

روان‌سنجی نسخه‌ی کوتاه پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی (Short-Version PHEEM) در

دستیاران دانشگاه علوم پزشکی تهران

رقیه گندم‌کار^۱، عظیم میرزازاده^۲، امین حسینی شاوون^{۳*}

چکیده

زمینه و هدف: ارزیابی محیط‌های بیمارستانی با ابزارهای معتبر و قابل اعتماد پیش‌نیاز فرایند بهبود مستمر محیط یادگیری بیمارستانی محسوب می‌شود. مطالعه‌ی حاضر با هدف ترجمه و روان‌سنجی نسخه کوتاه پرسش‌نامه ارزیابی محیط آموزشی (PHEEM) در دستیاران دانشگاه علوم پزشکی تهران انجام شد.

روش بررسی: مطالعه‌ی حاضر از نوع روان‌سنجی ابزار است. پس از ترجمه و بازترجمه، پرسش‌نامه در اختیار ۱۸ نفر از متخصصان قرار گرفت و روایی محتوایی با استفاده از ضرایب نسبت روایی محتوا (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) و روایی صوری به صورت کیفی بررسی شد. سپس، پرسش‌نامه‌ی اصلاح شده بین ۲۰ نفر از دستیاران توزیع شد و روایی صوری به روش کیفی و مصاحبه شناختی برای بررسی آیت‌های پرسش‌نامه از نظر سطح دشواری، میزان تناسب و ابهام ارزیابی شد. پایایی اولیه به روش آزمون-بازآزمون با توزیع مجدد پرسش‌نامه با فاصله‌ی دو هفته بین دستیاران بررسی شد. به منظور تعیین روایی سازه، پرسشنامه اصلاح شده در بین ۵۴۸ نفر دستیار پزشکی از ۲۴ رشته تخصصی توزیع شد. انتخاب نمونه به روش نمونه‌گیری در دسترس انجام شد. سپس داده‌ها با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی و تاییدی تحلیل گردید. همسانی درونی با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه شد.

یافته‌ها: نسبت و شاخص روایی محتوایی پرسش‌نامه به ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۸۸ به دست آمد. بر اساس نتایج روایی صوری، تغییرات جزئی در واژگان اغلب گویه‌ها و تغییرات اساسی در گویه‌ی ۱۲ اعمال شد. ضریب ICC در تمام ابعاد بیشتر از ۰/۹۰ بود. در تحلیل عاملی اکتشافی به روش مولفه‌های اصلی (PCA) مقدار کایزر-میر-الکین ۰/۸۳ بود. آزمون کرویت بارتلت به لحاظ آماری معنی دار بود ($P < 0/001$)، که عاملی شدن ماتریس همبستگی را تایید می‌کند. ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه ۰/۸۳ به دست آمد که نشان‌دهنده همسانی درونی آیت‌های پرسش‌نامه است.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج مطالعه‌ی حاضر، پرسش‌نامه‌ی short-version PHEEM از پایایی و روایی (صوری، محتوا و سازه) مناسبی در دستیاران تخصصی پزشکی برخوردار است. بنابراین از این ابزار می‌توان جهت سنجش ادراک دستیاران نسبت به کیفیت محیط آموزشی بیمارستان‌ها استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: پرسش‌نامه، تحلیل عاملی، روان‌سنجی، روایی، پایایی

دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۵/۱

پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۹/۱۳

* نویسنده مسئول:

امین حسینی شاوون:

دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران

Email:

a_hosseinisha@razi.tums.ac.ir

۱ دانشجویار گروه آموزش پزشکی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران

۲ استاد گروه آموزشی بیماری‌های داخلی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران

۳ دانشجوی دکتری آموزش پزشکی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران، تهران، ایران

مقدمه

بیمارستان‌های آموزشی-درمانی مهم‌ترین بستر یادگیری مهارت‌های بالینی را برای دستیاران تخصصی پزشکی فراهم می‌کنند. محیط آموزشی بیمارستان‌ها عاملی تعیین‌کننده و حیاتی برای سطح رضایت، نوع رفتار، پیشرفت تحصیلی دستیاران و به دنبال آن پیامدهای مراقبت از بیمار است. یک محیط آموزشی مثبت می‌تواند توسعه‌ی شخصی و حرفه‌ای دستیاران را پرورش دهد و رضایت حرفه‌ای بیشتر، خطاهای پزشکی کمتر و مراقبت بهتر از بیمار را تضمین کند. در مقابل، یک محیط آموزشی منفی نه تنها برای روحیه و رشد حرفه‌ای دستیاران مضر است، بلکه می‌تواند مانعی برای کار تیمی، روابط بین حرفه‌ای، توسعه‌ی روابط بین فردی و ارایه موثر خدمات مراقبت‌های بهداشتی باشد (۱ و ۲). Kilty و همکاران، تاکید کرده‌اند که یک محیط آموزشی غیراستاندارد، مراقبت ضعیف از بیمار و نتایج یادگیری غیربهبوده را به همراه دارد (۳).

محیط آموزشی به‌عنوان یک سیستم اجتماعی که یادگیرنده؛ افرادی که یادگیرنده با آن‌ها در تعامل است؛ محیط(ها) و هدف(های) تعامل، و قوانین/سیاست‌ها/هنجارهای رسمی و غیررسمی حاکم بر تعامل را شامل می‌شود، تعریف می‌شود (۴) که به ایجاد انگیزه در یادگیرنده برای کسب دانش و یادگیری کمک می‌کند (۵). محیط یادگیری برنامه‌های آموزش دستیار، تجلی چگونگی تجربه دستیاران از برنامه درسی تدریس شده است (۶). برنامه‌های آموزش دستیار به گونه‌ای طراحی می‌شوند که متخصصان آینده را برای ارایه مراقبت‌های باکیفیت بالا به بیماران آماده نمایند. باوجود این، مشکلات بسیاری در آموزش دستیار اعم از فقدان اهداف روشن، تمرکز بر دانش به جای مهارت‌های حل مسئله واقعی، مشاهده‌ی غیرفعال (بدون نظارت کافی و ارایه بازخورد موثر)، دادن زمان کم برای بازانديشي و بحث، و بدتر از همه آموزش با تحقیر گزارش شده است. این مشکلات در طیف وسیعی از دانشکده‌های پزشکی و در بسیاری از محیط‌های دستیار تخصصی پزشکی گزارش شده است (۷-۹). این موضوع ضرورت ارزیابی محیط آموزشی و به دنبال آن ارتقای کیفیت محیط یاددهی-یادگیری را برجسته می‌نماید. به‌طور کلی ابزارهای متعددی برای اندازه‌گیری محیط آموزشی وجود دارد که ابزار پیشنهاد شده برای محیط اختصاصی آموزش دستیار در بیمارستان‌ها پرسش‌نامه‌ی PHEEM (Postgraduate Hospital Educational Environment Measure) می‌باشد. نسخه‌ی اولیه و کامل این پرسش‌نامه در انگلستان برای ارزیابی جنبه‌های مختلف محیط آموزشی بالینی بر اساس درک دستیاران پزشکی طراحی (۱۰) و

سپس در سطح بین‌المللی در دوره‌های آموزش دستیارهای مختلف به صورت نسخه اصلی یا ترجمه شده مورد استفاده و روان‌سنجی قرار گرفته است. پرسش‌نامه‌ی مذکور شامل ۴۰ گویه و ۳ خرده مقیاس ادراک از خودمختاری نقش (۱۳ گویه)، کیفیت تدریس (۱۵ گویه) و ادراک از حمایت اجتماعی (۱۲ گویه) است که طیفی از موضوعات را که مستقیماً با محیط آموزشی مرتبط است، پوشش می‌دهد و از مقیاس طیف لیکرت صفر تا ۴ درجه برای نمره‌گذاری آن استفاده می‌شود. چهار آیتم پرسش‌نامه به صورت معکوس کدگذاری می‌شوند. مجموع نمره‌ها از ۰ تا ۱۶۰ تغییر است که نمره‌های بالاتر نشان‌دهنده‌ی جو آموزشی با کیفیت بالاتر است (۱۱ و ۱۲). در سال ۲۰۱۳، پرسش‌نامه‌ی PHEEM توسط Bose و Gijsselaers به ۱۲ گویه و ۳ خرده مقیاس حمایت استادان و مهارت‌های تدریس، شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری، و عدم آزار و اذیت هریک شامل ۴ گویه کاهش یافت (۱۳). در مطالعه‌ی مذکور، مقدار آلفای کرونباخ پرسش‌نامه ۰/۶۸ گزارش شد. در ایران، در تعداد محدودی از مطالعات از فرم کامل PHEEM (۴۰ سوالی)، برای ارزیابی محیط آموزشی استفاده شده و ویژگی‌های روان‌سنجی آن تایید گردیده است (۱۵ و ۱۴ و ۱۱). باوجود این، بر اساس اطلاعات نویسندگان، مطالعه‌ای که با استفاده از نسخه کوتاه پرسش‌نامه‌ی short-version PHEEM در دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران انجام شده باشد، یافت نشد. با توجه به ویژگی‌های خاص محیط بالین، تنوع بیماران، حجم بالای بیماران، شیفت‌های پر بیمار، شیفت‌های طولانی، پیچیدگی محیط و حجم کاری زیاد دستیاران (۱۷ و ۱۶) و در نتیجه رغبت پایین آن‌ها برای پاسخ‌گویی به پرسش‌نامه با آیتم زیاد، نیاز به پرسش‌نامه‌ی فرم کوتاه جهت ارزیابی محیط آموزشی ضروری به نظر می‌رسید. براساس مطالعات انجام‌شده، پرسش‌نامه‌های کوتاه شانس بیشتری برای پاسخ‌گویی توسط افراد پرسش‌شونده دارند (۱۹ و ۱۸). در این راستا Aspogren و همکاران در مطالعه‌ای که در بیمارستان‌های دانمارک انجام دادند و Wen-Chan و همکاران در مطالعه‌ی مرور نظام‌مند خود بر پرسش‌نامه‌ی PHEEM، پیشنهاد دادند که در راستای افزایش شانس پاسخ‌گویی، تعدادی از گویه‌ها حذف و طول پرسش‌نامه‌ی PHEEM کاهش یابد (۲۰ و ۱۹). اگر فرم کوتاه پرسش‌نامه به اندازه‌ی فرم اصلی از روایی و پایایی برخوردار باشد، نتایج این مطالعه در تسهیل ارزیابی و پایش محیط یادگیری و به دنبال آن اقدامات اصلاحی سودمند خواهد بود. بنابراین با توجه به موارد ذکر شده و همچنین اهمیت محیط آموزشی بیمارستان‌ها در آموزش دستیار، مطالعه‌ی حاضر با هدف ترجمه و

روان‌سنجی نسخه کوتاه پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM در دستیاران دانشگاه علوم پزشکی تهران انجام شده است.

روش بررسی

پژوهش حاضر از نوع روان‌سنجی ابزار است که در دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تهران در بین فراگیران دوره دستگیری در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ انجام شد. در این مطالعه فرم کوتاه‌شده‌ی پرسش‌نامه‌ی Bose و Gijsselaers استفاده گردید (۱۳). پس از اخذ اجازه از سازندگان اصلی پرسش‌نامه به منظور ترجمه و بررسی روایی و پایایی پرسش‌نامه در ایران، ترجمه و بومی‌سازی براساس راهنمای ترجمه سازمان بهداشت جهانی (WHO) به شرح زیر انجام شد (۲۱). در ابتدا نسخه اصلی انگلیسی پرسش‌نامه‌ها توسط دو مترجم مستقل و مسلط به زبان انگلیسی و فارسی و دارای سابقه فعالیت ترجمه متون انگلیسی، به زبان فارسی ترجمه شد. از مترجمان خواسته شد که در صورت لزوم برای برخی از واژه‌ها، عبارات یا جملات موجود در پرسش‌نامه، فهرستی از ترجمه‌های جایگزین احتمالی تهیه نمایند. در مرحله بعدی نسخه‌ی ترجمه‌شده‌ی پرسش‌نامه‌ها توسط دو مترجم که نسخه اصلی (انگلیسی) پرسش‌نامه را ندیده بودند به صورت جداگانه به زبان انگلیسی برگردانده شد. نسخه تهیه‌شده توسط مترجمان، از لحاظ کیفی در جلسه‌ای با نسخه اصلی تطابق داده شد و تفاوت‌ها و تناقض‌های عبارات در دو نسخه مشخص و اصلاحات لازم برای رفع اختلافات بین دو گروه مترجمان انجام و نسخه اولیه پیشنهاد شد.

به منظور بررسی روایی محتوایی، پرسش‌نامه در اختیار ۱۸ نفر از اعضای هیات علمی که علاوه بر سابقه آموزش در محیط دستگیری در حوزه آموزش پزشکی نیز تخصص داشتند، قرار گرفت و از آن‌ها درخواست شد تا هریک از آیتم‌های پرسش‌نامه را از نظر معیارهای «مربوط یا اختصاصی بودن»، «واضح یا شفاف بودن»، «سادگی یا روان بودن» بررسی نمایند و براساس طیف لیکرت ۴ قسمتی به این صورت که برای ویژگی «مربوط یا اختصاصی بودن» با طیف لیکرت: مربوط نیست (۱)، نسبتاً مربوط است (۲)، مربوط است (۳)، کاملاً مربوط است (۴) و ویژگی «ساده یا روان بودن» با طیف لیکرت: ساده نیست (۱)، نسبتاً ساده است (۲)، ساده است (۳)، کاملاً ساده است (۴) و ویژگی «واضح یا شفاف بودن» با طیف لیکرت: واضح نیست (۱)، نسبتاً واضح است (۲)، واضح است (۳)، کاملاً واضح است (۴) اظهار نظر نمایند. سپس شاخص روایی محتوا بر اساس فرمول (CVR و CVI) محاسبه گردید. برای بررسی روایی صوری از متخصصان درخواست شد نظرات

خود را در زمینه‌ی شیوه‌ی نگارش (نگارش سلیس و روان و استفاده از واژه‌های ساده و قابل فهم)، و قرارگیری گویه‌ها در جای مناسب به صورت کیفی ارائه دهند. نسخه اولیه اصلاح‌شده در گروهی از دستیاران تخصصی دانشگاه علوم پزشکی تهران (۲۰ نفر) به منظور قابلیت درک تفسیر و برداشت آن‌ها از گویه‌های پرسش‌نامه و بررسی کلمات جایگزین (بررسی روایی صوری) آزمایش گردید. سعی شد تا نمونه‌ها از گروه‌های جنسی و سال دستگیری و بیمارستان‌های متفاوت انتخاب شوند. از دستیاران خواسته شد بعد از خواندن هر سوال آن را به زبان خود بیان کنند و اولین مطلبی را که به ذهنشان خطور می‌کند، اظهار نمایند و همچنین جملات و عبارات نامفهوم یا دوپهلو را مشخص نمایند. در ادامه از آنان خواسته شد که به سوال‌های پرسش‌نامه پاسخ داده و زمانی را که صرف پاسخ‌گویی کرده‌اند، یادداشت نمایند. این کار با هدف اطمینان از کوتاه بودن زمان پاسخ‌گویی انجام شد. در این مرحله، سوالاتی که از نظر دستیاران مبهم و از نظر پاسخ‌گویی مشکل به نظر می‌رسید، مشخص و پس از جمع‌بندی اصلاحات لازم اعمال شد. پایایی پرسش‌نامه با استفاده از روش آزمون-بازآزمون و با فاصله زمانی دو هفته در همان گروه از دستیاران صورت گرفت.

جهت تعیین روایی سازه از روش تحلیل عاملی استفاده شد. ابتدا به منظور بررسی این که آیا مقیاس سنجش ادراک محیط آموزشی short-version PHEEM در میان دستیاران جامعه‌ی مورد مطالعه ساختار سه عاملی را تکرار خواهد کرد یا نه، تحلیل عاملی اکتشافی با چرخش واریماکس صورت گرفت. جهت انجام تحلیل عاملی، ابتدا آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO)، برای حصول اطمینان از کفایت حجم نمونه محاسبه شد. سپس از آن‌جا که همبستگی بین پرسش‌های آزمون زیربنای تحلیل عوامل است، برای این که مشخص شود همبستگی بین متغیرها برابر صفر نیست از آزمون کرویت بارتلت استفاده شد. در ادامه به منظور تایید متجانس بودن گویه‌های این مقیاس از نظر محتوا و ابعاد زیربنایی تحلیل عاملی تاییدی سه عاملی روی این مقیاس انجام شد. پرسش‌نامه‌ی اصلاح شده در اختیار ۵۴۸ نفر دستیار پزشکی از ۲۴ رشته تخصصی به روش نمونه‌گیری در دسترس قرار گرفت (۲۲). طبق راهنمای Munro در این روش از دسترس‌ترین افراد جامعه درخواست می‌شود که در پژوهش مشارکت کنند و معمولاً نتایج به دست آمده قابل تعمیم به کل جامعه نیست. قبل از اجرای پرسش‌نامه به کلیه‌ی شرکت‌کنندگان در مورد اهداف پژوهش توضیح داده شد. پس از اطمینان دادن به نمونه‌ها در مورد محرمانه ماندن اطلاعات،

رضایت آگاهانه کتبی کسب شد. جهت اجرای پرسش‌نامه، در مرحله نخست نامه‌ای برای مدیران گروه‌های آموزشی ارسال و سپس با حضور در بخش‌ها، پرسش‌نامه توسط دستیاران تخصصی تکمیل گردید.

داده‌ها با استفاده از برنامه‌های آماری SPSS و Smart-PLS 3 تجزیه و تحلیل شد. پس از بررسی شاخص‌های CVI و CVR، جهت بررسی روایی سازه، ابتدا تحلیل عاملی اکتشافی داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS و سپس تحلیل عاملی تاییدی با استفاده از نرم‌افزار Smart-PLS 3 انجام گرفت. برای شناسایی فاکتورهای زیربنایی، تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس‌ها از روش حداکثر درست‌نمایی با چرخش ابلیمن استفاده شد. برای این منظور با استفاده از نرم‌افزار SPSS و شاخص Kaiser Meyer Olkin (KMO) و آزمون Bartlett's Test of Sphericity قابلیت انجام تحلیل عاملی اکتشافی و کفایت حجم نمونه مورد آزمون قرار گرفت. برای آزمون KMO مقدار $KMO \geq 0.7$ و معنی‌دار بودن نتایج آزمون Bartlett به‌عنوان معیار قابل قبول برای کفایت حجم نمونه و ماتریس همبستگی در نظر گرفته شد. معیار قابل قبول

برای نگه داشتن هر عامل در پرسش‌نامه بالای ۰/۳ و مقدار ویژه بالای یک در نظر گرفته شد. برای محاسبه‌ی همسانی درونی پرسش‌نامه از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد و ثبات درونی بیش از ۰/۷ مناسب در نظر گرفته شد. همچنین پایایی آزمون و باز آزمون (ضریب همبستگی بین شاخه‌ای یا ICC) محاسبه شد (جدول ۱). مقدار نمره ملاک برای مناسب بودن ضرایب بارهای عاملی در تحلیل عاملی تاییدی ۰/۴ و مقدار مناسب برای آلفای کرونباخ ۰/۷، برای پایایی ترکیبی ۰/۷ و برای میانگین واریانس استخراجی (AVE) ۰/۵ در نظر گرفته شد.

یافته‌ها

در مرحله‌ی مطالعه‌ی مقدماتی (جهت بررسی روایی صوری)، ۲۰ دستیار که ۱۲ نفر (۶۰٪) آن‌ها زن بودند، مشارکت داشتند. میانگین توزیع سنی دستیاران ۳۲ سال بود. بررسی روایی محتوایی براساس نظر ۱۸ نفر از متخصصان انجام شد. از این تعداد، ۱۴ نفر (۷۷/۸٪) زن بودند. از نظر مرتبه علمی ۱۱ نفر (۶۶/۱٪) استادیار، ۴ نفر (۲۲/۲٪) دانشیار و بقیه استاد بودند.

جدول ۱: نمونه روایی محتوای کیفی نسخه کوتاه پرسش‌نامه‌ی ادراک محیط آموزشی

قبل از روایی محتوای کیفی	بعد از روایی محتوای کیفی
(۱) حمایت استادان و مهارت‌های تدریس	
۱. استادان بالینی من از مهارت‌های مشورتی خوبی برخوردارند.	۱. استادان از مهارت‌های خوبی برای ارائه مشاوره به دستیاران برخوردارند.
۲. من بازخورد منظمی از سال‌بالایی‌ها دریافت می‌کنم.	۲. من دایما از دستیاران ارشد (سال‌بالایی) خود بازخورد می‌گیرم.
۳. استادان بازخورد خوبی نسبت به نقاط ضعف و قوت من ارائه می‌دهند.	۳. استادان بازخوردهای سازنده‌ای نسبت به نقاط ضعف و قوت عملکرد بالینی من ارائه می‌دهند.
۴. استادان با سابقه از فرصت‌های یادگیری، به‌طور موثر استفاده می‌کنند.	۴. استادان و دستیاران ارشد از فرصت‌های یاددهی-یادگیری، به‌طور موثر استفاده می‌کنند.
(۲) شرایط کار و زمان تخصیص یافته برای یادگیری	
۱. ساعات کاری من با ساعت موظفی دستیاران، یعنی ۴۵ ساعت در هفته، منطبق است.	۱. ساعات کاری من با قوانین و مقررات موجود در کشور برای رشته دستبازی تطابق دارد.
۲. من از مدت زمان آموزش مقتضی در این سمت برخوردار هستم.	۲. برای من به‌عنوان دستیار، زمان مجزایی برای استفاده از برنامه‌های آموزشی اختصاص داده شده است.
۳. حجم کاری من در مقام یک دستیار مناسب است.	۳. بار کاری من به‌عنوان دستیار مناسب است.
۴. من یک قرارداد کاری دارم که اطلاعاتی در مورد ساعات کار در اختیارم می‌گذارد.	۴. ساعات کار موظف من به‌طور مشخص به من اعلام شده است.
(۳) عدم آزار و اذیت	
* ۱. تبعیض قومیتی در دوره‌ی دستبازی وجود دارد.	* ۱. در این بخش برای دستیاران تبعیض قومیتی وجود دارد.
* ۲. تبعیض جنسیتی در دوره‌ی دستبازی وجود دارد.	* ۲. در این بخش برای دستیاران تبعیض جنسیتی وجود دارد.
* ۳. مجبورم کارهای نامتناسب با جایگاهم را انجام دهم.	* ۳. من مجبورم وظایفی را انجام بدهم که با جایگاهم به‌عنوان دستیار تناسبی ندارد.
* ۴. با من برخورد نامناسبی می‌شود.	* ۴. بدون دلیل با من تماس گرفته می‌شود و بر بالین بیمار فراخوانده می‌شوم.

*نمره‌گذاری معکوس

سادگی یا روان بودن ۰/۸۶). نظرات اصلاحی متخصصان در زمینه‌ی شیوه‌ی نگارش، استفاده گردید و در گویه‌های ۱، ۴، ۶ و ۱۲ اصلاحات ضروری جهت ساده‌تر نمودن و قابلیت درک بیشتر دستیاران انجام شد (جدول ۱).

نسبت روایی محتوا ۰/۹۳ به دست آمد که براساس جدول لاوشه، چون بیشتر از ۰/۶۲ می‌باشد، مورد پذیرش است. شاخص روایی محتوا با استفاده از روش Waltz و Bausell، ۰/۸۸ به دست آمد (از بُعد مربوط یا اختصاصی بودن ۰/۸۳، از بُعد واضح یا شفاف بودن ۰/۸۲، از بُعد

جدول ۲: ویژگی‌های جمعیت مورد مطالعه (N= ۵۳۸)

متغیر	فراوانی (N)	درصد (%)
جنسیت		
مرد	۱۹۳	۳۵/۹
زن	۳۴۵	۶۴/۱
رشته تخصصی		
آسیب‌شناسی	۲۱	۳/۹
ارتوپدی	۲۱	۳/۹
ارولوژی	۱۳	۲/۴
بیهوشی	۲۶	۴/۸
رادیو آنکولوژی	۱۵	۲/۸
پزشکی قانونی	۶	۱/۱
پزشکی ورزشی	۸	۱/۵
پزشکی هسته‌ای	۱۸	۳/۳
پوست	۲۹	۵/۴
جراحی عمومی	۲۵	۴/۶
جراحی مغز و اعصاب	۱۵	۲/۸
چشم	۳۶	۶/۷
داخلی	۷۲	۱۳/۴
داخلی مغز و اعصاب	۱۴	۲/۶
رادیولوژی	۳۳	۶/۱
روان‌پزشکی	۲۳	۴/۳
زنان و زایمان	۴۳	۸/۰
طب اورژانس	۱۴	۲/۶
طب کار	۱۶	۳/۰
عفونی و گرمسیری	۲۴	۴/۵
قلب و عروق	۳۹	۷/۲
گوش، گلو و بینی	۱۱	۲/۰
پزشکی خانواده	۶	۱/۱
طب فیزیکی	۱۰	۱/۹
سال دستیار		
سال اول	۱۶۵	۳۰/۷
سال دوم	۱۵۰	۲۷/۹
سال سوم	۱۴۰	۲۶/۰
سال چهارم	۸۳	۱۵/۴
سن (به سال)	میانگین	انحراف معیار (SD)
	۳۲/۲۴	۴/۹۹

پزشکی خانواده ۶ نفر (۱/۱٪) بودند. ۳۴۵ نفر (۶۴/۱٪) از دستیاران زن بودند. میانگین توزیع سنی دستیاران ۳۲/۲۴ با انحراف معیار ۴/۹۹ و کمترین سن ۲۶ و بیشترین سن ۵۷ بود. توزیع فراوانی و درصد دستیاران با توجه به متغیرهای جمعیت‌شناختی به تفکیک در جدول ۲ ارائه شده است.

در نهایت جهت بررسی روایی سازه و پایایی، از تعداد ۵۴۸ پرسش‌نامه‌ی توزیع شده ۵۳۸ پرسش‌نامه توسط دستیاران از ۲۴ رشته تخصصی تکمیل گردید (نرخ پاسخ‌دهی = ۹۸/۷ درصد). بیشترین تعداد دستیاران مربوط به رشته داخلی ۷۲ نفر (۱۳/۴٪) و کمترین تعداد مربوط به رشته‌های پزشکی قانونی و

جدول ۳: مقادیر KMO و نتایج آزمون کرویت بارلت

آزمون کفایت حجم نمونه (KMO)	
۰/۸۳۷	
۱۸۳۹/۵۱۴	کای دو
۶۶	درجه آزادی
۰/۰۰۰	سطح معنی‌داری
آزمون کرویت بارلت (Bartlett's Test of Sphericity)	

جهت انجام تحلیل عاملی اکتشافی ابتدا مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی، ارزیابی و سپس تحلیل مولفه‌های اصلی (PCA) اجرا شد. بررسی ماتریس همبستگی وجود ضرایب $0/3$ و بالاتر را نشان داد. مقدار KMO، همبستگی را تایید می‌کند (جدول ۳).

$0/83$ بود، این مقدار بیشتر از مقدار توصیه شده $0/6$ می‌باشد و آزمون Bartlett به لحاظ آماری معنی دار بود ($P < 0/001$) که عامل‌پذیری ماتریس همبستگی را تایید می‌کند (جدول ۳).

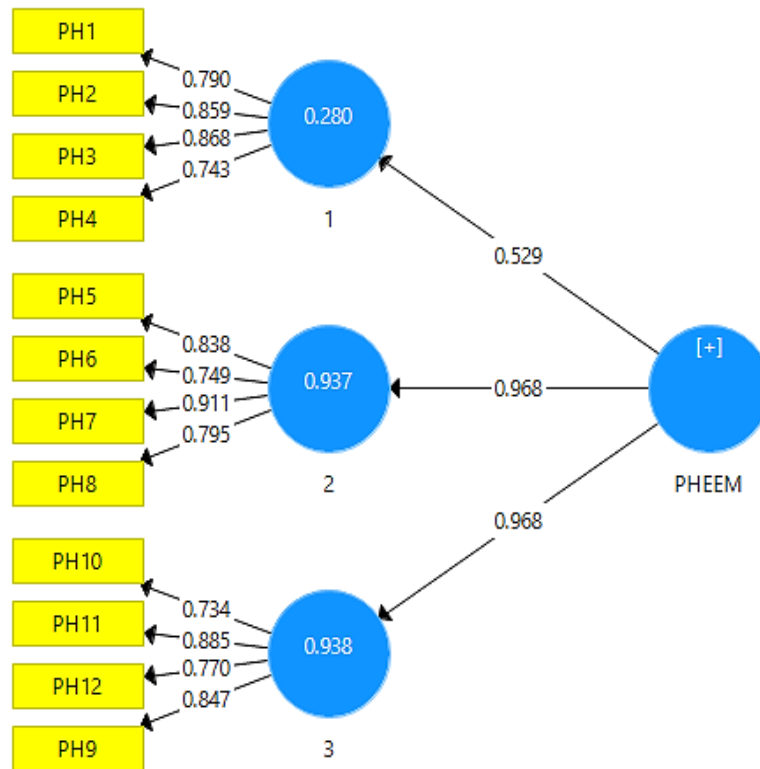
جدول ۴: ماتریس الگو و ساختار برای PCA با چرخش Oblimin

گویه	ماتریس ساختار			ماتریس الگو ^a		
	مولفه ۱	مولفه ۲	مولفه ۳	مولفه ۱	مولفه ۲	مولفه ۳
۷	$0/873$			$0/890$		
۵	$0/864$			$0/881$		
۸	$0/790$			$0/767$		
۶	$0/742$			$0/669$		
۹	$-0/773$			$-0/804$		
۱۰	$-0/770$			$-0/792$		
۱۲	$0/666$			$0/608$		
۱۱	$0/687$			$0/601$		
۳		$0/853$	$0/819$			
۲		$0/753$	$0/813$			
۴		$0/830$	$0/809$			
۱		$0/746$	$0/684$			
مقدار ویژه	$1/508$	$1/760$	$4/456$	-	-	-
درصد واریانس تبیین شده	$12/569$	$14/664$	$37/133$	-	-	-

برای یادگیری بار عاملی قوی روی مولفه ۲ و سوال‌های عدم آزار و اذیت بار عاملی قوی روی مولفه ۳ داشتند. همبستگی منفی ضعیفی بین عامل ۱ و ۲ وجود داشت ($r = -0/20$). همچنین همبستگی ضعیفی بین عامل ۱ و ۳ وجود داشت ($r = -0/39$).

در نمودار ۱ نتایج تحلیل عاملی تاییدی پرسش‌نامه و ضرایب بارهای عاملی هریک از سوالات، ارائه شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود تمام سوالات بارهای عاملی معناداری روی سازه‌ی ابعاد پرسش‌نامه دارند. مقدار ملاک برای مناسب بودن ضرایب بارهای عاملی $0/4$ می‌باشد. همان‌گونه که مشخص است تمامی هشت عدد ضرایب بارهای عاملی سوالات از $0/4$ بیشتر است که نشان از مناسب بودن این معیار دارد.

تحلیل مولفه‌های اصلی وجود سه مولفه با مقدارهای ویژه بیشتر از ۱ را نشان داد که به ترتیب $37/1\%$ ، $14/6\%$ و $12/5\%$ واریانس را تبیین می‌کنند. راه‌حل سه مولفه‌ای در مجموع $64/3\%$ واریانس را تبیین کرد، که مولفه‌ی اول $37/13\%$ ، مولفه‌ی دوم $14/66\%$ و مولفه‌ی سوم $12/56\%$ سهم داشتند. جدول ۴ تعداد عوامل استخراج شده را نشان می‌دهد. برای کمک به تفسیر سه مولفه استخراج شده، چرخش ابلیمین (تحلیل مولفه‌های اصلی) اجرا شد (جدول ۴). راه‌حل چرخش یافته وجود یک ساختار ساده را نشان داد. هر سه مولفه چندین بار عاملی قوی و همه متغیرها بار عاملی قابل توجهی روی تنها یک مولفه نشان دادند. سوال‌های حمایت استادان و مهارت‌های تدریس بار عاملی قوی روی مولفه ۱، سوال‌های شرایط کاری و زمان تخصیص یافته



نمودار ۲: ضرایب بار عاملی پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی (PHEEM)

جدول ۵: معیار پایایی آزمون-بازآزمون، پایایی ترکیبی، روایی همگرا و آلفای کرونباخ پرسش‌نامه‌ی (PHEEM)

متغیرهای مکنون	ضریب پایایی ترکیبی (Alpha>0/7)(CR)	میانگین واریانس استخراجی (AVE>0/5)	Rho_A	ضریب آلفای کرونباخ (Alpha>0/7)	ضریب همبستگی بین رشته‌ای (ICC)
حمایت استادان و مهارت‌های تدریس	0/88	0/66	0/83	0/83	0/94
شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری	0/89	0/68	0/84	0/84	0/93
عدم آزار و اذیت	0/88	0/65	0/83	0/82	0/89
کل پرسش‌نامه	0/88	0/67	0/83	0/83	0/90

آزار و اذیت برابر با 0/65 می‌باشد؛ که با توجه به ملاک مورد نظر (0/5 و بالاتر) وضعیت مطلوبی را نشان می‌دهد.

باتوجه به این که مقدار مناسب برای آلفای کرونباخ 0/7، برای پایایی ترکیبی 0/7 و برای میانگین واریانس استخراجی (AVE) 0/5 است و مطابق با یافته‌های جدول ۵ تمامی این معیارها در مورد متغیرهای مکنون مقدار مناسبی را اتخاذ نموده‌اند، می‌توان مناسب بودن وضعیت پایایی و روایی همگرایی پرسش‌نامه‌ی کیفیت محیط آموزشی (PHEEM) را تایید نمود. مقادیر ضریب همبستگی بین رشته‌ای (ICC) پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM حاصل از آزمون-بازآزمون با فاصله‌ی دو هفته برای کل ICC=0/90 و برای خرده مقیاس حمایت استادان و مهارت‌های

ضریب پایایی آلفای کرونباخ متغیرهای حمایت استادان و مهارت‌های تدریس برابر با 0/83، شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری برابر با 0/84 و عدم آزار و اذیت برابر با 0/82 به دست آمد که نشان‌دهنده‌ی این است که گویه‌های پرسش‌نامه از همسانی درونی لازم برخوردار هستند. همچنین پایایی ترکیبی متغیرهای حمایت استادان و مهارت‌های تدریس برابر با 0/88، شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری برابر با 0/89 و عدم آزار و اذیت برابر با 0/88 به دست آمد. بنابراین گویه‌های این متغیرها از پایایی لازم برخوردار هستند. آن‌گونه که جدول ۴ نشان می‌دهد میانگین واریانس استخراجی (AVE) برای هر یک از متغیرهای حمایت استادان و مهارت‌های تدریس برابر با 0/66، شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری برابر با 0/68 و عدم

تدریس برابر با ۰/۹۴، شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری برابر با ۰/۹۳ و عدم آزار و اذیت برابر با ۰/۸۹ به دست آمد.

جدول ۶: روایی واگرا بر اساس معیار Fornell-Larcker

سازه‌ها	حمایت استادان و مهارت‌های تدریس	شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری	عدم آزار و اذیت
حمایت استادان و مهارت‌های تدریس	۰/۸۱	-	-
شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری	۰/۳۱	۰/۸۲	-
عدم آزار و اذیت	۰/۳۲	۰/۵۲	۰/۸۱

روایی واگرا از طریق مقایسه‌ی همبستگی یک سازه با شاخص‌هایش در مقابل همبستگی آن سازه با سایر سازه‌ها (معیار Fornell-Larcker) انجام شد. همان‌گونه که از جدول ۵ مشخص است، مقدار جذر AVE (روایی همگرا) هر سازه از مقدار همبستگی سایر سازه‌ها بیشتر است. از این رو می‌توان گفت که سازه‌ها (متغیرهای مکنون) در مدل، تعامل بیشتری با شاخص‌های خود دارند تا با سازه‌های دیگر، به بیان دیگر متغیرها از روایی واگرای مناسبی برخوردارند (جدول ۶).

بحث

مطالعه‌ی حاضر با هدف ترجمه و روان‌سنجی نسخه‌ی کوتاه پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM در دستیاران دانشگاه علوم پزشکی تهران انجام شد. این مطالعه، اولین مطالعه در ایران است که به بررسی روان‌سنجی پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM در دستیاران دانشگاه علوم پزشکی تهران پرداخته است. مطالعه‌ی حاضر با تعداد بالای دستیاران از ۲۴ رشته‌ی مختلف تخصصی انجام شد و این در حالی است که در مطالعات قبلی که با استفاده از نسخه اصلی PHEEM انجام شد، با حجم نمونه‌ی کمتر و با دستیاران یک تخصص (۱۴) تا حداکثر ۷ تخصص انجام شد (۱۵). در مجموع، بر اساس یافته‌های مطالعه‌ی حاضر نسخه‌ی کوتاه پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است. نتایج به دست آمده از بررسی روایی محتوا نشان‌دهنده‌ی مطلوب بودن شاخص روایی محتوایی (CVI) و نسبت روایی محتوایی (CVR) برای همه آیت‌ها بود که در نتیجه‌ی آن، هیچ آیت‌می از پرسش‌نامه حذف نشد. گویه‌های (۱۲ و ۱۳ و ۱۴) متناسب با شرایط بیمارستان‌های مورد بررسی نیاز به تغییرات داشتند. شکوهی و همکاران نیز در مطالعه‌ی خود CVI و CVR بالای ۰/۸ را برای پرسش‌نامه‌ی اصلی گزارش نمودند (۱۵).

بر اساس تحلیل عاملی اکتشافی به روش مولفه‌های اصلی (PCA)، نسخه‌ی کوتاه پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM شامل سه مولفه‌ی استادان و مهارت‌های تدریس (۴ گویه)، شرایط کاری و زمان تخصیص یافته برای یادگیری (۴ گویه) و عدم آزار و اذیت (۴ گویه) تایید گردید. ضرایب بارهای عاملی سوالات با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی نشان از مناسب بودن اعتبار سازه‌ی پرسش‌نامه داشت. با توجه به این که تنها در یک مطالعه (Bose و Gijsselaers) از نسخه‌ی کوتاه پرسش‌نامه‌ی محیط آموزشی short-version PHEEM استفاده شده است و در آن مطالعه هم اطلاعاتی مبنی بر روایی سازه ارایه نشده است، ما نتایج مطالعه را با مطالعات مربوط به روایی سازه با فرم اصلی پرسش‌نامه مقایسه می‌کنیم. در مطالعه‌ی Koutsogiannou و همکاران، مدل یک عاملی ۳۲ درصد از واریانس را به خود اختصاص داد و برازش بهتری نداشت (۲۳). در مطالعه‌ی Boor و همکاران نیز تحلیل عاملی اکتشافی به همراه چرخش واریانس مقیاس یک بعدی را نشان داد (۲۴). در مطالعه‌ی حاضر، راه‌حل سه مولفه‌ای در مجموع ۶۴/۳٪ واریانس را تبیین کرد، که قوی‌ترین عامل، عمدتاً شامل سوالاتی در مورد حمایت استادان و مهارت‌های تدریس بود و به تنهایی ۳۷/۱٪ واریانس را تبیین نمود. نتایج این مطالعه با یافته‌های Wall و همکاران مبنی بر قوی بودن عامل حمایت استادان و مهارت‌های تدریس همخوانی دارد (۹). بنابراین می‌توان گفت حمایت استادان و مهارت‌های تدریس بیشترین نقش را در ارتقای کیفیت محیط یاددهی-یادگیری دارند.

پایایی کل پرسش‌نامه بر اساس آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۳ به دست آمد که نشان‌دهنده‌ی همسانی درونی بالاست. همچنین نتایج نشان‌دهنده‌ی همسانی درونی و پایایی گویه‌ها در سطح خرده مقیاس‌ها بود. کمترین میزان آلفای کرونباخ مربوط به حیطه‌ی عدم آزار و اذیت و بیشترین میزان آن مربوط به حیطه‌ی زمان تخصیص یافته برای یادگیری بود. نتایج همسانی درونی در مطالعه‌ی پیش‌رو بالاتر از مطالعه‌ی Bose و Gijsselaers که نسخه‌ی اصلی کوتاه شده PHEEM را ارایه

روایی پیش‌بین پرسش‌نامه را نسنجیده‌ایم.

نتیجه‌گیری

در مجموع، می‌توان گفت که نسخه‌ی فارسی پرسش‌نامه‌ی PHEEM short-version یک ابزار پایا و روا می‌باشد و می‌تواند به‌عنوان ابزاری کاربردی و مفید جهت ارزیابی محیط آموزشی با هدف شناسایی نقاط ضعف و قوت برنامه‌دستیاری استفاده گردد. این مطالعه در دانشگاه علوم پزشکی تهران انجام شده است لذا پیشنهاد می‌شود برای افزایش قابلیت تعمیم نتایج مطالعات بیشتر در سایر محیط‌های دستیاری در کشور انجام شود. همچنین، با توجه به این‌که روان‌سنجی این پرسش‌نامه براساس نظرات یکی از ذینفعان، یعنی نظر دستیاران تخصصی انجام شده است، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی نظرات سایر ذینفعان (استادان، پرستاران و بیماران) در نظر گرفته شود.

تشکر و قدردانی

مقاله‌ی حاضر بخشی از طرح نصر به شماره‌ی ۹۷۰۵۴۹ و دارای کد اخلاق (IR.TUMS.MEDICINE.REC.1398.501) از کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی تهران است. بدین وسیله نویسندگان از مرکز ملی تحقیقات راهبردی آموزش پزشکی (نصر)، اعضای هیات علمی و دستیارانی که در مراحل مختلف پژوهش ما را یاری کردند کمال تشکر را دارند.

کردند (آلفای ۰/۶۸)، گزارش شد (۱۳). در مقابل، در عمده مطالعاتی که از نسخه اصلی ۴۰ سوالی PHEEM استفاده کردند، میزان آلفای کرونباخ ترتیب بالاتر از ۰/۸۰ گزارش شد (۹ و ۱۰). پرسش‌نامه، وابسته بودن این ضریب به تعداد آیتم‌ها می‌تواند باشد. ابزاری با ۴۰ آیتم ممکن است مقدار بالاتری نسبت به ابزاری با (مثلاً) ۱۲ آیتم با پایایی معادل تولید کند. در هر حال، ضریب همسانی درونی برای کل پرسش‌نامه و برای خرده مقیاس‌ها در مطالعه‌ی پیش‌رو مطلوب گزارش شد. با توجه به جدید بودن پرسش‌نامه‌ی کوتاه شده، این نتایج نیاز به بررسی و تایید در سایر محیط‌ها دارد. در بررسی پایایی آزمون بازآزمون در این مطالعه مقدار ضریب ICC نمره کل برابر با ۰/۹۰ حاصل شد که حاکی از پایایی بالای این پرسش‌نامه است. کمترین مقدار ICC مربوط به حیطه‌ی عدم آزار و اذیت ۰/۸۹ و بیشترین مقدار مربوط به حیطه‌ی استادان و مهارت‌های تدریس ۰/۹۴ بود. مطالعه‌ی مشابهی که میزان همسویی یا غیر همسویی این بخش را بتوان با آن مقایسه نمود، یافت نشد. محدودیت مطالعه‌ی حاضر آن است که در بیمارستان‌های تابع دانشگاه علوم پزشکی تهران انجام شده است و تعمیم‌پذیری نتایج را محدود می‌سازد. همچنین، با توجه به این‌که روان‌سنجی این پرسش‌نامه براساس نظرات یکی از ذینفعان، یعنی نظر دستیاران تخصصی انجام شده است، نظرات سایر ذینفعان (استادان، پرستاران و بیماران) در نظر گرفته نشده است. بنابراین ما حداقل به دو منبع اصلی جهت ارزیابی محیط آموزشی نیاز داریم (۲۵) و این از محدودیت‌های این مطالعه بود. از محدودیت‌های دیگر مطالعه این بود که ما روایی همزمان یا

References

1. Elzain M, Moran L, Mc-Carthy G, Hyde S & Mc-Farland J. Evaluation of postgraduate educational environment of doctors training in psychiatry: A mixed method study. Available at: <https://www.biorxiv.org/content/10.1101/2022.02.24.481497v1.full.pdf>. 2022.
2. Flaherty GT, Connolly R & O'Brien T. Measurement of the postgraduate educational environment of junior doctors training in medicine at an Irish university teaching hospital. *Irish Journal of Medical Science* 2016; 185(1): 565-71.
3. Kilty C, Wiese A, Bergin C, Flood P, Fu N, Horgan M, et al. A national stakeholder consensus study of challenges and priorities for clinical learning environments in postgraduate medical education. *BMC Medical Education* 2017; 17(226): 1-9.
4. Grech M & Grech S. An analysis of the educational environment at the malta foundation programme using the postgraduate hospital educational environment measure (PHEEM). *Journal of Medical Education and Curricular Development* 2021; 8(1): 1-11.
5. Nisar S & Khaliq T. Perception of post graduate educational environment among radiology residents using PHEEM criteria: A comparison between two public sector hospitals. *Pakistan Journal of Medical and Health Sciences* 2022; 16(7): 129-32.

6. Iqbal MZ, Alaskar M, Alahmadi Y, Alhwiesh BA & Mahrous AA. Perceptions of residents on the microlearning environment in postgraduate clinical training. *Education Research International* 2021; 2021(1): 1-6.
7. Quine L. Workplace bullying in junior doctors: Questionnaire survey. *British Medical Journal (BMJ)* 2002; 324(7342): 878-9.
8. Spencer J & Lennard T. Time for gun control? *Medical Education* 2005; 39(9): 868-9.
9. Wall D, Clapham M, Riquelme A, Vieira J, Cartmill R, Aspegren K, et al. Is PHEEM a multi-dimensional instrument? An international perspective. *Medical Teacher* 2009; 31(11): e521-e7.
10. Roff S, Mc-Aleer S & Skinner A. Development and validation of an instrument to measure the postgraduate clinical learning and teaching educational environment for hospital-based junior doctors in the UK. *Medical Teacher* 2005; 27(4): 326-31.
11. Badsar A, Rahbar-Taramsari M, Hoseinpour J & Khajeh-Jahromi S. Postgraduate trainees' perception of the clinical learning environment at an Iranian medical sciences university. *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 2012; 46(1): 1084-90.
12. Riquelme A, Herrera C, Aranis C, Oporto J & Padilla O. Psychometric analyses and internal consistency of the PHEEM questionnaire to measure the clinical learning environment in the clerkship of a medical school in Chile. *Medical Teacher* 2009; 31(6): e221-e5.
13. Bose MM & Gijsselaers WH. Why supervisors should promote feedback-seeking behaviour in medical residency. *Medical Teacher* 2013; 35(11): e1573-83.
14. Jalili M, Mortaz-Hejri S, Ghalandari M, Moradi-Lakeh M, Mirzazadeh A & Roff S. Validating modified PHEEM questionnaire for measuring educational environment in academic emergency departments. *Archives of Iranian Medicine* 2014; 17(5): 372-7.
15. Shokoohi S, Emami AH, Mohammadi A, Ahmadi S & Mojtahedzadeh R. Psychometric properties of the postgraduate hospital educational environment measure in an Iranian hospital setting. *Medical Education Online* 2014; 19(1): 24546.
16. Han ER & Chung EK. The perception of medical residents and faculty members on resident duty hour regulation. *Korean Journal of Medical Education* 2020; 32(1): 67-72.
17. Nassar AK, Waheed A & Tuma F. Academic clinicians' workload challenges and burnout analysis. *Cureus* 2019; 11(11): e6108.
18. Streiner D & Norman G. *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*, 2nded. Oxford: Oxford University Press; 1995: 66.
19. Aspegren K, Bastholt L, Bested KM, Bonnesen T, Ejlersen E, Fog I, et al. Validation of the PHEEM instrument in a Danish hospital setting. *Medical Teacher* 2007; 29(5): 498-500.
20. Wen-Chan CY, Sum MY, Lim WS, Ming-Chew NW, Samarasekera DD & Sim K. Adoption and correlates of postgraduate hospital educational environment measure (PHEEM) in the evaluation of learning environments - A systematic review. *Medical Teacher* 2016; 38(12): 1248-55.
21. World Health Organization. *Process of translation and adaptation of instruments*. Available at: <https://www.mhinnovation.net/sites/default/files/files/WHO%20Guidelines%20on%20Translation%20and%20Adaptation%20of%20Instruments.docx>. 2022.
22. Munro BH. *Statistical methods, For health care research*, 5thed. USA: Lippincott Williams and Wilkins; 2004: 23.
23. Koutsogiannou P, Dimoliatis IDK, Mavridis D, Bellos S, Karathanos V & Jelastopulu E. Validation of the postgraduate hospital educational environment measure (PHEEM) in a sample of 731 Greek residents. *BMC Research Notes* 2015; 8(1): 734.

24. Boor K, Scheele F, Van-Der-Vleuten CP, Scherpbier AJJ, Teunissen PW & Sijtsma K. Psychometric properties of an instrument to measure the clinical learning environment. *Medical Education* 2007; 41(1): 92-9.
25. Karakitsiou DE, Markou A, Kyriakou P, Pieri M, Abuaita M, Bourousis E, et al. The good student is more than a listener - The 12+1 roles of the medical student. *Medical Teacher* 2012; 34(1): e1-8.

Psychometric Properties of Short Version of the Postgraduate Hospital Educational Environment Measure (PHEEM) for the Residents of Tehran University of Medical Sciences

Roghayeh Gandomkar¹ (M.D.), Azim Mirzazadeh² (M.D.), Amin Hoseini Shavoun^{3*} (M.S.)

1 Associate Professor, Department of Medical Education, School of Medicine, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

2 Professor, Department of Internal Medicine, School of Medicine, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

3 Ph.D. Candidate in Medical Education, School of Medicine, Tehran University of Medical Sciences, Tehran, Iran

Abstract

Received: 23 Jul. 2022
Accepted: 9 Dec. 2022

Background and Aim: Evaluation of hospital environments with reliable and valid tools is considered to be one of the essential prerequisites for continuous improvement of the hospital learning environment. The present study aimed to translate and evaluate psychometric properties of the short version of the PHEEM questionnaire among the residents of Tehran University of Medical Sciences residents.

Materials and Methods: This was a psychometric evaluation study. After translation and back translation, the questionnaire was provided to 18 experts. The content validity was qualitatively checked using the coefficients of content validity ratio (CVR), content validity index (CVI), and face validity. Then, the revised questionnaire was distributed among 20 residents. Face validity was evaluated by qualitative method and cognitive interview to check the questionnaire items in terms of difficulty level, appropriateness, and ambiguity. The test-retest method checked initial reliability by redistributing the questionnaire to the same residents with an interval of two weeks. In order to determine construct validity, the modified questionnaire was distributed among 548 medical residents from 24 specialized fields. The sample was selected using the convenience sampling method. Then the data were analyzed using exploratory and confirmatory factor analysis. Internal consistency was calculated using Cronbach's alpha.

Results: The questionnaire's content validity ratio (CVR) and content validity index (CVI) were 0.93 and 0.88, respectively. Based on the results of face validity, some minor changes were made to the vocabulary of most items, and item 12 was wholly changed. The ICC coefficient was more than 0.90 in all dimensions. In the exploratory factor analysis using the principal component method (PCA), the Kaiser-Meyer-Elkin value was 0.83. Bartlett's test of sphericity was statistically significant ($P < 0.001$), which confirms the functionality of the correlation matrix. The Cronbach's alpha coefficient of the questionnaire was 0.83, which indicates the internal consistency of the questionnaire items.

Conclusions: According to the results, the PHEEM short-version questionnaire has good reliability and validity (face, content, and structure) among medical residents. Therefore, this measure can be used to evaluate residents' perceptions regarding the quality of the educational environment of hospitals.

Keywords: Questionnaire, Factor Analysis, Psychometrics, Validity, Reliability

* Corresponding Author:
Hoseini Shavoun A
Email:
a_hosseinisha@razi.tums.ac.ir