www.edcbmj.ir e-ISSN: 2345-5284

Education Strategies in Medical Sciences (ESMS)

Journal homepage: www.edcbmj.ir/en e-ISSN: 2345-5284

Baqiyatallah University of Medical Sciences

Psychometric Properties of the Brief Form of Professor-Students Rapport Scale-based on Classical Test Theory and Item-Response Theory

Farhad Tanhaye Reshvanloo[1*], Mahdi Arkhodi Ghalenoei[1], Raziye Keramati[1], Mehrangiz ShoaKazemi[2]

[1] Department of Counseling and Educational Sciences, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

[2] Department of Women and Family Studies, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran

Corresponding author: Farhad Tanhaye Reshvanloo, Department of counseling and Educational sciences, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran. Tel: +98-9157055480, E-mail: fa.tanha@mail.um.ac.ir

Article Info

Keywords: *Professor-Students Rapport, Psychometrics, Validation, Item-Response Theory*

Abstract

Introduction: In order to improve the quality of the teaching process, it is necessary to review the professor-student rapport. The purpose of the present study was to investigate the factor structure and item-response parameters of Professor-Students Rapport Scale-Brief (PSRS-B).

Methods: In a descriptive-correlation study, 497 students from Shahid Beheshti University of Medical Sciences were selected by multistage random sampling method and completed Professor-Students Rapport Scale-Brief (Ryan & Wilson, 2014). Exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, discrimination and threshold parameters and Item and test information curves were analyzed using SPSS 16, Amos 20 and IRTPRO 2.1.2 softwares.

Results: The results showed the structure of an agent-based model that explains 59.57% of the variance. Confirmatory factor analysis also confirmed this structure. The internal consistency of the scale was confirmed by Cronbach's alpha of 0.86 and split-half, 0.88. The item-response parameters were also at the optimum level.

Conclusion: Professor-Students Rapport-Brief seems to have a good validity and reliability in the sample of Medical sciences students and can be used as a precise instrument in this regard.

Copyright © 2020, Education Strategies in Medical Sciences (ESMS). This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits copy and redistribute the material just in noncommercial usages, provided the original work is properly cited.

مجله راهبردهای آموزش در علوم پزشکی
دوره ۱۳، شماره ۲، ۱۳۹۹
صفحات: ۸۹-۸۱

ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو در دانشجویان علوم پزشکی بر اساس نظریه کلاسیک آزمون و سوال-پاسخ

فرهاد تنهای رشوانلو*[۱]، مهدی ارخودی قلعه نوئی[۱]، راضیه کرامتی[۱]، مهرانگیز شعاع کاظمی[۲]

[۱] گروه روانشناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
[۲] گروه مطالعات زنان و خانواده، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزاهراء (س)، تهران، ایران

نویسنده مسوول: فرهاد تنهای رشوانلو. خراسان رضوی، مشهد، میدان آزادی، پردیس دانشگاه فردوسی مشهد، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، گروه روانشناسی مشاوره و تربیتی تلفن: ۰۹۱۵۷۰۵۵۴۸۰
fa.tanha@mail.um.ac.ir

چکیده

مقدمه: در راستای بهبود کیفیت فرایند آموزش، بررسی توافق استاد و دانشجو ضروری به نظر می‌رسد. هدف از پژوهش حاضر بررسی ساختار عاملی و پارامترهای سوال-پاسخ فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (PSRS-B) بود.

روش‌ها: در یک طرح توصیفی- همبستگی، ۴۹۷ نفر از دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی به روش نمونه گیری تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شدند و فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (رایان و ویلسون، ۲۰۱۴) را تکمیل کردند. تجزیه و تحلیل داده‌ها با تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی و پارامترهای تمیز و آستانه و منحنی‌های آگاهی سوال و آزمون و با استفاده از از نرم افزارهای SPSS.16، Amos.20 و IRTPRO 2.1.2 انجام گرفت.

یافته‌ها: یافته‌ها نشان داد که مقیاس از ساختاری یک عاملی برخوردار است که ۵۹/۵۷ درصد واریانس را تبیین می‌کند. تحلیل عاملی تأییدی نیز این ساختار را تأیید کرد. همسانی درونی مقیاس نیز با آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و دو نیمه کردن ۰/۸۸ به تأیید رسید. پارامترهای سوال-پاسخ نیز وضعیت مطلوب مقیاس را نشان می‌دادند.

نتیجه‌گیری: به نظر می‌رسد فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو، از روایی و پایایی مطلوبی در نمونه دانشجویان علوم پزشکی برخوردار باشد و بتواند به عنوان ابزاری دقیق در این زمینه مورد استفاده قرار گیرد.

واژگان کلیدی: توافق استاد و دانشجو، روان‌سنجی، اعتباریابی، نظریه سوال-پاسخ

مقدمه

برقراری ارتباط مؤثر در محیط‌های علمی، منجر به تحقق بهتر هدف‌های آموزشی و پژوهشی می‌شود (۱). به نظر می‌رسد در دوره‌های آموزش پزشکی، برقراری رابطه‌ای مؤثر بین استاد و دانشجو اهمیت بسیاری داشته و می‌تواند در شکل گیری فرایند یاددهی و یادگیری مطلوب مؤثر واقع شود (۲). تحقیقات نشان داده است که رابطه خوب استاد و دانشجو، یکی از متغیرهای مهم در فرایند یادگیری و آموزش است و ارتباط تنگاتنگی با نتایج کلاسی دانشجویان دارد (۳). رابطه استاد و دانشجو، پیش‌بینی‌کننده انگیزه و درگیری دانشجویان است (۴). دانشجویانی که رابطه خوبی را با استادشان تجربه کرده‌اند، لذت بیشتری از حضور در کلاس، مطالعه، ارتباط با استاد و درگیری در سایر فعالیت‌های مفید تحصیلی گزارش کرده‌اند (۵). پژوهش‌ها نشان داده است که عوامل مختلفی همچون اخلاق و سطح علمی استاد و همدلی متقابل، ایجاد انگیزه برای یادگیری و تجربه استاد (۶)، حفظ حرمت دانشجو توسط استاد، رعایت عدالت در برخورد با دانشجویان و انتقاد پذیری (۱)، ویژگی‌های شخصیتی و در کنار آن دانسته‌های علمی و نحوه تدریس استاد (۷)، فن بیان، تدریس توأم با علاقه، احترام به دانشجو، رازداری و عوامل حرفه‌ای و علمی (۲) بر رابطه استاد و دانشجو مؤثر هستند. سازه توافق (rapport) به طور سنتی در فرایندهای درمانی یا سایر روابط فرد به فرد از قبیل روابط همتراز میان هم‌اتاقی‌ها به کار رفته و در یک معنای کلی به رابطه‌ای اطلاق می‌شود که ویژگی اصلی آن دوستانه و مراقبتی بودن است (۸). در حیطه یادگیری و آموزش، توافق به معنی رابطه‌ای است دوسویه که دانشجویان با یکدیگر و یا با اساتید دارند. برقراری یک رابطه مثبت، لذت‌بخش، محترمانه و اجتماعی بین دانشجویان و اساتید موضوع توافق استاد و دانشجوست (۳). توافق میان دانشجویان و اساتید نیازمند دسترسی بی واسطه دانشجو به استاد و برقراری تعاملات کلامی و غیرکلامی مبتنی بر نیازهای دوسویه است (۸). توافق به پیامدهای مثبت بی‌شماری از قبیل باورهای دانشجویان در مورد استاد و دوره آموزشی و نیز انگیزش و یادگیری ادراک شده آنان می‌انجامد (۹). توافق استاد و دانشجو همچنین با توافق دانشجویان با یکدیگر، وابستگی کلاسی، مشارکت، عاطفه نسبت به محتوای دوره و استاد و یادگیری شناختی رابطه مثبت و معناداری دارد (۱۰). جهت بررسی توافق در محیط‌های روان‌درمانی و نیز روابط فرد به فرد، ابزارهای مختلفی ساخته و بکارگیری شده‌اند. به طور مثال، مقیاس رتبه بندی مصاحبه توسط اندرسون و اندرسون (Anderson & Anderson) و برای بررسی توافق درمانگر-بیمار ارائه شده است (۱۱). کری، همیلتون و شانکلین (Carey, Hamilton & Shanklin) نیز مقیاس رابطه هم اتاقی را تدوین کرده‌اند (۱۲). در حیطه آموزش و یادگیری نیز ابزارهایی به بررسی رابطه استاد و دانشجو پرداخته‌اند. به عنوان نمونه لامرز و گیلاسپی (Lammers & Gillaspy) نسخه ۹ سوالی مقیاس توافق آموزش دهنده و فراگیر را تدوین و ارائه کردند که ابعادی چون درک، تشویق، همدلی، رفتار محترمانه، گفتگوی مؤثر و احترام متقابل را مورد ارزیابی قرار می‌داد (۱۳). یکی از ابزارهای مناسب دیگر توسط ویلسون، رایان و پیوگ (Wilson, Ryan & Pugh) تدوین شده است. آنان بر اساس مصاحبه با نمونه‌ای از دانشجویان، ابزاری ۴۴ عبارتی را تدوین کردند که نگرش دانشجویان نسبت به مدرس، نگرش نسبت به دوره آموزشی، انگیزش و ادراکات یادگیری را مورد سنجش قرار می‌داد. آنان به بررسی روایی عاملی اکتشافی مقیاس تدوین شده پرداختند و پس از حذف ۱۰ عبارت دارای بار عاملی ضعیف، ساختاری یک عاملی با ۳۴ عبارت را ارائه کردند. این ساختار از پایایی مناسبی برخوردار بود و می‌توانست ادراکات دانشجویان از رابطه دوستانه، انعطاف پذیری و رفتارهای غیرکلامی استاد را پیش بینی کند (۸). رایان، ویلسون و پیوگ (۱۴) این مقیاس را در نمونه دیگری از دانشجویان دانشگاه مورد استفاده قرار داده و همسانی درونی، پایایی بازآزمایی، پس از ۲۲ روز، و نیز روایی همگرا و واگرای مقیاس را در ارتباط با ادراک از حمایت اجتماعی و رفتارهای تهاجمی استاد به تأیید رساندند. ویلسون و رایان (۹) در مطالعه دیگری تحلیل عاملی اکتشافی با چرخش واریماکس را بر روی ساختار ۳۴ عبارتی مجدداً اجرا کردند. آنان حداقل بار عاملی را ۰/۵۰ در نظر گرفته و ساختاری دو عاملی مشتمل بر عامل ادراکات از مدرس و مشارکت دانشجو را به دست آوردند. در این ساختار عبارت‌ها از همسانی درونی و پایایی مطلوبی برخوردار بودند. در بررسی روایی پیش بین مقیاس، مشارکت دانشجو می‌توانست اثربخشی مدرس، باورها نسبت به مدرس، انگیزش دانشجویان، باورها نسبت به دوره آموزشی، غیبت از کلاس درس، میزان یادگیری ادراک شده، تخمین نمره نهایی و نمره واقعی دوره را پیش بینی کند. زیر مقیاس ادراکات از مدرس و نمره کل توافق قادر به پیش بینی سازه‌های پیش گفته نبودند. رایان و ویلسون (۱۵) زیر مقیاس مشارکت دانشجو را در مطالعه دیگری در یک ساختار یک عاملی مورد بررسی قرار داده و فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (Professor-Student Rapport Scale- Brief Version-PSRS-B) را در ۶ عبارت ارائه نمودند. این ساختار از روایی همگرا و پیش بین و پایایی مناسبی برخوردار بود. ویلسون و رایان (۹) و رایان و ویلسون (۱۵) فرم یک عاملی در برگیرنده مشارکت دانشجو را به واسطه قدرت پیش بینی کنندگی این سازه برای سازه‌های عملکردی دانشجویان مناسب‌تر می‌دانند. در مروری بر پیشینه پژوهشی داخلی، مطالعه‌ای که توافق استاد دانشجو را مورد بررسی قرار داده باشد، به دست نیامد. پژوهش‌های داخلی بیشتر در زمینه رابطه استاد و دانشجو بوده و ابزارهای بکارگرفته شده در آنها عمدتاً

ابزارهایی هستند که عوامل مؤثر بر ارتباط استاد و دانشجو را می‌سنجند. به طور مثال قدمی و همکاران (۶) عوامل مؤثر بر ارتباط استاد و دانشجو را با ۲۳ عبارت مورد بررسی قرار داده و روایی محتوایی و پایایی بازآزمایی را به تأیید رساندند. عابدینی و همکاران (۷) پرسشنامه ای ۳۲ عبارتی جهت بررسی عوامل مؤثر بر رابطه استاد و دانشجو در سه بعد فردی، علمی و حرفه ای تدوین و روایی محتوایی و پایایی مناسب آن را گزارش کردند. قاضی میرسعید و همکاران (۲) نیز با فرمی ۲۸ عبارتی عوامل اثرگذار سه گانه فوق را در دانشجویان پیراپزشکی مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه‌ای دیگر بهادر و همکاران (۱) 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.

پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (۱۵) در مطالعه دیگری جز مطالعه اصلی، از بعد روایی عاملی و سایر روش‌های تحقق روایی مورد بررسی قرار نگرفته است. علاوه بر آن در مطالعات داخلی منتشر شده نیز از این مقیاس استفاده نشده و اطلاعاتی در خصوص اعتبار و روایی مقیاس در نمونه ایرانی در دست نیست. از سوی دیگر، در مطالعه اصلی نیز تحلیل‌ها بر اساس منطق آماری نظریه کلاسیک آزمون (Classical Test Theory-CCT) استوار بوده اند. به نظر می‌رسد در کنار خدمات این نظریه به آزمون‌سازی، داشتن مفروضاتی از قبیل ثابت بودن خطای معیار اندازه‌گیری، به وابستگی پارامترهای سوال به نمونه آزمودنی‌ها منتهی می‌گردد. به طوری که با تغییر آزمودنی‌ها و انتخاب نمونه دیگر، به علت تفاوت در خطای معیار اندازه‌گیری، پارامترهای سوال نیز تغییر می‌کنند (۱۶). بدیهی است که این محدودیت عمده استفاده از مقیاس را در سایر بافت‌های اجتماعی و فرهنگی با مشکل مواجه می‌سازد. در مقابل نظریه سوال-پاسخ (Item-Response Theory-IRT) با در نظر گرفتن تغییر در خطای معیار اندازه‌گیری در پیوستار پاسخ‌ها در عین حفظ قابلیت تعمیم در طول جامعه، بر خلاف نظریه کلاسیک، امکان برآورد دقیق‌تری از اعتبار آزمون را فراهم می‌کند. این امر به ویژه در ابزارهایی با تعداد سوالات کمتر، همانند مقیاس حاضر، بسیار راهگشاست. چرا که بر خلاف نظریه کلاسیک آزمون، که اعتبار را در مقیاس‌های طولانی‌تر، بیشتر برآورد می‌کند، نظریه سوال پاسخ اعتبار آزمون را ناشی از طول آن نمی‌داند به گونه‌ای که اعتبار آزمون‌های کوتاه می‌تواند بیشتر از آزمون‌های بلند باشد در صورتی که ضرایب تشخیص سوال‌ها ثابت نگه داشته شود (۱۷). بر این اساس به نظر می‌رسد اجرای مطالعه‌ای بر روی نمونه دانشجویان ایرانی و کاربست همزمان شاخص‌های روانسنجی مورد نظر در نظریه کلاسیک آزمون (روایی عاملی اکتشافی و تأییدی، همسانی درونی و پایایی) و نظریه سوال-پاسخ (پارامتر تمیز، آستانه‌ها، آگاهی سوال و آزمون) علاوه بر فراهم آوردن ابزاری معتبر و روا جهت استفاده پژوهشگران داخلی، می‌تواند به ارزیابی دقیق تری از این مقیاس منتهی شود. بر این اساس هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روانسنجی فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (۱۵) در نمونه‌ای از دانشجویان علوم پزشکی بر اساس نظریه کلاسیک آزمون (CTT) و سوال -پاسخ (IRT) بود.

روش کار

روش پژوهش حاضر توصیفی-همبستگی و از نوع اعتباریابی آزمون بود. جامعه آماری این پژوهش را دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران تشکیل می‌داد. در مطالعه حاضر بررسی روایی عاملی اکتشافی و تأییدی و نیز شاخص‌های سوال-پاسخ مد نظر بود. تاباکنیک و فیدل (Tabachnick & Fidell) (۱۸)، بر این باورند که اجرای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بر روی یک گروه نمونه، موجب سوگیری نتایج می‌شود و بهتر است پس از احراز روایی عاملی اکتشافی، ساختار به دست آمده بر روی نمونه دیگری از جامعه آماری مورد بررسی قرار گیرد. بر این اساس مطالعه حاضر در دو بخش اجرا شد. در بخش اول، بر اساس پیشنهاد بنتلر و چو (Bentler & Chou) (۱۹) با در نظر گرفتن حداقل ۱۰ نفر به ازای هر پارامتر مدل $\left(\frac{(\text{تعدادمتغیر}+1) \times \text{تعداد متغیرها}}{2}\right)$ حجم نمونه ۲۱۰ نفر برآورد گردیده و با در نظر گرفتن احتمال ریزش نفرات این تعداد به ۲۵۰ نفر افزایش یافت. تعیین حجم نمونه در مطالعه دوم نیز با در نظر گرفتن حداقل ۱۰ نفر به ازای هر پارامتر مدل حداقل ۲۱۰ نفر برآورد شد اما بنا به پیشنهاد باندالوس (Bandalos) (۲۰)، که نمونه حداقل ۴۰۰ نفری را برای تحلیل عاملی تأییدی مناسب می‌داند، حجم نمونه به ۴۰۰ نفر افزایش یافت. در هر دو مطالعه نمونه‌گیری با روش تصادفی چند مرحله‌ای انجام شد. بدین ترتیب که در ابتدا بر حسب سال ورود به دانشگاه و رشته‌های تحصیلی، نمونه‌گیری تصادفی اجرا و از هر ورودی و رشته یک گروه به صورت تصادفی انتخاب شدند. سپس گردآوری داده ها متناسب با شیوه اجرای پژوهش، از دانشجویان حاضر در هر گروه صورت گرفت. مطالعه دوم با فاصله یک هفته و با در نظر گرفتن تکراری نبودن شرکت کنندگان اجرا شد. گردآوری اطلاعات از طریق فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (۱۵) صورت گرفت. این فرم دارای ۶ عبارت است و در طیف پنج درجه‌ای از کاملاً مخالف (۱) تا کاملاً موافق (۵) نمره گذاری می‌شود. نمرات بالاتر در آن 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 مطالعه رایان و ویسلون (۱۵) به تأیید رسیده است. جهت آماده سازی ابزار، پس از کسب مجوز از تدوین کنندگان،

مقیاس ترجمه و سپس ترجمه معکوس گردید. در ادامه جهت بررسی روایی محتوایی از ضریب نسبی روایی محتوایی (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) استفاده شد. بدین ترتیب که فرم اولیه در اختیار ۷ نفر از اعضای هیات علمی قرار گرفت و آنان هر یک از عبارت‌ها را بر اساس پیشنهاد لاوشی (Lawshe) (۲۱) به صورت «ضروری»، «مفید ولی غیرضروری» و یا «غیر ضروری» درجه بندی کردند. علاوه بر آن بر اساس دیدگاه لاین (Lynn) (۲۲)، باید میزان مرتبط بودن هر عبارت در طیف «کاملاً مرتبط، مرتبط، تا حدودی مرتبط و غیرمرتبط» درجه بندی می‌شد. تحلیل نشان داد که ضرایب CVR و CVI حداقل ۰/۹۹ است. میزان قابل قبول برای CVR با داشتن ۷ صاحب نظر حداقل ۰/۹۹ و برای CVI حداقل ۰/۸۰ است (۲۳). بر این اساس روایی محتوایی مقیاس مطلوب بود.

در مطالعه اول، پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص، داده‌های مربوط به ۲۰۷ نفر مورد تحلیل قرار گرفت و همسانی درونی عبارت‌ها، ضرایب پایایی شامل آلفای کرونباخ و دو نیمه کردن و نیز تحلیل عاملی اکتشافی با الگوی مولفه‌های اصلی و با نرم افزار SPSS.16 بر روی آن اجرا شد. در مطالعه دوم پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص، داده‌های مربوط به ۲۹۰ نفر جهت تحلیل عاملی تأییدی و بررسی شاخص‌های سوال-پاسخ مورد استفاده قرار گرفت. تحلیل عاملی تأییدی با نرم افزار Amos.20 و با روش بیشینه درست نمایی اجرا شد.

در بررسی ویژگی‌های روانسنجی، بر اساس نظریه سوال-پاسخ از مدل پاسخ مدرج سیم جیما (Graded Response Model-GRM)، که برای آزمون‌هایی که دارای طیف نمره‌گذاری طبقه‌ای مرتب شده هستند، طراحی شده است (۲۴)، استفاده شد. در این چارچوب، پارامتر تمیز (discrimination parameters یا α)، پارامترهای آستانه (threshold parameters-b)، منحنی آگاهی سوال (Item Information Curve-IIC)، منحنی طبقه- پاسخ (Category Response Curves) و منحنی آگاهی آزمون (Test Information Curve-TIC) مورد بررسی قرار گرفتند. تحلیل‌ها با نرم افزار IRTPRO. 2.1.2 انجام شد. 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 محرمانگی به آنان داده شد.

نتایج

در مطالعه اول ۶۶/۷ درصد را زنان تشکیل می‌دادند. این نسبت در مطالعه دوم ۶۶/۲ درصد بود. میانگین سنی دانشجویان مطالعه اول ۳/۹۰±۲۲/۳۵ با دامنه ۱۸ تا ۴۳ سال و در مطالعه دوم ۴/۴۳±۲۲/۶۷ با دامنه ۱۸ تا ۴۲ سال بود. در مطالعه اول ۷۵/۴ دانشجویان در گروه علوم پایه پزشکی مشغول به تحصیل بودند. این نسبت در مطالعه دوم ۷۸/۳ درصد بود. در مطالعه اول ۷/۷ درصد دانشجویان در دوره کاردانی، ۵۷/۵ درصد در دوره کارشناسی، ۷/۷ درصد در دوره کارشناسی ارشد، ۲۴/۶ درصد در دوره دکتری حرفه‌ای و ۲/۴ درصد در دوره دکتری تخصصی مشغول به تحصیل بودند. این نسبت‌ها در مطالعه دوم به ترتیب، ۴/۱ درصد، ۵۹ درصد، ۷/۹ درصد، ۲۱/۷ درصد و ۷/۲ درصد بود. در بررسی همسانی درونی عبارت ها در مطالعه اول (۲۰۷) نفر نشان داد که همبستگی عبارت‌ها با یکدیگر از ۰/۲۶ تا ۰/۷۲ در تغییر بود. همبستگی عبارت‌ها با نمره کل نیز از ۰/۳۷ تا ۰/۷۷ در تغییر بود. آلفای کرونباخ برای مجموعه عبارت‌ها ۰/۸۶ و ضریب دو نیمه کردن ۰/۸۸ به دست آمد. در مجموع نتایج نشان از همسانی درونی مناسب مقیاس داشت. در ادامه به عنوان پیش فرضی برای تحلیل عاملی اکتشافی با الگوی مؤلفه‌های اصلی، به محاسبه شاخص کیزر-میر-الکین (KMO) برای بررسی کفایت نمونه برداری و آزمون کرویت بارتلت پرداخته شد. نتایج نشان داد که با مقدار KMO برابر با ۰/۸۸ و رد فرض صفر در آزمون کرویت بارتلت (χ^2=۵۶۴/۰۷ ،df=۱۵ ،P=۰/۰۰۰۱) شرایط برای تحلیل عاملی وجود دارد. تحلیل مؤلفه‌های اصلی با در نظر گرفتن بار عاملی بیشتر از ۰/۳۵ اجرا شد. تحلیل اولیه تنها یک عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ را به دست می‌داد. نمودار اسکری نیز از ساختار یک عاملی حمایت می‌کرد. واریانس تبیین شده این ساختار ۵۹/۵۷ درصد بود. شاخص‌های توصیفی عبارت‌ها، واریانس مشترک و بارهای عاملی مربوط به هر عبارت در جدول ۱ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که عبارت ۲ دارای بیشترین و عبارت ۳ دارای کمترین میانگین است. میزان اشتراک و بارهای عاملی تمامی عبارت‌ها بزرگتر از ۰/۵۰ بود. بیشترین بار عاملی مربوط به عبارت ۴ و کمترین آن مربوط به عبارت ۵ است.

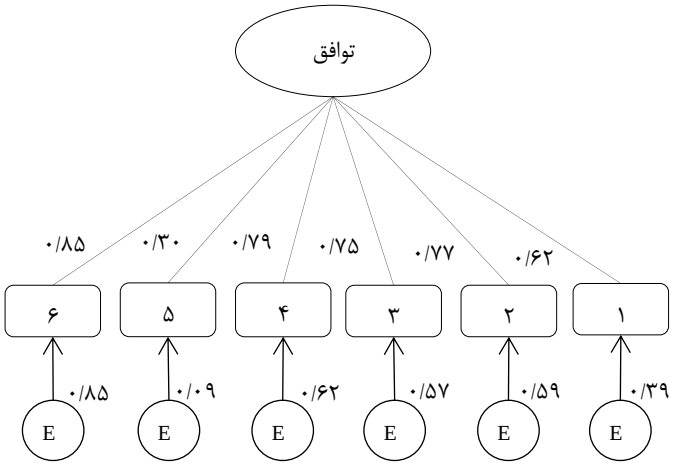
جدول ۱: شاخص‌های توصیفی و نتایج تحلیل عاملی فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو

عبارت ها	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	اشتراک	بارعاملی
۱. استادم دانشجویان را به سؤال کردن و نظر دادن تشویق می‌کند.	۳/۴۴	۱/۱۸	-۰/۴۸	-۰/۵۱	۰/۵۶	۰/۷۵
۲. من کلاس استادم را دوست ندارم.*	۳/۶۷	۱/۱۷	-۰/۶۳	-۰/۳۸	۰/۶۸	۰/۸۲
۳. استادم سعی می‌کند کلاس درس را به محیطی لذت بخش تبدیل‌کند.	۳/۱۶	۱/۱۸	-۰/۳۴	-۰/۷۲	۰/۵۹	۰/۷۷
٤. من می‌خواهم کلاس‌های دیگری نیز با این استادم بردارم.	۳/۱۹	۱/۳۶	-۰/۳۰	-۱/۱۳	۰/۷۶	۰/۸۸

۵. استادم با حالاتش به ما می‌فهماند که نباید مزاحم او بشویم.*	۳/۲۴	۱/۱۲	-۰/۰۵	-۰/۷۴	۰/۵۳	۰/۵۱
٦. من واقعاً دوست دارم به این کلاس بیایم.	۳/۲۹	۱/۲۰	-۰/۴۲	-۰/۶۳	۰/۷۶	۰/۸۷

* این عبارت ها معکوس نمره گذاری می شوند.

به منظور تأیید ساختار عاملی به دست آمده، تحلیل عاملی تأییدی با نرم افزار Amos.20 و روش بیشینه درست نمایی اجرا شد. نتایج نشان داد که تمامی بارهای عاملی بزرگتر از ۰/۳۰ بوده و در سطح کوچکتر از P=۰/۰۱ معنادارند. بررسی برازش مدل نیز نشان داد که شاخص خی دو معنادار است (P=۰/۱۴، χ^2=۱۳/۴۵). از آنجا که این شاخص با افزایش حجم نمونه معمولاً معنادار می‌شود، استفاده از سایر شاخص‌ها توصیه شده است. نسبت خی دو به درجات آزادی یکی از این شاخص هاست که مقادیر کوچکتر از ۳ برای آن مطلوب هستند. این نسبت برای مدل حاضر χ^2/df=۱/۴۹ بود. شاخص خوبی برازندگی (GFI)، شاخص خوبی برازندگی تعدیل شده (AGFI)، شاخص برازندگی هنجار شده(NFI) و شاخص برازندگی مقایسه‌ای (CFI) نیز به ترتیب ۰/۹۸، ۰/۹۶، ۰/۹۸ و ۰/۹۹ بودند. میزان این شاخص‌ها برای مدل‌های مطلوب باید از ۰/۹۰ بزرگتر باشد (۱۸). علاوه بر آن شاخص استاندارد شده ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA) نیز در سطح مطلوب قرار داشت (RMSEA=۰/۰۴). ضرایب ۰/۰۵ و کمتر برای این شاخص قابل قبول هستند (۲۵). بارهای عاملی در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱. مدل تحلیل عاملی تأییدی

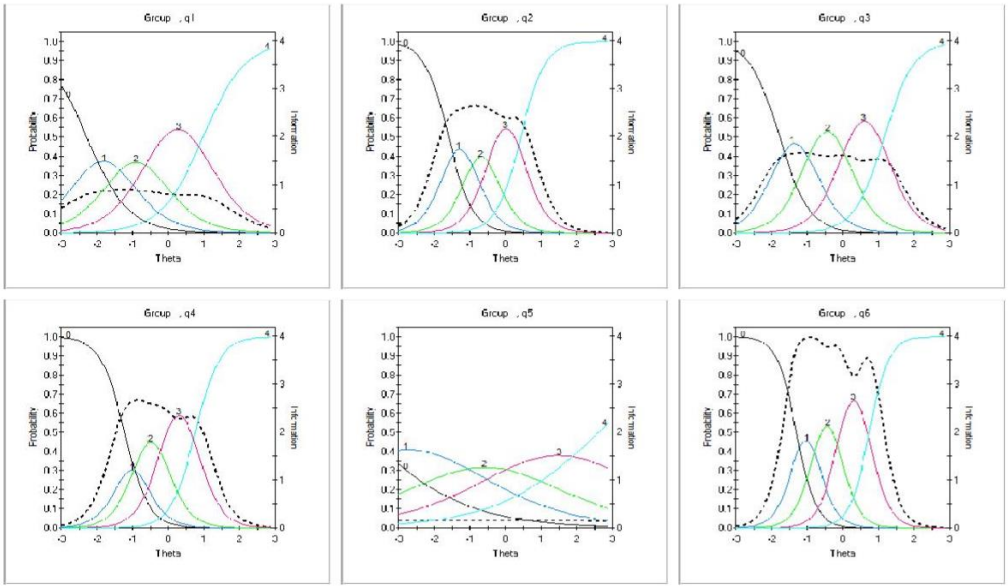
برآورد و بررسی برازندگی پارامترهای سوال-پاسخ با استفاده از مدل پاسخ مدرج سیم جیما (Samejima) (۲۴) صورت گرفت و پارامترهای تمیز و آستانه‌ها و منحنی‌های آگاهی سوال و آزمون و نیز طبقه- پاسخ مورد بررسی قرار گرفتند. پارامترهای تمیز و آستانه و نیز شاخص‌های برازندگی سوالات در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. تحلیل پاسخ های سوال مقیاس توافق استاد و دانشجو

عبارت ها	پارامتر تمیز (α)	آستانه گزینه های پاسخ				شاخص های برازندگی		
		b_1	b_2	b_3	b_4	χ^2	df	P
۱	۱/۶۹	-۲/۲۹	-۱/۳۵	-۰/۴۴	۰/۹۸	۳۷/۲۸	۴۸	۰/۸۷
۲	۲/۹۵	-۱/۶۰	-۰/۹۶	-۰/۴۰	۰/۴۳	۴۱/۶۲	۳۷	۰/۲۷
۳	۲/۳۹	-۱/۷۷	-۰/۹۳	۰/۰۵	۱/۱۴	۳۰/۶۰	۴۳	۰/۹۲
۴	۲/۹۵	-۱/۲۲	-۰/۸۰	-۰/۱۵	۰/۷۷	۴۳/۸۱	۴۰	۰/۳۱
۵	۰/۷۰	-۴/۰۱	-۱/۵۲	۰/۳۵	۲/۶۲	۶۳/۳۱	۶۱	۰/۳۹
۶	۳/۶۹	-۱/۳۰	-۰/۷۷	-۰/۱۲	۰/۷۵	۲۸/۳۷	۳۶	۰/۸۱

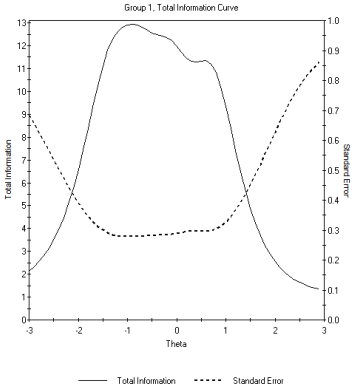
بر اساس نظر بیکر، راندز و زیوون (Baker, Rounds & Zevon) پارامتر تمیز کمتر از ۰/۶۵ به عنوان پارامتر تمیز پایین، ۰/۶۵ تا ۱/۳۴ به عنوان شاخص تمیز متوسط و ۱/۳۵ و بالاتر به عنوان شاخص تمیز بالا در نظر گرفته می‌شود (۲۶). نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که پارامتر تمیز عبارت‌های ۱، ۲، ۳، ۴، ۶ بالاتر از ۱/۳۵ و بر این اساس در سطح بالا می‌باشد. پارامتر تمیز عبارت ۵ در سطح متوسط قرار داشت. بالاترین پارامتر تمیز به عبارت ۶ اختصاص دارد. بدین معنی که این عبارت می‌تواند میان افراد توافق بالا و پایین به خوبی تمیز قائل شود. شاخص‌های برازندگی نیز نشان از مطلوب بودن پارامترهای سوال دارند (P>۰/۰۵). منحنی طبقه– پاسخ منطبق بر تابع آگاهی سوال برای ۶ عبارت مقیاس توافق استاد و دانشجو در شکل ۲ آورده شده است.

امبرستون و رایس (Embretson & Reise) معتقدند که هر اندازه پارامترهای شیب (پارامتر تمیز یا α) بیشتر باشد، منحنی‌های طبقه– پاسخ به هم فشرده‌تر و ارتفاع آنها بیشتر می‌شود. این امر نشان می‌دهد که طبقه–پاسخ، تفاوت سطوح صفت در این سوال‌ها را نسبتاً خوب مشخص می‌کند (۱۷). بررسی منحنی‌های طبقه–پاسخ (شکل ۲) نشان می‌دهد که در عبارت‌های ۲، ۳، ۴ و ۶، افرادی که از سطح صفت پایینی برخوردار بوده اند، دامنه پاسخ کمتر را انتخاب کرده و افرادی که سطوح صفت بالاتری دارند، سطوح پاسخ بالاتر را انتخاب کرده اند. میزان آگاهی سوالات در عبارت‌های ۱ و به ویژه ۵ نسبت به سایر عبارت‌ها در سطح پایین‌تری قرار دارد و توزیع مناسبی از طبقه پاسخ‌ها بر حسب صفت صورت نگرفته است.



شکل ۲. منحنی پاسخ طبقه و تابع آگاهی سوال در عبارت‌های مقیاس توافق استاد و دانشجو

منحنی آگاهی آزمون (TIC) در شکل ۳ آورده شده است. آگاهی از لحاظ آماری به معنای مفهوم مقابل میزان دقت در برآورد یک پارامتر (پایایی) است (۱۷). منحنی آگاهی آزمون (TIC)، دقت اندازه گیری آزمون را در سطوح مختلف صفات نشان می‌دهد. هنگامی که منحنی آگاهی آزمون در اوج قرار دارد با بالاترین میزان پایایی مقیاس در آن سطح نمره صفت مکنون منطبق می‌گردد (۲۷). منحنی آگاهی آزمون در فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو نشان می‌دهد که عبارت‌ها برای اندازه گیری سطوح متوسط توافق بسیار پایاست (بین ۲– تا ۱+). اما دقت آن در اندازه گیری در دامنه بسیار بالا یا پایین توزیع صفت کاهش می‌یابد.



شکل ۳. تابع آگاهی آزمون در توافق استاد و دانشجو

بحث

هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو (۱۵) در نمونه‌ای از دانشجویان علوم پزشکی بر اساس CTT و IRT بود. نتایج نشان داد که همسانی درونی مناسبی میان عبارت‌های مقیاس و نیز هر عبارت با نمره کل وجود دارد. پایایی مقیاس نیز در سطح مطلوبی قرار داشت. این یافته با مطالعه رایان و ویلسون (۱۵) همسویی دارد. آنان آلفای کرونباخ ۰/۸۹ را برای مقیاس گزارش کردند. تالی(Talley) (۲۸) در مطالعه‌ای آلفای کرونباخ مقیاس را ۰/۹۲ گزارش کرد.

بررسی ساختار عاملی با تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مقیاس از ساختاری یک عاملی برخوردار است که ۵۹/۵۷ درصد واریانس را تبیین می‌کند. این یافته با نتایج پژوهش ویلسون و رایان (۹) همسویی دارد. در پژوهش آنان عبارت‌های فرم کوتاه ذیل یک عامل بار شدند. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که ساختار یک عاملی از برازش مناسبی برخوردار است. این یافته با نتایج پژوهش رایان و ویلسون (۱۵) همخوانی دارد. آنان با استناد به پژوهش پیشین خود (۹) ساختار یک عاملی مقیاس را مورد بررسی قرار داده و به تأیید رسانده بودند.

نتایج تحلیل عبارت‌های مقیاس توافق استاد و دانشجو بر اساس نظریه سوال- پاسخ نشان داد که تمامی عبارت‌ها، بجز عبارت ۵، از قدرت تمیز مطلوبی برخوردارند و به خوبی می‌توانند افراد را بر اساس ادراک شان از توافق استاد و دانشجو از یکدیگر تمیز دهند. بررسی منحنی‌های طبقه-پاسخ نیز نشان داد که در تمامی عبارت‌ها، جز عبارت ۱ و ۵ ، افرادی که از سطح صفت پایینی برخوردار بوده اند، سطوح پاسخ کمتر را انتخاب کرده و افرادی که سطوح صفت بالاتری دارند سطوح پاسخ بالاتر را انتخاب کرده‌اند. بدین معنی که طیف نمره گذاری مقیاس نیز می‌تواند توصیف قابل قبولی از وضعیت افراد در پیوستار پاسخ ارائه دهد. منحنی مربوط به عبارت ۵ نشان می‌داد که این عبارت از آگاهی رسانی بسیار ضعیفی برخوردار است. منحنی آگاهی آزمون (TIC) نیز نشان داد که فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو برای اندازه‌گیری سطوح متوسط توافق بسیار پایاست. اما دقت آن در اندازه گیری در دامنه بسیار بالا یا پایین توزیع صفت کاهش می‌یابد. به نظر می‌رسد عبارت‌های فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو از پارامترهای مطلوبی برخوردارند و بر این اساس می‌توان آن را در نمونه‌های متفاوتی به کار بست و تا حدود زیادی از روایی و پایایی آن اطمینان داشت. اما این یافته در عبارت ۵ (استادم با حالاتش به ما می‌فهماند که نباید مزاحم او بشویم) صحیح به نظر نمی‌رسد چرا که این عبارت از حیث پارامترهای سوال-پاسخ در سطح ضعیفی قرار دارد. مروری بر نتایج تحلیل‌های مبتنی بر نظریه کلاسیک نیز نشان می‌داد که این عبارت از کمترین میزان اشتراک و بار عاملی (جدول ۱) و نیز کمترین بارعاملی در تحلیل تأییدی (شکل ۱) برخوردار است. اما با حذف این عبارت میزان آلفای کرونباخ مقیاس به ۰/۸۰ کاهش می‌یافت.

نتیجه گیری

در نهایت چنین به نظر می‌رسد که فرم کوتاه مقیاس توافق استاد و دانشجو ابزاری است با ساختاری یک عاملی و دارای همسانی درونی و پایایی مناسب. این مقیاس، جز عبارت ۵، پارامترهای تمیز، آستانه‌ها و آگاهی دهندگی مطلوبی دارد. به نظر می‌رسد می‌توان این مقیاس را به عنوان ابزاری که می‌تواند توافق استاد و دانشجو را مورد بررسی قرار داده و پیامدهای اجتماعی و تحصیلی را در دوره‌های آموزش پزشکی پیش بینی نماید، مورد استفاده قرار داد. مطالعه حاضر با محدودیت‌هایی از قبیل اجرا در یک بافت دانشگاهی خاص و تعداد کم نمونه پژوهش همراه بود. این محدودیت‌ها تعمیم نتایج را به سایر گروه‌های دانشجویی با محدودیت مواجه می‌سازد. بررسی سایر شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس از قبیل روایی همگرا و پیش بین در ارتباط با متغیرهای تحصیلی به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌شود.

ملاحظات اخلاقی

این مقاله حاصل مطالعه شخصی بوده و در جمع آوری داده‌ها و انتشار آن اصول اخلاقی رعایت شده است. در خلال اجرای پژوهش به شرکت کنندگان در خصوص محرمانه بودن نتایج، اطمینان کامل داده شد و شرکت آنان در پژوهش کاملاً داوطلبانه بود.

سپاسگزاری

از اعضای هیأت علمی گران‌قدری که در برگردان و بررسی روایی محتوایی مقیاس همکاری داشته اند و نیز مسئولان دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران و تمامی شرکت کنندگان در پژوهش به پاس همراهی و صبوری‌شان، تشکر و قدردانی می‌گردد.

تضاد منافع

برای نویسندگان مقاله تضاد منافع وجود نداشت.

References

1. 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.
2. Ghazi Mirsaeed 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.
3. 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), 29-52.
4. Estepp CM, Roberts TG. Teacher immediacy and professor/student rapport as predictors of motivation and engagement 1. NACTA Journal. 2015; 59(2): 155-163.
5. 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.
6. 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.
7. Abedini MR, Abassi A, Mortazavi FF, 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.
8. Wilson JH, Ryan RG, Pugh JL. Professor–student rapport scale predicts student outcomes. Teaching of Psychology. 2010; 37(4): 246-251.
9. Wilson JH, Ryan RG. Professor–Student Rapport scale: Six items predict student outcomes. Teaching of Psychology. 2013; 40(2): 130-133.
10. Frisby BN, Martin MM. Instructor–student and student–student rapport in the classroom. Communication Education. 2010; 59(2): 146-164.
11. Anderson RP, Anderson GV. Development of an instrument for measuring rapport. Journal of Counseling & Development. 1962; 41(1): 18-24.
12. 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.
13. Lammers WJ, Gillaspy 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.
14. Ryan RG, Wilson JH, Pugh JL. Psychometric characteristics of the professor–student rapport scale. Teaching of Psychology. 2011; 38(3): 135-141.
15. 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.
16. Lord FM. Applications of item response theory to practical testing problems. Routledge; 1980.
17. Embretson SE, Reise SP. Item response theory for psychologists. 2000. Lawrence Earlbaum Associates, Mahwah, NJ.
18. Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. Allyn & Bacon/Pearson Education; 2007.
19. Bentler PM, Chou CP. Practical issues in structural modeling. Sociological Methods & Research. 1987; 16(1): 78-117.
20. Bandalos DL. Relative performance of categorical diagonally weighted least squares and robust maximum likelihood estimation. Structural Equation Modeling: a multidisciplinary journal. 2014; 21(1): 102-116.
21. Lawshe CH. A quantitative approach to content validity. Personnel psychology. 1975; 28(4): 563-575.
22. Lynn MR. Determination and quantification of content validity. Nursing research. 1986.
23. Gilbert GE, Prion S. Making sense of methods and measurement: Lawshe's Content Validity Index. Clinical Simulation in Nursing. 2016; 12(12): 530-531.
24. Samejima F. Graded response model. In Handbook of modern item response theory 1997 (pp. 85-100). Springer, New York, NY.
25. Byrne BM. Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. Psicothema. 2008; 20(4): 872-882.
26. Baker JG, Rounds JB, Zevon MA. A comparison of graded response and Rasch partial credit models with subjective well-being. Journal of Educational and Behavioral Statistics. 2000; 25(3): 253-270.
27. Neal DJ, Corbin WR, Fromme K. Measurement of alcohol-related consequences among high school and college students: application of item response models to the Rutgers Alcohol Problem Index. Psychological assessment. 2006; 18(4): 402-412.
28. Talley SA. Predicting Student Learning: The Roles of Rapport, Immediacy, Learning Alliance, and Citizenship Behavior. 2018. Electronic Theses and Dissertations. 1733. https://digitalcommons.georgiasouthern.edu/etd/1733.