دوفصلنامهٔ علمی روان‌شناسی فرهنگی
۱۴۰۳، سال هشتم، شمارهٔ ۱، ص ۹۳ـ۱۲۴
نوع مقاله: پژوهشی

Cultural Psychology
Vol. 8 , No. 1, Spring & Summer 2024
DOI. 10.30487/jcp.2024.378746.1524

تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی و تغییرناپذیری جنسیتی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ حس شایستگی ارتباطی

منوچهر رضائی[۱]، بلال ایزانلو*[۲]، ناصر عباسی[۳]

چکیده

هدف پژوهش حاضر مطالعهٔ ساختار عاملی، تغییرناپذیری و قابلیت انطباق‌پذیری مقیاس تجدیدنظرشدهٔ حس شایستگی ارتباطی در جامعهٔ ایران است. این پژوهش بر اساس هدف کاربردی و از نظر تحلیل دادهٔ همبستگی انجام شده است. جامعهٔ آماری این مطالعه شامل تمام معلمان متأهل استان زنجان در سال ۱۴۰۰ـ۱۴۰۱ بود که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، داده‌های این پژوهش را با تکمیل کردن مقیاس حس شایستگی ارتباطی و چند مقیاس دیگر تأمین کردند. برای تحلیل داده‌ها از روش‌های ذیل استفاده شد: تحلیل موازی، تحلیل شبکهٔ اکتشافی، تحلیل بوت‌استرپ، مدل پاسخ مدرج، آلفای کرانباخ، پایایی ترکیبی، محاسبهٔ روایی همگرا از طریق شاخص AVE، ارزیابی روایی تشخیصی از طریق محاسبهٔ ریشهٔ دوم شاخص AVE و آمارهای مرتبط دیگر، بررسی تغییرناپذیری و تعیین روایی همگرا و واگرا از طریق محاسبهٔ ضریب همبستگی سازهٔ مورد نظر با دیگر متغیرهای مورد مطالعه. یافته‌های این مطالعه حاکی از ساختار دوعاملی این مقیاس است. نتایج نشان می‌دهند به جز دو گویه، اکثر گویه‌ها با مدل پاسخ مدرج برازش دارند و گویه‌های حس شایستگی مفرط نسبت به گویه‌های حس شایستگی محدودشده متجانس‌ترند. یافته‌ها حکایت از پایایی مطلوب این مقیاس دارند. شاخص‌های برازش در کل نمونه و زیرگروه‌ها مطلوب بودند. شاخص AVE در هر دو عامل، خصوصاً حس شایستگی محدودشده، چندان مطلوب نبود. محاسبهٔ روایی تشخیصی با روش‌های متفاوت حاکی از برقراری آن در سطح هر دو عامل است. تغییرناپذیری جنسیتی برای این ابزار تأیید شد. با توجه به ضرایب همبستگی بین این سازه و دیگر متغیرهای مورد مطالعه، روایی همگرا و واگرای این مقیاس نیز تأیید شد. با توجه به یافته‌های این مطالعه می‌توان گفت مقیاس تجدیدنظرشدهٔ حس شایستگی ارتباطی از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی جهت کاربرد در پژوهش‌های آتی برخوردار است.

واژگان کلیدی: حس شایستگی ارتباطی، رابطهٔ زوجی، اعتبارسنجی، تحلیل شبکهٔ اکتشافی، تغییرناپذیری، مدل پاسخ مدرج.

---

۱. کارشناسی ارشد مشاورهٔ خانواده، دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
۲. استادیار گروه برنامه‌ریزی درسی، دانشکدهٔ روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران، (نویسندهٔ مسئول: izan.b@Khu.ac.ir).
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد مشاورهٔ خانواده، دانشکدهٔ روان شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

(دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۰۸ ـ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۰۶)

Determining the Psychometric Properties and Gender Invariance of the Sense of Relational Entitlement Scale -Revised (SRE-R)

Manouchehr Rezaee[1]
Belal Izanloo[2*]
Naser Abbasi[3]

Abstract

The aim of the present study was to study the factor structure, invariance and adaptability of The Sense of Relational Entitlement Scale-Revised (SRE-R) in Iranian society. This research was practical based on the purpose and correlational in terms of data analysis. The statistical population of this study included all married teachers in Zanjan province in 2022 that using the convenience sampling method provided the data of this research by completing The Sense of Relational Entitlement-Revised measure and some other scales. The following methods were used to analyze the dataset: Parallel analysis, exploratory graph analysis, bootstrap analysis, the graded response model, Cronbach's alpha and composite reliability, calculation of the convergent validity of the scale through AVE index, evaluation the discriminant validity of the scale by calculating the square root of the AVE index and by other relevant statistics, checking the invariance, and determining the convergent and divergent validity of this scale by calculating the correlation coefficient of the target structure with other variables studied in this research. The findings of this study indicated a two-factor structure in this scale. The results showed that most of the items, except for two items, had fit with the graded response model and the items of the inflated sense of entitlement were more homogeneous than the restricted sense of entitlement items. The findings demonstrated the appropriate reliability of this scale. The fit indices were optimized in the whole sample and subgroups. The AVE index was not very proper in both factors, especially in the restricted sense of entitlement. The calculation of discriminant validity with different methods indicated its establishment at the level of the both factors. Gender invariance was confirmed for this measure. According to the correlation coefficients between this construct and other studied variables, the convergent and divergent validity of this scale was confirmed too. Given to the findings of the present study, it can be said that The Sense of Relational Entitlement-Revised has optimal psychometric properties for use in the future researches.

Keywords: The Sense of Relational Entitlement, Couple Relationship, Validation, Exploratory Graph Analysis, Invariance, Graded Response Model.

1. M. A in Family Counseling, Department of Counseling, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Curriculum Planning, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran Corresponding Author:(izan.b@Khu.ac.ir).
3. M. A student in Family Counseling, Department of Counseling, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran.

مقدمه

حس شایستگی ارتباطی یک شخص یا ادراک ذهنی از آنچه یک فرد در یک موقعیت ارتباطی بخصوص مستحق آن است، توجه زیادی در گفتمان‌های اجتماعی و پژوهش‌های روان‌شناختی به خود جلب کرده است. شایستگی ناظر به پیامدی است که افراد معتقدند مستحق دریافت آن از روابطشان هستند (آتریج و برشاید[1]، ۱۹۹۴). این پیامد مهم است، زیرا اجازهٔ توزیع منابع در روابط احساسی را می‌دهد (لرنر و میکولا[2]، ۱۹۹۴؛ کِندل و ترلیوک[3]، ۲۰۲۱). تولمچ و میکولینگر[4] (۲۰۱۱) حس شایستگی در روابط زوجی را این گونه تعریف می‌کنند: «میزانی که یک فرد انتظار دارد که خواسته‌ها، نیازها و تصورات او توسط یک شریک احساسی برآورده شود. همچنین این تعریف اشاره دارد به پاسخ‌های عاطفی و شناختی شخص به شریک احساسی که در برآورده کردن این خواسته‌ها، نیازها و تصورات شکست می‌خورد».

مفهوم شایستگی در سال‌های اخیر توجه زیادی به خود جلب کرده و مطالعات انجام‌شده بر روی این مفهوم غالباً نشان‌دهندهٔ یافته‌هایی است که به ابعاد منفی شایستگی مربوط می‌شود (بای‌شاپ و لین[5]، ۲۰۰۰؛ هیل و فیچر[6]، ۲۰۰۱؛ ویلیامز[7] و همکاران، ۲۰۱۸). حس شایستگی ارتباطی معمولاً نشانهٔ اختلالات شخصیتی، مانند خودشیفتگی[8] (انجمن روان‌پزشکی امریکا[9]، ۲۰۰۰) یا اختلالات روانی (هاری[10]، ۱۹۹۹؛ تولمچ و همکاران، ۲۰۲۲) تلقی می‌شود. اگرچه در کل این رفتار به صورت یک خصیصهٔ شخصیتی منفی (کمپبل[11] و همکاران، ۲۰۰۴؛ کروبز و ایکس‌لاین[12]، ۲۰۱۶) یا جنبه‌ای از خودشیفتگی (میلر[13] و همکاران، ۲۰۱۲) در نظر گرفته شده است. برخی از پژوهشگران خاطرنشان

1. Attridge & Berscheid
2. Lerner & Mikula
3. Candel & Turliuc
4. Tolmacz & Mikulincer
5. Bishop & Lane
6. Hill & Fischer
7. Williams et al
8. narcissistic
9. American Psychiatric Association
10. Hare
11. Campbell
12. Grubbs & Exline
13. Miller

می‌کنند که شایستگی ویژگی‌های انعطاف‌پذیر نیز دارد (لوین[1]، ۱۹۷۰؛ موزس و موزس‌ـراشووسکی[2]، ۱۹۹۰؛ کِندل و ترلیوک، ۲۰۲۱). اخیراً چشم‌انداز جایگزین معرفی شده است (تولمچ، ۲۰۱۱؛ ولف و بایلی[3]، ۲۰۰۳) که شایستگی را به صورت یک اِسناد کلی، و نه لزوماً یک اِسناد بیمارگون و ناسالم، مفهوم‌سازی می‌کند که کاملاً به نظریهٔ دلبستگی مرتبط است و ما را در سراسر گسترهٔ زندگی تحت تأثیر قرار می‌دهد (تولمچ و همکاران، ۲۰۲۲). برخی پژوهشگران شایستگی را تبلوری از پیوندهای دلبستگی اولیه قلمداد می‌کنند (تولمچ، ۲۰۱۱). طبق چشم‌انداز نظریهٔ دلبستگی، نوزادان بر اساس پاسخ منحصربه‌فرد مراقبین اصلی به نیازهای آن‌ها، به حس شایستگی‌شان آگاهی می‌یابند، و این آگاهی به بخش جدای‌ناپذیر مدل‌های فعال درونی‌شان[4] تبدیل می‌شود و در سرتاسر زندگی، خصوصاً در بافت روابط صمیمانه‌شان، نمود می‌یابد. الگوهای متفاوت حس شایستگی در درون «مدل‌های فعال درونی» یا بازنمایی‌های ذهنی از خود و شریکان ارتباطی شکل می‌گیرند (بالبی[5]، ۱۹۷۳). در دورهٔ بزرگسالی، شریکان احساسی تبدیل به نگاره‌های اصلی دلبستگی می‌شوند و حفظ نزدیکی و مجاورت با آن‌ها در زمان نیازْ به منبع اصلی حمایت و راحتی و اطمینان‌خاطر تبدیل می‌شود (میکولینگر، ۲۰۰۶؛ تولمچ و همکاران، ۲۰۲۱).

حس شایستگی برای زوج‌ها اهمیت بسیار دارد، زیرا هر شریکی انتظار دارد نیازهایش در رابطه برآورده شود (بیلو[6]، ۱۹۹۹؛ تولمچ و همکاران، ۲۰۲۲). افراد در درون روابط احساسی‌شان برخی از صمیمانه‌ترین نیازهایشان را ابراز و ارضا می‌کنند. بنابراین روابط صمیمانه به بافتی مهم تبدیل شده است؛ جایی که رفتارهای مرتبط با حس شایستگی در آنجا شکل می‌گیرند (جورج ـ لوی[7] و همکاران، ۲۰۱۴). از آنجا که سطوح بالایی از همکاری متقابل، تعهد، صمیمیت، عشق و دلبستگی خصیصه‌های متمایز چنین روابطی هستند، کاملاً طبیعی است که چنین روابطی باید مسائل مربوط به حس شایستگی منحصربه‌فرد تقویت کنند (رافائلی و گیلیسون[8]، ۲۰۰۹؛ تولمچ و

1. Levin
2. Moses & Moses-Hrushovski
3. Wolfe & Bailey
4. Internal Working Model
5. Bowlby
6. Billow
7. George-Levi
8. Rafaeli & Gleason

میکولینگر، ۲۰۱۱؛ بارکلیفا[1] و همکاران، ۲۰۱۶).

سه گونهٔ متمایز حس شایستگی ارتباطیِ تعریف‌شده توسط تولمچ (۲۰۱۱) عبارت است از: ۱) حس شایستگی جرأتمندانه[2] که اجازهٔ داشتن انتظارات واقع‌بینانه از دیگران را می‌دهد؛ ۲) حس شایستگی مفرط[3] یا کاذب که افراطی است و منجر به انتظارات غیرواقع‌بینانه می‌شود که دیگران باید نیازها و خواسته‌های ما را برآورده کنند، و ۳) حس شایستگی محدودشده[4] که منجر به این می‌شود که افراد نیازها و خواسته‌های واقعی‌شان را نادیده بگیرند و از ابراز آن‌ها بپرهیزند. بنابراین همان‌طور که دلبستگی می‌تواند ایمن یا ناایمن باشد، شایستگی نیز می‌تواند سازگارانه یا ناسازگارانه باشد. پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که اشکال ناسازگارانه شایستگی برای رضایت زوجی مضر است (تولمچ و میکولینگر، ۲۰۱۱؛ جورج ـلوی و همکاران، ۲۰۱۴). نشان داده شده است که هر دو حس شایستگی ارتباطی مفرط و محدودشده ناسازگارانه‌اند (برنر[5] و همکاران، ۲۰۱۹؛ افراتی[6] و همکاران، ۲۰۱۹).

شایستگی ناسازگارانهٔ افراد را در معرض خطر طلاق (سانچز و قاجر[7]، ۲۰۰۰)، نارضایتی از رابطهٔ زوجی (کِندل، ۲۰۱۸)، مشکلات هیجانی و سازگاری زناشویی ضعیف (تولمچ و میکولینگر، ۲۰۰۱) قرار می‌دهد. همچنین حس شایستگی مفرط با رفتارهای توهین‌آمیز در روابط احساسی همراه است (هاناوا[8] و همکاران، ۲۰۰۶؛ وود[9]، ۲۰۰۴). اما اشکال سازگارانه‌تر آن نیز به رضایت زوجی مرتبط نبود (جورج‌ـلوی و همکاران، ۲۰۱۴). به نظر تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱) شایستگی جرأتمندانه منجر به رضایت از رابطه نمی‌شود، اما برخلاف شایستگی مفرط و محدودشده، عاملی خطرساز نیز نیست. به نظر می‌رسد افراد با حس شایستگی مفرط نسبت به ابعاد منفی شریک و رابطه حساس‌ترند و انتظارات زیادی در ارتباط با توجه و درک شریکشان دارند (تولمچ و میکولینگر، ۲۰۱۱). همچنین حس مفرط شایستگی با مراقبت اولیهٔ والدینی ناکارآمدْ سبک‌های دلبستگی

1. Bar-Kalifa
2. Assertive
3. Inflated
4. Restricted
5. Brenner
6. Efrati
7. Sanchez & Gager
8. Hannawa
9. Wood

ناایمن و آسیب‌های روحی اولیه، مانند سوءاستفادهٔ جنسی، توأم است (شاداک[1] و همکاران، ۲۰۱۷؛ برنر و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین تصور بر این بوده که این نوع شایستگیِ ارتباطی بیشترین تأثیر را بر روی رضایت زوجی خواهد داشت، زیرا افراد حق‌به‌جانبِ افراطی عکس‌العمل شدیدتری نسبت به میزان ارضای نیازها و خواسته‌هایشان نشان می‌دهند (بارکلیفا و همکاران، ۲۰۱۶). برعکس، افراد با حس شایستگی محدودشده در زمان حل تعارضات، اجتنابی‌ترند و از نگرانی بیمارگون شدیدتر رنج می‌برند (شاویت[2] و تولمچ، ۲۰۱۴؛ ویلیامز و همکاران، ۲۰۱۸). ثابت شده داشتن حس شایستگی ارتباطی جرأتمندانه با پیامدهای مثبت، مانند رضایت بیشتر از زندگی، اعتمادبه‌نفس و کارآمدی بیشتر، پیوند خورده است (تولمچ و همکاران، ۲۰۱۶). افرادی که حس شایستگی بهنجار دارند، شغل‌ها و تحصیلات بهتری دارند و از وضعیت مالی باثبات‌تری برخوردارند و روابط بهتری نیز دارند (کمپبل و همکاران، ۲۰۰۴؛ کندل و ترلیوک، ۲۰۱۹).

به نظر تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱)، دو نوع یا بیشتر از دو نوع حس شایستگی (مثل جرأتمندانه و مفرط) می‌توانند هم‌زمان در یک فرد وجود داشته باشند. با در نظر گرفتن اینکه این مفهوم نوعی از شایستگی سرشتی را می‌سنجد و با توجه به این واقعیت که یک رابطه از صدها تعامل روزمره تشکیل شده است، تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱) ادعا می‌کنند که یک شخص می‌تواند نمرات بالای در بیش از یک بُعد از حس شایستگی داشته باشد. این مسئله حاکی از تعاملات مختلف بین شریکان است؛ برخی از آن‌ها جرأتمندانه و سازگارانه و برخی دیگر مفرط و ناسازگارانه‌اند. اگرچه حس شایستگی یک فرد می‌تواند به تعاملات او و دیدگاهایش در طیف وسیعی از موقعیت‌ها و روابط شکل دهد؛ کیفیت و شدت حس شایستگی، بخصوص به موقعیت و رابطه‌ای که فرد در آن درگیر شده و معنای ذهنی‌ای که او به آن نسبت داده نیز بستگی دارد (موزس و موزس، ۱۹۹۰). به نظر تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱)، این مسئله بخصوص در مورد روابط احساسی بیشتر معنادار است، زیرا پیشینهٔ بالینی نشان می‌دهد مسائل مربوط به شایستگی معمولاً در روابط زوجی اهمیت زیادی دارند (بلچنر[3]، ۱۹۸۷؛ بیلو، ۱۹۹۹a؛ ۱۹۹۹b).

تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱) مقیاس ارزیابی حس شایستگی ارتباطی (SRE) را

1. Shadach
2. Shavit
3. Blechner

ساخته و اعتبارسنجی کرده‌اند. مقیاس اولیهٔ SRE دربردارندهٔ ۳۳ گویه بود که پیرامون سه نگرش اساسی مرتبط با حس شایستگی نسبت به یک شریک احساسی سازماندهی شده بود. مسلماً مقیاس SRE به شناخت ما از نقشی که حس شایستگی در روابط احساسی ایفا می‌کرد، غنا بخشید. با این حال، چندین ایراد در استفاده از این مقیاس وجود دارد: اول اینکه ۲۳ گویه حس شایستگی مفرط را می‌سنجند، اما تنها ۶ گویهٔ شایستگی جرأتمندانه و ۴ گویه شایستگی محدودشده را می‌سنجند؛ علاوه بر این، شایستگی جرأتمندانه که به وسیلهٔ SRE ارزیابی می‌شود، همواره در نشان دادن روابط مثبت معنادار با مقیاس‌های اندازه‌گیری سازگاری و عملکرد روان‌شناختی، مانند خلق مثبت، رضایت از زندگی و سازگاری زناشویی و روابط منفی معنادار با مقیاس‌های اندازه‌گیری مشکلات هیجانی و آشفتگی ارتباطی، ناموفق بوده است (تولمچ و میکولینگر، ۲۰۱۱؛ چاکیر و فلدمن[1]، ۲۰۲۰؛ لِیمن[2]، ۲۰۲۰). این امر موجب شد تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱) به این نتیجه برسند که «احتمالاً در ارزیابی ابعاد مشخصی از سازگاری و عملکردی که حس شایستگی جرأتمندانه می‌تواند در آن‌ها دخیل باشد، مانند اعتمادبه‌نفس، نفوذ اجتماعی یا کنترل، ناموفق بوده‌اند. مطالعات فراوانی باید به بررسی دقیق‌تر همبستگی روان‌شناختی و پیامدهای حس شایستگی جرأتمندانه در روابط نزدیک بپردازند» (ص ۹۱). علاوه بر این، بررسی دقیق‌تر گویه‌هایی که جهت اندازه‌گیری حس شایستگی جرأتمندانه در نظر گرفته شده‌اند، حاکی از این است که ممکن است توسط افراد با حس شایستگی مفرط نیز تصدیق شوند و این‌ها شامل گویه‌های ۷، ۱۸، ۲۵، ۲۸، ۱۹، و ۳۰ در نسخهٔ اولیه است (تولمچ و همکاران، ۲۰۲۱).

دو مطالعهٔ اصلی که توسط کِندل و ترلیوک (۲۰۱۹، ۲۰۲۱) انجام شد، در پیدا کردن الگویی همسان از روابط بین حس شایستگی جرأتمندانه و شاخص‌های ارتباطی[3] دیگر شکست خورد؛ چیزی که از دغدغهٔ تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱) در مورد خرده‌مقیاس شایستگی جرأتمندانه حکایت می‌کرد. در اعتباریابی دیگر برای SRE توسط جورج‌لوی و همکاران (۲۰۱۴) همبستگی متقابل بین «شایستگی جرأتمندانه» و «انتظارات شایستگی»[4] (از جمله مؤلفه‌هایی که به نظر می‌رسد در مطالعهٔ تولمچ و میکولینگر، از ابعاد متفاوتی از اشکال حس شایستگی مفرط بهره می‌برد) معنادار و مثبت بود. نویسندگان

1. Chakir& Feldman
2. Leiman
3. relational indices
4. Entitlement expectations

استدلال می‌کردند این دو عامل حس شایستگی ایمن‌تر، سنجیده‌تر و سالم‌تری ارائه می‌کنند و پیشنهاد کردند گویه‌های انتظارات شایستگی نباید در عامل شایستگی مفرط گنجانده شوند. در راستای پیشنهاد آن‌ها، ۷ گویهٔ عامل شایستگی مفرط در دو عامل باقیمانده که به نظر می‌رسد از ابعاد متفاوتی از حس شایستگی مفرط بهره می‌برند، گنجانده نشدند: الف) گوش‌به‌زنگی در ارتباط با جنبه‌های منفی شریک و رابطه و ب) حساسیت نسبت به خطاها و ناکامی‌های ارتباطی. گویهٔ دیگر، «زمانی که شریکم مرا عصبانی می‌کند، گاهی اوقات افسوس این واقعیت را می‌خورم که فرد دیگری همسرم نیست» از عامل حس شایستگی مفرط در مقیاس حس شایستگی ارتباطی نوجوانان نسبت به والدینشان[1] گرفته شده است؛ علاوه بر این، تولمچ و همکاران (۲۰۲۱) سه گویهٔ دیگر را (۸، ۹، ۱۳) که در نسخهٔ اولیه، دربرگیرندهٔ حس شایستگی محدودشده‌اند، به گویه‌های نسخهٔ اصلی (تولمچ و همکارن، ۲۰۲۱) حس شایستگی محدودشده اضافه کردند. بنابراین عامل شایستگی محدودشده در مقیاس بازبینی‌شده[2] دربردارندهٔ ۷ گویه است و کل SRE-R ۱۵ گویه دارد. استدلال نظری‌اش این است که سطوح پایین هر دو بعد حس شایستگی مفرط و محدودشده که به وسیلهٔ مقیاس SRE-R مورد سنجش قرار می‌گیرد، نشان‌دهنده حس شایستگی سالم و جرأتمندانه در روابط احساسی است (تولمچ و همکاران، ۲۰۲۱).

برخی مطالعاتْ تمایزهای فرهنگی و اجتماعی در حس شایستگی ارتباطی را نشان داده‌اند؛ برای مثال، فاستر[3] و همکاران (۲۰۰۳) به این نتیجه رسیدند که امریکایی‌های آفریقایی و اسپانیایی‌تبار به نسبت امریکایی‌های سفیدپوست و آسیایی‌تبار احساس شایستگی بیشتری گزارش کرده‌اند (تولمچ و همکاران، ۲۰۱۷). شکی نیست که حس شایستگی در روابط زوجی اساساً به وسیلهٔ هنجارهای مرسوم در یک فرهنگ مشخص تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ برای مثال، در جوامع غربی، جنسیت نقش اصلی را در شکل دادن به حس شایستگی ارتباطی بازی می‌کند. چادورو[4] (۱۹۸۹) استدلال می‌کند در این بافت، تفاوت‌های بین زنان و مردان در رشد هویت، منتج به نگرش‌های متفاوت نسبت به شایستگی ارتباطی می‌شود. ایچنبام و اورباخ[5] (۱۹۸۴) ادعا کردند درونی‌سازی یک هنجار

1. the Sense of Relational Entitlement of Adolescents Toward their Parents (SRE-ap)
2. Revised
3. Foster
4. Chodorow
5. Eichenbaum and Orbach

فرهنگی که به واسطهٔ آن زنان باید نیازها و انتظارات دیگران را برآورده کنند، منجر به ناچیز شمردن خواست‌ها، نیازها و حس خودارزشمندی زنان، و متزلزل شدن حس شایستگی ارتباطی آن‌ها می‌شود. سانچز و جاگر (۲۰۰۰) پی بردند که بی‌احترامی به حس شایستگی ارتباطی یک فرد در تصمیم‌گیری برای طلاق گرفتن یا نگرفتن در بین مردان به نسبت زنان، نقش مهم‌تری ایفا می‌کند (تولمچ و میکولینگر، ۲۰۱۱).

حس شایستگی مفهومی پیچیده است و نتایج و پیامدهای مختلفی در زندگی روزمره دارد. چه در کاربرد آن به صورت همگانی یا به یک شیوهٔ خاص‌تر، بسیاری از پژوهشگران ترجیح می‌دهند این سازه را در رابطه با متغیرهای زوجی و خانواده به کار ببرند؛ با این حال، پژوهش در این حوزه صرفاً در مراحل ابتدایی است. پژوهشگران مطالعهٔ حاضر درصدد فهم این نکته بودند که آیا این مقیاس قابلیت کاربست در جامعهٔ ایران را دارد یا خیر، و اینکه ساختار عاملی خود را حفظ خواهد کرد یا خیر. هیچ ابزار پایا و معتبری جهت سنجش حس شایستگی در روابط زوجی در ایران موجود نبود. جهت پر کردن این شکاف، هدف پژوهش حاضر ترجمه و بررسی قابلیت انطباق‌پذیری SRE-R در نمونه‌های ایرانی بود.

روش

روش این پژوهش از نظر هدف کاربردی، از لحاظ گردآوری داده توصیفی ـ پیمایشی و از جهت تحلیل داده، همبستگی (تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی) بود. جامعهٔ آماری این پژوهش معلمان متأهل استان زنجان بود. در تحلیل عامل تأییدی و مدل 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 (شوماخر و لومکس[1]، ۲۰۱۵)، برای بالا بردن اعتبار بیرونی پژوهش و بیشتر کردن توان آماری آزمون مورداستفاده، تعداد ۴۲۹ معلم متأهل به شیوهٔ نمونه‌گیری در دسترس به عنوان نمونه انتخاب و مقیاس‌های مورد نظر به صورت آنلاین بین آن‌ها توزیع شد. در جدول ۱ توزیع ویژگی‌های جمعیت‌شناختی (جنسیت، تحصیلات و مقطع تدریس) گزارش شده است.

1. Schumacker & Lomax

جدول ۱ ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه‌های پژوهش

متغیر	سطح	فراوانی	درصد فراوانی
جنسیت	مرد	۱۳۸	۳۲/۲
	زن	۲۴۹	۵۸
	بدون پاسخ	۴۲	۹/۸
تحصیلات	دیپلم	۱۶	۳/۷
	کاردانی	۲	۰/۵
	کارشناسی	۲۴۹	۵۸
	کارشناسی ارشد	۱۴۳	۳۳/۳
	دکترا	۱۷	۴
	بدون پاسخ	۲	۰/۵
مقطع تدریس	ابتدایی	۱۹۴	۴۵/۲
	متوسطهٔ اول	۱۰۶	۲۴/۷
	متوسطهٔ دوم	۸۷	۲۰/۳
	بدون پاسخ	۴۲	۹/۸

۵۸ درصد افراد نمونهٔ زن، ۵۸ درصد دارای مدرک کارشناسی و تقریباً ۴۵ درصد در مقطع ابتدایی تدریس داشته‌اند.در گام نخست اجرای پژوهش، مجوز و معرفی‌نامه مورد نیاز از دانشگاه خوارزمی اخذ گردید و پس از ارائه به ادارهٔ 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 به صورت نیمه‌حضوری فعالیت داشتند و به جهت رعایت پروتکل‌های بهداشتی، مقیاس‌ها به صورت الکترونیکی تنظیم و توضیحات لازم، از جمله اهداف و اهمیت پژوهش، محرمانگی، داوطلبانه بودن، مدت‌زمان لازم برای پاسخ‌دهی و نحوهٔ تکمیل مقیاس‌ها به صورت کاملاً شفاف ذکر شد. همچنین برای انگیزه‌بخشی به آزمودنی‌ها، از آن‌ها خواسته شد در صورت تمایل جهت آگاهی از نتایج پژوهش، آدرس ایمیل خود را ثبت نمایند. ابتدا جهت تعیین پایایی مقدماتی ابزارهای پژوهش، ۴ مدرسه با تعداد ۸۰ کادر آموزشی خانم و آقا به طور در دسترس در سطح شهر زنجان جهت انجام مطالعهٔ مقدماتی[1] انتخاب شدند. سپس با هماهنگی مدیران این مدارس، لینک مقیاس‌ها از طریق شبکهٔ شاد و سایر شبکه‌های اجتماعی در اختیار معلمان قرار گرفت. سؤالات مقیاس‌ها در سامانهٔ پرس‌لاین در ۵ لینک مجزا طراحی شدند. هدف از طراحی

1. Pilot Study

سؤالات در پنج لینک جداگانه، جلوگیری از اثرگذاری خستگی شرکت‌کننده‌ها و یکنواخت شدن مطالعه بر روی فقط یک مقیاس بود. در نهایت ۴۲ معلم داده‌های مطالعه مقدماتی را تکمیل کردند. با توجه به پایایی قابل‌قبول مقیاس‌ها در مطالعهٔ مقدماتی، در مرحلهٔ بعد مقیاس‌ها در اختیار معلمان استان در مناطق و نواحی منتخب قرار گرفت که در نهایت پس از مشارکت ۴۲۹ نفر، جمع‌آوری داده به اتمام رسید و داده‌ها مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفتند. ملاک‌های ورود به پژوهش عبارت بودند از معلم بودن، متأهل بودن و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش. معیارهای خروج نیز شامل مجرد بودن، عدم دادن پاسخ دقیق به مقیاس‌ها و انصراف معلمان از تکمیل مقیاس‌ها در طول جمع‌آوری داده‌ها بود. فرایند جمع‌آوری داده حدود ۱۲۰ روز طول کشید.

تمام مقیاس‌های به‌کاررفته در این مطالعه برای اولین بار بود که بر روی نمونه‌های ایرانی اجرا می‌شد. ابتدا مقیاس‌ها ترجمه شدند و سپس کار ترجمهٔ مجدد[1] نسخه‌های فارسی به انگلیسی صورت پذیرفت و در نهایت، نسخهٔ نهایی مقیاس‌ها جهت تأیید روایی صوری و محتوایی[2] در دسترس استادان رشتهٔ مشاوره و زبان انگلیسی قرار گرفت. بعد از اعمال نظرات اصلاح‌کنندهٔ متخصصان، نسخهٔ نهایی مقیاس‌ها در یک مطالعهٔ مقدماتی جهت تعیین پایایی اولیه بر روی نمونه‌ها اجرا شدند. نتایج پایایی تمام مقیاس‌ها هم در مطالعهٔ مقدماتی و هم در مطالعهٔ نهایی معتبر و قابل استناد بودند. مشخصات تمام مقیاس‌ها در جدول ۲ به تفصیل بیان شده است.

ابزار

۱. پاسخگویی و عدم حساسیت ادراک‌شده[3]: 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[4]: این مقیاس جهت سنجش احساس شکوفایی و بالندگی افراد در روابط زوجی طراحی شده است.

۳. فابینگ شریک[5]: هدف این مقیاس سنجش این موضوع بود که شریک عاطفی

1. Back translation
2. Face & Content validity
3. Perceived Responsiveness and Insensitivity scale
4. Couple Flourishing Measure
5. Partner Phubbing

فرد در زمان مصاحبت با او تا چه میزان از گوشی همراهش استفاده می‌کند یا بـه وسـیلهٔ آن حواسش پرت می‌شود.

۴. حس شایستگی ارتباطی: این مقیاس جهت سنجش ادراک ذهنـی مـا از آنچـه در یک وضعیت ارتباطی بخصوص مستحق آن هستیم، به کار می‌رود.

۵. ذهن‌آگاهی در رابطه[1]: مقیاسی است جهت سـنجش میزانـی کـه فـرد معمـولاً در بافت رابطهٔ احساسی‌اش ذهن‌آگاه است.

جدول ۲ مشخصات مقیاس‌های اندازه‌گیری اجراشده

مقیاس	(طیف) تعداد سؤال	سازنده	سؤال معکوس	خرده‌مقیاس	پایایی مطالعه		
					اصلی[1]	مقدماتی[2]	نهایی[3]
شکوفایی زوجی	۱۶ (۷)	سانری[2] و همکاران (۲۰۲۱)	ندارد	ندارد	.۹۷	.۹۵	.۹۷
فابینگ شریک	۹ (۵)	رابرتز و دیوید[3] (۲۰۱۶)	سؤال ۷	ندارد	.۹۳	.۸۱	.۸۵
پاسخگویی ادراک‌شده	۸ (۶)	کراستا[4] و همکاران (۲۰۲۱)	ندارد	ندارد	.۹۶	.۹۷	.۹۵
عدم‌حساسیت ادراک‌شده	۸ (۶)	کراستا و همکاران (۲۰۲۱)	ندارد	ندارد	.۹۴	.۹۴	.۹۶
حس شایستگی ارتباطی	۱۵ (۵)	تولمچ و همکاران (۲۰۲۱)	ندارد	دو	.۸۵ تا .۹۱	.۷۰	.۸۱
ذهن‌آگاهی	۵ (۶)	کیمز[5] و همکاران (۲۰۱۸)	ندارد	ندارد	.۹۳	.۸۳	.۸۰

نکته: ۱. پایایی نسخهٔ اولیه مقیـاس توسـط سـازندگان، ۲. پایـایی مقیـاس در مطالعـهٔ مقدماتی پژوهش حاضر و ۳. پایایی مقیاس در مطالعهٔ نهایی پژوهش حاضر.

بـه منظـور رعایـت ملاحظـات اخلاقـی و پـی بـردن بـه تمایـل و رضـایت آگاهانـهٔ مشارکت‌کنندگان در این پژوهش، پژوهشگران فرم رضایت آگاهانه را به همراه مقیـاس‌هـا در اختیار آن‌ها قرار دادند. برای تحلیل داده‌های گردآوری‌شـده، از آمـار توصـیفی (میـزان انتخاب طیف‌های سؤالات مقیـاس، کجـی، کشـیدگی، میـانگین و انحـراف معیـار) و آمـار استنباطی (ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی) استفاده شد. تحلیل

1. Relationship Mindfulness Measure
2. Sanri
3. Roberts & David
4. Crasta
5. Kimmes

داده‌ها با استفاده از سه نرم‌افزار spss26 و بستهٔ لاوان[1] (راسل[2]، ۲۰۱۲) در نرم‌افزار R (تیم مرکزی آر[3]، ۲۰۲۰) و تحلیل شبکهٔ اکتشافی[4] (گولینو و کریستنسن[5]، ۲۰۲۲) انجام شد.

یافته‌ها

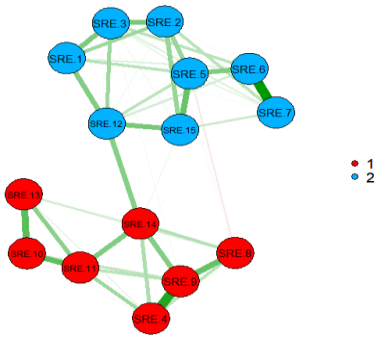
میانگین سنی افراد ۳۹/۰۶ با انحراف معیار ۰/۹۷، میانگین تعداد فرزندان ۱/۴۵ با انحراف معیار ۰/۹۴ و میانگین مدت‌زمان ازدواج ۱۴/۸۶ با انحراف معیار ۹/۹۱ بود. درصد انتخاب طیف‌های سؤالات مقیاس، میانگین، انحراف معیار، کجی و کشیدگی هر گویه در جدول ۳ گزارش شده است. با توجه به طیف نمره‌گذاری استفاده‌شده در هر گویه، کمترین نمرهٔ ۱ و بیشترین نمره ۵ است. در هیچ کدام از گویه‌ها طیفی وجود ندارد که درصد انتخاب آن صفر باشد. میزان کجی و کشیدگی اکثر متغیرها تقریباً در بازهٔ ۱± است که نشان می‌دهد انحراف شدیدی در توزیع متغیرها از حالت نرمال وجود ندارد. البته کجی و کشیدگی گویهٔ ۹ در این بازه قرار نمی‌گیرد و نیز کشیدگی گویه‌های ۴، ۵، ۶ و ۱۵ کمی بیشتر از ۱ است.

جدول ۳ شاخص‌های توصیفی مقیاس حس شایستگی ارتباطی

گویه	درصد انتخاب طیف سؤال‌ها					میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
	۱	۲	۳	۴	۵				
۱	۰/۴۱	۰/۲۰	۰/۲۴	۰/۱۳	۰/۰۳	۲/۱۹	۱/۲۰	۰/۵۶	−۰/۸۳
۲	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۱	۰/۱۸	۰/۰۷	۲/۴۹	۱/۲۵	۰/۳۹	−۰/۹۵
۳	۰/۲۸	۰/۲۸	۰/۱۶	۰/۱۹	۰/۰۸	۲/۵۱	۱/۳۰	۰/۴۲	−۱/۰۴
۴	۰/۱۸	۰/۲۲	۰/۱۶	۰/۳۳	۰/۱۱	۱/۷۸	۱/۰۷	۱/۳۸	۱/۱۳
۵	۰/۱۴	۰/۲۲	۰/۱۷	۰/۳۵	۰/۱۲	۲/۹۶	۱/۳۱	−۰/۱۲	−۱/۲۵
۶	۰/۰۹	۰/۱۳	۰/۱۸	۰/۴۳	۰/۱۷	۳/۱۰	۱/۲۷	−۰/۲۳	−۱/۱۲
۷	۰/۴۳	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۰۷	۳/۴۴	۱/۱۹	−۰/۶۴	−۰/۵۲
۸	۰/۲۵	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۲۹	۰/۱۰	۱/۹۲	۱/۰۷	۱/۱۴	۰/۶۲
۹	۰/۵۶	۰/۲۳	۰/۱۳	۰/۰۵	۰/۰۳	۱/۷۲	۰/۹۴	۱/۴۳	۱/۸۶
۱۰	۰/۴۴	۰/۳۳	۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۳	۲/۳۱	۱/۱۹	۰/۵۳	−۰/۶۸
۱۱	۰/۵۲	۰/۳۱	۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۲/۱۱	۱/۱۸	۰/۷۴	−۰/۵۵
۱۲	۰/۳۳	۰/۲۴	۰/۲۶	۰/۱۱	۰/۰۵	۲/۲۲	۱/۳۳	۰/۶۹	−۰/۸۸
۱۳	۰/۴۲	۰/۲۴	۰/۱۹	۰/۱۲	۰/۰۳	۲/۴۵	۱/۳۱	۰/۴۶	−۰/۹۵
۱۴	۰/۳۲	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۱۴	۰/۰۹	۲/۰۰	۱/۱۲	۱/۰۰	۰/۱۶
۱۵	۰/۴۴	۰/۲۹	۰/۱۶	۰/۰۸	۰/۰۴	۲/۷۹	۱/۳۷	۰/۰۴	−۱/۳۷

1. lavaan
2. Rosseel
3. R-Core-Team
4. Exploratory graph analysis (EGAnet)
5. Golino & Christensen

برای مشخص کردن تعداد عوامل موجود در داده‌ها، از تحلیل موازی[1] آزمون کمینهٔ متوسط تفکیکی ولیسر[2] و تحلیل شبکهٔ اکتشافی استفاده شد. نتایج تحلیل موازی (بر اساس همبستگی پیرسون با فرض پیوسته در نظر گرفتن متغیرها؛ البته تعداد عامل‌ها با تحلیل مبتنی بر همبستگی چندرشته‌ای یکسان بود) حاکی از وجود ساختار چهارعاملی در داده‌ها است. مقادیر ویژهٔ چهار عامل اول در داده‌ها به ترتیب برابر ۴/۴۰، ۲/۶۲، ۰/۳۳ و ۰/۲۴ است و مقادیر ویژهٔ چهار عامل در داده‌های شبیه‌سازی‌شده به ترتیب برابر ۰/۷۴، ۰/۳۲، ۰/۲۶ و ۰/۲۰ است، و مقادیر ویژهٔ مبتنی بر نمونه‌گیری از داده‌ها به ترتیب برابر ۰/۷۶، ۰/۳۵، ۰/۲۷ و ۰/۲۱ است. بر اساس ملاک تحلیل موازی، تعداد عامل‌ها برابر با تعداد مقادیر ویژهٔ داده‌های واقعی است که از مقادیر ویژهٔ داده‌های شبیه‌سازی‌شده بالاتر باشد. بر اساس این ملاک، نتیجهٔ تحلیل موازی مبتنی بر تحلیل عامل مشترک[3] به جای دو عامل، چهار عامل را تأیید می‌کند. البته تحلیل موازی مبتنی بر تحلیل مؤلفه[4] به دو مؤلفه منجر شد که نتیجه با ساختار گزارش‌شده در پیشینه در خصوص تعداد عامل‌ها همخوانی دارد. مقادیر آزمون MAP برای عامل اول تا سوم به ترتیب برابر ۰/۰۴۳، ۰/۰۱۲ و ۰/۰۲۵ است که حاکی از دوبعدی بودن مقیاس است.



نتایج تحلیل شبکه اکتشافی حاکی از وجود ساختار دوعاملی در داده‌ها است (شکل ۱)

شکل ۱ نمودار تحلیل شبکهٔ اکتشافی برای تعیین ساختار عاملی مقیاس حس شایستگی ارتباطی

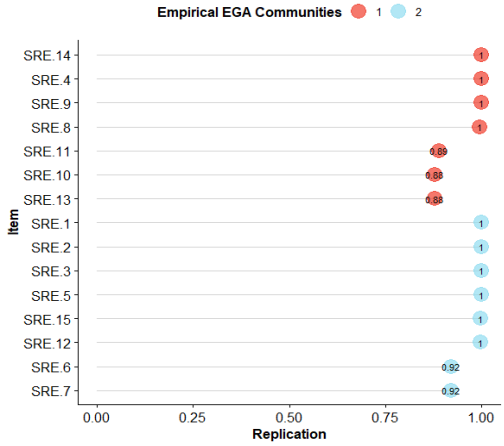
بر اساس نمودار بالا می‌توان مشخص کرد کدام گویه به کدام عامل اختصاص دارد. در اینجا نتایج با آنچه انتظار می‌رفت مطابقت دارد.

1. Parallel Analysis
2. Velicer's Minimum Average Partial (MAP)
3. Common Factor Analysis
4. Component Analysis

جدول ۴ ثبات ساختار عاملی مقیاس 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	۰/۴۷	۰/۹۲	۱/۰۸	۲/۹۲	۲	۴

برای بررسی میزان ثبات ساختار عاملی حاصل از تحلیل شبکهٔ اکتشافی، از تحلیل بوت‌استرپ[1] ناپارامتری مبتنی بر ۱۰۰۰ تکرار نمونه‌گیری استفاده شد. همان طور که نتایج در جدول ۴ نشان می‌دهد، میانهٔ تعداد عامل‌ها ۲، خطای استاندارد ۰/۴۷، کرانهٔ پایین و بالای تعداد عامل‌ها به ترتیب ۱/۰۸ و ۲/۹۲ و چارک پایین و بالای تعداد عامل‌ها به ترتیب برابر ۲ و ۴ است که نشان می‌دهد تعداد عامل‌ها بین ۲ تا ۴ عامل است؛ علاوه بر این، در ۸۲ درصد از ۱۰۰۰ تکرار، ساختار دوعاملی، در ۱۴/۶ درصد از موارد ساختار سه‌عاملی و در ۲/۹ درصد از موارد ساختار چهارعاملی تکرار شده است که غلبهٔ ساختار دوعاملی را نشان می‌دهد. شکل ۲ میزان ثبات در اختصاص گویه روی هر عامل در ۱۰۰۰ تکرار را نشان می‌دهد.



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

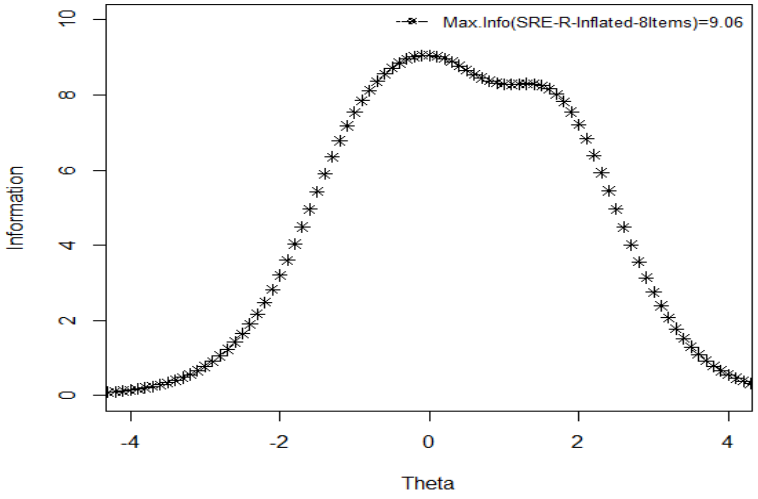
چنان که مشخص است، در خرده‌مقیاس اول (۷ گویه) در کل ۱۰۰۰ تکرار، تعداد دفعاتی که هر گویه روی عامل مربوط به خود قرار گرفته، دست‌کم برابر ۰/۸۸ است که حاکی از ثبات بالای گویه‌ها روی عامل مربوطه است. در خرده‌مقیاس دوم (۸ گویه) شش گویه در ۱۰۰ درصد موارد و دو گویهٔ بعدی در ۹۲ درصد از موارد روی عامل خود قرار گرفته‌اند.

1. Bootstrap Analysis

جدول ۵ پارامترهای سؤالات بر اساس مدل پاسخ مدرج

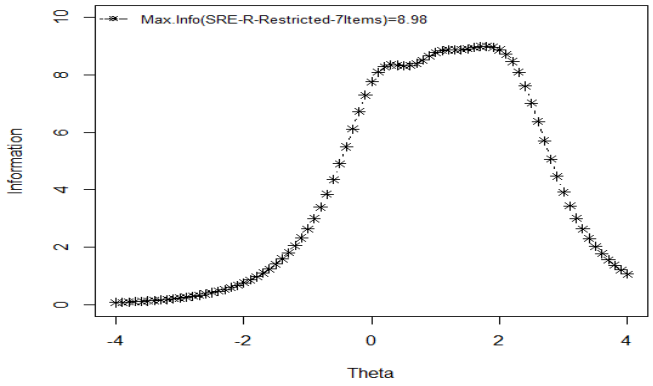
خرده‌مقیاس	گویه	α	b_1	b_2	b_3	b_4	S_X2	df.S_X2	RMSEA.S_X2	p.S_X2
شایستگی مفرط	۱	۱/۸۴	−۰/۳۵	۰/۲۹	۱/۳۰	۲/۵۶	۵۲/۸۳	۵۰	۰/۰۱	۰/۳۷
	۲	۲/۰۵	−۰/۷۹	۰/۱۳	۰/۸۹	۲/۰۱	۵۹/۱۱	۵۲	۰/۰۲	۰/۲۳
	۳	۱/۹۹	−۰/۷۶	۰/۱۹	۰/۷۵	۱/۸۵	۵۸/۰۵	۵۵	۰/۰۱	۰/۳۶
	۵	۲/۲۹	−۱/۱۳	−۰/۳۲	۰/۱۸	۱/۵۷	۸۲/۳۱	۵۱	۰/۰۴	۰/۰۰
	۶	۱/۹۱	−۱/۴۵	−۰/۵۰	۰/۰۸	۱/۵۵	۴۵/۷۵	۵۵	۰/۰۰	۰/۸۱
	۷	۱/۶۳	−۱/۹۲	−۱/۰۷	−۰/۳۲	۱/۴۰	۵۰/۱۶	۵۳	۰/۰۰	۰/۵۹
	۱۲	۱/۸۷	−۰/۲۳	۰/۴۵	۰/۹۵	۲/۰۶	۴۲/۰۷	۵۳	۰/۰۰	۰/۸۶
	۱۵	۱/۸۷	−۰/۹۰	−۰/۱۵	۰/۳۱	۱/۷۰	۵۳/۶۸	۵۹	۰/۰۰	۰/۶۷
شایستگی محدودشده	۴	۲/۵۲	۰/۲۴	۰/۹۸	۱/۶۲	۲/۱۶	۳۷/۱۶	۳۱	۰/۰۲	۰/۲۱
	۸	۱/۴۷	−۰/۱۵	۱/۱۸	۱/۹۵	۲/۸۵	۴۳/۵۵	۳۹	۰/۰۲	۰/۲۸
	۹	۳/۲۸	۰/۱۴	۱/۰۵	۱/۷۳	۲/۲۱	۳۸/۵۲	۲۵	۰/۰۴	۰/۰۴
	۱۰	۱/۲۲	−۰/۶۷	۰/۳۹	۱/۶۷	۲/۸۶	۶۱/۳۶	۴۳	۰/۰۳	۰/۰۳
	۱۱	۲/۰۲	−۰/۱۹	۰/۶۲	۱/۳۵	۲/۳۵	۳۸/۹۹	۳۳	۰/۰۲	۰/۲۲
	۱۳	۱/۰۹	−۰/۷۸	۰/۳۱	۱/۳۷	۲/۵۱	۶۳/۴۶	۴۵	۰/۰۳	۰/۰۴
	۱۴	۱/۹۱	−۰/۱۴	۰/۸۷	۱/۶۲	۲/۳۴	۶۹/۹۳	۳۵	۰/۰۵	۰/۰۰

در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده بر اساس آزمون کای‌دو، برازش گویهٔ ۱۴ با مدل پاسخ مدرج کم است. بر اساس آزمون کای‌دو و با توجه به آلفای ۰/۰۱، سایر گویه‌ها از برازش برخوردارند. این در حالی است که 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 گویهٔ ۹ در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده، نسبت به سایر گویه‌های این خرده‌مقیاس، از قدرت تفکیک و در نتیجه آگاهی بیشتری برخوردار است و گویهٔ ۱۳ دارای کمترین شیب و در نتیجه آگاهی کم است. ستون‌های b1 تا b4 مقادیر آستانهٔ گزینه‌های هر گویه در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده را نشان می‌دهد و حاکی از نیاز به میزان خصیصهٔ بیشتر برای تأیید گزینه‌های گویه‌های این خرده‌مقیاس در مقایسه با خرده‌مقیاس شایستگی مفرط است (چالمرز، ۲۰۱۲).



شکل ۳ نمودار آگاهی خرده‌مقیاس شایستگی مفرط

همان طور که شکل ۳ نشان می‌دهد، گویه‌های خرده‌مقیاسْ شایستگی مفرط افراد با میزان خصیصهٔ ۱- تا ۲+ را خوب اندازه‌گیری می‌کنند. بیشترین میزان آگاهی کل ۸ گویه تقریباً برابر ۹ است.



شکل ۴ نمودار آگاهی خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده

همان طور که شکل ۴ نشان می‌دهد، گویه‌های خرده‌مقیاس شایستگی محدودشدهْ افراد با میزان خصیصهٔ صفر تا ۲+ را خوب اندازه‌گیری می‌کنند. بیشترین میزان آگاهی کل این خرده‌مقیاس تقریباً برابر ۹ است.

جدول ۶ شاخص‌های برازش مدل دوعاملی برای کل نمونه، زنان و مردان

نمونه	χ^2robust	df	TLI	CFI	RMSEA[CI90%]	SRMR	NFI	GFI
کل	۲۱۸/۲۲	۸۹	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۰۵۸[۰/۰۴۹–۰/۰۶۸]	۰/۰۶۶	۰/۹۴	۰/۹۸
زن	۱۷۰/۴۶	۸۹	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۰۶۱[۰/۰۴۷–۰/۰۷۴]	۰/۰۷۴	۰/۹۴	۰/۹۷
مرد	۱۵۷/۲۱	۸۹	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۰۷۵[۰/۰۵۵–۰/۰۹۴]	۰/۰۹۸	۰/۸۸	۰/۹۵

نکته: آماره‌های TLI، CFI و RMSEA در جدول ۶ بر اساس کای‌دوی مقاوم (robust) در خروجی لاوان گزارش شده‌اند. برای کل نمونه، مقادیر آماره‌ها بر اساس کای‌دوی استاندارد (standard) بسته لاوان به ترتیب برابر ۰/۹۶۴، ۰/۹۷۰ و (۰/۰۶– CI90%=۰/۰۴) ۰/۰۵ به دست آمد. در گروه زنان مقادیر آن‌ها در حالت استاندارد به ترتیب برابر ۰/۹۷۶، ۰/۹۸۰ و (۰/۰۶–۰/۰۲۸=CI90%) ۰/۰۴۵ به دست آمد. در گروه مردان مقادیر آن‌ها در حالت استاندارد به ترتیب برابر ۰/۹۵۳، ۰/۹۶۰ و (۰/۰۷۸– CI90%=۰/۰۳۴) ۰/۰۵۸ به دست آمد. مقادیر SRMR برای کل نمونه و گروه زنان و مردان در حالت مقاوم و استاندارد برابر بود.

با توجه به طیف پاسخگویی ۱ تا ۵ مقیاس، برای تحلیل عاملی تأییدی از روش برآورد WLSMV[1] که مناسب داده‌های طیف لیکرت است، استفاده شد. با توجه به دوبعدی بودن مقیاس، برازش مدل دوعاملی به داده‌ها به کمک تحلیل عاملی تأییدی در کل نمونه، قابل‌قبول بودن نتایج را نشان می‌دهد که حاکی از روایی سازهٔ مطلوب ابزار در جامعهٔ مورد نظر است. البته بر اساس شاخص TLI در گروه زنان و بخصوص مردان، برازش ضعیف است که احتمالاً به دلیل پایین بودن اندازهٔ نمونه در زیرگروه‌ها بخصوص مردان است؛ و همان طور که مشخص است، در کل نمونه برازش مدل به داده‌ها قابل‌قبول است (جدول ۶). اگرچه بر اساس مقادیر آماره‌های گزارش‌شده در زیرنویس جدول ۶ و مقادیر آماره‌های NFI و GFI در جدول ۶ که همگی بر اساس کای‌دوی استاندارد محاسبه شده‌اند، برازش مدل با داده‌ها مطلوب است. البته در این حالت نیز بر اساس شاخص NFI در گروه مردان برازش ضعیف است. البته بر اساس مقادیر این آماره‌ها در حالت استاندارد، که در زیرنویس جدول ۶ ارائه شده، مقادیر برازش در کل نمونه و در گروه زنان و مردان عالی است.

جدول۷ آماره‌های آلفا، پایایی ترکیبی و AVE

خرده‌مقیاس	گروه	α	پایایی ترکیبی	AVE
	کل نمونه	۰/۸۷	۰/۸۷	۰/۴۵
شایستگی مفرط	زن	۰/۸۸	۰/۸۸	۰/۴۸
	مرد	۰/۸۷	۰/۸۷	۰/۴۶
	کل نمونه	۰/۸۰	۰/۷۷	۰/۳۳
شایستگی محدودشده	زن	۰/۸۰	۰/۷۸	۰/۳۶
	مرد	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۳۶

آمارهٔ آلفا و پایایی ترکیبی برای خرده‌مقیاس شایستگی مفرط در کل نمونه به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۷ در زنان ۰/۸۸ و ۰/۸۸ و در مردان برابر ۰/۸۷ و ۰/۸۷ است. در همین خرده‌مقیاس شاخص AVE برای کل نمونهٔ ۰/۴۵، برای زنان ۰/۴۸ و برای مردان ۰/۴۶ است. اگرچه معمولاً مقادیر بزرگ‌تر از ۰/۵ شاخص AVE مناسب است، اما اگر مقادیر پایایی ترکیبی بیشتر از ۰/۶۰ باشند مقادیر زیر ۰/۵ را نیز قابل‌قبول دانسته و روایی همگرا

1. Weighted Least Squares with Mean and Variance Adjusted

پذیرفته می‌شود (فورنل و لارکر[1]، ۱۹۸۱؛ لام[2]، ۲۰۱۲). بر اساس این شاخص، می‌توان گفت در کل نمونه، تقریباً ۴۵ درصد از واریانس نشانگرها توسط این سازه تبیین شده است. ریشهٔ دوم این شاخص در کل نمونه برابر ۰/۶۷ است که از همبستگی این سازه با سایر متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱۱ بیشتر است؛ پس می‌توان روایی تشخیصی سازه را قابل‌قبول دانست.

در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده، آمارهٔ آلفا و پایایی ترکیبی به ترتیب در کل نمونه ۰/۸۰ و ۰/۷۷ در گروه زنان ۰/۸۰ و ۰/۷۸ و گروه مردان ۰/۸۰ و ۰/۷۵ است. در این خرده‌مقیاس بر اساس شاخص AVE، روایی سازه در کل نمونه و گروه زنان و مردان ضعیف است. در اینجا برای کل نمونه تقریباً ۳۳ درصد از واریانس نشانگرها توسط این سازه تبیین شده است. همچنان که قبلاً اشاره شد، پایایی ترکیبی این خرده‌مقیاس بیشتر از ۰/۶۰ است، اما بر اساس شاخص AVE، میزان روایی همگرا کم است. ریشهٔ دوم شاخص AVE تقریباً برابر ۰/۵۷ است که از همبستگی این سازه با سایر متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱۱ بیشتر است. بر اساس ریشهٔ دوم شاخص AVE، می‌توان گفت در هر دو خرده‌مقیاس روایی تشخیصی در سطح سازه قابل‌قبول است (وورهیز و همکاران[3]، ۲۰۱۶)؛ اما بر اساس روایی همگرا (AVE) چندان مطلوب نیست؛ و این به دلیل پایین بودن بار عاملی نشانگرها روی سازه‌ها روی داده، بخصوص در حس شایستگی محدودشده. همان طور که در ادامه نیز دیده می‌شود، بار عاملی نشانگرها با سازه‌های مربوط به خود، بخصوص در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده، بالا نیست.

جدول ۸ آماره‌های روایی تشخیصی با استفاده از همبستگی دو سازه و تفاوت آزمون کای

گروه	ρ[CI 95%]	X^2(df)	ΔX^2(Δdf)	P
کل نمونه	۰/۱۳ [۰/۰۱ ,۰/۲۶]	۸۰۱/۴۴ (۹۰)	۱۰۱/۸۴ (۱)	۰/۰۰۰۱
زنان	۰/۲۳ [۰/۰۸,۰/۳۸]	۴۴۳/۷۵ (۹۰)	۴۱/۶۱ (۱)	۰/۰۰۰۱
مردان	۰/۲۰ [−۰/۰۴,۰/۴۴]	۳۴۳/۰۲ (۹۰)	۲۰/۷۱ (۱)	۰/۰۰۰۱

همبستگی دو سازه در کل نمونه تقریباً برابر ۰/۱۳۲ است و فاصلهٔ اطمینان ۹۵ درصد آن حاکی از روایی تشخیصی دو سازه دارد، زیرا با توجه به ملاک همبستگیِ ۰/۹۰

1. Fornell & Larcker
2. Lam
3. Voorhees

(ملاک رابطهٔ بالا بین دو سازه که می‌تواند بسته به ماهیت رابطهٔ منفی یا مثبت باشد)، می‌توان گفت چون فاصلهٔ اطمینان اطراف همبستگی ۰/۱۳۲ ملاکِ ۰/۹۰ را در برنمی‌گیرد، این دو سازه خصیصه‌های متفاوتی را اندازه‌گیری می‌کنند. مقایسهٔ مدل دوعاملی با همبستگی ۰/۱۳۲ در کل نمونه با مدل دوعاملی مبتنی بر همبستگی ۰/۹۰ با استفاده از آزمون کای‌دو نشان می‌دهد تفاوت کای‌دوی دو مدل معنادار است که نشان می‌دهد همبستگی بین دو سازه به اندازهٔ کافی از ملاک ۰/۹۰ پایین‌تر است و از روایی تشخیصی دو سازه حکایت دارد (رانکاو و چاو[1]، ۲۰۲۲). در گروه مردان و زنان نیز بر اساس آزمون کای‌دو، روایی تشخیصی دو سازه با توجه به ملاک ۰/۹۰ برقرار است.

برای بررسی تغییرناپذیری[2] ساختار عاملی بر اساس جنسیت، چهار مدل به داده‌ها برازش داده شد که عبارت‌اند از: تغییرناپذیری شکلی[3]، متریک یا ضعیف[4]، اسکالر یا قوی[5] و تغییرناپذیری دقیق[6]. در تغییرناپذیری شکلی یک ساختار عاملی به داده‌های گروه زنان و مردان برازش داده شده 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 گویه‌ها روی عامل‌ها در هر دو گروه مساوی در نظر گرفته می‌شوند. در مقایسهٔ مدل متریک با مدل شکلی، عدم معناداری به معنی وجود تغییرناپذیری است؛ پس می‌توان گفت سازه در بین دو گروه معنای 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 گویه‌ها در بین دو گروه نیز یکسان در نظر گرفته می‌شوند. در مقایسهٔ این مدل با مدل متریک، عدم معناداری امکان مقایسهٔ میانگین دو گروه در متغیر پنهان را فراهم می‌سازد. در مدل دقیق، واریانس مانده‌های گویه در بین دو گروه یکسان در نظر گرفته می‌شود. در مقایسهٔ این مدل با مدل اسکالر، عدم معناداری امکان مقایسهٔ دو گروه در نمرهٔ کل مبتنی بر مجموع نمره‌های مشاهده‌شدهٔ گویه‌ها را ممکن می‌سازد و می‌توان گفت پایایی گویه‌ها در بین دو گروه یکسان است. در نهایت واریانس و کوواریانس سازه‌های پنهان در بین گروه‌ها یکسان در نظر گرفته می‌شود.

1. Rönkkö & Cho
2. Invariance
3. configural
4. metric/Weak
5. scalar/Strong
6. Strict

جدول ۹ شاخص‌های برازش مدل‌های مختلف برای بررسی تغییرناپذیری

مدل	χ^2_{Robust}	df	P	χ^2_{St}	$\Delta\chi^2_{St}$	Δdf	P	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	ΔCFI	ΔTLI
شکلی	۳۲۶/۶۰	۱۷۸	۰/۰۰۰۱	۲۶۲/۹۱	-	-	-	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۷۸	۰/۰۵۰	-	-
متریک	۳۲۲/۸۰	۱۹۱	۰/۰۰۰۱	۲۸۱/۵۰	۱۲/۱۹	۱۳	۰/۵۱	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۸۱	۰/۰۵۰	۰/۰۰۱	۰/۰
اسکالر	۳۳۹/۶۳	۲۰۴	۰/۰۰۰۱	۲۹۳/۵۸	۱۸/۲۰	۱۳	۰/۱۵	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۸۳	۰/۰۴۸	۰/۰	−۰/۰۰۲
دقیق	۳۵۷/۵۶	۲۱۹	۰/۰۰۰۱	۳۱۲/۸۱	۲۲/۳۶	۱۵	۰/۱	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۸۷	۰/۰۴۷	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۱
واریانس سازه‌ها	۳۵۷/۵۶	۲۱۹	۰/۰۰۰۱	۳۴۳/۴۵	۲/۷۲	۲	۰/۲۶	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۸۷	۰/۰۴۷	۰/۰	۰/۰
کوواریانس سازه‌ها	۳۵۷/۵۶	۲۱۹	۰/۰۰۰۱	۳۴۵/۳۷	۰/۳۲	۱	۰/۵۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۸۷	۰/۰۴۷	۰/۰	۰/۰

نکته: مقادیر CFI، TLI، SRMR و RMSEA همگی بر اساس کای‌دوی استاندارد (St = Stansars) در خروجی بستهٔ لاوان گزارش شده‌اند. چون این شاخص‌ها در حالت مقاوم (robust) کمی پایین‌تر بودند و به دلیل پایین بودن حجم نمونه، از حالت استاندارد شاخص‌ها در گزارش استفاده شد.

همان‌طور که نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد، برازش مدل‌های شکلی تا دقیق که به تدریج بر محدودیت آن‌ها افزوده می‌شود، اگرچه تا حدی کاهش می‌یابند، ولی بر اساس عدم معناداری آزمون تفاوت کای استاندارد و سایر شاخص‌های برازش، از جمله ΔCFI که کمتر از ۰/۰۱ است، می‌توان گفت تغییرناپذیری برقرار است.

جدول ۱۰ بار عاملی گویه‌ها در کل نمونه، زنان و مردان همراه با عرض از مبدأ متغیرها در حالت استاندارد به تفکیک جنسیت

گویه	کل نمونه*	زنان*	عرض از مبدأ	مردان*	عرض از مبدأ
۱	۰/۶۶	۰/۶۹	۱/۸۵	۰/۶۶	۱/۷۲
۲	۰/۷۱	۰/۷۴	۲/۱۰	۰/۷۲	۱/۹۶
۳	۰/۶۸	۰/۶۶	۱/۹۹	۰/۷۷	۱/۸۸
۵	۰/۷۲	۰/۷۶	۲/۵۲	۰/۷۰	۲/۲۶
۶	۰/۶۸	۰/۶۸	۲/۶۷	۰/۶۵	۲/۲۶
۷	۰/۶۰	۰/۶۱	۳/۲۲	۰/۵۷	۲/۷۶
۱۲	۰/۶۵	۰/۶۸	۱/۶۶	۰/۷۷	۱/۶۷
۱۵	۰/۶۶	۰/۷۱	۲/۱۸	۰/۵۷	۱/۹۷
۴	۰/۶۶	۰/۵۸	۱/۵۸	۰/۷۴	۱/۷۷
۸	۰/۴۶	۰/۵۵	۱/۸۶	۰/۴۵	۲/۱۲
۹	۰/۷۳	۰/۷۲	۱/۸۷	۰/۷۳	۱/۸۲
۱۰	۰/۵۰	۰/۵۰	۱/۹۸	۰/۵۰	۲/۰۵
۱۱	۰/۶۶	۰/۷۰	۱/۸۰	۰/۵۶	۲/۰۲
۱۳	۰/۴۴	۰/۵۰	۱/۸۲	۰/۳۲	۲/۱۹
۱۴	۰/۶۲	۰/۷۰	۱/۸۳	۰/۸۲	۱/۸۶

P<۰/۰۱

در جدول ۱۰، بار عاملی استاندارد گویه‌ها در کل نمونه و گروه مردان و زنان ارائه شده است؛ علاوه بر این، مقادیر عرض از مبدأ گویه‌ها در حالت استاندارد که در واقع

میانگین هر گویه است، نیز به تفکیک زن و مرد گزارش شده است. مقادیر نزدیک این آماره‌ها تأییدی بر تغییرناپذیری پارامترها در دو گروه است (لازم به ذکر است که بار 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 معنادارند.

جدول ۱۱ ضریب همبستگی متغیر حس شایستگی ارتباطی با متغیرهای مطالعه‌شده

متغیر	حداقل	حداکثر	کجی	کشیدگی	میانگین	انحراف معیار	ضرب همبستگی	
							شایستگی مفرط	شایستگی محدودشده
شایستگی مفرط	۸	۴۰	۰/۱۹	−۰/۶۲	۲۱/۷۰	۷/۳۵	۱	
شایستگی محدودشده	۷	۳۵	۰/۵۴	۰/۲۴	۱۴/۲۸	۵/۱۷	۰/۱۰*	۱
شکوفایی زوجی	۱۶	۱۱۲	−۰/۵۹	−۰/۳۵	۷۴/۴۱	۲۴/۵۶	−۰/۶۷**	−۰/۰۴
فابینگ شریک	۹	۴۵	۰/۴۷	−۰/۰۹	۲۲/۴۹	۶/۶۲	۰/۴۵**	۰/۰۳
پاسخگویی ادراک‌شده	۸	۴۸	−۱/۰۳	۰/۶۰	۳۶/۶۲	۹/۷۷	−۰/۶۲**	۰/۰۲
عدم‌حساسیت ادراک‌شده	۸	۴۸	۰/۸۳	−۰/۱۶	۱۹/۰۶	۱۰/۶۴	۰/۶۰**	۰/۰۲
ذهن‌آگاهی	۵	۳۰	۰/۹۹	۰/۸۹	۱۲/۸۰	۵/۱۰	۰/۰۹	۰/۲۳**

بر اساس نتایج جدول ۱۱، میانگین و انحراف معیار شایستگی مفرط به ترتیب ۲۱/۷۰ و ۷/۳۵ بود و میانگین و انحراف معیار شایستگی محدودشده به ترتیب ۱۴/۲۸ و ۵/۱۷. بین شایستگی مفرط با متغیرهای شکوفایی زوجی و پاسخگویی ادراک‌شده به ترتیب با ضریب همبستگی ۰/۶۷− و ۰/۶۲− رابطهٔ منفی و معنی‌داری در سطح آلفای ۰/۰۱ وجود داشت. بین متغیر شایستگی مفرط با متغیرهای فابینگ شریک و عدم حساسیت ادراک‌شده به ترتیب با ضریب همبستگی ۰/۴۵و ۰/۶۰ رابطهٔ مثبت و معنی‌داری در سطح آلفای ۰/۰۱ وجود داشت. رابطهٔ بین شایستگی مفرط با ذهن‌آگاهیْ مثبت، اما به لحاظ آماری غیرمعنادار بود. اما رابطهٔ بین شایستگی محدودشده و سایر متغیرها، به غیر از

ذهن‌آگاهی، به لحاظ آماری غیرمعنادار بود. میزان همبستگی بین شایستگی محدودشده و ذهن‌آگاهی ۰/۲۳ بود. بنابراین این متغیر از روایی واگرا و همگرای مطلوبی برخوردار است.

بحث و نتیجه‌گیری

شواهد بالینی و مقالات علمی از اهمیت و منحصربه‌فرد بودن حس شایستگی در روابط زوجی حکایت دارد. افراد واجد حس شایستگی بیشتر و درگیر در روابط احساسیْ الگوی خودخواهی را در روابط به نمایش می‌گذارند (کمپبل و همکاران، ۲۰۰۴) و در بخشیدن شریکشان مشکل دارند (ایکس‌لاین و همکاران، ۲۰۰۴). همچنین معلوم شد مردانی که حس شایستگی بیشتری دارند، به واسطهٔ وجود حس برازندگی توصیف می‌شوند؛ چیزی که می‌تواند منجر به رفتار خشونت‌آمیز نسبت به شریکان زن شود (هاناوا و همکاران، ۲۰۰۶). این مجموعه از پژوهش‌ها باعث شد تولمچ و میکولینگر (۲۰۱۱) مقیاس حس شایستگی ارتباطی را جهت ارزیابی تفاوت‌های فردی در حس شایستگی در روابط احساسی، طراحی و اعتباریابی کنند. این مقیاس غالباً در پژوهش‌های روان‌شناختی، خصوصاً در بافت روابط مسئله‌ساز، مورد استفاده قرار گرفته است (جورج‌لوی و همکاران، ۲۰۱۴؛ برنر و همکاران، ۲۰۱۹؛ افراتی و همکاران، ۲۰۱۹). با این حال، تعداد نامتناسبی از گویه‌های SRE حس شایستگی مفرط را ارزیابی می‌کردند (۲۳ گویه از ۳۳ گویه)؛ علاوه بر این، خرده‌مقیاس شایستگی جرأتمندانه در همبستگی با دیگر شاخص‌های مشابهی که به لحاظ مفهومی به بهزیستی و رضایت از رابطه مربوط بودند، ناموفق بود. مقیاس SRE-R دو بعد آسیب‌شناختی حس شایستگی (یعنی مفرط و محدودشده) را ارزیابی می‌کند و حس شایستگی سالم به صورت نمرات کم در این ابعاد عملیاتی‌سازی شده است. در مطالعهٔ تولمچ و همکاران (۲۰۲۱) مدل دوعاملی با استفاده از تحلیلی عاملی تأییدی تصدیق شد. خرده‌مقیاس‌های شایستگی مفرط و محدودشده پایایی درونی خوب و همبستگی متقابل[1] مثبت و متوسطی را نشان دادند؛ علاوه بر این، SRE-R روایی همگرایی خوبی نشان داد. مشارکت‌کنندگانی که سطوح بالاتری از شایستگی مفرط یا محدودشده را گزارش کردند، نمرات بالاتری نیز در دلبستگی اضطرابی و اجتنابی، رفتارهای وسواس فکری-عملی در رابطه و نگرانی بیمارگون[2] در روابط و نمرات کمتر در اصالت ارتباطی[1] به

1. Intercorrelation
2. Pathological Concern

دست آوردند. این اطلاعات روایی[1] سازهٔ این مقیاس را تأیید کردند.

در مطالعهٔ حاضر، نتایج مربوط به شاخص‌های برازش در کل نمونه مطلوب بودند و فقط شاخص NFI در مردان و TLI در هر دو زیرگروه، برازش ضعیفی داشتند که برازش ضعیف این دو شاخص ناشی از کم بودن حجم نمونه، خصوصاً در زیرگروه مردان، بود. این نشان می‌دهد داده‌های تجربی گردآوری‌شده در این پژوهش مقیاس طراحی‌شده جهت سنجش حس شایستگی ارتباطی را تأیید می‌کنند. نتایج مربوط به محاسبهٔ تغییرناپذیری مقیاس بر اساس جنسیت نشان داد با وجود افت نسبی برازش مدل‌ها، تغییرناپذیری بر اساس عدم معناداری آزمون کای استاندارد و دیگر شاخص‌های برازش برقرار بود. یعنی معانی گویه‌ها برای زیرگروه‌ها یکسان بوده است؛ به عبارت دیگر، هر دو جنس برداشت تقریباً یکسانی از معانی گویه‌ها داشته‌اند. این یافته نشان می‌دهد این مقیاس در هر دو گروه جنسی کاربردپذیر است. نتایج مربوط به بار عاملی هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها نشان داد که تقریباً تمام گویه‌ها از بار عاملی مطلوب برخوردار بودند، و این گویای تأثیر قابل‌توجه اکثر گویه‌ها در تبیین واریانس مقیاس SRE-R است.

نتایج پایایی مربوط به شایستگی مفرط بر اساس آلفای کرانباخ و پایایی ترکیبی هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها حکایت از همسانی درونی مطلوب این خرده‌مقیاس داشتند. اگرچه مقادیر شاخص AVE در خرده‌مقیاس شایستگی مفرط هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها کمتر از حد استاندارد بود (۰/۵) (که احتمالاً به علت پایین بودن بار عاملی برخی از گویه‌ها بر روی سازهٔ مورد نظر بوده است)؛ اما با توجه به بالا بودن مقادیر پایایی ترکیبی، می‌توانیم استدلال کنیم که روایی همگرای این خرده‌مقیاس قابل‌پذیرش است؛ یعنی گویه‌های این خرده‌مقیاس سازه را اندازه‌گیری می‌کنند که از نظر آماری قابل‌اتکا بوده و می‌توان نمرات افراد را در آن با هم مقایسه کرد (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱؛ لام، ۲۰۱۲). همچنین، با توجه به اینکه ریشه دوم شاخص AVE در کل نمونه ۰/۶۷ بود که از همبستگی این سازه با دیگر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش بالاتر بود؛ بنابراین می‌توان استدلال کرد که روایی تشخیصی در سطح این سازه برقرار بود (وورهیز، ۲۰۱۶). هرچند ریشهٔ دوم AVE متغیر شایستگی مفرط از کلیه متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱۱ بزرگ‌تر بود، اما مقدار آن به ضریب همبستگی این متغیر با متغیر عدم‌حساسیت ادراک‌شده نزدیک بود، که دلالت بر نزدیکی این دو سازه دارد. بنابراین، استنتاج می‌شود

1. Relational Authenticity

که این خرده‌مقیاس خصیصه متفاوت از آنچه که دیگر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش می‌سنجند را اندازه‌گیری می‌کند.

در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده نتایج مربوط به آلفای کرانباخ و پایایی ترکیبی هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها مطلوب بودند (مانند شایستگی مفرط)؛ اما مقادیر شاخص AVE در این خرده‌مقیاس هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها پایین‌تر بود؛ که احتمالاً نشان‌دهندهٔ این است که گویه‌های این خرده‌مقیاس خصیصه‌ای را که قرار بود بسنجند، به‌درستی اندازه‌گیری نکرده‌اند؛ که علت آن می‌تواند به ناهمگون بودن گویه‌های طراحی‌شده برای این خرده‌مقیاس بازگردد. با وجود پایین بودن شاخص AVE در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده، با توجه به بالا بودن پایایی ترکیبی آن هم در کل نمونه و هم در زیرگروه‌ها مانند خرده‌مقیاس شایستگی مفرط، می‌توان شاخص AVE را قابل‌پذیرش دانست (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱؛ لام، ۲۰۱۲).

نتایج همچنین نشان دادند که خرده‌مقیاس شایستگی مفرط در مقایسه با خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده، درصد بیشتری از واریانس نشانگرها را تبیین کرده است. بنابراین می‌توان استنباط کرد که گویه‌های شایستگی مفرط در مقایسه با گویه‌های شایستگی محدودشده، همگون‌تر یا متجانس‌تر بوده‌اند و این خودش نشان می‌دهد سازهٔ شایستگی محدودشده، به نسبت شایستگی مفرط با نشانگرهای خودش، رابطهٔ چندان بالایی نداشته است. متجانس‌تر بودن گویه‌های شایستگی مفرط می‌تواند علت افزایش پایایی مبتنی بر آلفا و افزایش بارهای عاملی آن باشد.

روایی تشخیصی این دو سازه از طریق محاسبهٔ ضریب همبستگی آن‌ها نیز محاسبه شد که نتیجهٔ گویای وجود روایی تشخیصی بود، زیرا میزان همبستگی این دو متغیر از مطالعهٔ اصلی (تولمچ و همکاران، ۲۰۲۱) نیز خیلی کمتر بود؛ یعنی رابطهٔ میان این دو متغیر به اندازه‌ای بود که می‌توان گفت دو سازهٔ کاملاً مجزا را اندازه‌گیری می‌کنند. همچنین تفاوت کای‌دو در دو مدل (مدل دوعاملی با همبستگی ۰/۱۳۲ در کل نمونه و مدل دوعاملی مبتنی بر همبستگی ۰/۹۰) نیز گواه وجود روایی تشخیصی بود؛ از سوی دیگر، در زیرگروه‌ها نیز (برحسب جنسیت) بر اساس آزمون کای‌دو با توجه به ملاک ۰/۹۰، روایی تشخیصی برقرار بود. با توجه به این توضیحات، استنباط می‌شود که هر کدام از این خرده‌مقیاس‌ها خصیصهٔ مجزایی را سنجش می‌کنند.

روایی همگرا و واگرای این مقیاس از طریق محاسبه ضریب همبستگی با سایر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش بررسی شد. رابطه بین حس شایستگی مفرط با

شکوفایی زوجی و پاسخگویی ادراک‌شده منفی و معنادار بود. یعنی هر چقدر حس شایستگی مفرط در فرد بیشتر باشد، فرد پاسخگویی کمتری را از جانب شریکش ادراک، و شکوفایی زوجی کمتری را تجربه خواهد کرد. رابطهٔ بین حس شایستگی مفرط با فابینگ شریک، عدم حساسیت ادراک‌شده و حس شایستگی محدودشدهٔ مثبت و معنادار و رابطه‌اش با ذهن‌آگاهیْ مثبت اما به لحاظ آماری غیرمعنادار بود؛ یعنی هر چقدر حس شایستگی مفرط فرد شدیدتر باشد، به همان اندازه رفتار فابینگ بیشتری را از جانب شریکش ادراک خواهد کرد و در نتیجه، عدم حساسیت بیشتری را از جانب همسرش نسبت به خود تجربه خواهد کرد. از سوی دیگر، فرد با حس شایستگی مفرط بیشتر، در رابطه با همسرش، ذهن‌آگاهی کمتری را گزارش خواهد کرد. رابطهٔ ضعیف بین دو سازهٔ حس شایستگی مفرط و حس شایستگی محدودشده گویای این است که فرد فقط می‌تواند در یکی از این ابعاد قرار بگیرد. رابطهٔ بین حس شایستگی محدودشده و دیگر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش، به جز ذهن‌آگاهی، غیرمعنادار بود. یعنی هر چقدر حس شایستگی فرد محدودشده باشد، به همان اندازه در رابطه با همسرش کمتر ذهن‌آگاه خواهد بود. معنادار نبودن رابطهٔ بین حس شایستگی محدودشده با سایر متغیرها، گویای منحصربه‌فرد بودن این سازه است.

در مطالعهٔ حاضر، جهت تعیین تعداد عامل‌های مقیاس SRE-R از روش‌های تحلیل موازی (مبتنی بر تحلیل عامل مشترک و تحلیل مؤلفه) و تحلیل شبکهٔ اکتشافی استفاده شد. بر اساس تحلیل موازی مبتنی بر تحلیل عامل مشترک، ساختاری ۴بعدی برای این مقیاس کشف شد. اما در تحلیل موازی مبتنی بر تحیل مؤلفه، ساختاری ۲بعدی به دست آمد که با نتیجهٔ مطالعه تولمچ و همکاران (۲۰۲۱) همخوان بود. در تبیین اینکه چرا در تحلیل موازی مبتنی بر تحلیل عامل مشترک ساختار ۴ عاملی به دست آمد، باید گفت این نوع تحلیل همواره تعداد عامل‌ها را بزرگ‌تر یا مساوی تعداد مؤلفه‌ها معرفی می‌کند. نتیجهٔ تحلیل شبکهٔ اکتشافی، مانند تحلیل موازی مبتنی بر مؤلفه، ساختاری ۲بعدی کشف کرد. برای تأیید ساختار عاملی مستخرج از تحلیل شبکهٔ اکتشافی از تحلیل بوت‌استرپ بهره گرفته شد و نتایج این تحلیل نیز حاکی از غلبهٔ ساختار دوعاملی در بیش از ۸۰٪ موارد بود. همچنین این تحلیل اثبات کرد که در هر دو خرده‌مقیاس، میزان اختصاص هر گویه به عامل مربوط به خودش دقیق و قابل‌قبول بوده است. بنابراین با توجه به یافته‌های مطالعهٔ حاضر می‌توان ادعا کرد که مقیاس SRE-R مانند مطالعهٔ تولمچ و همکاران (۲۰۲۱) در این

پژوهش نیز ساختار دوبُعدی داشته است.

برای بررسی دقیق‌تر برازش خرده‌مقیاس‌ها در سطح گویه، از مدل پاسخ مدرج بهره گرفته شد. یافته‌ها نشان دادند گویه‌های عامل شایستگی مفرط با مدل پاسخ مدرج، برازش قابل‌قبولی داشتند، زیرا همهٔ مقادیر ستون RMSEA.S_X2 کمتر از ۰/۰۵ بودند؛ یعنی این مدل می‌تواند داده‌های مشاهده‌شده را به خوبی پیش‌بینی کند. اما مقادیر ستون p.S_X2 در دو گویهٔ ۵ و ۱۴ حکایت از معناداری آزمون کای‌دو داشتند که نشان‌دهندهٔ عدم برازش این دو گویه بر اساس شاخص مذکور بود؛ یعنی پیش‌بینی‌های مدل با داده‌های مشاهده‌شدهٔ این دو گویه بر اساس شاخص مذکور انطباق کافی نداشته است. با توجه به مقادیر آستانهٔ گویه‌ها و پیوستار توانایی، طبق انتظار افرادی که درجات بیشتری از شایستگی مفرط را داشتند، گزینهٔ ۵، و افرادی که در این بُعد میزان کمتری از خصیصهٔ مذکور را داشتند، گزینهٔ اول گویه‌های آن را انتخاب کردند. اما در خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده طبق آزمون کای‌دو، فقط گویهٔ ۱۴ با مدل پاسخ مدرج برازش ضعیف نشان داد؛ در حالی که سایر گویه‌ها با مدل پاسخ مدرج برازش قابل‌قبولی داشتند؛ یعنی مدل توانسته بود داده‌های مشاهده‌شده را به طور مطلوب تبیین کند. همچنین در شاخص RMSEA.S_X2 نتایجْ نشان‌دهندهٔ برازش مدل بود. با توجه به آستانهٔ گزینه‌های سؤالات در ستون‌های بتای خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده مشخص شد که برای انتخاب طیف‌های پاسخ‌دهی این خرده‌مقیاس، در مقایسه با خرده‌مقیاس حس شایستگی مفرط، افراد باید میزان زیادی از این خصیصه را داشته باشند. در ارتباط با این یافته می‌توان استدلال کرد که گویه‌های خرده‌مقیاس شایستگی مفرط در مقایسه با گویه‌های خرده‌مقیاس شایستگی محدودشده تا حدود زیادی متجانس‌ترند و با توجه به ستون‌های بتا ۱ تا بتا ۴ در جدول ۵، می‌توان استنباط کرد که میانگین گویه‌های شایستگی مفرط نسبت به میانگین گویه‌های شایستگی محدودشده بیشتر است و این باعث شده افراد برای انتخاب طیف‌های پاسخ‌دهی شایستگی محدودشده نیازمند برخورداری از میزان زیادی از این خصیصه باشند. در ارتباط با عدم برازش گویهٔ ۵ در خرده‌مقیاس شایستگی مفرط و گویهٔ ۱۴ در شایستگی محدودشده با مدل پاسخ مدرج، می‌توان علت این برازش کم را به ویژگی و محتوای گویه‌ها یا سبک پاسخ دهی افراد نسبت داد؛ از سوی دیگر، با توجه به بالا بودن حجم نمونه و حساسیت آزمون کای‌دو به اندازهٔ نمونه، می‌توان این امر را نیز در این یافته دخیل دانست.

با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در مطالعات آتی، بُعدیت این مقیاس، برازش خرده‌مقیاس‌های این ابزار خصوصاً عامل شایستگی محدودشده،

برازش دو گویهٔ ۵ و۱۴و شاخص AVE این مقیاس را در نمونه‌هایی با ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و فرهنگی متفاوت، مورد بازنگری قرار دهند. همچنین با توجه به تجانس کمتر گویه‌های عامل شایستگی محدودشده نسبت به شایستگی مفرط در پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی از گویه‌هایی با قدرت تمیز بالاتر جهت سنجش این بُعد از شایستگی استفاده شود.

منابع

Bar-Kalifa, E., Bar-Kalifa, L., Rafaeli, E., George-Levi, S., & Vilchinsky, N. (2016), 'Relational entitlement moderates the associations between support matching and perceived partner responsiveness.' *Journal of Research in Personality, 65*, 1-10.

Billow, R. M. (1999b), 'Power and entitlement: Or, mine versus yours.' *Contemporary Psychoanalysis, 35*(3), 473-489.

Billow, R. M. (1999a). 'An intersubjective approach to entitlement.' *The Psychoanalytic Quarterly, 68*(3), 441-461.

Blechner, M. J. (1987), 'Entitlement and narcissism: Paradise sought.' *Contemporary Psychoanalysis, 23*(2), 244-255.

Brenner, I., Bachner-Melman, R., Lev-Ari, L., Levi-Ogolnic, M., Tolmacz, R., & Ben-Amitay, G. (2019), 'Attachment, sense of entitlement in romantic relationships, and sexual revictimization among adult CSA survivors.' *Journal of Interpersonal Violence*, 36(19-20), NP10720-NP10743.

Campbell, W. K., Bonacci, A. M., Shelton, J., Exline, J. J., & Bushman, B. J. (2004), 'Psychological entitlement: Interpersonal consequences and validation of a self-report measure.' *Journal of personality assessment*, 83(1), 29-45.

Candel OS and Turliuc MN (2021), 'The Role of Relational Entitlement, Self-Disclosure and Perceived Partner Responsiveness in Predicting Couple Satisfaction: A Daily-Diary Study.' *Front. Psychol*. 12:609232.

Candel, O. S. (2018), 'Sense of Relational Entitlement–Romanian version. Factor structure and associations with romantic attachment and dyadic satisfaction.' In *Proceedings of CIEA 2018 the fifth international conference on adult education education for values–continuity and context* (pp. 79-86).

Candel, O. S., & Turliuc, M. N. (2019), 'The effect of the sense of relational entitlement on relational satisfaction, positive and negative emotions.' *Journal of Psychological & Educational Research, 27*(1), 46-60.

Chakir, R., and Feldman, D. (2020), *Sense of relational Entitlement among elderly people toward their children.* Ph.D. thesis. Herzliya: Interdisciplinary Center.

Chalmers, R. P. (2012), 'Mirt: A Multidimensional Item Response Theory Package for the R Environment.' *Journal of Statistical Software, 48* (6), 1-29.

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.

Efrati, Y., Gerber, Z., & Tolmacz, R. (2019), 'The Relation of Intra-Psychic and Relational Aspects of the Self to Compulsive Sexual Behavior.' *Journal of Sex & Marital Therapy*, 45(7), 618-631.

Exline, J. J., Baumeister, R. F., Bushman, B. J., Campbell, W. K., and Finkel, E. J. (2004), 'Too proud to let go: narcissistic entitlement as a barrier to forgiveness.' J. Pers. Soc. *Psychol*. 87, 894-912.

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981), 'Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error.' *Journal of Marketing Research*, 39-50.

George-Levi, S., Vilchinsky, N., Tolmacz, R., and Liberman, G. (2014), 'Testing the Concept of Relational Entitlement in the Dyadic Context: Further Validation and Associations with Relationship Satisfaction.' J. Fam. *Psychol*. 28, 193-203.

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.

Hannawa, A. F., Spitzberg, B. H., Wiering, L., & Teranishi, C. (2006), 'If I can't have you, no one ca": Development of a Relational Entitlement and Proprietariness Scale (REPS).' *Violence and Victims*, 21(5), 539-560.

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.

Lam, L. W. (2012), 'Impact of Competitiveness on Salespeople's Commitment and Performance.' *Journal of Business Research*, 65 (9), 1328-1334.

Leiman, R. (2020). *The Relationships Between Attachment Orientations, Forms of Concern and Quality Measures of Romantic Relationships.* Ph.D. thesis. Herzliya: Interdisciplinary Center.

Moses, R, & Moses-Hrushovski, R. (1990), 'Reflections on the Sense of Entitlement.' The Psychoanalytic Study of the Child, 45 (1), 61-78.

Nicholas Williams, D., Smith, D. B., Sukach, T., & Minaiy, C. (2018), 'Expecting More in Relationships–Implications of Relational Entitlement.' *American Journal of Family Therapy*, *46*(4), 321-340.

R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.

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.

Rönkkö, M., & Cho, E. (2022), 'An Updated Guideline for Assessing Discriminant Validity.' *Organizational Research Methods*, 25 (1), 6-14.

Rosseel, Y. (2012), 'Lavaan: An R package for Structural Equation Modeling and More.' *Journal of statistical software*, 48(2), 1-36.

Sanchez, L., & Gager, C. T. (2000), 'Hard Living, Perceived Entitlement to a Great Marriage, and Marital Dissolution.' *Journal of Marriage and Family*, 62(3), 708-722.

Sanri, Ç., Halford, W. K., Rogge, R. D., & von Hippel, W. (2021), 'The Couple Flourishing Measure.' *Family Process*, 60 (2), 457-476.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2015), *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling*. psychology press.

Shadach, E., Rappaport, S., Dollberg, D., Tolmacz, R., & Levy, S. (2018), 'Relational Entitlement, Early Recollections of Parental Care, and Attachment Orientation.' *Current Psychology*, 37 (4), 781-791.

Shavit, Y., and Tolmacz, R. (2014), 'Pathological Concern: Scale Construction, Construct Validity, and associations with attachment, self-cohesion, and relational entitlement.' *Psychoanal. Psychol*. 31, 343-356.

Tolmacz R, Lev-Ari L and 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.

Tolmacz, R., & Mikulincer, M. (2011), 'The sense of entitlement in romantic relationships-Scale construction, factor structure, construct validity, and its associations with Attachment Orientations.' *Psychoanalytic Psychology*, *28*(1), 75-94.

Tolmacz, R., Bachner-Melman, R., Lev-Ari, L., & Almagor, K. (2022), 'Interparental conflict and relational attitudes within romantic relationships: The mediating role of attachment orientations.' *Journal of Social and Personal Relationships*, *39*(6), 1648-1668.

Tolmacz, R., Efrati, Y., and Ben-David, B. M. (2016), The Sense of Relational Entitlement Among Adolescents toward their Parents (SREap) - Testing an adaptation of the SRE. J. Adolescence. 53, 127-140.

Tolmacz, R., Mahajna, S., & Efrati, Y. (2017), 'The Sense of Entitlement in Romantic Relationships: Ethnic and Religious Aspects.' *Mental Health, Religion & Culture*, 20 (8), 728-740.

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.

Wood, J. T. (2004), 'Monsters and Victims: Male felons' Accounts of Intimate Partner violence.' *Journal of Social and Personal Relationships*, 21 (5), 555-576.