

ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس توافق استاد و دانشجو در دانشجویان علوم پزشکی

فرهاد تنهای رشوانلو*، مهدی ارخودی قلعه نویی، حسین کارشکی

چکیده

مقدمه: کیفیت ارتباط میان استاد و دانشجو می‌تواند بر فرایند تدریس و عملکرد دانشجویان مؤثر باشد. وجود یک پرسشنامه معتبر می‌تواند به پژوهشگران این حوزه کمک کند. این پژوهش باهدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس توافق استاد و دانشجو انجام شد.

روش‌ها: در یک طرح توصیفی-همبستگی و به طور دقیق‌تر اعتباریابی آزمون، ۴۹۷ نفر از دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی به روش نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شدند و مقیاس توافق استاد و دانشجو ویلسون و رایان (Wilson and Ryan) و پرسشنامه ارزیابی دانشجویان از کیفیت تدریس مارش (Marsh) را تکمیل کردند. تجزیه و تحلیل داده‌ها با تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، روایی پیش‌بین و بررسی همسانی درونی انجام گرفت.

نتایج: مقیاس از ساختاری دو عاملی برخوردار بود که ۶۲/۱۵ درصد واریانس را تبیین می‌کند. تحلیل عاملی تأییدی نیز این ساختار را تأیید کرد. همسانی درونی مقیاس با آلفای کرونباخ برای ادراکات از مدرس و مشارکت دانشجو به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۹۲ و ضرایب دو نیمه کردن به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۹۲ به دست آمد. زیر مقیاس ادراکات از مدرس می‌توانست کیفیت تدریس استاد را پیش‌بینی کند.

نتیجه‌گیری: مقیاس توافق استاد و دانشجو، از روایی و پایایی مطلوبی در نمونه دانشجویان علوم پزشکی برخوردار بود و می‌تواند به عنوان ابزاری دقیق در این زمینه مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: توافق استاد و دانشجو، روان‌سنجی، پرسشنامه، کیفیت تدریس

مجله ایرانی آموزش در علوم پزشکی / ۱۳۹۸؛ ۱۹(۳): ۲۲ تا ۳۲

مقدمه

به نظر می‌رسد این رابطه می‌تواند ارتباط تنگاتنگی با پیامدهای تحصیلی دانشجویان داشته باشد (۲). به طوری که دانشجویانی که رابطه خوبی را با استادشان تجربه کرده‌اند، لذت بیش‌تری از حضور در کلاس و درگیری در فعالیتهای تحصیلی گزارش کرده‌اند (۳).

در محیط‌های آموزش پزشکی، برقراری رابطه‌ی مؤثر میان اساتید و دانشجویان اهمیت زیادی داشته و بر شکل‌گیری فرایند یادگیری مطلوب، مؤثر واقع می‌شود (۱).

مشهد، ایران. (mahdi.arkhodi@gmail.com)، دکتر حسین کارشکی

(دانشیار)، گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. (kareshki@um.ac.ir)

تاریخ دریافت مقاله: ۹۷/۳/۱، تاریخ اصلاحیه: ۹۷/۶/۱۲، تاریخ پذیرش: ۹۷/۹/۱۱

* نویسنده مسؤؤل: دکتر فرهاد تنهای رشوانلو، دانشجوی دکتری روان‌شناسی

تربیتی، گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران. fa.tanha@mail.um.ac.ir

مهدی ارخودی قلعه نویی، دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد،

مناسبی برخوردار بود و می‌توانست ادراکات دانشجویان از روابط صمیمانه استاد، انعطاف‌پذیری و رفتارهای غیرکلامی استاد را پیش‌بینی کند (۴).

رایان، ویلسون و پوگ (Ryan, Wilson and Pugh) این مقیاس را در نمونه دیگری از دانشجویان دانشگاه مورد استفاده قرار داده و پایایی بازآزمایی پس از ۲۲ روز را برابر با $(r=0/72)$ و آلفای کرونباخ $0/89$ به دست آوردند. آنان همچنین روایی هم‌گرا را در ارتباط با ادراک از حمایت اجتماعی برابر با $(r=0/48)$ و روایی واگرایی مقیاس را در ارتباط با رفتارهای تهاجمی استاد برابر با $(r=0/51)$ گزارش کردند (۱۰).

ویلسون و رایان (Wilson and Ryan) در مطالعه دیگری با هدف تهیه یک فرم کوتاه‌تر، تحلیل عاملی اکتشافی را با در نظر گرفتن حداقل بار عاملی $0/50$ بر روی ساختار ۳۴ عبارتی اجرا و ساختاری دو عاملی با ۱۵ عبارت مشتمل بر عامل ادراکات از مدرس (Perceptions of Teacher) و مشارکت دانشجو (Student Engagement) را به دست آوردند. ادراکات از مدرس، برداشت‌های دانشجویان در خصوص دلسوز بودن استاد، اعتماد به نفس وی، لذت بردن از شغل، علاقه‌مندی، قابل احترام بودن و قابل اطمینان بودن وی و نیز تلاش برای ایجاد جو عاطفی در کلاس درس را در بر می‌گرفت. مشارکت دانشجو، تشویق دانشجویان به سؤال کردن و نظر دادن، تلاش استاد برای لذتبخش کردن کلاس، تمایل دانشجو برای حضور در کلاس فعلی یا برداشتن درس‌هایی در دوره‌های بعدی با این استاد را شامل می‌شد. در این ساختار، عبارت‌ها از همسانی درونی و پایایی مطلوبی برخوردار بود. بدین ترتیب که آلفای کرونباخ $0/92$ و $0/84$ به ترتیب برای زیر مقیاس‌های ادراکات از مدرس و مشارکت دانشجو به دست آمد. در بررسی روایی پیش‌بین مقیاس، آنان از تحلیل رگرسیون گام به گام استفاده کردند. نتایج نشان داد که مشارکت دانشجو می‌توانست اثربخشی مدرس، باورها نسبت به مدرس،

در فرایندهای درمانی یا سایر روابط صمیمانه، از سازه توافق (Rapport) به معنای رابطه‌ای که دوستانه و مراقبتی بودن مشخصه اصلی آن است، نام برده می‌شود (۴). در محیط‌های آموزشی، توافق به رابطه‌ای دو سویه اشاره دارد که میان دانشجویان با یکدیگر و یا دانشجویان با اساتید شکل می‌گیرد (۲). توافق به پیامدهای مثبتی همانند باورهای دانشجویان در مورد استاد و دوره آموزشی، انگیزش و یادگیری ادراک شده (۵)، توافق دانشجویان با یکدیگر، مشارکت و یادگیری شناختی (۶) رابطه مثبت دارد.

ابزارهای مختلفی جهت بررسی توافق در محیط‌های روان‌درمانی، روابط صمیمانه و محیط‌های آموزشی، تدوین و به‌کارگیری شده است. در همین راستا مقیاس رتبه‌بندی مصاحبه (interview Rating Scale- IRS) توسط آندرسون و آندرسون (Anderson and Anderson) تدوین شده و به بررسی توافق درمانگر و بیمار می‌پردازد (۷). کری، همیلتون و شانکلین (Carey, Hamilton and Shanklin) نیز مقیاس رابطه هم‌اتاقی (Roommate rapport scale-) را تدوین کرده‌اند (۸). مقیاس توافق آموزش دهنده و فراگیر (Student-instructor rapport- SIR) توسط لامرز و گریسپی (Lammers and Gillaspay) تدوین شده و ابعادی چون درک، تشویق، همدلی، رفتار محترمانه، گفتگوی مؤثر و احترام متقابل را مورد ارزیابی قرار می‌داد (۹).

مقیاس توافق استاد و دانشجو (Professor-student Rapport- PSRS) یکی از ابزارهای مناسبی است که توسط ویلسون، رایان و پوگ (Wilson, Ryan and Pugh) ارائه شده است. آنان نسخه اولیه این مقیاس را در ۴۴ عبارت و بر اساس مصاحبه با نمونه‌ای از دانشجویان، تدوین و نگرش دانشجویان نسبت به مدرس و دوره آموزشی، انگیزش و ادراکات یادگیری را مورد سنجش قرار دادند. بررسی روایی عاملی اکتشافی این مقیاس، پس از حذف ۱۰ عبارت دارای بار عاملی ضعیف، ساختاری یک عاملی با ۳۴ عبارت را ارائه نمود. این ساختار از پایایی

دانشجویان در مباحث کلاسی و پیش‌بینی ارزشیابی اساتید(۴) از یک سو و عدم استفاده از این مقیاس در مطالعات داخلی و نبود اطلاعاتی در خصوص اعتبار و روایی مقیاس در نمونه ایرانی، از سوی دیگر، پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم ۱۵ سؤالی مقیاس توافق استاد و دانشجو(۵) در نمونه‌ای از دانشجویان علوم پزشکی طرح ریزی و اجرا شد.

روش‌ها

پژوهش حاضر در زمره مطالعات توصیفی-همبستگی و به طور ویژه اعتباریابی آزمون بود. جامعه آماری پژوهش را دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران تشکیل می‌دادند. تعداد ۵۶۶ نفر از این دانشجویان بر اساس فرمول تعیین حجم نمونه کوهن، مانیون و موریسون (Cohen, Manion and Morrison)(۱۶) با روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله‌ای به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. بدین ترتیب که در ابتدا بر حسب سال ورود به دانشگاه و رشته‌های تحصیلی، نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای اجرا و از هر ورودی و رشته یک گروه به صورت تصادفی ساده انتخاب شدند. سپس گردآوری داده‌ها متناسب با شیوه اجرای پژوهش، از دانشجویان حاضر در هر گروه صورت گرفت. گردآوری داده‌ها در بخش اول مطالعه از طریق فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو(۵) صورت گرفت. این مقیاس دارای ۱۵ عبارت است و در طیف پنج درجه‌ای لیکرت از کاملاً مخالف(۱) تا کاملاً موافق(۵) دو زیر مقیاس ادراکات مدرس (۹ عبارت) و مشارکت دانشجو (۶ عبارت) را می‌سنجد. نمرات بالاتر در این خرده مقیاس‌ها پس از معکوس کردن دو عبارت ۲ و ۵ به معنای ادراک مطلوب‌تر دانشجویان از کیفیت توافق با اساتید است. روایی و پایایی این مقیاس در مطالعات پیشین به تأیید رسیده است(۵و۱۱). پس از گردآوری داده‌ها، جهت آماده سازی ابزار، پس

انگیزش دانشجویان، باورها نسبت به دوره آموزشی، میزان غیبت دانشجویان، میزان یادگیری ادراک شده، تخمین نمره نهایی و نمره واقعی دوره را پیش‌بینی کند. میزان واریانس تبیین شده در مدل‌های رگرسیون از ۰/۲۸ تا ۰/۴۹ درصد در تغییر بود(۵). زیرمقیاس ادراکات از مدرس و نمره کل توافق قادر به پیش‌بینی سازه‌های پیش گفته نبود. این مقیاس در مطالعات دیگری مورد استفاده قرار گرفته است و پایایی مناسبی داشته است(۱۱). رایان و ویلسون (Ryan and Wilson) نیز زیر مقیاس مشارکت دانشجو را در مطالعه دیگری بر روی ۱۳۰ نفر از دانشجویان کارشناسی به کار برده است و آلفای کرونباخ آن را برابر با ۰/۸۳ گزارش کرده‌اند. روایی هم‌گرایی مقیاس در ارتباط با سیاهه اتحاد در کار (Working Alliance Inventory) برابر با $(r=0/68)$ ، در ارتباط با حمایت اجتماعی $(r=0/50)$ ، در ارتباط با پرخاشگری کلامی (Verbal aggressiveness) معادل با $(r=0/40)$ به دست آمد(۱۲).

بررسی پیشینه پژوهشی در ایران نشان داد که مقیاس توافق استاد و دانشجو توسط پژوهشگران داخلی مورد استفاده قرار نگرفته است. ابزارهای به کار گرفته شده در پژوهش‌های داخلی بیش‌تر در زمینه رابطه استاد و دانشجو بوده و عمدتاً عوامل مؤثر بر ارتباط استاد و دانشجو را می‌سنجند(۱۳و۱۴). به عنوان مثال در مطالعه‌ای بهادر و همکاران ابزاری ۲۴ عبارتی را جهت بررسی ارتباط استاد و دانشجو تدوین کردند که ادراک دانشجویان از گشودگی، همدلی، حمایت‌گری، مثبت‌گرایی، تساوی، تشابه و تضاد و محیط آموزشی را در ارتباط استاد و دانشجو می‌سنجید. آنان روایی محتوایی و صوری و نیز آلفای کرونباخ پرسشنامه را مطلوب گزارش کردند(۱۵).

در مجموع با توجه به اهمیت توافق استاد و دانشجو و نقش پیش‌بینی‌کننده آن در پیامدهای تحصیلی دانشجویان، تشخیص موانع مشارکت و درگیری

دادند. این مقیاس توسط مارش (Marsh) و در ۲۱ سؤال عبارت که در طیف لیکرت پنج درجه‌ای از خیلی خوب (۵) تا خیلی ضعیف (۱) نمره‌گذاری می‌شود، تدوین شده است (۱۹). این مقیاس شش بعد از تدریس استاد شامل یادگیری، علاقه‌مندی به تدریس، تعامل گروهی، رابطه استاد-دانشجو، جامعیت مطالب و امتحانات/ تکالیف را می‌سنجد. پایایی این مقیاس در نمونه دانشجویان ایرانی با محاسبه آلفای کرونباخ از ۰/۷۵ تا ۰/۹۳ برای زیر مقیاس‌ها و ضریب ۰/۹۵ برای کل مقیاس گزارش شده است (۲۰). بررسی پایایی این مقیاس در مطالعه حاضر با اجرای پرسشنامه در مرحله مقدماتی بر روی ۳۰ نفر (۵۲/۳۳ درصد دختر و ۴۶/۶۷ درصد پسر) از دانشجویان رشته پزشکی که با روش در دسترس انتخاب شده بودند، صورت گرفت و ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۸۲ تا ۰/۸۸ برای زیر مقیاس‌ها و ۰/۹۱ برای کل مقیاس به دست آمد.

تحلیل عاملی تأییدی با نرم‌افزار Amos-20 و با روش بیشینه درست نمایی اجرا شد. برازندگی مدل با شاخص‌های مقدار کای دو (χ^2)، نسبت کای دو به درجات آزادی (df/χ^2)، شاخص خوبی برازندگی (GFI)، شاخص خوبی برازندگی تعدیل شده (AGFI)، شاخص برازندگی هنجار شده (NFI)، شاخص برازندگی مقایسه‌ای (CFI) و شاخص استاندارد شده ریشه خطای میانگین مجزورات تقریب (RMSEA) مورد بررسی قرار گرفت. در بررسی روایی پیش‌بین از رگرسیون سلسله مراتبی استفاده شد. داده‌ها از طریق نرم‌افزار SPSS-16 (IBM, Armonk, NY, USA) تجزیه و تحلیل شدند.

در هر دو مطالعه پس از کسب مجوزهای لازم، اجرای ابزارها به صورت گروهی و در کلاس‌های درس توسط پرسشگران آموزش دیده صورت گرفت. پیش از اجرا، اهداف طرح برای دانشجویان تشریح و موافقت شفاهی آنان اخذ گردید. تمامی شرکت‌کنندگان در تکمیل ابزارها آزادی عمل داشتند و اطمینان خاطر در خصوص اصول

از کسب مجوز از تدوین‌کنندگان، مقیاس‌ها توسط یک متخصص روانشناسی آشنا به زبان انگلیسی ترجمه و در ادامه توسط عضو هیأت علمی گروه زبان انگلیسی ترجمه معکوس گردید. تطبیق دو فرم توسط یک متخصص روانشناسی تربیتی عضو هیأت علمی دانشگاه آشنا به زبان انگلیسی صورت گرفت. در ادامه روایی محتوایی مقیاس طی نظرخواهی از ۷ نفر از اعضای هیأت علمی روانشناسی تربیتی در دانشگاه‌های کشور مورد بررسی قرار گرفت. نسبت روایی محتوایی (Content Validity Ration=CVR) بر اساس روش لاوشه (Lawshe) بررسی شد بدین ترتیب که متخصصان باید میزان ضرورت هر عبارت را در طیف «غیرضروری، مفید ولی غیرضروری و ضروری» مشخص می‌کردند (۱۷). شاخص روایی محتوایی (Content Validity Index=CVI) بر اساس روش لاین (Lynn) مورد بررسی قرار گرفت. بدین ترتیب که متخصصان میزان مرتبط بودن هر عبارت را در طیف چهار درجه‌ای از «غیرمرتبط» تا «کاملاً مرتبط» مورد بررسی قرار دادند (۱۸).

از آنجا که در مطالعه حاضر بررسی روایی عاملی اکتشافی و تأییدی و روایی پیش‌بین مد نظر بود، حجم نمونه اولیه (۵۶۶ نفر) طی دو مطالعه مورد بررسی قرار گرفت. در مطالعه اول اطلاعات ۲۳۰ نفر از دانشجویان طی یک هفته از طریق مقیاس توافق استاد و دانشجو (۵) گردآوری شد. از الگوی مؤلفه‌های اصلی با چرخش ابلیمین مستقیم جهت اکتشاف مؤلفه‌ها استفاده شد. همسانی درونی عبارت‌ها و ضرایب پایایی شامل آلفای کرونباخ و دونیمه کردن بر روی داده‌های گردآوری شده از همین گروه مورد بررسی قرار گرفتند. تجزیه و تحلیل‌ها با نرم‌افزار SPSS-16 صورت گرفت.

در مطالعه دوم ۳۳۶ نفر از دانشجویان در هفته دوم به مقیاس توافق استاد و دانشجو (۵) و نیز فرم کوتاه شده پرسشنامه ارزیابی دانشجویان از کیفیت تدریس پاسخ

تمامی عبارتها حداقل ۰/۹۹ است. ضرایب CVI نیز برای تمامی عبارتها حداقل ۰/۹۹ بود. بررسی همسانی درونی عبارتها در مطالعه اول (۲۰۷ نفر) نشان داد که همبستگی عبارتها با یکدیگر از ۰/۱۷ تا ۰/۷۸ در تغییر است. همبستگی عبارتها با نمره کل نیز از ۰/۳۶ تا ۰/۷۹ در تغییر بود. کوهن (Cohen) بر این باور است که در مطالعات همبستگی ضرایب ۰/۱۰، ۰/۳۰ و ۰/۵۰ را می‌توان به ترتیب برای اندازه اثر کوچک، متوسط و بزرگ مورد استناد قرار داد (۲۱). بر این اساس می‌توان پذیرفت که عبارتها از قدرت تشخیص مناسبی برخوردارند و همسانی درونی مناسب مقیاس قابل تأیید است. در ادامه به عنوان پیش فرضی برای تحلیل عاملی اکتشافی با الگوی مؤلفه‌های اصلی، به محاسبه شاخص کیزر-میر-الکین (Keiser, Meyer, Olkin-) (KMO) برای بررسی کفایت نمونه برداری و آزمون کرویت بارتلت (Bartlett Sphericity test) پرداخته شد. نتایج نشان داد که با مقدار KMO برابر با ۰/۹۲ و رد فرض صفر در آزمون کرویت بارتلت ($P=0/0001$, $df=105$)، مؤلفه‌های اصلی با در نظر گرفتن بار عاملی بیش‌تر از ۰/۳۵ اجرا شد. تحلیل اولیه دو عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ را به دست می‌داد. نمودار اسکری (Scree) نیز از این ساختار حمایت می‌کرد. واریانس تبیین شده این ساختار ۶۲/۱۵ درصد بود. پس از چرخش عامل‌ها با روش‌های متعامد و متمایل، چرخش ابلیمین مستقیم، به واسطه شفاف بودن ساختار استخراج شده، مبنای کار قرار گرفت. شاخص‌های توصیفی عبارتها، همبستگی با نمره کل و بارهای عاملی مربوط به هر عبارت در جدول ۲ نشان داده شده است.

محرمانگی به آنان داده شد. دانشجویان باید یکی از اساتید ترم حاضر خود را در نظر گرفته و به پرسشنامه‌ها پاسخ می‌دادند. معیارهای ورود به پژوهش تحصیل در رشته‌های علوم پزشکی در سال تحصیلی جاری و سال قبل بود. با این هدف که دانشجویان سابقه تعامل با اساتید را داشته باشند و بتوانند ادراکات صحیح‌تری از آنان را گزارش نمایند. معیار خروج از پژوهش عدم رضایت شخصی بود.

نتایج

میزان پاسخ‌دهی در مطالعه اول ۹۰ درصد (۲۰۷ نفر از ۲۳۰ نفر) و در مطالعه دوم ۸۶/۳۱ درصد (۲۹۰ نفر از ۳۳۶ نفر) بود. از آنجا که اجرای تحلیل عاملی مبنای مطالعه حاضر قرار داشت و وجود داده‌های گمشده (Missing) و نیز جایگزینی آنها با روش‌های استاندارد، بیم سوگیری در نتایج را داشت، پرسشنامه‌های ناقص کنار گذاشته شد. شاخص‌های جمعیت شناختی در دو مطالعه در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱: شاخص‌های جمعیت شناختی نمونه در مطالعه اول و دوم

شاخص	گروه	مطالعه اول	مطالعه دوم
جنسیت	زن	۱۳۸ (٪۶۶/۷)	۱۹۲ (٪۶۶/۲)
	مرد	۶۹ (٪۳۳/۳)	۹۸ (٪۳۳/۸)
مقطع تحصیلی	کاردانی	۱۶ (٪۷/۷)	۱۲ (٪۴/۱)
	کارشناسی	۱۱۹ (٪۵۷/۵)	۱۷۱ (٪۵۹/۰)
	کارشناسی ارشد	۱۶ (٪۷/۷)	۲۳ (٪۷/۹)
	دکتری حرفه ای	۵۱ (٪۲۴/۶)	۶۳ (٪۲۱/۷)
دکتری تخصصی	۵ (٪۲/۴)	۲۱ (٪۷/۲)	

بررسی روایی محتوایی نشان داد که ضریب CVR برای

جدول ۲: شاخص‌های توصیفی، نتایج بررسی همسانی درونی و تحلیل عاملی مقیاس توافق استاد و دانشجو

عبارتها	میانگین و انحراف معیار	کجی	کشیدگی	همبستگی با نمره کل	بارعاملی	
					عامل اول	عامل دوم
۹	۳/۹۴±۱/۰۳	-۱/۱۱	۱/۲۵	۰/۵۶	۰/۸۶	

۰/۸۳	۰/۶۶	۰/۴۷	-۰/۸۲	۳/۶۷±۱/۰۵	۱۱
۰/۸۱	۰/۵۲	۱/۰۷	-۱/۲۴	۳/۹۹±۱/۰۸	۸
۰/۷۵	۰/۶۵	-۰/۵۶	-۰/۶۱	۳/۶۵±۱/۲۲	۷
۰/۷۴	۰/۳۶	-۰/۷۲	-۰/۲۴	۳/۲۶±۱/۲۲	۱۲
۰/۷۱	۰/۶۸	-۰/۳۶	-۰/۵۴	۳/۶۰±۱/۱۴	۱۵
۰/۷۰	۰/۷۹	۱/۰۶	-۱/۱۷	۳/۹۳±۱/۰۵	۱۴
۰/۶۹	۰/۴۸	-۰/۷۸	-۰/۳۱	۳/۳۲±۱/۲۴	۱۳
۰/۶۲	۰/۵۵	-۰/۲۹	-۰/۵۶	۳/۴۶±۱/۱۳	۱۰
۰/۸۷	۰/۷۰	-۱/۱۳	-۰/۳۰	۳/۱۹±۱/۳۶	۴
۰/۸۴	۰/۷۷	-۰/۶۳	-۰/۴۲	۳/۲۹±۱/۲۰	۶
۰/۸۲	۰/۷۹	-۰/۷۲	-۰/۳۴	۳/۱۶±۱/۱۸	۳
۰/۷۶	۰/۷۴	-۰/۳۸	-۰/۶۳	۳/۶۷±۱/۱۷	۲
۰/۷۲	۰/۶۱	-۰/۵۱	-۰/۴۸	۳/۴۴±۱/۱۸	۱
۰/۴۵	۰/۶۳	-۰/۷۴	-۰/۰۵	۳/۲۴±۱/۱۲	۵
۲/۰۶	۷/۲۶	ارزش ویژه			
۱۳/۷۳	۴۸/۴۲	واریانس تبیین شده			
۰/۸۶	۰/۹۲	آلفای کرونباخ			
۰/۸۸	۰/۹۲	ضریب دو نیمه کردن			

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد تمامی عبارتها دارای بار عاملی بزرگتر از ۰/۴۵ هستند. این ساختار نسبت به نسخه اصلی بدون تغییر بود. بدین ترتیب که عبارتهای ۱ تا ۶ زیر عامل دوم بار شده بودند که در نسخه اصلی مشارکت دانشجو، نامیده شده است. عبارتهای ۷ تا ۱۵ نیز همانند نسخه اصلی بود و عامل ادراکات از مدرس نام دارد. در بررسی پایایی مقیاس، ضرایب آلفای کرونباخ برای زیر مقیاس ادراکات از مدرس و مشارکت دانشجو به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۶ و ضرایب دو نیمه کردن به ترتیب ۰/۹۲ و

۰/۸۸ به دست آمد.

به منظور بررسی روایی سازه مقیاس تحلیل عاملی تأییدی با نرم‌افزار Amos-20 و روش بیشینه درست‌نمایی با استفاده از داده‌های نمونه مطالعه دوم (۲۹۰ نفر) به اجرا در آمد. نتایج نشان داد که بارهای عاملی بزرگتر از ۰/۳۰ بوده و در سطح کوچکتر از $P=0/001$ معنادار هستند. در این ساختار میزان واریانس مشترک دو عامل ۰/۸۰ بود. شاخص‌های برازش مدل در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳: شاخص‌های نیکویی برازش برای بررسی روایی سازه مقیاس توافق استاد و دانشجو

شاخص	χ^2	df	P	χ^2/df	GFI	AGFI	NFI	CFI	RMSEA
ضرایب	۸۹/۶۳	۸۰	۰/۲۲	۱/۲۰	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۹	۰/۰۲

بررسی شاخص‌های نیکویی برازش نشان می‌دهد که ساختار دو عاملی به دست آمده از برازش مطلوبی برخوردار است. نسبت خی دو به درجات آزادی برابر با

۰/۹۷ است. مقادیر کوچکتر از ۳ برای این شاخص مطلوب هستند. شاخص‌های GFI، AGFI، NFI و CFI به ترتیب برابر با ۰/۹۶، ۰/۹۴، ۰/۹۶ و ۰/۹۹ بودند. میزان این

مثبت و معناداری میان ابعاد و نمره‌ی کل توافقی استاد و دانشجو و ابعاد ارزیابی از کیفیت تدریس وجود دارد ($P \leq 0/01$). ضرایب همبستگی از $0/34$ تا $0/53$ در تغییر بودند. علاوه بر آن همبستگی دو زیر مقیاس ادراکات از مدرس و مشارکت دانشجو $0/70$ بود. بررسی مفروضات تحلیل رگرسیون نیز نشان داد که ضرایب آماره کولموگروف اسمیرنوف غیرمعنادار بود ($P \geq 0/05$) و نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها محقق شده است. استقلال خطاها نیز با آماره دوربین واتسون بررسی شد و ضرایب از $1/80$ تا $1/92$ در تغییر بودند و استقلال خطاها را مورد تأیید قرار می‌دادند. عدم همخطی میان متغیرهای پیش‌بین نیز با آماره‌های تحمل (tolerance) برابر با $0/55$ و تورم واریانس (VIF) برابر با $1/98$ تأیید شد. نتایج تحلیل در جدول ۴ آورده شده است.

شاخص‌ها برای مدل‌های مطلوب باید از $0/90$ بزرگ‌تر باشد (۲۱). شاخص RMSEA نیز $0/02$ بود که در مدل‌های بسیار مطلوب باید از $0/05$ کوچک‌تر باشد (۲۲). در بررسی روایی پیش‌بین، ابعاد توافقی استاد و دانشجو به عنوان متغیرهای پیش‌بین و ابعاد شش گانه ارزیابی دانشجویان از کیفیت تدریس استاد شامل یادگیری، علاقه‌مندی به تدریس، تعامل گروهی، رابطه استاد و دانشجو، جامعیت مطالب و امتحانات/ تکالیف به عنوان متغیر ملاک وارد معادله رگرسیون سلسله مراتبی شدند. از آنجا که بر اساس یافته‌های ویسلون و رایان (Wilson and Ryan) مشارکت دانشجو نقش پیش‌بینی‌کنندگی بیش‌تری در پیامدهای تحصیلی داشته است (۵)، این متغیر در گام اول وارد معادله رگرسیون شد. پیش از اجرای تحلیل، همبستگی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد روابط

جدول ۴: نتایج رگرسیون سلسله مراتبی ارزیابی از کیفیت تدریس بر حسب توافقی استاد و دانشجو

متغیر ملاک	گام‌ها	متغیر پیش‌بین	R^2	$R^2_{adjusted}$	F	ΔR^2	ΔF	β	t
یادگیری	۱	مشارکت دانشجو	۰/۱۶	۰/۱۶	۵۴/۳۰**	۰/۱۶	۵۴/۳۰**	۰/۴۰	۷/۳۷**
	۲	مشارکت دانشجو	۰/۲۳	۰/۲۲	۴۱/۹۰**	۰/۰۷	۲۴/۹۱**	۰/۱۴	۱/۹۴
		ادراکات مدرس						۰/۳۷	۴/۹۹**
علاقه‌مندی استاد	۱	مشارکت دانشجو	۰/۱۵	۰/۱۴	۴۸/۲۳**	۰/۱۴	۴۸/۲۳**	۰/۳۸	۶/۹۵**
	۲	مشارکت دانشجو	۰/۲۴	۰/۲۴	۴۴/۹۱**	۰/۱۰	۴۴/۹۱**	۰/۰۸	۱/۰۳
		ادراکات مدرس						۰/۴۴	۵/۹۷**
تعامل گروهی	۱	مشارکت دانشجو	۰/۱۱	۰/۱۱	۳۵/۰۸**	۰/۱۱	۳۵/۰۸**	۰/۳۳	۵/۹۲**
	۲	مشارکت دانشجو	۰/۲۱	۰/۲۱	۳۸/۰۳**	۰/۱۰	۳۶/۵۶**	۰/۰۲	۰/۲۱
		ادراکات مدرس						۰/۴۵	۶/۰۵**
رابطه استاد و دانشجو	۱	مشارکت دانشجو	۰/۱۵	۰/۱۴	۴۷/۸۱**	۰/۱۵	۴۷/۸۱**	۰/۳۸	۶/۹۱**
	۲	مشارکت دانشجو	۰/۲۸	۰/۲۸	۵۴/۶۶**	۰/۱۴	۵۲/۷۴**	۰/۰۲	۰/۲۴
		ادراکات مدرس						۰/۵۲	۷/۲۶**
جامعیت	۱	مشارکت دانشجو	۰/۱۷	۰/۱۷	۵۸/۲۲**	۰/۱۷	۵۸/۲۲**	۰/۴۲	۷/۶۲**
	۲	مشارکت دانشجو	۰/۲۹	۰/۲۸	۵۵/۴۹**	۰/۱۱	۴۳/۷۹**	۰/۰۹	۱/۳۳
		ادراکات مدرس						۰/۴۷	۶/۶۲**
امتحانات و تکالیف	۱	مشارکت دانشجو	۰/۱۱	۰/۱۱	۳۵/۶۰**	۰/۱۱	۳۵/۶۰**	۰/۳۴	۵/۹۷**
	۲	مشارکت دانشجو	۰/۲۵	۰/۲۵	۴۷/۰۱**	۰/۱۴	۴۴/۹۱**	۰/۰۳	-۰/۴۷
		ادراکات مدرس						۰/۵۲	۷/۲۱**

** $P \leq 0/01$ * $P \leq 0/05$

مشارکت دانشجو و در گام دوم ادراکات مدرس

نتایج رگرسیون سلسله مراتبی نشان داد که در گام اول

پیش‌بینی‌کننده معناداری برای تمامی ابعاد ارزیابی از کیفیت تدریس اساتید هستند ($P \leq 0/01$). با افزودن شدن ادراکات مدرس، مشارکت دانشجو سهم معناداری در پیش‌بینی این ابعاد ندارد ($P \geq 0/05$).

بحث

این مطالعه به منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس توافق استاد و دانشجو (۵) در نمونه‌ای از دانشجویان علوم پزشکی صورت گرفت. نتایج نشان داد که مقیاس از روایی محتوایی مطلوبی برخوردار است. همسانی درونی مناسبی نیز میان عبارات‌های مقیاس و نیز هر عبارت با نمره کل وجود داشت. پایایی مقیاس نیز در سطح مطلوبی قرار داشت. این یافته با مطالعه ویلسون و رایان همسویی دارد. آنان نیز آلفای کرونباخ $0/92$ و $0/84$ را برای زیر مقیاس‌ها گزارش کردند (۵). ریچموند و همکاران (Richmond) نیز پایایی مناسبی برای این زیرمقیاس‌ها گزارش کردند (۱۱).

بررسی ساختار عاملی با تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که ساختار دو عاملی مقیاس از برآزش مناسبی برخوردار است. این یافته با نتایج پژوهش ویلسون و رایان همسویی دارد. آنان نیز ساختار دو عاملی را با تحلیل عاملی اکتشافی مورد تأیید قرار دادند (۵).

سایر نتایج پژوهش حاضر نشان داد که ساختار یک عاملی مقیاس نیز از روایی عاملی اکتشافی و تأییدی مناسبی برخوردار است. ویلسون و رایان نیز نمره کل مقیاس را مورد استفاده قرار دادند. اما در مطالعه آنان روایی عاملی و پایایی نمره کل مقیاس مورد بررسی قرار نگرفته بود (۵). به نظر می‌رسد می‌توان مقیاس توافق استاد و دانشجو را هم در ساختاری یک عاملی و هم دو عاملی مورد استفاده قرار داد.

بررسی روایی پیش‌بین مقیاس در ارتباط با ارزیابی از کیفیت تدریس استاد نشان داد که در گام اول مشارکت دانشجو و در گام دوم ادراکات مدرس پیش‌بینی‌کننده معناداری برای تمامی ابعاد ارزیابی از کیفیت تدریس

اساتید هستند. با افزودن شدن ادراکات مدرس، مشارکت دانشجو سهم معناداری در پیش‌بینی این ابعاد ندارد. به عبارت دیگر برداشته‌های دانشجویان از دلسوز بودن استاد، اعتماد به نفس وی، لذت بردنش از شغل، علاقه‌مندی، قابل احترام بودن و قابل اطمینان بودن وی و نیز تلاشش برای ایجاد جو عاطفی در کلاس درس می‌تواند میزان یادگیری ادراک شده دانشجویان، ادراک از علاقه‌مندی استاد به تدریس، توانایی وی برای برقراری تعامل گروهی در کلاس درس، ادراک از رابطه اساتید با دانشجویان، جامعیت مطالب ارائه شده در کلاس درس و نیز ادراک از نحوه امتحان و نیز تکالیف ارائه شده در کلاس را پیش‌بینی کند. ویلسون و رایان نیز نقش پیش‌بینی‌کننده بعد مشارکت دانشجو را در اثربخشی مدرس، انگیزش دانشجویان، غیبت از کلاس درس، یادگیری ادراک شده و نمرات تصوری و واقعی ترم مورد تأیید قرار دادند (۵).

میان یافته‌های پژوهش حاضر در خصوص سهم بیشتر ادراکات مدرس با پژوهش ویلسون و رایان به گونه‌ای ناهم‌سویی مشاهده می‌شود. زیرا آنان سهم مشارکت دانشجو را بیشتر دانستند (۵). این تناقض، به واسطه تفاوت در سازه‌های ملاک و نیز ابزارهای اندازه‌گیری قابل تبیین است. گرچه بررسی بیشتر با سازه‌های مشابه می‌تواند در روشن شدن بهتر روابط میان ابعاد توافق استاد و دانشجو و پیامدهای تحصیلی آن راه‌گشا باشد.

همانند سایر پژوهش‌ها، مطالعه حاضر نیز با محدودیت‌هایی از قبیل اجرا در یک بافت دانشگاهی خاص، تعداد کم نمونه پژوهش و استفاده صرف از ابزار خودگزارشی همراه بود. این محدودیت‌ها تعمیم نتایج را به سایر گروه‌های دانشجویی با محدودیت مواجه می‌سازد. بررسی روایی واگرا و هم‌گرا در ارتباط با سایر شاخص‌های سازه‌های تحصیلی به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود.

نتیجه‌گیری

معنی که بتوان از روی میزان ادراکات آنان، ارزشیابی دانشجویان از اساتید را پیش‌بینی کرد.

قدردانی

از مسؤولان دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی و نیز دانشجویان گرانقدری که در تکمیل پرسشنامه‌ها همکاری کردند، تقدیر و تشکر می‌شود.

یافته‌های پژوهش حاضر روایی و پایایی مقیاس کوتاه بررسی توافق استاد و دانشجو را نشان داد. این مقیاس ابزاری است با ساختاری دو عاملی و نیز نمره کل که از همسانی درونی و پایایی مناسب برخوردار است. این مقیاس، می‌تواند ادراکات دانشجویان از مدرس و نیز ادراک از میزان مشارکت دادن دانشجویان توسط اساتید را مورد اندازه‌گیری قرار دهد. از سوی دیگر به نظر می‌رسد توافق استاد و دانشجو می‌تواند با ارزیابی دانشجویان از کیفیت تدریس اساتید در ارتباط باشد. بدین

منابع

1. Ghazi Mirsaed J, Moradijoo M, Taheri A, Yousefianzadeh O. [Identifying M. A and PhD Students' Point of View Regarding Effective Factors in Establishing Communication between Students and Faculty Members of School of Allied Health at Tehran University of Medical Sciences in 2012- 2013 Academic Year]. *Journal of Medical Education Development*. 2016; 9(22): 95-102. [Persian]
2. Ahmad N. Rapport and Positive Reinforcement: A Sine Qua Non for Effective English Language Teaching and Learning for Arab Students. *Bangladesh Research Foundation Journal*. 2018; 7(1): 29-51.
3. Benson TA, Cohen AL, Buskist W. Rapport: Its relation to student attitudes and behaviors toward teachers and classes. *Teaching of Psychology*. 2005; 32(4): 237-239.
4. Wilson JH, Ryan RG, Pugh JL. Professor-student rapport scale predicts student outcomes. *Teaching of Psychology*. 2010; 37(4): 246-251.
5. Wilson JH, Ryan RG. Professor-Student Rapport scale: Six items predict student outcomes. *Teaching of Psychology*. 2013; 40(2): 130-133.
6. Frisby BN, Martin MM. Instructor-student and student-student rapport in the classroom. *Communication Education*. 2010; 59(2): 146-164.
7. Anderson RP, Anderson GV. Development of an instrument for measuring rapport. *Journal of Counseling & Development*. 1962; 41(1): 18-24.
8. Carey CJ, Hamilton LD, Shanklin G. Development of an instrument to measure rapport between college roommates. *Journal of College Student Personnel*. 1986; 27(3): 269-273.
9. Lammers WJ, Gillaspay Jr JA. Brief measure of student-instructor rapport predicts student success in online courses. *International Journal for the Scholarship of Teaching and Learning*. 2013; 7(2): 16.
10. Ryan RG, Wilson JH, Pugh JL. Psychometric characteristics of the professor-student rapport scale. *Teaching of Psychology*. 2011; 38(3): 135-141.
11. Richmond AS, Slattery JM, Mitchell N, Morgan RK, Becknell J. Can a learner-centered syllabus change students' perceptions of student-professor rapport and master teacher behaviors?. *Scholarship of Teaching and Learning in Psychology*. 2016; 2(3): 159-168.
12. Ryan R, Wilson JH. Professor-Student Rapport Scale: Psychometric properties of the brief version. *Journal of the Scholarship of Teaching and Learning*. 2014; 14(3): 64-74.
13. Abedini MR, Abassi A, Mortazavi F, Bijari B. [Students' Viewpoint of Factors Affecting Teacher-Students Communication, A Study in Birjand University of Medical Sciences]. *Iranian Journal of Medical Education*. 2012; 12(6): 439-447. [Persian].
14. Ghadami A, Salehi B, Sajadi S, Naji H. [Students' Points of View Regarding Effective Factors in Establishing Communication between Students and Faculty Members]. *Iranian Journal of Medical Education*. 2007; 7(1): 149-154. [Persian]
15. Bahador H, Faraji Armaki A, Ghorbani R, Dehghani E. [Effective Factors on Communication between Teacher and Student Medical Students of Basic Sciences Level View]. *Education Strategies in Medical*

- Sciences. 2014; 6(4): 195-200. [Persian]
16. Cohen L, Manion L, Morrison K. Research methods in education. Abingdon-on-Thames:Routledge; 2013.
 17. Lawshe CH. A quantitative approach to content validity. Personnel Psychology. 1975; 28(4): 563-575.
 18. Lynn MR. Determination and quantification of content validity. Nurs Res. 1986; 35(6): 382-5.
 19. Marsh HW. SEEQ: a reliable, valid, and useful instrument for collecting students' evaluations of university teaching. British Journal of Educational Psychology. 1982; 52(1): 77-95.
 20. TanhayeReshvanlou F, TanhayeReshvanlou M, Hejazi E. [Role of Professor's Teaching Quality on the Trend of Health Students to Critical Thinking]. Education Strategies in Medical Sciences. 2015; 7 (6) :391-397. [Persian].
 21. Cohen J. A power primer. Psychol Bull. 1992; 112(1): 155-9.
 22. Byrne BM. Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. Psicothema. 2008; 20(4): 872-82.

Psychometric Properties of Professor-Student Rapport Scale in Medical Sciences Students

Farhad Tanhaye Reshvanloo¹, Mahdi Arkhodi Ghalenoi², Hossein Kareshki³

Abstract

Introduction: *The quality of the professor-student relationship can be effective on teaching and students' performance. A valid questionnaire can help researchers in this field. The purpose of this study was to investigate the psychometric characteristics of Professor-Student Rapport Scale.*

Methods: *In a descriptive-correlational study and more precisely, test validation, 497 students of Shahid Beheshti University of Medical Sciences were selected by multistage random sampling method and completed Wilson and Ryan's Professor-Student Rapport Scale and Marsh's Student Evaluation of Educational Quality Questionnaire. The collected data were analyzed using exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, predictive validity and internal consistency.*

Results: *The results showed that the scale has a two-factor structure that explains 62.15% of the variance. Confirmatory factor analysis also confirmed this structure. The internal consistency of the scale with the calculation of Cronbach's alpha for perceptions of teacher and student engagement was 0.86 and 0.92, respectively, and the split-half coefficients were 0.88 and 0.92, respectively. Perceptions of teacher subscale could predict the educational quality.*

Conclusion: *Professor-Student Rapport scale had a good validity and reliability in the sample of medical sciences students and can be used as a precise instrument in this regard.*

Keywords: Professor-Student Rapport, psychometrics, questionnaire, educational quality

Addresses:

¹ (✉) PhD Student In Educational Psychology, Department of Counseling and Educational Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: fa.tanha@mail.um.ac.ir

² PhD student in Educational Psychology, Department of Counseling and Educational Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: mahdi.arkhodi@gmail.com

³ Associate Professor, Department of Counseling and Educational Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Email: kareshki@um.ac.ir