Contemporary Psychology Sprin & Summer 2024 Vol 19, No.1, pp.127-142

Evaluation of the Psychometric Properties and Factor Structure of the Perceived Partner Responsiveness Scale

Manouchehr Rezaee[1], Balal Izanloo[2,*], Esmaeil Asadpour[3], Sedigeh Ahmadi[3]

[1] Master of Family Counseling, Kharazmi University, Tehran, Iran
[2] Associate Professor, Department of Curriculum Planning, Kharazmi University, Tehran, Iran
[3] Associate Professor, Department of Counseling, Kharazmi University, Tehran, Iran

ARTICLE INFO

Article History
Received: 19 July 2024
Revised: 20 July 2025
Accepted: 23 July 2025
Available online: 22 September 2025

Article Type: Research Article

Keywords
Validation; Exploratory Graph Analysis; Reliability; Scale; Perceived Partner Responsiveness

Corresponding Author*
Balal Izanloo received his Ph.D. in Assessment and Measurement from the University of Tehran. He is currently an Associate Professor at Kharazmi University. His research interests include assessment & measurement theories, psychometrics, network analysis, and structural equation modeling. For correspondence regarding this article, please contact Dr. Izanloo at the Department of Curriculum planning, Faculty of Psychology and Education, Kharazmi University, No.43 South Mofateh St., Tehran, Postal Code: 15719-14911, Iran.

ORCID: 0000-0002-6839-3598

E-mail: izan.b@Khu.ac.ir

doi:
http://dx.doi.org/10.29252/bjcp.19.1.127

ABSTRACT

Perceived partner responsiveness (PPR) can increase individuals' intimacy with their partners and enhance their well-being. Since there was no valid and reliable scale for measuring this construct in Iran, the aim of present study was to evaluation the psychometric charachteristics of the Perceived partner responsiveness Scale (PPRS) among Iranian nurses. The research method was descriptive survey in terms of data collection and correlational (validation) in terms of data analysis. The statistical population of this research was all the married female nurses in Zanjan city in 2020, who were selected by the convenience sampling. According to Kim's approach, the sample size reached 312. Findings indicated that the PPRS had optimized reliability among the samples studied. Nevertheless, the local dependence on the items is possible. The Exploratory Graph Analysis (EGA) revealed a three-factor structure for the PPRS. Bootstrap-based network analyses (parametric and nonparametric) supported the factor structure from the EGA. However, in the confirmatory factor analysis, the bifactor, three-factor, and second-order models demonstrated superior fit compared to other models. Nevertheless, due to the low Coefficients Omega and factor loadings for the specific factors in the bifactor model, as well as the dominance of the general factor, this model was not supported. The high correlation among the factors in the three-factor model, combined with the adequate fit of the second-order model, supports the presence of a higher-order factor. These findings indicate the appropriateness of the second-order model. Given the adequacy of the Average Variance Extracted (AVE) index in all models, the convergent validity of the scale confirmed. Considering the sufficiency of the square root of the AVE index in different models of the present study, discriminant validity established at the construct level. The convergent and divergent validity of the PPRS due to its significant correlation coefficients with other studied variables, confirmed too. Psychometric analyses of this research demonstrated that the PPRS is a reliable and valid tool among the samples studied. We recommend that future research examine the dimensionality of the PPRS and the local dependence of its items across diverse populations with different cultural and demographic characteristics.

Citation: Rezaee, M., Izanloo, B., Asadpour, E., & Ahmadi, S. (2024/1403). Evaluation of the Psychometric Properties and Factor Structure of the Perceived Partner Responsiveness Scale. *Contemporary Psychology, 19*(1), 127-142. http://dx.doi.org/10.29252/bjcp.19.1.127

ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر

منوچهر رضائی[۱]، بلال ایزانلو[۲،*]، اسمعیل اسدپور[۳]، صدیقه احمدی[۳]

[۱] کارشناسی ارشد مشاوره خانواده، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
[۲] دانشیار، گروه برنامه‌ریزی درسی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
[۳] دانشیار، گروه مشاوره، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

اطلاعات مقاله

تاریخچه
دریافت: ۲۹ تیر ۱۴۰۳
اصلاح نهایی: ۲۹ تیر ۱۴۰۴
پذیرش: ۱ مرداد ۱۴۰۴
انتشار آنلاین: ۳۱ شهریور ۱۴۰۴

نوع مقاله: پژوهشی

کلیدواژه‌ها
اعتباریابی؛ تحلیل شبکه اکتشافی؛ پایایی؛ مقیاس؛ پاسخگویی ادراک‌شده همسر

نویسنده مسئول*
بلال ایزانلو درجه دکتری سنجش و اندازه‌گیری خود را از دانشگاه تهران دریافت کرد. در حال حاضر او دانشیار دانشگاه خوارزمی است. علایق پژوهشی ایشان نظریه‌های سنجش و اندازه‌گیری، روان‌سنجی، تحلیل شبکه و معادلات ساختاری است. برای مکاتبه در مورد این مقاله، با دکتر ایزانلو، گروه برنامه‌ریزی درسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، خیابان شهید مفتح نرسیده به انقلاب، پلاک ۴۳، کد پستی ۱۵۷۱۹-۱۴۹۱۱ تماس داشته باشید.

ارکید: ۰۰۰۰-۰۰۰۲-۶۸۳۹-۳۵۹۸

پست الکترونیکی: izan.b@Khu.ac.ir

چکیده

پاسخگویی ادراک‌شده همسر (PPR) می‌تواند صمیمیت افراد را با همسرانشان افزایش داده و به‌زیستی آن‌ها را تقویت کند. ازآنجاکه مقیاس معتبر و پایایی جهت اندازه‌گیری این سازه در ایران وجود نداشت؛ هدف پژوهش حاضر، ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر (PPRS) در بین پرستاران ایرانی بود. پژوهش حاضر از لحاظ گردآوری داده، توصیفی-پیمایشی و از نظر تحلیل داده، همبستگی از نوع اعتباریابی بود. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه پرستاران متاهل زنِ شهر زنجان در سال ۱۳۹۹ بود که با استفاده از نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. بر اساس رویکرد کیم، حجم نمونه به ۳۱۲ نفر رسید. نتایج حاکی از این بود که مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر در بین نمونه موردمطالعه از پایایی مطلوبی برخوردار بود. هرچند، وابستگی موضعی گویه‌ها محتمل است. تحلیل شبکه اکتشافی (EGA)، ساختار سه‌عاملی را برای مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر نشان داد. تحلیل‌های شبکه مبتنی بر بوت‌استرپ (پارامتریک و ناپارامتریک) نیز از ساختار عاملی مستخرج از تحلیل شبکه اکتشافی حمایت کردند. با این حال، در تحلیل عاملی تاییدی، مدل‌های دوگانه، سه‌عاملی و مرتبه دوم نسبت به سایر مدل‌ها برازش بهتری نشان دادند. با وجود این، به‌دلیل پایین بودن ضرایب امگا و بارهای عاملی در عامل‌های اختصاصیِ مدل دوگانه و همچنین، غلبه عامل کلی، این مدل تایید نشد. همبستگی بالا بین عامل‌ها در مدل سه‌عاملی، همراه با برازش مناسب مدل مرتبه دوم، از وجود یک عامل مرتبه بالاتر حمایت می‌کند. این یافته‌ها مناسب بودن مدل مرتبه دوم را نشان می‌دهند. با توجه به بسندگی شاخص میانگین واریانس مستخرج (AVE) در تمامی مدل‌ها، روایی همگرای مقیاس تایید شد. از سوی دیگر، با توجه به کفایت ریشه دوم شاخص AVE در مدل‌های مختلفِ پژوهش حاضر، روایی تشخیصی در سطح سازه برقرار بود. روایی همگرا و واگرای این مقیاس با توجه به ضرایب همبستگی معنادار آن با دیگر متغیرهای موردمطالعه، نیز تایید شد. تحلیل‌های روان‌سنجی مطالعه حاضر نشان داد که مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر، یک مقیاس پایا و معتبر در بین نمونه موردمطالعه است. پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده بُعدیّت این مقیاس و وابستگی موضعی گویه‌های آن را در میان جمعیت‌های متنوع با ویژگی‌های فرهنگی و جمعیت‌شناختی متفاوت بررسی کنند.

مقدمه

در پیشینه نظری و پژوهشی اشاره شده است که یکی از کلیدهای روابط عاشقانه رضایت‌بخش و پایدار، پاسخگویی ادراک‌شده همسر[۱] است؛ میزانی که افراد باور دارند همسرشان آن‌ها را درک می‌کند، تایید می‌کند و یا از آن‌ها مراقبت می‌کند (ریس، ۲۰۱۲). پاسخگویی ادراک‌شده همسر به خوشبختی زناشویی[۲] و به‌زیستی فردی هر کدام از شریکان گره خورده است (مانک، ۲۰۲۰). اما، از آنجا که معمولا زنان بر کیفیت عاطفی روابط صمیمانه‌شان تاکید خیلی بیشتری می‌کنند (ویل‌کاکس و ناک، ۲۰۰۶)؛ ادراکات از پاسخگویی

[1] Perceived Partner Responsiveness (PPR)

[2] marital happiness

شریک، برای رضایت ارتباطی و به‌زیستی فردی آن‌ها مهم‌تر است (مانک، ۲۰۲۰). پاسخگویی ادراک‌شده برای رشد یک سبک دلبستگی ایمن، تجربه حمایت اجتماعی، داشتن منبع کنترل درونی و احساس کنترل در روابط نزدیک، کاملا مهم و ضروری است. در عوض، یک محیط غیرپاسخگو، با درماندگی آموخته‌شده و افسردگی همراه است (کوک و دِمول، ۲۰۱۸). سنجش ادراکات پرستاران از پاسخگویی همسرانشان جهت تعیین اینکه آن‌ها تا چه اندازه در روابط خود صمیمیت و رضایت را تجربه می‌کنند و متعاقبا جهت پیش‌بینی نحوه عملکرد آن‌ها در محیط کار، ضروری است.

پاسخگویی ادراک‌شده همسر برای خلق صمیمیت در روابط زوج‌ها ضروری است و به‌عنوان یک چارچوب سازمان‌دهنده مهم جهت درک پویایی‌ها و به‌زیستی رابطه قلمداد می‌شود (برگرون و همکاران، ۲۰۲۱؛ ریس و گیبل، ۲۰۱۵). پاسخگویی شامل سه عنصر کلیدی است. نخست، درک و فهم[1] است که با درک ارزش‌ها و خودِ[2] وجودی همسر توصیف می‌شود. دوم، اعتباربخشی[3] است که مشخصه آن ارزش‌گذاری به دیدگاه‌های همسر درباره خودش و جهان پیرامون است. سوم، مراقبت[4] است؛ باور به اینکه شریک در زمان نیاز، حمایت موردنیاز را تامین خواهد کرد؛ چیزی که نگرانی آن‌ها در مورد سلامتی و به‌زیستی یکدیگر را نشان می‌دهد (اونیل و همکاران، ۲۰۲۰؛ ریس، ۲۰۱۷؛ ریس و شیور، ۱۹۸۸).

در جامعه مدرن، ضرورت حضور مردان و زنان (به‌خصوص پرستاران خانم) در خارج از خانه برای کسب درآمد و انجام کارکردهای اقتصادی، تربیتی و آموزشی، سبب دگرگونی نهاد خانواده شده است (پری-جنکینس و همکاران، ۲۰۲۰). تلفیق نقش‌های خانوادگی و شغلی، موجب فشار جسمی و روانی می‌شود و نتیجه آن تعارض کار و خانواده خواهد شد که می‌تواند سلامت شغلی و خانوادگی را تحت تاثیر قرار دهد (بورک، ۲۰۰۴). در طی زمان ترس و تنش ناشی از همه‌گیری، پرستاران متخصص شیفت‌های طولانی کار می‌کنند. با وجود تنش و اضطراب ناشی از محیط کار، اغلب برای آن‌ها حمایت عاطفی کافی تامین نمی‌شود. تحت این شرایط، سازمان بهداشت جهانی[5] به اهمیت بهداشت روان و به‌زیستی پرستاران اذعان می‌کند. در نتیجه، پرستاران نیاز به مداخلات روان‌شناختیِ حمایت‌گرانه جهت ارتقاء رهاسازی هیجانی[6] و بهبود بهداشت روان دارند (فرنجیک، ۲۰۲۱). به نظر می‌رسد که یکی از مهم‌ترین سازه‌هایی که می‌تواند به حفظ و تقویت به‌زیستی و سلامت روان پرستاران کمک کند، پاسخگویی ادراک‌شده همسر و در نتیجه، تجربه صمیمیت در روابط زوجی است.

در واکنش به ویروس کرونا (کووید-۱۹[7])، تدابیری مانند ماندن در خانه و فاصله‌گذاری اجتماعی در سرتاسر دنیا اجرا شد که منجر به گسستگی‌های اقتصادی و اجتماعی گسترده گردید (سازمان ملل متحد[8]، ۲۰۲۰). با در نظر گرفتن اینکه روابط نزدیک حمایت‌کننده از پیش‌بین‌های قدرتمند سلامتی و به‌زیستی هستند (پیترومانکو و بک، ۲۰۱۹؛ پیترومانکو و کالینز، ۲۰۱۷)، یک رابطه رمانتیک با کیفیت بالا، می‌تواند منبع عالی در زمان کنار آمدن با عوامل تنش‌زای مرتبط با کووید-۱۹ باشد. علی‌رغم کارهای پژوهشی فزاینده‌ای که دلالت بر این دارند که تنش می‌تواند در روابط سرریز شود و به کیفیت ضعیف‌تر رابطه و ناسازگاری ارتباطی بیشتر منجر شود؛ اما، برخی زوج‌ها می‌توانند کیفیت رابطه‌شان را در مقابله با تجارب تنش‌زا حفظ کنند.

یکی از عواملی که ممکن است در توانایی افراد جهت حفظ کیفیت رابطه و به حداقل رساندن ناسازگاری‌های ارتباطی در طول همه‌گیری جهانی کووید-۱۹ مهم باشد، پاسخگویی ادراک‌شده همسر است؛ سازه‌ای که می‌تواند در مقابل پیامدهای منفی عوامل تنش‌زا، مانند آن‌هایی که به همه‌گیری جهانی کووید-۱۹ مرتبط است، به‌صورت یک عامل محافظت‌کننده عمل کند. پژوهش‌ها شواهدی ارائه می‌کنند که اگرچه احتمال دارد افراد در طول همه‌گیری جهانی کووید-۱۹ تنش را تجربه کنند، که می‌تواند بر روابط فشار وارد کند؛ اما، افرادی که همسرانشان را در طول این زمان به‌صورت پاسخگو ادراک کنند، می‌توانند در مقابل سرریز شدن این تنش، کیفیت پایین‌تر رابطه و تعارض بیشتر، محافظت شوند (بالزرینی و همکاران، ۲۰۲۳؛ رضائی و احمدی، ۲۰۲۲).

مشخص شده است که پاسخگویی ادراک‌شده همسر با ویژگی‌های بسیار زیادی از رابطه، به‌خصوص آن‌هایی که به صمیمیت و حمایت مرتبط هستند، ارتباط دارد. برای مثال، پاسخگویی ادراک‌شده همسر به‌طور مثبت با رضایت از رابطه، اعتماد، صمیمیت و بسیاری از اشکال حمایت همبسته است. حتی ممکن است ادراک پاسخگویی از جانب فرد افشاکننده، بیشتر از رفتارهای حقیقی انجام‌شده توسط پاسخ‌دهنده، برای صمیمیت ضروری باشد (ریس و شیور، ۱۹۸۸). مایزل و گیبل (۲۰۰۹) متوجه شدند حمایت فراهم‌شده توسط دیگران فقط زمانی موثر است که فرد مقابل آن را مرتبط و پاسخگو ادراک کند. به‌عبارت‌دیگر، حمایتی که به نظر مفید و کمک‌کننده می‌آید، اگر بی‌ربط و غیرپاسخگو ادراک شود، معمولا به‌زیستی را تضعیف می‌کند.

---

[1] understanding
[2] self
[3] validation
[4] caring
[5] World Health Organization (WHO)
[6] emotional release
[7] covid-19
[8] United Nations

مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر[1] برای روشن‌سازی اینکه چرا حمایت اجتماعی در برخی شرایط ممکن است مفید نباشد، مورد استفاده قرار گرفته است.

مطالعات دیگر نشان داده‌اند که پاسخگویی به رویدادهای شخصی مثبت (مسائل خوبی که در زندگی یک نفر اتفاق افتاده‌اند)، شاید واقعا بیشتر از پاسخگویی به رخدادهای منفی و محرک‌های تنش‌زا (که کانون توجه معمول پژوهش‌های حمایت اجتماعی است) برای روابط سودمند باشد. برای مثال، ارزیابی‌های پاسخگویی ادراک‌شده همسر نشان داد که گفت‌وگو درباره رخدادهای مثبت و نه منفی، تغییر در به‌زیستی رابطه را در طی دو ماه پیش‌بینی کرد (گیبل و همکاران، ۲۰۰۶). یک مطالعه آزمایشگاهی دیگر پی برد افرادی که هم از نظر خودشان و هم از نظر همسرشان، به لحاظ اجتماعی مضطرب تلقی شدند، در مکالمات مربوط به خبرهای خوب در مورد همسرشان، کمتر پاسخگو بودند (کاشدان و همکاران، ۲۰۱۳).

به‌علاوه، پاسخگویی ادراک‌شده همسر به تمایلات جنسی نیز مرتبط است. پاسخگویی ادراک‌شده پیش‌بینی می‌کند زنانی که در روابط پایدار قرار دارند، رابطه جنسی را به‌عنوان یک امر مهیج و راهی برای تقویت رابطه در نظر می‌گیرند. همچنین، پاسخگویی ادراک‌شده همسر به‌طور منفی با احساس آشفتگی، طرد شدن و شرمندگی در طول رابطه جنسی همبسته است (بیرن‌بام و ریس، ۲۰۰۶). با این وجود، بیرن‌بام و ریس (۲۰۱۲) دریافتند که در یک آشنایی تازه بین افراد، پاسخگویی ادراک‌شده، علاقه‌مندی جنسی را فقط در میان افراد با دلبستگی ایمن بیشتر، برانگیخت. فورست و وود (۲۰۱۱) دریافتند که پاسخگوی ابرازشده[2] توسط یک آشنای جدید، ابرازگری را در افراد با عزت‌نفس پایین (نه افراد با عزت‌نفس بالا) افزایش داد.

در مورد چگونگی سنجش پاسخگویی ادراک‌شده همسر در سرتاسر مطالعات مذکور، هماهنگی کمی وجود دارد. پاسخگویی ادراک‌شده همسر اساسا از طریق مقیاس‌های اندازه‌گیری بی‌پایه و اساسِ[3] ساخته‌شده توسط پژوهشگر[4] مطالعه شده است که روایی سازه آن‌ها هرگز اثبات نشده است. فقدان ابداع مقیاس اندازه‌گیری نظام‌مند، منجر به سفسطه جینگل[5] می‌شود (ثورندایک، ۱۹۰۴)؛ مسئله‌ای که در آن فرض می‌شود مقیاس‌های اندازه‌گیری که برچسب مشابه می‌خورند، سازه یکسانی را اندازه‌گیری می‌کنند. برای مثال، برخی از مقیاس‌های اندازه‌گیری مشهور پاسخگویی ادراک‌شده همسر از مجموعه سوالات کوتاه که به‌طور مستقیم با ملاک‌های پاسخگویی ادراک‌شده یعنی درک و فهم، اعتباربخشی و مراقبت منطبق هستند، استفاده می‌کنند (لارنسو و همکاران، ۱۹۹۸). درحالی‌که، برخی دیگر تمایل جهت فداکاری (لمی و کلارک، ۲۰۰۸)، تمایل جهت تامین حمایت اجتماعی (کین و همکاران، ۲۰۰۷)، توانایی جهت برآورده کردن نیازهای فرد (کوباکا و همکاران، ۲۰۱۱) یا رفتار طردکننده (ثایس و نابلاک، ۲۰۱۴) را در سوالات می‌گنجانند.

علاوه بر این، مقیاس‌های اندازه‌گیری پاسخگویی ادراک‌شده همسر، ساختارهای عاملی و خرده‌مقیاس‌های متنوع دارند. اگرچه این تنوع در محتوا و ساختارهای نظریه‌پردازی شده، این دیدگاه را منعکس می‌کند که پاسخگویی ادراک‌شده یک "سازه سازمان‌دهنده[6]" است که می‌تواند به‌عنوان یک عامل مرتبه-بالاتر[7] جهت تبیین روابط بین نشانگرهای[8] مختلف به کار رود (ریس و کلارک، ۲۰۱۳؛ ریس و همکاران، ۲۰۰۴)؛ اما، تلاش‌های معین جهت عملیاتی کردن پاسخگویی ادراک‌شده همسر را پیچیده‌تر می‌کند.

نسخه ۱۸ سوالی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر اولین بار توسط ریس و کارمایکل (۲۰۰۶) در یک مطالعه منتشرنشده درباره تجارب همسران متاهل از صمیمیت و حمایت معرفی شد. از آن زمان به بعد، تعداد کمی از گویه‌ها به لحاظ جمله‌بندی دستخوش تغییرات کوچکی شد. سپس، نسخه ۱۲ سوالی تدوین شد (ریس و همکاران، ۲۰۱۱) که در مقایسه با نسخه بلند آن، پایایی مشابهی به‌دست آورد و از روایی خوبی برخوردار بود. همچنین، یک نسخه ۳ سوالی نیز منتشر شد که این نسخه برای پروتکل‌هایی که مستلزم ایجاز و اختصار بودند، مانند نمونه‌گیری تجربی[9] و مطالعه خاطرات روزمره[10]، مناسب‌تر بود (گیبل و همکاران، ۲۰۱۲).

اگرچه مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر اغلب در روابط پایدار و ریشه‌دار استفاده شده است؛ اما، مطالعات در مورد آشنایی‌های جدید نیز از این مقیاس به‌طور موفقیت‌آمیزی استفاده کرده‌اند. بهتر است که پاسخگویی ادراک‌شده همسر، به‌عنوان پیامدِ مهارت خوب گوش دادن در نظر گرفته شود. به‌عبارت‌دیگر، در اکثر مواقع، وقتی شنونده کارآمد باشد، گوینده احساس خواهد کرد که پاسخ را دریافت کرده است. بدین ترتیب، مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر می‌تواند با تامین یک شاخص از ادراکات فرد گیرنده، به برنامه‌های پژوهشی در مورد گوش دادن کمک کند. اگرچه مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر پایایی و روایی همگرای خوبی را به نمایش گذاشته است؛ اما، طراحی و اعتباریابی آن اساسا در روابط نسبتا صمیمانه در بین نمونه‌های غربیِ سفیدپوست، تحصیل‌کرده با طبقه اجتماعی متوسط انجام شده است. نیاز است پژوهش‌ها مزایای این مقیاس را در سایر

---

[1] Perceived Partner Responsiveness Scale (PPRS)
[2] enacted responsiveness
[3] ad hoc
[4] author-developed
[5] jingle fallacy
[6] organizing construct
[7] higher-order factor
[8] markers
[9] experience sampling
[10] daily diary

گونه‌های روابط و نمونه‌های متنوع‌تر نشان دهند (ریس و همکاران، ۲۰۱۷).

بررسی پیشینه پژوهشی و نظری در منابع داخلی نشان داد که هیچ ابزار معتبری جهت سنجش دقیق و پایا از پاسخگویی ادراک‌شده همسر در جامعه ایران وجود ندارد. بنابراین، سوال کلی پژوهش حاضر این بود: آیا مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر ویژگی‌های روان‌سنجی بهینه و مطلوبی را در بین نمونه‌های ایرانی نشان خواهد داد؟

اهداف پژوهش حاضر عبارتند از: ۱) تعیین ساختار عاملی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر؛ ۲) تعیین پایایی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر و خرده‌مقیاس‌های آن در ساختارهای عاملی مختلف؛ ۳) تعیین میزان ثبات ساختار عاملی مستخرج از تحلیل اکتشافی با استفاده از تحلیل‌های شبکه مبتنی بر بوت‌استرپ؛ ۴) تعیین میزان بسندگی ساختارهای عاملی مختلف از طریق بررسی شاخص‌های برازش و بارهای عاملی و ۵) تعیین روایی همگرا و واگرای مقیاس از طریق محاسبه ضریب همبستگی آن با دیگر متغیرهای مورد مطالعه. دیگر سوال‌های خاص که در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار خواهند گرفت عبارتند از: آیا مقادیر شاخص میانگین واریانس مستخرج و مقادیر مربوط به ریشه دوم این شاخص در مدل‌های مختلف پژوهش حاضر، به‌ترتیب، روایی همگرا و تشخیصی مقیاس را تایید خواهند کرد؟

روش

طرح پژوهش

پژوهش حاضر از نظر جمع‌آوری داده، توصیفی-پیمایشی و به لحاظ تجزیه‌وتحلیل داده، یک مطالعه همبستگی از نوع اعتباریابی بود. ارزیابی متغیرهای جمعیت‌شناختی و توصیفی از طریق محاسبه شاخص‌های فراوانی، درصد فراوانی، میانگین و انحراف استاندارد انجام شد. جهت انجام تحلیل عاملی از رویکردهای اکتشافی (تحلیل شبکه اکتشافی) و تاییدی (محاسبه شاخص‌های برازش، تحلیل شبکه مبتنی بر بوت‌استرپ، مقادیر شاخص میانگین واریانس مستخرج و ریشه دوم آن در ساختارهای عاملی مختلف و بارهای عاملی) استفاده شد. پایایی نمره کل و خرده‌مقیاس‌های ابزار، هم از طریق آلفای کرونباخ و هم از طریق ضرایب امگا ارزیابی شد. پایایی در صورت حذف گویه از طریق تتای ترتیبی نیز محاسبه شد.

شرکت‌کنندگان

جامعه آماری پژوهش حاضر شامل تمام پرستاران زن متاهل در شهر زنجان در سال ۱۳۹۹ بود که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. بر اساس رویکرد کیم به تعیین حجم نمونه، بر اساس آلفای ۰/۰۵، درجه آزادی ۱۰، توان ۰/۸۰، RMSEA=۰/۰۵ در فرضیه صفر و RMSEA=۰/۱ در فرضیه جایگزین، حجم نمونه ۳۱۲ به‌دست آمد. برای رسیدن به توان ۰/۸۰ در RMSEA=۰/۰۵ تقریبا یک نمونه ۳۰۰ نفره کافی، ولی یک نمونه بالاتر از آن عالی خواهد بود (کیم، ۲۰۰۵). ملاک‌های ورود به پژوهش شامل جنسیت (مونث بودن)، متاهل بودن، پرستار بودن و تمایل و رضایت آگاهانه برای مشارکت در پژوهش بود. ملاک‌های خروج از پژوهش نیز شامل مذکر بودن، مجرد بودن، پاسخ ندادن دقیق به پرسشنامه‌ها و انصراف از تکمیل مقیاس‌ها در اثناء پژوهش بود.

تعداد ۳۱۷ پرستار زن متاهل داده‌های این مطالعه را تامین کردند. دامنه سنی آن‌ها بین ۵۱-۲۱ سال بود که میانگین و انحراف استاندارد سن آن‌ها به‌ترتیب برابر با ۳۵/۰۱ و ۷/۳۳ بود. تمامی شرکت‌کنندگان متاهل بودند و دامنه زمانی ازدواج آن‌ها بین ۴۰-۱ سال بود که میانگین و انحراف استاندارد مدت‌زمان ازدواج آن‌ها به‌ترتیب برابر با ۱۰/۲۹ و ۷/۶۹ بود. دامنه تحصیلات آن‌ها نیز بین ۱۸-۱۱ سال بود که میانگین و انحراف استاندارد مدت‌زمان تحصیل آن‌ها به‌ترتیب برابر با ۱۶/۰۹ و ۱/۰۰ بود. همچنین، تعداد فرزندان آن‌ها بین ۴-۰ نفر بود که میانگین و انحراف استاندارد آن به‌ترتیب برابر با ۱/۲۰ و ۰/۹۳ بود.

بیشترین درصد پاسخ‌دهندگان به مقیاس‌های پژوهش ۸۰ نفر (۲۵/۲ درصد) در گروه سنی ۳۰-۲۶ و کمترین درصد، ۳ نفر (۰/۹) در گروه سنی ۵۱ سال و بالاتر قرار داشتند. بیشترین درصد پاسخ‌دهندگان به مقیاس‌های پژوهش ۲۵۹ نفر (۸۱/۷ درصد) دارای مدرک تحصیلی کارشناسی و کمترین درصد، ۲ نفر (۰/۶ درصد) دارای مدرک تحصیلی کاردانی بودند. بیشترین درصد پاسخ‌دهندگان به مقیاس‌های پژوهش ۱۰۳ نفر (۳۲/۵ درصد) دارای یک فرزند و کمترین درصد، ۲ نفر (۰/۶ درصد) دارای ۴ فرزند یا بیشتر از این تعداد بودند. بیشترین درصد پاسخ‌دهندگان به مقیاس‌های پژوهش ۷۹ نفر (۲۴/۹ درصد) ۵-۱ سال و کمترین درصد، ۲ نفر (۰/۶ درصد) ۳۰-۲۶ سال از مدت‌زمان ازدواج‌شان می‌گذشت. بیشترین درصد پاسخ‌دهندگان به مقیاس‌های پژوهش به‌طور مشترک ۱۲۳ نفر (۳۸/۸ درصد) از بیمارستان‌های ولی‌عصر (عج) و آیت‌الله موسوی بودند و کمترین درصد، ۳۰ نفر (۹/۵ درصد) از بیمارستان شهید بهشتی بودند.

ابزار سنجش

مقیاس ارزیابی شخصی از صمیمیت در روابط: این مقیاس که یک مقیاس خود-گزارشی است، توسط شیفر و اولسن (۱۹۸۱) طراحی شد و پنج نوع صمیمیت در رابطه زناشویی شامل صمیمیت عاطفی، اجتماعی، جنسی، عقلانی و تفریحی را می‌سنجد. این ابعاد، در دو فرم

جداگانه، صمیمیت ادراک‌شده (وضعیت کنونی) و صمیمیت موردانتظار (وضعیت ایده‌آل) را می‌سنجند (اخلاقی‌امیری، ۲۰۱۰؛ شیفر و اولسن، ۱۹۸۱). علاوه بر این پنج خرده‌مقیاس، یک مقیاس قراردادی وجود دارد که برای سنجش تمایل آزمودنی جهت ارائه پاسخ‌هایی که از نظر اجتماعی مطلوب‌تر هستند، طراحی شده است. این مقیاس شامل ۳۶ گویه است که با استفاده از طیف لیکرت پنج درجه‌ای (۱= کاملا مخالفم تا ۵= کاملا موافقم) پاسخ داده می‌شود. در این پژوهش، خرده‌مقیاس‌های صمیمیت عاطفی، جنسی و عقلانی جهت سنجش صمیمیت ادراک‌شده پرستاران مورد استفاده قرار گرفت. هر کدام از این خرده‌مقیاس‌ها شامل ۶ گویه هستند. لازم به ذکر است که گویه‌های ۱۳، ۲۵، ۳۱، ۹، ۲۱، ۳۳، ۱۰، ۱۶، ۲۲ و ۲۸ در این سه خرده‌مقیاس، به‌صورت معکوس نمره‌گذاری شدند. در مطالعه اخلاقی امیری (۲۰۱۰) ضریب پایایی صمیمیت ادراک‌شده برابر با ۰/۹۲ شد و پایایی خرده‌مقیاس‌های صمیمیت عاطفی (۰/۸۱)، جنسی (۰/۷۴) و عقلانی (۰/۶۴) نیز قابل‌قبول بود. پایایی نمره کل این مقیاس در پژوهش حاضر برابر با ۰/۹۰ و پایایی خرده‌مقیاس‌های صمیمیت عاطفی، جنسی و عقلانی به‌ترتیب برابر با ۰/۸۸، ۰/۶۰ و ۰/۸۰ به‌دست آمد. دو نمونه گویه از پرسشنامه موردنظر در ادامه ذکر شده است: زمانی که نیاز دارم با کسی صحبت کنم، همسرم به حرف‌هایم گوش می‌دهد. اغلب احساس می‌کنم از همسرم فاصله دارم.

مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر[1]: برای سنجش پاسخگویی ادراک‌شده همسر از PPRS (ریس و همکاران، ۲۰۱۷) استفاده شد. این مقیاس، ۱۸ گویه دارد و دو مفهوم مرتبط به هم را در بر می‌گیرد که مبتنی بر مدل فرایند بین‌فردی صمیمیت (ریس و شیور، ۱۹۸۸) است. این دو مفهوم شامل درک و فهم (به‌معنای میزانی که به نظر می‌رسد شخصی دیگر، مسائل مربوط به خودِ فرد را به‌درستی متوجه می‌شود) و اعتباربخشی (به‌معنای میزانی که تصور می‌شود شخصی دیگر، برای خودِ فرد ارزش و بها قائل می‌شود) است. این مقیاس، به‌منظور ارزیابی پاسخگویی یک فرد خاصِ موردنظر به فرد افشاکننده در نظر گرفته شده است و معمولا برای شریکان عاطفی یا رمانتیک مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مقیاس را می‌توان به‌راحتی برای سایر روابط مانند دوستی‌ها، روابط خانوادگی و آشنایی‌ها هنجار کرد. به‌طور کلی این مقیاس، یک ابزار خودسنجی است که تکمیل کردن آن، حدود ۳ الی ۴ دقیقه زمان می‌برد. از شرکت‌کننده درخواست می‌شود که پس از خواندن هر گویه، درجه‌ای را که به او نزدیک‌تر است را مشخص کند. در نسخه اصلی مقیاس، هر گویه با یک درجه‌بندی ۹ نقطه‌ای (۱= به‌هیچ‌عنوان درست نیست، ۳= تا حدودی درست است، ۵= نسبتا درست است، ۷= بسیار درست است و ۹= کاملا درست است) رتبه‌بندی می‌شود. نسخه‌های ۵ و ۷ درجه‌ای نیز با مقادیر پایایی یکسان، مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این پژوهش از نسخه ۹ درجه‌ای استفاده شد. برای هرکدام از خرده‌مقیاس‌های درک و فهم و اعتباربخشی ۸ گویه به همراه ۲ سوال کلی وجود دارد. دو سوال اول، گویه‌های عمومی[2] هستند؛ سوالات ۳ تا ۱۰ گویه‌های خرده‌مقیاس درک و فهم و سوالات ۱۱ تا ۱۸ گویه‌های خرده‌مقیاس اعتباربخشی هستند. رایج‌ترین شکل نمره‌گذاری مقیاس به این صورت است که با جمع نمرات ۱۸ سوال، نمره کل به‌دست می‌آید. اگر نمرات خرده‌مقیاس‌ها مدنظر باشد، می‌توان نمرات گویه‌های مربوط به آن‌ها را با یکدیگر جمع کرد. همسانی (پایایی) درونی این مقیاس هم در نسخه ۱۲ سوالی و هم در نسخه ۱۸ سوالی بالا ارزیابی شد و میزان آن در بیشتر نمونه‌های منتشرشده و منتشرنشده از ۰/۹۱ تا ۰/۹۸ متغیر بود (بیرن‌بام و ریس، ۲۰۰۶؛ ریس و همکاران، ۲۰۱۱، ۲۰۱۴، ۲۰۱۷). ضریب آلفای کرونباخ در این پژوهش برای نمره کل این مقیاس برابر با ۰/۹۷۸ و برای خرده‌مقیاس‌های درک و فهم و اعتباربخشی به‌ترتیب برابر با ۰/۹۵۷ و ۰/۹۶۵ به‌دست آمد. تتای ترتیبی در صورت حذف تک‌تک سوالات نیز محاسبه شد. به‌طور کلی، این مقیاس پایایی مطلوبی نشان داد. دو گویه از مقیاس موردنظر در ادامه بیان شده است: همسرم معمولا به‌طور واقعی به من گوش می‌دهد. همسرم معمولا نسبت به نیازهای من پاسخگو است (رضائی، ۲۰۲۱).

پرسشنامه تجدید نظر شده تجارب در روابط نزدیک (ECR)[3]: مقیاس تجارب در روابط نزدیک برنان و همکاران (۱۹۹۸) که برای سنجش سبک‌های دلبستگی بزرگسالان بر اساس مدل چهار مقوله‌ای بارثولومیو[4] تدوین شده بود، در سال‌های بعدی مورد بازنگری قرار گرفت (فرالی و همکاران، ۲۰۰۵). فرالی و همکاران (۲۰۰۰) چند مقیاس دلبستگی را با یکدیگر مقایسه کردند و دریافتند که مقیاس تجارب در روابط نزدیک از ویژگی‌های روان‌سنجی بهتری برخوردار است. این مقیاس ۳۶ سوالی، دارای دو بخش ۱۸ سوالی است؛ که دو بعد اضطراب مربوط به دلبستگی (به‌معنای میزانی که افراد در مورد دسترسی‌پذیری و پاسخگویی شریک یا شرکای ارتباطی‌شان، ایمن یا ناایمن هستند) و اجتناب مربوط به دلبستگی (به‌معنای میزان ناراحتی فرد از نزدیک شدن به دیگران) را مورد بررسی قرار می‌دهد (فرالی، ۲۰۰۵). گویه‌ها بر روی طیف لیکرت ۷ درجه‌ای (۱= کاملا مخالف تا ۷= کاملا موافق) نمره‌گذاری می‌شوند. گویه‌های ۱ تا ۱۸ به بُعد اضطراب و گویه‌های ۱۹ تا ۳۶ به بُعد اجتناب مربوط است. با محاسبه میانگین نمرات ۱۸ گویه در هر بعد می‌توان به نمره سازه موردنظر

[1] Perceived Partner Responsiveness Scale (PPRS)
[2] general items
[3] The Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R)
[4] Bartholomew

دست یافت. نمرات بالا نشان‌دهنده سطح بالای اضطراب و اجتناب هستند. پایایی خرده‌مقیاس‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی در این پژوهش به‌ترتیب برابر با ۰/۸۹ و ۰/۹۳ به‌دست آمد. دو گویه از ابزار موردنظر در ادامه ذکر می‌گردد: من از اینکه روزی عشق و محبت همسرم را از دست بدهم، می‌ترسم. از در میان گذاشتن افکار و احساسات شخصی‌ام با همسرم احساس راحتی می‌کنم.

کد اخلاق و اصول اخلاقی پژوهش

به‌منظور رعایت ملاحظات اخلاقی در پژوهش حاضر، به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات مرتبط با آن‌ها به‌صورت محرمانه باقی خواهد ماند و نتایج به‌صورت گروهی بررسی خواهد شد و هر زمان که بخواهند می‌توانند از تکمیل کردن مقیاس‌ها انصراف دهند. جهت پی بردن به تمایل و رضایت آگاهانه شرکت‌کنندگان، پژوهشگران فرم رضایت آگاهانه را همراه با مقیاس‌ها در اختیار آن‌ها قرار دادند. این طرح پژوهشی با تایید کمیته اخلاق کشوری با کد اخلاق IR.KHU.REC.1399.015 انجام شد.

شیوه اجرا

فرایند اجرای پژوهش به این صورت بود که بعد از ترجمه مقیاس، نسخه ترجمه‌شده و نسخه لاتین آن، جهت بررسی صحت ترجمه و روایی محتوایی و صوری، از طریق فرایند ترجمه‌مجدد[1] مورد مقایسه قرار گرفتند. در مرحله بعد، نسخه نهایی مقیاس در اختیار اساتید رشته‌های مشاوره، زبان انگلیسی و ادبیات فارسی قرار گرفت. سپس، مطابق با نظر متخصصان، اصلاحاتی جهت بهبود ترجمه مقیاس انجام شد. پس از انجام اصلاحات نهایی و تایید روایی صوری و محتوایی مقیاس توسط متخصصان، ابتدا پایایی اولیه مقیاس در یک مطالعه مقدماتی[2] بر روی ۳۰ معلم خانم متاهل، شاغل در اداره آموزش‌وپرورش شهرستان زنجان‌رود مورد بررسی قرار گرفت که ضرایب پایایی مطلوبی هم برای نمره کل و هم خرده‌مقیاس‌های ابزار به‌دست آمد. همچنین، در مطالعه مقدماتی، پایایی در صورت حذف سوال نیز محاسبه شد.

در مطالعه نهایی، پس از تصویب طرح پژوهش در سطح دانشگاه و دریافت معرفی‌نامه، طرح پژوهشی و معرفی‌نامه به معاونت پژوهش دانشگاه علوم پزشکی استان زنجان ارائه شد. سپس، پس از موافقت معاونت مذکور جهت اجرای مقیاس‌ها، به بیمارستان‌ها رجوع شد. نمونه‌گیری به این صورت انجام شد که به بخش‌ها و درمانگاه‌های مختلف بیمارستان‌های شهر زنجان مراجعه شد و در نهایت، مقیاس‌ها بین پرستارانی که مایل به مشارکت در پژوهش بودند، توزیع شد و پس از تکمیل، مقیاس‌ها جمع‌آوری شدند. برای اینکه پرستاران با علاقه و انگیزش بیشتر و دقت بالاتر به مقیاس‌ها پاسخ دهند، به آن‌ها پیشنهاد شد که جهت اطلاع از نتیجه پژوهش در صورت تمایل آدرس پست الکترونیکی خود را ثبت کنند تا پس از اتمام پژوهش، نتیجه به اطلاع آنان رسانده شود.

اجرای مقیاس‌ها در حدود ۱۳۹ روز به طول انجامید. پس از اجرای طرح و جمع‌آوری داده‌ها، با توجه به فرضیه‌های پژوهش، به تحلیل داده‌ها پرداخته شد. با توجه به حادتر شدن شرایط کشور به‌دلیل همه‌گیری کووید-۱۹، پژوهشگر از تاریخ ۱۵ آبان ماه تا ۸ بهمن ماه، داده‌های مربوط به بیمارستان حضرت ولی‌عصر (عج) را به‌صورت آنلاین از طریق طراحی سوالات در سامانه پرسا و با ارسال لینک مقیاس‌ها از طریق پیام‌رسان‌ها به پرستاران، جمع‌آوری کرد. لازم به ذکر است که تعداد ۱۹۳ پرسشنامه به‌صورت حضوری از بیمارستان‌های آیت‌الله موسوی، شهید بهشتی و بهمن جمع‌آوری شد و تعداد ۱۲۴ پرسشنامه به‌صورت آنلاین از بیمارستان حضرت ولی‌عصر (عج) تکمیل گردید.

شیوه تحلیل داده‌ها

برای محاسبه شاخص‌های توصیفی، از نسخه ۲۶ نرم‌افزار SPSS، برای تعیین تعداد خرده‌مقیاس‌های این ابزار، از بسته تحلیل شبکه اکتشافی[3] (گولینو و کریستنسن، ۲۰۲۲) و برای تعیین روایی، از تحلیل عاملی تاییدی با بسته لاوان[4] (راسل، ۲۰۱۲) در محیط R (تیم مرکزی آر، ۲۰۲۳) استفاده شد. برای تحلیل شبکه مبتنی بر بوت‌استرپ[5]، از ۱۰۰۰ تکرار (نمونه) در حالت پارامتری (بر اساس همبستگی داده‌های اصلی، ۱۰۰۰ نمونه هر یک با توزیع تصادفی نرمال چندمتغیری ایجاد و تحلیل بر اساس هر یک از نمونه‌ها تکرار می‌شود) و ناپارامتری (از داده‌های اصلی ۱۰۰۰ زیرنمونه انتخاب و تحلیل می‌شود) استفاده شد.

با توجه به ماهیت متغیرها که دارای طیف ۹ درجه‌ای هستند و می‌توان آن‌ها را پیوسته در نظر گرفت، از روش برآورد بیشنه درست‌نمایی مقاوم[6] در بسته لاوان در محیط R استفاده شد. این روش برآورد برای متغیرهایی که دقیقا دارای توزیع نرمال نیستند، مناسب است؛ هنگامی که حجم نمونه کم و داده‌ها پیوسته هستند، اما توزیع نرمال ندارند. اگرچه استفاده از روش برآورد حداقل مجذورات وزن‌دار تعدیل‌شده بر اساس میانگین و واریانس[7] نیز امکان‌پذیر بود، ولی با توجه به طیف ۹ درجه‌ای ابزار، از روش MLR استفاده شد.

---

[1] back translation
[2] pilot study
[3] EGAnet
[4] lavaan
[5] bootstrap analysis
[6] Maximum Likelihood Robust (MLR)
[7] Weighted Least Squares with Mean and Variance Adjusted (WLSMV)

برای ارزیابی پایایی عامل مرتبه دوم، از ضریب اُمگای سطح ۱ که نسبت واریانس کل نمره‌های مشاهده‌شده که توسط عامل مرتبه دوم تبیین شده را نشان می‌دهد؛ ضریب اُمگای سطح ۲، که نسبت واریانس کل عامل‌های مرتبه اول که توسط عامل مرتبه دوم تبیین شده و ضریب اُمگای تفکیکی در سطح اول، که نسبت واریانس نمره‌های مشاهده‌شده توسط عامل مرتبه دوم پس از حذف اثر منحصربه‌فرد عامل‌های مرتبه اول را مشخص می‌کند، استفاده شد.

نتایج

شاخص‌های توصیفی

نتایج مربوط به شاخص‌های توصیفی و تتای ترتیبی تمامی گویه‌های مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر در جدول ۱ ارائه شده است. تتای ترتیبی در صورت حذف هر گویه محاسبه شد. بر اساس نتایج، در صورت حذف هر کدام از گویه‌ها، تغییر محسوسی در ضریب پایایی رخ نداد. به‌طور کلی، این مقیاس پایایی مطلوبی نشان داد. کمترین و بیشترین میانگین به‌ترتیب مربوط به گویه‌های ۵ و ۱۸ بود.

تحلیل‌های اکتشافی

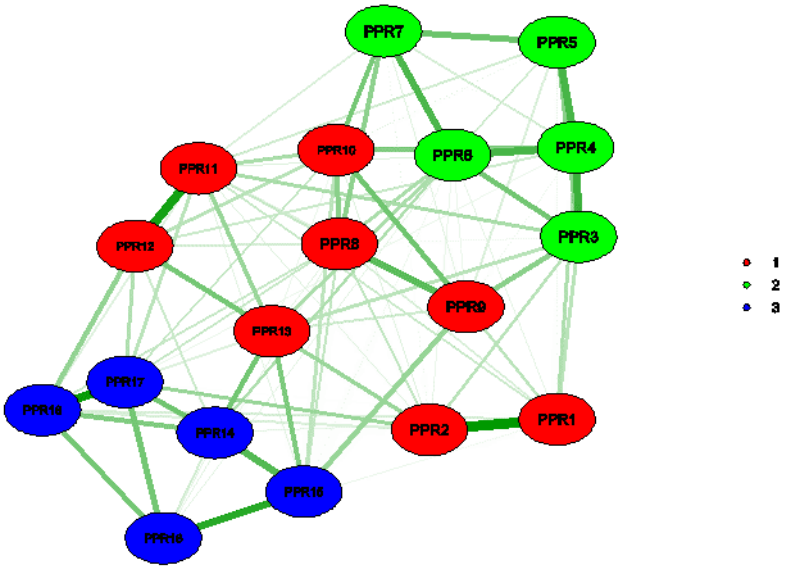
با وجود تعیین ساختار عاملی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر توسط ریس و همکاران (۲۰۱۷)؛ در مطالعه حاضر، علاوه بر اینکه این ساختار به‌وسیله تحلیل عاملی تاییدی در مدل‌های مختلف ارزیابی شد، با استفاده از تحلیل شبکه اکتشافی نیز ساختار عاملی ابزار مورد بررسی قرار گرفت.

نتیجه تحلیل شبکه اکتشافی در شکل ۱ از ساختار سه‌عاملی این ابزار در نمونه حاضر حکایت دارد. الگوی اختصاص گویه‌ها به سه عامل از عامل اول از گویه‌های ۱، ۲، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳ تحت عنوان اعتباربخشی، عامل دوم از گویه‌های ۳ تا ۷ تحت عنوان درک و فهم و عامل سوم از گویه‌های ۱۴ تا ۱۸ تحت عنوان مراقبت تشکیل شده است (شکل ۱). ضرایب همبستگی بین عامل‌های مستخرج از تحلیل شبکه اکتشافی برابر بود با: عامل‌های اول و دوم (P<۰/۰۱، r=۰/۸۹)، عامل‌های اول و سوم (P<۰/۰۱، r=۰/۹۰) و عامل‌های دوم و سوم (P<۰/۰۱، r=۰/۸۰). بر اساس این نتایج، همبستگی بین عامل‌ها بسیار بالاست که می‌تواند نشانگر ساختار عاملی دیگری در ابزار باشد.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی گویه‌های مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر (PPRS)

عامل	گویه	میانگین	انحراف استاندارد	تتای ترتیبی*	α**
	همسرم معمولا:				
عمومی	۱. به‌طور واقعی به من گوش می‌دهد. *	۵/۴۷	۲/۵۰	۰/۹۷۷	–
	۲. نسبت به نیازهای من پاسخگو است. *	۵/۶۹	۲/۵۲	۰/۹۷۷	
درک و فهم	۳. یک قاضی خیلی خوب نسبت به منش (یا شخصیت) من است.	۵/۰۷	۲/۷۱	۰/۹۷۷	۰/۹۵۷
	۴. خود واقعی مرا می‌بیند. *	۵/۳۳	۲/۶۲	۰/۹۷۷	
	۵. همان محاسن و عیب‌هایی را در من می‌بیند که خودم می‌بینم.	۴/۶۶	۲/۴۹	۰/۹۷۸	
	۶. واقعیت‌ها را درباره من، درست درک می‌کند. *	۵/۱۵	۲/۶۳	۰/۹۷۷	
	۷. درباره آنچه که من فکر و احساس می‌کنم، آگاه است.	۴/۹۹	۲/۵۷	۰/۹۷۸	
	۸. مرا درک می‌کند. *	۵/۳۰	۲/۵۹	۰/۹۷۷	
	۹. با من هم‌عقیده و هم‌فکر است. *	۴/۸۶	۲/۴۷	۰/۹۷۷	
	۱۰. مرا به‌خوبی می‌شناسد. *	۵/۲۵	۲/۵۷	۰/۹۷۷	
اعتباربخشی	۱۱. به من، عیوب و نقاط ضعفم و همه‌چیزم احترام می‌گذارد. *	۵/۲۵	۲/۶۵	۰/۹۷۶	۰/۹۶۵
	۱۲. به‌کل وجود من که خود واقعی‌ام است، بها داده و احترام می‌گذارد. *	۵/۶۳	۲/۶۵	۰/۹۷۷	
	۱۳. به نظر می‌رسد بر روی بهترین جنبه من تمرکز می‌کند.	۵/۳۲	۲/۵۶	۰/۹۷۷	
	۱۴. علاقه و حمایتش را به من ابراز می‌کند. *	۵/۸۵	۲/۶۹	۰/۹۷۷	
	۱۵. به نظر می‌رسد نسبت به آنچه که من فکر می‌کنم و احساس می‌کنم، علاقه‌مند است. *	۵/۰۴	۲/۵۰	۰/۹۷۷	
	۱۶. به نظر می‌رسد علاقه‌مند به انجام دادن امور و کارها همراه با من است.	۵/۶۸	۲/۶۵	۰/۹۷۸	
	۱۷. برای توانایی‌ها و نظرات من ارزش قائل می‌شود. *	۵/۷۷	۲/۵۸	۰/۹۷۶	
	۱۸. به من احترام می‌گذارد.	۶/۴۱	۲/۴۳	۰/۹۷۷	
نمره کل					۰/۹۷۸

* در ستون پنجم مقادیر تتای ترتیبی در صورت حذف گویه گزارش شده است. ** در ستون ششم آلفای کرونباخ خرده‌مقیاس‌ها و نمره کل ابزار گزارش شده است.
پیش از اجرای مقیاس، برچسب‌ها (عنوان خرده‌مقیاس‌ها) باید حذف شوند و گویه‌ها به‌صورت تصادفی ارائه شوند. گویه‌هایی که با علامت ستاره (*) مشخص شده‌اند، همان گویه‌هایی هستند که در نسخه ۱۲ سوالی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر قرار دارند. † منبع: هری ریس (۲۰۱۲).



شکل ۱. نمودار تحلیل شبکه اکتشافی برای تعیین تعداد عامل‌ها در مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر (PPRS)

اگرچه برازش این ساختار سه‌عاملی با داده‌ها در نمونه حاضر توسط تحلیل عاملی تاییدی در ادامه بررسی شده است، ولی به‌منظور بررسی ثبات ساختار عاملی از تحلیل شبکه مبتنی بر بوت‌استرپ در دو حالت پارامتریک و ناپارامتریک نیز استفاده شد. نتایج تحلیل شبکه مبتنی بر بوت‌استرپ در حالت پارامتریک و ناپارامتریک تقریبا در بیش از ۵۰ درصد موارد از ساختار سه‌عاملی حمایت کرد که نشان‌دهنده غلبه زیاد ساختار سه‌عاملی در داده‌ها است. بر اساس نتایج بوت‌استرپ پارامتری و ناپارامتری، ساختار ۲ و ۴ عاملی تقریبا در ۲۰ درصد موارد تکرار شده‌اند که نشان از ثبات پایین این دو ساختار دارد. میزان دفعات تکرار ساختار ۵ عاملی بسیار کم است؛ به‌طوری‌که، می‌توان از آن چشم‌پوشی کرد (جدول ۲).

جدول ۲. درصد تکرار ساختار ۲ تا ۵ عاملی حاصل از تحلیل بوت‌استرپ

تعداد عامل‌ها	درصد فراوانی	
	پارامتریک	ناپارامتریک
۲	۲۳/۶	۲۰/۲
۳	۵۷/۲	۵۵/۳
۴	۱۶/۹	۲۰
۵	۲/۲	۴/۵

تحلیل‌های تاییدی و همسانی درونی

جهت ارزیابی برازش مدل‌های مختلف، از تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد. جدول ۳ شاخص‌های برازش مدل‌های مختلف را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول ۳، مدل دوگانه و مدل سه‌عاملی در مقایسه با دیگر مدل‌ها، برازش بهتری با داده‌ها دارند.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل‌های مختلف در تحلیل عاملی تاییدی

مدل	χ^2_{robust}	درجه آزادی	p	CFI	TLI	RMSEA(CI90%) [Sig]	SRMR
تک‌عاملی	۵۱۸/۴۴۲	۱۳۵	۰/۰۰۰۱	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۰۹۵(۰/۰۸۸ –۰/۱۰۲)[۰/۰۰۰۱]	۰/۰۴۰
دوعاملی	۳۱۵/۹۷۳	۱۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۰۸۱(۰/۰۷۲ –۰/۰۸۹) [۰/۰۰۰۱]	۰/۰۳۴
سه‌عاملی	۲۹۶/۵۵۸	۱۳۲	۰/۰۰۰۱	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۰۶۳(۰/۰۵۵ –۰/۰۷۱) [۰/۰۰۵]	۰/۰۲۷
دوگانه	۲۷۳/۸۰۶	۱۱۹	۰/۰۰۰۱	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۰۶۴ (۰/۰۵۶ –۰/۰۷۳) [۰/۰۰۴]	۰/۰۲۲
مرتبه‌دوم	۳۱۵/۹۷۳	۱۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۰۸۱(۰/۰۷۲ –۰/۰۸۹) [۰/۰۰۰۱]	۰/۰۳۴

علاوه بر آلفای کرونباخ و تتای ترتیبی، جهت ارزیابی پایایی عامل‌ها (پایایی ترکیبی[1]) از ضریب امگا[2] (هایز و کوتز، ۲۰۲۰) نیز استفاده شد. در جدول ۴ پایایی ترکیبی (ضرایب امگا)، ضرایب آلفا و شاخص میانگین واریانس مستخرج[3] هر کدام از مدل‌ها ارائه شده است.

جدول ۴. ضرایب آلفا، امگا و شاخص‌های AVE مدل‌های مختلف

مدل	امگای عامل‌های مرتبه اول				امگای عامل مرتبه دوم			آلفا	AVE
	۱	۲	۳	کل	سطح یک	سطح دو	امگای تفکیکی سطح اول		
۱	۰/۹۸	–	–	–	–	–	–	۰/۹۸T*	۰/۷۲
۲	۰/۹۶	۰/۹۶	–	۰/۹۸	–	–	–	۰/۹۶ –۰/۹۶ –۰/۹۸T	۰/۷۴ –۰/۷۸ –۰/۷۶T
۳	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۹۸	–	–	–	۰/۹۶ –۰/۹۴ –۰/۹۵ –۰/۹۸T	۰/۷۶ –۰/۷۵ –۰/۷۸ –۰/۷۶T
۴	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۹۵g*	۰/۹۸	–	–	–	۰/۹۶ –۰/۹۶ –۰/۹۸g –۰/۹۸T	۰/۷۷T
۵	۰/۹۶	۰/۹۶	–	۰/۹۸	۰/۹۴	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۹۶ –۰/۹۶ –۰/۹۸T	۰/۷۴ –۰/۷۸ –۰/۷۶T

* g و T به‌ترتیب نشان‌دهنده عامل کلی در مدل دوگانه و نمره کل گویه‌ها است. اولین ستون سمت راست به‌ترتیب از بالا به پایین به مدل‌های: تک‌عاملی، دوعاملی، سه‌عاملی، دوگانه و مرتبه‌دوم اشاره دارد.

با اینکه برازش مدل دوگانه و سه‌عاملی حاصل از تحلیل شبکه اکتشافی قابل‌قبول است، ولی پایایی ترکیبی (ضریب امگا) عوامل اختصاصی در مدل دوگانه، پایین است (کمتر از ۰/۷). با این وجود، شاخص AVE و ضریب امگا در عامل کلی مدل دوگانه، عالی هستند. بر این اساس، می‌توان مدل سه‌عاملی را قوی در نظر گرفت. با توجه به همبستگی بالای بین سه سازه در مدل سه‌عاملی، می‌توان یک عامل مرتبه بالاتر را برای آن‌ها در نظر گرفت. از آنجا که مدل مرتبه دوم این ویژگی را در برمی‌گیرد، می‌توان آن را به‌عنوان مدل نهایی، قابل‌قبول تلقی کرد. در کل، همان‌طور که مشاهده می‌شود میزان امگاها (به‌استثنای عوامل اختصاصی در مدل دوگانه) در سطوح مختلف و مقادیر آلفاها و شاخص‌های میانگین واریانس مستخرج (معمولا مقادیر بزرگ‌تر از ۰/۵ شاخص AVE قابل‌قبول هستند) در مدل‌های مختلف مطلوب هستند (جدول ۴).

جدول ۵. بار عاملی گویه‌های مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر (PPRS) در ساختارهای عاملی مختلف

گویه	تک‌عاملی	دوعاملی	سه‌عاملی	مدل دوگانه		مدل مرتبه‌دوم	
				عامل کلی	عوامل اختصاصی	سطح اول	سطح دوم
۱	۰/۸۰۷	–	۰/۸۰۹	۰/۸۱۴	–	–	
۲	۰/۸۴۱	–	۰/۸۴۵	۰/۸۴۹	–	–	
۳	۰/۸۵۵	۰/۸۷۷	۰/۸۹۴	۰/۸۴۵	۰/۲۸۰	۰/۸۷۷	
۴	۰/۸۳۹	۰/۸۷۴	۰/۸۹۸	۰/۸۲۱	۰/۴۰۹	۰/۸۷۴	
۵	۰/۷۲۱	۰/۷۶۲	۰/۷۸۳	۰/۷۰۲	۰/۳۹۴	۰/۷۶۲	
۶	۰/۸۷۰	۰/۸۹۵	۰/۹۰۹	۰/۸۵۶	۰/۲۷۵	۰/۸۹۵	۰/۹۶۲
۷	۰/۷۹۰	۰/۸۲۵	۰/۸۲۳	۰/۷۸۶	۰/۲۳۰	۰/۸۲۵	
۸	۰/۸۸۹	۰/۸۸۸	۰/۸۹۱	۰/۸۹۶	۰/۱۰۰	۰/۸۸۸	
۹	۰/۸۳۷	۰/۸۵۲	۰/۸۳۹	۰/۸۴۱	۰/۸۶	۰/۸۵۲	
۱۰	۰/۸۷۲	۰/۸۸۳	۰/۸۷۵	۰/۸۷۶	۰/۹۵	۰/۸۸۳	
۱۱	۰/۹۰۵	۰/۸۹۹	۰/۹۱۰	۰/۹۰۸	۰/۵۳۰	۰/۸۹۹	
۱۲	۰/۸۹۱	۰/۹۰۱	۰/۸۹۷	۰/۸۸۶	۰/۱۳۸	۰/۹۰۱	
۱۳	۰/۸۹۲	۰/۹۰۰	۰/۸۹۱	۰/۸۸۰	۰/۱۵۷	۰/۹۰۰	
۱۴	۰/۸۴۸	۰/۸۷۴	۰/۸۸۲	۰/۸۱۵	۰/۳۴۳	۰/۸۷۴	۰/۹۶۲
۱۵	۰/۸۵۳	۰/۸۶۶	۰/۸۶۹	۰/۸۳۲	۰/۲۴۳	۰/۸۶۶	
۱۶	۰/۷۷۵	۰/۸۰۴	۰/۸۲۴	۰/۷۳۹	۰/۳۸۲	۰/۸۰۴	
۱۷	۰/۹۰۱	۰/۹۲۲	۰/۹۴۰	۰/۸۷۳	۰/۳۴۰	۰/۹۲۲	
۱۸	۰/۸۴۸	۰/۸۷۵	۰/۸۹۲	۰/۸۱۷	۰/۳۷۳	۰/۸۷۵	

[1] composite reliability
[2] coefficient omega
[3] Average Extracted Variance (AVE)

بار عاملی گویه‌های مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر در پنج مدل مجزا در جدول ۵ ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود بار عاملی تمام گویه‌ها در اکثر مدل‌ها مطلوب بودند. فقط بار عاملی برخی گویه‌ها در عوامل اختصاصی مدل دوگانه پایین بود؛ بار عاملی گویه‌های ۷، ۸، ۹ و ۱۰ در خرده‌مقیاس اول و بار عاملی گویه‌های ۱۱، ۱۲ و ۱۳ در خرده‌مقیاس دوم غیرمعنادار بودند. اگرچه بار عاملی سایر گویه‌های باقی‌مانده در عوامل اختصاصی مدل دوگانه معنادار بودند، اما میزان بار عاملی آن‌ها پایین بود؛ موردی که موجب کاهش پایایی ترکیبی عوامل اختصاصی در مدل دوگانه گردید.

همچنین، روایی همگرا و واگرای مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر از طریق بررسی رابطه این سازه با دیگر متغیرهای موردمطالعه در پژوهش حاضر (صمیمیت عاطفی، جنسی، عقلانی، صمیمیت کل و سبک‌های دلبستگی اضطرابی و اجتنابی) گزارش شده است. بر این اساس، رابطه بین پاسخگویی ادراک‌شده همسر با صمیمیت عاطفی (r=۰/۸۰ ،P<۰/۰۱)، صمیمیت جنسی (r=۰/۶۰ ،P<۰/۰۱)، صمیمیت عقلانی (r=۰/۷۵ ،P<۰/۰۱) و صمیمیت کل (P<۰/۰۱، r=۰/۸۲) مثبت و معنادار بود. به‌علاوه، رابطه بین پاسخگویی ادراک‌شده همسر با سبک‌های دلبستگی اضطرابی (P<۰/۰۱، ۰/۴۹- =r) و اجتنابی (P<۰/۰۱، r=-۰/۶۹) منفی و معنادار بود.

بحث

هدف پژوهش حاضر، ترجمه و مطالعه قابلیت انطباق‌پذیری ساختار عاملی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر در بین نمونه‌های ایرانی بود. ریس و کلارک (۲۰۱۳) پاسخگویی ادراک‌شده همسر را به‌عنوان یک اصل سازمان‌دهنده مرکزی[1] در نظر گرفتند. پژوهشگران بر این باورند که ادراک پاسخگویی از جانب شریک جهت تجربه صمیمیت در رابطه زوجی، به نسبت دیگر روابط بین‌فردی، نقش خیلی مهم‌تری ایفا می‌کند (لارنسو و همکاران، ۲۰۰۵). بنابراین، برای ارزیابی ادراک افراد از پاسخگویی شریک خود در جامعه ایران، اعتباریابی مقیاسی که به لحاظ روان‌سنجی مطلوب باشد، ضروری بود.

همسانی درونی مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر هم در نسخه ۱۲ سوالی و هم در نسخه ۱۸ سوالی آن ارزیابی شده است. میزان آن در بسیاری از مطالعات منتشرشده و منتشرنشده از دامنه ۰/۹۱ تا ۰/۹۸ متغیر بوده است (ریس و همکاران، ۲۰۱۱، ۲۰۱۴، ۲۰۱۷). برون‌دادهای مربوط به تتای ترتیبی، آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی (ضرایب اُمگا) در مطالعه حاضر نشان داد که هم نمره کل و هم خرده‌مقیاس‌های این مقیاس از همسانی درونی مطلوب برخوردار هستند. این یافته نشانگر قابلیت سنجش باثبات مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر در شرایط مشابه است. فقط نتایج مربوط به محاسبه تتای ترتیبی در صورت حذف گویه نشان داد که با حذف هر کدام از گویه‌ها، تغییری در میزان پایایی نمره کل رخ نداد که این می‌تواند نشان‌دهنده وابستگی موضعی[2] گویه‌ها به یکدیگر باشد. در کل، یافته‌های این پژوهش تایید کرد که مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر می‌تواند به‌عنوان یک مقیاس پایا جهت سنجش ادراک افراد از پاسخگویی شریک خود به‌کار رود (زامبو و همکاران، ۲۰۰۷؛ هایز و کوتز، ۲۰۲۰).

یافته‌های تحلیل شبکه اکتشافی نشان داد که مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر از ساختاری سه‌عاملی تشکیل شده است. این یافته با ساختار عاملی معرفی‌شده توسط سازندگان این مقیاس (ریس و همکاران، ۲۰۱۷) ناهمخوان بود. علاوه بر این، ضرایب همبستگی بین عامل‌های مستخرج از تحلیل شبکه اکتشافی در سطح آلفای ۰/۰۱ محاسبه شد که بر اساس آن، همبستگی مثبت و معناداری بین عامل‌ها به‌دست آمد.

ریس و همکاران (۲۰۱۷) در ابتدای مطالعه‌شان گزارش کردند که مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر، ساختاری دوعاملی دارد. سپس، تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از استخراج محور اصلی همراه با چرخش متمایل کمینه[3] با بارگذاری دقیق همه موارد در یک عامل واحد، از راه‌حل تک‌بعدی[4] در مطالعه آن‌ها حمایت کرد. این راه‌حل همواره (با بارهای عاملی یکسان) در میان گونه‌های مختلف روابط (مانند شریک عاطفی، دوست صمیمی و اعضای خانواده) به‌دست آمده است. در نمونه اینترنتی و چند نمونه دیگر، مدارک دلالت‌کننده کمی به یک راه‌حل دو-عاملی[5] منطبق با درک و فهم و اعتباربخشی وجود داشت؛ اما، حتی در این شرایط این دو عامل همبستگی چشمگیری داشتند (r=۰/۹۴). این مسئله، به‌احتمال این واقعیت را که معمولا درک و فهم و اعتباربخشی (باهم) در روابط صمیمی، یافت می‌شوند را نشان می‌دهد (ریس و همکاران، ۲۰۱۷).

نتایج تحلیل عاملی تاییدی مطالعه حاضر از طریق مدل‌های مختلف از این یافته ریس و همکاران (۲۰۱۷) حمایت کرد. اگرچه مدل‌های سه‌عاملی و دوگانه برازش بهتری را در مقایسه با مدل‌های دیگر نشان دادند، اما به‌دلیل بارهای عاملی پایین گویه‌ها در عوامل اختصاصی مدل دوگانه (بارهای عاملی بین ۰/۰۱۰ تا ۰/۴۰۹ برای گویه‌های عامل درک و فهم و بارهای عاملی بین ۰/۰۵۳ تا ۰/۳۸۲ برای گویه‌های عامل اعتباربخشی) و برآوردهای پایین ضرایب امگا برای این عوامل اختصاصی (۰/۰۶ و ۰/۰۸) در مدل دوگانه و

[1] core organizing principle
[2] local dependence
[3] principal axis extraction with an oblimin rotation
[4] unidimensional solution
[5] two-factor solution

همبستگی بالا بین سازه‌های مدل سه‌عاملی، حکایت از وجود عامل مرتبه دوم یا عاملی کلی دارند.

بر اساس مدل دوعاملی ساده، همبستگی بین دو عامل درک و فهم و اعتباربخشی بالا بود (r=۰/۹۳). این نشان می‌دهد همپوشانی این دو عامل حدود ۸۶ درصد است که می‌تواند دلیلی برای تعریف تحلیل عاملی مرتبه دوم[1] یا عامل مرتبه بالاتر باشد. بر اساس نتایج تحلیل عاملی تاییدی مرتبه دوم، هر دو مولفه درک و فهم و اعتباربخشی با بار عاملی ۰/۹۶ به‌طور مساوی ۹۲ درصد از واریانس مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر را تبیین کردند. همسو با یافته‌های مطالعه ریس و همکاران (۲۰۱۷) ملاحظه می‌کنیم که ضریب همبستگی این دو عامل در مطالعه حاضر نیز خیلی بالا بود. علاوه بر این، عامل کلی در مدل دوگانه، بارهای عاملی بالا (بین ۰/۷۰۲ تا ۰/۹۰۸) و پایایی امگای عالی ۰/۹۵ را نشان داد که حاکی از وجود یک ساختار تک‌بعدی غالب در ساختار گویه‌های مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر است؛ چیزی که نشان می‌دهد مدل دوگانه نیز از ساختار تک‌عاملی این مقیاس در مطالعه حاضر حمایت کرد.

مدل تک‌عاملی نیز برازش قابل‌قبولی را نشان داد، با بارهای عاملی بین (۰/۷۲۱ تا ۰/۹۰۵)، که از وجود یک سازه فراگیر قوی حمایت می‌کند. همبستگی بالا بین عامل‌های مرتبه اول در مدل مرتبه دوم، همراه با برازش مناسب این مدل، امکان‌پذیری تلفیق این ابعاد در یک عامل مرتبه بالاتر را بیشتر تایید می‌کند. این ساختار سلسله‌مراتبی با چارچوب نظری مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر همخوانی دارد، جایی که درک و فهم و اعتباربخشی مطابق با یافته‌های ریس و همکاران (۲۰۱۷) تحت یک سازه گسترده‌تر پاسخگویی یکپارچه می‌شوند. بنابراین، مدل مرتبه دوم ساختار داده‌ها را بهتر بازنمایی می‌کند.

شاخص میانگین واریانس مستخرج در تمامی مدل‌ها مطلوب بود. به‌طور کلی، در برخی مدل‌ها هم در نمره کل و هم در خرده‌مقیاس‌ها، میزان این شاخص نزدیک به ۰/۸۰ و در برخی دیگر بالاتر از ۰/۷۰ بود. در نتیجه، می‌توان گفت بیش از ۰/۷۰ از واریانس نمرات مشاهده‌شده، توسط سازه موردنظر تبیین شده است. این نشان از روایی همگرای مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر دارد (جدول ۴). از سوی دیگر، با محاسبه ریشه دوم شاخص AVE برای نمره کل مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر در مدل‌های مختلف (بالاتر از ۰/۸۷ بود، که از ضرایب همبستگی پاسخگویی ادراک‌شده همسر با دیگر متغیرهای موردمطالعه در پژوهش حاضر بیشتر بود) مشخص شد که روایی تشخیصی در سطح سازه برقرار است. بدین معنا که سازه مذکور در مقایسه با دیگر متغیرهای موردمطالعه در پژوهش حاضر، خصیصه روان‌شناختی متمایزی را سنجیده است (وورهیز و همکاران، ۲۰۱۶) (جدول ۴). بار عاملی گویه‌ها در تمام مدل‌ها (به‌استثنای عوامل اختصاصی در مدل دوگانه) مطلوب بودند. این نشان می‌دهد تمامی گویه‌های این ابزار در تبیین واریانس پاسخگویی ادراک‌شده همسر نقش تعیین‌کننده داشته‌اند (جدول ۵).

مطالعات گوناگون، اعتبار همگرای مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر را از طریق محاسبه ضریب همبستگی آن با سایر مقیاس‌هایی که برای اندازه‌گیری پاسخگویی طراحی شده‌اند، نشان دادند که شامل رضایت از رابطه (r=۰/۸۲)، اعتماد (r=۰/۶۷)، همدلی (r=۰/۵۱) و حمایت عاطفی (r=۰/۴۹) بود. پژوهشگران مطالعه حاضر روایی همگرا و واگرای مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر را با مقیاس‌های سنجش صمیمیت و سبک‌های دلبستگی مورد بررسی قرار دادند. رابطه بین پاسخگویی ادراک‌شده همسر با صمیمیت و خرده‌مقیاس‌های آن مثبت و معنادار بود. یعنی هرچقدر فرد پاسخگویی بیشتری را از جانب شریک خود ادراک کند، به همان اندازه صمیمیت بیشتری را در حوزه‌های عاطفی، جنسی و عقلانی با شریکش تجربه خواهد کرد و بدین ترتیب، سطح کلی صمیمیت او با شریکش بیشتر خواهد شد. علاوه بر این، رابطه بین پاسخگویی ادراک‌شده همسر و سبک‌های دلبستگی منفی و معنادار بود. یعنی هرچقدر فرد بیشتر سبک دلبستگی اضطرابی یا اجتنابی داشته باشد، به همان اندازه پاسخگویی کمتری را از جانب شریک خود تجربه خواهد کرد. معمولا افرادی که سبک دلبستگی ایمن دارند، پاسخگویی همسرشان را بدون سوگیری ادراک می‌کنند.

از جمله یافته‌های دیگری که به مجموعه اعتبار مقیاس کمک کردند، یک مطالعه آزمایشی بود که نشان داد نمرات مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر بین دانشجویان سال اول دانشگاه، زمانی که به‌خوبی با یکدیگر آشنا شدند، افزایش یافت (ریس و همکاران، ۲۰۱۱). در مطالعه‌ای دیگر، نمرات مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر به‌طور قابل‌توجهی با گزارش رفتارهای شفقت‌آمیز روزانه همسران همبستگی داشت (r=۰/۳۳). این امر گواه بر این است که ارائه‌دهندگان و دریافت‌کنندگان، درباره نمودهای رفتاری پاسخگویی توافق دارند (ریس و همکاران، ۲۰۱۴). یک مطالعه منتشرنشده دیگر، در یک گفتگوی آزمایشی بین میزان پاسخگویی دریافت‌شده توسط شریک ارتباطی و رمزگذاران مستقل، هماهنگی معناداری را پیدا کرد (r=۰/۳۳) (راسبولت و همکاران، ۲۰۱۱؛ ریس و همکاران، ۲۰۱۷).

اگرچه تلاش شد تا پژوهش حاضر به لحاظ روش‌شناسی دقیق باشد؛ اما، در طی فرایند پژوهش محدودیت‌هایی وجود داشت که در

[1] second-order factor analysis

ادامه به آن‌ها اشاره خواهد شد. بر اساس پیشینه نظری و پژوهشی، ازآنجاکه پاسخگویی ادراک‌شده همسر برای تجربه صمیمیت در زنان نقش برجسته‌تری دارد، مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر بر روی جامعه پرستاران زن متاهل اعتباریابی شد. ازاین‌رو، مشخص نیست که از طریق مطالعه آن بر روی گروه‌های جمعیتی دیگر و مردان چه یافته‌هایی به‌دست خواهد آمد. بنابراین، تعمیم نتایج آن به سایر جمعیت‌ها باید بااحتیاط صورت گیرد. علاوه بر این، این مقیاس در یکی از شهرهای ایران اعتباریابی شد؛ پس، مشخص نیست که به‌کارگیری این مقیاس در مناطق دیگر ایران مناسب خواهد بود یا نه؟ ممکن است مطالعه این مقیاس در دیگر شهرها و جمعیت‌های مختلف، به نتایج متفاوتی منجر شود. همچنین، ممکن است جمع‌آوری داده به دو شیوه برخط و حضوری، بر انگیزه پاسخ‌دهی و چارچوب کلی پژوهش تاثیر گذاشته باشد. با توجه به اینکه متغیرهای مطالعه حاضر بر اساس ابزارهای خودگزارش‌دهی ارزیابی شدند، ممکن است برخی گویه‌ها برای شرکت‌کنندگان مبهم بوده باشند یا نسبت به آن‌ها سوگیری نشان داده باشند.

به‌طور خلاصه، یافته‌های پژوهش حاضر حاکی از این است که مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر یک ابزار پایا و معتبر جهت ارزیابی پاسخگویی ادراک‌شده همسر به‌عنوان یک سازه کارکردی بود. شاخص‌های توصیفی گویه‌های این مقیاس، شاخص‌های برازش و بارهای عاملی در مدل‌های مختلف، ضرایب آلفا و امگای خرده‌مقیاس‌ها و نمره کل مقیاس و مقادیر شاخص AVE عامل‌ها و ریشه دوم آن‌ها در مدل‌های مختلف و نتیجه همبستگی این مقیاس با دیگر متغیرهای موردمطالعه در این پژوهش، حمایت تجربی مناسبی برای این ابزار تامین کردند. بعد از یک تحلیل روان‌سنجی دقیق، این مقیاس ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی را به نمایش گذاشت.

پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده، این مقیاس و به‌خصوص بُعدیّت آن را در جمعیت‌های مختلف با پیشینه فرهنگی و جمعیت‌شناختی متفاوت مورد بررسی قرار دهند. همچنین، نمرات این مقیاس معمولا با دیگر مقیاس‌های اندازه‌گیری کیفیت رابطه به‌طور قابل‌توجهی همبستگی دارد. مطلوب خواهد بود که مقیاسی طراحی شود که این خصایص و ویژگی‌ها را به شکل بهتری متمایز سازد. از سوی دیگر، با توجه به عدم تغییر ضریب پایایی در صورت حذف گویه، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده وابستگی موضعی گویه‌های این مقیاس را ارزیابی کنند. متغیرهای جمعیت‌شناختی همانند مدت‌زمان ازدواج و تعداد فرزندان در این مطالعه کنترل نشدند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود به بررسی تاثیر متغیرهای جمعیت‌شناختی بر روی ساختار این ابزار پرداخته شود. نتایج این مطالعه می‌تواند به متصدیان حیطه سلامت و درمان کمک کند تا از اهمیت ارضای نیازهای صمیمیت پرستاران در زندگی زناشویی مطلع شوند و پی ببرند که یکی از مهم‌ترین ابزارها جهت تشخیص دادن صمیمیت آن‌ها با همسرانشان، مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده همسر است.

قدردانی: پژوهشگران مطالعه حاضر، از تمامی شرکت‌کنندگان در این پژوهش (معلمان و پرستاران) کمال قدردانی و تشکر را دارند. همچنین پژوهشگران، از معاونت پژوهش دانشگاه علوم پزشکی استان زنجان و معاونت آموزش اداره آموزش‌وپرورش منطقه زنجان‌رود که اجرای فرایند این پژوهش را تسهیل کردند، صمیمانه سپاسگزارند.

تعارض منافع: پژوهشگران مطالعه حاضر اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافعی بین آن‌ها وجود ندارد.

حامی مالی: این پژوهش بدون حمایت مالی از جانب سازمانی خاص انجام شده است.

Reference

Akhlaqi Amiri, S. (2010). *The effectiveness of group couple therapy is based on the self-discipline on increasing intimacy* [Master's thesis, Ferdowsi University, Mashhad]. [In Persian].

Balzarini, R. N., Muise, A., Zoppolat, G., Di Bartolomeo, A., Rodrigues, D. L., Alonso-Ferres, M., ... & Slatcher, R. B. (2023). Love in the time of COVID: Perceived partner responsiveness buffers people from lower relationship quality associated with COVID-related stressors. *Social psychological and personality science*, *14*(3), 342-355. https://doi.org/10.1177/19485506221094437

Bergeron, S., Pâquet, M., Steben, M., & Rosen, N. O. (2021). Perceived partner responsiveness is associated with sexual well-being in couples with genito-pelvic pain. *Journal of Family Psychology, 35*(5), 628-638. https://doi.org/10.1037/fam0000829

Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. In J. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds.), Attachment theory and close relationships (pp. 46–76). Guilford Press.Birnbaum, G. E., & Reis, H. T. (2006). Women's sexual working models: An evolutionary- attachment perspective. *The Journal of Sex Research*, *43*, 328-342. https://doi.org/10.1080/00224490609552332

Birnbaum, G. E., & Reis, H. T. (2012). When does responsiveness pique sexual interest? Attachment and sexual desire in initial acquaintanceships. *Personality and Social*

Psychology Bulletin, *38*, 946-958. https://doi.org/10.1177/0146167212441028

Burke, R. J. (2004). Introduction: Workaholism in organizations. *Journal of Organizational Change Management, 17*(5), 420-423.

Cook, W. L., Dezangré, M., & De Mol, J. (2018). Sources of perceived responsiveness in family relationships. *Journal of Family Psychology*, *32*(6), 743. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/fam0000411

Forest, A. L., & Wood, J. V. (2011). When partner caring leads to sharing: Partner responsiveness increases expressivity, but only for individuals with low self-esteem. *Journal of Experimental Social Psychology, 47*, 843-848. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2011.03.005

Fraley, R. C., Vicary, A. M., Brumbaugh, C. C., & Friel, G. I. (2005). Patterns of stability and change in attachment functional models: A latent class curve analysis of the experiences in close relationships-revised questionnaire. *Journal of Personality, 73*(6), 1593–1620. https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2005.00360.x

Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of personality and social psychology*, *78*(2), 350-365. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.78.2.350

Franjić, S. (2021) Nurses and COVID-19. *Journal of Nursing and Practice, 4*(1), 232-236. https://doi.org/10.36959/545/389

Gable, S. L., Gonzaga, G. C., & Strachman, A. (2006). Will you be there for me when things go right? Supportive responses to positive event disclosures. *Journal of Personality and Social Psychology*, *91*, 904-917. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.91.5.904

Gable, S. L., Gosnell, C. L., Maisel, N. C., & Strachman, A. (2012). Safely testing the alarm: Close others' responses to personal positive events. *Journal of Personality and Social Psychology*, *103*, 963-981. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0029488

Golino, H., Christensen, A. P. (2022). EGAnet: Exploratory Graph Analysis–A Framework for Estimating the Number of Dimensions in Multivariate Data Using Network Psychometrics, R Package Version 1.0. 1. 2022.

Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use omega rather than Cronbach's alpha for estimating reliability. But… *Communication Methods and Measures*, *14*(1), 1-24. https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629

Kane, H. S., Jaremka, L. M., Guichard, A. C., Ford, M. B., Collins, N. L., & Feeney, B. C. (2007). Feeling supported and feeling satisfied: How one partner's attachment style predicts the other partner's relationship experiences. *Journal of Social and Personal Relationships*, *24*(4), 535-555. https://doi.org/10.1177/0265407507079245

Kashdan, T. B., Ferssizidis, P., Farmer, A. S., Adams, L. M., & McKnight, P. E. (2013). Failure to capitalize on sharing good news with romantic partners: Exploring positivity deficits of socially anxious people with self-reports, partner-reports, and behavioral observations. *Behaviour Research and Therapy*, *51*, 656-668. https://doi.org/10.1016/j.brat.2013.04.006

Kim, K. H. (2005). The relation among fit indexes, power, and sample size in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, *12*(3), 368-390. https://psycnet.apa.org/doi/10.1207/s15328007sem1203_2

Kubacka, K. E., Finkenauer, C., Rusbult, C. E., & Keijsers, L. (2011). Maintaining close relationships: Gratitude as a motivator and a detector of maintenance behavior. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *37*, 1362-1375. https://doi.org/10.1177/0146167211412196

Laurenceau, J. P., Barrett, L. F., & Pietromonaco, P. R. (1998). Intimacy as an interpersonal process: The importance of self-disclosure, partner disclosure, and perceived partner responsiveness in interpersonal exchanges. *Journal of personality and social psychology*, *74*(5), 1238-1251. https://doi.org/10.1037//0022-3514.74.5.1238

Laurenceau, J. P., Barrett, L. F., & Rovine, M. J. (2005). The interpersonal process model of intimacy in marriage: A daily diary and multilevel modeling approach. *Journal of family psychology*, *19*(2), 314-323. https://doi.org/10.1037/0893-3200.19.2.314

Lemay, E. P., & Clark, M. S. (2008). How the head liberates the heart: Projection of communal responsiveness guides relationship promotion. *Journal of Personality and Social Psychology*, *94*, 647-671. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.94.4.647

Maisel, N. C., & Gable, S. L. (2009). The paradox of received social support: The importance of responsiveness. *Psychological Science*, *20*, 928-932. https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02388.x

Munk, R. J. (2020). *Household labor and marital quality: perceived partner responsiveness as a buffer for unfair divisions of labor* [Doctoral dissertation, University of Missouri-Columbia]. https://doi.org/10.32469/10355/78629

O'Neill, A. S., Mohr, C. D., Bodner, T. E., & Hammer, L. B. (2020). Perceived partner responsiveness, pain, and sleep: A dyadic study of military-connected couples. *Health psychology: official journal of the Division of Health Psychology, American Psychological Association*, *39*(12), 1089-1099. https://doi.org/10.1037/hea0001035

Perry-Jenkins, M., Laws, H. B., Sayer, A., & Newkirk, K. (2020). Parents' work and children's development: A longitudinal investigation of working-class families. *Journal of Family Psychology*, *34*(3), 257-268. https://doi.org/10.1037/fam0000580

Pietromonaco, P. R., & Beck, L. A. (2019). Adult attachment and physical health. *Current Opinion in Psychology, 25,* 115-120. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.04.004

Pietromonaco, P. R., & Collins, N. L. (2017). Interpersonal mechanisms linking close relationships to health. *American Psychologist*, *72*(6), 531-542. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/amp0000129

R Core Team (2023). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. http://www.R-project.org/index.html

Reis, H. T. (2012). Perceived partner responsiveness as an organizing theme for the study of relationships and well-being. In L. Campbell & T. J. Loving (Eds.), *Interdisciplinary research on close relationships: The case for integration* (pp. 27-52). American Psychological Association. https://doi.org/10.1037/13486-002

Reis, H. T. (2017). The interpersonal process model of intimacy: Maintaining intimacy through self-disclosure and responsiveness. In J. Fitzgerald (Ed.), *Foundations for couples' therapy: Research for the real world* (pp. 216-225). Routledge/Taylor & Francis Group. https://doi.org/10.4324/9781315678610-22

Reis, H. T., & Clark, M. S. (2013). Responsiveness. In J. A. Simpson & L. Campbell (Eds.), *The Oxford handbook of close relationships* (pp. 400-423). Oxford University Press.

Reis, H. T., & Shaver, P. (1988). Intimacy as an interpersonal process. In S. Duck, D. F. Hay, S. E. Hobfoll, W. Ickes, & B. M. Montgomery (Eds.), *Handbook of personal relationships: Theory, research and interventions* (pp. 367-389). John Wiley & Sons.

Reis, H. T., Clark, M. S., & Holmes, J. G. (2004). Perceived partner responsiveness as an organizing construct in the study of intimacy and closeness. In D. Mashek & A. Aron (Eds.), *Handbook of closeness and intimacy* (pp. 201-225). Lawrence Erlbaum.

Reis, H. T., Crasta, D., Rogge, R. D., Maniaci, M. R., & Carmichael, C. L. (2017). Perceived Partner Responsiveness Scale (PPRS) (Reis & Carmichael, 2006). *The sourcebook of listening research: Methodology and measures*, 516-521. https://doi.org/10.1002/9781119102991.ch57

Reis, H. T., & Gable, S. L. (2015). Responsiveness, *Current Opinion in Psychology* (Volume 1, Pages 67-71). http://dx.doi.org/10.1016%2Fj.copsyc.2015.01.001

Reis, H. T., Maniaci, M. R., & Rogge, R. D. (2014). The expression of compassionate love in everyday compassionate acts. *Journal of Social and Personal Relationships, 31*(5), 651-676. https://doi.org/10.1177/0265407513507214

Reis, H. T., Maniaci, M. R., Caprariello, P. A., Eastwick, P. W., & Finkel, E. J. (2011). Familiarity does indeed promote attraction in live interaction. *Journal of Personality and Social Psychology, 101*(3), 557-570. https://doi.org/10.1037/a0022885

Reis, H. T., & Carmichael, C. (2006). *Married spouses' experiences of intimacy and support*. Unpublished manuscript.

Rezaee, M., & Ahmadi, S. (2022). Perceived Partner Responsiveness as an influential buffering (protective) construct; The well-grounded bridge to experience intimacy in relationships: A Review study. *Rooyesh*, *11* (6), 61-78. http://frooyesh.ir/article-1-3365-fa.html [In Persian]

Rezaee, Manouchehr. (2021). *Determining the relationship Of Perceived Partner Responsiveness and Marital Intimacy of Nurses: The Moderating role of Attachment Styles* [Master's Dissertation, Kharazmi University, Tehran, Iran]. https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/b87a50fe902ce3fbcc6ef497e1c856f6/search/9adb6674ebc4fd4bb28ed14b35b21cd6 [In Persian]

Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling and more. *Journal of statistical software*, *48*(2), 1-36. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02

Rusbult, C. E., Kumashiro, M., & Reis, H. T. (2011*). Perceived partner responsiveness and the Michelangelo Effect*. Unpublished manuscript, Vrije Universiteit Amsterdam.

Schaefer, M. T., & Olson, D. H. (1981). Assessing intimacy: The PAIR inventory. *Journal of marital and family therapy*, *7*(1), 47-60. https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1981.tb01351.x

Theiss, J. A., & Knobloch, L. K. (2014). Relational turbulence and the post-deployment transition. *Communication Research*, *41*(1), 27-51. https://doi.org/10.1177/0093650211429285

Thorndike, E. L. (1904). *An introduction to the theory of mental and social measurements*. Teacher's College Columbia University. https://doi.org/10 .1037/13283-000

United Nations. (2020). The Social Impact of COVID-19. Retrieved from [Link].

Voorhees, C. M., Brady, M. K., Calantone, R., & Ramirez, E. (2016). Discriminant validity testing in marketing: An analysis, causes for concern, and proposed remedies. *Journal of the Academy of marketing science*, *44*(1), 119-134. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s11747-015-0455-4

Wilcox, W. B., & Nock, S. L. (2006). What's Love Got to Do with It? Equality, Equity, Commitment and Women's Marital Quality. *Social Forces, 84*(3), 1321-1345. https://doi.org/10.1353/sof.2006.0076

Zumbo, B. D., Gadermann, A. M., & Zeisser, C. (2007). Ordinal versions of coefficients alpha and theta for Likert rating scales. *Journal of modern applied statistical methods*, *6*(1), 4. http://dx.doi.org/10.22237/jmasm/1177992180