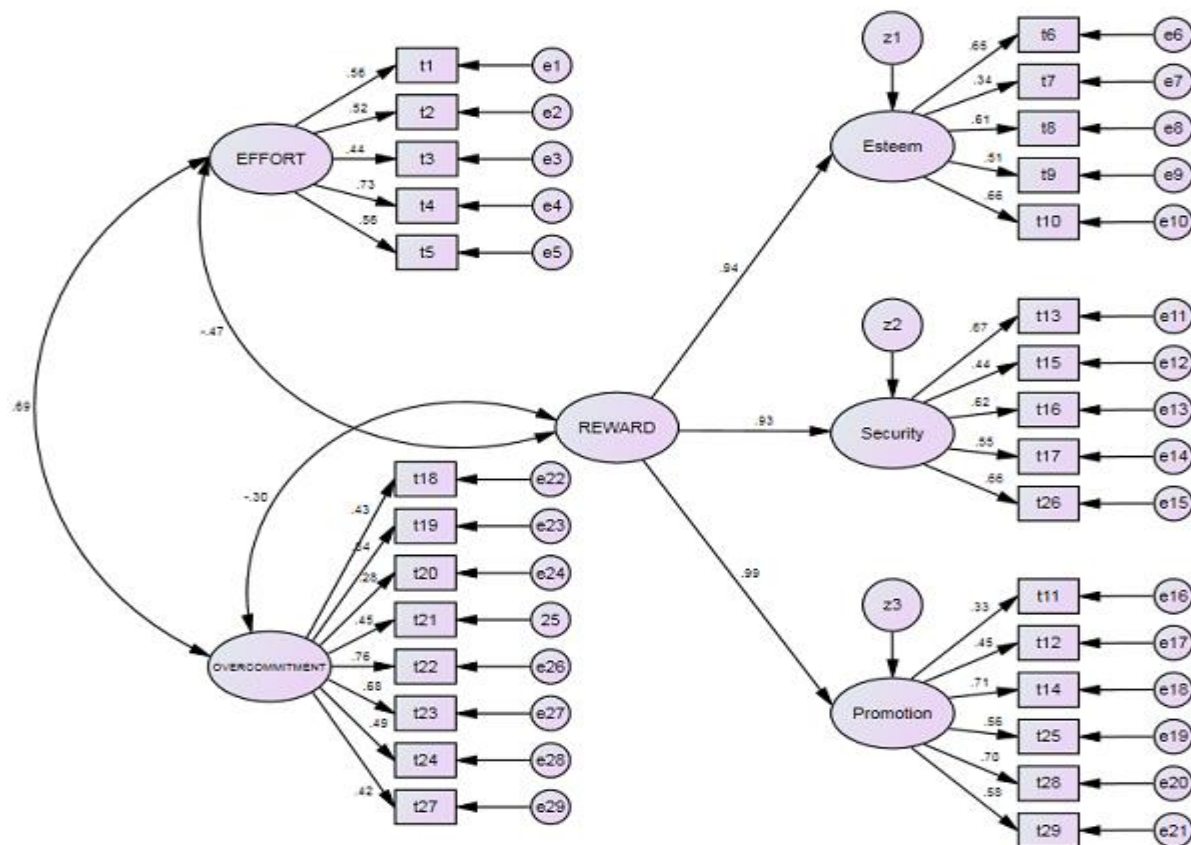
	گویه ها	تلاش	عزت	ارتقاء	امنیت	فرا تعهد
۱	اغلب به خاطر فشار درسی زیاد، با کمبود وقت مواجه هستم.	۰/۸۸				
۴	فشار تحصیلی زیادی روی من هست.	۰/۸۷				
۲	طی چند سال گذشته، تکالیف درسی ام سخت تر و طاقت فرسا تر شده است.	۰/۸۰				
۳	مسئولیت های زیادی در اجرای تکالیف تحصیلی ام دارم.	۰/۷۶				
۵	موارد وقفه و آشفتگی در حین درس خواندنم بسیار زیاد است.	۰/۷۱				
۶	به طور کلی احترام و توجهی که شایسته آن هستم را از اساتیدم دریافت می‌کنم.	۰/۸۳				
۷	در میان هم کلاسی هایم دارای شأن و منزلتی در خور هستم.	۰/۸۱				
۱۰	با در نظر گرفتن همه تلاش ها و دستاوردهایم به عنوان یک دانشجو، احترام و اعتباری که شایسته آن هستم را دریافت می‌کنم.	۰/۷۴				
۸	طی فرایند تحصیلم، در شرایط دشوار به اندازه کافی از طرف اساتیدم حمایت می‌شوم.	۰/۶۹				
۹	اگر دانشجو بودن را شغل فعلی خودم فرض کنم، می‌توانم بگویم که در این شغلم به گونه ای ناعادلانه با من رفتار می‌شود.	۰/۶۰				
۱۱	به طور کلی شرایط ارتقاء جایگاه علمی من در کلاس ها، ضعیف به نظر می‌رسد.	۰/۸۶				
۱۲	به طور کلی رشد جایگاه علمی من در کلاس ها، متناسب با سطح تلاش من است.	۰/۸۶				
۱۴	به طور کلی با در نظر گرفتن همه تلاش ها و موفقیت هایم، پاداش متناسبی از سوی اساتیدم دریافت می‌کنم.	۰/۷۹				
۲۹	رفتار اساتیدم به گونه ای است که یقین دارم جایگاه من در کلاس می‌تواند با افزایش تلاش و فعالیت هایم ارتقا یابد.	۰/۵۹				
۲۵	به طور کلی بین سطح تلاش و کوشش من با پاداش هایی که از اساتیدم دریافت می‌کنم، هماهنگی وجود ندارد.	۰/۵۱				
۲۸	به طور کلی پاداشی که شایسته آن هستم را از اساتیدم دریافت می‌کنم.	۰/۴۷				
۱۳	به طور کلی رفتار اساتید به گونه ای است که در مورد نتیجه ی تلاش هایم احساس امنیت دارم.	۰/۸۳				
۱۵	رفتار اساتیدم به گونه ای است که در کلاس هایم، تغییرات نامطلوبی را تجربه می‌کنم یا انتظار دارم تجربه کنم.	۰/۷۷				
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	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	به طور کلی رفتار اساتید به گونه ای است که نمی‌توانم نتیجه ام در پایان ترم را بر اساس تلاش های طول ترم پیش بینی کنم.	۰/۵۶				
۱۸	فشار زمانی (فشار و محدودیت وقت) در فرایند اجرای تکالیف تحصیلی و درس خواندن، به راحتی بر من غلبه می‌کند.	۰/۸۱				
۱۹	هر روز صبح وقتی از خواب برمی‌خیزم به مسائل و مشکلاتم در فرایند اجرای تکالیف تحصیلی و درس خواندنم فکر می‌کنم.	۰/۸۰				
۲۲	فکر کردن به درس خواندن و وظایف تحصیلی ام مرا رها نمی‌کند، حتی وقتی می‌خواهم 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، دلمشغولی دارم.	۲۷

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

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

مقتصد				تطبیقی			مطلق		
RMSEA	PCFI	PNFI	χ^2/DF	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 اسکوتر نسبی است (۲۳). مقادیر بالاتر از ۰/۵۰ یا ۰/۶۰ برای شاخص های مقتصد PNFI و PCFI گویای آن است که اقتصاد در مدل رعایت شده است (۲۴). بنابراین با توجه به یافته های جدول ۲ می توان گفت ساختار عاملی ERIQ-S برازش مناسبی با داده ها داشته است. جدول ۳ شاخص های آماری میانگین و انحراف معیار نمره ERIQ-S آزمودنی ها و زیرمقیاس های آن را نشان می دهد.

در مورد مقادیر شاخص های برازش مدل، مقادیر نزدیک به ۱ برای شاخص های تطبیقی، مطلوب گزارش شده است (۲۰). از آن جا که شاخص کای اسکوتر (χ^2) در نمونه های بالاتر از ۱۰۰ نفر اغلب معنی دار می گردد و به حجم نمونه حساس است، شاخص های مقتصد کای اسکوتر نسبی (χ^2/DF) و RMSEA بر آن ارجح دانسته شده اند (۲۱). مقدار کمتر از ۰/۰۸ را برای شاخص RMSEA قابل قبول گزارش کرده اند هر چند مقدار ایده آل آن را کمتر از ۰/۰۵ می دانند (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
ارتقاء	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 سازه ای ERIQ-S همچنین از طریق محاسبه ضرایب همبستگی میان زیرمقیاس ها با نمره ی کل آن بررسی شد (جدول ۴).

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

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
تلاش	۱						
عزت	۰/۳۲**	۱					
امنیت	۰/۳۸**	۰/۶۱**	۱				
ارتقاء	۰/۳۴**	۰/۶۷**	۰/۶۸**	۱			
پاداش	۰/۴۰**	۰/۸۵**	۰/۸۷**	۰/۹۰**	۱		
فراتعهد	۰/۵۵**	۰/۲۱**	۰/۳۲**	۰/۳۶**	۰/۳۰**	۱	
نمره کل ERI	۰/۳۵**	۰/۶۲**	۰/۵۶**	۰/۶۳**	۰/۶۹**	۰/۴۲**	۱

یادداشت: تعداد = ۳۷۰؛ $P < ۰/۰۱$ **

برای جلوگیری از ایجاد همبستگی تصنعی، نمونه ای صد نفری از همان جامعه آماری اما جدا از نمونه ی 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 می دهد.

جدول ۵. ضرایب همبستگی پیرسون بین زیرمقیاس ها و نمره کل ERIQ-S با مقیاس های فرسودگی تحصیلی، عدالت و بی عدالتی آموزشی دانشجویان

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
تلاش	۱						
پاداش	-۰/۴۰**	۱					
فراتعهد	۰/۵۵**	-۰/۳۰**	۱				
فرسودگی تحصیلی	۰/۴۳**	-۰/۳۶**	۰/۱۲*	۱			
بی عدالت آموزشی	۰/۲۲**	-۰/۶۰**	۰/۱۱*	۰/۲۶**	۱		
عدالت آموزشی	-۰/۲۸**	۰/۵۱**	-۰/۱۳*	-۰/۲۷**	-۰/۶۳**	۱	
نسبت تلاش-پاداش	۰/۸۳**	-۰/۷۶**	۰/۵۲**	۰/۴۶**	۰/۴۲**	-۰/۴۶**	۱

پاداش/تلاش: تعداد = ۱۰۰؛ ** $P < ۰/۰۱$ ، * $p < ۰/۰۵$

همان طور که در جدول ۵ گزارش شده است، تمامی ضرایب معنی دار هستند. این نتایج نیز، روایی ERIQ-S را تأیید می کند.

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 زیرمقیاس های تلاش، پاداش و فراتعهد به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۷۰، ۰/۸۷ و ۰/۷۲ به دست آمد ($n = ۳۷۰$). پایایی بازآزمایی ERIQ-S در یک نمونه ی فرعی سی نفره از نمونه ی اصلی پژوهش در دو نوبت با فاصله ی دو هفته ارزیابی شد. ضرایب همبستگی برای کل پرسشنامه و زیرمقیاس های تلاش، پاداش و فراتعهد به ترتیب ۰/۸۳، ۰/۷۹، ۰/۷۵ و ۰/۷۷ به دست آمد ($p < ۰/۰۵$).

بحث

هدف پژوهش حاضر ساخت نسخه دانشجویی پرسشنامه عدم تعادل تلاش-پاداش (ERIQ-S) و بررسی ویژگی های روانسنجی آن در نمونه ای از جمعیت دانشجویان ایرانی بود. در این مطالعه روایی محتوای، سازه، همگرا و واگرا در بحث ارزیابی روایی ERIQ-S بررسی شد. تأیید و تصدیق متخصصان مربوط در امر ارزیابی روایی محتوای ERIQ-S، ملاک عمل واقع شد. یافته های حاصل از ضرایب همبستگی پیرسون ERIQ-S با خرده مقیاس های پنج گانه آن و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، روایی سازه

ERIQ-S را تصدیق کرد که با یافته های روان سنجی حاصل از مطالعات سازندگان ERIQ همخوان است. با توجه به یافته های 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 می سازد. عوامل استخراج شده بعد از چرخش سؤال ها با چهارچوب نظری فرم اصلی پرسشنامه و عوامل مطرح شده (۶) هماهنگ بود. روایی همگرا و واگرای ERIQ-S از طریق اجرای همزمان مقیاس نسخه دانشجویی سیاهه فرسودگی اولدنبرگ و مقیاس های عدالت و بی عدالتی آموزشی بررسی شد. ضرایب همبستگی نمره های آزمودنی ها در سطح $p < ۰/۰۵$ معنی دار بود. طبق این یافته ها، ERIQ-S از روایی کافی برخوردار است. در بحث اعتبار، همسانی درونی گویه های ERIQ-S و زیرمقیاس های آن با استفاده از برآورد ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد و مورد تأیید قرار گرفت. در همین راستا، یافته های حاصل از بررسی اعتبار بازآزمایی (ضریب ثبات یا پایایی) ERIQ-S نیز قابل قبول و مطلوب بود. به طور کلی نتایج این پژوهش ویژگی های روانسنجی ERIQ-S را تأیید می کند. بنابراین، به نظر می رسد مولفه های ERIQ-S موید مبانی نظریه ERI و ابزار ساخته شده بر اساس آن (ERIQ، ۶) است. با این حال، از آن جا

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

نویسندگان 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 برآزش 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:

1. 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.
2. 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]
3. 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.
4. Siegrist J. **Effort-reward imbalance at work and cardiovascular disease.** International J Occup Med Env Health. 2010; 23(3): 279 – 285.
5. 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.
6. 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.
7. Cheung GW, Rensvold RB. **Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance.** Stru Equ Mod. 2002; 9(2): 233-255.
8. 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]
9. 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]
10. 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. Newsbury 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.ghaffari@umz.ac.ir

Resieved: 2017.10.13

Accepted: 2018.08.05