



## Determining the Psychometric Properties and Measurement Invariance of the Partner Phubbing Scale

Manouchehr Rezaee<sup>1</sup> , Balal Izanloo<sup>2\*</sup> , Naser Abbasi<sup>3</sup> , Habibeh Bashirnezhad Dastjerdi<sup>4</sup> 

1. Department of Counseling, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran. Email: [manouchehr.rezaee24@gmail.com](mailto:manouchehr.rezaee24@gmail.com)
2. Corresponding Author, Department of Curriculum Planning, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran. Email: [izan.b@khu.ac.ir](mailto:izan.b@khu.ac.ir)
3. Department of Counseling, Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran. Email: [n.abbasi@uma.ac.ir](mailto:n.abbasi@uma.ac.ir)
4. Department of Assessment and Measurement, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email: [psychometric.2012@gmail.com](mailto:psychometric.2012@gmail.com)

### ARTICLE INFO

**Article type:**  
Research Article

**Article History:**  
Received: 1 Oct 2022  
Revised: 11 Dec 2022  
Accepted: 25 Jan 2023  
Published Online: 07 Agu 2024

**Keywords:**  
*Couple Relationship, Exploratory Graph Analysis, Invariance, Item-Response Theory, Phubbing.*

### ABSTRACT

The aim of the current research was to study the adaptability and invariance of the Partner Phubbing Scale in Iranian society, as well as its factor structure. The current research method was implemented in terms of the purpose and descriptive-survey in terms of data acquisition, as well as correlational analysis process. The statistical population of this research consisted of all married teachers in Zanjan province in 2022. The total number of participants was 841. Of these, 481 were female, 238 were male, and 122 had not designated their gender. The Partner Phubbing scale was the primary instrument utilized in this investigation. Exploratory and confirmatory factor analysis, descriptive statistics indicators, and Pearson correlation coefficients were used to evaluate the dataset. The Lavaan package, EGAnet package, and SPSS26 software were employed to conduct the data analysis in R software. The findings showed that the Partner Phubbing Scale had a single-factor structure. With the exception of item 7, all items demonstrated a satisfactory fit with the graded response model. The fit indices were satisfactory and appropriate. The outputs indicated that this scale had proper reliability. Although the tool's discriminant validity was minimal; however, it was preserved at the construct level. This measure was verified to be gender-invariant. All items, with the exception of item 7, exhibited significant factor loading. Additionally, this scale exhibited appropriate divergent and convergent validity. The Partner Phubbing Scale exhibited optimized psychometric properties for future research research applications, as indicated by the results. Yet, future research should evaluate the discriminant validity of this tool and the psychometric indices of item 7 in various samples with different demographic and cultural characteristics.

**Cite this article:** Rezaee, M., Izanloo, B., Abbasi, N., & Bashirnezhad Dastjerdi, H. (2024). Determining the Psychometric Properties and Measurement Invariance of the Partner Phubbing Scale. *Journal of Applied Psychological Research*, 15(2), 271-293. doi: 10.22059/japr.2023.349223.644398.



**Publisher:** University of Tehran Press  
DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2023.349223.644398>

© The Author(s).



## تعیین ویژگی های روان سنجی و تغییرناپذیری اندازه گیری مقیاس فابینگ شریک

منوچهر رضائی<sup>۱</sup>، بلال ایزانلو<sup>۲\*</sup>، ناصر عباسی<sup>۳</sup>، حبیبه بشیرنژاد دستجردی<sup>۴</sup>

۱. کارشناسی ارشد مشاوره خانواده، گروه مشاوره، دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه:

[manouchehr.rezaee24@gmail.com](mailto:manouchehr.rezaee24@gmail.com)

۲. نویسنده مسؤل، استادیار، گروه برنامه ریزی درسی، دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران. رایانامه: [izan.b@Khu.ac.ir](mailto:izan.b@Khu.ac.ir)

۳. دانشجوی دکتری مشاوره، گروه مشاوره، دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران. رایانامه: [n.abbasi@uma.ac.ir](mailto:n.abbasi@uma.ac.ir)

۴. کارشناسی ارشد، گروه سنجش و اندازه گیری، دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. رایانامه:

[psychometric.2012@gmail.com](mailto:psychometric.2012@gmail.com)

### چکیده

### اطلاعات مقاله

#### نوع مقاله:

پژوهشی

#### تاریخ های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۰۹

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۱۰/۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۰۵

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۵/۱۷

#### کلیدواژه ها:

تحلیل شبکه اکتشافی، تغییرناپذیری، رابطه زوجی، فابینگ، نظریه سؤال-پاسخ.

هدف پژوهش حاضر، مطالعه ساختار عاملی مقیاس فابینگ شریک، قابلیت انطباق پذیری و تغییرناپذیری آن در جامعه ایران بود. روش پژوهش از نظر هدف کاربردی، از لحاظ گردآوری داده توصیفی-پیمایشی و براساس تحلیل داده همبستگی بود. جامعه آماری این مطالعه تمام معلمان متأهل استان زنجان در سال ۱۴۰۱ بود. تعداد نمونه به ۸۴۱ نفر رسید که از این تعداد ۴۸۱ نفر زن و ۳۶۰ نفر مرد بودند و ۱۲۲ نفر هم جنسیتشان را اعلام نکرده بودند. ابزار اصلی پژوهش مقیاس فابینگ شریک بود. برای تحلیل داده ها از شاخص های آمار توصیفی، ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. تحلیل داده ها با نرم افزارهای SPSS-26، بسته لاوان و بسته EGAnet در نرم افزار R انجام شد. یافته ها نشان داد مقیاس فابینگ شریک ساختار تک عاملی دارد. تمامی گویه ها به غیر از گویه ۷ با مدل پاسخ مدرج برازش قابل قبول داشتند. شاخص های برازش مطلوب و قابل قبول بودند. برون داده ها حکایت از پایایی مناسب این مقیاس داشت. با اینکه روایی تشخیصی ابزار پایین بود، در سطح سازه برقرار بود. تغییرناپذیری جنسیتی برای این ابزار تأیید شد. بار عاملی تمام گویه ها به جز گویه ۷ معنادار بودند. همچنین مقیاس فابینگ شریک، روایی همگرا و واگرای مطلوبی نشان داد. نتایج گویای این بود که مقیاس فابینگ شریک از ویژگی های روان سنجی مطلوب و جهت کاربرد در پژوهش های آتی برخوردار است. البته پژوهش های آتی باید روایی تشخیصی ابزار و شاخص های روان سنجی گویه ۷ این مقیاس را در بین نمونه های مختلف با خصایص جمعیت شناختی و فرهنگی متفاوت مورد بازبینی قرار دهند.

استناد: رضائی، م، ایزانلو، ب، عباسی، ن، و بشیرنژاد دستجردی، ح. (۱۴۰۳). تعیین ویژگی های روان سنجی و تغییرناپذیری اندازه گیری مقیاس فابینگ شریک. فصل نامه پژوهش های کاربردی روانشناختی، ۱۵(۲)، ۲۹۳-۲۷۱. doi: 10.22059/japr.2023.349223.644398

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2023.349223.644398>

© نویسنده گان.



## ۱. مقدمه

فایبینگ<sup>۱</sup> پدیده‌ای نوظهور است (سان و سمپ<sup>۲</sup>، ۲۰۲۲). کلمه فایبینگ یک واژه مرکب<sup>۳</sup> از دو کلمه «گوشی»<sup>۴</sup> و «بی‌اعتنایی کردن و محل نگذاشتن»<sup>۵</sup> است. واژه مرکب، واژه‌ای است که شکل و معنای آن از ترکیب کردن دو کلمه متمایز یا بیشتر از آن مشتق شده باشد. مورد فایبینگ قرار گرفتن یعنی بی‌اعتنایی دیدن از شخصی که در هنگام مصاحبت، به جای تعامل با مخاطب پیش‌رو از گوشی همراه خود استفاده می‌کند. مورد فایبینگ قرار گرفتن می‌تواند عامل گسیختگی مکالمه با افراد شود. فایبینگ شریک<sup>۶</sup> زمانی رخ می‌دهد که شرایط مذکور در مصاحبت با همسر یا دیگران مهم اتفاق بیفتد. تعاملات رودرو بین شریکان رمانتیک ممکن است به‌واسطه استفاده هم‌زمان از گوشی همراه در طول تعاملات به‌صورت منفی تحت تأثیر قرار بگیرد (مک‌دنیل و کوین<sup>۷</sup>، ۲۰۱۶). این پدیده فایبینگ شریک نامیده شده است (های<sup>۸</sup>، ۲۰۱۵) که جریان تعامل را از طریق منحرف کردن توجه یکی از شریکان از تعامل آشفته می‌سازد. ماهیت فراگیر گوشی‌های همراه، فایبینگ را به‌طور کلی یا فایبینگ شریک را به‌صورت اختصاصی‌تر به یک رخداد تقریباً اجتناب‌ناپذیر تبدیل کرده است (رابرتز و دیوید<sup>۹</sup>، ۲۰۱۶).

تعاملات رودرویی منظم بین شریکان یکی از خصیصه‌های روابط صمیمانه است که مبتنی بر فرایندهای پویا هستند (موریو، گالوان، نظیر و و پائولینان<sup>۱۰</sup>، ۲۰۱۶) و دربردارنده مبادله مستمر سرخ‌های کلامی و غیر کلامی بین شریکان است که شامل تن صدا، زبان بدن و حالات چهره است. پویایی‌های تعامل بر مبادله مستمر این سرخ‌ها در بین شریکان متکی است که تعامل بین آن‌ها را تسهیل می‌کند؛ یعنی عمل یکی از شریکان به عکس‌العمل دیگری منجر می‌شود. تعاملات بین شریکان برای حفظ رابطه ضروری هستند و در طول زمان این فرایندها تأثیر مستمری بر کیفیت رابطه دارند؛ چیزی که ممکن است براساس اینکه آیا این تعاملات یک نقش کارکردی ایفا می‌کنند یا نقش کژکارکردی، تفاوت داشته باشند. با وجود این، استمرار تعامل بین شریکان زمانی که یکی از شریکان دیگری را به‌خاطر گوشی همراه نادیده می‌گیرد، ممکن است مختل شود (های، ۲۰۱۵؛ وندن آبیلی<sup>۱۱</sup>، ۲۰۲۰). از آنجا که گوشی‌های هوشمند امروزه به‌طور وافر برای دسترسی به شبکه‌های برخاط مانند سرویس‌های پیام‌رسان، شبکه‌های اجتماعی و... مورد استفاده قرار می‌گیرند، ممکن است فایبینگ توجه از شریک را منحرف و جریان تعامل را مختل کند. در یک موقعیت فایبینگ، شریکی که عمل فایبینگ را انجام می‌دهد فایب<sup>۱۲</sup> نامیده می‌شود و شریکی که عمل فایبینگ را دریافت می‌کند، فایبی<sup>۱۳</sup> نامیده می‌شود (فراکوویاک، هیلپرت و راسل<sup>۱۴</sup>، ۲۰۲۲).

همه ما مورد فایبینگ واقع شده‌ایم و احتمالاً دیگران را هم مورد فایبینگ قرار داده‌ایم (وندن آبیلی و ماریک<sup>۱۵</sup>، ۲۰۲۰). بی‌جورنسن و همکاران<sup>۱۶</sup> (۲۰۱۷) پی بردند که صددرصد پاسخ‌دهندگان سطوحی از فایبینگ را در روابطشان گزارش کرده‌اند (به نقل از دیوید و رابرتز<sup>۹</sup>، ۲۰۲۰). ممکن است فایبینگ در هر زمان و مکانی رخ دهد که شامل جلسات کاری، کنفرانس‌ها، در طول صرف غذا یا دورهمی‌های اجتماعی با دوستان و خانواده است (کاپیلا گاریدو، ایسا، استبان و دلگادو<sup>۱۷</sup>، ۲۰۲۱). مطالعه‌ای کیفی نشان داد رفتار فایبینگ به احتمال زیاد زمانی رخ می‌دهد که صاحب گوشی همراه: ۱. پیامی را دریافت می‌کند که به او این فرصت را می‌دهد که پیام‌های دیگر را هم چک کند؛ ۲. عادت دارد بارها موبایلش را چک کند؛ ۳. در آن لحظه ترس

1. phubbing
2. Sun & Samp
3. portmanteau
4. phone
5. snubbing
6. partner phubbing
7. McDaniel & Coyne
8. Haigh
9. Roberts & David
10. Moreau, Galvan, Nazir, & Paulignan
11. Vanden Abeele
12. phubber
13. phubbee
14. Frackowiak, Hilpert, & Russell
15. Mariek
16. Bjornsen et al.
17. Capilla Garrido, Issa, Esteban, & Delgado

از دست دادن<sup>۱</sup> را احساس می‌کند؛ ۴. نیاز وافر به ارتباط برقرار کردن و ارتقای خود از طریق شبکه‌های اجتماعی را دارد؛ یا (۵) احساس بی‌حوصلگی می‌کند (برونینگ و وارنبرگ<sup>۲</sup>، ۲۰۲۲).

پژوهش‌ها در سال‌های اخیر نشان داده‌اند تأثیرات منفی ناشی از افزایش پدیده فابینگ بر زندگی روزمره جدی‌تر از آن چیزی است که در آغاز پیش‌بینی شده بود. تأثیرات منفی فابینگ در زوجها می‌تواند دیگر سازه‌های مرتبط با رابطه را نیز تحت تأثیر قرار دهد؛ مانند کاهش کیفیت تعامل، دسترسی‌پذیری به شریک، اعتماد و صمیمیت و می‌تواند عاطفه منفی و حسادت را افزایش دهد (فراکوویاک، هیلپرت و راسل، ۲۰۲۲). فابینگ به‌عنوان یک تجربه بین شریکانی که در ارتباط هستند، به کیفیت ارتباطی ضعیف‌تر پیوند خورده است؛ خصوصاً برای مشارکت‌کنندگانی که گزارش کردند همواره از جانب شریکانشان مورد فابینگ قرار گرفته‌اند (مک‌دنیل، گالووان و دروین<sup>۳</sup>، ۲۰۲۱). وانگ و همکاران (۲۰۱۷) تأثیرات مضر فابینگ شریک بر بزرگسالان متأهل و غیرمتأهل را مطالعه کردند و پی بردند که فابینگ شریک تأثیرات مضر بیشتری روی روابط رمانتیک افراد متأهل در مقابل غیرمتأهل‌ها دارد. همچنین نشان دادند زمانی که افراد از جانب شریک رمانتیکشان مورد فابینگ قرار گرفتند، کیفیت رابطه و رضایت از رابطه کمتری داشتند. آن‌ها استدلال کردند که افسردگی یک عامل پیش‌بین مهم برای رفتار فابینگ است و رابطه غیرمستقیم بین افسردگی و فابینگ شریک از طریق رضایت از رابطه را کشف کردند. فابینگ روابط شریکان را تحت تأثیر قرار می‌دهد و به‌عنوان یک عامل خطر ساز برای ثبات روابط آن‌ها در نظر گرفته می‌شود؛ چرا که احساس نادیده انگاشته شدن، بی‌احترامی، نارضایتی و حقارت را خلق می‌کند. علاوه بر این، می‌تواند به تعارض، واکنش متقابل، انتقام یا حتی طلاق از طرف شخصی که در سر طیف فابینگ است، منجر شود (رابرتز و دیوید، ۲۰۱۶؛ وانگ، ژی، وانگ، وانگ و لی<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷؛ ریوس آریز، ماتاس-ترون، رومیش چاواری و چونگا چینگول<sup>۵</sup>، ۲۰۲۱). در آزمایشی، مشارکت‌کنندگان در یک پویانمایی سه‌بعدی سه دقیقه‌ای در معرض مکالمه با یک شریک محاوره‌ای مجازی قرار گرفتند که از جانب آن‌ها به صورت گسترده یا جزئی مورد فابینگ قرار گرفتند یا اصلاً مورد فابینگ قرار نگرفتند. نتایج نشان داد فابینگ تأثیراتی منفی بر چهار نیاز ضروری انسان در پاسخ‌دهندگان داشته که با محرومیت یا طرد اجتماعی همراه است: تعلق خاطر، عزت نفس، وجود معنا و کنترل (چوتپیتایاسوناند و داگلاس<sup>۶</sup>، ۲۰۱۸).

افراد مورد فابینگ قرار گرفته ممکن است نگاه کردن افراد فابر به گوشی را برای تلاش جهت جست‌وجو برای ارتباط با دیگران نسبت دهند و در نتیجه به‌عنوان علامتی از بی‌علاقگی آن‌ها به مکالمه جاری استنباط و فکر کنند که آن‌ها ارزش توجه کامل فرد فابر را ندارند (چوتپیتایاسوناند و داگلاس، ۲۰۱۸؛ وندن آیلی و پوستما-نیلسن<sup>۷</sup>، ۲۰۱۸). با وجود این، زمانی که فرد فابر یا موقعیت مذکور، اطلاعات اسنادی برای استفاده از موبایل در طول تعامل تأمین کند، می‌تواند احساس محرومیت یا طرد و تأثیرات منفی بیشتر را در افراد فابی کاهش دهد (مک‌دنیل و وسل من<sup>۸</sup>، ۲۰۲۱). در این راستا نتیجه مطالعه بوک‌بوم و پولمن<sup>۹</sup> (۲۰۲۱) نشان داد استفاده از موبایل در حضور یک شریک (فابینگ شریک) غالباً تأثیرات مخرب ناخواسته روی رابطه دارد؛ چرا که شریک احساس طرد شدن می‌کند و این به پاسخگویی و صمیمیت تجربه شده در تعاملاتی که آن شریک در آن‌ها حضور دارد، لطمه می‌زند. تنها از طریق درگیر کردن و مطلع ساختن شریک در مورد فعالیت‌های خود در گوشی (استفاده مشترک از گوشی) کاهش احساس طرد و حفظ پاسخگویی و صمیمیت بیشتر در مکالمات ممکن می‌شود.

فابینگ خطرات مخرب و پنهان بیشتری به نسبت دیگر اعتیادهای مجازی منتقل می‌کند. مطالعه تأثیرات فابینگ حاکی از این است که افراد تعاملاتشان را با کیفیت ضعیف‌تر ادراک می‌کنند، از تعاملاتشان کمتر راضی هستند، به شریک تعاملی‌شان

1. missing out

2. Bröning & Wartberg

3. Galovan & Drouin

4. Wang, Xie, Wang, Wang, & Lei

5. Ríos Ariza, Matas-Terrón, Rumiche Chávarry, & Chunga Chinguel

6. Chotpitayasunondh & Douglas

7. Postma-Nilsenova

8. Wesselmann

9. Beukeboom & Pollmann

اعتماد کمتری دارند، زمانی که گوشی وجود دارد، احساس نزدیکی کمتری به شریک تعاملی‌شان دارند و دارای هیجانات منفی هستند (رابرتز و دیوید، ۲۰۱۶). رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) پی بردند که فابینگ به‌زیستی فرد را تحت تأثیر قرار می‌دهد و با احساسات افسرده‌کننده همراه است. مشخص شده که افراد فابر از زندگی‌شان کمتر راضی هستند و بیشتر از دیگران احساس تنهایی می‌کنند (پارمکسیز<sup>۱</sup>، ۲۰۲۱). برای کشف کردن سازوکارهای که از طریق آن فابینگ شریک برای یک رابطه مخرب است، هالپرن و کاتز<sup>۲</sup> (۲۰۱۷) یک مطالعه دومارحله‌ای با فاصله یک سال اجرا کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد فابینگ شریک از طریق تعارض و فقدان صمیمیت، رابطه را تحت تأثیر قرار داد. تأثیر فابینگ شریک به این بستگی دارد که استفاده از گوشی هوشمند توسط یک شریک رمانتیک چگونه ارزیابی شود. ممکن است افراد فابر در ارتباط با اینکه آن‌ها به چه چیزی بیشتر ارزش قائل می‌شوند، پیام‌های ضمنی ارسال کنند و افراد فابی ممکن است احساس بی‌اهمیتی بکنند. این می‌تواند توجیهی برای این باشد که چرا احساس مورد فابینگ قرارگرفتن از جانب یک شریک رمانتیک با رضایت کمتر از زندگی، به‌زیستی کم و نشانگان افسردگی همراه است (مک‌دنیل و کوین، ۲۰۱۶؛ رابرتز و دیوید، ۲۰۱۶؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۷). زمانی که افراد فابی احساس طردشدن بکنند، ممکن است این عمل را از طریق فابینگ کردن شریکشان تلافی کنند که به خلق یک چرخه معیوب فابینگ و فابینگ‌شدن منجر می‌شود (برونینگ و وارنبرگ، ۲۰۲۲).

افراد متأهل که همسرشان غالباً منبع اصلی حمایت آن‌ها هستند، در مقایسه با غیرمتأهل‌ها، در روابط رمانتیک که فراتر از شریک رمانتیکشان معمولاً مخاطبان اجتماعی بیشتری دارند، ممکن است به‌وسیله مشکلات رابطه (مانند فابینگ شریک) خیلی بیشتر تحت تأثیر قرار بگیرند (ویتن و کوری‌لوک<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲). متأهل‌ها در مقایسه با غیرمتأهل‌ها، فابینگ شریک بیشتری را تجربه می‌کنند (سیزمسی<sup>۴</sup>، ۲۰۱۷). تأثیرات تعدیل‌کننده عزت‌نفس و وضعیت تأهل بر ارتباط بین فابینگ شریک و رضایت از رابطه بررسی شد. یافته‌ها نشان داد فابینگ شریک به‌طور معناداری با رضایت از رابطه همراه نیست و رابطه بین فابینگ شریک و رضایت از رابطه نیز به‌وسیله وضعیت تأهل تعدیل شده بود؛ یعنی رابطه معنادار بین فابینگ شریک و رضایت از رابطه فقط میان افراد متأهل وجود داشت (وانگ، ژائو و لی<sup>۵</sup>، ۲۰۲۱). در مطالعه فراکوویاک و همکاران (۲۰۲۲) مشارکت‌کنندگان در روزهایی که فابینگ رخ داد در مقایسه با روزهای بدون فابینگ، رضایت کمتری از رابطه گزارش کردند. در روزهای که افراد فابینگ شریک را تجربه می‌کنند، شدت فابینگ با عکس‌العمل‌های ارزیابانه قوی‌تر توأم بود: مشارکت‌کنندگان پاسخگویی ادراک‌شده<sup>۶</sup> کمتر از همسر و قضاوت اخلاقی منفی‌تر درمورد رفتار فابینگ شریک گزارش کردند. خدابخش و لی آنگ<sup>۷</sup> (۲۰۲۱) پی بردند که متأهل‌های جوان‌تر در مقایسه با متأهل‌های مسن‌تر، رابطه منفی قوی‌تری بین فابینگ شریک و کیفیت زناشویی گزارش کردند. این یافته‌ها خصوصاً برای جوان‌ترها با در نظر گرفتن استفاده زیاد آن‌ها از گوشی هوشمند، در روابط مسئله‌ساز است. یافته‌های مطالعه لیو و همکاران<sup>۸</sup> (۲۰۲۱) دلالت بر این دارند که فابینگ نه‌تنها به سلامت روان افراد فابینگ‌شده زیان می‌رساند، بلکه سلامت روان فابینگ‌کننده را هم تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این مطالعه فابینگ، فرسودگی شغلی معلمان مدارس ابتدایی و متوسطه را افزایش داد و خطر افسردگی‌شان را نیز بیشتر کرد. برونینگ و وارنبرگ (۲۰۲۲) نشان دادند فابینگ شریک با جهت‌گیری دلبستگی ناایمن، سن کمتر در هردو جنس و رضایت کمتر از رابطه در مردان، اما نه در زنان همراه بود. یافته‌های آن‌ها نشان داد حساسیت به رفتار فابینگ ادراک‌شده شریک به دلبستگی اضطرابی خود فرد و دلبستگی اجتنابی شریکان پیوند خورده است.

فابینگ پدیده‌ای فراگیر در میان تشکیلات فرهنگی است، اما بینش کمی درمورد رفتار فابینگ وجود دارد. برای فهم پدیده فابینگ در بافت‌های فرهنگی نیاز مبرمی وجود دارد. با افزایش اشاعه گوشی‌های هوشمند و تعداد افرادی که از آن‌ها به‌طور

1. Parmaksiz
2. Halpern & Katz
3. Whitton & Kuryluk
4. Çizmeci
5. Wang, Zhao, & Lei
6. Perceived responsiveness
7. Khodabakhsh & Le Ong
8. Liu et al.

گسترده استفاده می‌کنند، مسئله فابینگ فراگیرتر شده است. مطالعاتی برای فهم فرهنگ فابینگ انجام شده است. اگرچه مطالعات موجود شروع به ارائه بینش‌هایی در مورد این پدیده کرده‌اند، اما تعداد این مطالعات محدود است. این مطالعات در جوامع غیرغربی محدودتر است (دیلوناردو<sup>۱</sup>، ۲۰۱۸). هیچ نظریه نظام‌مندی در بافت فرهنگ غیرغربی وجود ندارد که توضیح دهد فابینگ چیست، چگونگی و چرایی عملکرد آن را توضیح دهد و ادراکات افراد از این پدیده را تشریح کند (چوتپیتایاسوناند و داگلاس، ۲۰۱۶؛ دیوی و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۱۸). نتیجه فابینگ این خواهد بود که افراد از نظر جسمانی نزدیک یکدیگر خواهند بود، اما بیشتر بر دستگاه‌های هوشمندشان متمرکز می‌شوند (های، ۲۰۱۵؛ موسا و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۲۱).

پژوهش درباره پدیده فابینگ، موضوع جدیدی است و تقریباً یک دهه قدمت دارد که با آغاز فناوری گوشی‌های هوشمند شروع شده است. این پدیده چندان مطالعه نشده و زمینه‌های خیلی کمی وجود دارد که فابینگ در آن‌ها بررسی شده است؛ برای مثال بیشتر بافت‌های مطالعاتی که پژوهش‌ها در آن‌ها به وقوع پیوسته فابینگ شریک، فابینگ رئیس یا کارفرما و فابینگ به صورت کلی است. همان‌طور که اشاره شد، گوشی‌های هوشمند در همه زندگی ما وارد شده‌اند و تأثیرات شگرفی بر گفت‌وگوهای اجتماعی ما نهاده‌اند. فابینگ پیامدهای گفت‌وگوهای رودررو را تغییر داده و آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تأثیر گسترده‌ای بر شخصی دارد که با رفتار فابینگ مواجه می‌شود؛ بنابراین مسئله پژوهش حاضر مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس فابینگ شریک (رابرتز و دیوید، ۲۰۱۶) و انطباق آن با هنجارهای فرهنگی جامعه ایران است.

## ۲. روش

### ۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

این پژوهش از نظر هدف کاربردی، از لحاظ گردآوری داده توصیفی-پیمایشی و از جهت تحلیل داده همبستگی (تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی) است. جامعه آماری پژوهش شامل معلمان متأهل استان زنجان در سال ۱۴۰۱ است. در تحلیل عاملی تأییدی و مدل‌یابی معادلات ساختاری، حداقل حجم نمونه براساس 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 (شوماخر و لومکس<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵)، برای افزایش اعتبار بیرونی پژوهش و بیشتر کردن توان آماری آزمون مورد استفاده، ۸۴۱ معلم متأهل به شیوه نمونه‌گیری در دسترس به‌عنوان نمونه انتخاب شدند و لینک سؤالات مورد نظر از طریق سامانه پرس‌لاین<sup>۵</sup> طراحی و به‌صورت آنلاین بین آن‌ها توزیع شد.

در گام نخست اجرای پژوهش، مجوز و معرفی‌نامه از دانشگاه خوارزمی اخذ شد و پس از ارائه به اداره کل آموزش و پرورش استان زنجان، مجوز اجرای ابزارهای پژوهش در سطح مدارس استان توسط شورای تحقیقات آموزش و پرورش صادر شد. نظر به اینکه در زمان اجرای ابزارها، به دلیل محدودیت‌های کرونایی، مدارس به‌صورت نیمه‌حضوری فعالیت داشتند و به‌جهت رعایت پروتکل‌های بهداشتی، مقیاس‌ها به‌صورت الکترونیکی تنظیم و توضیحات لازم از جمله اهداف و اهمیت پژوهش، محرمانگی، داوطلبانه بودن مشارکت، مدت‌زمان لازم برای پاسخ‌دهی و نحوه تکمیل مقیاس‌ها به‌صورت کاملاً شفاف ذکر شدند. همچنین برای انگیزه‌بخشی به آزمودنی‌ها از آن‌ها خواسته شد در صورت تمایل به آگاهی از نتایج پژوهش، آدرس ایمیل خود را ثبت کنند. ابتدا جهت تعیین پایایی اولیه ابزارهای پژوهش، ۱۰ مدرسه با ۱۲۰ کادر آموزشی خانم و آقا به‌طور در دسترس در سطح شهر زنجان جهت انجام مطالعه مقدماتی<sup>۶</sup> انتخاب شدند. سپس با هماهنگی مدیران این مدارس، لینک مقیاس‌ها از طریق شبکه شاد و سایر شبکه‌های اجتماعی در اختیار معلمان قرار گرفت. در نهایت ۸۷ معلم در مطالعه مقدماتی شرکت کردند. با توجه به پایایی قابل قبول مقیاس‌ها در مطالعه مقدماتی، در مرحله بعد مقیاس‌ها در اختیار معلمان استان زنجان در مناطق و نواحی منتخب قرار

1. Dilonardo et al.  
2. Davey  
3. Musa et al.  
4. Schumacker & Lomax  
5. Porsline.ir  
6. pilot study

گرفت. در نهایت، پس از مشارکت ۸۴۱ معلم، جمع‌آوری داده به اتمام رسید و داده‌ها مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفتند. ملاک‌های ورود به پژوهش شامل معلم‌بودن، متأهل‌بودن و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بود. معیارهای خروج نیز شامل مجردبودن، عدم دادن پاسخ دقیق به مقیاس‌ها و انصراف معلمان از تکمیل کردن مقیاس‌ها در طول جمع‌آوری داده بود. فرایند جمع‌آوری داده حدود چهار ماه طول کشید.

## ۲-۲. ابزارهای پژوهش

تمامی مقیاس‌های به‌کاررفته در این مطالعه برای اولین بار بود که بر روی نمونه‌های ایرانی اجرا می‌شد. ابتدا مقیاس‌ها ترجمه شدند. سپس ترجمهٔ مجدد<sup>۱</sup> نسخه‌های فارسی به انگلیسی صورت پذیرفت و در پایان نسخهٔ نهایی مقیاس‌ها جهت تأیید روایی صوری و محتوایی<sup>۲</sup> در اختیار استادان رشتهٔ مشاوره و زبان انگلیسی قرار گرفت. بعد از اعمال نظرات اصلاح‌کنندهٔ متخصصان، نسخهٔ نهایی مقیاس‌ها در یک مطالعهٔ مقدماتی برای تعیین پایایی اولیه روی نمونه‌ها اجرا شدند. نتایج پایایی تمام مقیاس‌ها هم در مطالعهٔ مقدماتی و هم مطالعهٔ نهایی معتبر و قابل استناد بود. در ادامه مشخصات تمامی مقیاس‌ها به تفصیل بیان شده است.

### ۲-۲-۱. مقیاس فابینگ شریک (Phubbing)

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 به‌وسیلهٔ آن حواسش پرت می‌شود. رابرتز و دیوید این مقیاس را در سال ۲۰۱۶ تعبیه کردند. این مقیاس شامل ۹ گویه است و طیف پاسخ‌دهی آن پنج‌درجه‌ای است (۱=هرگز، ۳=گاهی و ۵=همیشه). این ابزار خرده‌مقیاس ندارد و فقط گویهٔ ۷ آن به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود. پایایی آزمون در مطالعهٔ رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) ۰/۹۳ به‌دست آمد. پایایی مقیاس در مطالعهٔ مقدماتی و مطالعهٔ نهایی پژوهش حاضر به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۸۸ محاسبه شد. رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) ابتدا با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی ساختار عاملی مقیاس را بررسی کردند که یک ساختار تک‌عاملی به‌دست آمد و سپس با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی به بررسی ثبات ساختار عاملی پرداختند که مطلوب‌بودن شاخص‌های برازش ساختار تک‌عاملی را تأیید کرد. در مطالعهٔ حاضر علاوه بر تحلیل‌های اکتشافی، روایی از طریق تحلیل عاملی تأییدی نیز بررسی شد و مانند مطالعهٔ اصلی، ساختار تک‌عاملی تأیید شد.

### ۲-۲-۲. مقیاس پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده<sup>۳</sup> (PRI)

این مقیاس جهت سنجش ادراک افراد از میزان پاسخگویی یا عدم حساسیت شریک ارتباطی‌شان نسبت به نیازها، اهداف و دیدگاه‌های آن‌ها تدوین شده است. مقیاس پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده توسط کراستا، راگ، مانیاکی و ریس<sup>۴</sup> (۲۰۲۱) طراحی شد. این ابزار دربردارندهٔ دو خرده‌مقیاس است که هر کدام از آن‌ها حاوی ۸ گویه است و طیف پاسخ‌دهی آن یک طیف لیکرت شش‌درجه‌ای است (صفر=اصلاً درست نیست و ۵=کاملاً درست است). برای استفاده از نسخهٔ کوتاه هشت‌سؤالی، پژوهشگران می‌توانند چهار گویهٔ اول هر خرده‌مقیاس را نیز استفاده کنند. در این مقیاس هیچ گویه‌ای به‌صورت معکوس نمره‌گذاری نمی‌شود. پایایی خرده‌مقیاس پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده در مطالعهٔ کراستا و همکاران (۲۰۲۱) به ترتیب برابر با ۰/۹۶ و ۰/۹۴ بود. پایایی این مقیاس در مطالعهٔ مقدماتی و نهایی پژوهش ایزانلو و همکاران (۱۴۰۲) در خرده‌مقیاس‌های پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده به ترتیب برابر ۰/۹۷ و ۰/۹۴ و ۰/۹۵ و ۰/۹۶ به‌دست آمد (ایزانلو و همکاران، ۱۴۰۲). کراستا و همکاران (۲۰۲۱) خرده‌مقیاس‌های پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده را به ترتیب با استفاده از محاسبهٔ روایی همگرا و واگرا<sup>۵</sup> اعتباریابی کردند که روایی هر دو خرده‌مقیاس مورد تأیید قرار گرفت. در مطالعهٔ ایزانلو و همکاران (۱۴۰۲) روایی مقیاس مذکور با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی مورد سنجش قرار گرفت و در نهایت ساختار دوعاملی آن تأیید شد (ایزانلو و همکاران، ۱۴۰۲).

1. back translation
2. face & content validity
3. Perceived Responsiveness and Insensitivity Scale (PRI)
4. Crasta, Rogge, Maniaci & Reis
5. Convergent & divergent validity

**۲-۲-۳. مقیاس شکوفایی زوجی<sup>۱</sup> (CFM)**

این مقیاس جهت سنجش احساس شکوفایی و بالندگی افراد در روابط زوجی طراحی شده است. این مقیاس توسط سانری، هالفورد، راگ و وان هپپل<sup>۲</sup> (۲۰۲۱) ساخته شد. این مقیاس دربردارنده ۱۶ گویه است و طیف پاسخ‌دهی به آن یک طیف لیکرت هفت‌درجه‌ای است (۱=آشفته، ۴=رضایت‌بخش و ۷=شکوفایی). برای رعایت اختصار، پژوهشگران می‌توانند نسخه چهار و هشت‌سؤالی این مقیاس را نیز به کار برند که به ترتیب شامل چهار و هشت گویه ابتدایی مقیاس است. این ابزار خرده‌مقیاس ندارد و هیچ گویه‌ای در آن به صورت معکوس نمره‌گذاری نمی‌شود. پایایی این مقیاس در مطالعه سانری و همکاران (۲۰۲۱) ۰/۹۷ و در مطالعه مقدماتی و نهایی پژوهش رضائی و همکاران (۱۴۰۲) به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۹۷ به دست آمد (رضائی و همکاران، ۱۴۰۲). سانری و همکاران (۲۰۲۱) روایی این مقیاس را از طریق محاسبه ضرایب همبستگی آن با دیگر مقیاس‌های اندازه‌گیری کیفیت رابطه مورد سنجش قرار دادند که مقیاس مذکور روایی همگرا و واگرایی مطلوبی را نشان داد. در مطالعه رضائی و همکاران (۲۰۲۳) نیز ساختار عاملی معرفی شده در مطالعه سانری و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی اثبات شد (رضائی و همکاران، ۱۴۰۲).

**۲-۲-۴. مقیاس حس شایستگی ارتباطی<sup>۳</sup> (SRE-R)**

این مقیاس جهت سنجش ادراک ذهنی ما از آنچه در یک وضعیت ارتباطی به خصوص که مستحق آن هستیم به کار می‌رود. این مقیاس توسط تولمچ، لو-آری و باکتر-ملمن<sup>۴</sup> (۲۰۲۱) معرفی شد که شامل ۱۵ گویه است و طیف پاسخ‌دهی آن یک طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای است (۱=کاملاً مخالفم و ۵=کاملاً موافقم). این ابزار شامل دو خرده‌مقیاس است و هیچ گویه‌ای در آن به صورت معکوس نمره‌گذاری نمی‌شود. پایایی خرده‌مقیاس‌های حس شایستگی مفرد و محدودشده<sup>۵</sup> در مطالعه تولمچ و همکاران (۲۰۲۱) به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۹۱ شد. پایایی آن‌ها در مطالعه مقدماتی پژوهش حاضر به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۶۹ بود و در مطالعه نهایی پژوهش حاضر به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۰ به دست آمد. تولمچ و همکاران (۲۰۲۱) روایی سازه مقیاس را با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی اثبات کردند و همچنین از طریق محاسبه ضرایب همبستگی این مقیاس با دیگر مقیاس‌های به کاررفته در مطالعه‌شان، روایی همگرا و واگرایی مطلوبی را برای این مقیاس گزارش کردند. روایی این مقیاس در مطالعه حاضر با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی اثبات شد.

**۲-۲-۵. مقیاس اهمیت دین در روابط زوجی<sup>۶</sup> (IRCRS)**

این مقیاس برای سنجش میزان اهمیت مسائل دینی برای زوجها در روابط مشترک تعبیه شده است. این مقیاس توسط اسکرن<sup>۷</sup> و همکاران (۲۰۲۱) طراحی شد که شامل ۱۳ گویه است و از یک طیف لیکرت شش‌درجه‌ای (صفر=اصلاً مهم نیست و ۵=کاملاً مهم است) برای پاسخ‌دهی بهره می‌برد. این ابزار سه خرده‌مقیاس دارد، اما با توجه به پیشنهاد سازندگان، استفاده از نمره کل آن ارجحیت دارد. پایایی این مقیاس در مطالعه اسکرن و همکاران بزرگ‌تر-مساوی ۰/۸۰ گزارش شد. پایایی آن در مطالعه مقدماتی و نهایی مطالعه حاضر به ترتیب برابر ۰/۹۷ و ۰/۹۶ محاسبه شد. اسکرن و همکاران (۲۰۲۱) با استفاده از محاسبه ضرایب همبستگی این مقیاس با دیگر ابزارهای مورد استفاده در پژوهش‌شان، روایی همگرا و واگرایی این مقیاس را تأیید کردند و همچنین نشان دادند این مقیاس از روایی تشخیصی<sup>۸</sup> نیز برخوردار است. روایی این مقیاس در مطالعه حاضر با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی تثبیت شد.

1. Couple Flourishing Measure (CFM)
2. Sanri, Halford, & von Hippel
3. The Sense of Relational Entitlement Scale (SRE-R)
4. Tolmacz, Lev-Ari & Bachner-Melman
5. Inflated & Restricted sense of entitlement
6. Importance of Religion in Couple Relationships Scale (IRCRS)
7. Skellern
8. discriminant validity



**۲-۲-۶. مقیاس آرامش درون<sup>۱</sup> (IPS)**

آرامش درون به وضعیت آگاهانه آرامش روان‌شناختی یا معنوی با وجود حضور عوامل تنش‌زای بالقوه اشاره دارد. این مقیاس توسط ژی و لی<sup>۲</sup> (۲۰۲۱) ساخته شد که شامل ۹ گویه است و از یک طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای (۱= تقریباً هرگز و ۵= تقریباً همیشه) برای پاسخ‌دهی برخوردار است. با اینکه در مطالعه اصلی برای این ابزار سه خرده‌مقیاس به‌دست آمد، طبق پیشنهاد سازندگان مقیاس، کاربرد نمره کل این مقیاس مرجح است. گویه‌های ۱، ۲، ۳، ۷، ۸، ۹ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. ضرایب پایایی این مقیاس در مطالعه ژی و لی (۲۰۲۱) ۰/۶۳ تا ۰/۷۸ به‌دست آمد و در مطالعه مقدماتی و نهایی پژوهش حاضر به‌ترتیب برابر ۰/۷۰ و ۰/۶۹ محاسبه شد. ژی و لی (۲۰۲۱) برای محاسبه روایی سازه<sup>۳</sup> مقیاس به محاسبه ضریب همبستگی مقیاس مذکور با دیگر سازه‌های مورد مطالعه در پژوهششان پرداختند که در نهایت نتایج، روایی همگرا و واگرایی این مقیاس را تأیید کرد. در مطالعه حاضر نیز تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، ساختار عاملی مستخرج از مطالعه ژی و لی (۲۰۲۱) را تأیید کرد.

**۲-۲-۷. پاسخ‌های ادراک‌شده به اقدامات سرمایه‌گذارانه<sup>۴</sup> (PRCA)**

با استفاده از این مقیاس می‌توان از ادراک افراد درمورد واکنش‌های شریک ارتباطی‌شان به رویدادهای مطلوبی که برای آن‌ها رخ داده است، آگاه شد. این مقیاس توسط گیبیل، ایمپت، ریس و آشر<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) تعبیه شد که شامل ۱۲ گویه است و از یک طیف لیکرت هفت‌درجه‌ای (۱= اصلاً درست نیست و ۷= کاملاً درست است) برای پاسخ‌دهی برخوردار است. این ابزار چهار خرده‌مقیاس دارد و هیچ گویه‌ای در آن به‌صورت معکوس نمره‌گذاری نمی‌شود. ضرایب پایایی برای این ابزار در مطالعه گیبیل و همکاران (۲۰۰۴) برای خرده‌مقیاس‌های ادراک‌شده فعال-سازنده<sup>۶</sup>، منفعل-سازنده<sup>۷</sup>، فعال-مخرب<sup>۸</sup> و منفعل-مخرب<sup>۹</sup> به‌ترتیب ۰/۸۴، ۰/۸۷، ۰/۷۸ و ۰/۸۰ به‌دست آمد. این ضرایب در مطالعه مقدماتی پژوهش حاضر به‌ترتیب ۰/۷۲، ۰/۶۳، ۰/۶۶ و ۰/۷۸ شد و در مطالعه نهایی پژوهش حاضر ضرایب پایایی ۰/۸۲، ۰/۶۵، ۰/۸۲ و ۰/۸۶ به‌ترتیب خرده‌مقیاس‌ها به‌دست آمد. گیبیل و همکاران (۲۰۰۴) نیز برای تأیید روایی مقیاس مذکور به محاسبه ضرایب همبستگی این سازه با دیگر سنج‌های مورد استفاده در مطالعه‌شان پرداختند که در نهایت روایی همگرا و واگرایی قابل قبولی را برای آن گزارش کردند. پژوهشگران مطالعه حاضر نیز با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی روایی، این مقیاس را بررسی کردند که نتایج نشان‌دهنده روایی مطلوب مقیاس بود.

**۲-۲-۸. مقیاس ذهن‌آگاهی در رابطه<sup>۱۰</sup> (RMM)**

مقیاسی است برای سنجش میزانی که یک فرد معمولاً در بافت رابطه رمانتیکش ذهن‌آگاه است. این مقیاس توسط کیمز، یائوری کوی، می، اسری‌واستاوا و فینچام<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۸) طراحی شد. این مقیاس از پنج گویه و یک طیف لیکرت شش‌نقطه‌ای (۱= تقریباً همیشه و ۶= تقریباً هرگز) ساخته شده است. سؤال معکوس و خرده‌مقیاس ندارد. میزان پایایی آن در مطالعه کیمز و همکاران (۲۰۱۸) ۰/۹۳ به‌دست آمد. میزان پایایی در مطالعه مقدماتی و نهایی پژوهش حاضر به‌ترتیب ۰/۸۳ و ۰/۸۰ بود. کیمز و همکاران (۲۰۱۸) با محاسبه روایی‌های هم‌زمان، پیش‌بین و فزاینده<sup>۱۲</sup>، ساختار تک‌عاملی این مقیاس را اثبات کردند. در مطالعه کیمز و همکاران (۲۰۱۸) همبستگی ذهن‌آگاهی در رابطه با متغیر رضایت از زندگی ۰/۲۶ و همبستگی آن با دلبستگی اجتنابی ۰/۳۹- گزارش شده است. در مطالعه حاضر، همبستگی آن با متغیر شکوفایی زوجی ۰/۲۱- محاسبه شد؛ بنابراین روایی همگرا و

1. Inner Peace Scale (IPS)
2. Xi & Lee
3. Construct validity
4. Perceived Responses to Capitalization Attempts Scale (PRCA)
5. Gable, Impett & Asher
6. active-constructive
7. passive-constructive
8. active-destructive
9. passive-destructive
10. Relationship Mindfulness Measure (RMM)
11. Kimmes, Jaurequi, May, Srivastava, & Fincham
12. concurrent, predictive, and incremental validity

و اگر ای ابزار تأیید می‌شود. در این مقیاس، نمره بالای فرد نشان‌دهنده ذهن آگاهی کمتر او در رابطه زوجی است.

### ۲-۳. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

برای تحلیل داده‌های گردآوری شده از شاخص‌های آمار توصیفی، ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و سایر روش‌ها استفاده شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS-26، بسته لوان<sup>۱</sup> (راسل<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲) و بسته تحلیل شبکه اکتشافی<sup>۳</sup> (گولینو و کریستنسن<sup>۴</sup>، ۲۰۲۲) در نرم‌افزار R (تیم مرکزی آر،<sup>۵</sup> ۲۰۲۰) انجام گرفت.

### ۳. یافته‌ها

#### ۳-۱. توصیف جمعیت‌شناختی

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

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه‌های پژوهش

متغیر	سطح	فراوانی	درصد فراوانی
جنسیت	مرد	۲۳۸	۲۸/۳
	زن	۴۸۱	۵۷/۲
تحصیلات	بدون پاسخ	۱۲۲	۱۴/۵
	دیپلم	۲۲	۲/۶
	کاردانی	۱۰	۱/۲
	کارشناسی	۴۴۹	۵۳/۴
	کارشناسی ارشد	۳۱۳	۳۷/۲
مقطع تدریس	دکتری	۳۱	۳/۷
	بدون پاسخ	۱۶	۱/۹
	ابتدایی	۳۷۳	۴۴/۳۶
	متوسطه اول	۱۸۵	۲۱/۹۹
	متوسطه دوم	۱۶۱	۱۹/۱۵
	بدون پاسخ	۱۲۲	۱۴/۵۰

۵۷/۲ درصد افراد نمونه زن بودند. ۵۳/۴ درصد دارای مدرک کارشناسی بودند و تقریباً ۴۴/۳۶ درصد در مقطع ابتدایی تدریس داشته‌اند. میانگین سنی افراد ۳۹/۰۲ با انحراف استاندارد ۸/۸۸ بود. میانگین تعداد فرزندان ۱/۴۳ با انحراف معیار ۰/۹۷ و میانگین مدت ازدواج ۱۴/۷۱ با انحراف استاندارد ۹/۹ بود.

#### ۳-۲. شاخص‌های توصیفی

درصد انتخاب طیف‌ها، میانگین، انحراف معیار، کجی و کشیدگی هر گویه در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی گویه‌های مقیاس فابینگ شریک

گویه	درصد انتخاب طیف‌های سوالات مقیاس					میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
	۱	۲	۳	۴	۵				
۱	-/۴۷	-/۲۵	-/۱۷	-/۰۸	-/۰۳	۱/۹۵	۱/۱۱	۰/۹۹	۰/۰۹
۲	-/۳۴	-/۲۲	-/۲۲	-/۱۴	-/۰۷	۲/۳۸	۱/۲۸	۰/۵۱	-/۰/۸۷
۳	-/۳۵	-/۳۳	-/۲۶	-/۱۱	-/۰۶	۲/۲۹	۱/۲۱	۰/۵۶	-/۰/۶۶
۴	-/۰۸	-/۱۵	-/۳۱	-/۲۶	-/۲۰	۳/۳۶	۱/۱۸	-/۰/۲۷	-/۰/۷۵
۵	-/۳۵	-/۲۶	-/۲۶	-/۰۹	-/۰۴	۱/۲۱	۱/۱۴	۰/۶۲	-/۰/۴۶

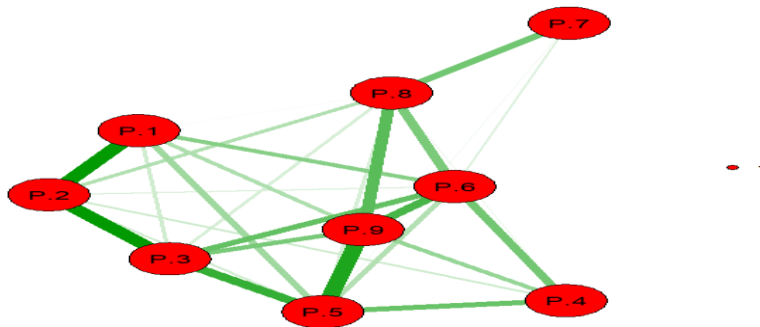
1. lavaan
2. Rosseel
3. Exploratory Graph Analysis (EGAnet)
4. Golino & Christensen
5. R Core Team

گویه	درصد انتخاب طیف‌های سوالات مقیاس					میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
	۱	۲	۳	۴	۵				
۶	-۰/۲۰	-۰/۲۶	-۰/۳۲	-۰/۱۵	-۰/۰۷	۲/۶۲	۱/۱۷	۰/۲۷	-۰/۷۱
۷	-۰/۱۴	-۰/۳۰	-۰/۲۶	-۰/۱۸	-۰/۱۲	۲/۸۴	۱/۲۳	۰/۲۴	-۰/۹۲
۸	-۰/۱۸	-۰/۲۷	-۰/۳۵	-۰/۱۳	-۰/۰۶	۲/۶۳	۱/۱۱	۰/۲۶	-۰/۵۴
۹	-۰/۱۹	-۰/۲۸	-۰/۳۳	-۰/۱۲	-۰/۰۷	۲/۵۹	۱/۱۴	۰/۳۵	-۰/۵۲

با توجه به طیف نمره‌گذاری استفاده‌شده در هر گویه، کمترین نمره ۱ و بیشترین نمره ۵ است. در هیچ کدام از گویه‌ها طیفی وجود ندارد که درصد انتخاب آن صفر باشد. میزان کجی و کشیدگی همه متغیرها در بازه -۱ تا +۱ است. خطای معیار کجی و کشیدگی برای همه متغیرها به ترتیب برابر ۰/۱۲ و ۰/۲۴ بود.

### ۳-۳. تحلیل‌های اکتشافی

برای تعیین تعداد عامل‌های موجود در داده‌ها، از تحلیل موازی<sup>۱</sup>، آزمون کمیته متوسط تفکیکی و لیسر<sup>۲</sup> و تحلیل شبکه اکتشافی استفاده شد. نتایج تحلیل موازی (براساس همبستگی پیرسون با فرض پیوسته در نظر گرفتن متغیرها) حاکی از وجود ساختار تک‌عاملی در داده‌ها بود. مقدار ویژه عامل اول در داده‌ها ۴/۲۷، مقدار ویژه عامل اول در داده‌های شبیه‌سازی شده ۰/۴۳ و مقدار ویژه مبتنی بر نمونه‌گیری از داده‌ها نیز ۰/۴۳ شد. براساس ملاک تحلیل موازی، تعداد عامل‌ها برابر تعداد مقادیر ویژه داده‌های واقعی بالاتر از مقادیر ویژه داده‌های شبیه‌سازی شده است. مقادیر آزمون کمیته متوسط تفکیکی (MAP) برای عامل اول تا سوم به ترتیب ۰/۰۲۱، ۰/۰۵۷ و ۰/۰۸۶ شد که حاکی از تک‌بعدی بودن مقیاس است.



شکل ۱. نمودار تحلیل شبکه اکتشافی برای تعیین ساختار عاملی مقیاس فابینگ شریک

نتیجه تحلیل شبکه اکتشافی (که برای تعیین تعداد عامل‌ها استفاده می‌شود) در شکل ۱ نشان می‌دهد ساختار این مقیاس تک‌عاملی است. برازش این ساختار تک‌عاملی به داده‌ها در ادامه بررسی و مشخص شده است. برای بررسی میزان ثبات ساختار عاملی از تحلیل بوت‌استرپ<sup>۳</sup> مبتنی بر ۱۰۰۰ تکرار نمونه‌گیری از داده‌ها استفاده شد.

جدول ۳. ثبات ساختار عاملی براساس تحلیل بوت‌استرپ در ۱۰۰۰ تکرار نمونه‌گیری از داده‌ها

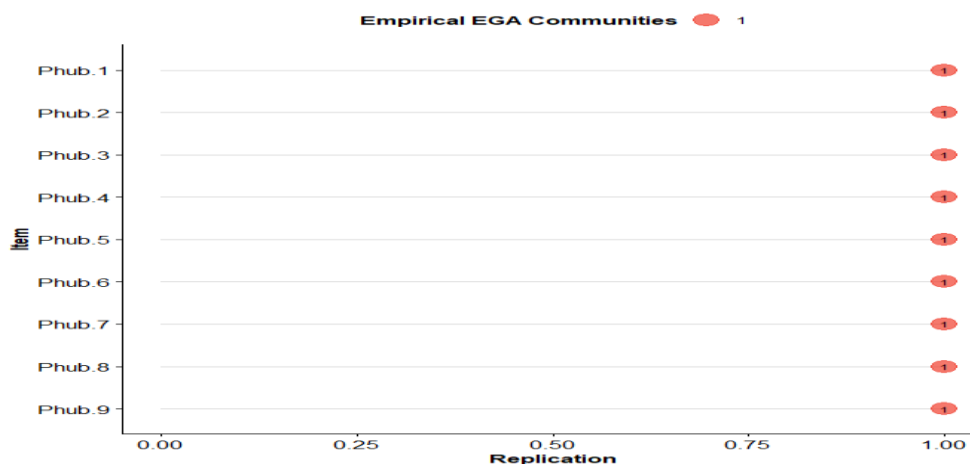
n.Boots	median.dim	SE.dim	CI.dim	Lower.CI	Upper.CI	Lower.Quantile	Upper.Quantile
۱۰۰۰	۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۱	۱	۱	۱

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، میانۀ تعداد عامل‌ها ۱، خطای استاندارد صفر، کرانه پایین و بالای تعداد عامل‌ها به ترتیب ۱ و ۱ و چارک پایین و بالای تعداد عامل‌ها همگی ۱ و ۱ است که حاکی از تک‌بعدی بودن قوی مقیاس است. به علاوه در کل ۱۰۰۰ تکرار، ساختار تک‌بعدی به دست آمده است.

1. Parallel Analysis

2. Velicer's Minimum Average Partial (MAP)

3. Bootstrap analysis



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

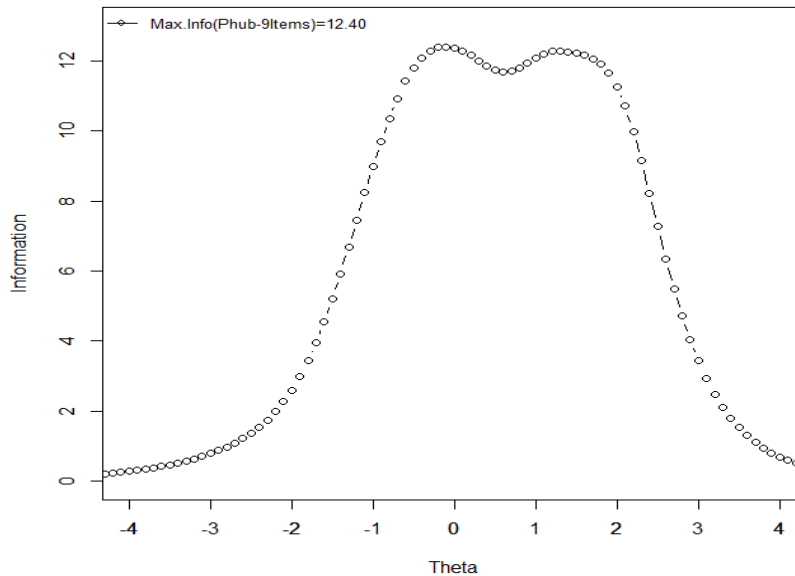
شکل ۲ میزان ثبات در اختصاص گویه روی عامل در ۱۰۰۰ تکرار را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشخص است، در کل موارد، تعداد دفعاتی که هر گویه روی عامل مربوطه قرار گرفته ۱ است که حاکی از ثبات زیاد گویه‌ها روی تک‌عامل است. برای تحلیل براساس نظریه سؤال-پاسخ، از مدل پاسخ مدرج<sup>۱</sup> در بسته mirt در R استفاده شد.

جدول ۴. پارامترهای سؤالات و شاخص‌های برازش گویه‌های مقیاس فاینینگ شریک براساس مدل پاسخ مدرج

GID	p.S_X2	RMSEA.S_X2	df.S_X2	S_X2	b <sub>4</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>1</sub>	$\alpha$	گویه
۱/۲۲	۰/۳۱	۰/۰۱	۶۵	۷۰/۱۵	۲/۶۷	۱/۶۹	۰/۷۳	-۰/۱۵	۱/۷۹	۱
۰/۶۲	۰/۹۹	۰/۰۰	۶۶	۴۰/۵۶	۱/۹۱	۱/۰۲	۰/۱۸	-۰/۵۳	۲/۱۶	۲
۰/۶۸	۰/۰۳	۰/۰۲	۵۶	۷۷/۶۱	۱/۹۶	۱/۱۵	۰/۱۷	-۰/۴۶	۲/۷۵	۳
-۰/۴۶	۰/۰۲	۰/۰۲	۷۳	۱۰۱/۲۷	۱/۳۴	۰/۱۸	-۱/۱۱	-۲/۲۳	۱/۴۲	۴
۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۰۰	۵۰	۴۰/۳۹	۲/۱۰	۱/۳۰	۰/۲۸	-۰/۴۵	۲/۹۲	۵
۰/۳۹	۰/۱۴	۰/۰۲	۵۸	۶۹/۶۳	۱/۸۰	۰/۹۰	-۰/۱۲	-۰/۹۵	۲/۶۵	۶
۰/۴۴	۰/۰۰	۰/۰۴	۹۳	۲۲۴/۸۰	۲/۹۶	۱/۳۴	-۰/۲۵	-۲/۵۹	۰/۷۵	۷
۰/۵۰	۰/۵۲	۰/۰۰	۶۷	۶۵/۸۲	۲/۲۲	۱/۱۷	-۰/۱۸	-۱/۲۷	۱/۷۳	۸
۰/۴۵	۰/۳۳	۰/۰۱	۵۹	۶۳/۲۳	۱/۸۳	۱/۰۳	-۰/۱۱	-۱/۰۳	۲/۵۳	۹

همان‌طور که نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد، تمام مقادیر ستون RMSEA.S\_X2 کمتر از ۰/۰۵ هستند که حاکی از برازش گویه‌ها با مدل پاسخ مدرج براساس این شاخص است؛ پس می‌توان نتایج را تفسیر کرد. با این حال، براساس مقادیر معناداری آزمون کای‌دو در ستون p.S\_X2 برخی از گویه‌ها مثل گویه ۷ با مدل برازش ندارند؛ درحالی‌که براساس شاخص RMSEA.S\_X2 برازش در حد قابل قبول است. شاخص شیب گویه‌ها در ستون  $\alpha$  نشان می‌دهد قدرت تفکیک همه گویه‌ها به جز گویه ۷ مطلوب است و در نتیجه دارای آگاهی هستند (گویه ۷ دارای فعل منفی است و در نتیجه به‌هنگام نمره‌گذاری معکوس می‌شود. شیب کم این گویه می‌تواند به دلیل بی‌دقتی افراد در پاسخ‌دهی باشد). ستون‌های b<sub>1</sub> تا b<sub>4</sub> مقادیر آستانه گزینه‌های هر گویه را نشان می‌دهد. با توجه به پیوستار توانایی و آستانه گویه‌ها که معمولاً در بازه ۳- و ۳+ قرار دارد، هرچه از ۳- به سمت ۳+ حرکت کنیم، اگر افراد مدنظر باشند، میزان خصیصه آن‌ها در صفت اندازه‌گیری شده به وسیله آزمون بیشتر می‌شود و اگر گویه‌ها مدنظر باشند، احتمال انتخاب گزینه‌های دارای نمره بیشتر افزایش می‌یابد. بر این اساس، نتایج نشان می‌دهد مطابق انتظار، گزینه اول هر گویه (گزینه دارای نمره یک) را افراد دارای خصیصه کمتر و گزینه آخر هر گویه (گزینه دارای نمره ۵) را افراد دارای خصیصه بیشتر انتخاب می‌کنند. به افزایش مقادیر آستانه در ستون‌های b<sub>1</sub> تا b<sub>4</sub> توجه شود. براساس این مقادیر

می‌توان گفت این ابزار در جامعه حاضر، افراد دارای فابینگ متوسط و نسبتاً زیاد را خوب اندازه‌گیری می‌کند (به تابع آگاهی آزمون در ادامه توجه شود). براساس شاخص دشواری کلی گویه<sup>۱</sup> که در واقع میزان دشواری گویه‌ها را حتی در گویه‌های طیف لیکرت نشان می‌دهد، می‌توان گفت گویه<sup>۴</sup> ساده‌ترین و گویه<sup>۱</sup> دشوارترین گویه بوده است (چالمرز<sup>۲</sup>، ۲۰۱۲).



شکل ۳. نمودار آگاهی مقیاس فابینگ شریک

همان‌طور که شکل ۳ نشان می‌دهد، گویه‌ها تقریباً افراد با میزان خصیصه<sup>۱</sup> -۱ تا +۲ را خوب اندازه‌گیری می‌کنند. بیشترین میزان آگاهی تقریباً ۱۲ است.

### ۳-۴. تحلیل‌های تأییدی

جدول ۵. شاخص‌های برازش مدل تک‌عاملی برای کل نمونه، زنان و مردان

نمونه	$\chi^2$	df	NFI	GFI	TLI	CFI	RMSEA[CI90%]	SRMR
کل	۱۰۰/۳۰۹	۳۷	۰/۹۶۳	۰/۹۶۶	۰/۹۶۳	۰/۹۷۲	۰/۰۶۳[۰/۰۵۰- ۰/۰۷۷]	۰/۰۳۰
زن	۸۰/۷۹۷	۳۷	۰/۹۵۴	۰/۹۵۶	۰/۹۵۹	۰/۹۶۹	۰/۰۷۰[۰/۰۵۲- ۰/۰۸۷]	۰/۰۳۳
مرد	۴۸/۲۲۳	۳۷	۰/۹۲۲	۰/۹۵۰	۰/۹۵۱	۰/۹۶۳	۰/۰۶۳[۰/۰۳۲- ۰/۰۹۱]	۰/۰۴۴

با توجه به طیف پاسخ‌دهی پنج‌درجه‌ای این مقیاس، برای تحلیل‌عاملی تأییدی از روش برآورد بیشینه درست‌نمایی مقاوم<sup>۳</sup> استفاده شد. با توجه به تک‌بعدی بودن مقیاس، برازش مدل تک‌عاملی به کمک تحلیل‌عاملی تأییدی، مطلوب بودن نتایج را نشان می‌دهد که حاکی از روایی سازه مناسب ابزار در جامعه مورد نظر است. در زیرگروه‌ها نیز برازش قابل قبول و مطلوب است (جدول ۵).

جدول ۶. آماره‌های آلفا، پایایی ترکیبی و شاخص AVE به تفکیک کل نمونه، زنان و مردان

گروه	$\alpha$	پایایی ترکیبی	AVE
کل نمونه	۰/۸۷۹	۰/۸۸۴	۰/۴۷۱
زن	۰/۸۸۶	۰/۸۹۲	۰/۴۹۶
مرد	۰/۸۳۲	۰/۸۳۹	۰/۳۸۵

1. Generalized item difficulty (GID)
2. Chalmers
3. Maximum Likelihood Robust (MLR)

آماره آلفا در کل نمونه و گروه زنان تقریباً  $0/88$  و در گروه مردان  $0/83$  است. پایایی ترکیبی تقریباً برای کل نمونه  $0/88$  و در گروه زنان  $0/89$  و مردان  $0/84$  است. شاخص متوسط واریانس مستخرج<sup>۱</sup> تقریباً برای کل نمونه  $0/47$ ، برای زنان  $0/50$  و برای مردان  $0/39$  است که حاکی از پایین بودن روایی تشخیصی براساس این شاخص در سطح سازه است (جدول ۶) معمولاً مقادیر بزرگ‌تر از  $0/5$  این شاخص قابل قبول هستند). براساس شاخص متوسط واریانس مستخرج در کل نمونه می‌توان گفت تقریباً  $47$  درصد از واریانس توسط سازه مدنظر تبیین شده است. علاوه بر این، ریشه دوم متوسط واریانس مستخرج در کل نمونه  $0/69$  است که از همبستگی این سازه با سایر سازه‌های مطالعه‌شده در جدول ۹ بزرگ‌تر است. براین اساس می‌توان گفت روایی تشخیصی در سطح سازه اندک است، اما وجود دارد (وورهیز، بردی، کالانتون و رامیرز<sup>۲</sup>، ۲۰۱۶). این نتیجه در زیرگروه‌ها نیز تأیید شد.

برای بررسی تغییرناپذیری<sup>۳</sup> ساختار عاملی براساس جنسیت، چهار مدل به داده‌ها برازش داده شد که عبارت‌اند از: تغییرناپذیری شکلی<sup>۴</sup>، متریک یا ضعیف<sup>۵</sup>، اسکالر یا قوی<sup>۶</sup> و تغییرناپذیری دقیق<sup>۷</sup>. در تغییرناپذیری شکلی، یک ساختار عاملی به داده‌های گروه زنان و مردان برازش داده می‌شود و هیچ محدودیتی در هیچ پارامتری اعمال نمی‌شود. وجود برازش به معنی یکسان بودن ساختار عاملی در هر دو گروه است. در مدل متریک (یا ضعیف) بار عاملی گویه‌ها روی عامل‌ها در هر دو گروه مساوی در نظر گرفته می‌شود. در مقایسه مدل متریک با مدل شکلی، عدم معناداری به معنی وجود تغییرناپذیری است؛ پس می‌توان گفت سازه در بین دو گروه معنی یکسانی دارد؛ یعنی معنای گویه‌ها 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 گویه‌ها، عرض از مبدأ<sup>۸</sup> گویه‌ها نیز در بین دو گروه یکسان در نظر گرفته می‌شود. در مقایسه این مدل با مدل متریک، عدم معناداری امکان مقایسه میانگین دو گروه در متغیر پنهان را فراهم می‌سازد. در مدل دقیق، واریانس مانده‌های سؤال در بین دو گروه یکسان در نظر گرفته می‌شود. در مقایسه این مدل با مدل اسکالر، عدم معناداری امکان مقایسه دو گروه در نمره کل مبتنی بر مجموع نمره‌های مشاهده‌شده گویه‌ها را ممکن می‌سازد و می‌توان گفت پایایی گویه‌ها در بین دو گروه یکسان است.

جدول ۷. شاخص‌های برازش مدل‌های مختلف برای بررسی تغییرناپذیری

مدل	$\chi^2_{Robust}$	df	P	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	$\chi^2_{Standard}$	$\Delta$	$\chi^2_{Standard}$	$\Delta df$	P	$\Delta CFI$	$\Delta TLI$	AIC	BIC
شکلی	۱۲۸/۶۱۵	۵۴	۰/۰۰۰۱	۰/۹۶۸	۰/۹۵۷	۰/۰۳۳	۰/۰۶۷	۱۵۲/۰۴	-	-	-	-	-	-	۱۷۴۹	۱۷۹۹۷
متریک	۱۴۲/۰۸۵	۶۲	۰/۰۰۰۱	۰/۹۶۵	۰/۹۶۰	۰/۰۴۴	۰/۰۶۵	۱۶۶/۶۸	۱۳/۱۱۳	۳۰/۲۹۴	۸	۰/۱۰۸	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۳	۱۷۴۸	۱۷۹۵۹
اسکالر ۱	۱۷۰/۸۶۱	۷۰	۰/۰۰۰۱	۰/۹۵۷	۰/۹۵۶	۰/۰۴۹	۰/۰۶۸	۱۹۷/۲۱	۴۵/۱۶۷	۶۷/۲۹۴	۸	۰/۰۰۰۱۹	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۱۷۶۳	۱۷۹۳۷
اسکالر *۲	۱۶۴/۸۸۳	۶۹	۰/۰۰۰۱	۰/۹۵۹	۰/۹۵۷	۰/۰۴۸	۰/۰۶۷	۱۸۲/۰۰	۲۹/۱۶۷	۴۸/۲۹۴	۷	۰/۰۰۳۹۵	-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۱۷۴۹	۱۷۹۲۸

1. Average Variance Extracted (AVE)
2. Voorhees, Brady, Calantone, & Ramirez
3. invariance
4. configural
5. metric/weak
6. scalar/strong
7. strict
8. intercept

مدل	$\chi^2_{Robust}$	df	P	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	$\chi^2_{Standard}$	$\Delta$	$\chi^2_{Standard}$	$\Delta$	Adf	P	$\Delta CFI$	$\Delta TLI$	AIC	BIC
دقیق	۱۶۸/۹۳۸	۷۸	۰/۰۰۱	۰/۹۶۱	۰/۹۶۴	۰/۰۴۸	۰/۰۶۱	۱۹۵/۲۶	۱۱/۴۷۹	۹	۰/۲۴۳۷	۰/۰۰۲	۰/۰۰۷	۱۷۳۴۵	۱۷۸۸۲		

\* به دلیل معناداری آزمون کای دو در مقایسه اسکالر ۱ با مدل متریک، از طریق شاخص‌های اصلاح مشخص شد عرض از مبدأ گویه ۸ دارای بیشترین کای دو است؛ پس در اسکالر ۲ عرض از مبدأ گویه ۸ از حالت تساوی بین دو گروه خارج شد و عدم معناداری به دست آمد.

همان‌طور که نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد، به جز عرض از مبدأ گویه ۸ که در بین دو گروه تفاوت ناچیزی دارد که از نظر آماری معنادار است، سایر اشکال تغییرناپذیری ۹ گویه در بین دو گروه برقرار است که نشان می‌دهد تفسیر سازه و پایایی ابزار در بین دو گروه یکسان است و مقایسه‌پذیری نمرات مشاهده‌شده و میانگین پنهان دو گروه امکان‌پذیر است.

جدول ۸. بارهای عاملی و عرض از مبدأ گویه‌ها در کل نمونه و به تفکیک زنان و مردان

گویه	کل نمونه*	عرض از مبدأ	زنان*	عرض از مبدأ	مردان*	عرض از مبدأ
۱	۰/۶۵۴	۱/۷۵۹	۰/۷۰۵	۱/۷۵۱	۰/۵۲۲	۱/۸۵۵
۲	۰/۷۳۷	۱/۸۶۱	۰/۷۶۱	۱/۸۴۹	۰/۶۱۳	۱/۹۱۵
۳	۰/۷۹۱	۱/۸۹۵	۰/۸۰۶	۱/۸۲۹	۰/۷۵۰	۲/۱۰۰
۴	۰/۵۷۶	۲/۸۳۷	۰/۵۵۰	۳/۰۱۰	۰/۵۷۸	۲/۶۳۶
۵	۰/۸۰۵	۱/۹۴۱	۰/۷۹۹	۱/۹۱۱	۰/۷۸۱	۲/۱۱۱
۶	۰/۷۸۱	۲/۲۴۰	۰/۷۷۰	۲/۲۰۰	۰/۷۷۴	۲/۴۳۶
۷	۰/۳۰۳	۲/۳۰۹	۰/۲۹۵	۲/۳۹۶	۰/۱۸۱	۲/۲۳۴
۸	۰/۶۴۱	۲/۳۶۰	۰/۶۵۹	۲/۴۶۹	۰/۶۱۷	۲/۲۳۶
۹	۰/۷۷۰	۲/۲۸۰	۰/۸۰۱	۲/۲۴۴	۰/۶۶۲	۲/۴۹۶

\*  $P < 0.001$

در جدول ۸، بار عاملی گویه‌ها در کل نمونه و گروه مردان و زنان ارائه شده است. به علاوه، مقادیر عرض از مبدأ که در واقع میانگین هر گویه است، هم در کل نمونه و هم به تفکیک زن و مرد گزارش شده است. مقادیر نزدیک این آماره‌ها تأییدی بر تغییرناپذیری پارامترها در دو گروه است (شایان ذکر است که بار عاملی و مقادیر عرض از مبدأ براساس استاندارد بودن تمام متغیرها گزارش شده است). براساس جدول ۸، بار عاملی همه گویه‌ها معنادار هستند ( $P < 0.001$ ).

جدول ۹. ضریب همبستگی متغیر فابینگ شریک با دیگر متغیرهای مطالعه‌شده

متغیر	حداقل	حداکثر	کجی	کنشیدگی	میانگین	انحراف معیار	r
فابینگ شریک	۹	۴۵	۰/۵۴	۰/۱۵	۲۲/۸۷	۷/۵۴	-
ذهن‌آگاهی	۵	۳۰	۰/۱۳	-۱/۱۵	۱۷/۷۴	۶/۷۲	۰/۰۳۰
پاسخگویی ادراک‌شده	۸	۴۸	-۱/۰۳	۰/۶۰	۳۶/۶۲	۹/۷۷	۰/۴۰۱***
عدم حساسیت ادراک‌شده	۸	۴۸	۰/۸۳	-۰/۱۷	۱۹/۰۶	۱۰/۶۴	۰/۴۲۷**
شکوفایی زوجی	۱۶	۱۱۲	-۰/۵۹	-۰/۳۵	۷۴/۴۱	۲۴/۵۶	۰/۳۸۳**
حس شایستگی مفرط	۸	۴۰	۰/۱۹	-۰/۶۲	۲۱/۷۱	۷/۳۶	۰/۴۳۱**
حس شایستگی محدودشده	۷	۳۵	۰/۵۴	۰/۲۴	۱۴/۲۸	۵/۱۸	۰/۰۲۵
اهمیت دین در روابط زوجی	۱۳	۷۸	-۰/۸۹	۰/۲۱	۶۱/۳۷	۱۴/۵۱	۰/۲۶۸**
آرامش درون	۹	۴۵	۰/۰۰۸	۰/۰۷	۳۱/۳۷	۴/۵۷	۰/۲۳۴***
پاسخ‌های ادراک‌شده فعال-سازنده	۳	۲۱	-۰/۶۷۲	-۰/۲۲۸	۱۴/۷۱	۴/۵۳	۰/۳۶۷**
پاسخ‌های ادراک‌شده منفعل-سازنده	۳	۲۱	۱/۰۵۸	۱/۰۳۰	۸/۶۰	۳/۹۸	۰/۲۵۳**
پاسخ‌های ادراک‌شده فعال-مخرب	۳	۲۱	۰/۰۴۹	-۰/۷۵۳	۱۲/۷۳	۴/۶۷	۰/۰۹۵
پاسخ‌های ادراک‌شده منفعل-مخرب	۳	۲۱	-۰/۷۹۲	-۰/۳۲۷	۱۵/۳۳	۵/۱۲	۰/۲۸۷**

براساس نتایج جدول ۹، میانگین و انحراف معیار متغیر فابینگ شریک به ترتیب ۲۲/۸۷ و ۷/۵۴ بود. بین متغیر فابینگ شریک با متغیرهای پاسخگویی ادراک‌شده، شکوفایی زوجی، اهمیت دین در روابط زوجی، آرامش درون و پاسخ‌های ادراک‌شده فعال-سازنده به ترتیب با ضریب همبستگی (۰/۴۰۱، -۰/۳۸۲، -۰/۲۶۸، -۰/۲۳۴ و -۰/۳۶۷) رابطه منفی و معناداری وجود دارد ( $p < 0/01$ ). بین متغیر فابینگ شریک با متغیرهای عدم حساسیت ادراک‌شده، حس شایستگی مفرط و پاسخ‌های ادراک‌شده منفعل-سازنده و منفعل-مخرب به ترتیب با ضریب همبستگی (۰/۴۲۷، ۰/۴۳۱، ۰/۲۵۲ و ۰/۲۸۷) رابطه مثبت و معنادار وجود دارد ( $p < 0/01$ ). رابطه بین فابینگ شریک با ذهن‌آگاهی، حس شایستگی محدودشده و پاسخ‌های ادراک‌شده فعال-مخرب غیرمعنادار است. براساس نتایج جدول ۹، مقیاس فابینگ شریک از روایی همگرا و واگرایی مطلوبی برخوردار است.

#### ۴. بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر تعیین روایی و پایایی مقیاس فابینگ شریک (رابرتز و دیوید، ۲۰۱۶) در جامعه ایران بود. در ادامه نحوه ساخت و اعتباریابی مقیاس در مطالعه رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) بررسی و سپس یافته‌های مطالعه حاضر واکاوی و تبیین می‌شود و در نهایت پیشنهادها ارائه می‌شود.

گوشی‌های همراه در اصل به‌عنوان یک ابزار ارتباطی طراحی شده‌اند که ممکن است در واقعیت به‌جای اینکه روابط رضایت‌بخش در بین شریکان رمانتیک را تقویت کنند، مانع آن شوند. از این جهت، نهاد ازدواج (و روابط رمانتیک به‌صورت کلی) در معرض خطر است. تقریباً چهل الی پنجاه درصد از ازدواج‌ها با طلاق به پایان می‌رسند؛ درحالی‌که بسیاری از وصلت‌های سالم نیز ضعیف عمل می‌کنند و رضایت یکی از شریکان یا هر دو آن‌ها از رابطه اندک است. با در نظر گرفتن اینکه رضایت زناشویی، مفهومی کلیدی هم برای به‌زیستی فرد و هم خانواده است، مطالعه اینکه چگونه استفاده از فناوری روابط ما را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ضروری است (آلستروم، لوندبرگ، زابریسکی، اگت و لیندزی، ۲۰۱۲). با توجه به استفاده فزاینده از گوشی‌های همراه به‌صورت کلی، ضرورت دارد مقیاس‌های اندازه‌گیری در دسترس اثبات کنند که چگونه چنین استفاده‌ای از گوشی‌های همراه، رضایت از رابطه را در بین شریکان رمانتیک نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مزایای مقیاس فابینگ شریک حاضر شامل این موارد است: مقیاسی کوتاه و سنجشی معتبر از فابینگ شریک است. همچنین مقیاسی است که حواس‌پرتی مختص به یک فناوری را اندازه‌گیری می‌کند. بسیاری از مقیاس‌های فعلی، تأثیر استفاده از مجموعه‌ای گسترده از فناوری‌ها بر روابط را بررسی کرده‌اند (مک‌دنیل و کوین، ۲۰۱۶). با در نظر گرفتن تفاوت‌های بین این فناوری‌ها، ممکن است هر رابطه معنادار بین متغیرهای مورد مطالعه، به‌وسیله چنین تفاوت‌هایی پوشانده شوند (مثلاً تلویزیون منفعل است؛ درحالی‌که گوشی‌های همراه دارای تأثیر متقابل و مزاحم‌تر هستند).

رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) در ابتدای مطالعه‌شان یک بانک سؤال ۱۰۰<sup>۲</sup> گویه‌ای برای سنجش فابینگ شریک ایجاد کردند. این پژوهشگران این گویه‌ها را هم از پیشینه علمی و هم از منابع مطبوعاتی رایج مانند روزنامه‌ها، مجلات و وبسایت‌ها جمع‌آوری کردند. علاوه بر این، بعد از ارائه کردن تعریف فابینگ و بحث در مورد مفهوم آن، از دانشجویان رشته بازارپژوهی<sup>۳</sup> خواستند تا هر کدام حداقل پنج گویه در مورد فابینگ طراحی کنند. بعدها پژوهشگران مذکور گویه‌های طراحی‌شده توسط دانشجویان را هر کجا که لازم بود، بازنویسی کردند تا رفتار فابینگ ادراک‌شده فرد از جانب شریکش را منعکس کنند و هر گویه‌ای را که احساس کردند مفهوم پدیده فابینگ شریک را تداعی نمی‌کند یا با گویه‌های دیگری که برای ورود به پیش‌آزمون انتخاب شده بودند مشابهت دارد، حذف کردند. فرایند بالا به گنجاندن ۱۹ گویه در پیش‌آزمون مطالعه مذکور منجر شد. از پاسخ‌دهندگان خواستند تا مشخص کنند شریکشان چند وقت یک‌بار مرتکب هر کدام از این ۱۹ رفتار می‌شود که به استفاده از گوشی همراه مرتبط است. سپس برای ساخت مقیاس فابینگ شریک براساس بارهای عاملی استخراج‌شده، تحلیل عاملی اکتشافی را اجرا کردند. آن‌ها گویه‌هایی را که روی بیشتر از یک عامل بار داشتند و همچنین گویه‌های با بار عاملی کمتر از ۰/۶۰ را حذف کردند.

1. Ahlstrom, Lundberg, Zabriskie, Eggett, & Lindsay  
2. Item pool  
3. Marketing research



این فرایند، مقیاس فابینگ شریک را از ۱۹ گویه به ۹ گویه کاهش داد. در نتیجه، مقیاسی منطبق با فرضیه ساختار تک‌عاملی به‌دست آمد.

سپس پژوهشگران برای آزمودن روایی تشخیصی این مقیاس، مجموعه‌ای از تحلیل‌های عاملی تأییدی را روی آن اجرا کردند. نتایج نشان داد مدل‌ها به‌خوبی با داده‌ها برازش دارند. شواهد روایی همگرا در هریک از تحلیل‌های عاملی تأییدی نیز به اثبات رسید؛ به‌طوری‌که تمام گویه‌ها به‌طور کامل و معنادار روی عامل‌های مربوط به خود بار داشتند و متوسط واریانس مستخرج برای هر متغیر پنهان بیشتر از  $0/50$  بود (فورنل و لارکر<sup>۱</sup>، ۱۹۸۱). برای تأیید شواهد روایی تشخیصی این مقیاس براساس پیشنهاد فورنل و لارکر (۱۹۸۱)، شاخص متوسط واریانس مستخرج برای هر عامل پنهان از مجذور همبستگی بین عامل‌های مربوط بیشتر شد. نمرات فابینگ شریک با میانگین  $2/64$  و انحراف معیار  $0/68$ ، کل مقیاس را با دامنه نمره ۱ تا ۵ (=نمره بالا) تحت پوشش قرار داد؛ بنابراین مقیاس رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) قادر بود تا شدت واریانسی که افراد احساس می‌کنند شریکانشان آن‌ها را مورد فابینگ قرار داده است، ثبت کند. در نتیجه به پژوهشگران اجازه می‌داد تا تفاوت‌ها را در کل سطوح فابینگ شریک بیازمایند.

برخلاف نمرات فابینگ شریک که به‌طور نرمال در اطراف نقطه مرکزی مقیاس توزیع شده بودند، توزیع نمرات دیگر مقیاس‌های (مشابه مقیاس فابینگ شریک) به‌کاررفته در مطالعه رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) یا به‌سمت انتهای پایین‌تر مقیاس کجی داشتند، مانند نمرات اعتیاد به تلفن همراه یا به‌سمت انتهای بالای مقیاس‌شان کجی داشتند، مانند نگرش به گوشی همراه و درگیری شریک با گوشی همراه. این یافته آن‌ها از این مفهوم حمایت کرد که ممکن است فردی که از گوشی همراه بیزار است، احساس کند که انگار شریکش به گوشی همراهش اعتیاد دارد یا احساس کند که شریکش کاملاً با گوشی همراهش مشغول است؛ بدون آنکه لزوماً احساس کند توسط شریک ارتباطی‌اش مورد فابینگ قرار گرفته است (راسل، نورمن و هکلر<sup>۲</sup>، ۲۰۰۴). مطالعه رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) نشان داد مقیاس فابینگ شریک می‌تواند به‌طور معناداری درک ما از کاربرد گوشی‌های همراه و تأثیرشان بر روابط بین فردی را افزایش دهد. آن‌ها از طریق اثبات کردن روایی تشخیصی سازه مورد نظر نشان دادند مقیاس فابینگ شریک به‌لحاظ مفهومی و تجربی با دیگر مقیاس‌های مشابه این حوزه مانند نگرش به گوشی‌های همراه، مشغول‌بودن شریک با گوشی همراه، تعارض ناشی از گوشی همراه و اعتیاد به گوشی همراه متفاوت است. رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) بیان کردند که پژوهش‌های آتی از اعتباریابی تکمیلی برای مقیاس تازه ساخته‌شده فابینگ شریک منتفع خواهند شد.

همان‌طور که اشاره شد، رابرتز و دیوید (۲۰۱۶) ساختار عاملی مقیاس فابینگ شریک را تک‌بعدی معرفی کردند. در مطالعه حاضر، برای بررسی قابلیت تکرارپذیری<sup>۳</sup> ساختار عاملی مطالعه اصلی، از تحلیل موازی، آزمون کمینه متوسط تفکیکی و تحلیل شبکه اکتشافی استفاده شد. نتایج هر سه روش نشان داد ساختار تک‌عاملی مانند مطالعه اصلی در این پژوهش نیز تکرار شده است. مقادیر ویژه تک‌عامل هم در داده‌های واقعی، هم در داده‌های شبیه‌سازی‌شده و هم داده‌های مبتنی بر نمونه‌گیری، گواه تک‌بعدی بودن مقیاس بود. علاوه‌براین، برون‌دادهای تحلیل شبکه اکتشافی نیز با نتایج تحلیل موازی و آزمون کمینه متوسط تفکیکی مطابقت داشت. ثبات ساختار عاملی مستخرج از تحلیل شبکه اکتشافی از طریق تحلیل بوت‌استرپ نیز تصدیق شد. تحلیل گویه‌ها براساس نظریه سؤال-پاسخ با استفاده از مدل پاسخ مدرج نشان داد مقادیر معناداری تمام گویه‌ها در ستون RMSEA.S\_X2 با مدل برازش دارند؛ هرچند براساس آزمون کای‌دو در ستون p.S\_X2 فقط مقدار معناداری گویه ۷ با مدل برازش نداشت. همچنین شاخص شیب گویه‌ها در ستون  $\alpha$  نشان داد تمامی گویه‌ها به‌جز گویه ۷ از قدرت تمییز زیادی برخوردار بودند و در نتیجه آگاهی داشتند. از آنجا که گویه ۷ دارای فعل منفی است و در هنگام نمره‌گذاری به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود، می‌توان استنتاج کرد که شیب کم و عدم برازش این گویه با مدل پاسخ مدرج در ستون p.S\_X2 ممکن است به‌دلیل بی‌دقتی افراد به هنگام پاسخ‌دهی بوده باشد. این یافته گویای این نکته است که مدل در سطح گویه، عملکرد افراد و کارایی گویه‌ها را خوب پیش‌بینی کرده است؛ این یعنی نتایج قابل اطمینان است.

1. Fornell & Larcker

2. Russell, Norman, & Heckler

3. replicability

با توجه به پیوستار توانایی و آستانه گویه‌ها که در دامنه ۳- و ۳+ قرار داشت، می‌توان استنباط کرد که برحسب انتظار، طیف اول گویه‌های مقیاس را افرادی انتخاب کردند که فابینگ کمتری را از جانب شریکشان ادراک کردند و طیف آخر گویه‌های مقیاس را افرادی برگزیدند که فابینگ بیشتری را از جانب شریکشان ادراک کردند؛ یافته‌ای که کاملاً با پیشینه نظری و چارچوب این مقیاس همخوان بود. تحلیل عاملی تأییدی نیز تک‌بعدی بودن این مقیاس را اثبات کرد که نشان از روایی سازه مقیاس دارد. تمام شاخص‌های برازش هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها به تفکیک جنسیت، مطلوب بودند. نتایج آلفای کرونباخ و پایایی ترکیبی هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها مطلوب بودند که حکایت از همسانی درونی این مقیاس دارد. بعد از بررسی پایایی در صورت حذف گویه، فقط با حذف گویه ۷ بود که پایایی کل مقیاس افزایش یافت. همان‌طور که اشاره شد، فعل این گویه منفی است و به‌طور معکوس نمره‌گذاری می‌شود و احتمال دارد علت پایایی ضعیف این گویه، فهم ناقص شرکت‌کننده‌ها از مفهوم این گویه باشد. روی‌هم‌رفته، این به این معنا است که این مقیاس در شرایط مشابه از قابلیت اندازه‌گیری باثبات برخوردار است. نتایج شاخص میانگین واریانس مستخرج، هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها پایین بود که این به دلیل ضعیف بودن رابطه برخی از گویه‌ها مثل گویه ۷ با سازه مربوط است. ریشه دوم متوسط واریانس مستخرج در کل نمونه بزرگ‌تر از همبستگی این سازه با دیگر سازه‌های مطالعه‌شده در این پژوهش بود که نشان داد روایی تشخیصی هرچند به‌صورت ضعیف، اما در سطح سازه برقرار بود (وورهایز و همکاران، ۲۰۱۶)؛ یعنی متغیر مورد نظر مفهومی متفاوت با آنچه را که دیگر سازه‌های مورد مطالعه در این پژوهش می‌سنجند اندازه‌گیری می‌کند.

نتایج تغییرناپذیری مقیاس براساس جنسیت در چهار مدل مجزا در هر ۹ گویه برازش مطلوب داشتند که حاکی از برقراری تغییرناپذیری در سطح سازه است و نشان می‌دهد معنای گویه‌ها برای هر دو زیرگروه مردان و زنان یکسان بوده است که حاکی از کاربردپذیر بودن این مقیاس در هر دو گروه مردان و زنان است. نتایج نشان داد بار عاملی تمامی گویه‌ها به غیر از گویه ۷، هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها معنادارند. یعنی به غیر از گویه ۷، باقی گویه‌ها در تبیین واریانس مقیاس فابینگ شریک نقش تعیین‌کننده داشته‌اند. بار عاملی ضعیف گویه ۷ می‌تواند به علت دشواری تطبیق بین مفهوم گویه و طیف‌های پاسخ‌دهی آن توسط مشارکت‌کننده‌ها بوده باشد.

با توجه به روابط معنادار متغیر فابینگ شریک با بیشتر متغیرهای مطالعه‌شده در پژوهش حاضر می‌توان گفت روایی همگرا و واگرایی این مقیاس مطلوب است. روابط بین فابینگ شریک و پاسخگویی ادراک‌شده، شکوفایی زوجی، اهمیت دین در روابط زوجی، آرامش درون و پاسخ‌های ادراک‌شده فعال-سازنده منفی و معنادار بود؛ یعنی هرچقدر فرد رفتار فابینگ بیشتری را از جانب همسرش احساس کند، پاسخگویی کمتری را از جانب او ادراک می‌کند و در نتیجه شکوفایی زوجی کمتری را تجربه خواهد کرد. کم‌رنگ بودن اهمیت دین در روابط زوجی نیز می‌تواند به ادراک بیشتر رفتار فابینگ شریک منجر شود. ادراک فابینگ شریک آرامش درون را نیز در فرد تضعیف می‌کند و در نهایت فابینگ شریک سبب می‌شود فرد پاسخ‌های همسرش را در قبال به‌اشتراک‌گذاری رویدادهای مثبتی که برایش اتفاق افتاده، به‌صورت فعال-سازنده ادراک نکند. روابط بین فابینگ شریک و عدم حساسیت ادراک‌شده، حس شایستگی مفرط، پاسخ‌های ادراک‌شده منفعل-سازنده و منفعل-مخرب مثبت و معنادار بودند؛ یعنی هرچقدر فرد فابینگ شریک بیشتری را احساس کند، به همان اندازه عدم حساسیت بیشتری را از جانب همسرش به دیدگاه‌ها و نیازهایش ادراک خواهد کرد. حس شایستگی دربرگیرنده دو بعد مفرط و محدودشده است. هرچقدر حس شایستگی فرد مفرط یا محدودشده (حس شایستگی ناسازگارانه) باشد، فابینگ شریک بیشتری را ادراک خواهد کرد. شایان ذکر است برای اینکه فرد رفتار فابینگ شریکش را به‌صورت ناسازگارانه ادراک نکند، باید دامنه متوسطی از حس شایستگی ارتباطی را داشته باشد. علاوه بر این، هرچقدر فرد رفتار فابینگ بیشتری را از جانب شریکش ادراک کند، به همان اندازه پاسخ‌های او به رویدادهای مثبتی را که برایش اتفاق افتاده به‌صورت منفعل-سازنده و منفعل-مخرب ادراک خواهد کرد؛ بنابراین، با توجه به نتایج مطالعه حاضر می‌توان گفت مقیاس فابینگ شریک، ابزاری معتبر و پایا برای سنجش این سازه در بین نمونه‌های ایرانی است.

با توجه به اینکه شاخص‌های آماری مربوط به گویه ۷ مقیاس فابینگ شریک مانند برازش با مدل پاسخ مدرج، شیب و قدرت تمیز، بار عاملی و پایایی مطلوب نبودند، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی به بررسی هرچه بیشتر این گویه در نمونه‌های مختلف

با زمینه‌های فرهنگی و جمعیت‌شناختی متفاوت پردازند. روایی تشخیصی این مقیاس در مطالعه حاضر براساس شاخص متوسط وارینانس مستخرج تا حدودی ضعیف بود. پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی این مسئله را نیز بازبینی کنند. علاوه‌براین، پیشنهاد می‌شود تغییرناپذیری مقیاس فابینگ شریک در پژوهش‌های آتی با حجم نمونه بیشتر مطالعه شود.

## ۵. ملاحظات اخلاقی

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

## ۶. سپاسگزاری و حمایت مالی

پژوهشگران مطالعه حاضر از تمامی معلمان مشارکت‌کننده در پژوهش حاضر صمیمانه سپاسگزاری می‌کنند. همچنین از اداره کل آموزش و پرورش استان زنجان به‌ویژه معاونت پژوهش اداره مذکور که مقدمات و مجوزهای لازم را برای اجرای این مطالعه فراهم کردند، قدردانی می‌شود.

## ۷. تعارض منافع

هیچ تعارض منافی بین نویسندگان پژوهش حاضر وجود ندارد.

## منابع

- ایزائلو، ب.، رضائی، م.، و عباسی، ن. (۱۴۰۲). تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*. ۱۳(۵۱)، ۴-۶. <https://doi.org/10.22054/jem.2023.70151.3401>
- رضائی، م.، ایزائلو، ب.، عباسی، ن.، و بشیرنژاد، ح. (۱۴۰۲). تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس شکوفایی زوجی. *پژوهش‌های روان‌شناختی*. ۱(۲۴)، ۲۲۳-۱۸۸. <http://www.psychological-research.com/Article/44338>

## References

- Ahlstrom, M., Lundberg, N. R., Zabriskie, R., Eggett, D., & Lindsay, G. B. (2012). Me, my spouse, and my avatar: The relationship between marital satisfaction and playing massively multiplayer online role-playing games (MMORPGs). *Journal of Leisure Research*, 44(1), 1-22. <https://doi.org/10.1080/0022216.2012.11950252>
- Beukeboom, C. J., & Pollmann, M. (2021). Partner phubbing: Why using your phone during interactions with your partner can be detrimental for your relationship. *Computers in Human Behavior*, 124, 106932. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.106932>
- Bröning, S., & Wartberg, L. (2022). Attached to your smartphone? A dyadic perspective on perceived partner phubbing and attachment in long-term couple relationships. *Computers in Human Behavior*, 126, 106996. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.106996>
- Capilla Garrido, E., Issa, T., Gutiérrez Esteban, P., & Cubo Delgado, S. (2021). A descriptive literature review of phubbing behaviors. *Heliyon*, 7(5), e07037. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e07037>
- 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>
- Chotpitayasunondh, V., & Douglas, K. M. (2018). The effects of “phubbing” on social interaction. *Journal of Applied Social Psychology*, 48(6), 304-316. <https://doi.org/10.1111/jasp.12506>

- Çizmeçi, E. (2017). Disconnected, though satisfied: Phubbing behavior and relationship satisfaction. *The Turkish Online Journal of Design, Art and Communication*, 7(2), 364-375. <https://doi.org/10.7456/10702100/018>
- 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), 338-355. <http://dx.doi.org/10.1037/pas0000986>
- Davey, S., Davey, A., Raghav, S. K., Singh, J. V., Singh, N., Blachnio, A., & Przepiórkaa, A. (2018). Predictors and consequences of "Phubbing" among adolescents and youth in India: An impact evaluation study. *Journal of Family & Community Medicine*, 25(1), 35-42. [https://doi.org/10.4103/jfcm.JFCM\\_71\\_17](https://doi.org/10.4103/jfcm.JFCM_71_17)
- David, M. E., & Roberts, J. A. (2020). Developing and testing a scale designed to measure perceived phubbing. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(21), 8152. 1-15. <https://doi.org/10.3390/ijerph17218152>
- Dilonardo, M. J. (2018). Are you guilty of phubbing? Some people just can't put down their phones. <https://www.mnn.com/lifestyle/arts-culture/stories/are-you-guilty-phubbing>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Frackowiak, M., Hilpert, P., & Russell, P. S. (2022). Partner's perception of phubbing is more relevant than the behavior itself: A daily diary study. *Computers in Human Behavior*, 134, 107323. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2022.107323>
- 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(2), 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 0.9*, 5. [Link]
- Haigh, A. (2015). Stop phubbing. Online Article. Retrieval at <http://stopphubbing.com>
- Halpern, D., & Katz, J. E. (2017). Texting's consequences for romantic relationships: A cross-lagged analysis highlights its risks. *Computers in Human Behavior*, 71, 386-394. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.01.051>
- Izanloo, B., Rezaee, M., & Abbasi, N. (2023). Determining the psychometric properties and measurement invariance of the perceived responsiveness and insensitivity scale. *Educational Measurement*, 13(51). <https://doi.org/10.22054/jem.2023.70151.3401> (In Persian)
- Khodabakhsh, S., & Le Ong, Y. (2021). The impact of partner phubbing on marital quality among married couples in Malaysia: moderating effect of gender and age. *Aloma: Revista de Psicologia, Ciències de L'educació i de L'esport Blanquerna*, 39(1), 9-16. <https://doi.org/10.51698/aloma.2021.39.1.9-16>
- 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>
- Liu, J., Wang, W., Hu, Q., Wang, P., Lei, L., & Jiang, S. (2021). The relationship between phubbing and the depression of primary and secondary school teachers: A moderated mediation model of rumination and job burnout. *Journal of Affective Disorders*, 295, 498-504. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2021.08.070>

- McDaniel, B. T., & Coyne, S. M. (2016). "Technoference": The interference of technology in couple relationships and implications for women's personal and relational well-being. *Psychology of Popular Media Culture*, 5(1), 85-98. <https://doi.org/10.1037/ppm0000065>
- McDaniel, B. T., & Wesselmann, E. (2021). "You phubbed me for that?" Reason given for phubbing and perceptions of interactional quality and exclusion. *Human Behavior and Emerging Technologies*, 3(3), 413-422. <https://doi.org/10.1002/hbe2.255>
- McDaniel, B. T., Galovan, A. M., & Drouin, M. (2021). Daily technoference, technology use during couple leisure time, and relationship quality. *Media Psychology*, 24(5), 637-665. <https://doi.org/10.1080/15213269.2020.1783561>
- Moreau, Q., Galvan, L., Nazir, T. A., & Paulignan, Y. (2016). Dynamics of social interaction: Kinematic analysis of a joint action. *Frontiers in Psychology*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.02016>
- Musa, I. A., Gani, E., Abdulkareem, A., Aliyu, A., & Khali, A. (2021) *Phubbing: Towards a theory of Techno-Snubbing in the Context of Non-western Culture*. [Link]
- Parmaksiz, İ. (2021). Relationships between phubbing and the five factor personality traits. *Kastamonu Eğitim Dergisi*, 29(4), 32-42. <https://doi.org/10.24106/kefdergi.795620>
- 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>
- Rezaee, M., Izanloo, B., Abbasi, N., & Habibeh, B. D. (2023). Determining the psychometric properties and measurement invariance of the couple flourishing measure. *Psychological Research*, 24(1), 188-223. <http://www.psychological-research.com/Article/44338> (In Persian)
- Ríos Ariza, J. M., Matas-Terrón, A., Rumiche Chávayry, R. D. P., & Chunga Chinguel, G. R. (2021). Scale for Measuring Phubbing in Peruvian University Students: Adaptation, Validation and Results of Its Application. *Journal of New Approaches in Educational Research*, 10(2), 175-189. <https://doi.org/10.7821/naer.2021.7.606>
- 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://doi.org/10.1016/j.chb.2015.07.058>
- 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>
- Russell, C. A., Norman, A. T., & Heckler, S. E. (2004). The consumption of television programming: development and validation of the connectedness scale. *Journal of Consumer Research*, 31(1), 150-161.
- 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>
- Skellern, S. K., Sanri, C., Iqbal, S., Ayub, N., Jarukasemthawee, S., Pisitsungkagarn, K., & Halford, W. K. (2022). Assessment of the Perceived Importance of Religion in Couple Relationships in Christians, Muslims, Buddhists, and the Nonreligious. *Family Process*, 61(1), 326-341. <https://doi.org/10.1111/famp.12669>
- Sun, J., & Samp, J. A. (2022). 'Phubbing is happening to you': examining predictors and effects of phubbing behaviour in friendships. *Behaviour & Information Technology*, 41(12), 2691-2704. <https://doi.org/10.1080/0144929X.2021.1943711>

- 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). *Frontiers in Psychology, 12*, 744618. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.744618>
- Vanden Abeele, M. M. P. (2020). The social consequences of phubbing: A framework and a research agenda. In R. Ling, L. Fortunati, G. Goggin, S. S. Lim, & Y. Li (Eds.), *The oxford handbook of mobile communication and society* (pp. 157–174). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780190864385.013.11>.
- Vanden Abeele, M. M. P., & Postma-Nilsenova, M. (2018). More than just gaze: An experimental vignette study examining how phone-gazing and newspaper-gazing and phubbing-while-speaking and phubbing-while-listening compare in their effect on affiliation. *Communication Research Reports, 35*(4), 303–313. <https://doi.org/10.1080/08824096.2018.1492911>
- Vanden Abeele, M., & Mariek, M. P. (2021). Digital wellbeing as a dynamic construct. *Communication Theory, 31*(4), 932-955. <https://doi.org/10.1093/ct/qtaa024>
- Wang, X., Xie, X., Wang, Y., Wang, P., & Lei, L. (2017). Partner phubbing and depression among married Chinese adults: The roles of relationship satisfaction and relationship length. *Personality and Individual Differences, 110*, 12-17. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.01.014>
- Wang, X., Zhao, F., & Lei, L. (2021). Partner phubbing and relationship satisfaction: Self-esteem and marital status as moderators. *Current Psychology: A Journal for Diverse Perspectives on Diverse Psychological Issues, 40*(7), 3365–3375. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00275-0>
- Whitton, S. W., & Kuryluk, A. D. (2012). Relationship satisfaction and depressive symptoms in emerging adults: cross-sectional associations and moderating effects of relationship characteristics. *Journal of Family Psychology, 26*(2), 226. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0027267>
- Xi, J., & Lee, M. T. (2021). Inner peace as a contribution to human flourishing: A new scale developed from ancient wisdom. In M. T. Lee, L. D. Kubzansky, & T. J. VanderWeele (Eds.), *Measuring well-being: Interdisciplinary perspectives from the social sciences and the humanities* (pp. 435–481). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/oso/9780197512531.003.0016>

## بیوست

### مقیاس فابینگ شریک (Partner Phubbing Scale)

ردیف	گویه	هرگز	گاهی	همیشه
۱	هنگام صرف غذا با همسر، او دست از غذا می‌کشد و موبایلش را چک می‌کند.			
۲	زمانی که من و همسر با هم هستیم، او موبایلش را در جایی قرار می‌دهد که بتواند آن را ببیند.			
۳	زمانی که همسر با من است، موبایلش را در دستش نگه می‌دارد.			
۴	زمانی که موبایل همسر زنگ می‌خورد یا صدا می‌دهد، او آن را از جیبش درمی‌آورد و پاسخ می‌دهد؛ حتی اگر گرم گفت‌وگو باشیم.			
۵	زمانی که همسر با من حرف می‌زند، نیم‌نگاهی هم به موبایلش می‌کند.			
۶	در طول اوقات فراغتی که من و همسر می‌توانیم با همدیگر بگذرانیم، همسر از موبایلش استفاده می‌کند.			
۷	زمانی که من و همسر با هم صحبت می‌کنیم، او از موبایلش استفاده نمی‌کند.			
۸	زمانی که من و همسر با همدیگر بیرون هستیم، او از موبایلش استفاده می‌کند.			
۹	اگر وقفه‌ای در گفت‌وگوی ما پیش بیاید، همسر موبایلش را چک خواهد کرد.			