

اعتباریابی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد- همسر در زوجین ایرانی Validation of Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire-Spousal in Iranian Couples

Sorur Ahmadi, PhD Student

Omid Hamidi, PhD✉

سرور احمدی^۱

امید حمیدی^۲

Abstract

The aim of the present study was to validate and examine the psychometric properties of the Rejection Sensitivity Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire (RSEPR) among married individuals in Iran. The research method was applied in terms of its goal, descriptive in terms of data collection, and categorized as a test development and psychometric study in terms of methodology. The statistical population consisted of all married individuals in Kurdistan province, from which 393 participants were selected using convenience sampling. Data collection tools included the Rejection Sensitivity Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire (RSEPR), the Revised Dyadic Adjustment Scale (RDAS), and the Rejection Sensitivity Questionnaire (RSQ). To assess the questionnaire's validity, confirmatory factor analysis, content validity, and convergent and divergent validity were employed. The results of the confirmatory factor analysis confirmed the model's goodness of fit and the internal structure of the questionnaire items. To assess reliability, Cronbach's alpha coefficient was used, with an overall coefficient of 0.95 indicating strong internal consistency and satisfactory reliability of the questionnaire in the Iranian sample and the results showed that the RSEPR-P has acceptable criterion validity ($P < 0.01$). Therefore, it can be concluded that the RSEPR-P possesses the necessary capabilities to assess the construct of rejection among Iranian couples and can be utilized for couple therapy and research purposes in the context of couple-related issues and relationships.

Keywords: Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire; Confirmatory Factor Analysis; Reliability; Validity

چکیده

هدف مطالعه حاضر اعتباریابی و تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد- همسر در زوجین ایرانی بود. روش پژوهش از حیث نوع گردآوری اطلاعات، توصیفی و از نظر روش‌شناسی جزء مطالعات آزمون‌سازی و روان‌سنجی است. جامعه آماری شامل تمامی افراد متأهل در استان کردستان بود که تعداد ۳۹۳ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای گردآوری اطلاعات، پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد (RSEPR)، مقیاس کیفیت زناشویی (RDAS)، فرم تجدیدنظرشده و پرسشنامه حساسیت به طرد (RSQ) بود. از تحلیل عاملی تأییدی، روایی محتوایی و روایی همگرا و اگر برای تعیین روایی پرسشنامه استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی برازندگی مدل و ساختار روابط درونی ماده‌ها را تأیید کرد. برای تعیین اعتبار پرسشنامه از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد که ضریب کلی ۰/۹۵ حاکی از ثبات درونی و اعتبار مطلوب پرسشنامه در نمونه ایرانی بود. همچنین، نتایج نشان داد پرسشنامه RSEPR-P از روایی ملاکی مطلوبی برخوردار است ($P < 0/01$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که RSEPR-P از قابلیت‌های لازم برای سنجش سازه طرد در بین زوجین ایرانی برخوردار است و می‌توان از آن برای مقاصد زوج‌درمانی و پژوهشی در زمینه مسائل و روابط زوجین استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد، تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار، روایی

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۴/۲۹ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۹/۲۵

۱. گروه مشاوره، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

۲. گروه مشاوره، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

نیاز به تعلق و پیوند با دیگران یکی از نیازهای بنیادین بشری است که می‌تواند به صورت افزایش حساسیت نسبت به نشانه‌های طرد و نظارت بر واکنش‌های بین فردی آشکار شود و بر الگوهای هیجانی، شناختی و کنش‌های بین فردی اثر عمیق می‌گذارد (آلن و همکاران، ۲۰۲۲). در این بستر، حساسیت نسبت به طرد (rejection sensitive) شامل هوشیاری بیش از حد به نشانه‌های طرد و طبق مدل کلاسیک حساسیت به طرد، به عنوان یک پردازش شناختی-عاطفی تعریف می‌شود که فرد را مستعد انتظار مضطربانه، ادراک سریع نشانه‌ها و واکنش‌های شدید به طرد واقعی یا ادراک‌شده، می‌کند (فنشتاین، ۲۰۲۰؛ رومرو-کانیاس و همکاران، ۲۰۱۰). طبق این مدل انتظارات مضطربانه در اوایل زندگی و اغلب در پاسخ به تعاملات ناخوشایند در روابط نزدیک (مثلاً عشق مشروط توسط والدین، خشونت خانوادگی) ایجاد می‌شود. این مدل همچنین بیان می‌کند که افراد با حساسیت بالا به طرد (high rejection sensitive) نسبت به نشانه‌های طرد بسیار هوشیار و گوش به زنگ هستند و در حین تعامل با شریک زندگی خود به دقت آنها را بازبینی می‌کنند. آنها ممکن است به راحتی طرد شدن از طرف همسر را درک کنند و در پاسخ به طرد ادراک‌شده، به شکل واکنش‌های اضطرابی، کناره‌گیری یا پرخاشگرانه واکنش نشان دهند (ریچتر و همکاران، ۲۰۲۴). چنین واکنش‌هایی ممکن است به طور قابل توجهی بر کیفیت روابط بین فردی تأثیر بگذارد، در این راستا، زنان دارای حساسیت بالا، زمانی که با همسر خود وارد درگیری (کلامی و غیرکلامی) می‌شوند، تمایل بیشتری به ابراز خصومت دارند. در مقابل مردان دارای حساسیت بالا نسبت به طرد با حسادت و از طریق تفسیرهای نادرست، روابط صمیمانه را تضعیف می‌کنند (دو و همکاران، ۲۰۲۴).

بنابر آنچه گفته شد حساسیت به طرد می‌تواند کیفیت روابط بین فردی، عملکرد و رفاه زوجین را تحت تأثیر خود قرار دهد، در نتیجه، شناسایی و سنجش آن در فرایند ارتباطی زوجین اهمیت زیادی دارد. اگرچه حساسیت به طرد به طور گسترده‌ای در ادبیات روان‌شناسی غربی با اختلال‌های هیجانی، سبک‌های دلبستگی ناایمن و تعارضات زناشویی مرتبط دانسته شده است (گائو و همکاران، ۲۰۲۱، ریچتر و اسکوبی، ۲۰۲۱)، اما شواهد زوج‌محور اخیر نشان می‌دهد پیامدهای حساسیت به طرد در روابط صمیمانه هم به تفاوت‌های فردی و هم به الگوهای دوسویه زوجین وابسته‌اند؛ برای نمونه، حساسیت به طرد با رضایت و تعهد پایین‌تر و حسادت و خودخاموشی بالاتر گزارش شده است (میشرا و آلن، ۲۰۲۳)؛ در عین حال سایر یافته‌ها نشان می‌دهد شدت هیجان‌های منفی پس از ادراک تعامل منفی، همیشه در افراد حساس به طرد بالاتر نیست و ممکن است به بافت تعامل و پویایی‌های دوسویه بستگی داشته باشد (ریچتر و همکاران، ۲۰۲۴)؛ این ناهمگونی یافته‌ها بر ضرورت سنجش دقیق و چندبعدی تأکید می‌کند.

ابزارهای رایج مانند پرسشنامه حساسیت به طرد (RSQ) غالباً ساختاری تک بعدی داشته و مؤلفه انتظار مضطربانه را محور سنجش قرار می‌دهند و مؤلفه‌های ادراک و واکنش رفتاری-هیجانی به طرد، کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند. افزون بر این، چالش‌هایی در اعتبار سازه آنها گزارش شده است (لرد و همکاران، ۲۰۲۲؛ ایناموراتی و همکاران، ۲۰۱۴؛ برنسون و همکاران، ۲۰۰۹). این محدودیت‌ها وقتی پررنگ‌تر می‌شود که سنجش در بافت زوجی مدنظر باشد؛ بافتی که در آن اثرهای بازیگر-همسر (Actor-Partner) و تداخل‌های هیجانی-شناختی دوطرفه اهمیت دارند (میشرا و آلن، ۲۰۲۴). بنابراین، نیاز به ابزاری که هر سه مؤلفه کلیدی طرد را به طور مجزا و در متن رابطه صمیمانه و بافت زوجی ارزیابی کند، برای شفاف‌سازی سازوکارهای اثرگذاری ضروری است.

در پاسخ به این خلأ، پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس به طرد-نسخه شریک زندگی (RSEPR-P) توسط ناتارجان و پراساد (۲۰۲۳)، تدوین گردیده است. این ابزار به طور اختصاصی سه مؤلفه کلیدی حساسیت به طرد را در روابط زوجی می‌سنجد و شواهد مناسبی از ویژگی‌های روان‌سنجی (ساختار عاملی، اعتبار و روایی) در نمونه زوجی گزارش کرده است. با توجه به تنوع الگوهای واکنش به طرد (از خودخاموشی و کناره‌گیری تا خصومت یا رفتارهای کنترل‌گرانه) و نقش تفاوت‌های فردی و دلبستگی، به کارگیری سنجش‌های چندبعدی مانند RSEPR می‌تواند تفکیک‌پذیری تشخیصی و هدف‌مندی مداخلات زوج‌درمانی را بهبود دهد (فنشتاین، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، پیشینه داخلی درباره حساسیت به طرد عمدتاً به اعتباریابی پرسشنامه حساسیت به طرد در میان دانشجویان و کاربردهای آن در جمعیت‌های غیربالینی متمرکز شده است (خوشکام و همکاران، ۱۳۹۳). با این همه، تاکنون سنجش‌های چندبعدی و زوج‌محور که سه مؤلفه طرد را در بافت زوجین ایرانی به طور اختصاصی و در چارچوب الگوهای فرهنگی-ارتباطی بسنجد، گزارش نشده است؛

شکافی که هم از نظر بومی‌سازی ابزار و هم از منظر کاربری بالینی اهمیت دارد. بنابراین، روایی‌سنجی RSEPR در زوجین ایرانی می‌تواند تصویری دقیق‌تر از سازوکارهای حساسیت به طرد ارائه کند و مسیر طراحی مداخلات متناسب با مؤلفه غالب (شناختی، عاطفی یا رفتاری) را هموار سازد. بر این مبنا، این پژوهش با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد در زوجین ایرانی صورت گرفته است.

• روش

روش این پژوهش از حیث نوع گردآوری اطلاعات توصیفی و از نظر روش‌شناسی جزء مطالعات آزمون‌سازی و روان‌سنجی به حساب می‌آید که در قالب طرح پژوهشی همبستگی انجام گرفته است. در این پژوهش از روش همبستگی و تحلیل عاملی تأییدی برای مطالعه میزان رابطه و همخوانی بین متغیرها استفاده شد.

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی افراد متأهل در استان کردستان بود که تعداد ۳۹۳ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. در خصوص تعیین حجم نمونه و تعیین اندازه حداقل نمونه برای تحلیل عاملی با وجود آنکه توافق کلی وجود ندارد اما تعداد ۱۰ یا ۲۰ نفر برای هر ماده پیشنهاد شده است (کلین، ۲۰۲۳) که با در نظر گرفتن تعداد سؤالات پرسشنامه که ۲۴ سؤال است حجم نمونه به تعداد ۳۹۳ نفر برای این پژوهش کفایت می‌کند. کفایت حجم نمونه با استفاده از آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO) بررسی و مقدار آن برابر با ۰/۹۲ به دست آمد که نشان‌دهنده کفایت عالی نمونه‌گیری است ($KMO > 0/90$). همچنین آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود ($P < 0/01$) که حاکی از مناسب بودن داده‌ها جهت تحلیل عاملی است. ملاک‌های ورود شامل مدت تأهل حداقل یک سال، تحصیلات حداقل سیکل که قادر به خواندن و درک سؤالات باشند، نداشتن بیماری حاد یا مزمن جسمی و روانی (سنجش از طریق پرسشنامه)، سن حداقل ۱۸ سال. ملاک‌های خروج نیز شامل نبود تمایل به همکاری و بیماری جسمی یا روان‌شناختی حاد بود.

• ابزارها

الف) پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد (۲۰۲۳) rejection sensitive expectation, perception, and reaction questionnaire- RSEPRQ: این پرسشنامه توسط ناتارجان و پراساد (۲۰۲۳)، جهت اندازه‌گیری میزان انتظارات، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد در روابط صمیمی ایجاد شده است. نسخه اولیه آن شامل ۳۰ ماده بود که ۱۰ ماده برای خرده‌مقیاس انتظار طرد، ۱۰ ماده برای خرده‌مقیاس ادراک طرد و ۱۰ ماده برای خرده‌مقیاس واکنش به طرد (۵ ماده برای واکنش اضطرابی یا گوشه‌گیر و ۵ مورد برای واکنش عصبانی یا پرخاشگرانه) بود. نمره‌گذاری این پرسشنامه در یک مقیاس ۵ درجه‌ای از ۵ (کاملاً موافقم) تا ۱ (کاملاً مخالفم) است. پس از بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و تحلیل عاملی، پرسشنامه فوق به ۲۴ ماده کاهش یافت و از هر خرده‌مقیاس دو ماده حذف گردید. در مطالعه ناتارجان و پراساد (۲۰۲۳)، همسانی درونی خرده‌مقیاس‌های انتظارات طرد، ادراک طرد و واکنش به طرد به ترتیب با روش آلفای کرونباخ دارای ضرایب ۰/۹۶، ۰/۹۴ و ۰/۸۴ بود که حاکی از همسانی درونی نسبتاً بالای این خرده‌مقیاس‌ها دارد.

همچنین در مطالعه یاد شده جهت ارزیابی روایی همگرای RSEPR، ضریب همبستگی پیرسون بین این پرسشنامه و مقیاس حساسیت نسبت به طرد و جهت ارزیابی روایی واگرا به بررسی همبستگی پرسشنامه فوق با مقیاس‌های سازگاری زوجی، عزت‌نفس روزنبرگ و مقیاس ذهن‌آگاهی و آگاهی، پرداخته شد که دارای رابطه معنادار بود ($p < 0/01$). نسخه نهایی RSEPR با ۲۴ ماده با استفاده از روش بازآزمایی در یک نمونه متشکل از ۳۰ شرکت‌کننده، (آزمون مجدد پس از یک فاصله ۶ ماهه) ضرایب همبستگی پیرسون برای نمرات انتظار طرد ($r = 0/91, p < 0/01$)، ادراک طرد ($r = 0/83, p < 0/01$)، واکنش به طرد درک‌شده ($r = 0/83, p < 0/01$) و نمره کل ($r = 0/92, p < 0/01$) محاسبه شد که نتایج حاکی از اعتبار مطلوب این پرسشنامه بود.

ب) مقیاس کیفیت زناشویی، فرم تجدید نظر شده (۱۹۹۵) (revised dyadic adjustment scale- RSAS):

این مقیاس توسط باسبی و همکاران (۱۹۹۵)، تدوین و دارای ۱۴ ماده است. نسخه اصلی این مقیاس ۳۲ ماده دارد که

به‌وسیله اسپینر (۱۹۷۶) و براساس نظریه لیوایز و اسپینر در خصوص کیفیت زناشویی ساخته شده است. این مقیاس ۱۴ ماده‌ای به شیوه لیکرتی ۶ درجه‌ای از ۱ تا ۶ نمره‌گذاری می‌شود و به پاسخ کاملاً موافق نمره ۶ و به پاسخ کاملاً مخالف نمره ۱ تعلق می‌گیرد. این مقیاس متشکل از سه خرده‌مقیاس همفکری و توافق، رضایت و انسجام است که مجموع آنها بیانگر کیفیت زناشویی بوده و نمرات بالا کیفیت زناشویی بالاتر را نشان می‌دهند (هولیس و میلر، ۲۰۰۵). در مطالعه هولیس و میلر (۲۰۰۵)، اعتبار مقیاس فوق با استفاده از شیوه آلفای کرونباخ از ۰/۸۰ تا ۰/۹۰ گزارش شده است. در ایران در پژوهشی که توسط یوسفی (۱۳۹۰) صورت گرفت، پس از انجام تحلیل عاملی تأییدی، آلفای کرونباخ برای هر عامل محاسبه شد. میزان آلفای کرونباخ برای عامل‌های توافق، رضایت و انسجام به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۸۳ و ۰/۸۶ و برای کل مقیاس ۰/۹۲ حاصل گردید. همچنین نتایج تحلیل عاملی تأییدی، ساختار سه‌عاملی مقیاس را در نمونه ایرانی تأیید کرد که بیانگر روایی سازه مطلوب این مقیاس در جامعه ایرانی است. در پژوهش حاضر مقدار آلفای کرونباخ به‌دست آمده برای کل مقیاس ۰/۹۲ و برای مؤلفه‌های توافق، رضایت و انسجام به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۸۹ و ۰/۷۹ به‌دست آمد.

ج) پرسشنامه حساسیت به طرد (rejection sensitivity questionnaire- RSQ): این پرسشنامه که توسط داوئی و فلدمن (۱۹۹۶)، ساخته شد، دارای ۱۸ ماده دو قسمتی (الف و ب) بوده و به شیوه لیکرتی ۶ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. هر ماده در بخش الف در زمینه میزان اضطرابی است که فرد در موقعیت مربوط به آن ماده احساس می‌کند (نگرانی از پذیرش) و بخش ب احتمال دریافت پاسخ مثبت از طرف مقابل را مورد ارزیابی قرار می‌دهد (انتظار پذیرش یا پاسخ). داوئی و فلدمن (۱۹۹۶) ضرایب همسانی درونی و اعتبار بازآزمایی قابل قبولی را برای این پرسشنامه به‌دست آوردند. همچنین با استفاده از با روش آلفای کرونباخ، ضریب اعتبار ۰/۸۳ حاصل گردید. خوشکام و همکاران (۱۳۹۳) در اعتباریابی پرسشنامه مذکور با نمونه ایرانی نشان دادند که اعتبار پرسشنامه به شیوه آلفای کرونباخ برابر ۰/۸۴ بود. همچنین نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که پرسشنامه متشکل از دو عامل انتظار پاسخ و نگرانی از نبود پذیرش درخواست بوده که در مجموع ۲۸/۲۸ درصد واریانس را تبیین می‌کنند. نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی، مدل دو عاملی پرسشنامه را تأیید کرد. همچنین همبستگی پرسشنامه حساسیت به طرد با پرسشنامه‌های نگرانی ($r = 0.76$) و عزت نفس ($r = -0.74$)، نشان‌دهنده روایی همگرا و واگرایی مطلوب این ابزار است. اعتبار این پرسشنامه در پژوهش حاضر به شیوه آلفای کرونباخ برابر ۰/۸۷ به‌دست آمد.

جهت آماده‌سازی نسخه فارسی مقیاس RSEPR، پس از اخذ مجوز از سازنده مقیاس، فرایند ترجمه و انطباق فرهنگی انجام شد. ترجمه پیشرو توسط مترجم آشنا با ابزارهای روان‌سنجی انجام و به‌منظور حفظ هم‌ارزی مفهومی و زبانی، نسخه فارسی توسط سه عضو هیئت علمی حوزه مشاوره و روان‌شناسی بررسی و اصلاح شد. سپس ترجمه معکوس توسط مترجم مستقل انجام و نسخه بازترجمه‌شده برای تأیید نهایی به مؤلف اصلی ارسال و مورد تأیید نهایی قرار گرفت. برای بررسی روایی صوری و محتوایی، نسخه نهایی در اختیار ۱۵ متخصص حوزه مشاوره خانواده و زوج‌درمانی قرار گرفت. شاخص‌های نسبت روایی محتوا (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) براساس روش لاوشه (۱۹۷۵) و والتز و باسل (۱۹۸۱) محاسبه شد. دامنه CVR ماده‌ها بین ۰/۷۵ تا ۰/۹۵ و دامنه CVI بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۶ و شاخص‌های کلی CVR و CVI به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۹۰ به‌دست آمدند؛ بنابراین هر ۲۴ ماده تأیید و مقیاس دارای روایی صوری و محتوایی مطلوب تشخیص داده شد. پس از مراحل ترجمه و روایی، پرسشنامه به‌صورت مقدماتی در نمونه ۵۰ نفری از زنان و مردان متأهل اجرا شد و آلفای کرونباخ کل ۰/۹۴ (مردان ۰/۹۲؛ زنان ۰/۹۳) به‌دست آمد که نشان‌دهنده اعتبار مناسب بود. همچنین برای بررسی درک ماده‌ها، مصاحبه شناختی با ۱۵ شرکت‌کننده انجام شد که به رفع ابهامات احتمالی و تقویت اعتبار محتوایی ابزار در بافت ایرانی کمک کرد.

در پژوهش حاضر، ساختار عاملی و روایی سازه پرسشنامه با تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار با آلفای کرونباخ، روایی محتوا با CVR و CVI و روایی صوری با روش پرسش از متخصصان و نمونه‌های پژوهش بررسی شد. همچنین برای روایی همگرا از پرسشنامه حساسیت به طرد و برای روایی واگرا از پرسشنامه کیفیت زناشویی استفاده گردید. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS-24 و AMOS انجام شد.

● یافته‌ها

طبق یافته‌های توصیفی ۲۴۵ نفر از حجم نمونه را زنان (۶۲/۳ درصد) و ۱۴۸ نفر را مردان (۳۷/۷ درصد) تشکیل دادند. دامنه سنی زنان ۱۹ تا ۶۲ با میانگین ۳۶/۲۳ و انحراف معیار ۹/۴۸ بود. همچنین دامنه سنی مردان ۲۳ تا ۵۹ بوده و دارای میانگین ۴۱/۸۹ و انحراف معیار ۸/۲۴ است. همچنین کمترین سن در نمونه تحقیق ۱۹ و بیشترین آن ۶۲ سال بود.

درخصوص رعایت پیش‌فرض حجم نمونه، تعیین حداقل نمونه با در نظر گرفتن تعداد ۱۰ یا ۲۰ نفر برای هر ماده صورت می‌گیرد و با توجه به تعداد ۲۴ ماده تعداد ۳۹۳ نفر برای این مطالعه کفایت می‌کند. همچنین کفایت حجم نمونه با استفاده از آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO) بررسی و مقدار آن برابر با ۰/۹۲ به دست آمد که نشان‌دهنده کفایت عالی نمونه‌گیری است ($KMO > 0/90$). همچنین آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود ($P < 0/01$) که حاکی از مناسب بودن داده‌ها جهت تحلیل عاملی است.

جهت بررسی نرمال بودن داده‌ها و نیز شناسایی داده‌های پرت از شاخص‌های کشیدگی (Kurtosis) و چولگی (Skewness) استفاده شد. در صورتی که چولگی خارج از محدوده ± 3 و کشیدگی خارج از محدوده ± 5 قرار داشته باشد، داده‌ها به عنوان داده پرت شناسایی شده و باید از پژوهش کنار گذاشته شوند (کلین، ۲۰۲۳). با توجه به آنکه هیچ‌یک از داده‌ها در خارج از این محدوده قرار نداشتند، بنابراین فرض نرمال بودن داده‌ها برای تمامی داده‌ها برقرار بود و داده پرت شناسایی نشد. همچنین به دلیل توزیع آنالیز پرسشنامه‌ها و نبود امکان ثبت نهایی در صورت وجود سؤال پاسخ داده نشده، هیچ داده از دست‌رفته و گم‌شده‌ای مشاهده نشد. درخصوص پیش‌فرض نبود چندهم‌خطی، ضریب تورم واریانس (variance inflation factor) برای همه متغیرها کمتر از ۳ بود که بیانگر نبود هم‌خطی شدید میان متغیرها است. در نهایت با توجه به اینکه داده‌ها براساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت جمع‌آوری شده‌اند و می‌توان آنها را به صورت داده‌های پیوسته در نظر گرفت، روش برآورد حداکثر درست‌نمایی (maximum likelihood estimation) برای تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار گرفت (بایرن، ۲۰۱۳).

به منظور بررسی ساختار عاملی پرسشنامه از تحلیل عاملی تأییدی (confirmatory factor analysis) استفاده شد. در این راستا از شیوه احتمال بیشینه استفاده گردید و جهت بررسی برازش مدل، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش اصلاح شده (AGFI)، نسبت مجذور خی‌دو به درجه آزادی (CMIN/DF)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص برازش فزاینده (IFI)، شاخص برازش نرم شده (NFI)، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA)، شاخص توکر و لوئیس (TLI) و ریشه مجذورات میانگین باقی‌مانده (RMR) محاسبه شد که مقادیر آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی برای پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد

نام شاخص	مقدار برازش شده	حد مطلوب
CMIN/DF	۱/۹۹	کمتر از ۳
RMR	۰/۰۵	کمتر از ۰/۰۸
GFI	۰/۸۹	بالاتر از ۰/۹
AGFI	۰/۸۷	بالاتر از ۰/۹
CFI	۰/۹۵	بالاتر از ۰/۹
IFI	۰/۹۵	بالاتر از ۰/۹
TLI	۰/۹۵	بالاتر از ۰/۹
NFI	۰/۹۱	بالاتر از ۰/۹
RMSEA	۰/۰۵	کمتر از ۰/۰۸

شاخص مجذور خی‌دو (X^2) به طور مفهومی نسبت به اندازه نمونه حساس است و تغییر می‌کند و در کل مقادیر مربع کای هنجار شده که کمتر از ۳ هستند، برای برازش مدل قابل قبول هستند. قاعده‌ای کلی برای شاخص‌های برازندگی مانند GFI، IFI، CFI، NFI و TLI این است که مقادیر برابر یا بالاتر از ۰/۹، قابل قبول و نشان‌دهنده برازش خوب مدل هستند. با توجه به آنکه شاخص‌های مذکور در این پژوهش به ترتیب برابر با ۰/۸۹، ۰/۹۵، ۰/۹۵، ۰/۹۱ و ۰/۹۵ هستند، می‌توان گفت که مدل از برازش بسیار خوبی برخوردار است. علاوه بر این، میزان شاخص RMSEA و RMR، اگر بین ۰/۰۳ و ۰/۰۸ باشد، قابل قبول و زمانی که مقدار این آماره‌ها کوچک‌تر از ۰/۰۶

باشد، نشان‌دهنده برازش خوب مدل است (کلاین، ۲۰۲۳) که با توجه به آنکه شاخص‌های مذکور در این پژوهش به ترتیب برابر با ۰/۰۵۰ و ۰/۰۵۲ به دست آمده، می‌توان گفت که مدل دارای برازش مناسبی است. در مجموع، شاخص‌های برازش به دست آمده نشان‌دهنده برازش مناسب مدل با داده‌ها است و ساختار عاملی مقیاس حساسیت نسبت به طرد تأیید می‌شود.

به منظور بررسی همسانی اندازه‌گیری ابزار در زنان و مردان، تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی در سه سطح انجام شد. ابتدا مدل پیکربندی (configural) اجرا شد که از برازش مطلوبی برخوردار بود ($CFI=0/957$, $RMSEA=0/0306$). سپس با برابر فرض کردن بارهای عاملی، مدل همسانی بارهای عاملی (Metric) بررسی و تغییر معناداری در شاخص‌های برازش مشاهده نگردید ($\Delta CFI=0/001$). در ادامه با برابر در نظر گرفتن عرض از مبدأها، مدل همسانی عرض از مبدأها (Scalar) نیز اجرا شد که همچنان برازش مطلوبی نشان داد ($\Delta CFI=0/003$). بر این اساس، همسانی کامل اندازه‌گیری مقیاس در دو جنس تأیید گردید (جدول ۲). در جدول ۳ نیز بار عاملی هریک از سؤالات به تفکیک جنسیت و نیز کل نمونه گزارش شده است.

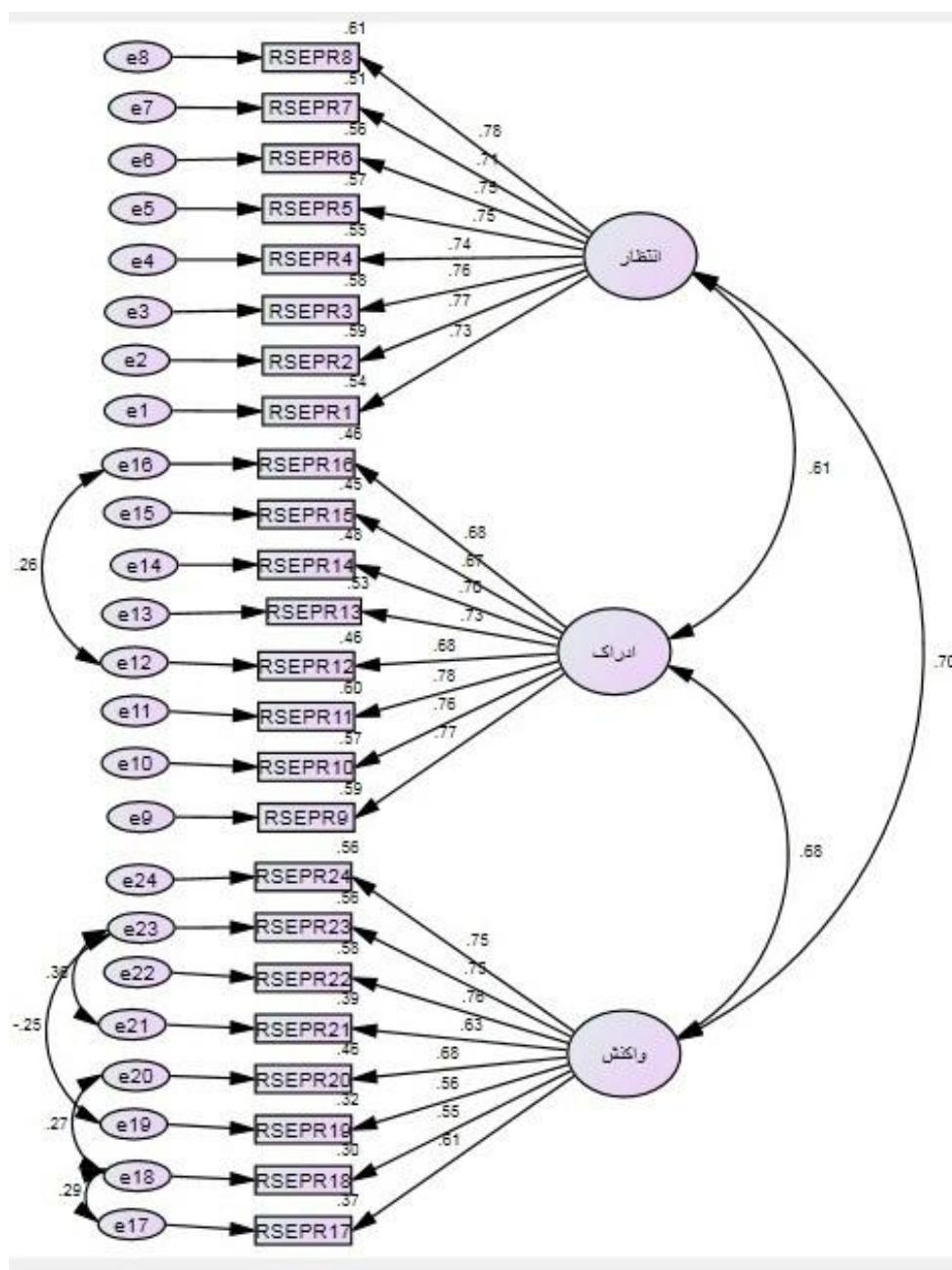
جدول ۲. نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی و آزمون همسانی اندازه‌گیری بر اساس جنسیت

مدل	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA	ΔCFI
مدل پیکربندی (Configural)	۹۷۵/۱۳۱	۴۸۸	۱/۹۹	۰/۹۵	۰/۰۳	—
همسانی بارهای عاملی (Metric)	۹۷۵/۱۳۱	۵۹۹	۱/۹۱	۰/۹۵	۰/۰۳	۰/۰۰۱
همسانی عرض از مبدأها (Scalar)	۹۷۵/۱۳۱	۵۳۳	۱/۸۳	۰/۹۶	۰/۰۳	۰/۰۰۳

جدول ۳. بارهای عاملی ماده‌های پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش نسبت به طرد به تفکیک جنسیت و کل نمونه

شماره سؤال	ماده	کل	زنان	مردان
۱	معمولاً گمان می‌کنم که همسر زندگی‌ام احساسات من را درک یا پذیرش نمی‌کند.	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۱
۲	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام دوست ندارد مرا همراهی کند.	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۷۲
۳	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام در هنگام نیاز، از کمک به من امتناع می‌کند.	۰/۷۶	۰/۷۹	۰/۶۸
۴	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام برای علایق من ارزشی قائل نیست.	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۶۵
۵	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام دوست ندارد وقت آزادش را به من اختصاص دهد.	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۶۹
۶	معمولاً گمان می‌کنم که اگر برای درخواست کمک، به شریک زندگی‌ام نزدیک شوم، او ناراحت می‌شود.	۰/۷۵	۰/۷۴	۰/۶۷
۷	معمولاً گمان می‌کنم که وقتی احساسات واقعی خود را بیان می‌کنم، شریک زندگی‌ام ناراحت می‌شود.	۰/۷۱	۰/۷۵	۰/۷۰
۸	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام دوست نداشته باشد که برای کسب آرامش به او نیاز داشته باشم.	۰/۷۸	۰/۸۱	۰/۷۳
۹	اگر شریک زندگی‌ام پاسخگوی خواسته‌ام نباشد، احساس می‌کنم که عمداً مرا نادیده گرفته است.	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۶۹
۱۰	اگر شریک زندگی‌ام در توجه به من درنگ کند، احساس می‌کنم که از نظر او اهمیتی ندارم.	۰/۷۶	۰/۷۹	۰/۷۵
۱۱	اگر شریک زندگی‌ام درخواست یا قرار ملاقات با من را فراموش کند، احساس می‌کنم که این دلیل است که من کمترین اولویتش هستم.	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۷۲
۱۲	اگر شریک زندگی‌ام در برابر دیگران با نظر من مخالفت کند، احساس می‌کنم که او به نظرات و احساسات من اهمیت نمی‌دهد.	۰/۶۸	۰/۷۱	۰/۶۳
۱۳	اگر شریک زندگی‌ام زمان بیشتری را صرف صحبت با دیگران کند، احساس می‌کنم که او مرا کمتر جذاب می‌بیند.	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۶۶
۱۴	اگر شریک زندگی‌ام فوراً به پیام‌ها یا تماس‌های تلفنی من پاسخ ندهد، احساس می‌کنم که مرا نادیده گرفته است.	۰/۷۰	۰/۷۳	۰/۶۴
۱۵	اگر شریک زندگی‌ام جشن سالگردمان را فراموش کند، احساس می‌کنم که برای رابطه با من ارزشی قائل نیست.	۰/۶۷	۰/۶۹	۰/۶۲
۱۶	اگر شریک زندگی‌ام زمانی که نیاز دارم به من آرامش ندهد، احساس می‌کنم که برای عواطفم ارزشی قائل نیست.	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۶۵
۱۷	من سعی می‌کنم از شریک زندگی‌ام اطمینان خاطر کسب کنم.	۰/۶۱	۰/۶۴	۰/۵۷
۱۸	برای آنچه اتفاق افتاده، گریه می‌کنم.	۰/۵۵	۰/۵۹	۰/۵۳
۱۹	برای آنچه اتفاق افتاده، خودم را سرزنش می‌کنم.	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۶
۲۰	برای آنچه اتفاق افتاده، خودم را در یک اتاق حبس می‌کنم.	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۵
۲۱	برای آنچه اتفاق افتاده، به صورت جسمی به او صدمه می‌زنم.	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۵۹
۲۲	برای آنچه اتفاق افتاده، تهدید به قطع رابطه می‌کنم.	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۷۱
۲۳	برای آنچه اتفاق افتاده، اشیا را می‌شکنم یا خرد می‌کنم.	۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۷۰
۲۴	جنجال به پا می‌کنم (مثلاً در را محکم می‌بندم یا کتاب را به زمین می‌کوبم) تا به شریک زندگی‌ام بفهمانم که چه احساسی دارم.	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۷۳

نمودار ساختاری تحلیل عامل تأییدی در شکل ۱ نمایش داده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود تمام بارهای عاملی ماده‌ها در کل نمونه بالاتر از ۰/۵۵ است که با توجه به اینکه بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴۰ است نیاز به حذف هیچ سؤالی نیست.



شکل ۱. نمودار تحلیل عاملی تأییدی

در این پژوهش جهت بررسی همسانی درونی پرسشنامه حساسیت به طرد از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد که این ضریب به‌صورت جداگانه در زنان و مردان و کل شرکت‌کنندگان محاسبه شد که مقادیر به‌دست آمده حاکی از ثبات درونی و اعتبار مطلوب این پرسشنامه در نمونه ایرانی دارد (جدول ۴).

جدول ۴. ضریب آلفای کرونباخ در پرسشنامه حساسیت به طرد و خرده‌مقیاس‌های آن

متغیرها	کل نمونه	زنان	مردان
انتظار طرد	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱
ادراک طرد	۰/۸۹	۰/۸۸	۰/۹۰
واکنش به طرد	۰/۸۶	۰/۸۶	۰/۸۶
نمره کلی	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵

یکی دیگر از جنبه‌های روایی سازه، بررسی روایی همگرا و واگرای پرسشنامه بود که روایی همگرا از طریق محاسبه میزان همبستگی پیرسون، بین پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد و پرسشنامه حساسیت نسبت به طرد و روایی واگرا نیز از طریق محاسبه میزان ضریب همبستگی منفی پیرسون، بین پرسشنامه مذکور و مقیاس کیفیت زناشویی محاسبه شد که ضرایب مثبت و منفی به‌دست آمده در ماتریس حکایت از روایی ملاکی مطلوب این ابزار دارد (جدول ۵).

جدول ۵. ماتریس همبستگی نمرات پرسشنامه حساسیت به طرد و خرده‌مقیاس‌های آن با متغیرهای کیفیت زناشویی و حساسیت به طرد

متغیرها	انتظار	ادراک	واکنش	نمره کل طرد	کیفیت زناشویی	نگرانی	انتظار پذیرش
انتظار	۱	۰/۵۱**	۰/۴۵**	۰/۸۰**	۰/۷۴**	۰/۴۹**	۰/۴۷**
ادراک	-	۱	۰/۴۸**	۰/۸۳**	۰/۷۱**	۰/۴۷**	۰/۵۲**
واکنش	-	-	۱	۰/۸۱**	۰/۷۰**	۰/۴۸**	۰/۵۵**
نمره کل طرد	-	-	-	۱	۰/۷۸**	۰/۵۲**	۰/۵۸**
کیفیت زناشویی	-	-	-	-	۱	۰/۶۱**	۰/۶۳**
نگرانی	-	-	-	-	-	۱	۰/۸۱**
انتظار پذیرش	-	-	-	-	-	-	۱

**p<۰/۰۱

• بحث

هدف مطالعه حاضر بررسی اعتباریابی و ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد در مردان و زنان متأهل ایرانی بود. یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی تأییدی بیانگر آن بود که مدل از برازش خوبی برخوردار بوده و می‌تواند ابزاری مناسب جهت سنجش حساسیت به طرد در بین زوجین باشد. یافته‌های حاصل همسو با نتایج پژوهش سازندگان این پرسشنامه (ناتارجان و پراساد، ۲۰۲۳) است.

برای بررسی روایی واگرا از مقیاس تجدیدنظرشده کیفیت زناشویی باسی و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شد که یافته‌ها نشان داد همبستگی منفی و معنادار بین پرسشنامه‌های حساسیت به طرد و کیفیت زناشویی وجود دارد. این نتیجه با یافته‌های پیشین که نشان‌دهنده رابطه منفی بین حساسیت به طرد (RS) و رضایت از رابطه در زوجین است، همسو است (ناتارجان و پراساد، ۲۰۲۳؛ نورونا و ولش، ۲۰۱۶؛ برنسون و داوونی، ۲۰۰۶). در تبیین این یافته می‌توان گفت که با توجه به اینکه افراد دارای حساسیت به طرد، پردازش شناختی تحریف‌شده داشته و رفتارهای مبهم یا خشن همسر را به‌عنوان نشانه طرد تفسیر می‌کنند. این سوگیری‌ها موجب قطع ارتباط سالم شده و کیفیت رابطه کاهش می‌یابد. ازسوی دیگر، واکنش‌های هیجانی اضطرابی (کناره‌گیری، سکوت) یا خشم‌آلود (پرخاش، کنترل) نیز باعث دورشدن همسر، افزایش تعارضات و کاهش احساس امنیت در رابطه می‌شود. درواقع رفتارهای محافظتی افراد (مثل کنترل‌گری یا وابستگی شدید) می‌تواند طرف مقابل را دل‌زده کرده و درنتیجه ممکن است به‌طور واقعی فاصله بگیرد، که این خود باعث تشدید حساسیت به طردشده و یک چرخه تعاملی معیوب و منفی شکل می‌گیرد. همچنین به‌دلیل ترس از طرد شدن، افراد خود را کاملاً ابراز نکرده یا اعتماد نمی‌کنند که این موضوع مانع از شکل‌گیری صمیمیت و نزدیکی عاطفی شده و احساس رضایت زناشویی را کاهش می‌دهد. بر این اساس حساسیت بالا به طرد، از طریق پردازش‌های تحریف‌شده، هیجان‌های منفی شدید و واکنش‌های بین‌فردی ناسازگارانه، به تضعیف پیوندهای عاطفی، کاهش صمیمیت و افزایش تعارض در زوجین منجر می‌شود. این فرآیند درنهایت باعث کاهش کیفیت زناشویی می‌گردد.

برای بررسی روایی همگرا نیز از پرسشنامه حساسیت به طرد (داوونی و فلدمن، ۱۹۹۶) استفاده شد که یافته‌های پژوهش نشان داد که بین نمرات حاصل از پرسشنامه حساسیت به طرد (RSQ) و پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد (RSEPR) همبستگی مثبت معناداری وجود دارد. از منظر نظری، این رابطه می‌تواند با اتکا بر مدل‌های شناختی-هیجانی طرد تبیین شود. افراد با حساسیت بالاتر به طرد، تمایل دارند موقعیت‌های اجتماعی مبهم را به‌عنوان تهدید تعبیر کنند، که به نوبه خود باعث شکل‌گیری انتظارات منفی درباره طردشدن می‌شود. این انتظارات، ادراک آنها از روابط را تحت تأثیر قرار داده و می‌تواند منجر به بروز واکنش‌های هیجانی منفی مانند اضطراب، خشم یا کناره‌گیری اجتماعی شود (زیمر-گیمبک و همکاران، ۲۰۲۱؛ نورونا و ولش، ۲۰۱۶). بنابراین، سازه‌های

مورد سنجش در این دو ابزار روان‌سنجی دارای اشتراک مفهومی قابل توجهی هستند و همبستگی مشاهده‌شده در این پژوهش از نظر روان‌شناختی قابل انتظار است. از سوی دیگر، این یافته‌ها با پژوهش‌های پیشین نیز همسو هستند که نشان داده‌اند حساسیت به طرد یکی از پیش‌بینی‌کننده‌های مهم در تجربه و تفسیر طرد اجتماعی است. همچنین، این همبستگی می‌تواند دلالت‌های بالینی مهمی داشته باشد. به‌ویژه در فرایند ارزیابی روان‌شناختی مراجعانی که دچار مشکلات بین‌فردی، اضطراب اجتماعی یا اختلال‌های مبتنی بر دلبستگی هستند، استفاده هم‌زمان از این دو ابزار می‌تواند دید جامع‌تری نسبت به شیوه پردازش طرد در آنها فراهم آورد.

یافته‌های مربوط به اعتبار درونی نیز مؤید همسانی بالای ماده‌ها بود. ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار ۰/۹۵ به دست آمد که نشان‌دهنده ثبات درونی مطلوب مقیاس است. مقدار بالای این ضریب می‌تواند حاصل پیوستگی نظری ابعاد سه‌گانه سازه و همچنین تعداد نسبتاً زیاد ماده‌ها باشد، زیرا آلفای کرونباخ با طول مقیاس رابطه مستقیم دارد. از دیدگاه روان‌سنجی، چنین مقدار بالایی زمانی که ساختار عاملی ابزار تأیید شده و ماده‌ها نواحی مفهومی متفاوت ولی مرتبطی را می‌پوشانند، نشانه انسجام مفهومی و کفایت اندازه‌گیری سازه و نه تکرار ماده‌ها است (کالین، ۲۰۲۳).

• نتیجه‌گیری

درمجموع مطالعه حاضر نشان داد که ابزار RSEPR، ابزاری معتبر در حوزه سنجش حساسیت به طرد، در میان زوجین است و در مقایسه با ابزارهای موجود در این زمینه که آن را به‌عنوان یک ساختار واحد می‌سنجند، RSEPR، سنجش جداگانه‌ای از هریک از سه مؤلفه نظری حساسیت به طرد فراهم می‌کند. این امر می‌تواند به درک بهتر فرایندهای هیجانی، شناختی و رفتاری مختلف مرتبط با حساسیت به طرد کمک کند و نشان دهد که چگونه این فرایندها می‌توانند به‌گونه‌ای متفاوت بر رفتارهای بین‌فردی در میان زوجین تأثیر بگذارند؛ تأثیری که ممکن است به رضایت در رابطه یا درمقابل، به ناراحتی و فروپاشی رابطه منجر شود. این موضوع به نوبه خود می‌تواند راه را برای طراحی مداخلات درمانی متناسب با مؤلفه‌های خاص حساسیت به طرد که در فرد بالا هستند، هموار سازد. همچنین این ابزار در ارزیابی روانی یا درمان مراجعانی که دارای مشکلاتی در حوزه روابط بین‌فردی، اضطراب اجتماعی یا اختلال‌های دلبستگی هستند، می‌تواند تصویر جامع‌تری از حساسیت روان‌شناختی فرد نسبت به طرد ارائه دهد.

علی‌رغم تلاش جهت رعایت اصول مربوط به پژوهش‌های تحلیل عاملی اما این تحقیق نیز همانند هر پژوهش دیگری با محدودیت‌هایی همراه بود. یکی از محدودیت‌ها مسئله تعمیم‌پذیری است که با توجه به اینکه آزمودنی‌های این پژوهش منحصر به استان کردستان و شیوه نمونه‌گیری در دسترس بوده و با در نظر گرفتن ویژگی‌های فرهنگی، زبانی و قومیتی خاص این منطقه، بایستی در تعمیم‌پذیری نتایج جوانب احتیاط رعایت گردد. در این راستا برای افزایش تعمیم‌پذیری و دستیابی به داده‌های قابل تعمیم در سطح ملی، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی از نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی‌شده یا خوشه‌ای در استان‌ها و اقوام و فرهنگ‌های مختلف ایرانی استفاده شود. همچنین از دیگر محدودیت‌های این پژوهش می‌توان گفت که با وجود گمنامی نمونه، به‌کارگیری ابزار خودگزارشی می‌تواند باعث شود تا مشارکت‌کنندگان جهت کسب تأیید اجتماعی و یا اجتناب از بدنامی صادقانه پاسخ نداده و پاسخ‌های خود را تحریف کرده باشند. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که جهت تأیید مقیاس‌های خودگزارش‌دهی از سایر روش‌های سنجش مانند مشاهده، مصاحبه و سایر شاخص‌های بالینی استفاده گردد. درنهایت و در خصوص مقادیر بالای آلفای کرونباخ به دست آمده که ممکن است حاکی از همپوشانی محتوایی ماده‌ها باشد، بررسی اعتبار ترکیبی (CR) و میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) در پژوهش‌های آتی توصیه می‌شود.

• تعارض منافع

بدین‌وسیله نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد و تعارض منافی در خصوص پژوهش حاضر وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

نویسندگان این مقاله از تمامی شرکت‌کنندگانی که با مشارکت خود، به روند اجرای پژوهش کمک نمودند، مراتب امتنان و قدردانی خود را اعلام می‌دارند.

• منابع

- خوشکام، سمیرا، بهرامی، فاطمه، رحمت‌الهی، فرحناز، و نجارپوریان، سمانه. (۱۳۹۳). خصوصیات روان‌سنجی پرسشنامه حساسیت به طرد در دانشجویان. *پژوهش‌های روان‌شناختی*، ۱۷(۱)، ۲۴-۴۴.
- یوسفی، ناصر. (۱۳۹۰). روان‌سنجی مقیاس کیفیت زناشویی، فرم تجدیدنظرشده. (RDAS) پژوهش‌های روان‌شناسی بالینی و مشاوره، ۱(۲). ۲۰۰-۱۸۳.
<https://doi.org/10.22067/IJAP.V1I2.9534>
- Allen, K. A., Gray, D. L., Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (2022). The need to belong: A deep dive into the origins, implications, and future of a foundational construct. *Educational psychology review*, 34(2), 1133-1156. <https://doi.org/10.1007/s10648-021-09633-6>
- Berenson, K. R., & Downey, G. (2006). Self-esteem and rejection sensitivity in close relationships. In M. Kernis (Ed.), *Self-esteem: Issues and answers* (pp. 367–374). Psychology Press.
- Berenson, K. R., Gyurak, A., Ayduk, Ö., Downey, G., Garner, M. J., Mogg, K., ... & Pine, D. S. (2009). Rejection sensitivity and disruption of attention by social threat cues. *Journal of research in personality*, 43(6), 1064-1072. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2009.07.007>
- Busby, D. M., Christensen, C., Crane, D. R., & Larson, J. H. (1995). A revision of the Dyadic Adjustment Scale for use with distressed and non-distressed couples: Construct hierarchy and multidimensional scales. *Journal of Marital and Family Therapy*, 21, 289–308. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1995.tb00163.x>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. routledge.
- Downey, G., & Feldman, S. I. (1996). Implications of rejection sensitivity for intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(6), 1327–1343. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.6.1327>
- Du, X., Ding, C., Xiang, G., Li, Q., Liu, X., Xiao, M., ... & Chen, H. (2024). Rejection sensitivity and reactive aggression in early adults: the mediating role of loneliness and maladaptive coping. *Psychological reports*, 127(2), 786-806. <https://doi.org/10.1177/00332941221125771>
- Feinstein, B. A. (2020). The rejection sensitivity model as a framework for understanding sexual minority mental health. *Archives of Sexual Behavior*, 49(7), 2247-2258. <https://doi.org/10.1007/s10508-019-1428-3>
- Gao, S., Assink, M., Liu, T., Chan, K. L., & Ip, P. (2021). Associations between rejection sensitivity, aggression, and victimization: A meta-analytic review. *Trauma, Violence, & Abuse*, 22(1), 125-135. <https://doi.org/10.1177/1524838019833005>
- Hollist, C. S., & Miller, R. B. (2005). Perceptions of attachment style and marital quality in midlife marriage. *Family Relations*, 54(1), 46-57. <https://doi.org/10.1111/j.0197-6664.2005.00005.x>
- Innamorati, M., Balsamo, M., Fairfield, B., Fabbriatore, M., Tamburello, A., & Saggino, A. (2014). Construct validity and reliability of the adult rejection sensitivity questionnaire: A comparison of three factor models. *Depression research and treatment*, 2014(1), 972424. <https://doi.org/10.1155/2014/972424>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Lord, K. A., Liverant, G. I., Stewart, J. G., Hayes-Skelton, S. A., & Suvak, M. K. (2022). An evaluation of the construct validity of the Adult Rejection Sensitivity Questionnaire. *Psychological Assessment*, 34(11), 1062. <https://doi.org/10.1037/pas0001168>
- Mishra, M., & Allen, M. S. (2023). Rejection sensitivity and romantic relationships: A systematic review and meta-analysis. *Personality and Individual Differences*, 208, 112186. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112186>
- Natarajan, G., & Prasad, A. (2023). Construction and validation of Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire—Partner (RSEPR-P). *Journal of Marital and Family Therapy*, 49(1), 129-150. <https://doi.org/10.1111/jmft.12610>
- Norona, J. C., & Welsh, D. P. (2016). Rejection sensitivity and relationship satisfaction in dating relationships: The mediating role of differentiation of self. *Couple and Family Psychology: Research and Practice*, 5(2), 124–135. <https://doi.org/10.1037/cfp0000056>
- Richter, M., & Schoebi, D. (2021). Rejection sensitivity in intimate relationships: Implications for perceived partner responsiveness. *Zeitschrift für Psychologie*, 229(3), 165–170. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000448>
- Richter, M., Kouri, G., Meuwly, N., & Schoebi, D. (2024). Rejection in romantic relationships: Does rejection sensitivity modulate emotional responses to perceptions of negative interactions?. *BMC psychology*, 12(1), 365. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01864-w>
- Romero-Canyas, R., Downey, G., Berenson, K., Ayduk, O., & Kang, N. J. (2010). Rejection sensitivity and the rejection–hostility link in romantic relationships. *Journal of personality*, 78(1), 119-148. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2009.00611.x>

- Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 15-28. <https://doi.org/10.2307/350547>
- Zimmer-Gembeck, M. J., Gardner, A. A., Hawes, T., Masters, M. R., Waters, A. M., & Farrell, L. J. (2021). Rejection sensitivity and the development of social anxiety symptoms during adolescence: A five-year longitudinal study. *International Journal of Behavioral Development*, 45(3), 204-215. <https://doi.org/10.1177/0165025421995921>