

فصلنامه پژوهش‌های نوین روانشناختی  
سال پانزدهم شماره ۵۸ تابستان ۱۳۹۹

## روایی سازه و شاخص‌های سوال - پاسخ مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta)

فرهاد تنهای رشوانلو<sup>۱\*</sup>، سید علی کیمیایی<sup>۲</sup>

۱- دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

۲- دانشیار مشاوره، گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۵/۱۰

تاریخ وصول: ۱۳۹۸/۱۰/۱۰

### چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس رضایت از وضعیت رابطه در دانشجویان بود. طرح پژوهش توصیفی - همبستگی و به طور دقیق تر اعتباریابی آزمون بود. جامعه آماری پژوهش را دانشجویان یکی از موسسات آموزش عالی مشهد در سال تحصیلی ۹۸-۹۷ تشکیل می‌دادند. با در نظر گرفتن تعداد متغیرها در مطالعه اول ۱۶۰ نفر و در مطالعه دوم ۲۲۳ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شدند. گردآوری داده‌ها با مقیاس‌های رضایت از وضعیت رابطه (لهمان و همکاران، ۲۰۱۵)، سیاهه شخصیت ۱۰ سوالی (گاسلینگ و همکاران، ۲۰۰۳)، پرسشنامه طرحواره یانگ (والر و همکاران، ۲۰۰۱)، مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس (لوی باند و لوی باند، ۱۹۹۵)، مقیاس رضایت از زندگی (داینر و همکاران، ۱۹۸۵) و مقیاس فشار روانی کسلر (کسلر و همکاران ۲۰۰۲) صورت گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مقیاس دارای ساختاری یک عاملی با واریانس تبیین شده ۶۱/۶۷ درصد بوده و از روایی تأییدی مناسبی برخوردار است. ضرایب آلفای کرونباخ، دو نیمه کردن و گاتمن از ۰/۸۴ تا ۰/۹۱ به دست آمدند. همبستگی مثبت با صفات شخصیتی نشان از روایی همگرا و همبستگی منفی با انزوای اجتماعی، افسردگی و فشار روانی نشان از روایی واگرایی مقیاس داشت. جنسیت و رضایت از رابطه می‌توانستند رضایت از زندگی را پیش‌بینی کنند. شاخص‌های سوال پاسخ مقیاس در سطح مطلوبی قرار داشتند. به طور کلی مقیاس رضایت از وضعیت رابطه روایی و پایایی قابل قبولی را نشان داد و از این رو می‌تواند به طور قابل اعتمادی در مطالعات روابط بین فردی در بین دانشجویان استفاده شود.

**کلیدواژه‌ها:** رضایت از وضعیت رابطه؛ ساختار عاملی؛ اعتباریابی؛ نظریه سوال-پاسخ

## مقدمه

انسان‌ها به طور روزمره خود را درگیر تعامل و مشارکت با یکدیگر کرده و به طور هدفمند برای ایجاد و نگهداری روابط بین فردی تلاش می‌کنند (لیری، کلی، کوترل و شریندورفر<sup>۱</sup>، ۲۰۱۳). به گونه‌ای که می‌توان تعلق پذیری<sup>۲</sup> را یک نیاز بنیادین در انسان‌ها دانست (نیکولاس و وبستر<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳). تعلق پذیری یک تمایل شدید و جدی برای ایجاد و حفظ وابستگی‌های پایدار بین فردی بوده و افراد را وا می‌دارد تا پیوندهای اجتماعی را شکل دهند (باومیستر<sup>۴</sup> و لیری، ۱۹۹۵). یکی از روابط بین فردی که بر این اساس شکل می‌گیرد، روابط نزدیک و صمیمانه با جنس مخالف و تشکیل زندگی مشترک است. اما برخلاف این تمایل ذاتی، به نظر می‌رسد، شیوه‌های پیشین برای تشکیل زندگی مشترک تغییر یافته و مجرد زندگی کردن، تبدیل به نوعی از سبک زندگی شده و در بسیاری از کشورها، با سرعت در حال گسترش است (پپینگ و مک‌دونالد<sup>۵</sup>، ۲۰۱۹). مجرد زندگی کردن از عوامل مختلفی تأثیر پذیرفته و پیامدهای متفاوتی دارد. گریت میر<sup>۶</sup> (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای نشان داد که مجردها در گشودگی به تجربه، توافق‌پذیری، برونگرایی و باوجدان بودن وضعیت نامطلوبی دارند، روان رنجورخویی آنان بالاتر بوده و عزت نفس و رضایت از زندگی پائینی دارند. رضایت از وضعیت ارتباطی در افراد متأهل بیشتر از مجردها و افراد درگیر در رابطه بدون ازدواج بود. پپینگ و مک‌دونالد (۲۰۱۹) بر این باورند که سبک‌های دلبستگی، از طریق افزایش تفکرات غیرمنطقی در خصوص احتمال شکست در زندگی مشترک، جذابیت برای شریک زندگی و ناپایداری روابط می‌توانند مجرد ماندن برای تمام زندگی را پیش بینی کنند. به نظر می‌رسد مجرد ماندن غالباً یک انتخاب شخصی است و افراد با علم به مزایای داشتن رابطه با دیگران از نوع زندگی مشترک، این وضعیت را انتخاب می‌کنند. اما پیشینه پژوهشی الزاماً بر علیه این سبک زندگی نیست. چرا که دلایل مجرد ماندن در بین افراد متفاوت بوده و همه افرادی که به نحوی درگیر در روابط نزدیک هستند نیز درجات یکسانی از رضایت از زندگی را تجربه نمی‌کنند.

رضایت افراد از وضعیت ارتباطی فعلی‌شان می‌تواند تعیین کننده سطح بهزیستی روانی آنان باشد (آدامزیک<sup>۷</sup>، ۲۰۱۹). سطح رضایت از روابط نزدیک و صمیمانه به معنای تجربه احساسات مثبت یا منفی در رابطه است. سطح رضایت بستگی به آن دارد که هر یک از طرفین رابطه به چه میزان نیازهای دیگری را شناخته و برطرف نمایند. رضایت می‌تواند وابسته به دریافت پاداش‌های بیشتر و صرف هزینه‌های کمتر باشد. بدین معنی که اگر طرفین رابطه بتوانند به طور مثال از طریق حمایت اجتماعی و عاطفی، در یکدیگر احساس لذت را برانگیزند؛ و از طرف دیگر با نبود و یا رفع سریع تعارضات و مشکلات ارتباطی یا مالی، هزینه‌های رابطه را کاهش دهند، رضایت از رابطه شکل می‌گیرد (فزلوفو، سیدعلی تبار، میرزا و واشقانی فراهانی، ۱۳۹۶). اما بررسی رضایت از وضعیت ارتباطی در مطالعات روان‌شناسی بیشتر معطوف به بررسی روابط زوجین بوده است (دهشیری و موسوی، ۱۳۹۵). در صورتی که تغییر وضعیت ارتباطی و افزایش تمایل افراد به مجرد زندگی کردن یا داشتن روابط صمیمی و نزدیک، بدون پیوند زناشویی، ارزیابی رضایت از وضعیت ارتباطی را در گروه‌هایی غیر از زوجین ضروری ساخت (آدامزیک، ۲۰۱۸).

لهمان، توینمان، بریکن، وینگرهوتز، ساندرمان، هاگدورن<sup>۸</sup> (۲۰۱۵) بر این اساس، سازه رضایت از وضعیت رابطه<sup>۹</sup> را مطرح کردند. این سازه اشاره به رضایت فرد از وضعیت ارتباطی در زمان حاضر (مجرد یا متأهل بودن) دارد و با شاد بودن و لذت بردن از

1. Leary, Kelly, Cottrell, & Schreindorfer
2. Belongingness
3. Nichols, & Webster
4. Baumeister, & Leary
5. Pepping, & MacDonald
6. Greitemeyer
7. Adamczyk
8. Lehmann, Tuinman, Braeken, Vingerhoets, Sanderman, & Hagedoorn
9. Satisfaction with relationship status

وضعیت ارتباطی فعلی، برآورده شده نیازها در وضعیت ارتباطی فعلی و تمایل به ماندن در این وضعیت مشخص می‌شود. رضایت از وضعیت رابطه با رضایت از زندگی، بهزیستی هیجانی و روان‌شناختی (آدامزیک، ۲۰۱۹<sub>a</sub>؛ ۲۰۱۹<sub>b</sub>) رابطه مثبت و با نیاز به تعلق برآورده نشده، افسردگی، تنهایی و ترس از مجرد بودن (آدامزیک، ۲۰۱۸؛ ۲۰۱۹<sub>a</sub>؛ ۲۰۱۹<sub>b</sub>) رابطه منفی دارد.

رضایت افراد از وضعیت ارتباطی شان را می‌توان بر اساس ارزیابی‌های ذهنی خودشان و از طریق پرسشنامه‌های خودگزارشی بررسی کرد (دهشیری و موسوی، ۱۳۹۵). به عنوان مثال هندریک<sup>۱</sup> (۱۹۸۸) مقیاس ارزیابی رابطه<sup>۲</sup> را تدوین کرد. این مقیاس ارزیابی زوجین را از وضعیت ارتباطی مورد بررسی قرار می‌داد. اما بعدها پژوهشگران مقیاس را برای ارزیابی رضایت در سایر روابط صمیمانه و نزدیک غیرزناشویی نیز به کار بردند. لهمان و همکاران (۲۰۱۵) با هدف اندازه‌گیری سازه راضی بودن به وضعیت ارتباطی مقیاسی را با استفاده از عبارتهای مقیاس ارزیابی رابطه (هندریک، ۱۹۸۸) تدوین کردند. فرم اولیه مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta)<sup>۳</sup> دارای ۹ عبارت بود. آنان این فرم را به صورت آنلاین بر روی ۷۵۷ نفر از زنان و مردان مجرد و متأهل ۲۰ تا ۶۷ ساله هلندی اجرا کردند. تحلیل عاملی اکتشافی ساختاری یک عاملی به دست داد که با پنج عبارت می‌توانست ۷۸/۶ درصد واریانس را تبیین کند. تحلیل عاملی تأییدی نیز از این ساختار حمایت می‌کرد. ضرایب همسانی درونی عبارتند از: ۰/۵۴ تا ۰/۸۵ در تغییر بود. آنان تغییرناپذیری مقیاس را بر حسب جنسیت، وضعیت تأهل و سن مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که این مقیاس را می‌توان در این گروه‌ها به کار برد. در بررسی پایایی آنان در نمونه‌های مختلف به محاسبه ضریب گاتمن پرداختند و مقادیر ۰/۹۲ تا ۰/۹۴ را گزارش کردند. سایر تحلیل‌ها نشان داد که افراد مجرد رضایت کمی از وضعیت فعلی خود دارند و افراد مجردی که قصد ازدواج در آینده را داشتند رضایت شان کمتر از سایرین بود. رگرسیون سلسله‌مراتبی نیز نشان که رضایت از وضعیت رابطه می‌تواند رضایت از زندگی را پیش بینی کند. این متغیر در تعامل با حمایت اجتماعی می‌توانست فشار روانی را نیز پیش بینی کند.

مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) در سایر مطالعات نیز به کار رفته و آلفای کرونباخ ۰/۹۵ تا ۰/۹۷ (لهمان و همکاران، ۲۰۱۷؛ آدامزیک، تریپانوفسکی، سلجوفسکا، کوزینسکا، ماموت، پلجوسکا و رودزیزچاک<sup>۴</sup>، ۲۰۱۹) و ضریب گاتمن ۰/۹۲ تا ۰/۹۷ (لهمان، هاگدورن، گرهارت، فولتس، اولشفسکی<sup>۵</sup>، ساندرومن و توینمان، ۲۰۱۶؛ آدامزیک، ۲۰۱۸؛ ۲۰۱۹<sub>b</sub>) برای آن گزارش شده است. آدامزیک (۲۰۱۹<sub>a</sub>) با هدف بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس را در گروهی از دانشجویان لهستانی به کار برد. نتایج نشان داد که همسانی درونی مطلوبی میان عبارت‌ها وجود دارد. تحلیل عاملی اکتشافی ساختاری یک عاملی را به دست می‌داد و تحلیل عاملی تأییدی از آن حمایت می‌کرد. پایایی مقیاس با محاسبه ضریب گاتمن ۰/۹۴ و با ضریب بازآزمایی پس از یک ماه ۰/۸۰ گزارش شد.

لهمان و همکاران (۲۰۱۵) مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) را فاقد تغییرپذیری جنسیتی می‌دانستند. اما آدامزیک (۲۰۱۹<sub>a</sub>) نشان داد که تفاوت جنسیتی معنادار بوده و مردان میانگین کمتری دارند. وی تفاوت جنسیتی را بدون در نظر گرفتن وضعیت تأهل افراد مورد بررسی قرار داد. علاوه بر آن لهمان و همکاران (۲۰۱۵) تغییرناپذیری بر حسب وضعیت تأهل را نیز به تایید رسانده بودند. اما آدامزیک و همکاران (۲۰۱۹) بین افراد مجرد و متأهل تفاوت معناداری بدست آوردند؛ به گونه‌ای که متأهل‌ها وضعیت مطلوب‌تری داشتند. آدامزیک (۲۰۱۹<sub>a</sub>) نیز این یافته را تأیید کرد. در این مطالعات بررسی تفاوت‌ها بر حسب وضعیت تأهل بدون در نظر گرفتن جنسیت شرکت‌کنندگان انجام شده بود. علاوه بر آن نقش سن در این زمینه جز در مطالعه لهمان و همکاران (۲۰۱۵) که بیشتر اشاره شد، مورد بررسی قرار نگرفته است. بر این اساس به نظر می‌رسد روابط میان رضایت از وضعیت رابطه با جنسیت، سن و وضعیت تأهل نیازمند بررسی بیشتری باشد.

1. Hendrick
2. Relationship Assessment Scale
3. The Satisfaction with Relationship Status Scale
4. Trepanowski, Celejewska, Kosińska, Mamot, Palczewska, & Rodziejczak
5. Gerhardt, Fults, & Olshefski

بررسی پیشینه پژوهشی در داخل کشور نشان داد که تا زمان انجام مطالعه حاضر، از مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) در هیچ مطالعه‌ای استفاده نشده است. در مطالعات صورت گرفته در زمینه رضایت از وضعیت رابطه، دهشیری و موسوی (۱۳۹۵) مقیاس رضایت از رابطه (هندریک، ۱۹۸۸) را در زنان و مردان متأهل اعتباریابی کرده و رابطه معناداری با رضایت از زندگی به دست آوردند. این مقیاس دارای هفت عبارت بوده و رضایت کلی افراد را از رابطه صمیمی و نزدیک با عبارت‌هایی همچون «به طور کلی چقدر از زندگی زناشویی تان رضایت دارید؟» می‌سنجد. در سایر مطالعات داخلی قزلسفلو و همکاران (۱۳۹۶) مقیاس مدل سرمایه گذاری<sup>۱</sup> (راسبولت، مارتز و اگنیو<sup>۲</sup>، ۱۹۹۸) را اعتباریابی کرده اند. یکی از ابعاد این مقیاس رضایت از رابطه را با عبارت‌های از قبیل «رابطه ما در ارضای نیازهای من به صمیمت، همدهی و غیره موفق است» را در افراد متأهل می‌سنجد. مقیاس رضایت از رابطه<sup>۳</sup> (برنز و سیرس<sup>۴</sup>، ۱۹۸۸) نیز در برخی از مطالعات (قیصری و کریمیان، ۱۳۹۲) به کار رفته است. این مقیاس رضایت از نزدیک ترین رابطه را در میان بزرگسالان مورد بررسی قرار می‌دهد. مروری بر این ابزارها نشان می‌دهد که هیچ یک برای افراد مجرد طراحی و به کارگیری نشده اند و در میان افراد متأهل نیز رضایت را در ارتباط با همسر مورد بررسی قرار می‌دهند. بر این اساس به نظر می‌رسد اعتباریابی مقیاسی که بتواند رضایت از وضعیت رابطه فعلی را در افراد مجرد و متأهل بررسی کند، ضروری است.

در نهایت آنکه، پژوهش‌های پیشین با تکیه بر مفروضات نظریه کلاسیک آزمون (CTT)<sup>۵</sup> انجام شده اند. اما تحلیل‌های مبتنی بر این نظریه به واسطه محدودیت‌هایی همچون ثابت در نظر گرفتن خطای معیار اندازه گیری، می‌تواند به وابستگی پارامترهای سوال به نمونه آزمودنی‌ها منتهی شده و با انتخاب نمونه متفاوت، به علت تفاوت در خطای معیار اندازه گیری، پارامترهای سوال نیز تغییر کنند (لرد<sup>۶</sup>، ۲۰۱۲). در مقابل نظریه سوال-پاسخ (IRT)<sup>۷</sup> تغییر در خطای معیار اندازه‌گیری در پیوستار پاسخ‌ها را مفروض دانسته و می‌تواند پارامترها را بدون وابستگی به آزمودنی‌ها برآورد کند. علاوه بر آن این نظریه، بر خلاف نظریه کلاسیک آزمون، اعتبار آزمون را ناشی از طول آن نمی‌داند، به طوری که اعتبار آزمون‌های کوتاه می‌تواند بیشتر از آزمون‌های بلند باشد (امبرستون و رایس<sup>۸</sup>، ۲۰۱۳). در نهایت اینکه، مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) به واسطه تعداد عبارت‌های اندک، می‌تواند ابزار مفیدی جهت استفاده پژوهشگران داخلی علاقمند به مطالعه روابط بین فردی و ازدواج باشد. بر این اساس هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس بر اساس نظریه کلاسیک آزمون و سوال-پاسخ در دانشجویان بود.

## روش پژوهش

طرح پژوهش حاضر در زمره پژوهش‌های اعتباریابی آزمون قرار داشت. طی دو مطالعه به بررسی همسانی درونی عبارت‌ها و روایی عاملی اکتشافی، روایی عاملی تأییدی، روایی همگرا، واگرا و پیش بین و همچنین ویژگی‌های سوال-پاسخ پرداخته شد. جامعه آماری پژوهش را دانشجویان یکی از موسسات آموزش عالی غیر انتفاعی شهر مشهد تشکیل می‌دادند. بنا به پیشنهاد مک کالوم، ویدامان، ژانگ و هونگ<sup>۹</sup> (۱۹۹۹) در خصوص حداقل حجم نمونه در مطالعات اکتشافی (۱۰۰ تا ۲۰۰ نفر) و پیشنهاد بنتلر و چو<sup>۱۰</sup> (۱۹۸۷) در

1. The Investment Model Scale
2. Rusbult, Martz, & Agnew
3. Relationship satisfaction Scale
4. Burns & Sayers
5. Classical Test theory
6. Lord
7. Item-response theory
8. Embretson & Reise
9. MacCallum, Widaman, Zhang, & Hong
10. Bentler, & Chou

خصوص در نظر گرفتن حداقل ۱۰ نفر به ازاء هر عبارت مقیاس، حداقل حجم نمونه با احتمال ریزش نفرات در مطالعه اول ۱۸۰ نفر در نظر گرفته شد. در مطالعه دوم، بنا به پیشنهاد کامری و لی<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) برای در نظر گرفتن حداقل ۲۰۰ نفر برای بررسی روایی عاملی تأییدی و نیز پیشنهاد هیر، اندرسون، تانهام و بلک<sup>۲</sup> (۱۹۹۵) در خصوص در نظر گرفتن حداقل ۲۰ نفر به ازای هر متغیر، حجم نمونه با احتمال ریزش نفرات ۲۵۰ نفر در نظر گرفته شد. انتخاب نمونه با روش تصادفی چندمرحله‌ای صورت گرفت. بدین ترتیب که در ابتدا چهار گروه تحصیلی (علوم انسانی، علوم پایه، مهندسی و فنی، کشاورزی، دامپزشکی و هنر) در نظر گرفته شدند و سپس با مراجعه به تمامی گروه‌های تحصیلی، از میان کلاس‌های درسی، چهار کلاس انتخاب و پرسشنامه‌ها در میان دانشجویان توزیع شد. این فرایند در دو وهله مجزا صورت گرفت و کلاس‌ها در دو مطالعه مشترک نبودند. در نهایت پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص، در مطالعه اول داده‌های مربوط به ۱۶۰ نفر و در مطالعه دوم داده‌های مربوط به ۲۲۳ نفر که پرسشنامه‌ها را به طور کامل پاسخ داده بودند مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

### ابزارهای پژوهش

گردآوری داده‌ها با مقیاس‌های زیر صورت گرفت:

**مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta):** این مقیاس توسط لهما و همکاران (۲۰۱۵) تدوین شده و دارای ۵ عبارت است که در طیف ۴ درجه‌ای از اصلاً (صفر) تا تا حدی زیادی (۳) نمره گذاری می‌شود. نمرات بالاتر به معنای رضایت بیشتر از وضعیت رابطه فعلی است. در مطالعه اصلی روایی عاملی اکتشافی و تأییدی، تغییرناپذیری بر حسب جنسیت، وضعیت تأهل و سن به تأیید رسیده و پایایی بر اساس روش گاتمن از ۰/۹۲ تا ۰/۹۴ در نمونه‌های مختلف گزارش شده است. آدامزیک (۲۰۱۹a) ضریب گاتمن را ۰/۹۴ گزارش کرد. وی به بررسی روایی عاملی اکتشافی و تأییدی مطلوبی را برای ساختار یک عاملی گزارش کرد.

**سیاهه شخصیت ۱۰ سوالی (TIPI):**<sup>۳</sup> این سیاهه توسط گاسلینگ، رنت فرو و سوان<sup>۴</sup> (۲۰۰۳) بر اساس سیاهه شخصیت نئو (NEO-FFI) طراحی شده است. نمره گذاری این سیاهه در طیف هفت درجه‌ای از کاملاً مخالف (۱) تا کاملاً موافق (۷) صورت می‌گیرد. بر اساس این سیاهه پنج صفت شخصیتی برون‌گرایی، توافق‌پذیری، وجدانی بودن، ثبات هیجانی و گشودگی به تجربه قابل محاسبه است. برای هر صفت دو عبارت در نظر گرفته شده است. در مطالعه اصلی روایی همگرا و واگرا در ارتباط با پنج عامل بزرگ شخصیت مورد بررسی قرار گرفته و به تأیید رسیده است. ضرایب بازآزمایی پس از شش هفته از ۰/۶۲ تا ۰/۷۷ با میانگین ۰/۷۳ گزارش شده است. عطاری، باربارو، سلا، شاکلفورد<sup>۵</sup> و چگنی (۲۰۱۷) این سیاهه را در نمونه‌ای از دانشجویان و جمعیت عمومی به کار برده و آلفای کرونباخ ۰/۱۳ تا ۰/۵۱ را برای صفات شخصیتی گزارش کرده‌اند. در این پژوهش ضرایب آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۷۱، ۰/۶۹، ۰/۶۸، ۰/۶۵ و ۰/۷۰ به دست آمد.

**فرم کوتاه پرسشنامه طرحواره یانگ (YSQ-SF):**<sup>۶</sup> فرم اصلی این مقیاس دارای ۷۵ عبارت است که در طیف شش درجه‌ای از کاملاً غلط (۱) تا کاملاً درست (۶) نمره گذاری می‌شود (والر، میر و اوهانیان<sup>۷</sup>، ۲۰۰۱). زیر مقیاس طرحواره انزوای اجتماعی دارای ۵ عبارت است که نمره بالاتر در آن نشان دهنده وضعیت نامطلوب‌تر است. دیوانداری، آهی، اکبری و مه‌دیان (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای روایی عاملی اکتشافی فرم فارسی را مطلوب گزارش کردند. آنان آلفای کرونباخ ۰/۷۵ را برای آن گزارش کردند. فتی،

1. Comrey, & Lee
2. Hair, Anderson, Tatham, & Black
3. Ten-Item Personality Inventory
4. Gosling, Rentfrow & Swann
5. Barbaro, Sela, Shackelford
6. Young schema questionnaire, short form
7. Waller, Meyer, & Ohanian

موتابی، دابسون<sup>۱</sup>، مولودی و ضیایی (۱۳۸۸) همبستگی انزوای اجتماعی را با افسردگی ( $r=0/56$ )، اضطراب ( $r=0/40$ ) و سلامت عمومی ( $r=0/50$ ) مثبت و معنادار و آلفای کرونباخ  $0/84$  و ضریب بازآزمایی  $0/80$  را گزارش کردند. در دو مطالعه حاضر ضریب آلفای کرونباخ برابر با  $0/86$  و  $0/88$  به دست آمد.

**مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس (DASS-21)**<sup>۲</sup>: این مقیاس توسط لوی باند و لوی باند<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) تدوین شده و دارای ۲۱ عبارت است که هر ۷ عبارت آن به یک زیر مقیاس اختصاص می‌یابد. نمره گذاری مقیاس در طیف چهار درجه ای از هیچ وقت (صفر) تا همیشه (۳) صورت می‌گیرد و نمرات بالاتر به معنای شیوع بیشتر خواهد بود. در مطالعه اصلی روایی عاملی اکتشافی و نیز روایی همگرا در ارتباط با سیاهه افسردگی بک ( $r=0/73$ ) مطلوب گزارش شده است. آلفای کرونباخ زیر مقیاس افسردگی در مطالعه اصلی  $0/91$  به دست آمده است. صاحبی، اصغری و سالاری (۱۳۸۴) روایی عاملی و همگرا در ارتباط با سیاهه افسردگی بک ( $r=0/70$ ) و همچنین پایایی مناسبی را در نمونه ایرانی گزارش کرده اند. بیرامی، هاشمی، بخشی پور، محمودعلیلو و اقبالی (۱۳۹۴) نیز پایایی و روایی مطلوبی را برای این مقیاس گزارش کردند. در این مطالعه زیرمقیاس افسردگی استفاده شد و آلفای کرونباخ آن در دو مطالعه حاضر  $0/81$  و  $0/85$  به دست آمد.

**مقیاس رضایت از زندگی (SWLS)**<sup>۴</sup>: این مقیاس توسط داینر، ایمونز، لارسن و گریفین<sup>۵</sup> (۱۹۸۵) تدوین شده و دارای ۵ عبارت است که در طیف هفت درجه ای لیکرت از کاملاً مخالفم (۱) تا کاملاً موافقم (۷) نمره گذاری می‌شوند. مجموع نمرات فرد محاسبه شده و نمره بالاتر به معنای رضایت بیشتر از زندگی است. در مطالعه اصلی، روایی عاملی و نیز روابط همگرایی مقیاس در ارتباط با عواطف مثبت ( $r=0/50$ ) و عواطف منفی ( $r=-0/37$ ) مطلوب گزارش شده است. معروفی زاده، قاهری، سامانی و عزآبادی (۲۰۱۶) روایی همگرایی مقیاس را در ارتباط با اضطراب ( $r=-0/41$ ) و افسردگی ( $r=-0/43$ ) مطلوب گزارش کردند. پایایی و روایی این مقیاس در مطالعات دیگری (رضاپور، فتحی، سرداری و شیرعلی پور، ۱۳۸۹؛ تمنائی فر و منصوری نیک، ۱۳۹۲؛ علیزاده، حاجی یوسفی و حسن زاده، ۱۳۹۷) نیز را مطلوب گزارش کردند. در مطالعه آنان آلفای کرونباخ  $0/89$  به دست آمد. آلفای کرونباخ در دو مطالعه حاضر  $0/78$  و  $0/81$  بود.

**مقیاس فشار روانی کسلر (K6)**<sup>۶</sup>: این مقیاس توسط کسلر و همکاران (۲۰۰۲) تدوین شده و دارای ۶ عبارت است که در طیف پنج درجه‌ای لیکرت و از هیچ وقت (صفر) تا همیشه (۴) نمره گذاری می‌شود. نمرات بالاتر در این مقیاس به معنای فشار روانی بیشتر است. روایی و پایایی این مقیاس در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته و به تایید رسیده است (دادفر، عاطف وحید، لستر<sup>۷</sup> و بهرامی، ۲۰۱۶). تنهای رشوانلو، کارشکی، اسفندیاری، امانی و ترکمنی (۱۳۹۸) در مطالعه ای بر روی جمعیت عمومی، روایی عاملی اکتشافی و تاییدی مقیاس را به تایید رساندند. آنان همچنین روایی همگرا را در ارتباط با افسردگی ( $r=0/60$ )، اضطراب ( $r=0/46$ ) و استرس ( $r=0/48$ ) مطلوب گزارش کردند. در مطالعه آنان آلفای کرونباخ  $0/86$  و ضریب دونیمه کردن  $0/83$  به دست آمد. آلفای کرونباخ در دو مطالعه حاضر  $0/86$  و  $0/83$  بود.

1. Dobson
2. Depression, Anxiety, Stress Scale
3. Lovibond, & Lovibond
4. The satisfaction with life scale
5. Diener, Emmons, Larsen, & Griffin
6. Kessler Psychological Distress Scale
7. Lester

## شیوه اجرا و تحلیل داده‌ها

جهت آماده سازی مقیاس، پس از اخذ مجوز از تدوین کنندگان، ترجمه آن به فارسی، توسط یک نفر عضو هیأت علمی گروه روان‌شناسی انجام شد. برگردان مجدد به انگلیسی توسط یک نفر عضو هیأت علمی گروه آموزش زبان انگلیسی صورت گرفت. در نهایت تطبیق دو فرم توسط دو نفر از اعضای هیأت علمی آشنا به زبان انگلیسی و تجربه تحصیل در کشورهای انگلیسی زبان، صورت گرفت. پس از اعمال اصلاحات در ترجمه، فرم نهایی آماده اجرا گردید. گردآوری داده‌ها به صورت گروهی انجام شد. پیش از اجرا، در خصوص اهداف طرح توضیحاتی به شرکت کنندگان ارائه شده و ضمن اطمینان بخشی در خصوص محرمانه بودن اطلاعات، رضایت شفاهی آنان جهت شرکت در پژوهش اخذ گردید. بر این اساس تکمیل پرسشنامه‌ها با رضایت آگاهانه صورت گرفت.

در چارچوب نظریه کلاسیک آزمون، جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها در مطالعه اول همسانی درونی و قدرت تشخیص عبارت‌ها و سپس تحلیل عاملی اکتشافی با الگوی مولفه‌های اصلی اجرا شد. در مطالعه دوم در ابتدا تحلیل عاملی تأییدی اجرا شد. سپس پایایی سازه<sup>۱</sup> و روایی همگرایی سازه با محاسبه پایایی ترکیبی<sup>۲</sup> (CR) و میانگین واریانس استخراج شده<sup>۳</sup> (AVE) برای عامل‌ها مورد بررسی قرار گرفت. روایی همگرا در ارتباط با صفات شخصیتی، روایی واگرا در ارتباط با طرحواره انزوای اجتماعی و افسردگی و روایی پیش بین در ارتباط با رضایت از زندگی و فشار روانی با ضریب همبستگی پیرسون و رگرسیون سلسله مراتبی مورد بررسی قرار گرفت. در نهایت روایی سازه مقیاس بر حسب سن، جنسیت و وضعیت تأهل با ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل واریانس دوره‌ها بررسی شد. تحلیل‌ها با نرم افزار SPSS.25 و Amos.24 اجرا شد.

در چارچوب نظریه سوال-پاسخ (IRT) از مدل پاسخ مدرج<sup>۴</sup> (GRM) استفاده شد. این مدل جهت آزمون‌هایی که دارای طیف نمره گذاری طبقه ای مرتب شده هستند، طراحی شده است (سیم جیما<sup>۵</sup>، ۲۰۱۶). توانایی هر سوال در تمیز بین سطوح در دامنه پیوستار ویژگی یا پارامتر تمیز<sup>۶</sup> ( $\alpha$ ) و پارامترهای آستانه<sup>۷</sup> (b) محاسبه شد. منحنی آگاهی سوال<sup>۸</sup> (IIC)، منحنی طبقه- پاسخ<sup>۹</sup> و منحنی آگاهی آزمون<sup>۱۰</sup> (TIC) نیز مورد بررسی قرار گرفتند. تحلیل‌ها با نرم افزار IRT PRO. 2.1.2 انجام شد.

## یافته‌ها

توصیف جمعیت‌شناختی نمونه‌های پژوهشی نشان داد که میانگین و انحراف معیار سن در مطالعه اول به ترتیب ۲۵/۱۸ و ۶/۴۰ با دامنه ۲۰ تا ۴۴ سال و در مطالعه دوم به ترتیب ۲۳/۹۴ و ۴/۸۸ با دامنه ۲۰ تا ۴۵ سال است؛ در مطالعه اول ۶۲/۵ درصد و در مطالعه دوم ۵۹/۲ درصد شرکت کنندگان را زنان تشکیل می‌دادند؛ در مطالعه اول به ترتیب ۶۴/۴ درصد، ۳۰ درصد و ۵/۶ درصد دانشجویان مجرد، متأهل یا مطلقه/بیوه بودند. در مطالعه دوم نیز نسبت دانشجویان مجرد ۷۹/۴ درصد، متأهل ۱۷ درصد و مطلقه/بیوه ۳/۶ درصد بود. در مطالعه اول به ترتیب ۷۱/۳ درصد و ۲۸/۷ درصد دانشجویان در دوره کارشناسی و کارشناسی ارشد مشغول به تحصیل بودند. این نسبت‌ها در مطالعه دوم به ترتیب ۷۳/۵ درصد و ۲۶/۵ درصد بود.

همسانی درونی و قدرت تشخیص عبارت‌ها در مطالعه اول (۱۶۰ نفر) با محاسبه همبستگی نمره هر عبارت با سایر عبارت‌ها و نیز با نمره کل مقیاس بررسی شد. به پیشنهاد کوهن<sup>۱۱</sup> (۱۹۹۲) حداقل ضریب همبستگی ۰/۳۰ به عنوان اندازه اثر متوسط و خط برش

1. construct reliability
2. composite reliability
3. average variance extracted
4. graded Response Model
5. Samejima
6. Discrimination parameters
7. Threshold parameters
8. Item information curve
9. Category response curves
10. Test information curve
11. Cohen

در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که همبستگی میان عبارت‌ها از ۰/۳۸ تا ۰/۶۶ و همبستگی عبارت‌ها با نمره کل نیز از ۰/۵۸ تا ۰/۸۰ در تغییر است و عبارت‌ها از همسانی درونی و قدرت تشخیص مناسبی برخوردارند. حذف هیچ یک از عبارت‌ها، آلفای کرونباخ را تغییر چشمگیری نمی‌داد. شاخص‌های توصیفی و ضرایب همسانی درونی در جدول ۱ آورده شده است.

جدول (۱) شاخص‌های توصیفی، بررسی همسانی درونی و تحلیل عاملی مقیاس رضایت از وضعیت رابطه

عبارت‌ها	شاخص‌های توصیفی		همبستگی		تحلیل عاملی اکتشافی		تحلیل عاملی تأییدی			
	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی	با نمره کل آلفای کرونباخ	واریانس مشترک	بارعاملی	بارعاملی استاندارد		
۱	۱/۶۹	۰/۸۷	-۰/۲۷	-۰/۵۴	۰/۶۰	۰/۸۲	۰/۵۶	۰/۷۵	۰/۷۹	۰/۳۸
۲	۱/۵۹	۰/۹۶	-۰/۰۴	-۰/۹۵	۰/۵۸	۰/۸۳	۰/۵۲	۰/۷۲	۰/۶۰	۰/۶۴
۳	۱/۶۶	۰/۸۳	-۰/۱۴	-۰/۵۱	۰/۶۸	۰/۸۰	۰/۶۶	۰/۸۱	۰/۶۸	۰/۵۳
۴	۱/۶۳	۰/۷۵	-۰/۲۵	-۰/۱۷	۰/۵۹	۰/۸۲	۰/۵۵	۰/۷۴	۰/۷۱	۰/۴۹
۵	۱/۷۰	۰/۹۰	-۰/۳۳	-۰/۵۹	۰/۸۰	۰/۷۶	۰/۷۹	۰/۸۹	۰/۸۲	۰/۳۳

محاسبه شاخص کیزر-میر-الکین<sup>۱</sup> (KMO) برای بررسی کفایت نمونه‌برداری و آزمون کرویت بارتلت<sup>۲</sup> نتایج نشان داد که با مقدار KMO برابر با ۰/۸۱ و رد فرض صفر در آزمون کرویت بارتلت ( $\chi^2=328/19$ ,  $df=10$ ,  $P=0/0001$ )، شرایط برای تحلیل مولفه‌های اصلی وجود دارد. این تحلیل با در نظر گرفتن بار عاملی بیشتر از ۰/۴۰ اجرا شد. تحلیل اولیه یک عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ را به دست داد که از حمایت نمودار اسکری برخوردار بود. این عامل ۶۱/۶۷ درصد واریانس کل را تبیین می‌کرد. بارهای عاملی مربوط به هر عبارت (جدول ۱) نشان می‌دهد تمامی عبارت‌ها دارای واریانس مشترک بزرگتر از ۰/۵۰ و بار عاملی بزرگتر از ۰/۷۰ هستند.

در مطالعه دوم (۲۲۳ نفر)، به منظور تأیید ساختار عاملی به دست آمده، تحلیل عاملی تأییدی با نرم افزار Amos.24 و روش بیشینه درست نمایی اجرا شد. جهت بررسی برازش مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی، شاخص‌های متعددی وجود دارد. غیرمعنادار بودن آماره  $\chi^2$  یکی شاخص‌های برازش مدل است که از حجم نمونه تأثیر می‌پذیرد و باید با درجات آزادی مدل اصلاح شود. مقادیر بین ۱ تا ۳ برای نسبت  $\chi^2/df$  دو به دو به درجات آزادی و مقادیر ۰/۹۵ و بیشتر برای شاخص نیکویی برازش (GFI)<sup>۳</sup>، شاخص تعدیل شده نیکویی برازش (AGFI)<sup>۴</sup>، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)<sup>۵</sup> و شاخص نرم شده برازندگی (NFI)<sup>۶</sup> نشان از برازش مطلوب مدل دارند. مقادیر ۰/۰۵ و کمتر ریشه میانگین خطای مجذورات تقریب (RMSEA)<sup>۷</sup> برازش مطلوب و مقادیر ۰/۰۸ و کمتر از آن برازش نسبتاً مطلوب مدل را نشان می‌دهند (تاباکنیک و فیدل<sup>۸</sup>، ۲۰۱۵). نتایج تحلیل اولیه نشان داد که تمامی بارهای عاملی معنادارند ( $\alpha=0/01$ ). اما بررسی مدل نشان دهنده نامطلوب بودن شاخص‌های برازش بود ( $\chi^2=32/71$ ,  $df=95$ ,  $P=0/0001$ ،  $\chi^2/df=6/54$ ،  $GFI=0/95$ ،  $AGFI=0/84$ ،  $CFI=0/94$ ،  $NFI=0/94$ ،  $RMSEA=0/16$ ). برای اصلاح مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی ساز و کارهای متعددی وجود دارد. در نظر گرفتن حداقل بار عاملی قابل قبول (۰/۳۰) و نیز حذف مسیرهای غیر معنادار (میرز، گامست و گوارینو<sup>۹</sup>، ۲۰۱۶) و برقراری روابط میان خطاهایی که از بعد نظری با یکدیگر در ارتباطند (تاباکنیک و فیدل<sup>۸</sup>، ۲۰۱۵) از

1. Keiser, Meyer, Olkin (KMO)
2. Bartlett Sphericity test
3. Goodness of Fit Index (GFI)
4. Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)
5. Comparative Fit Index (CFI)
6. Normed Fit Index (NFI)
7. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
8. Tabachnick, & Fidell
9. Meyers, Gamst, & Guarino



این جمله اند. بررسی بارهای عاملی نشان داد که تمامی بارهای عاملی بزرگتر از  $0/30$  بوده و معنادارند ( $P < 0/01$ ). بر این اساس و مبتنی بر شاخص‌های اصلاح پیشنهادی نرم افزار، به برقراری کوواریانس خطای عبارت‌ها پرداخته شد. برقراری کوواریانس خطاها میان عبارت‌ها، به افزایش برازش مدل تأییدی منجر شد ( $\chi^2 = 8/30$ ،  $df = 3$ ،  $P = 0/05$ ،  $\chi^2/df = 2/77$ ،  $GFI = 0/99$ ،  $AGFI = 0/99$ ،  $CFI = 0/98$ ،  $NFI = 0/98$ ،  $RMSEA = 0/08$ ). حداقل بار عاملی در ساختار اصلاح شده  $0/60$  بوده و تمامی ضرایب معنادار بودند ( $P < 0/01$ ). میان عبارت‌های ۵ و ۲، ۳ و ۳ کوواریانس معناداری وجود داشت ( $P < 0/01$ ). بارهای عاملی در جدول ۱ آورده شده اند.

در بررسی پایایی سازه، از پایایی ترکیبی (CR) استفاده شد. این شاخص در مدل‌سازی معادلات ساختاری معیار بهتری نسبت به آلفای کرونباخ است. چرا که در محاسبه ضریب آلفای کرونباخ در مورد هر سازه، تمامی شاخص‌ها با اهمیت مساوی در محاسبات وارد می‌شوند. اما در پایایی ترکیبی، شاخص‌های با بار عاملی بیشتر، اهمیت بیشتری دارند. اگر مقادیر پایایی ترکیبی بزرگتر از  $0/70$  و مقادیر میانگین واریانس استخراج شده (AVE) از  $0/50$  بزرگتر باشند و رابطه  $AVE < CR$  برقرار باشد، روایی همگرایی سازه محقق شده است (حبیبی و عدن ور، ۱۳۹۶). تحلیل نشان داد که میانگین واریانس استخراج شده (AVE) برابر با  $0/53$  و شاخص پایایی ترکیبی (CR) برای عامل استخراج شده برابر با  $0/85$  بوده و از میانگین واریانس استخراج شده (AVE) بزرگتر است. بر این اساس روایی همگرایی سازه محقق شده است.

در بررسی روایی همگرا و واگرا، همبستگی رضایت از وضعیت رابطه با صفات شخصیتی، طرحواره انزوای اجتماعی و افسردگی مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۲). نتایج نشان داد که میان رضایت از وضعیت رابطه با برون‌گرایی، توافق‌پذیری، وجدانی بودن، ثبات هیجانی و گشودگی به تجربه رابطه مثبت و معناداری وجود دارد ( $P < 0/01$ ). سایر نتایج نشان دهنده آن بود که میان رضایت از وضعیت رابطه با طرحواره انزوای اجتماعی و افسردگی همبستگی منفی و معناداری وجود دارد ( $P < 0/01$ ).

جدول (۲) شاخص‌های توصیفی و ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهشی جهت بررسی روایی همگرا و واگرا

متغیرها	رضایت از وضعیت رابطه	انزوای اجتماعی	برون‌گرایی	توافق‌پذیری	وجدانی بودن	ثبات هیجانی	گشودگی به تجربه	افسردگی فشار روانی	رضایت از زندگی
ضریب همبستگی میانگین	-	$-0/23^{**}$	$0/43^{**}$	$0/49^{**}$	$0/29^{**}$	$0/44^{**}$	$0/40^{**}$	$-0/42^{**}$	$0/43^{**}$
انحراف معیار	$2/64$	$14/07$	$8/39$	$9/01$	$9/51$	$7/85$	$9/44$	$8/11$	$18/90$
	$2/64$	$6/35$	$2/83$	$2/57$	$2/39$	$2/50$	$2/24$	$5/08$	$6/80$

در بررسی روایی سازه، نتایج همبستگی پیرسون نشان داد که رابطه معناداری میان سن و رضایت از وضعیت رابطه وجود ندارد ( $r = -0/03$ ،  $P > 0/05$ ). بررسی تفاوت‌های جنسیتی و اثرات تعامل آن با وضعیت تأهل با آزمون تحلیل واریانس دوره‌ها، نشان داد که اثر اصلی جنسیت معنادار است ( $F = 8/40$ ،  $P < 0/01$ ). اما اثر اصلی وضعیت تأهل و نیز اثر تعامل جنسیت و وضعیت تأهل معنادار نیست ( $P > 0/05$ ). مقایسه میانگین‌ها نشان می‌داد که زنان در رضایت از وضعیت رابطه میانگین بالاتری نسبت به مردان دارند ( $8/17$  در برابر  $7/30$ ).

در بررسی روایی پیش‌بین، رگرسیون سلسله‌مراتبی نشان داد که جنسیت و رضایت از وضعیت رابطه می‌توانند رضایت از زندگی را پیش‌بینی کنند. در مدل اول جنسیت قادر به پیش‌بینی رضایت از زندگی است ( $R^2 = 0/06$ ) و با افزوده شدن رضایت از وضعیت رابطه میزان واریانس تبیین شده افزایش می‌یابد ( $\Delta R^2 = 0/15$ ،  $\Delta F = 40/24$ ،  $P < 0/01$ ). رضایت از وضعیت رابطه سهم بیشتری در پیش‌بینی رضایت از زندگی دارد ( $\beta = 0/39$  در برابر  $\beta = 0/16$ ). سایر نتایج نشان داد که جنسیت قادر به پیش‌بینی فشار روانی است ( $R^2 = 0/05$ ) و با افزوده شدن رضایت از وضعیت رابطه میزان واریانس تبیین شده افزایش می‌یابد ( $\Delta F = 44/93$ ،  $P < 0/01$ ). رضایت از وضعیت رابطه سهم بیشتری در پیش‌بینی فشار روانی دارد ( $\beta = 0/41$  در برابر  $\beta = 0/17$ ).

در بررسی اعتبار در مطالعه اول، محاسبه آلفای کرونباخ و ضریب دو نیمه کردن اسپیرمن براون و گاتمن، به ترتیب ضرایب ۰/۸۴، ۰/۸۷ و ۰/۸۴ را نشان داد. در مطالعه دوم این ضرایب به ترتیب برابر با ۰/۸۶، ۰/۹۱ و ۰/۸۶ بودند. در نهایت تحلیل مقیاس رضایت از وضعیت رابطه با استفاده از شاخص‌های نظریه سوال-پاسخ صورت گرفت. از مدل پاسخ مدرج سیم جیما (GRM) برای بررسی برازندگی استفاده شد 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 ۳ آورده شده است.

جدول (۳) پارامترهای سوال-پاسخ در مقیاس رضایت از وضعیت رابطه

شاخص‌های برازندگی			آستانه گزینه‌های پاسخ			پارامتر تمیز ( $\alpha$ )	عبارت‌ها
P	df	$\chi^2$	$b_3$	$b_2$	$b_1$		
۰/۴۳	۱۸	۲۲/۷۶	۱/۱۳	-۰/۱۵	-۱/۴۶	۲/۴۱	۱
۰/۰۹	۲۱	۳۰/۰۱	۱/۰۵	-۰/۱۳	-۱/۳۹	۱/۷۶	۲
۰/۱۱	۲۰	۲۹/۲۹	۱/۶۴	-۰/۲۱	-۱/۷۳	۲/۱۲	۳
۰/۱۹	۱۷	۲۵/۶۱	۱/۶۱	-۰/۱۳	-۱/۷۹	۲/۲۸	۴
۷	۹		۰	۲	۳	۳/۶۸	۵

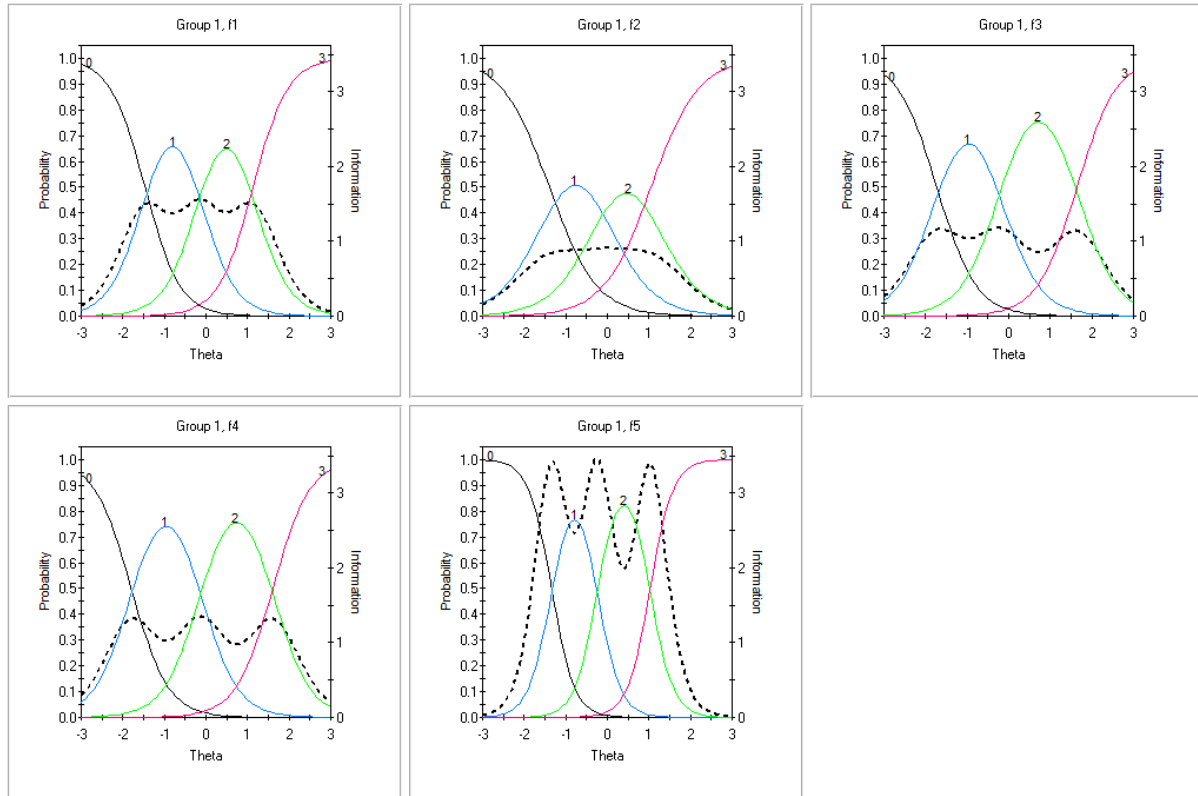
بر اساس نظر بیکر، راندز و زیوون<sup>۱</sup> (۲۰۰۰) پارامتر تمیز کمتر از ۰/۶۵ به عنوان پارامتر تمیز پایین، ۰/۶۵ تا ۱/۳۴ به عنوان شاخص تمیز متوسط و ۱/۳۵ و بالاتر به عنوان شاخص تمیز بالا در نظر گرفته می‌شود. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که پارامتر تمیز تمامی عبارت‌ها در سطح بالایی قرار دارد. در این میان عبارت ۵ بیشترین ضریب تمیز و عبارت ۲ کمترین ضریب تمیز را داراست (۳/۶۸ در برابر ۱/۷۶). پارامتر آستانه پاسخ‌ها، دامنه مقادیر ویژگی را از مقادیر منفی تا مثبت برای تمامی عبارت‌ها نشان می‌دهد. شاخص‌های برازندگی نشان می‌دهد که آستانه‌های پاسخ برای تمامی عبارت‌ها از برازش مناسبی برخوردار است ( $P > ۰/۰۵$ ).

منحنی طبقه-پاسخ منطبق بر تابع آگاهی سوال، برای عبارت‌های مقیاس رضایت از وضعیت رابطه در شکل ۱ آورده شده است. امبرستون و رایس (۲۰۱۳) بر این باورند که هر اندازه پارامترهای شیب (پارامتر تمیز یا  $\alpha$ ) بیشتر باشند، منحنی‌های طبقه-پاسخ به هم فشرده تر و ارتفاع آن‌ها بیشتر می‌شود. این امر نشان می‌دهد که طبقه پاسخ، تفاوت سطوح صفت در این سوال‌ها را نسبتاً خوب مشخص می‌کند. بررسی منحنی‌های طبقه-پاسخ نشان می‌دهد که در تمامی عبارت‌ها، افرادی که از سطح صفت پایینی برخوردار بوده‌اند، سطوح پاسخ کمتر را انتخاب کرده و افرادی که سطوح صفت بالاتری دارند سطوح پاسخ بالاتر را انتخاب کرده‌اند. عبارت ۲ از آگاهی رسانی نسبتاً پایین‌تری برخوردار هستند و توزیع مناسبی از طبقه پاسخ‌ها بر حسب صفت صورت نگرفته است.

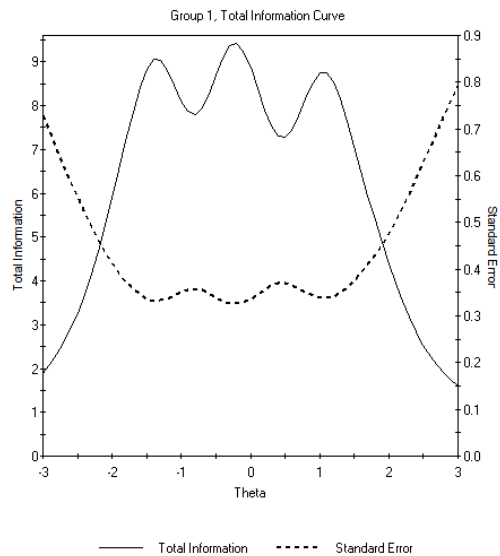
منحنی آگاهی آزمون (TIC) در شکل ۲ آورده شده است. آگاهی از لحاظ آماری به معنای مفهوم مقابل میزان دقت در برآورد یک پارامتر (اعتبار) است (امبرستون و رایس، ۲۰۱۳). منحنی آگاهی آزمون (TIC)، دقت اندازه‌گیری آزمون را در سطوح مختلف صفات نشان می‌دهد. هنگامی که منحنی آگاهی آزمون در اوج قرار دارد با بالاترین میزان اعتبار مقیاس در آن سطح نمره صفت مکنون منطبق می‌گردد (نیل، کوربین و فروم<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶). منحنی آگاهی آزمون نشان می‌دهد که مقیاس برای اندازه‌گیری سطح متوسط به بالای راضی بودن به وضعیت ارتباطی پایاست (بین ۲- تا ۲+). اما دقت آن در اندازه‌گیری رضایت از وضعیت رابطه در دامنه بسیار بالا یا پایین توزیع صفت، کاهش می‌یابد.

<sup>۱</sup>. Baker, Rounds, & Zevon

<sup>۲</sup>. Neal, Corbin, & Fromme



شکل (۱) منحنی پاسخ طبقه و تابع آگاهی سوال در مقیاس رضایت از وضعیت رابطه



شکل (۲) تابع آگاهی آزمون در مقیاس رضایت از وضعیت رابطه

### بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) در نمونه دانشجویان ایرانی بر اساس نظریه کلاسیک آزمون و نظریه سوال-پاسخ انجام شد. نتایج نشان داد که همبستگی متوسطی میان عبارات وجود دارد و بر

این اساس به نظر می‌رسد همسانی درونی عبارت‌ها در سطح مطلوبی قرار دارد. این یافته با نتایج پژوهش لهما و همکاران (۲۰۱۵) همسویی دارد. آنان ضرایب همسانی درونی مناسبی را میان عبارت‌ها گزارش کردند. تحلیل مؤلفه‌های اصلی نشان داد که عبارت‌های مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) می‌توانند بیش از پنجاه درصد واریانس کل را تبیین کنند. واریانس مشترک و بارهای عاملی بزرگتر از نقطه برش ۰/۵۰ پیشنهادی تاباکنیک و فیدل (۲۰۱۵) بوده و در سطح مطلوبی قرار داشت. تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان دهنده برازش مطلوب ساختار یک عاملی بود. بررسی پایایی ترکیبی (CR) و میانگین واریانس استخراج شده (AVE) نشان داد که مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) از روایی همگرایی سازه مناسبی برخوردار است. این یافته‌ها در خصوص ساختار عاملی، با نتایج پژوهش لهما و همکاران (۲۰۱۵) و آدامزیک (۲۰۱۹a) همسویی دارد. آنان نیز ساختار یک عاملی مقیاس را به تأیید رساندند. در سایر مطالعات (لهما و همکاران، ۲۰۱۶؛ لهما و همکاران، ۲۰۱۷؛ آدامزیک، ۲۰۱۸؛ ۲۰۱۹b؛ آدامزیک و همکاران، ۲۰۱۹) نیز ساختار این مقیاس به صورت یک عاملی مورد استفاده قرار گرفته است. بر این اساس به نظر می‌رسد مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) از روایی عاملی اکتشافی و تأییدی و پایایی و روایی همگرایی سازه مناسبی برخوردار بوده و عبارت‌های ذیل این مقیاس در ارتباط با یکدیگر سازه واحدی را مورد اندازه‌گیری قرار می‌دهند.

بررسی روایی ملاکی همگرا و واگرا نشان داد که میان رضایت از وضعیت رابطه با برون‌گرایی، توافق‌پذیری، وجدانی بودن، ثبات هیجانی و گشودگی به تجربه رابطه مثبت و با طرحواره انزوای اجتماعی و افسردگی رابطه منفی وجود دارد. بررسی روایی پیش بین نیز نشان داد که رضایت از وضعیت رابطه در تعامل با جنسیت می‌تواند رضایت از زندگی را به طور مثبت و فشار روانی را به طور منفی پیش بینی کند. یافته اخیر با نتایج پژوهش لهما و همکاران (۲۰۱۵) همسویی دارد. آنان دریافتند که رضایت از وضعیت رابطه می‌تواند رضایت از زندگی و فشار روانی را پیش بینی کند. آنان بر این باورند که رضایت افراد از وضعیت رابطه فعلی شان در تعامل با سایر متغیرهای فردی و بافتی از قبیل جنسیت، شغل، درآمد و حمایت‌های اجتماعی است. به نظر می‌رسد رضایتی که دانشجویان در وضعیت فعلی‌شان احساس می‌کنند ناشی از ویژگی‌های شخصیتی آنان از قبیل برون‌گرایی، توافق‌پذیری، وجدانی بودن، ثبات هیجانی و گشودگی به تجربه باشد. بدین معنی که دانشجویانی که اهل سخن گفتن بوده، پرشور و شوق و برون‌گرا هستند، دلسوز و صمیمی بوده و به دنبال همدلی و انتقاد سازنده اند، خودساخته و قابل اعتماد بوده و منظم و دقیق اند، آرام و دارای ثبات هیجانی هستند و به طور ویژه خواهان تجربیات جدید و پیچیده بوده و خلاق هستند، می‌توانند وضعیت فعلی خود را به نحو مطلوب مدیریت کرده و با بهبود در عملکرد خود، رضایت از وضعیت موجود را رقم بزنند. چنین افرادی درجات پایینی از احساس انزوای اجتماعی، افسردگی و فشار روانی را تجربه کرده و رضایت بیشتری از زندگی دارند. بر این اساس با توجه به وجود رابطه مثبت میان رضایت از وضعیت رابطه با سازه‌های مثبت شخصیتی و رابطه منفی آن با انزوای اجتماعی و افسردگی و نیز نقش پیش‌بینی کننده آن برای رضایت از زندگی و فشار روانی، به نظر می‌رسد مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) از روایی همگرا، واگرا و پیش بین مطلوبی برخوردار است.

یافته‌های مربوط به بررسی روایی سازه نشان داد که رابطه معناداری میان سن و رضایت از وضعیت رابطه وجود ندارد. این یافته با نتایج پژوهش لهما و همکاران (۲۰۱۵) همسویی دارد. آنان تغییر ناپذیری سنی در رضایت از وضعیت رابطه را به تأیید رساندند. بدین معنی که میان گروه‌های سنی ۲۰ تا ۶۷ سال تفاوت معناداری وجود ندارد. بر این اساس همسو با مطالعه اصلی، به نظر می‌رسد مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) را می‌توان در گروه‌های سنی بالاتر از ۲۰ سال به کار برد.

بررسی تفاوت‌های جنسیتی و اثرات تعامل آن با وضعیت تأهل نشان دهنده آن بود که برحسب جنسیت تفاوت معناداری در رضایت از وضعیت رابطه وجود داشته و زنان از میانگین بالاتری برخوردارند. اما اثر اصلی وضعیت تأهل و نیز اثر تعامل جنسیت و وضعیت تأهل معنادار نیست. به این معنا که زنان فارغ از وضعیت تأهل، رضایت بیشتری از وضعیت رابطه فعلی خود دارند. این یافته‌ها

از حیث تفاوت‌های جنسیتی با پژوهش آدامزیک (۲۰۱۹<sub>a</sub>) همسویی دارد. وی نشان داد که تفاوت جنسیتی معنادار بوده و زنان میانگین بالاتری دارند. عدم معناداری اثر وضعیت تأهل نیز با پژوهش لهما و همکاران (۲۰۱۵) همسویی دارد. اما آدامزیک و همکاران (۲۰۱۹) بین افراد مجرد و متأهل تفاوت معناداری به دست آوردند؛ به گونه‌ای که متأهل‌ها وضعیت مطلوب‌تری داشتند. آدامزیک (۲۰۱۹<sub>a</sub>) نیز این یافته را تأیید کرد. اما در این مطالعات بررسی تفاوت‌ها بر حسب وضعیت تأهل بدون در نظر گرفتن جنسیت شرکت‌کنندگان انجام شده بود. به نظر می‌رسد رضایت از وضعیت رابطه در میان زنان و مردان مجرد و متأهل، علاوه بر تفاوت‌های صرف جنسیتی، دارای الگوی پیچیده‌تری در تعامل با مسائل فرهنگی باشد. موس و ویلگبای<sup>۱</sup> (۲۰۱۸) نشان دادند که مردانی که باورهای مثبتی در مورد مزایای رابطه نزدیک با شریک عاطفی دارند، رضایت بالاتری نیز از آن خواهند داشت. آنان بیان می‌دارند که روابط نزدیک برای مردان دارای منافع بیشتری نسبت به زنان است و به این دلیل اگر باورهای مردان در خصوص این روابط مثبت باشد، آنان نسبت به مردانی که باورهای منفی دارند، رضایت بیشتری از این وضعیت رابطه را تجربه خواهند کرد. در زنان داشتن باورهای مثبت نسبت به روابط نزدیک و صمیمانه الزاماً به رضایت از وضعیت رابطه منتهی نمی‌شود. در مجموع به نظر می‌رسد مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) را می‌توان برای دانشجویان مجرد و متأهل به کار برد اما باید تفاوت‌های جنسیتی را در تفسیر نتایج در نظر گرفت.

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) از پایایی مناسبی برخوردار است. این یافته با نتایج پژوهش‌های پیشین (لهما و همکاران، ۲۰۱۵؛ لهما و همکاران، ۲۰۱۶؛ آدامزیک و همکاران، ۲۰۱۹؛ آدامزیک، ۲۰۱۸؛ ۲۰۱۹<sub>a</sub>؛ ۲۰۱۹<sub>b</sub>) همسویی دارد. به نظر می‌رسد این مقیاس را به عنوان ابزاری پایا در بررسی رضایت از وضعیت رابطه به کار بست. نتایج تحلیل عبارات‌های مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) بر اساس نظریه سوال-پاسخ نشان داد که پارامتر تمیز تمامی عبارت‌ها در سطح بالایی قرار دارد. در این میان عبارت ۵ (آیا از وضعیت فعلی خود لذت می‌برید؟) بیشترین ضریب تمیز و ۲ (در آینده چقدر دلتنگ وضعیت فعلی خود خواهید شد؟) کمترین ضریب تمیز را دارا بودند. آستانه‌های پاسخ برای تمامی عبارت‌ها از برازش مناسبی برخوردار بود. بر این اساس به نظر می‌رسد عبارات‌های مقیاس به خوبی می‌توانند افراد واجد یا فاقد رضایت از وضعیت رابطه را از یکدیگر تمیز دهند. بررسی منحنی‌های طبقه-پاسخ نیز نشان داد که در تمامی عبارت‌ها، افرادی که از سطح صفت پایینی برخوردار بوده‌اند، سطوح پاسخ کمتر را انتخاب کرده و افرادی که سطوح صفت بالاتری دارند، سطوح پاسخ بالاتر را انتخاب کرده‌اند. بدین معنی که طیف نمره‌گذاری مقیاس نیز می‌تواند توصیف قابل قبولی از وضعیت افراد در پیوستار پاسخ ارائه دهد. منحنی آگاهی آزمون (TIC) نیز نشان داد که مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) برای اندازه‌گیری سطح متوسط به بالای راضی بودن به وضعیت ارتباطی پایاست. اما دقت آن در اندازه‌گیری نزدیکی روابط در دامنه بسیار بالا یا پایین توزیع صفت، کاهش می‌یابد. مروری بر پیشینه پژوهشی نشان داد که در هیچ مطالعه‌ای شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس بر اساس روش سوال-پاسخ مورد بررسی قرار نگرفته است. نتایج این مطالعه موید مناسب بودن عبارات‌های مقیاس بر اساس شاخص‌های نظریه سوال-پاسخ بود.

در مجموع یافته‌های پژوهش حاضر گویای آن بود که مقیاس رضایت از وضعیت رابطه (ReSta) از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی در دانشجویان برخوردار است. کوتاه بودن مقیاس، روایی عاملی اکتشافی و تأییدی، روایی همگرا، واگرا و پیش بین مناسب و پارامترهای مطلوب سوال-پاسخ، این مقیاس را به عنوان ابزاری مناسب برای استفاده در مطالعات مربوط به روابط بین فردی دانشجویان یا کارآزمایی‌های بالینی در این زمینه، معرفی می‌نماید. اما نتایج این تحقیق به واسطه اجرا در محدوده یک دانشگاه و عدم اجرای بازآزمایی جهت بررسی ثبات در طی زمان، باید با احتیاط تعمیم داده شود. بررسی اعتبار و روایی در جمعیت عمومی و بررسی پایایی بازآزمایی به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌گردد.

1. Moss, & Willoughby

## منابع

- بیرامی، منصور؛ هاشمی، تورج؛ بخشی پور، عباس؛ محمود علیلو، مجید؛ و اقبالی، علی. (۱۳۹۴). مقایسه تأثیر دو روش آموزش تنظیم هیجان و شناخت درمانی مبتنی بر ذهن آگاهی، بر پریشانی روانشناختی و راهبردهای شناختی تنظیم هیجان مادران کودکان عقب‌مانده ذهنی. **فصلنامه پژوهش‌های نوین روان‌شناختی**، ۹(۳۳)، ۴۳-۵۹.
- تمنائی‌فر، محمدرضا و منصوره نیک، اعظم. (۱۳۹۲). پیش‌بینی رضایت از زندگی بر اساس رگه‌های شخصیتی، حمایت اجتماعی و بهزیستی معنوی. **فصلنامه پژوهش‌های نوین روان‌شناختی**، ۸(۲۹)، ۶۷-۸۷.
- تنهای رشوانلو، فرهاد؛ کارشکی، حسین؛ اسفندیاری، سعیده؛ امانی؛ مریم؛ و ترکمنی، مرضیه. (۱۳۹۸). ویژگی‌های روانسنجی مقیاس فشار روانی کسلر (K6) بر اساس نظریه کلاسیک آزمون و سوال-پاسخ. **مجله علوم پزشکی رازی**، ۲۶(۱۱)، ۳۳-۲۰.
- حبیبی، آرش و عدن ور، مریم. (۱۳۹۶). مدل یابی معادلات ساختاری و تحلیل عاملی (آموزش کاربردی نرم افزار LISREL). تهران: جهاد دانشگاهی.
- دهشیری، غلامرضا و موسوی، سیده فاطمه. (۱۳۹۵). خصوصیات روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سنجش رابطه بین زوجین. **خانواده پژوهی**، ۱۲(۱)، ۱۵۴-۱۴۱.
- دیوانداری، حسن؛ آهی، قاسم؛ اکبری، حمزه؛ و مهدیان، حسین. (۱۳۸۸). فرم کوتاه پرسشنامه طرحواره یانگ: بررسی ویژگی‌های روانسنجی و ساختار عاملی بین دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد کاشمر سال تحصیلی ۸۶-۱۳۸۵. **پژوهشنامه تربیتی**، ۵(۲۰)، ۱۳۳-۱۰۳.
- رضاپور، یوسف؛ فتحی، آیت‌اله؛ سرداری، مرضیه و شیرعلی‌پور، اصغر (۱۳۸۹). بررسی رابطه‌ی دینداری و وضعیت اقتصادی-اجتماعی دانشجویان با رضایت از زندگی: با تعدیل‌گری مؤلفه‌های سلامت روانی. **فصلنامه پژوهش‌های نوین روان‌شناختی**، ۵(۱۹)، ۶۹-۸۹.
- صاحبی، علی؛ اصغری، محمدجواد؛ و سالاری، راضیه سادات (۱۳۸۴). اعتباریابی مقیاس افسردگی اضطراب تنیدگی (DASS-21) برای جمعیت ایرانی. **روانشناسان ایرانی**، ۱(۴)، ۳۱۳-۲۹۹.
- علیزاده، اصغر؛ حاجی یوسفی، الناز و حسن‌زاده، لیلا. (۱۳۹۷). نقش خوش‌بینی در رابطه بین عواطف مثبت و منفی با نشانه‌های افسردگی و رضایت از زندگی. **فصلنامه پژوهش‌های نوین روان‌شناختی**، ۱۳(۴۹)، ۲۱۵-۲۳۵.
- فتی، لادن؛ موتابی، فرشته؛ دابسون، کیت؛ مولودی، رضا و ضیایی، کاوه. (۱۳۸۸). ساختار عاملی نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ- فرم ۳۳۲ سوآلی در یک نمونه‌ی غیربالینی. **فصلنامه پژوهش‌های نوین روان‌شناختی**، ۴(۱۶)، ۲۲۷-۲۴۶.
- قیصری، سهیلا؛ و کریمیان، نادر. (۱۳۹۲). بررسی مدل علی رضایت جنسی بر اساس متغیرهای کیفیت زناشویی، رضایت از رابطه، اضطراب ارتباط جنسی، احقاق جنسی و دفعات آمیزش در دانشجویان زن متأهل بندرعباس. **فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی**، ۴(۱۶)، ۱۰۵-۸۵.
- مهدی قزلسفلو، مهدی؛ سید علی تبار، سیده‌ادی؛ میرزا، مژگان و واشقانی فراهانی، مریم. (۱۳۹۶). ساختار عاملی، پایایی و روایی پرسشنامه مدل سرمایه‌گذاری در روابط بین زوجین. **سلامت اجتماعی**، ۵(۱)، ۶۶-۵۷.
- Adamczyk, K. (2018). Direct and indirect effects of relationship status through unmet need to belong and fear of being single on young adults' romantic loneliness. *Personality and Individual Differences, 124*, 124-129.
- Adamczyk, K. (2019a). Development and validation of a polish-language version of the satisfaction with relationship status scale (ReSta). *Current Psychology, 38(1)*, 8-20.
- Adamczyk, K. (2019b). Incremental Validity of the Satisfaction with Relationship Status Scale in Predicting Young Adults' Well-Being. What Does It Tell Us?. *Current Psychology, 38(3)*, 865-872.
- Adamczyk, K., Trepanowski, R., Celejewska, A., Kosińska, J., Mamot, A., Palczewska, M., & Rodziejczak, K. (2019). The Polish adaptation and further validation of the Fear of Being Single Scale (FBSS). *Current Psychology, 1-11*.
- Atari, M., Barbaro, N., Sela, Y., Shackelford, T. K., & Chegeni, R. (2017). The Big Five personality dimensions and mate retention behaviors in Iran. *Personality and Individual Differences, 104*, 286-290.
- Baker, J. G., Rounds, J. B., & Zevon, M. A. (2000). A comparison of graded response and rasch partial credit models with subjective well-being. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 25(3)*, 253-270.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological bulletin, 117(3)*, 497-529.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research, 16(1)*, 78-117.

- Burns, D. & Sayers, S. L. (1988). Cognitive and affective components of marital. Interpersonal sexual communication. *Family Therapy, 12*, 45-58.
- Cohen, J. (1992). *A power primer*. Psychological bulletin, 112(1), 155-159.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A First Course in Factor Analysis*, 2nd Edn. Hillsdale, NJ.
- Dadfar, M., Atef Vahid, M. K., Lester, D., & Bahrami, F. (2016). Kessler psychological distress scale (K6): psychometric testing of the Farsi form in psychiatric outpatients. *Advances in Bioresearch, 7*(2), 105-108.
- Diener, E. D., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of personality assessment, 49*(1), 71-75.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2013). *Item response theory*. Psychology Press.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann Jr, W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in personality, 37*(6), 504-528.
- Greitemeyer, T. (2009). Stereotypes of singles: Are singles what we think?. *European Journal of Social Psychology, 39*(3), 368-383.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis with readings*. Englewood Cliff, NJ: Prentice.
- Hendrick, S. S., Dicke, A., & Hendrick, C. (1998). The relationship assessment scale. *Journal of social and personal relationships, 15*(1), 137-142.
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., ... & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological medicine, 32*(6), 959-976.
- Leary, M. R., Kelly, K. M., Cottrell, C. A., & Schreindorfer, L. S. (2013). Construct validity of the need to belong scale: Mapping the nomological network. *Journal of personality assessment, 95*(6), 610-624.
- Lehmann, V., Hagedoorn, M., Gerhardt, C. A., Fults, M., Olshefski, R. S., Sanderman, R., & Tuinman, M. A. (2016). Body issues, sexual satisfaction, and relationship status satisfaction in long-term childhood cancer survivors and healthy controls. *Psycho-Oncology, 25*(2), 210-216.
- Lehmann, V., Tuinman, M. A., Braeken, J., Vingerhoets, A. J., Sanderman, R., & Hagedoorn, M. (2015). Satisfaction with relationship status: Development of a new scale and the role in predicting well-being. *Journal of happiness studies, 16*(1), 169-184.
- Lehmann, V., Tuinman, M. A., Keim, M. C., Winning, A. M., Olshefski, R. S., Bajwa, R. P., ... & Gerhardt, C. A. (2017). Psychosexual development and satisfaction in long-term survivors of childhood cancer: neurotoxic treatment intensity as a risk indicator. *Cancer, 123*(10), 1869-1876.
- Lord, F. M. (2012). *Applications of item response theory to practical testing problems*. Routledge.
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behavior research and therapy, 33*(3), 335-343.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological methods, 4*(1), 84-99.
- Maroufizadeh, S., Ghaheri, A., Samani, R. O., & Ezabadi, Z. (2016). Psychometric properties of the satisfaction with life scale (SWLS) in Iranian infertile women. *International Journal of Reproductive BioMedicine, 14*(1), 57-62.
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications.
- Moss, E., & Willoughby, B. J. (2018). Associations between beliefs about marriage and life satisfaction: The moderating role of relationship status and gender. *Journal of Family Studies, 24*(3), 274-290.
- Neal, D. J., Corbin, W. R., & Fromme, K. (2006). Measurement of alcohol-related consequences among high school and college students: application of item response models to the Rutgers Alcohol Problem Index. *Psychological assessment, 18*(4), 402-414.
- Nichols, A. L., & Webster, G. D. (2013). The single-item need to belong scale. *Personality and Individual Differences, 55*(2), 189-192.
- Pepping, C. A., & MacDonald, G. (2019). Adult attachment and long-term singlehood. *Current opinion in psychology, 25*, 105-109.
- Rusbult, C. E., Martz, J. M., & Agnew, C. R. (1998). The investment model scale: Measuring commitment level, satisfaction level, quality of alternatives, and investment size. *Personal relationships, 5*(4), 357-387.
- Samejima, F. (2016). Graded response models. In *Handbook of item response theory*, volume one (pp. 123-136). Chapman and Hall/CRC.
- Tabachnick, B. G., & Fidel, L. S. (2015). *Using Multivariate Statistics* (Baloglu, M., Çev. Ed.). Ankara: Nobel Yayıncılık.

Waller, G., Meyer, C., & Ohanian, V. (2001). Psychometric properties of the long and short versions of the Young Schema Questionnaire: Core beliefs among bulimic and comparison women. *Cognitive Therapy and Research*, 25(2), 137-147.



## Construct Validity and Item-Response Characteristics of the Satisfaction with Relationship Status Scale (ReSta)

Tanhaye Reshvanloo, F.,<sup>1</sup> & Kimiaei, S.A<sup>2</sup>

1.Ph.D. Student, Educational Psychology, Department of Counseling and Educational Psychology, Faculty of Educational sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran(Corresponding author: farhadtanhay@um.ac.ir)

2.Ph.D, Associate Professor, Counseling, Department of Counseling and Educational Psychology, Faculty of Educational sciences and Psychology, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran.

### **Abstract**

The purpose of present study was to investigate psychometric properties of the Satisfaction with Relationship Status Scale (ReSta) among students. The research was conducted with a correlational method, specifically, test validation. The study population comprised the students of a higher education institution in Mashhad in 2018-2019. Regarding the number of variables, for the first phase of the study 160 students and for the second phase 223 students were selected using the multistage cluster sampling method. Data were collected using the Satisfaction with Relationship Status Scale (Lehmann et al., 2015), Ten-Item Personality Inventory (Gosling et al., 2003), Young schema questionnaire (Waller et al., 2001), Depression, Anxiety, Stress Scale (Lovibond & Lovibond, 1995), The satisfaction with life scale (Diener et al., 1985) and Kessler Psychological Distress Scale (Kessler et al, 2000). The results of the exploratory factor analysis showed that the scale has a one-factor structure with an explained variance of 61.67% and demonstrated good confirmatory validity. The Cronbach's alpha, split-half, and Guttman coefficients were between 0.84 and 0.91. The positive correlation with personality traits implied a convergent validity, and the negative correlation with social isolation, depression, and psychological distress revealed the divergent validity of the scale. Gender and relationship satisfaction could predict life satisfaction. The Item-Response parameters of the scale were at a desirable level. Overall, the Satisfaction with Relationship Status Scale demonstrated acceptable validity and reliability and can thus be dependably used in studies of interpersonal relationships among students.

**Keywords:** Satisfaction with Relationship Status; Factor structure; Validation; Item-Response Theory