مجله‌ی توسعه‌ی آمـوزش در علـوم پزشکی. دوره‌ی ۱۱، شماره ۳۰، تابستان ۹۷، صفحات ۵۶ تا ۶۹

http://zums.ac.ir/edujournal/

مقاله پژوهشی اصیل

اعتباریابی ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی

سید سجاد طباطبائی[1*]، مریم قربانی[2]

دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۰۳ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۶/۱۳ چاپ: ۱۳۹۷/۰۶/۳۰

چکیده

زمینه و هدف: *کیفیت خدمات آموزشی ارایه شده به دانشجویان پزشکی یکی از دغدغه‌های مهم متصدیان نظام آموزش پزشکی است. در حال حاضر، تعریف حوزه، مفهوم‌سازی و تعیین عامل‌ها برای مفهوم هویت معلمی پزشکان با ابهام نظری و روشی روبه‌روست و ریشه بسیاری از این ابهام‌ها و پیچیدگی‌ها به نبود ابزار مناسب و کوتاه برای اندازه‌گیری مربوط می‌شود. تهیه ابزار اندازه‌گیری معتبر و روا، گامی موثر در حوزه‌ی آموزش پزشکی است. هدف اصلی پژوهش حاضر ساخت و اعتباریابی ابزار کوتاه هویت معلمی هیات علمی پزشکی بود.*

روش بررسی: *پژوهش توصیفی از نوع همبستگی، با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای ۱۵۶نفر از اساتید ده دانشکده پزشکی انتخاب شدند و به پرسشنامه الکترونیکی پاسخ دادند. تحلیل‌های اکتشافی و تحلیل‌های روایی‌یابی و تاییدی به روش کمترین مربعات جزیی انجام شد که شامل: بررسی مدل‌های اندازه‌گیری (آلفای کرونباخ، ضرایب بارعاملی، پایایی مرکب، روایی همگرا و واگرا)، برازش مدل ساختاری (معناداری ضرایب مسیر، ضریب تعیین، پیش بینی مدل و شاخص نیکوی برازش) است.*

یافته‌ها: *ابزار نهایی ۲۰ گویه شناسایی شد که شامل چهار عامل حوزه‌ی تربیتی، حوزه‌ی آموزش و یادگیری، نگرش به آموزش پزشکی و توسعه حرفه‌ای بود. نتایج حاصله از تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی نشان‌دهنده‌ی مطلوبیت و قابل قبول بودن ساختار مکنون در سطح شاخص‌ها و عامل‌ها بود.*

نتیجه‌گیری: *با توجه به نتایج پژوهش حاضر می‌توان گفت که ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی، در جامعه پزشکی کشور، پایایی و روایی سازه خوبی دارد و می‌توان از آن برای سنجش و شناسایی نقاط قوت و ضعف هویت معلمی پزشکان و رشد و توسعه آموزش پزشکی بهره گرفت.*

واژگان کلیدی: ***هویت معلمی، هیات‌علمی پزشکی، ابزارکوتاه، اعتباریابی.***

این مقاله بدین صورت ارجاع داده شود:

Tabatabaei S S, Ghorbani M. Validation of the Teacher Identity for Medical Faculty Members Scale (Short Version). J Med Educ Dev. 2018; 11 (30) :56-69

۱- گروه علوم تربیتی، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان واحد تهران غرب دانشگاه آزاد اسلامی تهران، ایران.

۲- گروه علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

*نویسنده‌ی مسوول: گروه علوم تربیتی، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان واحد تهران غرب دانشگاه آزاد اسلامی تهران، ایران sajad71@ens.uk.ac.ir

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

رسالت اصلی دانشگاه‌های علوم پزشکی تربیت نیروی انسانی برای ارتقای بهداشت و درمان جامعه است. تدارک و طراحی برنامه‌های آموزش مداوم مطابق با نیازهای آموزشی گروه‌های هدف، از اولویت‌های مهم در اجرای برنامه‌های آموزشی است و همواره از طرف جامعه پزشکی مورد تاکید قرارگرفته است (۱). همه استادان علوم پزشکی به شیوه‌ی مورد نظر خود در تربیت نیروی انسانی کوشا هستند، ولی آن چه اهمیت دارد، این است که استادان درباره تجربه خویش تفکر کنند و تفکرشان را بر یادگیری دانشجویان متمرکز سازند؛ به‌طوری که اگر دوباره شانس تدریس را داشتند، از خود بپرسند که چه‌کار کنند تا کیفیت کلاس بهتر شود و آن را به شیوه‌ای متفاوت‌تر اجرا کنند (۲). بنابراین ماموریت اصلی آموزش علوم پزشکی، تربیت کارکنانی توانمند و شایسته است که دانش، نگرش و مهارت‌های لازم برای حفظ و ارتقای سلامت آحاد جامعه را داشته باشد (۳).

پیچیدگی‌های فزاینده محیط‌های درمانی ایجاب می‌کند که پزشکان به‌عنوان مهم‌ترین عضو گروه درمانی از هویت حرفه‌ای لازم برخوردار باشد که این مهم در گرو توانمندی و هویت حرفه‌ای معلمی مدرسان پزشکی خواهد بود (٤، ٥). بدیهی است چنانچه مدرسان پزشکی هویت‌های حرفه‌ای لازم در تدریس دانشجویان را کسب نمایند، قادر خواهند بود نقش با اهمیت آموزش در تربیت پزشکان کارآمد را با شکل دهی به توانمندی‌ها و دیدگاه‌های مثبت دانشجویان در امر مراقبت و درمان مطلوب، به منصه ظهور رسانند (٥، ٦). در نتیجه هویت معلمی پزشکان یعنی حس شخصی و جمعی اساتید پزشکی از خود به‌عنوان یک معلم پزشکی در جامعه است؛ به عبارتی دیگر، هویت معلمی پزشکان به شکل شخصی، درونی و فردی از منظر شخصی هویت معلم و نیز به‌صورت جمعی، بیرونی و عمومی از منظر جمعی هویت معلم، شکل می‌گیرد (۷). تعریف اهیر و همکاران از اعتباریابی به این شرح می‌باشد: ارزیابی یک عمل، یک فرایند، یک برنامه یا یک ابزار تصمیم گیری در خصوص مناسب بودن آن، بنابراین هدف اصلی اعتباریابی تدوین مستندات و شواهدی مطمین جهت تصمیم‌گیری در مورد کیفیت و خصوصیات از پیش تعیین شده عمل، فرایند، برنامه یا ابزار مورد نظر هست (۸).

آموزش پزشکی بر تدریس پزشکان به دانشجویان، رزیدنت‌ها و پرسنل پزشکی خود متکی است. پزشکان به‌عنوان متخصص در ارایه‌ی مراقبت‌های پزشکی آموزش می‌بینند، اما از آموزش رسمی کمتری در امر تدریس، بهره‌مند می‌شوند (۹). بنابراین لازم است دانشکده‌های پزشکی برنامه‌های جهت آموزش و توسعه‌ی دانش، مهارت و نگرش تدریس در راستای بهبود هویت معلمی پزشکان به اساتید ارایه دهند (۱۰). دانشکده‌های پزشکی در جستجوی راه‌هایی به‌منظور افزایش جذب و حفظ پزشکان مراقبت‌های اولیه هستند. جذب و حفظ پزشکانی که تمایل به تدریس دانشجویان دارند برای دانشکده‌های پزشکی بسیار دشوار هست (۱۱). درعین‌حال، تدریس و مشارکت در فعالیت‌های آموزشی سبب افزایش لذت بردن در مراقبت از بیمار (۱۲)، بهبود در تخصص بالینی، رضایت شغلی (۱۳)، و لذت از تدریس می‌شود (١٤).

در نتایج پژوهش بیجارد، میجر و ورلوپ یافتند که بیشتر پژوهش‌های انجام شده در زمینه‌ی دانش، نگرش و مهارت‌های معلمان بوده است و کمتر پژوهشی در زمینه‌ی هویت معلم انجام شده است (۱۵) همچنین در پژوهش چونگ به این نتیجه دست یافت که اغلب مطالعات انجام شده در زمینه‌ی هویت حرفه‌ای معلم کیفی بوده است و کمتر پژوهشی با استفاده از روش‌های کمی صورت گرفته است (١٦). لذا محققان علاقه‌مند به هویت حرفه‌ای پرستاری (۱۷-۲۰)، هویت حرفه‌ای معلمان (۲۱-٢٤، ۱۵)، هویت حرفه‌ای

Archive of SID
www.SID.ir

هیات علمی (۲۵-۲۸) و هویت حرفه‌ای و معلمی پزشکان (۲۹،۳۰) در حد گسترده‌ای در مطالعات کیفی به آن پرداخته‌اند و مطالعات اندکی با استفاده از روش‌های کمی صورت گرفته است. صرفا در پژوهش‌های استار و همکاران به سنجش هویت معلمی پزشکان در آمریکا (۳۰)، چونگ به سنجش هویت حرفه‌ای و خدماتی معلمان در هنگ هنگ (۱۶) و در ایران پژوهش طباطبائی، مطهری‌نژاد و تیرگر به اعتباریابی ابزار سنجش هویت معلمی پزشکان پرداختند (۱۰). لذا، در این پژوهش با آگاهی از این مهم، سعی در ساخت و اعتباریابی ابزاری کوتاه جهت سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی شده است.

برداشت اعضای هیات علمی از هویت معلمی خودشان می تواند در ارایه‌ی اطلاعات به دانشکده‌های پزشکی در زمینه‌ی نحوه‌ی جذب، حفظ و ارایه‌ی حمایت مدرس‌ها کمک کند (۱۰). هم چنین دانشکده‌های پزشکی قادرند با استفاده از این ابزار کوتاه، عناصری که به‌عنوان نقاط قوت و ضعف اساتید است شناسایی کنند و با به‌کارگیری آن، اساتید، مربی‌ها و همه متصدیان نظام آموزشی پزشکی، مورد ارزشیابی و سنجش قرار گیرند. ابزار کوتاه هویت معلمی هیات علمی پزشکی به سبب چند ویژگی از جمله مختصر بودن، جدید بودن، مرتبط بودن با نظریه و تحقیق، به‌عنوان گزینه مناسب جهت آماده‌سازی زمینه استفاده آن در ایران انتخاب گردید. بنابراین در این پژوهش سعی شده عامل‌های زیربنایی کشف و شاخص‌های پایایی و روایی ابزار کوتاه شده هویت معلمی هیات علمی پزشکی را مورد اعتباریابی واقع شود.

روش بررسی

پژوهش حاضر بر اساس هدف، کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی (غیرآزمایشی) و به‌صورت خاص تحلیل عاملی و روش مدل‌سازی معادلات ساختاری مبتنی بر رویکرد کمترین مربعات جزئی (Partial Least Squares (PLS)) بود.

جامعه‌ی آماری مطالعه، کلیه‌ی استادان علوم پزشکی کشور بود که با استفاده از روش خوشه‌ای چند مرحله‌ای، به این ترتیب که از بین ۴۸ دانشکده‌های پزشکی دانشگاه‌های علوم پزشکی کشور به صورت تصادفی تعداد ۱۴ دانشکده طبق جدول ۱ انتخاب شدند؛ به این صورت، ابتدا ایمیل استادان دانشکده‌های پزشکی انتخاب شده از طریق وب سایت دانشکده‌ها جمع‌آوری شد و سپس پرسش‌نامه الکترونیکی از طریق افزانه گوگل داک (Google Doce) به‌صورت آنلاین به شناسه ایمیل (دانشگاهی یا عمومی) اساتید طی دو مرحله (مرحله‌ی اول ارسال مقدماتی و مرحله‌ی دوم ارسال یادآوری «پس از سه هفته») ارسال گردید که در مجموع تعداد ۱۵۶ نفر به‌عنوان نمونه در پاسخ‌گویی پرسش‌نامه مشارکت نمودند. معیار مشارکت افراد در پاسخ‌گویی به پرسشنامه‌ی الکترونیکی به صورت داوطلبانه بود بنابراین با آگاهی و رضایت کامل مشارکت کنندگان انجام شده است. به منظور رعایت ملاحظات اخلاقی، محرمانه ماندن اطلاعات و اصل رازداری رعایت شد.

لازم به ذکر است که برای حجم نمونه در رویکرد PLS به دو ملاک توجه شده است (۳۱)؛ ده برابر بیشترین تعداد شاخص‌های مدل اندازه‌گیری و ده برابر بیشترین روابط موجود در بخش ساختاری می‌باشد (۱۰) که با این دو ملاک حداقل نمونه برای ملاک اول، ۵۰ و ملاک دوم، ۴۰ می‌باشد که به بر این اساس، حجم نمونه کافی در روش PLS رعایت گردید.

پرسشنامه پژوهش حاضر از پرسشنامه‌ی ۳۷ گویه هویت معلمی پزشکان (۱۰)؛ از فرم کوتاه‌تری در ۲۰ گویه تخلیص شد. ابزار کوتاه هویت معلمی هیات علمی پزشکی شامل عامل‌های حوزه‌ی تربیتی، حوزه‌ی آموزش و یادگیری، نگرش به آموزش پزشکی و توسعه‌ی حرفه‌ای است. روی طیف ۵ گزینه‌ای لیکرت، کاملا موافقم (۵) تا کاملا مخالفم (۱) با

Archive of SID
www.SID.ir

حداکثر امتیاز (۱۰۰) و حداقل امتیاز (۲۰) برای ۲۰ گویه تنظیم شده است. استار و همکاران در یک پژوهشی کیفی و مصاحبه با ۳۵ نفر از استادان، مولفه‌های هویت معلمی را استخراج کردند (۷) و در پژوهشی کمی، آزمون اولیه جهت سنجش هویت معلمی در دانشگاه ماساچوست آمریکا مورد استفاده قرار گرفت (۳۰). در پژوهش استار و همکاران پایایی پرسش‌نامه به روش ضریب آلفا کرونباخ ۰/۹۵ و به روش بازآزمایی، ۰/۹۲ گزارش شده است (۳۰). در ایران توسط طباطبائی، مطهری‌نژاد و تیرگر؛ پرسشنامه اعتباریابی شده که پایایی آلفای کرونباخ ۰/۹۱ و پایایی مرکب ۰/۹۲ به دست آمد (۱۰). در پژوهش حاضر پایایی آلفای کرونباخ ۰/۸۹ و پایایی مرکب ۰/۹۰ حاصل شد. ابزار کوتاه مذکور بدلیل اینکه از ابزار اصلی تخلیص شده است نیاز به روایی و نام گذاری مجدد عامل‌ها بود بدین جهت برای تعیین روایی محتوا و نام گذاری عامل‌ها از دو استاد گروه پزشکی و دو استاد بخش علوم تربیتی مورد تایید قرار گرفت.

جدول ۱ : میزان مشارکت جامعه‌ی آماری پژوهش

دانشگاه	ایمیل ارسالی	پاسخ‌گویی ایمیل	دانشگاه	ارسال ایمیل	پاسخ‌گویی ایمیل	دانشگاه	ارسال ایمیل	پاسخ‌گویی ایمیل
اراک	۲۵۷	٤	تهران	۳٤۷	۱۵	گلستان	۱۸۹	۱۳
ارومیه	۳۲۱	۱۳	شهید بهشتی	۳۱۰	۲۱	گناباد	۸۵	۵
اصفهان	۳۳٦	۱٤	شهرکرد	۱۵۵	۵	قزوین	۲۲۱	۱۰
ایلام	۱۱٦	۹	شیراز	۳۲۰	۱۱	یزد	۲٦۹	۸
تبریز	۳٦۰	۹	کرمان	۲۳۸	۱۹	–	–	–

در پژوهش حاضر علاوه بر تحلیل عاملی اکتشافی، که به‌جای نظریه بر آمار تاکید دارد و عدم توانایی در اندازه‌گیری خطا، با انتقادات جدی مواجه است (۳۲)، بدین جهت از تحلیل عاملی تاییدی هم به‌منظور اعتباریابی ابزار استفاده شد (۳۳). برازش مدل کلی نیز با معیار نیکویی برازش (Goodness of Fit (GOF)) کنترل می‌شود که توسط تتنهاوس، آماتو و وینزی ابداع گردید. به باور آن‌ها، این معیار راه‌حلی عملی برای رفع مشکل بررسی برازش کلی مدل است و از آن می‌توان برای بررسی اعتبار یا کیفیت مدل به صورت کلی استفاده نمود. این معیار نیز توانایی پیش‌بینی کلی مدل را مورد بررسی قرار می‌دهد و نشان می‌دهد که مدل آزمون شده در پیش‌بینی متغیرهای پنهان درون‌زا موفق بوده است یا نه؟ (۱۰). طبق فرمول زیر، سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳٦ به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی معرفی شده‌اند که در پژوهش حاضر مقدار قوی برازش به دست آمد (۰/۵٦).

$$\text{شاخص نیکوی برازش} = \sqrt{\text{روایی همگرا} \times \text{ضریب تعیین}} = ۰/۵٦ \sqrt{۰/۵۵ \times ۰/۵۹} =$$

یافته‌ها

یافته‌های جمعیت‌شناسی پژوهش از ۱۵٦ نفر مشارکت‌کننده، ۹۹ نفر (٦۳/۹ درصد) از شرکت کنندگان مرد و ۵٦ نفر (۳٦/۱ درصد) زن بودند. از نظر درجه‌ی علمی نیز مربی ۲۹ نفر (۱۸/۷ درصد)، استادیار ۷۲ نفر (٤٦/۵ درصد)، دانشیار ۳۸ نفر (۲٤/۵ درصد)، استاد ۱٦ نفر (۱۰/۳ درصد) مشارکت نمودند.

Archive of SID
www.SID.ir

از نظر استخدام، نمونه‌ها شامل ۸ نفر (۵/۲ درصد) مدعو، ۵۵ نفر (۳۵/۵ درصد)پیمانی و ۹۲ نفر (۵۹/٤ درصد)رسمی بودند. عامل‌های زیربنایی ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی کدم‌اند؟ برای پاسخ به این سوال از روش تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد. اولین گام در اصلاح و تعدیل ابزار، بررسی همبستگی تک‌تک گویه‌ها با نمره‌ی کل آزمون و ضریب آلفای کرونباخ در صورت حذف آن گویه است (۳٤) و گویه‌های که دارای ضریب همبستگی پایین (کمتر از ۰/۳۰) باشند، در این مرحله باید حذف شوند (۳۵). لذا از مجموع ۳۷ گویه ابزار، گویه‌های ۱۸، ۲۵، ۲۹، ۳۱، ۳٦ و ۳۷ دارای همبستگی پایین با کل آزمون از تحلیل حذف شدند. بدین جهت ضریب آلفای کرونباخ به ۰/۹۱ ارتقا یافت که بنا بر ملاک ناتلی(Nunnally) که مقادیر آلفای بالای ۰/۷ را قابل قبول می‌داند، که مقدار مطلوبی است (۳۵).

برای بررسی قابلیت کفایت ماتریس همبستگی برای تحلیل عاملی اکتشافی از ملاک کایزر- مایر(Kaiser-Meyer) و آزمون بارتلت استفاده شد. ملاک کفایت نمونه‌گیری (Sampling Adequacy) برای داده‌های پژوهش حاضر ۰/۸۳٦ به‌دست‌آمده آمد که در دامنه کاملا مطلوب قرار دارد، کفایت داده‌ها برای تحلیل عاملی تایید می‌شود. همچنین، آزمون بارتلت مقدار کای دو (۱۳٦٤) در سطح کمتر از ۰/۰۰۱ معنادار به‌دست‌آمده که موید انجام تحلیل عاملی است.

تعداد عامل‌های زیربنایی: طبق ملاک کیزر (Kaser) ۱۰ عامل اولیه استخراج شدند که بیشتر آن‌ها قابلیت لازم را نداشتند. لذا با بهره‌گیری از نمودار سنگ‌ریزه (Scree Plot) تعداد عامل‌های مطلوب را ٤ عامل نشان داد. بنابراین، ٤ عامل زیربنایی برای ابزار کوتاه هویت معلمی هیات علمی پزشکی به‌طور اولیه استخراج شد.

ساختار عاملی: گویه‌های که در ساختار عاملی اولیه وضعیت خوبی‌نداشتند، درجدول۲ قرار ندارندوبه دلایل مختلف حذف شده‌اند. گویه‌ها به دلایل‌زیراز ساختارعاملی‌حذف شده‌اند:

الف) گویه‌های که در هیچ یک از عامل‌های استخراج شده بار معناداری (بالاتر از ۰/٤) ندارند. به همین دلیل، گویه ۵، ٦ و ۲٤ (با بار ۰/۳۵، ۰/۳۱ و ۰/۳۸) حذف شد. انتظار می‌رود هر یک از گویه‌ها به عوامل زیربنایی سازه هویت معلمی پزشکان ارتباط داشته باشند و گویه ۵، ٦ و ۲٤ با هیچ عاملی بار معناداری نداشت.

ب) گویه‌های که بر بیش از یک عامل بار معناداری داشته باشند، ولی از نظر مفهومی و منطقی نتوان آن را به دو عامل ارتباط داد. گویه‌های شماره ۱۰، ۲٦، ۳۰ و ۳٤ بر اساس چنین دلیلی از ساختار عاملی حذف شدند. استدلال این است که گویه‌های که بر دو عامل وزن دارند، یا دارای ابهام‌اند و پاسخ دهنده‌ی منظور گویه را متوجه نمی‌شود یا دو متغیر مختلف را اندازه‌گیری می‌کنند.

ج) یکی از شرایط پذیرش یک عامل آن است که بیش از دو گویه بر آن بار معنادار داشته باشند. لذا، عامل‌هایی که کمتر از دو گویه بر آن بار داشته باشند، حذف می‌شوند و بدین ترتیب، گویه‌های که فقط به آن‌ها مربوط بودند نیز حذف شدند (گویه‌های ۲۱ و ۲۲).

د) گویه‌های که علی‌رغم قرار گرفتن در چارچوب یک عامل، ارتباط غیرمنطقی و بی‌معنایی با آن عامل داشتند. برای مثال، گویه‌ی شماره ۳۲ (این‌که مرا به‌عنوان معلم به رسمیت می‌شناسند لذت می‌برم) از نظر محتوایی با دیگر گویه‌ها که به حوزه آموزش و یادگیری مربوط می‌شد، ارتباطی نداشت. گویه‌ی شماره ۲۸ (برای دانشجویانی که می‌خواهند در مراقبت‌های اولیه فعالیت کنند الگو هستم) نیز با دیگر گویه‌های توسعه حرفه‌ای می‌پردازند، بی‌ارتباط بود و منطقا جزیی از آن عامل محسوب نمی‌شد. لذا، با توجه به ارتباط منطقی و معنایی نیز دو گویه‌ی شماره ۲۸ و ۳۲ از ساختار عاملی کنار رفتند.

بدین ترتیب، گویه‌های مذکور از ساختار عاملی بالا حذف شدند. در نهایت در آنالیز مجدد تعداد عامل‌های

Archive of SID
www.SID.ir

پیشنهادی تحلیل عاملی اکتشافی از ده عامل به چهار عامل قابل قبول رسید. ساختار عاملی نشان داده شده در جدول ۲ ساختار نهایی استخراج شده از تحلیل عاملی اکتشافی است.

جدول ۲: عامل‌های استخراج شده نهایی پس از حذف گویه‌های معیوب

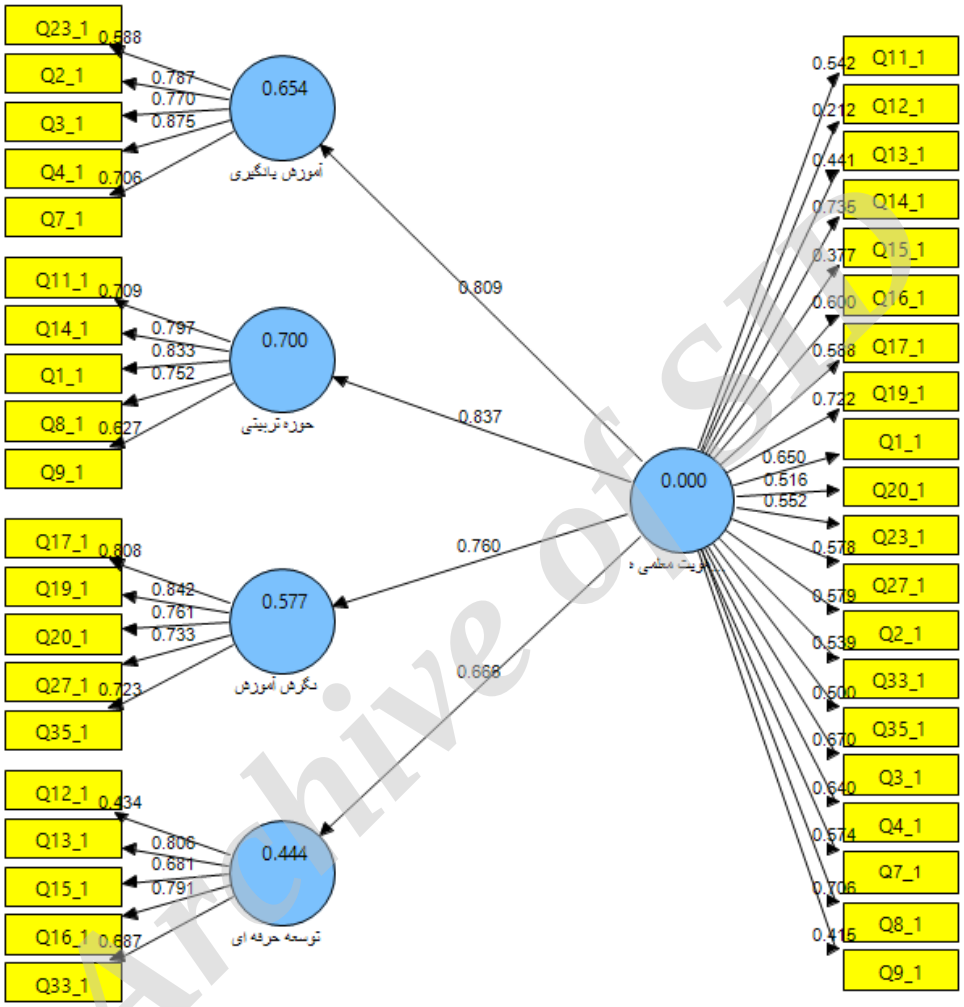
شماره گویه	گویه	عامل‌ها				میزان اشتراک
		۱	۲	۳	٤	
٤	من به دنبال فرصت‌های برای تدریس می‌گردم.	۰/۷٦				۰/٦۷
۲	اگر تدریس را رها کنم، دلم برای آن تنگ می‌شود.	۰/۷۳				۰/٦۰
۷	تدریس، شغل مرا باارزش می‌کند.	۰/۷۱				۰/۵۵
۳	من واقعا از تدریس لذت می‌برم.	۰/۵٦				۰/٦۰
۲۳	همکاری در آموزش پزشکی با اهمیت است.	۰/٤٤		۰/۲۹		۰/۳۹
۱	من خودم را یک معلم می‌دانم.		۰/۷۱			۰/٦۱
۱٤	من خود را عضوی از جامعه معلمان می‌دانم.	۰/۳۰	۰/٦۵			۰/٦٤
۹	به‌عنوان معلم دانشجویان و رزیدنت‌ها، خود را ماهر می‌دانم.		۰/٦۳			۰/٤۳
۱۱	دانشجویان یا رزیدنت‌ها مرا معلمی تاثیر گذار می‌دانند.		۰/٦۲			۰/٤۵
۸	کار در حرفه معلمی برایم اهمیت دارد.		۰/۵٤			۰/٦٤
۱۷	من کار خوبی انجام می‌دهم که به بیماران در مورد سلامتشان آموزش می‌دهم.			۰/۷۱		۰/۵٦
۲۰	آموزش به بیماران از الزامات یک پزشک خوب بودن است.			۰/۷۰		۰/۵۰
۱۹	از آموزش به بیماران لذت می‌برم.	۰/۳۹		۰/٦۷		۰/٦٦
۳۵	من دوست دارم که معلم بهتری برای بیمارانم باشم.			۰/٦۳		۰/٤٦
۲۷	من اهمیت داشتن ارتباط دراز مدت با بیمار را آموزش می‌دهم.			۰/۵٤		۰/٤۱
۱۳	من اغلب باهمکارانم در مورد تدریس صحبت می‌کنم.				۰/۸۰	۰/۷۰
۱۵	بحث در مورد پیشرفت دانشجویان یا رزیدنت‌ها باهمکارانم مفید است.				۰/٦۲	۰/٦۲
۱۲	من نشریات مربوط به آموزش پزشکی را مطالعه می‌کنم.				۰/٤۸	۰/٤۰
۱٦	من از به اشتراک گذاشتن اندیشه‌های مرتبط با تدریس لذت می‌برم.		۰/۲۸		۰/٤۷	۰/۵۰
۳۳	من دوست دارم که معلم ماهرتری باشم.				۰/٤۳	۰/۵۱
	مقدار ویژه	۳/۱۸	۲/۹۸	۲/٦٤	۱/۹۰	
	درصد واریانس	۱۵/۸۸	۱٤/۹۱	۱۳/۱۹	۹/٤۸	

با توجه به جدول ۲، بار عاملی همه گویه‌ها بر عامل‌ها از ۰/٤۵ بالاتر است. ستون آخر این جدول میزان اشتراک را برای تک‌تک گویه‌ها نشان می‌دهد. دو ردیف آخر این جدول نیز مقدار ویژه و واریانس تبیین شده هر عامل را نشان می‌دهد. عامل اول بیشترین مقدار از اطلاعات مورد تحلیل را تبیین می‌کند. عوامل دوم تا چهارم در رتبه‌های بعدی هستند. آیا ساختار عاملی به‌دست‌آمده از ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی تایید می‌شود؟ به دلیل اینکه مدل اندازه گیری از نوع انعکاسی (Reflective) هست (۳٦). ابتدا به بررسی ساختار عاملی و عامل‌ها پرداختیم.

Archive of SID
www.SID.ir

برای پاسخگویی به این سوال، از تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد.

به‌منظور بررسی معنی داری ضرایب مسیر از طریق باز نمونه گیری از روش تغییرات سطح سازه (Construct Level Changes) برای اصلاح خطای تغییر علامت در حالت ۵۰۰ نمونه که در روش کمترین مربعات جزیی توصیه شده (۳۷) استفاده شد. نتایج در شکل ۱ نشان می‌دهد که ساختار عاملی پرسشنامه قابل قبول است.



شکل ۱: سلسه مراتب عامل‌ها و سوالات عامل‌ها

آیا ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی از شاخص‌های پایایی قابل قبولی برخوردار است؟ بار عاملی استاندارد و معناداری t در سطح ۹۵ درصد اطمینان برای تک‌تک گویه‌ها هر عامل در جدول ۳ مشخص شده‌اند.

پایایی مرکب میزان کفایت گویه‌های یک عامل نهفته را در اندازه‌گیری آن می‌سنجید که توسط ورس و همکاران معرفی شد (۳۸) که مقدار پایایی مرکب بالاتر ۰/۷ باشد نشان از پایداری درونی است و ذکر این نکته ضروری است که پایایی مرکب معیار بهتری از آلفا به شمار می‌رود. در نتیجه ضریب همه متغیرهای پنهان بالاتر از ۰/۷ هست که ضریب قابل قبولی هست. در جدول ۳، مقادیر آلفای کرونباخ متغیرهای پژوهش آمده است که مقدار ۰/۶

Archive of SID
www.SID.ir

برای متغیرهای با تعداد گویه‌های اندک ضریب قابل قبولی محسوب می‌شود (۳۹).

معنی‌داری ضرایب مسیر فقط صحت رابطه‌ها را نشان می‌دهد و نه شدت رابطه بین سازه‌ها. با این نتیجه که ضرایب مسیر از ۲/۵۸ بالاتر می‌باشد، نشان از صحت رابطه‌ها در سطح اطمینان ۰/۹۹ است (۳۶).

ضریب تعیین حاکی از شدت تاثیر متغیر برون‌زا بر متغیر درون‌زا می‌باشد. این معیار قابلیت کاهش خطاها در مدل اندازه‌گیری و افزایش واریانس بین سازه و شاخص‌ها را دارد که تنها در PLS کنترل می‌شود. سه مقدار ۰/۱۹، ۰/۳۳ و ۰/۶۷ به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای شدت رابطه معرفی شده است (۴۰) که مقادیر ضریب تعیین در حد قابل قبولی قرار داشتند.

معیار قدرت پیش‌بینی مدل توسط استون-کیسر معرفی شد که قدرت پیش‌بینی شاخص‌های مربوط به سازه‌های درون‌زای مدل را مشخص می‌سازد. در مورد شدت قدرت پیش‌بینی مدل سه مقدار ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ تعیین شده است (۴۱) که در پژوهش حاضر مقدار همه متغیرها قابل قبول بود.

جدول ۳: مدل اندازه گیری و شاخص های ارزیابی جزیی

عامل	گویه‌ها	شاخص‌ها			عامل‌ها		
		بار عاملی	معنادار t	ضریب تعیین	آلفای کرونباخ	پایایی مرکب	پیش‌بینی مدل Q^2
حوزه آموزش و یادگیری	a4	۰/۸۷	۲۳/۵۱	۰/۷۵	۰/۸۰۱	۰/۸۶۴	۰/۳۶۲
	a2	۰/۷۸	۹/۳۶	۰/۶۱			
	a7	۰/۷۱	۷/۸۵	۰/۵۰			
	a3	۰/۷۷	۹/۱۷	۰/۵۹			
	a23	۰/۵۹	۴/۵۲	۰/۳۴			
حوزه‌ی تربیتی	a1	۰/۸۳	۱۷/۸۵	۰/۶۸	۰/۸۰۲	۰/۸۶۲	۰/۳۸۰
	a9	۰/۶۳	۵/۴۶	۰/۳۹			
	a11	۰/۷۱	۸/۵۸	۰/۵۰			
	a14	۰/۷۹	۱۷/۴	۰/۶۲			
	a8	۰/۷۵	۱۰/۳۱	۰/۵۶			
نگرش به آموزش پزشکی	a20	۰/۷۶	۸/۴۹	۰/۵۷	۰/۸۳۳	۰/۸۸۲	۰/۳۴۱
	a17	۰/۸۱	۱۱/۶۳	۰/۶۵			
	a35	۰/۷۲	۱۰/۵۱	۰/۵۲			
	a19	۰/۸۴	۱۹/۴۴	۰/۷۰			
	a27	۰/۷۳	۹/۰۴	۰/۵۳			
توسعه‌ی حرفه‌ای	a13	۰/۸۰	۷/۲۵	۰/۶۴	۰/۷۲۷	۰/۸۱۶	۰/۱۹۹
	a15	۰/۶۸	۵/۰۳	۰/۴۶			
	a12	۰/۴۳	۲/۱۴	۰/۱۹			
	a16	۰/۷۹	۸/۸۵	۰/۶۲			
	a33	۰/۶۹	۸/۸۵	۰/۴۷			

Archive of SID
www.SID.ir

آیا ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی از شاخص‌های روایی قابل قبولی برخوردار است؟ روایی همگرا سنجش میزان تبیین متغیر پنهان توسط گویه‌های آن است که برای سنجش آن می‌توان از معیار متوسط واریانس استخراجی (Average Variance Extracted (AVE)) استفاده کرد. این معیار توسط فورنل و لارکر (Fornell & Larcker) پیشنهاد شد و مقدار بالایی ۰/۵ قابل قبول دانستند (٤٢). با این حال مگنر (Magner) و همکاران مقدار ۰/٤ به بالا را هم کافی گرفتند. در نتیجه طبق جدول ٤ همه متغیرهای پنهان روایی همگرای قابل قبولی دارند (٤٣).

جدول ٤: ماتریس همبستگی و روایی واگرا فورنل و لارکر

	عامل	روایی همگرا	۱	۲	۳	٤
۱	حوزه‌ی آموزش و یادگیری	۰/٥٦	۰/۷٥			
۲	حوزه‌ی تربیتی	۰/٥٥	۰/٥۳۹	۰/۷٤		
۳	نگرش به آموزش پزشکی	۰/٦۱	۰/٤۳۷	۰/٤٥٥	۰/۷۸	
٤	توسعه حرفه‌ای	۰/٤۸	۰/۳٥۲	۰/٤۳۹	۰/٤۲٥	۰/٦۹

داده‌های جدول ٤ روایی واگرای عامل‌ها را نیز نشان می‌دهد. یک عامل در مقایسه با سایر عامل‌ها، باید تمایز و تفکیک بیشتری را در بین مشاهده‌پذیرهای (گویه‌ها) خودش داشته باشد تا بتوان گفت عامل مد نظر روایی واگرای بالایی دارد. در روایی واگرا به دنبال پاسخگویی به این سوال هستیم که تا چه حد یک عامل در رقابت با عوامل خارجی، نامرتبط و محاسبه نشده می‌تواند واریانس مجموعه‌ای گویه‌ها را تبیین کند؟ اگر عاملی بیشترین مقدار از واریانس درون مجموعه‌ای گویه‌ها را برآورد نماید و در واقع، با عامل‌های نامرتبط همبستگی کمتری نشان دهد، دارای روایی واگرا است. به اعتقاد فورنل و لارکر، لازم است جذر روایی همگرای هر متغیر پنهان، بیشتر از همبستگی آن متغیر پنهان با متغیرهای پنهان دیگر باشد (۱۰). بنابراین، جذر روایی همگرا (اعداد روی قطر جدول) بزرگ‌تر از همبستگی هر عامل با عامل‌های دیگر است که نشان می‌دهد تمامی عامل‌های ابزار سنجش هویت معلمی هیات‌علمی پزشکی از روایی‌واگرا برخوردار است.

بحث

پژوهش حاضر با هدف ساخت و اعتباریابی ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی انجام شد. به همین منظور، ابتدا پرسشنامه‌ی اولیه‌ای با مطالعه‌ی پیشینه پژوهش و الهام از ابزارهای مشابه بخصوص ابزار سنجش ۳۷ گویه هویت معلمی پزشکان از پژوهش طباطبایی و همکاران (۱۰) تهیه شد و در جامعه هیات علمی پزشکی اجرا شد. سپس ابزار با آزمون آلفای کرونباخ و همبستگی گویه با کل آزمون تعدادی گویه اصلاح و تایید شدند. با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی چهار عامل حوزه‌ی تربیتی، حوزه‌ی آموزش و یادگیری، نگرش به آموزش پزشکی و توسعه حرفه‌ای به‌عنوان عوامل زیربنایی و تشکیل دهنده‌ی ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی تعیین شدند. ساختار عاملی یاد شده با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی و با تکیه بر جدیدترین و کامل‌ترین فن‌های آماری از مدلسازی معادلات ساختاری مبتنی بر رویکرد کمترین مربعات جزیی بررسی و تایید شدند.

Archive of SID
www.SID.ir

۲۰ گویه از مجموع ۳۷ گویه موجود در ابزار اولیه پژوهش طباطبائی و همکاران (۱۰) به این چهار عامل مربوط شدند.

براساس بررسی‌ها و پژوهش‌های انجام شده علی‌رغم تنوعی که برای عوامل زیربنایی هویت معلمی وجود دارد، همپوشانی بسیاری در بین آن‌ها مشهود است. طبق یافته بدست آمده چهار طبقه کلی از عوامل را برای هویت معلمی پزشکان می‌توان از هم تمییز داد: که شامل حوزه‌ی تربیتی، حوزه‌ی آموزش و یادگیری، نگرش به آموزش پزشکی و توسعه‌ی حرفه ای می‌باشد. بنابراین نتایج بدست آمده در زمینه‌ی تعیین عوامل زیربنایی هویت معلمی با توجه به نتایج پژوهش‌های یاد شده صورت گرفت. در پژوهش حیدری و رضایی به این یافته رسیدند که هویت حرفه‌ای دارای دو بعد هویت علمی و هویت شخصی است (٤٤). در پژوهشی کیفی فروتن، رشادت جو، در طراحی مدل هویت حرفه‌ای اعضای هیات علمی با پنج مضمون فراگیر: زمینه‌ای، شخصی، فرهنگی اجتماعی، حرفه‌ای و سیاسی اقتصادی دست یافتند (۲۵). در پژوهش کیفی اشقلی فراهانی، رفیعی و امامزاده قاسمی، شایستگی معلمی مدرسان پرستاری در دو طبقه‌ی اصلی عوامل درونی (ویژگی‌های فردی، ویژگی‌های عملکردی و تجارب آموزشی مدرس) و عوامل بیرونی (شرایط سازمانی و محیطی) تقسیم‌بندی شد (٤٥). در پژوهش چونگ هویت و خدمات حرفه ای معلم تحت پنج عامل «حوزه‌ی یادگیری و آموزش، حوزه‌ی پیشرفت دانش‌آموز، حوزه‌ی پیشرفت مدرسه، حوزه‌ی خدمات و روابط حرفه‌ای، رشد و پیشرفت فردی» عنوان شد (١٦). در پژوهش استار و همکاران (۳۰) و پژوهش طباطبائی و همکاران (۱۰) هویت معلمی پزشکان تخت نه عامل «ویژگی جهانی یک معلم، حس رضایت درونی از تدریس، داشتن دانش و مهارت تدریس، عضویت در گروه معلمان، اعتقاد به این که پزشکی همان معلمی است، حس مسوولیت در تدریس، اشتراک مهارت تخصصی بالینی، دریافت پاداش برای تدریس» مورد سنجش و اعتباریابی قرار گرفت.

هر یک از پژوهش‌ها هر چند با عناوین مختلف، اما در درون مفهوم کلی‌تر و نسبتا واحدی نتیجه‌گیری کرده‌اند. با وجود این، نمی‌توان از شرایط بومی که ابزار اندازه‌گیری برآمده از آن است، غفلت کرد. بدیهی است فرهنگ کیفیت و انتظارات کیفی در شرایط زمانی و مکانی مختلف متفاوت است. بدین جهت در مطالعه‌ی حاضر جهت تطبیق فرهنگی، سعی شد در ترجمه پرسش‌نامه از اصطلاحاتی استفاده شود که با فرهنگ جامعه‌ی پزشکی ایران تناسب بیشتری داشته باشد. سپس پرسش‌نامه ترجمه شده به تایید چند نفر از متخصصان علوم پزشکی و علوم تربیتی رسید.

مطالعات دیگری در زمینه‌ی هویت معلمی پزشکان در ایران انجام نگرفته است و طبق بررسی‌های صورت گرفته، در خارج از ایران نیز به جز تحقیقات استار و همکاران (۷، ۳۰)، مطالعه‌ی تخصصی از هویت معلمی پزشکان یافت نشد، اما در زمینه‌ی هویت حرفه‌ای معلمان، هیات علمی و هویت حرفه‌ای پرستاران پژوهش‌هایی صورت گرفته است. در پژوهش طباطبائی و همکاران برای اولین بار در ایران به اعتباریابی ابزار بلند هویت معلمی پزشکان در جامعه هیات علمی پزشکی انجام شد (۱۰). پژوهش حاضر با الهام گیری از پژوهش طباطبائی و همکاران اقدام به ساخت و اعتباریابی ابزار کوتاه سنجش هویت معلمی هیات علمی پزشکی شد.

در بررسی روایی شاخص‌های مختلفی بررسی می‌شوند: روایی عاملی، روایی تفکیکی و روایی تشخیصی. روایی سازه به مقداری که مجموع نشانگرها به‌درستی مفهوم سازه را منعکس می‌کنند، مربوط می‌شود (٤٦). دو شاخص بررسی روایی سازه شامل روایی همگرا و روایی واگرا در این پژوهش بررسی شدند. هر سه شاخص روایی مذکور وضعیت مطلوبی داشتند. حساسیت روایی به‌عنوان مهم‌ترین ویژگی هر ابزار اندازه‌گیری است. در واقع، روایی دال بر اندازه‌گیری

Archive of SID
www.SID.ir

مناسب آن چیزی است که ابزار برای آن تهیه شده است. هر چند ملاک‌های دیگری نیز برای بررسی روایی وجود دارند که در این پژوهش به دلایل مختلفی استفاده نشدند، اما شاخص‌های متعدد و متنوعی بررسی شدند که می‌توان گفت حوزه‌ی کلی روایی را حمایت می‌کنند. در کنار روایی محتوایی و صوری روایی سازه که از مهم‌ترین وجوه روایی است (٤٧). در پژوهش حاضر از طریق روایی همگرا و واگرا بررسی شدند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که باوجود اینکه در خصوص ثابت بودن عوامل زیربنایی و ساختار عاملی ابزار کوتاه هویت معلمی پزشکان کشف شده برای جامعه اعضای هیات علمی پزشکی ایران نمی‌توان قاطع بود، اما از اعتبار و کلیت مفهومی آن می‌توان دفاع کرد.

نتیجه گیری

پژوهش حاضر نشان داد که ابزار کوتاه هویت معلمی هیات علمی پزشکی از ساختار عاملی، پایایی و روایی مطلوبی برخوردار است و برای استفاده درفعالیت‌های‌پژوهشی به‌منظور سنجش هویت معلمی و حرفه‌ای در حوزه‌ی آموزش پزشکی مفید است. همچنین با توجه به کوتاه بودن آن، به سهولت‌قابل اجراهست. پیشنهاد این پژوهش بررسی مولفه‌های ابزارمذکور در جمعیت‌های دیگر به‌منظور تعمیم پذیری بیشتر است.

تقدیر و تشکر

بدین وسیله مراتب قدردانی از کلیه‌ی هیات علمی محترم دانشگاه‌های علوم پزشکی ایران که ما را در انجام این پژوهش یاری نمودند.

References

1- Bloom BS. Effects of continuing education on improving physician clinical care and patient health: a review of systematic reviews. *Int J Technol Assess Health Care*. 2005; 2(3): 380-5.

2- Yadegarzadeh G. The influence of formative assess-ment on educational achievement of the fourth grade students in science (1382-83). *Training & Learning Researches*. 2008; 1(27):67-80. [Persian].

3- Pourfarzad Z, Vanaki Z, Memarian R. Effect of situational leadership in clinical education on communication competency of nursing students. *HAYAT*. 2009; 15(2): 47-59. [Persian]

4- Johnson-Farmer B, Frenn M. Teaching excellence: what great teachers teach us. *J Prof Nurs*. 2009; 25(5), 267-272. doi: 10.1016/j.profnurs.2009/01/020

5- Thornlow DK, McGuinn KA. Necessary sea change for nurse faculty development: spotlight on quality and safety. *J Prof Nurs*. 2010; 26(2), 71-81. doi: 10.1016/j.profnurs.2009.10.009

6- Holopainen A, Hakulinen-Viitanen T, Tossavainen K. Nurse Teacherhood: Systematic descriptive review and content analysis. *International Journal of Nursing Studies*. 2007; 44(4): 611-623. doi: http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2006.04.004

7- Starr S, Ferguson WJ, Haley H-L, Quirk M. Community Preceptors' Views of Their Identities as Teachers. *Academic Medicine*. 2003; 78(8): 820-825.

8- Tabatabaei SS. *The Validation of an Instrument to Measure Teacher Identity in Physicians* [Dissertation]. Educational research (MA): Shahid Bahonar University of Kerman; 2016. [Persian].

Archive of SID
www.SID.ir

9- Ullian JA, Shore WB, First LR. What did we learn about the impact on community-based faculty? Recommendations for recruitment, retention and rewards. *Academic Medicine*. 2001; 76(4, Suppl):S78–S85.

10- Tabatabaei S S, Motahharinejad H, Tirgar H. The Validation of an Instrument to Measure Teacher Identity in Physicians Based on Partial Least Squares (PLS) Approach. *Strides Dev Med Educ*. 2017; 13 (6): 553-567.

11- Quirk ME, Haley HL, Hatem D, Starr S, Philbin M. Primary care renewal: Regional faculty development and organizational change. *Family Medicine.* 2005; 37(3):211–8.

12- Baldor R, Brooks WB, Warfield ME, O'Shea K. A survey of primary care physicians' perceptions and needs regarding the precepting of medical students in the offices. *Medical Education.* 2001; 35:789–95.

13- Ogrinc G, Headrick L, Boex J. Understanding the value added to clinical care by educational activities. *Academic Medicine.* 1999; 74(10):1080–6.

14- Ullian JA, Shore WB, First LR. What did we learn about the impact on community-based faculty? Recommendations for recruitment, retention, and rewards. *Acad Med*. 2001; 76(4 Suppl):S78-85.

15- Beijaard D, Meijer PC, Verloop N. Reconsidering research on teachers' professional identity. *Teaching and teacher education.* 2004; 20(2): 107-128.

16- Cheung HY. Measuring the professional identity of Hong Kong in- service teachers. *Journal of In- service Education.* 2008; 34(3): 375-390.

17- Ravani pour M, Vanaki Z, Afsar L, Azemian A. The standards of professionalism in nursing: the nursing instructors' experiences. *Journal of Evidence-Based Care*. 2014; 4(10):27-40. [Persian].

18- Valizadeh L, Ghorbani F. Nurses' professional identity and Related Factors in formation it: A review article. *IJNR*. 2016; 10 (4):88-97. [Persian].

19- Price SL. Becoming a nurse: a meta-study of early professional socialization and career choice in nursing. *Journal of Advanced Nursing.* 2009; 65(1): 11-19. Doi: 10.1111/j.1365-2648.2008.04839.x

20- Vaismoradi M, Salsali M, Ahmadi F. Perspectives of Iranian male nursing students regarding the role of nursing education in developing a professional identity: a content analysis study. *Japan Journal of Nursing Science*. 2011; 8(2):174-183. [Persian].

21- Ravanbad N. *Social and professional identity of teachers of English and its impact on student learning*. [Dissertation]. Learning English (MA): Tarbiat Modarres University. 2011. [Persian].

22- Heidari Naghdali Gh, Attaran M, Haji Hoseinnejad Gh. Experiences of school and teacher professional identity formation: Autoethnographic Research. *Iran J*

Archive of SID
www.SID.ir

Anthropological Res. 2013; 3(1): 7-28. [In Persian]

23- Coldron J, Smith R. Active location in teachers' construction of their professional identities. *Journal of curriculum studies.* 1999; 31(6): 711-726.

24- Smith RG. Developing professional identities and knowledge: Becoming primary teachers. *Teachers and Teaching: theory and practice*. 2007; 13(4): 377-397.

25- Forotan M, Reshadatjo F. Professional identity conceptualization faculty members; Presentation a qualitative model. *Journal of Studies Teaching and Learning*. 2014; 7(1): 100-123. [Persian].

26- Day C, Hadfield M. *Accounts of Professional Development* In: Kompf M, Bond R, Dworet D, Boak T. Changing research and practice: Teachers' Professionalism, Identities, and Knowledge. Edition illustrated. Informa Company, London. Psychology Press. 1996: 149-166.

27- Day C, Elliot B, Kington A. Reform, standards and teacher identity: Challenges of sustaining commitment. *Teaching and Teacher Education.* 2005; 21(5): 563-567.

28- Lamote C, Engels N. The development of student teachers' professional identity. *European Journal of Teacher Education.* 2010; 33(1): 3-18.

29- Stone S, Ellers B, Holmes D, Orgren R, Qualters D, Thompson J. Identifying oneself as a teacher: the perceptions of preceptors. *Medical Education.* 2002; 36(2): 180-185.

30- Starr S, Haley H-L, Mazor KM, Ferguson W, Philbin M, Quirk M. Initial testing of an instrument to measure teacher identity in physicians. *Teaching and learning in medicine.* 2006; 18(2): 117-125.

31- Barclay D, Higgins C, Thompson R. The partial least squares (PLS) approach to causal modeling: personal computer adoption and hse as an illustration. *Technology studies.* 1995; 2(2): 285-309.

32- Henson RK, Capraro RM, Capraro MM. Reporting practice and use of exploratory factor analysis in educational research journals. *Research in the Schools.* 2004; 1: 61-72.

33- Giles DC. *Advanced research methods in psychology;* New York: Rout ledg, 2002.

34- Churchill GA. A paradigm for developing better measures of marketing constructs. *Journal of Marketing Research*. 1979; 26: 64-73.

35- Nunnally JC, Bernstein, IH. *Psychometric theory* (3rd ed). New York: McGraw Hill, 1994.

36- Tabatabaei, S., Lesani, M. Validation of the openness to vocational opportunity (OVOS) with the partial least squares (PLS) approach. *Quarterly of Educational Measurement*. 2017; 7(25): 157-180. doi: 10.22054/jem.2017.6197.1188

37- Mohsenin S, Esfidani MR. *Structural Equation Modeling with the partial least squares (PLS) approach using the software SmartPLS.* Tehran: institute ketone mehraban publication, 2015. [Persian]

38- Wetzels, Martin, Gaby Odekerken-Schröder,

Archive of SID
www.SID.ir

and Claudia Van Oppen. "Using PLS path modeling for assessing hierarchical construct models: Guidelines and empirical illustration." *MIS quarterly*, 2009: 177-195.

39- Vinzi VE, Trinchera L, Amato S. *PLS path modeling: from foundations to recent developments and open issues for model assessment and improvement*. In: Vinzi VE, Chin W, Henseler J, Wang H. Handbook of Partial Least Squares: Concepts, Methods and Applications. Springer Handbooks of Computational Statistics. Berlin, Heidelberg. Springer Berlin Heidelberg. 2010: 47-82.

40- Chin, WW. Commentary: Issues and Opinion on Structural Equation Modeling. *MIS Quarterly*. 1998; 22(1), vii-xvi. doi: 10.2307/249674

41- Henseler JR., Christian M, Sinkovics RR. The Use of Partial Least Squares Path Modeling in International Marketing. *Advances in International Marketing (AIM*). 2009; 20: 277-320.

42- Fornell C, Larcker DF. Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research.* 1981; 18(1): 39-50. doi: 10.2307/3151312

43- Magner N, Welker RB, Campbell TL. Testing a Model of Cognitive Budgetary Participation Processes in a Latent Variable Structural Equations Framework. *Accounting and Business Research.* 1996; 27(1): 41-50. doi: 10.1080/00014788.1996.9729530

44- Heidari H, Rezaei A. Sociological Analysis of Professional Identity of the Students, Case Study: Students of University of Mazandaran. *Journal of Cultural Research in Iran*. 2013; 5(2): 1-29. [Persian].

45- Ashgholi Farahani M, Rafii F, emamzadeh ghasemi H S. Contributing Factors in Attainment of Teaching Competency for Nursing Instructors: A Qualitative Study. *Iranian Journal of Medical Education.* 2013; 13 (9):766-779 URL: http://ijme.mui.ac.ir/article-1-2870-fa.html. [Persian].

46- Hair JF, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. *Multivariate data analysis* (Fifth Edition Ed.). Englewood Cliffs, New Jersey: Printice-Hall Inc, 1998.

47- Bazargan A, Dadras M, Yousefi Afrashteh M. Construction and Validation of an Instrument to Measure the Quality of Academic Services to Students. *Quarterly Journal of Research and Planning in Higher Education*. 2014; 20 (2):73-97. [Persian].

Archive of SID

www.SID.ir