Educational Measurement
13(51), Spring 2023, Pp. 6-44
jem.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/JEM.2023.70151.3401

ATU PRESS

Original Reserch
Received: Sep.. 15, 2022
Accepted: Jun. 07, 2023
ISSN: 2252-004x
eISSN: 2470-6240

Determining the Psychometric Properties and Measurement Invariance of the Perceived Responsiveness and Insensitivity Scale

Belal Izanloo — Assistant Professor, Department of Curriculum Planning, Kharazmi University, Tehran, Iran. E-mail: izan.b@khu.ac.ir

Manouchehr Rezaee* — *Corresponding Author*, M.A. in Family Counseling, Kharazmi University, Tehran, Iran. E-mail: manouchehr.rezaee24@gmail.com

Naser Abbasi — M.A. Student in Family Counseling, Kharazmi University, Tehran, Iran E-mail: naser241@gmail.com

ABSTRACT

Perceived partner responsiveness (PPR) is a construct that can help evaluate intimacy in couple therapy. However, research on PPR has been hampered by the lack of a standardized measurement in this field. The purpose of the present study was to translate and examine the factor structure, invariance, validity and internal consistency of the Perceived Responsiveness and Insensitivity (PRI) scale among Iranian samples. The statistical population of the present study was the married teachers of Zanjan province in 2021-2022, and 429 teachers in total participated in this research through judgmental convenience sampling. Descriptive statistics and confirmatory factor analysis, graded response model, parallel analysis, exploratory graph analysis and bootstrap analysis were used for data analysis. The findings demonstrated that the factor structure of PRI in Iranian society is similar to the study of Crasta et al. (2021); that is, PRI consisted of two sub-scales. The fit indices of the scale and factor load of the items were optimal both by gender and in the whole sample. The findings related to the invariance of the scale in different models also indicated that the meaning of the items is the same for men and women. Analyzes based on Item-Response theory showed that the items derived for the PRI short form in this study, which should indicate the most information, were inconsistent with the short form derived from Crasta et al.'s (2021) study. Alpha statistic, composite reliability, AVE index and diagnostic validity of PRI scale were also optimum. The findings related to convergent and divergent validity also indicated the

How to Cite: Izanloo, B., Rezaee, M., & Abbasi, N. (2023). Determining the Psychometric Properties and Measurement Invariance of the Perceived Responsiveness and Insensitivity Scale. *Quarterly of Educational Measurement*, *13*(51), 6-44. doi: 10.22054/JEM.2023.70151.3401

Educational Measurement is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

significance association of PRI with other variables. In general, the PRI scale showed optimized psychometric properties, which indicated its applicability in the Iranian society and its consistency with the cultural norms of the country. However, in the present study, there was a possibility of weak diagnostic validity of the two constructs in this scale, especially for the group of women, which should be investigated in future studies with a larger sample size.

Keywords: Responsiveness, Intimacy, Validation, Item-Response theory, Exploratory Graph Analysis, Invariance

1. Introduction

Perceived Partner Responsiveness, or PPR, is a concept that has gained traction in the field of relationship science and refers to a process whereby individuals perceive that their partners recognize and respond supportively to their core characteristics and meaningful needs (Reis et al., 2004, p. 203). Despite a consensus around the theoretical definition of PPR, there remains a significant lack of consensus and consistency in how the construct is measured, making it difficult to accurately assess the functioning and dynamics of relationships. That's where PRI (Perceived Responsiveness and Insensitivity) comes in. This scale aims to address the issues associated with limited measurement tools and the need for a systematic metric. This scale can provide additional crucial information about how a couple's relationship is faring.

PPR has been primarily studied via improvised and researcher-constructed scales, for which the construct validity has not been established. This absence of a systematic scale has resulted in the "jingle fallacy," wherein scales with similar labels are assumed to measure the same construct, which can cause inconsistencies and inaccuracies. Several previous studies attempted to measure PPR using a variety of short item lists that align directly with the key elements of PPR, such as understanding, validation, and caring (Laurenceau et al., 1998), willingness to sacrifice (Lemay & Clark, 2008), providing social support (Kane et al., 2007), meeting needs (Kubacka et al., 2011), or dismissing behavior (Theiss & Knobloch, 2014).

Considering the diverse factor structures and subscales observed in past measurements of PPR, it appears that the construct can serve as an organizing principle to elucidate relationships between various indicators, as suggested by Reis and Clark (2013). However, the variety in content and theorized structures can pose difficulty when attempting

to standardize and operationalize PPR effectively. The present research aimed to assess and describe the psychometric characteristics of the newly developed Perceived Responsiveness and Insensitivity (PRI) scale, a psychometrically appropriate measure of PPR in the Iranian context.

2. Methodology

The present research followed a mixed-methods approach; the purpose and sampling strategy were determined using a descriptive and survey-based methodology. The study utilized both correlational analytical methods (exploratory and confirmatory factor analysis) to address its research goals. The target population was identified as married teachers residing in Zanjan province.

The sample was comprised of 429 married teachers, selected through a convenience sampling method. The target scale was administered online, with Descriptive and inferential analytical techniques, including Descriptive stats, Pearson correlation coefficient, Exploratory and confirmatory factor analysis, utilized to process the collected data. The collected data was analyzed with three software packages: SPSS version 26, the Lavaan package in R (Rosseel, 2012), and the Exploratory Graph Analysis package (Golino & Christensen, 2022) with R software version 4.2.0 (R-Core-Team, 2020).

3. Results

The mean age of the participants was calculated as 39.06 years, with a standard deviation of 0.97, a mean number of 1.45 children, with a standard deviation of 0.94, and a mean duration of marriage of 14.86 years, with a standard deviation of 9.91. The calculated skewness and kurtosis values were within the acceptable standard range of ±1, indicating that the variables' distributions did not contain serious deviations from the normal distribution. The results of the Parallel Analysis revealed a two-factor structure in the dataset, with eigenvalues of 10.49 and 1.13, respectively. In the simulated data, the eigenvalues were 0.76 and 0.33, respectively. The MAP test values for factors 1 to 3 were 0.074, 0.024, and 0.030, respectively, indicating a two-dimensional nature of the scale. Furthermore, the Exploratory Graph Analysis (EGA) results also confirmed a two-factor structure in the dataset. Nonparametric Bootstrap Analysis based on 1000 resamples

from the data was utilized to assess the stability of the factorial structure obtained through EGA, which revealed a two-dimensional nature of the scale with high stability of item mapping on the corresponding factors. When analyzing the subscales independently, the Graded Response Model (GRM) in the mirt package in R language was utilized, which indicated that the items of the Perceived Responsiveness subscale fit well with the GRM and the results were interpretable. With respect to the Perceived Insensitivity factor, the Chi-squared test revealed that only items 12, 14, and 15 had good fit under an alpha level of 0.05. RMSEA.S_X2 index values were below 0.05, indicating good fit based on this index.

To obtain confirmatory results, the maximum likelihood robust method was used for confirmatory factor analysis. Given the six-point Likert scale of the instrument and its dimensionality, two versions of the scale with 16 items and 8 items were submitted to the analysis. Both revealed acceptable results, consistent with a two-factor dimensionality, thereby demonstrating satisfactory construct validity for its utilization in the target population. Both the sixteen-item and eight-item versions exhibited acceptable alpha coefficients, composite reliability, and AVE indices, representing the instrument's internal consistency. Furthermore, in the sixteen-item version, the square root of the AVE of both subscales were approximately equivalent to 0.854 for the whole sample, with values greater than the correlation between those constructs and other variables utilized in this research. Therefore, the discriminant validity of the scale was successfully established at the structural level. The correlation between the two target constructs and the difference in the Chi-squared test results were calculated for the sixteen-item and eight-item version of the instrument, which indicated that the discriminant validity was maintained at the level of two constructs. To examine measurement invariance based on gender, a total of four measurement models were fitted including configural, metric, scalar, and strict invariant models. The results indicated gender invariance at all the four levels for the PRI scale. Additionally, both the long and short versions of the instrument demonstrated reasonable convergent and divergent validity based on the associations with other studied variables.

5. Discussion

The aim of this study was to evaluate the psychometric properties of the PRI, a measurement of PPR that was developed based on existing research. EGA, MAP testing, and parallel analysis confirmed that the PRI scale conformed to a two-factor structure similar to that found previously in similar research by Crasta et al. (2021). The stability of the factor structure extracted through the above methods was also established using a Bootstrap analysis. The items of the perceived insensitivity subscale fit with the Graded Response Model based on the RMSEA index, indicating an acceptable fit. However, the model demonstrated borderline results based on the Chi-Square test, suggesting a poor fit between the model and the dataset.

One potential reason for the observed discrepancies between the fit metrics may be the sensitivity of the Chi-Square test to sample size. However, the CFA test results for the factor structure in both the overall sample and gender subgroups, as well as the short and long versions of the scale, confirmed satisfactory construct validity in the population under study. Cronbach's alpha and composite reliability metrics indicated high internal consistency within the PRI's subscales. AVE indices of both versions of the scale met the desirable criteria in both the overall sample and subgroups. Additionally, the total scale AVE index in each subgroup is approximately 70%, demonstrating that the constructs of the scale account for a significant 70 percent of the underlying variance in the observed scores. As a result, the square roots of the AVE for both subscales were larger than their correlations with other variables in the overall sample. Furthermore, this outcome is indicative of discriminant validity (Voorhees et al., 2016), indicating that the constructs of the PRI measured distinct psychological characteristics and were not merely a reflection of other variables studied within this research. Four separate models were applied for factorial invariance based on gender. Significant results were found in all the models, indicating that the factor structure of the PRI is not influenced by gender, and the scale can be utilized in both female and male populations with equal accuracy, validity, and reliability. Significant factor loadings were found for all items in both overall and gender-based samples, indicating the meaningful contribution of each item to the PRI's latent constructs. Additionally, the consistency of the factor loadings between male and female samples was also observed,

reflecting the similar interpretation of those concepts and items by both genders, thereby indicating measurement invariance.

4. Conclusion

Overall, the PRI scale has demonstrated favorable psychometric properties, denoting its appropriateness and cultural relevance within Iranian society. Although the PRI scale has shown suitable psychometric properties, further investigation of the discriminant validity between the two latent constructs in various subgroups with different demographics and cultural characteristics is recommended to determine this measurement tool's robustness and effectiveness across diverse populations. Additionally, further research can benefit from more precisely examining the local dependence of PRI items by employing a larger sample size. The fit of the perceived insensitivity factor's items with the Graded Response Model was less than optimal. This calls for a deeper investigation of the issue through subsequent research with an increased sample size.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقاله پژوهشی

اندازه‌گیری تربیتی
دوره ۱۳، شماره ۵۱، بهار ۱۴۰۲، ص ۶-۴۴
jem.atu.ac.ir
DOI: 10.22054/JEM.2023.70151.3401

تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده

بلال ایزانلو | استادیار، گروه برنامه‌ریزی درسی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه: izan.b@khu.ac.ir

منوچهر رضائی * | کارشناسی ارشد مشاوره خانواده، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه: manouchehr.rezaee24@gmail.com

ناصر عباسی | دانشجوی کارشناسی ارشد مشاوره خانواده، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه: naser241@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۲۴؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۳/۱۷

ISSN: 2252-004x
eISSN: 2470-6240

چکیده

پاسخگویی ادراک‌شده همسر (PPR) سازه‌ای است که می‌تواند به ارزیابی صمیمیت در زوج‌درمانی کمک کند. بااین‌وجود، پژوهش در مورد PPR به‌واسطه فقدان وجود مقیاس اندازه‌گیری استاندارد در این زمینه با مشکل مواجه شده است. هدف پژوهش حاضر ترجمه و بررسی ساختار عاملی، تغییرناپذیری، روایی و همسانی درونی مقیاس پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده (PRI) در بین نمونه‌های ایرانی بود. جامعه آماری پژوهش حاضر، معلمان متأهل استان زنجان در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بود که در کل ۴۲۹ معلم از طریق نمونه‌گیری در دسترس در این پژوهش مشارکت کردند. برای تحلیل داده‌ها از شاخص‌های آمار توصیفی و آزمون MAP، تحلیل موازی، تحلیل شبکه اکتشافی، تحلیل بوت‌استرپ، مدل پاسخ مدرج و تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که ساختار عاملی PRI در جامعه ایران با مطالعه Crasta و همکاران (2021) مشابه است؛ یعنی PRI یک ساختار دوبُعدی داشت. شاخص‌های برازش مقیاس و بار عاملی گویه‌ها هم به تفکیک جنسیت و هم در کل نمونه مطلوب بودند. یافته‌های مربوط به تغییرناپذیری جنسیتی مقیاس در مدل‌های مختلف نیز گویای این بود که مفهوم گویه‌ها برای زنان و مردان یکسان است. تحلیل‌های مبتنی بر نظریه سؤال-پاسخ نشان داد که گویه‌های مستخرج برای نسخه کوتاه PRI در این پژوهش با نسخه کوتاه مستخرج از مطالعه Crasta و همکاران (2021) یکسان بود. آماره‌های آلفا، پایایی ترکیبی، شاخص AVE و روایی تشخیصی مقیاس PRI نیز مطلوب بودند. یافته‌های مربوط به روایی همگرا و واگرا نیز حاکی از روابط معنادار PRI با دیگر متغیرهای موردمطالعه در این پژوهش بود. درکل، مقیاس PRI ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی نشان داد که گویایی قابلیت کاربست‌پذیری آن در جامعه ایران و هماهنگی آن با هنجارهای فرهنگی کشور بود. بااین‌حال، در مطالعه حاضر احتمال ضعیف بودن روایی تشخیصی دو سازه موجود در این مقیاس به‌خصوص برای گروه زنان وجود داشت که پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی با حجم نمونه بیشتر موردبررسی قرار گیرد.

کلیدواژه‌ها: پاسخگویی، صمیمیت، اعتباریابی، نظریه سؤال-پاسخ، تحلیل شبکه اکتشافی، تغییرناپذیری

استناد به این مقاله: ایزانلو، بلال، رضائی، منوچهر، و عباسی، ناصر. (۱۴۰۲). تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۱۳(۵۱)، ۶-۴۴. doi: 10.22054/JEM.2023.70151.3401

Educational Measurement is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

مقدمه

پاسخگویی ادراک‌شده همسر[1] به‌عنوان یک مفهوم بنیادی در علم رابطه پدیدار شده است. PPR به‌صورت فرایندی تعریف شده است که از طریق آن «افراد به این باور می‌رسند که شریکان ارتباطی هم به ویژگی‌های مرکزی و مبین خودِ[2] آن‌ها توجه می‌کنند و هم به‌صورت حمایت‌گرانه به آن‌ها واکنش نشان می‌دهند» (Reis et al., 2004). PPR شالوده بسیاری از فرایندها و پدیده‌ها را تشکیل می‌دهد که عملکرد و پیامدهای روابط نزدیک را تحت تأثیر قرار می‌دهند. درواقع، اخیراً پاسخگویی به‌عنوان یکی از چهارده اصل مرکزی[3] علم رابطه مشخص شده است (Finkel et al., 2017). این گزینش از منابع علمی روزافزونی منتج شده که نشان می‌دهند چگونه پاسخگویی کارکرد و بهزیستی رابطه را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

پاسخگویی در ابتدایی‌ترین مراحل شکل‌گیری رابطه از طریق فراخواندن اشتیاق جهت خلق یک ارتباط عمیق‌تر، نقش‌آفرینی می‌کند (Reis et al., 2011). پاسخگویی از خودافشایی ارتقاءدهنده- رابطه[4] (Laurenceau et al., 1998؛ Reis & Shaver, 1988) و قابلیت انتقادپذیری هیجانی[5] حمایت می‌کند (Murray et al., 2006). زمانی که روابط گسترش می‌یابند، پاسخگویی متقابل به نیازهای یکدیگر به یک مشخصه کلیدی روابط مراقبت‌کننده[6] تبدیل می‌شود (Clark & Aragon, 2013). در زمان تجربه رویدادهای مثبت، پاسخگویی، لذت به اشتراک‌گذاری خوش‌اقبالی[7] با همدیگر را افزایش می‌دهد (Gable et al., 2004) و ابراز قدردانی را تسهیل می‌کند (Algoe & Zhaoyang, 2016). بعد از وقوع رویدادهای منفی، پاسخگویی شریک از طریق افزایش احتمال تجربه حمایت اجتماعی به‌صورت سازنده (Feeney & Collins, 2001؛ Maisel & Gable, 2009) کاهش خود-برترنمائی تدافعی[8] (Caprariello & Reis, 2011؛ Reis et al., 2018)، خنثی کردن تحریک‌پذیری هیجانی[9] و القای حس اعتماد (Lemay

1. Perceived partner responsiveness
2. self
3. core principle
4. Relationship-promoting self-disclosure
5. emotional vulnerability
6. caring
7. good fortune
8. defensive self-enhancement
9. emotional reactivity

& Neal, 2013) از رابطه مراقبت می‌کند. در یک سطح کلی، پاسخگویی با بهزیستی بیشتر (Tasfiliz et al., 2018)، واکنش‌های کورتیزولی[1] سازنده‌تر به استرس (Slatcher et al., 2015) و نرخ مرگ‌ومیر[2] پایین‌تر (Selcuk & Ong, 2013؛ Stanton et al., 2018) همراه است.

پاسخگویی هم‌چنین می‌تواند در ارتباط با پژوهش در حوزه زوج‌درمانی، بینش‌های عمیق‌تر ارائه کند. در طول نیمه دوم قرن بیستم، پژوهش بر روی کارکرد زوجی، رضایت کلی از رابطه[3] را به‌عنوان ارزیابی اصلی از کیفیت رابطه در اولویت قرار داد (Bradbury et al., 2000). اگرچه تمرکز بر روی ارزیابی‌های کلی برای مطالعات درمانی نتیجه-محور[4] بسیار مناسب بود (مثل آزمایش‌های تصادفی کنترل‌شده در مقیاس گسترده[5])؛ این منتج به شکل‌گیری پیشینه‌ای شده است که در آن دانش ما در مورد کارآمدی درمان از دانش و آگاهی ما در مورد مکانیسم‌های بنیادی، پیشی گرفته است (Doss, 2006؛ Lebow, 2000؛ Snyder et al., 2006). تعداد فزاینده مطالعات بر روی این مکانیسم‌ها اساساً بر روی رفتارهای خودگزارشی یا مشاهده‌شده در آزمایشگاه (همانند حمایت یا تعارض) تمرکز می‌کنند. اگرچه این رویکرد با مدل‌های رفتارگرایانه[6] از روابط منطبق است، چارچوب نظری زوج‌درمانی‌های «موج سوم[7]» همانند زوج‌درمانی هیجان‌محور[8] (Greenberg & Johnson, 1988) و زوج‌درمانی تلفیقی‌رفتاری[9] (Christensen & Jacobson, 1996؛ Jacobson et al., 2000) رفتار را برای افزایش صمیمیت و پیوند همدلانه[10] بین شریکان در درجه دوم اهمیت در نظر می‌گیرند. اهمیت پاسخگویی در منابع پایه حاکی از این است که پاسخگویی می‌تواند یک نقش مکمل در عملیاتی‌کردن[11] صمیمیت احساس‌شده و بالا بردن فهم ما از این درمان‌ها ایفا کند (Reis, 2017).

---

1. cortisol reactions
2. all-cause mortality
3. global relationship satisfaction
4. outcome-oriented treatments
5. large-scale randomized control trials
6. behaviorist models
7. third wave
8. emotion-focused couple therapy
9. integrative behavioral couple therapy
10. empathic joining
11. operationalizing

پژوهش Crasta و همکاران (2021) اساساً بر روی PPR متمرکز است که باید از پیشایند مفهومی[1] آن یعنی پاسخگویی متمایز شود. مدل فرایندی صمیمیت[2] Reis and Shaver (1988) پاسخگویی را به‌عنوان پاسخ یکی از شریکان تعاملی به اظهارات مربوط به خود[3] دیگری تعریف می‌کند. PPR ادراک فرد ابرازکننده از این پاسخ و واکنش او نسبت به آن را توصیف می‌کند و بدین ترتیب هم مبتنی بر مشخصات عینی این پاسخ است (نیت فرد شنونده و مهارت‌های ارتباطی و حمایتی او) و هم‌چنین مبتنی بر تفسیر برانگیخته‌شده[4] فرد ابرازکننده از آن پاسخ است. تعاریف نظری PPR بر این فرض استوار هستند که یک عمل تا میزانی به‌صورت پاسخگویانه در نظر گرفته می‌شود که این ویژگی‌ها را منتقل کند: ۱) درک و فهم[5] (درک نیازهای مرکزی فرد ابرازکننده)، ۲) اعتباربخشی[6] (احترام گذاشتن به نقطه‌نظر فرد ابرازکننده) و ۳) مراقبت[7] (عشق و محبت کلی از جانب فرد پاسخ‌دهنده نسبت به فرد ابرازکننده). از طرف دیگر، پاسخ‌های که گمان شود فاقد درک و فهم، اعتباربخشی و مراقبت هستند، PPR را تضعیف می‌کنند و در عوض احساس بی‌اعتنایی یا عدم‌حساسیت[8] از جانب شریک را منتقل می‌کند (عدم‌حساسیت ادراک‌شده شریک[9]). پژوهش‌های موجود قویاً از این استنتاج حمایت می‌کنند که PPR به نسبت پاسخگویی درجه‌بندی‌شدهٔ عینی صرف[10]، تأثیر بیشتری بر روی روابط دارد (Reis and Clark, 2013).

اگرچه به نظر می‌رسد که تعریف نظری بالا در تمامی پیشینه پژوهشی PPR به‌کاررفته است، اما در مورد چگونگی سنجش PPR در سرتاسر این مطالعات، هماهنگی کمی وجود دارد. این‌که PPR اساساً از طریق مقیاس‌های اندازه‌گیری بی‌پایه و اساس[11] ساخته‌شده توسط پژوهشگر[12] مطالعه شده است که روایی سازه آن‌ها هرگز اثبات نشده است، منعکس‌کننده

1. conceptual antecedent
2. intimacy process model
3. self-relevant expressions
4. motivated interpretation
5. understanding
6. validation
7. caring
8. detachment or insensitivity
9. Perceived partner insensitivity (PPI)
10. Objectively rated responsiveness per se
11. Ad hoc
12. author-developed

یک روند فزاینده در روان‌شناسی اجتماعی است. فقدان ابداع مقیاس اندازه‌گیری نظام‌مند منجر به سفسطه جینگل[1] می‌شود (Thorndike, 1904)؛ مسئله‌ای که در آن فرض می‌شود مقیاس‌های اندازه‌گیری که برچسب یکسان می‌خورند، سازه یکسانی را اندازه‌گیری می‌کنند. برای مثال، برخی از مقیاس‌های اندازه‌گیری مشهور PPR از مجموعه سؤالات کوتاه که مستقیماً با ملاک‌های PPR یعنی درک و فهم، اعتباربخشی و مراقبت منطبق هستند، استفاده می‌کنند (Laurenceau et al., 1998)؛ درحالی‌که برخی دیگر تمایل جهت فداکاری (Lemay & Clark, 2008)، تمایل جهت تأمین کردن حمایت اجتماعی (Kane et al., 2008)، توانایی جهت برآورده کردن نیازهای فرد (Kubacka et al., 2011) یا رفتار طردکننده[2] (Theiss & Knobloch, 2014) را در سؤالات می‌گنجانند. علاوه بر این، مقیاس‌های اندازه‌گیری PPR ساختارهای عاملی و خرده‌مقیاس‌های متنوع دارند. اگرچه این تنوع در محتوا و ساختارهای نظریه‌پردازی شده این دیدگاه را منعکس می‌کنند که پاسخگویی یک «سازه سازمان‌دهنده[3]» است که می‌تواند به‌عنوان یک عامل مرتبه- بالاتر[4] جهت تبیین روابط بین نشانگرهای[5] مختلف به کار رود (Reis and Clark, 2013؛ Reis et al., 2004)؛ هم‌چنین تلاش‌های معین جهت عملیاتی کردن PPR را پیچیده می‌کنند.

یک راه جهت روشن ساختن تعریف PPR، سنجش و مقایسه آن با سازه‌های موجود در شبکه قانونمند نظریه[6] است (Cronbach & Meehl, 1955)؛ شبکه فرضی از روابط بین PPR و سازه‌های مرتبط. در پژوهش بر روی روابط نزدیک، بسیاری از مقیاس‌های اندازه‌گیری با رضایت کلی[7] همبسته هستند؛ پدیده‌ای که برخی اوقات ابطال حسی[8] نامیده می‌شود (Weiss, 1980). اگرچه PPR به احساسات عمومی رابطه[9] مرتبط است، اما یک مفهوم با تفاوت خیلی ظریف است. یکی روشی که پژوهشگران تلاش کرده‌اند تا از ابطال حسی اجتناب کنند، درجه‌بندی کردن اندازه‌گیری PPR در رفتارهای پاسخگویانه و غیرپاسخگویانه است. بااین‌وجود، مفهوم‌سازی PPR به‌صورت یک ادراک به این معنا است

1. jingle fallacy
2. Dismissive
3. Organizing construct
4. Higher-order factor
5. Markers
6. Theory’s nomological network
7. Global satisfaction
8. Sentiment override
9. General relationship sentiments

که هیچ رفتاری به‌طور ذاتی پاسخگویانه نیست. درواقع، یک رفتار یکسان بر اساس بافت (مثلاً شریک اتاق را ترک می‌کند) می‌تواند به‌صورت پاسخگویانه ادراک شود (مثلاً به من فضا می‌دهد) یا به‌صورت غیرپاسخگویانه ادراک شود (مثلاً من را رها کرد). Crasta و همکاران (2021) PPR را به این صورت تعریف کرده‌اند که به‌وسیله احساسات عمومی تأثیر می‌پذیرد و در رفتارهای بخصوصی ادراک می‌شود، اما هنوز هم از این سازه‌ها متمایز است.

اگرچه بیشتر پژوهشگران با تمایزهای بالا موافق هستند، شکست در ارزیابی تجربی ارتباط PPR با این محدوده‌ها منجر به سفسطه جَنگِل[1] می‌شود (Kelley, 1927)؛ که در آن فرض بر این است مقیاس‌های اندازه‌گیری که برچسب‌های متفاوت می‌خورند، سازه‌های متمایزی را ارزیابی می‌کنند. برای مثال، مقیاس‌های اندازه‌گیری مراقبت[2] بر روی حمایت اجتماعی پاسخگویانه تأکید می‌کنند (Kunce & Shaver, 1994)؛ تا حدی که برخی اوقات آن‌ها به‌عنوان مقیاس‌های اندازه‌گیری PPR معین می‌شوند (Lemay et al., 2007). اگرچه این مورد ممکن است موضوع گسترده‌تری را که در پژوهش‌های علم رابطه با عنوان «مسئله گلوپ[3]» شناخته می‌شود را منعکس کند (Gottman, 1998)؛ جای که ابطال حسی منتج به مقیاس‌های اندازه‌گیری خودگزارشی مختلف می‌شود که یک بعد ارزیابی‌کننده[4] کلی را توصیف می‌کنند (بد تا خوب). پی بردن به اطلاعات اضافی بخصوصی که PPR جهت نظارت کردن بر کارکرد رابطه در دسترس قرار می‌دهد، ضروری است.

هدف پژوهش حاضر گزارش کردن ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده[5] (PRI)، یک مقیاس اندازه‌گیری جدید و به لحاظ روان‌سنجی مناسب از PPR، در جامعه ایران بود.

روش

روش این پژوهش ازنظر هدف کاربردی، ازلحاظ گردآوری داده توصیفی-پیمایشی و از جهت تحلیل داده همبستگی (تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی) بود.

1. Jangle fallacy
2. caregiving
3. glop problem
4. evaluative
5. Perceived Responsiveness and Insensitivity scale

جامعهٔ آماری این پژوهش معلمان متأهل استان زنجان بود. در تحلیل عاملی تأییدی و مدل‌یابی معادلات ساختاری، حداقل حجم نمونه بر اساس متغیرهای پنهان تعیین می‌شود نه متغیرهای مشاهده‌پذیر. ۲۰ نمونه برای هر متغیر پنهان لازم است؛ ولی با توجه به اینکه در تحلیل معادلات ساختاری همیشه تأکید بر این است که کف نمونه نباید از ۲۰۰ نفر کمتر باشد (Schumacker & Lomax, 2015)، برای بالا بردن اعتبار بیرونی پژوهش و بیشتر کردن توان آماری آزمون مورداستفاده، تعداد ۴۲۹ معلم متأهل به شیوهٔ نمونه‌گیری در دسترس به‌عنوان نمونه انتخاب و مقیاس‌های موردنظر به‌صورت آنلاین بین آن‌ها توزیع شد.

در جدول ۱ توزیع ویژگی‌های جمعیت شناختی (جنسیت، تحصیلات و مقطع تدریس) گزارش شده است.

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت شناختی نمونه‌های پژوهش

متغیر	سطح	فراوانی	درصد فراوانی
جنسیت	مرد	۲٤۹	۵۸
	زن	۱۳۸	۳۲/۲
	بدون پاسخ	٤۲	۹/۸
تحصیلات	دیپلم	۱٦	۳/۷
	کاردانی	۲	۰/۵
	کارشناسی	۲٤۹	۵۸
	کارشناسی ارشد	۱٤۳	۳۳/۳
	دکترا	۱۷	٤
	بدون پاسخ	۲	۰/۵
مقطع تدریس	ابتدایی	۱۹٤	٤۵/۲
	متوسطه اول	۱۰٦	۲٤/۷
	متوسطه دوم	۸۷	۲۰/۳
	بدون پاسخ	٤۲	۹/۸

۵۸ درصد افراد نمونه مرد، ۵۸ درصد دارای مدرک کارشناسی و ۳۳ درصد دارای مدرک کارشناسی ارشد بودند و تقریباً ۴۵ درصد در مقطع ابتدایی تدریس داشته‌اند.

در گام نخست اجرای پژوهش، مجوز و معرفی‌نامه موردنیاز از دانشگاه خوارزمی اخذ گردید و پس از ارائه به اداره کل آموزش‌وپرورش استان زنجان، مجوز اجرای ابزارهای پژوهش در سطح مدارس استان توسط شورای تحقیقات آموزش‌وپرورش صادر شد. نظر به

اینکه در زمان اجرای ابزارها به دلیل محدودیت‌های کرونایی، مدارس به‌صورت نیمه‌حضوری فعالیت داشتند و به جهت رعایت پروتکل‌های بهداشتی، مقیاس‌ها به‌صورت الکترونیکی تنظیم و توضیحات لازم ازجمله اهداف و اهمیت پژوهش، محرمانگی، داوطلبانه بودن، مدت‌زمان لازم برای پاسخ‌دهی و نحوه تکمیل مقیاس‌ها به‌صورت کاملاً شفاف ذکر گردید. همچنین برای انگیزه‌بخشی به آزمودنی‌ها از آن‌ها خواسته شد در صورت تمایل و به‌منظور آگاهی از نتایج پژوهش، آدرس ایمیل خود را ثبت نمایند. ابتدا جهت تعیین پایایی اولیه[1] ابزارهای پژوهش، ۴ مدرسه با تعداد ۸۰ کادر آموزشی خانم و آقا به‌طور در دسترس در سطح شهر زنجان جهت انجام مطالعه مقدماتی[2] انتخاب شدند. سپس با هماهنگی مدیران این مدارس، لینک مقیاس‌ها از طریق شبکه شاد و سایر شبکه‌ها اجتماعی در اختیار معلمان قرار گرفت. سؤالات مقیاس‌ها در سامانه پرس‌لاین در ۵ لینک مجزا طراحی شدند. هدف از طراحی سؤالات در پنج لینک جداگانه، جلوگیری از اثرگذاری خستگی مشارکت‌کنندگان و یکنواخت شدن مطالعه بر روی فقط یک مقیاس بود. درنهایت، ۴۲ معلم در مطالعه مقدماتی مشارکت کردند. با توجه به پایایی قابل‌قبول مقیاس‌ها در مطالعه مقدماتی، در مرحله بعد مقیاس‌ها در اختیار معلمان استان در مناطق و نواحی منتخب قرار گرفت که درنهایت پس از مشارکت ۴۲۹ معلم، جمع‌آوری داده به اتمام رسید و داده‌ها مورد تجزیه تحلیل آماری قرار گرفتند. ملاک‌های ورود به پژوهش: معلم بودن، متأهل بودن و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بود. معیارهای خروج: مجرد بودن، عدم دادن پاسخ دقیق به مقیاس‌ها و انصراف معلمان از تکمیل مقیاس‌ها در طول جمع‌آوری داده‌ها بود. فرایند جمع‌آوری داده در حدود ۱۲۰ روز طول کشید.

تمامی مقیاس‌های به‌کاررفته در این مطالعه برای اولین بار بود که بر روی نمونه‌های ایرانی اجرا می‌شد. ابتدا مقیاس‌ها ترجمه گردیدند، سپس کار ترجمه مجدد[3] نسخه‌های فارسی به انگلیسی صورت پذیرفت و در پایان نسخه نهایی مقیاس‌ها جهت تأیید روایی صوری و محتوایی[4] در دسترس اساتید رشته مشاوره و زبان انگلیسی قرار گرفت. بعد از اعمال نظرات اصلاح‌کننده متخصصین، نسخه نهایی مقیاس‌ها در یک مطالعه مقدماتی جهت تعیین پایایی اولیه بر روی نمونه‌ها اجرا گردید. نتایج پایایی تمام مقیاس‌ها هم در مطالعه مقدماتی و هم

1. initial reliability
2. pilot study
3. back translation
4. face & content validity

در مطالعه نهایی معتبر و قابل استناد بود. مشخصات تمامی مقیاس‌ها در جدول ۲ به‌تفصیل بیان شده است.

۱) پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده: این مقیاس جهت سنجش ادراک افراد از میزان پاسخگویی یا عدم‌حساسیت شریک ارتباطی‌شان نسبت به نیازها، اهداف و دیدگاه‌های آن‌ها تدوین شده است.

۲) مقیاس شکوفایی زوجی[1]: این مقیاس جهت سنجش احساس شکوفایی و بالندگی افراد در روابط زوجی طراحی شده است.

۳) فابینگ شریک[2]: هدف این مقیاس سنجش این موضوع بود که شریک رمانتیک فرد در زمان مصاحبت با او تا چه میزان از گوشی همراهش استفاده می‌کند یا به‌وسیله آن حواسش پرت می‌شود.

۴) حس شایستگی ارتباطی[3]: این مقیاس جهت سنجش ادراک ذهنی ما ازآنچه در یک وضعیت ارتباطی بخصوص مستحق آن هستیم، به کار می‌رود.

۵) ذهن آگاهی در رابطه[4]: مقیاسی است جهت سنجش میزانی که یک فرد معمولاً در بافت رابطه رمانتیکش ذهن‌آگاه است.

جدول ۲. مشخصات مقیاس‌های اندازه‌گیری اجراشده

متغیر	(طیف) تعداد سؤال	سازندگان	سؤال معکوس	خرده‌مقیاس	پایایی مطالعه		
					اصلی[1]	مقدماتی[2]	نهایی[3]
شکوفایی زوجی	۱۶ (۷)	Sanri و همکاران (2021)	ندارد	ندارد	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۷
فابینگ شریک	۹ (۵)	Roberts and David (2016)	سؤال ۷	ندارد	۰/۹۳	۰/۸۱	۰/۸۵
پاسخگویی ادراک‌شده	۸ (۶)	Crasta و همکاران (2021)	ندارد	ندارد	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۹۵
عدم‌حساسیت ادراک‌شده	۸ (۶)	Crasta و همکاران (2021)	ندارد	ندارد	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۶

1. couple flourishing measure
2. partner phubbing
3. the sense of relational entitlement scale
4. relationship mindfulness measure

متغیر	(طیف) تعداد سؤال	سازندگان	سؤال معکوس	خرده‌مقیاس	پایایی مطالعه		
					اصلی[1]	مقدماتی[2]	نهایی[3]
حس شایستگی مفرط[1]	۸ (۵)	Tolmacz و همکاران (2021)	ندارد	ندارد	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۸۷
حس شایستگی محدودشده[2]	۷ (۵)	Tolmacz و همکاران (2021)	ندارد	ندارد	۰/۹۱	۰/۶۹	۰/۸۰
ذهن آگاهی	۵ (۶)	Kimmes و همکاران (2018)	ندارد	ندارد	۰/۹۳	۰/۸۳	۰/۸۰

نکته: ۱) پایایی نسخه اولیه مقیاس توسط سازندگان، ۲) پایایی مقیاس در مطالعه مقدماتی پژوهش حاضر و ۳) پایایی مقیاس در مطالعه نهایی پژوهش حاضر.

برای تحلیل داده‌های گردآوری‌شده از آمار توصیفی (درصد انتخاب طیف‌های سؤالات مقیاس، میانگین، انحراف معیار، کجی و کشیدگی) و آمار استنباطی (ضریب همبستگی پیرسون، تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی) استفاده شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از سه نرم‌افزار spss26، بسته لاوان[3] (Rosseel, 2012) در نرم‌افزار R4.2.0 (*R*-Core-Team, 2020) و تحلیل شبکه اکتشافی[4] (Golino & Christensen, 2022) انجام شد.

به‌منظور رعایت ملاحظات اخلاقی در پژوهش حاضر، به معلمان شرکت‌کننده 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 مشارکت‌کنندگان، پژوهشگران فرم رضایت آگاهانه را همراه با مقیاس‌ها در اختیار مشارکت‌کنندگان قرار دادند.

یافته‌ها

میانگین سنی افراد ۳۹/۰۶ با انحراف استاندارد ۰/۹۷ بود، میانگین تعداد فرزندان ۱/۴۵ با انحراف معیار ۰/۹۴ بود و میانگین مدت‌زمان ازدواج ۱۴/۸۶ با انحراف استاندارد ۹/۹۱ بود.

درصد انتخاب طیف‌های سؤالات، میانگین، انحراف معیار، کجی و کشیدگی هر گویه در جدول ۳ گزارش شده است.

1. inflated sense of entitlement
2. restricted sense of entitlement
3. Lavaan
4. Exploratory graph analysis (EGAnet)

جدول ۳. شاخص‌های توصیفی گویه‌های مقیاس PRI

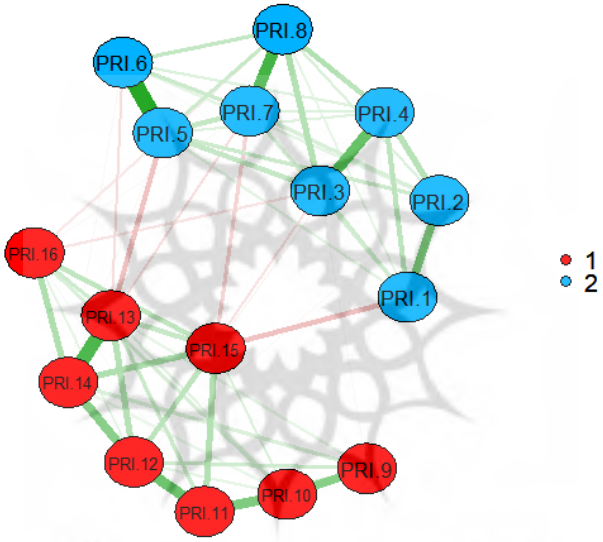
گویه	درصد انتخاب طیف سؤال‌ها						میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
	۰	۱	۲	۳	٤	۵				
۱	۰/۰٦	۰/۰٤	۰/۰٦	۰/۲٦	۰/۳۱	۰/۲۸	۳/۵۵	۱/۳۵	−۱/۰٤	۰/٦۷
۲	۰/۰۷	۰/۰۵	۰/۰۹	۰/۲۹	۰/۲٦	۰/۲٤	۳/۳۱	۱/٤٤	−۰/۷۷	−۰/۰۸
۳	۰/۰٤	۰/۰۳	۰/۰٦	۰/۲۲	۰/۲۳	۰/٤۱	۳/۸۲	۱/۳۳	−۱/۱٦	۰/۸۱
٤	۰/۰٦	۰/۰۳	۰/۰٦	۰/۲۷	۰/۲٤	۰/۳۳	۳/٦۰	۱/٤۱	−۱/۰۳	۰/۵۱
۵	۰/۰۷	۰/۰٤	۰/۰٦	۰/۲۱	۰/۲٤	۰/۳۷	۳/٦۳	۱/٤۸	−۱/۰۸	۰/۳۵
٦	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰٦	۰/۲۲	۰/۲۸	۰/۳٤	۳/٦٦	۱/۳۸	−۱/۰۷	۰/۵۲
۷	۰/۰۵	۰/۰٤	۰/۰۸	۰/۲۱	۰/۲۷	۰/۳۵	۳/٦۵	۱/٤۰	−۱/۰٤	۰/٤۱
۸	۰/۰٦	۰/۰٤	۰/۱۲	۰/۲۵	۰/۲٦	۰/۲۷	۳/٤۱	۱/٤۳	−۰/۷۹	−۰/۰۸
۹	۰/۳٤	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۱٦	۰/۰۹	۰/۰۹	۱/۷٦	۱/٦۸	۰/۵۲	−۱/۰۰
۱۰	۰/۳٤	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۰٦	۰/۰۵	۱/۵٦	۱/٤۹	۰/٦۰	−۰/٦٦
۱۱	۰/٤٦	۰/۱٦	۰/۱٦	۰/۱۳	۰/۰٤	۰/۰۵	۱/۲۷	۱/٤۹	۰/۹۵	−۰/۱۲
۱۲	۰/٤۳	۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۱۵	۰/۰٦	۰/۰۵	۱/۳۵	۱/۵۲	۰/۸٦	−۰/٤۱
۱۳	۰/٤٦	۰/۱۹	۰/۱٤	۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۰٦	۱/۲۷	۱/۵۲	۱/۰٤	۰/۰۱
۱٤	۰/٤٦	۰/۱۷	۰/۱٤	۰/۱۲	۰/۰۵	۰/۰۵	۱/۲۷	۱/۵۰	۰/۹٦	−۰/۱۸
۱۵	۰/٤۳	۰/۱۹	۰/۱٤	۰/۱٤	۰/۰٦	۰/۰٤	۱/۳۰	۱/٤٦	۰/۸۷	−۰/۳۱
۱٦	۰/٤٦	۰/۱۷	۰/۱۲	۰/۱٤	۰/۰٤	۰/۰۷	۱/۳۲	۱/۵٦	۰/۹۵	−۰/۲۳

با توجه به طیف نمره‌گذاری استفاده‌شده در هر گویه، کمترین نمره ۰ و بیشترین نمره ۵ است. در هیچ‌کدام از سؤالات طیفی وجود ندارد که درصد انتخاب آن صفر باشد. میزان کجی و کشیدگی همه متغیرها تقریباً در بازه ۱± است که نشان می‌دهد انحراف شدیدی در توزیع متغیرها از حالت نرمال وجود ندارد.

برای مشخص کردن تعداد عامل‌های موجود در داده‌ها از تحلیل موازی، آزمون MAP و تحلیل شبکه اکتشافی استفاده شد. نتایج تحلیل موازی (بر اساس همبستگی پیرسون با فرض پیوسته در نظر گرفتن متغیرها) حاکی از وجود ساختار دوعاملی در داده‌ها بود. مقادیر ویژه دو عامل اول در داده‌ها به ترتیب برابر ۱۰/۴۹ و ۱/۱۳ و مقادیر ویژه دو عامل در داده‌های شبیه‌سازی‌شده به ترتیب برابر ۰/۷۶ و ۰/۳۳ و مقادیر ویژه مبتنی بر نمونه‌گیری از داده‌ها به

ترتیب برابر ۰/۶۵ و ۰/۳۰ است. بر اساس ملاک تحلیل موازی، تعداد عامل‌ها برابر تعداد مقادیرِ ویژه داده‌های واقعی که از مقادیرِ ویژه داده‌های شبیه‌سازی‌شده بالاتر باشد، است. مقادیر آزمون MAP برای عامل اول تا سوم به ترتیب برابر ۰/۰۷۴، ۰/۰۲۴ و ۰/۰۳۰ است که حاکی از دوبعدی بودن مقیاس است. نتایج تحلیل شبکه اکتشافی نیز حاکی از وجود ساختار دوعاملی در داده‌ها بود (شکل ۱). بر اساس این نمودار می‌توان مشخص کرد کدام گویه به کدام عامل اختصاص دارد. در اینجا نتایج با آنچه انتظار می‌رفت مطابقت دارد.

شکل ۱. نمودار تحلیل شبکه اکتشافیِ ساختار عاملی مقیاس PRI



برای بررسی میزان ثبات ساختار عاملی حاصل از تحلیل شبکه از تحلیل بوت‌استرپ[1] ناپارامتری مبتنی بر ۱۰۰۰ تکرار نمونه‌گیری استفاده شد

جدول ٤. ثبات ساختار عاملی مقیاس PRI بر اساس تحلیل بوت‌استرپ در ۱۰۰۰ تکرار نمونه‌گیری از داده‌ها

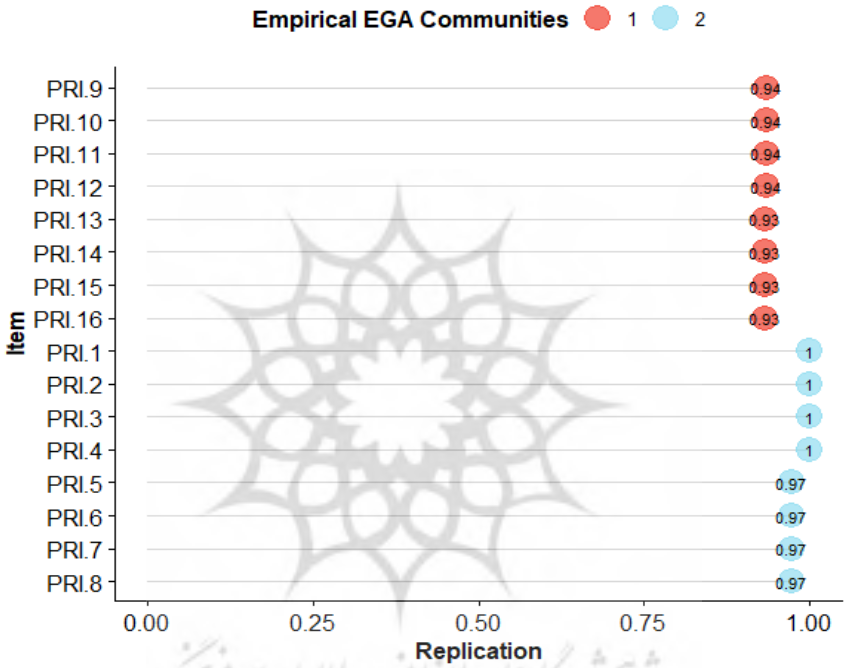
n.Boots	median.dim	SE.dim	CI.dim	Lower.CI	Upper.CI	Lower.Quantile	Upper.Quantile
۱۰۰۰	۲	۰/۳۱	۰/٦۰	۱/٤۰	۲/٦۰	۱	۳

همان‌طور که نتایج در جدول ۴ نشان می‌دهد، میانهٔ تعداد عامل‌ها ۲، خطای استاندارد ۰/۳۱، کرانه پایین و بالای تعداد عامل‌ها به ترتیب ۱/۴۰ و ۲/۶۰ و چارک پایین و بالای

1. bootstrap analysis

تعداد عامل‌ها به ترتیب برابر ۱ و ۳ است که حاکی از دوبُعدی بودن مقیاس است. به‌علاوه در ۹۱ درصد از ۱۰۰۰ تکرار، ساختار دوعاملی، در ۶/۵ درصد از موارد ساختار تک‌عاملی و در ۲/۷ درصد از موارد ساختار سه‌عاملی تکرار شده است که غلبه ساختار دوعاملی را نشان می‌دهد. شکل ۲ میزان ثبات در اختصاص گویه روی عامل در ۱۰۰۰ تکرار را نشان می‌دهد.

شکل ۲. نمودار نسبت اختصاص گویه‌ها به عامل در بوت‌استرپ ناپارامتری مبتنی بر ۱۰۰۰ نمونه



همان‌طور که در شکل ۲ مشخص است در خرده‌مقیاس اول، چهار گویه اول در ۱۰۰ درصد موارد و چهار گویه بعدی در ۹۷ درصد از موارد روی عامل خود قرار گرفته‌اند. در خرده‌مقیاس دوم، در کلِ ۱۰۰۰ تکرار، تعداد دفعاتی که هر گویه رو عامل مربوط به خود قرار گرفته، دست‌کم برابر ۰/۹۳ است که حاکی از ثبات بالای گویه‌ها روی عامل مربوطه است.

برای تحلیل خرده‌مقیاس‌ها به‌صورت جداگانه، از مدل پاسخ مدرج[1] در بسته mirt (Chalmers, 2012) در R استفاده شد.

1. Graded response model (GRM)

جدول ۵. پارامترهای گویه‌هایِ مقیاس PRI بر اساس مدل پاسخ مدرج

خرده مقیاس	گویه	α	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	S_X2	df.S_X2	RMSEA.S_X2	p.S_X2
	۱	۲/۴۷	−۱/۹۹	−۱/۶۳	−۱/۲۴	−۰/۲۴	۰/۷۱	۵۱/۴۰	۴۵	۰/۰۲	۰/۲۴
	۲	۲/۴۹	−۱/۸۲	−۱/۳۹	−۰/۹۲	۰/۰۲	۰/۸۵	۵۸/۲۲	۵۰	۰/۰۲	۰/۲۰
	۳	۳/۱۳	−۲/۰۷	−۱/۶۵	−۱/۲۴	−۰/۳۹	۰/۲۶	۴۵/۶۳	۳۹	۰/۰۲	۰/۲۲
پاسخگویی	۴	۳/۵۹	−۱/۷۶	−۱/۴۷	−۱/۱۲	−۰/۲۰	۰/۴۷	۳۶/۱۷	۳۸	۰/۰۰	۰/۵۵
ادراک‌شده	۵	۵/۳۴	−۱/۵۷	−۱/۳۰	−۰/۹۷	−۰/۲۶	۰/۳۴	۳۱/۱۳	۳۳	۰/۰۰	۰/۵۶
	۶	۴/۰۷	−۱/۸۷	−۱/۴۱	−۱/۰۷	−۰/۲۹	۰/۴۵	۴۶/۰۳	۳۶	۰/۰۳	۰/۱۲
	۷	۴/۲۶	−۱/۸۰	−۱/۴۵	−۱/۰۰	−۰/۲۸	۰/۴۲	۳۵/۸۶	۳۴	۰/۰۱	۰/۳۸
	۸	۴/۳۹	−۱/۶۸	−۱/۳۵	−۰/۷۹	−۰/۰۴	۰/۶۴	۳۶/۱۰	۳۴	۰/۰۱	۰/۳۷
	۹	۲/۳۵	−۰/۴۳	۰/۱۵	۰/۶۲	۱/۲۰	۱/۶۶	۱۴۸/۴۹	۷۰	۰/۰۵	۰/۰۰
	۱۰	۳/۰۵	−۰/۴۱	۰/۱۸	۰/۷۱	۱/۴۱	۱/۹۰	۸۳/۱۹	۵۰	۰/۰۴	۰/۰۰
	۱۱	۴/۵۶	−۰/۰۶	۰/۳۷	۰/۸۶	۱/۴۰	۱/۷۰	۵۷/۰۵	۴۰	۰/۰۳	۰/۰۴
عدم‌حساسیت	۱۲	۶/۳۸	−۰/۱۴	۰/۳۶	۰/۷۰	۱/۲۴	۱/۶۷	۳۶/۰۵	۳۲	۰/۰۲	۰/۲۸
ادراک‌شده	۱۳	۸/۲۶	−۰/۰۷	۰/۴۱	۰/۸۲	۱/۲۲	۱/۵۳	۴۵/۵۵	۳۰	۰/۰۳	۰/۰۳
	۱۴	۸/۸۳	−۰/۰۵	۰/۳۹	۰/۷۹	۱/۲۲	۱/۶۳	۳۹/۱۸	۲۸	۰/۰۳	۰/۰۸
	۱۵	۴/۷۷	−۰/۱۴	۰/۳۸	۰/۸۲	۱/۳۶	۱/۸۴	۴۸/۶۲	۳۶	۰/۰۳	۰/۰۸
	۱۶	۳/۰۳	−۰/۰۹	۰/۴۱	۰/۸۰	۱/۴۴	۱/۷۳	۷۶/۵۷	۵۷	۰/۰۳	۰/۰۴

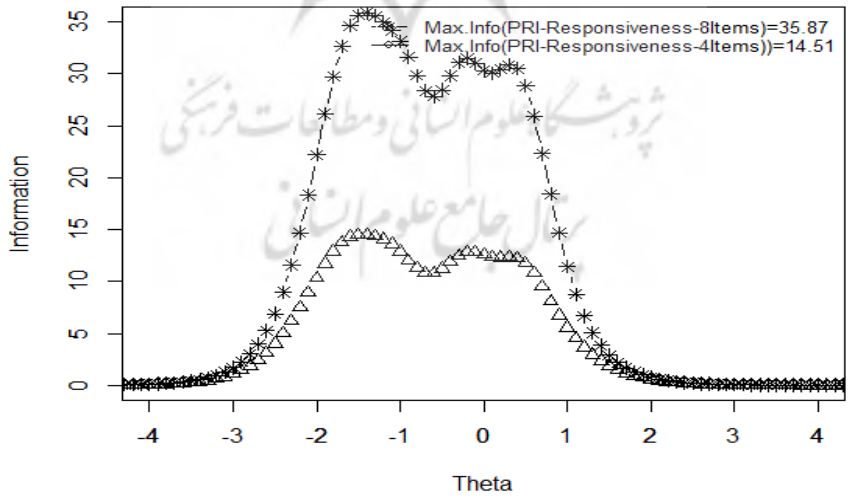
همان‌طور که نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد گویه‌های خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده با مدل پاسخ مدرج برازش دارند که نشان می‌دهد نتایج قابل تفسیر است (تمام مقادیر ستون RMSEA.S_X2 کمتر از ۰/۰۵ هستند و مقادیر ستون p.S_X2 عدم معناداری آزمون کای‌دو در ستون S_X2 را نشان می‌دهند). شاخص شیب گویه‌ها در ستون α نشان می‌دهد که گویه‌های ۵ تا ۸ خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده نسبت به گویه‌های ۱ تا ۴ این خرده‌مقیاس قدرت تفکیک بیشتر و درنتیجه آگاهی بیشتری دارند (البته شیب زیاد این گویه‌ها حاکی از وابستگی موضعی[1] آن‌ها به یکدیگر است که در نسخه کوتاه تا حدود زیادی برطرف شده است). ستون‌های b1 تا b5 مقادیر آستانه گزینه‌های هر گویه در این خرده‌مقیاس را نشان می‌دهند. با توجه به پیوستار توانایی و آستانه گویه‌ها که معمولاً در بازه ۴- و ۴+ قرار دارد (هر چه از ۴- به سمت ۴+ حرکت کنیم، اگر افراد مدنظر باشند، میزان خصیصه آن‌ها در صفت اندازه‌گیری‌شده به‌وسیله آزمون بیشتر شده و اگر گویه‌ها مدنظر

1. local dependency

باشند، احتمال انتخاب گزینه‌ها با نمره بالاتر افزایش می‌یابد). بر این اساس، نتایج نشان می‌دهند که مطابق انتظار گزینه اول هر گویه را افراد دارای خصیصه کمتر و گزینه آخر هر گویه را افراد دارای خصیصه بیشتر انتخاب کنند. به افزایش مقادیر آستانه در ستون‌های b1 تا b5 توجه کنید.

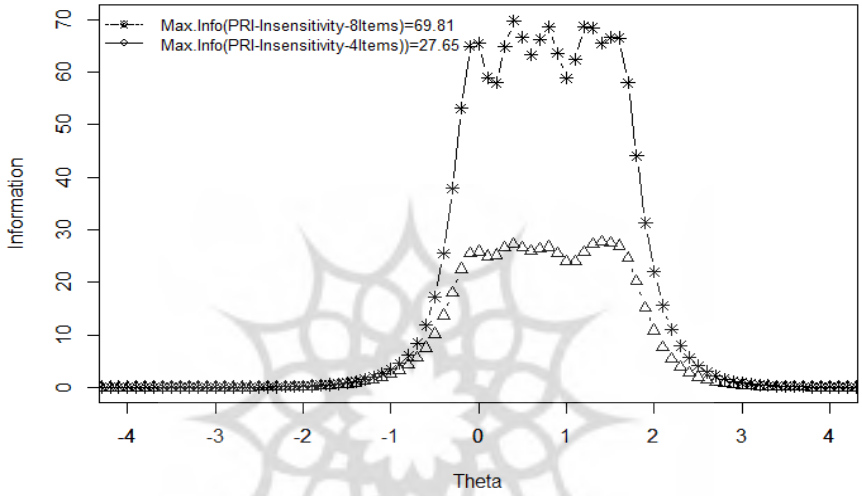
در خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده بر اساس آزمون کای‌دو فقط گویه‌های ۱۲، ۱۴ و ۱۵ با توجه به آلفای ۰/۰۵ از برازش برخوردارند؛ درحالی‌که تمام مقادیر شاخص RMSEA.S_X2 کمتر از ۰/۰۵ هستند که حاکی از برازش مدل بر اساس این شاخص است. شاخص شیب گویه‌ها در ستون α نشان می‌دهد که گویه‌های ۱۲ تا ۱۵ خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده نسبت به سایر گویه‌های این خرده‌مقیاس از قدرت تفکیک بیشتر و درنتیجه آگاهی بیشتری برخوردارند (البته شیب زیاد این گویه‌ها حاکی از وابستگی موضعی آن‌ها به یکدیگر است که در نسخه کوتاه تا حدود زیادی برطرف شده است). ستون‌های b1 تا b5 که مقادیر آستانه گزینه‌های هر گویه در این خرده‌مقیاس را نشان می‌دهند، حاکی از آن است که میزان عدم‌حساسیت ادراک‌شده اندازه‌گیری‌شده توسط گویه‌های این خرده‌مقیاس نسبت به گویه‌های خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده در سطح بالاتری قرار دارند.

شکل ۳. نمودار آگاهی خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده در فرم ۸ سؤالی و ٤ سؤالی



همان‌طور که شکل ۳ نشان می‌دهد، گویه‌های خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده، افراد با میزان خصیصه ۲- تا ۱+ را خوب اندازه‌گیری می‌کنند. بیشترین میزان آگاهی کل ۸ گویه و ۴ گویه اول که درواقع نسخه کوتاه‌شده خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده است، به ترتیب تقریباً برابر ۳۶ و ۱۵ است.

شکل ٤. نمودار آگاهی خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده در فرم ۸ سؤالی و ٤ سؤالی



همان‌طور که شکل ۴ نشان می‌دهد، گویه‌های خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده، افراد با میزان خصیصه ۰/۵- تا ۲+ را خوب اندازه‌گیری می‌کنند. بیشترین میزان آگاهی کل ۸ گویه و ۴ گویه اول که درواقع نسخه کوتاه‌شده خرده‌مقیاس عدم حساسیت ادراک‌شده است، به ترتیب تقریباً برابر ۷۰ و ۲۸ است.

جدول ٦. شاخص‌های برازش مدل دوعاملی برای کل نمونه، زنان و مردان در فرم ١٦ و ٨ سؤالی

نسخه	نمونه	χ^2	df	NFI	GFI	TLI	CFI	RMSEA[CI90%]	SRMR
١٦ سؤالی	کل	٣١١/٨٦٦	١٠٣	٠/٩٢٧	٠/٨٦١	٠/٩٤٨	٠/٩٥٥	٠/٠٦٩[٠/٠٦٢ –٠/٠٧٦]	٠/٠٣١
	زن	٢٥١/٤٢١	١٠٣	٠/٩١٩	٠/٨٣٨	٠/٩٤٢	٠/٩٥٠	٠/٠٧٦[٠/٠٦٦ –٠/٠٨٦]	٠/٠٣٢
	مرد	٢٠٩/٥٤٢	١٠٣	٠/٨٧٧	٠/٧٧٠	٠/٨٩٩	٠/٩٣٢	٠/٠٨٧[٠/٠٧٣ –٠/١٠٠]	٠/٠٥٣
٨ سؤالی	کل	٥٩/٨٣٩	١٩	٠/٩٦٨	٠/٩٥٥	٠/٩٦٧	٠/٩٧٨	٠/٠٧١[٠/٠٥٤ –٠/٠٨٨]	٠/٠٢٨
	زن	٤٧/٠٨٨	١٩	٠/٩٥٧	٠/٩٤١	٠/٩٦١	٠/٩٧٤	٠/٠٧٧[٠/٠٥٤ –٠/١٠١]	٠/٠٣٢
	مرد	٣٣/٧٨٢	١٩	٠/٩٤٣	٠/٩٢٦	٠/٩٦١	٠/٩٧٣	٠/٠٧٥[٠/٠٣٨ –٠/١٠٩]	٠/٠٤٩

با توجه به طیف ۰ تا ۵ درجه‌ای این مقیاس، برای تحلیل عاملی تأییدی از روش برآورد بیشینه درستنمایی مقاوم[1] استفاده شد. با توجه به دوبُعدی بودن مقیاس، برازش مدل دوعاملی به داده‌های نسخه ۱۶ و ۸ سؤالی به کمک تحلیل عاملی تأییدی، قابل‌قبول بودن نتایج را نشان می‌دهد که حاکی از روایی سازه مناسب ابزار در جامعه موردنظر است. البته بر اساس شاخص GFI در گروه زنان و به‌خصوص در گروه مردان، برازش ضعیف است که احتمالاً به دلیل پایین بودن اندازه نمونه در زیرگروه‌ها به‌خصوص مردان است و همان‌طور که مشخص است در کل نمونه هر دو نسخه برازش قابل‌قبول با داده‌ها دارند (جدول ۶).

جدول ۷. آماره‌های آلفا، پایایی ترکیبی و AVE

		نسخه ١٦ سؤالی			نسخه ۸ سؤالی		
مقیاس	گروه	α	پایایی ترکیبی	AVE	α	پایایی ترکیبی	AVE
پاسخگویی	کل نمونه	۰/۹٥٤	۰/۹٥۲	۰/۷۲٦	۰/۸۹۹	۰/۹۰۰	۰/٦۹۳
	زن	۰/۹٥۲	۰/۹٥۱	۰/۷۱۸	۰/۸۹٥	۰/۸۹٦	۰/٦۸۳
	مرد	۰/۹٥۱	۰/۹٤۷	۰/۷۱۱	۰/۸۹۷	۰/۸۹۹	۰/٦۹۳
عدم‌حساسیت	کل نمونه	۰/۹٥٦	۰/۹٤۷	۰/۷۲۹	۰/۹۰٥	۰/۸۹۸	۰/۷۰۳
	زن	۰/۹٥٦	۰/۹٥۱	۰/۷۳٦	۰/۹۰۸	۰/۹۰۲	۰/۷۱٥
	مرد	۰/۹٥٤	۰/۹۳۲	۰/۷۱۰	۰/۹۰۸	۰/۹۰٥	۰/۷۱۱

در نسخه ۱۶ سؤالی، آماره‌های آلفا و پایایی ترکیبی[2] برای هر دو خرده‌مقیاس در کل نمونه و به تفکیک جنسیت تقریباً برابر ۰/۹۵، شاخص AVE برای کل نمونه در هر دو خرده‌مقیاس تقریباً برابر ۰/۷۳، برای زنان ۰/۷۲ و ۰/۷۴ و برای مردان ۰/۷۱ و ۰/۷۱ است (معمولاً مقادیر بزرگ‌تر از ۰/۵ شاخص AVE قابل‌قبول هستند) که همگی در سطح مطلوب قرار دارند (جدول ۷). بر اساس شاخص AVE در کل نمونه و گروه زن و مرد، می‌توان گفت تقریباً ۷۰ درصد از واریانس توسط سازه‌های پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده تبیین شده است.

علاوه بر این، در نسخه ۱۶ سؤالی ریشه دوم AVE در کل نمونه برای هر دو خرده‌مقیاس تقریباً برابر با ۰/۸۵۴ است که بزرگ‌تر از همبستگی این سازه‌ها با سایر متغیرها در جدول ۱۰ است. بر این اساس می‌توان گفت روایی تشخیصی در سطح سازه برقرار است (Voorhees

1. Maximum likelihood robust (MLR)
2. composite reliability

et al., 2016). البته مشابه همین نتیجه در زیرگروه‌ها نیز تأیید می‌شود. در نسخه ۸ سؤالی نیز روایی تشخیصی در سطح سازه برقرار بود و شاخص‌های آلفا، پایایی ترکیبی و AVE قابل‌قبول هستند.

جدول ۸. آماره‌های روایی تشخیصی با استفاده از محاسبه همبستگی دو سازه و تفاوت آزمون کای در نسخه ۱۶ و ۸ سؤالی

نسخه ۱۶ سؤالی				نسخه ۸ سؤالی			
ρ[CI 95%]	X^2(df)	ΔX^2(Δdf)	P	ρ[CI 95%]	X^2(df)	ΔX^2(Δdf)	P
−۰/۸۸۲]۱	۵۵۰/۲۱۸(۱۰٤)	۱۷/۰۱۰٤(۱)	۰/۰۰۰۱	−۰/۸۰۹]	۱۷۳/۳۷۲(۲۰)	٦۰/۳۸۱ (۱)	۰/۰۰۰۱
−۰/۷۳۵,				−۰/٦۲٤,			
−۰/۸۰۸[				−۰/۷۱۷[			
−۰/۹۱۲]۲	۳۸۷/۹۰۸(۱۰٤)	۷/۱۹۳ (۱)	۰/۰۰۷	−۰/۸٤۸]	۱۰۵/۸٤۳(۲۰)	۲۷/۹۹۸ (۱)	۰/۰۰۰۱
−۰/۷۲۸,				−۰/٦۳۷,			
−۰/۸۲۰[				−۰/۷٤۳[			
−۰/۹۰۷]۳	۳٤۳/۰۱۸(۱۰٤)	۲۰/۷۰۵ (۱)	۰/۰۰۰۱	−۰/۸۰۲]	۱۰۷/٤۰٤(۲۰)	۲٤۵/۲۸٦ (۱)	۰/۰۰۰۱
−۰/۵۸۳,				−۰/۳۷۹,			
−۰/۷٤۵[				−۰/۵۹۱[			

نکته: ۱) مقایسه در کل نمونه، ۲) مقایسه در گروه زنان و ۳) مقایسه در گروه مردان.

با توجه به همبستگی دو سازه که در کل نمونه تقریباً برابر ۰/۸۱- است و فاصله اطمینان ۹۵ درصد، روایی تشخیصی در سطح دو سازه برقرار است. با توجه به ملاک همبستگی ۰/۹۰ (که ملاک رابطه بالا بین دو سازه است که می‌تواند بسته به ماهیت رابطه دو سازه منفی یا مثبت باشد)، چون فاصله اطمینان اطراف همبستگی ۰/۸۱- ملاک ۰/۹۰- را در برنمی‌گیرد، می‌توان گفت این دو سازه خصیصه‌های متفاوتی را اندازه‌گیری می‌کنند؛ اگرچه رابطه معکوس بالایی دارند. مقایسه مدل دوعاملی با همبستگی ۰/۸۱- با مدل دوعاملی با همبستگی ۰/۹۰- با استفاده از آزمون کای‌دو نشان می‌دهد که تفاوت کای‌دوی دو مدل معنادار است که نشان می‌دهد همبستگی بین دو سازه به‌اندازه کافی از ملاک ۰/۹۰- پایین‌تر است و از روایی تشخیصی دو سازه حکایت دارد (Rönkkö & Cho, 2022). در گروه مردان و زنان اگرچه بر اساس آزمون کای‌دو، روایی تشخیصی دو سازه با توجه به ملاک ۰/۹۰- برقرار است؛ ولی با توجه به فاصله اطمینان ۹۵ درصد اطراف همبستگی‌های به‌دست‌آمده در هر یک از دو گروه، می‌توان گفت احتمال نقض شدن روایی تشخیصی دو سازه به‌خصوص در زیرگروه زنان محتمل است (جدول ۸).

در جدول ۹ شاخص‌های برازش مدل‌های مختلف برای بررسی تغییرناپذیری ساختاری مقیاس PRI بر اساس جنسیت ارائه شده است. برای بررسی تغییرناپذیری[1] ساختار عاملی بر اساس جنسیت، چهار مدل به داده‌ها برازش داده شد که عبارت‌اند از: تغییرناپذیری شکلی[2]، متریک یا ضعیف[3]، اسکالر یا قوی[4] و تغییرناپذیری دقیق[5]. در تغییرناپذیری شکلی یک ساختار عاملی به داده‌های گروه زنان و مردان برازش داده‌شده و هیچ محدودیتی در هیچ پارامتری اعمال نمی‌گردد. وجود برازش به معنی یکسان بودن ساختار عاملی در هر دو گروه است. در مدل متریک (یا ضعیف) بار عاملی سؤال‌ها روی عامل‌ها در هر دو گروه مساوی در نظر گرفته می‌شوند. در مقایسه مدل متریک با مدل شکلی، عدم معناداری به معنی وجود تغییرناپذیری است؛ پس می‌توان گفت سازه‌ها در بین دو گروه معنای یکسانی دارد؛ یعنی معنای سؤال‌ها برای هر دو گروه یکسان است و می‌توان واریانس- کوواریانس نمره‌های مشاهده‌شده در بین دو گروه را مقایسه کرد. در مدل اسکالر علاوه بر شیب سؤال‌ها، عرض از مبدأ سؤال‌ها در بین دو گروه نیز یکسان در نظر گرفته می‌شوند. در مقایسه این مدل با مدل متریک، عدم‌معناداری امکان مقایسه میانگین دو گروه در متغیر پنهان را فراهم می‌سازد. در مدل دقیق، واریانس مانده‌های سؤالات در بین دو گروه یکسان در نظر گرفته می‌شود. در مقایسه این مدل با مدل اسکالر، عدم‌معناداری، امکان مقایسه دو گروه در نمره کلِ مبتنی بر مجموع نمره‌های مشاهده‌شده سؤال‌ها را ممکن می‌سازد و می‌توان گفت پایایی سؤال‌ها در بین دو گروه یکسان است. درنهایت واریانس و کوواریانس سازه‌های پنهان در بین گروه‌ها یکسان در نظر گرفته می‌شود. همان‌طور که نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد، برازش مدل‌های شکلی تا دقیق که به‌تدریج بر محدودیت آن‌ها افزوده می‌شود، اگرچه تا حدی کاهش می‌یابند ولی بر اساس عدم‌معناداری آزمون تفاوت کای استاندارد و سایر شاخص‌های برازش ازجمله ΔCFI که کمتر از ۰/۰۱ است، می‌توان گفت به‌جز عرض از مبدأ سؤال ۱۵ که بین دو گروه تفاوت معناداری دارد، به ازای سایر مدل‌های ارائه‌شده در جدول ۹، تغییرناپذیری برقرار است.

1. invariance
2. configural
3. metric/Weak
4. scalar/Strong
5. strict

جدول ۹. شاخص‌های برازش مدل‌های مختلف برای بررسی تغییرناپذیری

مدل	χ^2_{Robust}	df	P	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	$\chi^2_{Standard}$	$\Delta\chi^2_{Standard}$	Δdf	P	ΔCFI	ΔTLI	AIC	BIC
شکلی	٤٦٠/٢٠٩	٢٠٦	٠/٠٠٠١	٠/٩٤٤	٠/٩٣٥	٠/٠٣٨	٠/٠٨٠	٦٨٢/٠١٢	-	-	-	-	-	١٥٩٥٤	١٦٣٤٢
متریک	٤٨٣/٤٢٣	٢٢٠	٠/٠٠٠١	٠/٩٤٣	٠/٩٣٨	٠/٠٤٨	٠/٠٧٩	٦٩٨/٧٢	١٨/١٢٤	١٤	٠/٢٠٢	٠/٠٠١	-٠/٠٠٣	١٥٩٤٣	١٦٢٧٥
اسکالر ۱	٥١٢/٨٢٧	٢٣٤	٠/٠٠٠١	٠/٩٤١	٠/٩٤٠	٠/٠٤٩	٠/٠٧٨	٧٢٧/٧٧	٢٨/٨٤٨	١٤	٠/٠١١	٠/٠٠٢	-٠/٠٠٢	١٥٩٤٤	١٦٢٢١
*اسکالر ۲	٥٠٣/٧٢٦	٢٣٣	٠/٠٠٠١	٠/٩٤٣	٠/٩٤١	٠/٠٤٩	٠/٠٧٧	٧١٥/٦٠	١٦/٨٤٩	١٣	٠/٢٠٦	-٠/٠٠٢	-٠/٠٠١	١٥٩٣٤	١٦٢١٥
دقیق	٥٠٧/٩٢١	٢٤٩	٠/٠٠٠١	٠/٩٤١	٠/٩٤٣	٠/٠٤٩	٠/٠٧٣	٧٧٤/٧٢	١٩/٣٨٦	١٦	٠/٢٤٩	٠/٠٠٢	-٠/٠٠٢	١٥٩٦١	١٦١٧٨
واریانس سازه‌ها	٥٠٧/٩٢١	٢٥١	٠/٠٠٠١	٠/٩٤١	٠/٩٤٣	٠/٠٤٩	٠/٠٧٣	٧٧٩/٠٠٠	٣/٤١٢	٢	٠/١٨٢	٠	٠	١٥٩٦١	١٦١١٧١
کوواریانس سازه‌ها	٥٠٧/٩٢١	٢٥٢	٠/٠٠٠١	٠/٩٤١	٠/٩٤٣	٠/٠٤٩	٠/٠٧٣	٧٧٩/٤٥٠	٠/٠٧٥	١	٠/٧٨٤	٠	٠	١٥٩٥٩	١٦١٦٥

* به دلیل معناداری آزمون کای‌دو در مقایسه اسکالر ۱ با مدل متریک، از طریق شاخص‌های اصلاح مشخص شد که عرض از مبدأ گویه ۱۵ دارای بیشترین تفاوت بین دو گروه است؛ پس در اسکالر ۲ عرض از مبدأ گویه ۱۵ از حالت تساوی بین دو گروه خارج‌شده و عدم‌معناداری به دست آمد.

جدول ۱۰. ضریب همبستگی متغیر پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده با دیگر متغیرهای موردمطالعه

متغیر	پاسخگویی ادراک‌شده		عدم‌حساسیت ادراک‌شده	
	LF	SHF	LF	SHF
پاسخگویی ادراک‌شده (LF[1])	۱	۰/۹۶٤**	-۰/۷٦۲**	-۰/۳۸٦**
پاسخگویی ادراک‌شده (ShF[2])	۰/۹٦٤**	۱	-۰/۷۱٥**	-۰/٦٤۷**
عدم‌حساسیت ادراک‌شده (LF)	-۰/۷٦۲**	-۰/۷۱٥**	۱	۰/۹٦٦**
عدم‌حساسیت ادراک‌شده (ShF)	-۰/٦۸٦**	-۰/٦٤۷**	۰/۹٦٦**	۱
فاینگ شریک	-۰/٤۰۱**	-۰/۳۷۱**	۰/٤۲۷**	۰/٤۲٥**
شایستگی	-۰/٦۱۷**	-۰/٥۸۰**	۰/٥۹٤**	۰/٥٥۹**
ارتباطی مفرط	۰/۰۲٥	۰/۰۲۱	۰/۰٤٥	۰/۰٤٥
انحراف معیار	۷/۳٦	٥/۱۸	۲۱/۷۱	۱٤/۲۸
میانگین	٦/٦۲	۲۳/٤۹	-۰/٦۲	۰/۲٤
کشیدگی	-۰/۰۹	-۰/۳٥	۰/۱٦	۰/۱۹
کجی	۰/٤۷	۰/٦۹	۰/۸۳	۰/٥٤
(حداقل) حداکثر	٤۲(۹)	۲٤(٤)	٤۸(۸)	٤۰(۸) ۳٥ (۷)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

متغیر	(حداقل) حداکثر	کجی	کشیدگی	میانگین	انحراف معیار	پاسخگویی ادراک‌شده		عدم‌حساسیت ادراک‌شده	
						LF	SHF	LF	SHF
ذهن‌آگاهی	۳۰(۵)	۰/۹۹	۰/۸۹	۱۲/۸۰	۵/۱۰	-۰/۱۷۲**	-۰/۱۷۳**	۰/۲۱٤**	۰/۲٤٤**
شکوفایی زوجی	(۱٦) ۱۱۲	-۰/۵۹	-۰/۳۵	۷٤/٤۱	۲٤/۵٦	۰/۷۹٦**	۰/۷۵۲**	-۰/۷۲٤**	-۰/٦۵۳**

*۱)LF= فرم بلند و ۲)ShF= فرم کوتاه.

بر اساس نتایج جدول ۱۰، میانگین و انحراف معیار متغیر پاسخگویی ادراک‌شده و عدم‌حساسیت ادراک‌شده در فرم بلند به ترتیب ۳۶/۶۲ و ۹/۷۷ و ۱۹/۰۶ و ۱۰/۶۴ است. بین متغیر پاسخگویی ادراک‌شده با متغیرهای عدم‌حساسیت ادراک‌شده، فابینگ شریک، شایستگی ارتباطی مفرط و ذهن‌آگاهی به ترتیب با ضریب همبستگی (۰/۷۶۲-، ۰/۴۰۱-، ۰/۶۱۷- و ۰/۱۷۲-) رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد (p<۰/۰۱). بین متغیر پاسخگویی ادراک‌شده با متغیر شکوفایی زوجی با ضریب همبستگی (۰/۷۹۶) رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد (p<۰/۰۱). بین متغیر عدم‌حساسیت ادراک‌شده با متغیرهای فابینگ شریک، شایستگی ارتباطی مفرط و ذهن‌آگاهی به ترتیب با ضریب همبستگی (۰/۴۲۷، ۰/۵۹۴ و ۰/۲۱۴) رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد (p<۰/۰۱). بین متغیر عدم‌حساسیت ادراک‌شده و شکوفایی زوجی با ضریب همبستگی (۰/۷۲۴-) رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد (p<۰/۰۱). فقط رابطه متغیر شایستگی ارتباطی محدودشده با هر دو سازه مقیاس PRI غیرمعنادار بود. همانند رابطه سؤالات نسخه بلند خرده‌مقیاس‌های PRI با سایر متغیرها، رابطه سؤالات نسخه کوتاه این خرده‌مقیاس‌ها با دیگر متغیرها نیز معنادار هستند. بر اساس نتایج جدول ۱۰، مقیاس پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده هم در نسخه بلند و هم در نسخه کوتاه از روایی همگرا و واگرای مطلوبی برخوردار است.

جدول ۱۱. بار عاملی گویه‌های مقیاس PRI در کل نمونه و در گروه زنان و مردان همراه با عرض از مبدأ متغیرها در حالت استاندارد

گویه	کل نمونه*	زنان*	عرض از مبدأ	مردان*	عرض از مبدأ
۱	۰/۷۷۷	۰/۷۷۹	۲/۳۹۳	۰/۷۲٤	۳/۲۳۳
۲	۰/۷۷۷	۰/۷۸۹	۲/۱۱٥	۰/۷۲٦	۲/٦۸٥
۳	۰/۸۲۲	۰/۷۹٤	۲/۷۰۷	۰/۸٥٦	۳/۰۷۰
٤	۰/۸٥۰	۰/۸۳۸	۲/۳۳۲	۰/۸٥۷	۳/۰۹۹
٥	۰/۹۱۷	۰/۹۱۱	۲/۲۱٦	۰/۹۱٦	۳/۰۱۳
٦	۰/۸۸۱	۰/۸۸۰	۲/٤٦۲	۰/۸۸۲	۲/۹۲۱
۷	۰/۸۸۷	۰/۸۸٤	۲/۳٥۳	۰/۸٦۹	۳/۲٤۱
۸	۰/۸۸۲	۰/۸۷۳	۲/۱۷۷	۰/۸۸۷	۲/۸۱۸
۹	۰/٦۷۳	۰/٦۸٤	۱/۱۱٦	۰/٦۹٥	۰/۹٦۰
۱۰	۰/۷۷۱	۰/۷٦۸	۱/۱۳۳	۰/۷۳۰	۰/۹۷۳
۱۱	۰/۸٦٦	۰/۸۹۰	۰/۹۳۱	۰/۸۱۱	۰/۸۱٥
۱۲	۰/۹۲۹	۰/۹۳٥	۰/۹۸۱	۰/۹۰۲	۰/۸۰٥
۱۳	۰/۹٤۸	۰/۹٥۱	۰/۹۰۸	۰/۹٤۷	۰/۷٦٤
۱٤	۰/۹٥٥	۰/۹٤۸	۰/۹۳۷	۰/۹٦٤	۰/۷٥۳
۱٥	۰/۸۹۸	۰/۹۰٥	۱/۰۰۸	۰/۸۹٦	۰/۷۷٤
۱٦	۰/۷۹۰	۰/۷٦٥	۰/۸۹۷	۰/۸۳۸	۰/۸۳٦

p<۰/۰۰۱ *

در جدول ۱۱، بار عاملی استاندارد گویه‌ها در کل نمونه و گروه مردان و زنان ارائه شده است. به‌علاوه، مقادیر عرض از مبدأ گویه‌ها در حالت استاندارد که درواقع میانگین هر گویه است نیز به تفکیک گروه زن و مرد گزارش شده است. مقادیر نزدیک این آماره‌ها تغییرناپذیری پارامترها در دو گروه را تأیید می‌کنند (لازم به ذکر است که بارهای عاملی و مقادیر عرض از مبدأ بر اساس استاندارد بودن تمام متغیرها گزارش شده‌اند). بار عاملی تمام گویه‌ها روی دو عامل بالا و با آلفای ۰/۰۰۱ معنادار هستند (P<۰/۰۱).

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه Crasta و همکاران (2021) به دنبال شفاف‌سازی سنجش PPR در پس‌زمینه چندین سازه در محدوده روابط نزدیک بود. به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای، دو عامل بنیادی مستخرج از

مطالعه Crasta و همکاران (2021)، معرف PPR و PPI به‌عنوان سازه‌های متمایز از هم هستند که ازلحاظ مفهومی، پیشینه نظری و پژوهشی را که اساساً پاسخگویی را به‌صورت یک بُعد منفرد تعریف می‌کردند، اصلاح کرد. در مطالعه Crasta و همکاران (2021)جهت افزایش دقت و توان خرده‌مقیاس‌های منتج شده، با استفاده از تحلیل‌های نظریه آزمون کلاسیک افزوده‌شده[1] با IRT، مقیاس PRI از طریق انتخاب متمایزترین و کارآمدترین گویه‌ها از یک بانک سؤال[2] گسترده (۲۴۶ گویه‌ای) ساخته شد.

با در نظر گرفتن ماهیت پیچیده PPR و رضایت از رابطه، Crasta و همکاران (2021) در طول فرایند ساخت PRI دقت زیادی به خرج دادند تا اطمینان حاصل کنند که تنها گویه‌های را انتخاب کرده‌اند که بارهای بیشتر بر روی PPR داشته باشند تا بر روی یک عامل رضایت کلی؛ که دریک سطح گویه‌ای، آن حالت مرزی را تقویت می‌کند. آن‌ها این امر را به‌عنوان یک گام ضروری در ساخت خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده مقیاس PRI در نظر گرفتند؛ علی‌الخصوص به خاطر اینکه بسیاری از مقیاس‌های اندازه‌گیری فعلی PPR دربردارنده گویه‌های بودند که بیشتر بر روی رضایت از رابطه بار داشتند تا PPR؛ بنابراین در ساخت PRI، Crasta و همکاران (2021) سعی کردند تا مقیاسی را تعبیه کنند که ازلحاظ مفهومی واضح‌تر و ازلحاظ روان‌سنجی مطلوب‌تر باشد؛ که به‌وسیله آن دقت و توان بیشتری جهت اندازه‌گیری این سازه در مطالعات آتی تأمین کنند.

در مطالعه حاضر جهت سنجش تعداد عامل‌های PRI و تأیید ساختار عاملی آن در مطالعه اصلی، از تحلیل موازی، آزمون MAP، تحلیل شبکه اکتشافی و تحلیل بوت‌استرپ استفاده گردید. بروندادهای تحلیل موازی وجود ساختار دوعاملی در مقیاس PRI را تأیید کردند. مقادیر ویژه دو عامل هم در داده‌های واقعی، هم در داده‌های شبیه‌سازی‌شده و هم مقادیر ویژه مبتنی بر نمونه‌گیری از داده‌ها حاکی از دوبعدی بودن مقیاس بود. بروندادهای تحلیل شبکه اکتشافی همخوان با نتایج تحلیل موازی، وجود ساختار دوعاملی PRI را تأیید کردند. ثبات ساختار عاملی مستخرج از تحلیل شبکه اکتشافی و تحلیل موازی به‌وسیله تحلیل بوت‌استرپ نیز تأیید گردید؛ بنابراین، این مقیاس در پژوهش حاضر همانند مطالعه Crasta و همکاران (2021) یک ساختار دوبُعدی را به نمایش گذاشت که با پیشینه نظری و پژوهشی هماهنگ بود.

1. Augmenting classic test theory analyses
2. item pool

نتایج مربوط به بررسی خرده‌مقیاس‌ها به‌صورت منفرد در مدل پاسخ مدرج حاکی از این بود که گویه‌های خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده با مدل پاسخ مدرج برازش داشتند که نشان‌دهنده این است که این مدل توانسته داده‌های مشاهده‌شده را خوب پیش‌بینی کند. برازش گویه‌های خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده با مدل پاسخ مدرج بر اساس شاخص RMSEA قابل‌قبول و بر اساس آزمون کای‌دو اندک بود که حاکی از برازش کم مدل با داده‌ها بر اساس آزمون کای‌دو است. یکی از دلایل این موضوع حساسیت آزمون کای‌دو به‌اندازه نمونه است. در کنار این موضوع، مقادیر بالای شیب برخی از گویه‌ها در جدول ۵ به‌خصوص در خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده حاکی از وابستگی زیاد گویه‌های انتهایی خرده مقیاس‌ها به یکدیگر است. شیب زیاد بین گویه‌ها (دامنه متداول شیب تقریباً بین ۰/۰۵ تا ۲/۸ است) می‌تواند به نقض پیش‌فرض استقلال موضعی گویه‌ها اشاره داشته باشد. در مطالعه اصلی Crasta و همکاران (2021) از بین خزانه سؤال‌های تحلیل‌شده، در هر خرده‌مقیاس سؤال‌های دارای بیشترین آگاهی در کل پیوستار خصیصه (که دارای بیشترین شیب نیز هستند) را برای فرم ۱۶ سؤالی (برای هر خرده‌مقیاس ۸ گویه) انتخاب کرده‌اند. سپس در هر خرده‌مقیاس با ۸ گویه انتخاب‌شده، بر اساس بیشترین آگاهی و تشخیص، ۴ گویه با بیشترین آگاهی را انتخاب کرده‌اند. اگر ملاک بیشترین آگاهی و شیب که در مطالعه اصلی استفاده‌شده در مطالعه حاضر نیز دنبال شود می‌توان گفت که گویه‌های ۵ تا ۸ خرده‌مقیاس پاسخگویی ادراک‌شده و گویه‌های ۱۲ تا ۱۵ خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده از شیب بیشتر و متعاقباً از آگاهی بیشتری برخوردارند. بااین‌حال، همان‌طور که ذکر شد شیب بالای گویه‌های انتهایی هر یک از دو خرده‌مقیاس به نقض پیش‌فرض استقلال موضعی اشاره دارد. به همین دلیل در این مطالعه نیز با پیروی از مطالعه Crasta و همکاران (2021) همان چهار گویه ابتدایی هر خرده‌مقیاس برای نسخه کوتاه انتخاب شدند. بااین‌حال پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی روی این گویه‌ها تحلیل حساسیت[1] صورت گیرد تا میزان وابستگی بین گویه‌ها مشخص گردد. البته وجود شیب زیاد بین گویه‌های انتهایی هر خرده‌مقیاس ممکن است به بافت فرهنگی جامعه و نمونه نیز مربوط باشد که یافته‌های مطالعات آتی آن را روشن خواهد کرد.

با توجه به پیوستار توانایی و آستانه سؤالات که در دامنه ۴- تا ۴+ قرار داشتند، می‌توان استنباط کرد که مطابق انتظار، طیف اول و طیف آخر سؤالات مقیاس در هرکدام از

1. sensitivity analysis

خرده‌مقیاس‌ها را به ترتیب افراد با کمترین میزان خصیصه موردنظر و افراد با بیشترین میزان خصیصه موردنظر انتخاب می‌کنند؛ یعنی افرادی که همسرشان را کاملاً پاسخگو یا کلاً فاقد حساسیت ادراک می‌کنند، طیف پنجم هر گویه را انتخاب می‌کنند و افرادی که عدم پاسخگویی و یا حساسیت بیشتر را از جانب همسرشان ادراک می‌کنند، طیف اول هر گویه را انتخاب می‌کنند؛ نکته که کاملاً با پیشینه نظری و پژوهشی همخوان است.

شاخص‌های برازش ساختار عاملی با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی هم در کل نمونه و هم به تفکیک جنسیت مشارکت‌کنندگان هم در نسخه کوتاه و هم در نسخه بلند مقیاس نشانگر روایی سازه مناسب این مقیاس در جامعه موردمطالعه بود. آماره‌های آلفای این مقیاس نیز از وضعیت مناسبی برخوردار بودند. آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی خرده‌مقیاس‌ها در هر دو نسخه بلند و کوتاه این مقیاس هم در کل نمونه و هم به تفکیک جنسیت مشارکت‌کنندگان، حاکی از همسانی درونی بالای خرده‌مقیاس‌های این ابزار بود. پایایی مقیاس در صورت حذف گویه نیز نشان داد که در صورت حذف هرکدام از گویه‌ها، پایایی کل مقیاس تغییر چندانی نکرد که این نشان‌دهنده دقت و ثبات سنجش تک‌تک گویه‌های این ابزار است. روی‌هم‌رفته، این به این معنا است که مقیاس PRI در شرایط مشابه از قابلیت اندازه‌گیری باثبات برخوردار است. شاخص AVE نیز در هر دو نسخه مقیاس هم در کل نمونه و هم به تفکیک گروها مطلوب بود. بر اساس شاخص AVE در نمونه کل و دو زیرگروه می‌توان گفت که حدوداً ۷۰ درصد از واریانس نمره‌های مشاهده‌شده توسط این سازه‌ها تبیین گردیده است؛ یعنی این دو سازه در تبیین واریانس نمره‌های مشاهده‌شده نقش تعیین‌کننده داشته‌اند. ریشه دوم AVE هر دو خرده‌مقیاس در کل نمونه بزرگ‌تر از همبستگی آن‌ها با سایر متغیرهای مطالعه شده در این پژوهش بود؛ این به این معنا است که این دو سازه خصایص روان‌شناختی متمایزی را در مقایسه با دیگر متغیرهای مطالعه شده در پژوهش حاضر، موردسنجش قرار داده‌اند؛ بنابراین، می‌توان گفت که سازه‌های موردنظر از روایی تشخیصی برخوردار هستند (Voorhees et al., 2016). هم‌چنین آماره‌های روایی تشخیصی از طریق مقایسه همبستگی بین دو خرده‌مقیاسی که دو خصیصه متمایز را می‌سنجند، نشان داد که با توجه به همبستگی معکوس معنادار بین دو سازه در کل نمونه، روایی تشخیصی بین دو خرده‌مقیاس برقرار است؛ اما احتمال نقض روایی تشخیصی دو سازه در زیرگروه‌ها به‌خصوص گروه زنان وجود دارد.

تغییرناپذیری ساختار عاملی این مقیاس بر اساس جنسیت در چهار مدل مجزا بررسی گردید که نتایج گویایی این بود که در هر چهار مدل شکلی، متریک، اسکالر و دقیق، تغییرناپذیری برقرار است؛ یعنی افراد هر دو جنس برداشت یکسانی از محتوای گویه‌ها داشته‌اند که نشانگر قابلیت کاربست‌پذیری گسترده این مقیاس در بین زنان و مردان است.

مطابق با جایگاه PPR به‌عنوان یک «سازه نظام‌بخش» در پژوهش‌های مربوط به علم رابطه، خرده‌مقیاس نهایی پاسخگویی ادراک‌شده در مقیاس PRI با مقیاس‌های اندازه‌گیری فعلی PPR روایی همگرا نشان داد و هم‌چنین الگوهای مشابه ارتباطی که بین مقیاس‌های اندازه‌گیری فعلی PPR و مقیاس‌های طیفی[1] از شبکه قانونمند مشاهده شده بود را کاملاً به اثبات رساند که دلالت بر سطوح بالای روایی سازه دارد (Crasta et al., 2021). یکی از کمک‌های جدید PRI به پیشینه، افزودن بُعد منفی در اندازه‌گیری PPR است. به نظر می‌رسد نتایج مطالعه Crasta و همکاران (2021) در مورد خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت مقیاس PRI از یک سازه منحصربه‌فرد بهره می‌برد که مستقیماً به‌وسیله مقیاس‌های اندازه‌گیری فعلی PPR اندازه‌گیری نشده است؛ حاکی از این است که این خرده‌مقیاس PRI بینش منحصربه‌فردی را به مدل‌های کارکرد رابطه خواهد افزود. مطابق با این واقعیت، خرده‌مقیاس عدم‌حساسیت ادراک‌شده PRI بالاترین سطوح روایی تشخیصی را در میان دیگر مقیاس‌های سنجش فرایندهای رابطه، نشان داد (همبستگی‌های مناسب پایین‌تر با مقیاس‌های اندازه‌گیری آن سازه‌های متمایز).

روایی همگرا و واگرای PRI با دیگر متغیرهای مطالعه شده در این پژوهش موردبررسی قرار گرفت که نتایج آن‌ها معنادار بود. پاسخگویی ادراک‌شده با عدم‌حساسیت ادراک‌شده رابطه منفی و معناداری نشان داد؛ یعنی هرچقدر فرد پاسخگویی بیشتری را از جانب همسرش ادراک کند، عدم‌حساسیت ادراک‌شده کمتری از جانب همسرش احساس خواهد کرد و بالعکس. رابطه بین پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده با فابینگ شریک هم معنادار بود؛ یعنی هرچقدر فرد احساس کند که همسرش در طول مصاحبت با او از گوشی همراه بیشتر استفاده می‌کند، به همان اندازه عدم‌حساسیت بیشتری را از جانب او ادراک خواهد کرد و بالعکس، هرچقدر همسر فرد در طول رابطه از گوشی همراه کمتر استفاده کند، شریکش او را پاسخگوتر ادراک خواهد کرد. رابطه بین پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده با حس شایستگی ارتباطی مفرط نیز معنادار بود. حس شایستگی دربرگیرنده دو

1. anchor scales

بعد مفرط و محدودشده است. هرچقدر حس شایستگی فرد مفرط یا محدودشده باشد، به همان اندازه همسرش عدم‌حساسیت بیشتری را از جانب او ادراک خواهد کرد. قابل‌ذکر است برای اینکه فرد پاسخگویی ادراک‌شده بیشتری را تجربه کند، همسرش باید دامنه متوسطی از حس شایستگی ارتباطی را داشته باشد. احتمالاً علت عدم‌معناداری روابط بین خرده‌مقیاس‌های ابزار PRI با متغیر حس شایستگی محدودشده به تجانس کم‌تر گویه‌های این خرده‌مقیاس، رابطه ضعیف این سازه با نشانگرهای خودش و منحصربه‌فرد بودن این سازه برمی‌گردد. رابطه بین پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده با ذهن‌آگاهی نیز معنادار بود؛ یعنی هرچقدر فرد در رابطه با همسرش ذهن‌آگاه‌تر باشد، به همان اندازه پاسخگویی بیشتری را از جانب او ادراک خواهد کرد و بالعکس، هرچقدر فرد کم‌تر ذهن‌آگاه باشد، عدم‌حساسیت بیشتری را از جانب شریکش تجربه خواهد کرد؛ و در پایان، رابطه بین پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده با شکوفایی زوجی نیز معنادار بود. پاسخگویی ادراک‌شده بیش‌تر برابر با شکوفایی زوجی بیش‌تر و عدم‌حساسیت ادراک‌شده بیش‌تر برابر با شکوفایی زوجی کم‌تر بود. قابل‌ذکر است که تمامی این روابط معنادار در نسخه کوتاه PRI نیز به دست آمدند.

بار عاملی تمام گویه‌ها هم در کل نمونه و هم به تفکیک جنسیت مشارکت‌کنندگان معنادار بود که نشان‌دهنده نقش مؤثر تمامی گویه‌ها در تبیین واریانس PRI است. در ضمن نزدیک بودن بار عاملی گویه‌ها در هر دو گروه مردان و زنان سندی بر تغییرناپذیری مفهوم گویه‌ها در بین هر دو گروه است.

ساختن یک مقیاس اندازه‌گیری دوبُعدی، امکان تکوین پیش‌بینی‌های پیچیده در مورد PPR در یک سطح موقعیتی[1] را نیز می‌دهد. برای مثال، افراد می‌توانند به‌طور متناوب نسبت به برخی از نیازها پاسخگو باشند (مثلاً حساس بودن نسبت به نیازهای یک شخص برای حمایت هیجانی) و نسبت به برخی دیگر فاقدحساسیت باشند (مثل بی‌اعتبار کردن ارزش‌ها) که ممکن است در موقعیت‌های متفاوت، سطوح مختلفی از اهمیت را دارا باشند (مثل عکس‌العمل نشان دادن نسبت به یک فقدان در مقابل اتخاذ کردن تصمیمات والدینی). چنین تفاوت‌های ظریف بین پاسخگویی و عدم‌حساسیت ممکن است یا به‌وسیله ۱) اندازه‌گیری کردن صرف پاسخگویی یا ۲) به‌وسیله گنجاندن پاسخگویی و عدم‌حساسیت در یک بُعد منفرد ناشناخته باقی بمانند.

1. state level

در مطالعه Crasta و همکاران (2021) خرده‌مقیاس‌های PRI در طی فرصت‌های اندازه‌گیری دوهفته‌ای، تغییرپذیری[1] زیادی نشان داد. این امر دلالت بر این دارد که پاسخ‌دهندگان با دقت، پاسخگویی و عدم‌حساسیت شریکشان را در مقایسه با ارزیابی‌های کلی از رابطه، ارزیابی مجدد می‌کنند؛ بنابراین، افت‌وخیزها و تغییرات در رفتارهای خاص رابطه، در تغییرات هم‌زمان در خرده مقیاس‌های PRI منعکس خواهد شد. این امر حاکی از این است که PRI خصوصاً در بافت‌های پژوهشی که از فرصت‌های اندازه‌گیری کوتاه‌تر استفاده می‌کنند همانند سنجش بوم‌شناختی گذرا[2]، مطالعات خاطرات روزمره[3] یا پژوهش در مورد زوج‌درمانی، مفید خواهد بود. در ارزیابی‌های جاری از درمان، مقیاس PRI در مقایسه با مقیاس‌های اندازه‌گیری رضایت از رابطه، می‌تواند تصویری واضح‌تر از پویایی‌های رابطه در دسترس یک درمانگر قرار دهد. در طی جلسات، مقیاس PRI می‌تواند اولین نشانه‌های بهبود را نشان دهد یا به‌عنوان یک «هشدار اولیه[4]» از رو به وخامت گذاشتن پویایی‌های رابطه به کار رود؛ درحالی‌که مقیاس‌های اندازه‌گیری رضایت، در این زمینه نسبتاً ثابت می‌مانند.

با توجه به اینکه اشاره شد که احتمال نقض روایی تشخیصی بین دو خرده‌مقیاس در زیرگروه‌ها وجود دارد، پیشنهاد می‌شود که روایی تشخیصی این دو خرده‌مقیاس با حجم نمونه بالاتر در پژوهش‌های آتی در بین زنان و مردان در نمونه‌های دیگر با ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و فرهنگی متفاوت موردمطالعه قرار بگیرد. هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی با دقت بیشتر وابستگی موضعی گویه‌های این ابزار با یکدیگر را بسنجند. یافته‌ها نشان دادند که برازش گویه‌های خرده‌مقیاس عدم حساسیت ادراک‌شده با مدل پاسخ مدرج چندان مطلوب نبود. پیشنهاد می‌شود این مسئله در پژوهش‌های آتی با حجم نمونه بیشتر موردبررسی قرار بگیرد.

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

1. variability
2. Ecological momentary assessment (EMA)
3. daily diary studies
4. early warning

سپاسگزاری

پژوهشگران از کلیه معلمانی که در پژوهش حاضر مشارکت نمودند، صمیمانه قدردانی و تشکر می‌کنند.

References

Algoe, S. B., & Zhaoyang, R. (2016). Positive psychology in context: Effects of expressing gratitude in ongoing relationships depend on perceptions of enactor responsiveness. *The Journal of Positive Psychology*, 11(4), 399–415. https://doi.org/10.1080/17439760.2015.1117131

Bradbury, T. N., Fincham, F. D., & Beach, S. R. H. (2000). Research on the nature and determinants of marital satisfaction: A decade in review. *Journal of Marriage and the Family*, 62(4), 964–980. https://doi.org/10 .1111/j.1741-3737.2000.00964.x

Chalmers, R. P. (2012). mirt: A Multidimensional Item Response Theory Package for the R Environment. *Journal of Statistical Software*, *48*(6), 1–29. https://doi.org/10.18637/jss.v048.i06

Clark, M. S., & Arago´n, O. R. (2013). Communal (and other) relationships: History, theory development, recent findings, and future directions. In J. A. Simpson & L. Campbell (Eds.), *The Oxford handbook of close relationships* (p. 255–280) Oxford University Press. https://doi.org/10 .1093/oxfordhb/9780195398694.013.0012

Crasta, D., Rogge, R. D., Maniaci, M. R., & Reis, H. T. (2021). Toward an optimized measure of perceived partner responsiveness: Development and validation of the perceived responsiveness and insensitivity scale. *Psychological Assessment*, *33*(4), 338. http://dx.doi.org/10.1037/pas0000986

Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281–302. https://doi.org/10.1037/h0040957

Doss, B. D. (2006). Changing the way we study change in psychotherapy. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11(4), 368–386. https:// doi.org/10.1093/clipsy.bph094

Finkel, E. J., Simpson, J. A., & Eastwick, P. W. (2017). The psychology of close relationships: Fourteen core principles. *Annual Review of Psychology*, 68, 383–411. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010416-044038

Gable, S. L., Impett, E. A., Reis, H. T., & Asher, E. R. (2004). What do you do when things go right? The intrapersonal and interpersonal benefits of sharing positive events. *Journal of Personality and Social Psychology*, 87, 228–245. https://doi.org/10.1037/0022-3514.87.2.228

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.

Gottman, J. M. (1998). Psychology and the study of marital processes. *Annual Review of Psychology*, 49(1), 169–197. https://doi.org/10.1146/ annurev.psych.49.1.169

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

Kelley, T. L. (1927). *Interpretation of educational measurements*. World Book.
Kimmes, J. G., Jaurequi, M. E., May, R. W., Srivastava, S., & Fincham, F. D. (2018). Mindfulness in the context of romantic relationships: Initial development and validation of the Relationship Mindfulness Measure. *Journal of Marital and Family Therapy*, *44*(4), 575-589. https://doi.org/10.1111/jmft.12296
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
Kunce, L. J., & Shaver, P. R. (1994). An attachment-theoretical approach to caregiving in romantic relationships. In K. Bartholomew & D. Per-Iman (Eds.), *Advances in personal relationships* (Vol. 5, pp. 205–237). Jessica Kingsley
Laurenceau, J., 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, 1238–1251. https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.5.1238
Lebow, J. (2000). What does the research tell us about couple and family therapies? *Journal of Clinical Psychology*, 56, 1083–1094. https://doi.org/ 10.1002/1097-4679(200008)56:83.0.CO;2-L.
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://doi.org/10.1037/0022-3514.94.4.647
Lemay, E. P., & Neal, A. M. (2013). The wishful memory of interpersonal responsiveness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 104, 653–672. https://doi.org/10.1037/a0030422
Lemay, E. P., Clark, M. S., & Feeney, B. C. (2007). Projection of responsiveness to needs and the construction of satisfying communal relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 834–853. https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.5.834
Maisel, N. C., & Gable, S. L. (2009). The paradox of received social support: The importance of responsiveness. *Psychological Science*, 20(8), 928–932. https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2009.02388.x
Murray, S. L., Holmes, J. G., & Collins, N. L. (2006). Optimizing assurance: The risk regulation system in relationships. *Psychological Bulletin*, 132(5), 641–666. https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.5.641
R Core Team (2020). 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. (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. 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. W. Duck (Ed.), *Handbook of personal relationships* (pp. 367–389). Wiley. https://doi.org/10.1016/0045-7825(81)90049-9
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., Lee, K. Y., O'Keefe, S. D., & Clark, M. S. (2018). Perceived partner responsiveness promotes intellectual humility. *Journal of Experimental Social Psychology*, 79(June), 21–33. https://doi.org/10.1016/j.jesp.2018.05.006

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, 557–570. https://doi.org/10.1037/a0022885

Roberts, J. A., & David, M. E. (2016). My life has become a major distraction from my cell phone: Partner phubbing and relationship satisfaction among romantic partners. *Computers in human behavior*, *54*, 134-141. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.chb.2015.07.058

Rönkkö, M., & Cho, E. (2022). An updated guideline for assessing discriminant validity. *Organizational Research Methods*, *25*(1), 6-14. https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/1094428120968614

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

Sanri, Ç., Halford, W. K., Rogge, R. D., & von Hippel, W. (2021). The couple flourishing measure. *Family process*, *60*(2), 457-476. https://doi.org/10.1111/famp.12632

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2015). *A beginner's guide to structural equation modeling*. psychology press. https://doi.org/10.4324/9781315749105

Slatcher, R. B., Selcuk, E., & Ong, A. D. (2015). Perceived partner responsiveness predicts diurnal cortisol profiles 10 years later. *Psychological Science*, 26, 972–982. https://doi.org/10.1177/095679761557502

Snyder, D. K., Castellani, A. M., & Whisman, M. (2006). Current status and future directions in couple therapy. *Annual Review of Psychology*, 57, 317–344. https://doi.org/10.1146/annurev.psych.56.091103.070154

Stanton, S. C. E., Selcuk, E., Farrell, A. K., Slatcher, R. B., & Ong, A. D. (2018). Perceived partner responsiveness, daily negative affect reactivity, and all-cause mortality. *Psychosomatic Medicine*, 81(1), 7–15. https://doi.org/10.1097/PSY.0000000000000618

Tasfiliz, D., Selcuk, E., Gunaydin, G., Slatcher, R. B., Corriero, E. F., & Ong, A. D. (2018). Patterns of perceived partner responsiveness and well-being in Japan and the United States. *Journal of Family Psychology*, 32(3), 355–365. https://doi.org/10.1037/fam0000378

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

Tolmacz, R., Lev-Ari, L., & Bachner-Melman, R (2021) Refining the Assessment of Entitlement in Romantic Relationships: The Sense of Relational Entitlement Scale—Revised (SRE-R). *Front. Psychol*. 12:744618. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.744618

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

Weiss, R. L. (1980). Strategic behavioral marital therapy: Toward a model for assessment and intervention. In J. P. Vincent (Ed.), *Advances in family intervention, assessment, and theory* (pp. 229–271). JAI Press.

مقیاس پاسخگویی و عدم‌حساسیت ادراک‌شده **(PRI)**

ردیف	گویه	اصلاً درست نیست	کاملاً درست است
۱	همسرم واقعاً به من گوش می‌دهد.		
۲	به نظر می‌رسد همسرم نسبت به آنچه من فکر می‌کنم یا احساس می‌کنم، علاقه‌مند است.		
۳	همسرم فرد با درک و فهمی است.		
٤	همسرم سعی می‌کند تا منظور من را بفهمد.		
٥	همسرم به نیازهای من توجه می‌کند.		
٦	همسرم نسبت به نیازهای من پاسخگو است.		
۷	همسرم نگرانی‌های من را جدی می‌گیرد.		
۸	همسرم واقعاً دیدگاه من را درک می‌کند.		
۹	همسرم احساسات و نگرانی‌های من را درک نمی‌کند.		
۱۰	همسرم نظر من در مورد یک رویداد را نادیده می‌گیرد.		
۱۱	همسرم خیلی راحت، نگرانی‌های من را نادیده می‌گیرد.		
۱۲	به نظر می‌رسد همسرم چیزهایی را که برای من خیلی مهم هستند، نادیده می‌گیرد.		
۱۳	همسرم واقعاً خواسته‌ها و نیازهای من را درک نمی‌کند.		
١٤	همسرم واقعاً نگرانی‌های من را جدی نمی‌گیرد.		
١٥	همسرم اغلب به آنچه می‌گویم، واقعاً گوش نمی‌دهد.		
١٦	زمانی که در مورد چیزی احساس نگرانی یا اضطراب می‌کنم، صحبت کردن با همسرم در مورد آن، فقط اوضاع را بدتر می‌کند.		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی