



Psychometric properties of the Persian version of the inferiority compensation Scale

Ezatolah Ghadampour^{1*} , Erfan Bahrami² , Shirin Emami Al Agha³ , Masoud Jafari³ , Zahra Keshavarz³

1. Corresponding Author, Professor, Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, Lorestan University, Khorramabad, Iran. Email: ghadampour.e@lu.ac.ir
2. Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, Lorestan University, Khorramabad, Iran. Email: bahrami.er@fh.lu.ac.ir
3. Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, Lorestan University, Khorramabad, Iran. Email: emami.sh@fh.lu.ac.ir
4. Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, Lorestan University, Khorramabad, Iran. Email: jafari.m@fh.lu.ac.ir
5. Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, Lorestan University, Khorramabad, Iran. Email: keshavarz.z@fh.lu.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:

Received: 21 Jan 2025

Revised: 10 Mar 2025

Accepted: 27 Apr 2025

First Published: 12 Jul 2026

Keywords:

*Confirmatory Factor Analysis,
Convergent Validity,
Divergent Validity,
Inferiority Compensation,
Reliability.*

ABSTRACT

The present research aimed to investigate the psychometric properties of the Persian version of the Inferiority Compensation Scale, including reliability, validity, and confirmatory factor analysis. In terms of its objective, the research was applied; in terms of the method of data collection, it was a survey; and in terms of methodology, it was a test construction study conducted based on common psychometric methods and principles within a correlational research design. The statistical population of the study comprised all secondary school students in Khorramabad during the academic year 2024-2025. From this population, 450 individuals were selected using convenience sampling. Participants completed the Inferiority Compensation Scale (ICS), the hope subscale (PSQ), and the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI). Data analysis was performed using Cronbach's alpha coefficient, confirmatory factor analysis, and Pearson correlation coefficient via SPSS and AMOS version 24 at a significance level of 0.05. The results of the confirmatory factor analysis supported the 5-factor structure for the subscales of inferiority compensation by self ($X^2/df = 2.32$, CFI = 0.92, AGFI = 0.94, GFI = 0.95, NFI = 0.88, TLI = 0.93, RMSEA = 0.068) and inferiority compensation through others ($X^2/df = 2.05$, CFI = 0.87, AGFI = 0.90, GFI = 0.91, NFI = 0.86, TLI = 0.91, RMSEA = 0.073), and the fit indices were relatively favorable. Furthermore, convergent and discriminant validity were significant ($P < 0.01$). The Cronbach's alpha coefficient for the entire scale was estimated to be 0.80. Consequently, the Inferiority Compensation Scale possesses appropriate psychometric properties for assessing the level of inferiority compensation among secondary school students.

Cite this article: Ghadampour, E., Bahrami, E., Emami, S., Jafari, M., & Keshavarz, Z. (2026). Psychometric properties of the Persian version of the Inferiority Compensation scale. *Journal of Applied Psychological Research*, (In Press/ Accepted). doi: 10.22059/japr.2026.389149.645136



Publisher: University of Tehran Press
DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2026.389149.645136>

© The Author(s).

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس جبران حقارت

عزت‌اله قدم‌پور^{۱*}، عرفان بهرامی^۲، شیرین امامی آل‌آقا^۳، مسعود جعفری^۴، زهرا کشاورز^۵^۱. نویسنده مسئول، استاد، گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. رایانامه: ghadampour.e@lu.ac.ir^۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. رایانامه: bahrami.er@fh.lu.ac.ir^۳. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. رایانامه: emami.sh@fh.lu.ac.ir^۴. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. رایانامه: jafari.m@fh.lu.ac.ir^۵. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران. رایانامه: keshavarz.z@fh.lu.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس جبران حقارت شامل پایایی، روایی، تحلیل عاملی تأییدی انجام شد. پژوهش از نظر هدف، کاربردی و از حیث نوع گردآوری اطلاعات، پیمایشی و از نظر روش‌شناسی از جمله مطالعات آزمون‌سازی بود که بر اساس روش‌ها و اصول رایج در روان‌سنجی در قالب یک طرح پژوهشی همبستگی انجام گرفت. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان دوره متوسطه دوم شهر خرم‌آباد در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ بود. از میان جامعه حاضر، تعداد ۴۵۰ نفر به صورت نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. شرکت‌کنندگان پرسشنامه‌های جبران حقارت (ICS)، خرده مقیاس امید (PSQ) و اضطراب اشیپلگر (SATI) را تکمیل کردند. تحلیل داده‌ها به روش ضریب آلفای کرونباخ، تحلیل عاملی تأییدی و ضریب همبستگی پیرسون به وسیله نرم‌افزارهای SPSS و AMOS نسخه ۲۴ در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ انجام شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی از ساختار ۵ عاملی برای زیرمقیاس‌های جبران حقارت توسط خود ($X^2/DF=2/32$ ، $GFI=0/95$ ، $AGFI=0/94$ ، $CFI=0/92$ ، $RMSEA=0/068$ ، $TLI=0/93$ ، $NFI=0/88$ ، $X^2/DF=2/05$) و جبران حقارت از طریق دیگران ($X^2/DF=2/05$ ، $GFI=0/91$ ، $AGFI=0/90$ ، $CFI=0/87$ ، $RMSEA=0/073$ ، $TLI=0/91$ ، $NFI=0/86$) حمایت کرد و شاخص‌های برازش نسبتاً مطلوب بود. همچنین روایی همگرا و روایی واگرا، معنادار بود ($P<0/01$). ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۰ برآورد گردید. در نتیجه مقیاس جبران حقارت برای سنجش میزان جبران حقارت از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی در دانش‌آموزان دوره متوسطه دوم برخوردار است.

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخ‌های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۲

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۲/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۰۷

تاریخ انتشار آنلاین: ۱۴۰۵/۰۴/۲۱

کلیدواژه‌ها:

پایایی،

تحلیل عاملی تأییدی،

جبران حقارت،

روایی واگرا،

روایی همگرا.

استناد: قدم‌پور، ع.، بهرامی، ع.، امامی، ش.، جعفری، م.، و کشاورز، ز. (۱۴۰۵). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه جبران حقارت. فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی، (پذیرش شده). doi: 10.22059/japr.2026.389149.645136

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

© نویسندگان.

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2026.389149.645136>

۱. مقدمه

سلامت و بهزیستی نسل‌های آینده، بستگی به ایجاد شرایط لازم برای رشد و تکامل سالم جوانان دارد. دوران نوجوانی فرصتی بسیار مهم است تا اطمینان حاصل شود که این شرایط فراهم شده است، چرا که به نظر می‌رسد مشکلات مربوط به سلامت در بزرگسالی، ریشه در نوجوانی، به ویژه بین سنین ۱۱ تا ۱۸ سالگی داشته باشد (وستبرگ و همکاران^۱، ۲۰۱۹؛ چونگوو و همکاران^۲، ۲۰۲۳). نوجوانی به عنوان مرحله‌ای از رشد بین کودکی و بزرگسالی، زمانی است که فرد تغییرات بیولوژیکی و احساسی مختلفی را تجربه می‌کند و مرحله‌ای از زندگی است که تغییرات اجتماعی، رفتاری، عاطفی و همچنین تغییرات بیولوژیکی در رشد فردی صورت می‌پذیرد (بادجو و بولا^۳، ۲۰۲۰؛ لی و همکاران^۴، ۲۰۲۳). نوجوانی با رویدادی به نام بلوغ آغاز می‌شود و شامل چالش‌های بیولوژیکی و تغییراتی است که به دلیل آزاد شدن هورمون‌های جنسی، بر احساسات تأثیر می‌گذارد. در مسیر رشد اجتماعی، نوجوان با مشکلاتی مواجه است و درعین حال که باید با تغییرات چشمگیر در ظاهر فیزیکی و عملکرد فیزیولوژیکی کنار بیاید، مرحله رشد روانی - اجتماعی را نیز به همراه چالش‌های فراوانش از سر بگذراند که این امر ممکن است دوره نوجوانی را در صورت عدم مدیریت صحیح، به دوره‌ای پر آشوب تبدیل کند (چونگوو و همکاران^۵، ۲۰۲۳؛ مارتا و همکاران^۶، ۲۰۱۸). نوجوان در این بازه سنی معمولاً به عنوان موجودی سرکش، خودمحور، نسبتاً دشوار و با چالش‌های روانی و اجتماعی توصیف می‌شود. این چالش‌ها می‌توانند به مشکلات جدی تبدیل شوند که بر فعالیت‌های روزمره نوجوانان تأثیر بگذارند. در شرایط دشوارتر، در زمینه‌های عاطفی و رفتاری مشکلات جدی در پی عدم مدیریت این چالش‌ها ممکن است به وجود بیایند. این مشکلات زمینه‌ساز شایع‌ترین اختلالات دوران نوجوانی، شامل افسردگی و اضطراب (اختلالات درونی‌سازی)، بزهکاری، پرخاشگری، مشکلات آموزشی و یا غیبت از مدرسه (اختلالات برونی‌سازی) هستند (هیرائو^۷، ۲۰۱۴).

رشد روانی و شناختی در نوجوانی با سرعت انجام می‌گیرد و خودآگاهی فرد در دوران نوجوانی اگر چه با شتاب، اما به صورت ناپایداری، رشد می‌کند (یو و همکاران^۸، ۲۰۲۰). آنها نسبت به ارزیابی‌های دیگران، به ویژه ارزیابی‌های منفی، بسیار حساس هستند. از طرفی ارزیابی‌هایی که از خود دارند نیز ماهیت اغراق شده دارند و در بسیاری موارد منفی هستند و با ایجاد تجربه عاطفی منفی می‌توانند منجر به خودپنداره منفی و احساس حقارت شوند (شن و همکاران^۹، ۲۰۲۲؛ یوهان و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۲). احساس حقارت به یک تجربه روان‌شناختی اشاره دارد که در آن فرد خود را در مقایسه با دیگران بی‌ارزش، کم‌توان و یا پایین‌تر می‌بیند. به گفته آدلر (۱۹۲۷)، احساس حقارت شامل هرگونه احساس بی‌ارزشی ناشی از ناتوانی روانی یا اجتماعی است که به صورت ذهنی یا عینی مثلاً به دلیل نقص‌های جسمی ادراک می‌شود (آمانی و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۴). حقارت احساس ناتمامی، کوچکی، ضعف، ناآگاهی و وابستگی است که در اولین تجربیات ما از خود در دوران نوزادی و اوایل کودکی جای دارند (جیسوال^{۱۲}، ۲۰۲۳). احساس حقارت به‌طور مداوم در طول زندگی به میزان کمتر یا بیشتری تجربه می‌شود و احساسات پیچیده‌ای از جمله شرم، خجالت، ترس و ناامیدی را به همراه خود دارد (یانگ^{۱۱} و همکاران^{۱۳}، ۲۰۲۳). این احساس ناکافی بودن که ناشی از ادراک کم‌ارزشی یا کم‌توانی خود است، می‌تواند در همه زمینه‌های مختلف زندگی دیده شود (صدیق^{۱۴}، ۲۰۲۳) و یک تجربه روان‌شناختی است که با احساس‌های شدید کمبود و ناامیدی در طی مقایسه مداوم خود با دیگران شناخته می‌شود که منجر به نیاز بیشتر برای برتری از دیگران می‌گردد (چیمشیر و آکدوغان^{۱۵}، ۲۰۲۳؛ چن و همکاران^{۱۶}، ۲۰۲۰).

1. Westberg et al.

2. Chongwo et al.

3. Badejo & Bola

4. Li et al.

5. Marta et al.

6. Hirao

7. Yu et al.

8. Shen et al.

9. Johan et al.

10. Jaiswal

11. Yang

12. Çimşir & Akdoğan

13. Chen et al.

آدلر (۱۹۵۶) هدف روان‌شناسی فردی را درکی جامع از زندگی فرد می‌داند که با در نظر گرفتن هر پاسخ، رفتار و انگیزه به عنوان بازتابی از نگرش و جهت‌گیری کلی او نسبت به زندگی شناخته می‌شود. بدین صورت آدلر احساس حقارت را نیروی محرکی مهم دانسته که می‌تواند موجب رشد فردی باشد (یو و همکاران، ۲۰۲۰؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰). با وجود احساس حقارت، فرد انگیزه‌ای برای جبران ناتوانی خود دارد، بنابراین این امر به جهت‌گیری فرد در زندگی تبدیل می‌شود (فرمانسیا و فرمانسیا، ۲۰۲۴). همه افراد احساس حقارت را تجربه می‌کنند؛ اما علیرغم تجربه‌های عاطفی منفی که با خود دارد، احساس حقارت یک بیماری نیست؛ بلکه محرکی برای یک زندگی سالم، عادی و در حال تلاش و پیشرفت نیز می‌تواند باشد (راحم‌انیا و همکاران، ۲۰۲۳). این احساس در فردی که به خوبی سازگار شده و حس همبستگی و تعلق به دیگران در او رشد یافته است، به عنوان محرکی برای تلاش و انگیزه‌ای برای غلبه بر موانع رشد و ارتقاء خود و جامعه، عمل می‌کند (جیسوال، ۲۰۲۳). این حالت تنها زمانی به یک وضعیت آسیب‌زا تبدیل می‌شود که احساس ناکافی بودن و ناتوانی، بزرگ‌نمایی شده و به جای تحریک او به یک فعالیت مفید، او را افسرده و ناتوان از پیشرفت کند (جیسوال، ۲۰۲۳)، اظهار نظر نامطلوب خود را برانگیزد و به او احساس بی‌کفایتی بدهد که در این صورت منجر به شکل‌گیری عقده حقارت می‌شود (کنچاپاناوار، ۲۰۱۲). با اینکه آدلر (۱۹۱۷)، عقیده دارد تجربه احساس حقارت می‌تواند افراد را به حفظ زندگی هدفمند ترغیب کند، اما اگر این تجربه در اثر عدم مدیریت و در نتیجه ایجاد احساس ماندگار ناکافی بودن، به عقده حقارت تبدیل شود، می‌تواند به طور قابل توجهی زندگی روزمره را نیز مختل کند و بر احساسات، تعاملات، روابط و موفقیت‌های افراد تأثیر بگذارد (توملو و شیمشک، ۲۰۲۱).

عقده حقارت به عنوان یک احساس مداوم از ناکافی بودن، گاه منجر به پرخاشگری بیش از حد می‌شود، این امر در نوجوان شایع‌تر است و این احساس می‌تواند به حدی تشدید شود که فرد باور کند هرگز قادر به جبران ضعف خود نخواهد بود (اوبی، ۲۰۱۹؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰). هر یک از ما در زندگی درجات مختلفی از احساس حقارت داریم و از آنجایی که این حس می‌تواند ما را پرتنش، افسرده، مضطرب و ناامید کند و گاه شدت تأثیر عقده حقارت حتی منجر به بیماری‌های مختلفی مانند اختلالات غدد درون‌ریز، کاهش ایمنی و حتی افسردگی شود (لیو و همکاران، ۲۰۲۲)، افراد به دنبال راهبردی برای مقابله و جبران عقده‌های حقارت هستند که آدلر آن را "شیوه زندگی" می‌نامد (حسیه و همکاران، ۲۰۱۹). آنچه او در این شرایط انجام می‌دهد این است که با اقدامی شناختی یا رفتاری، حس برتری را در خود ایجاد کند و در ذهن خود، حقارت را جبران کند (ژانگ، ۲۰۲۰).

در زندگی واقعی، عقده حقارت چه ناشی از موانع جسمی، روانی یا اجتماعی باشد، قابل جبران است (فریه و همکاران، ۲۰۲۱). آدلر برای اولین بار واژه جبران را از فیزیولوژی به روان‌شناسی گسترش داد، تعبیری که باعث می‌شد فرد عضوی معیوب از بدن بهتر از یک عضو کاملاً طبیعی عمل کند (یانگ و همکاران، ۲۰۲۲). در تعاریف امروزی جبران حقارت به تلاش‌های رفتاری و شناختی انجام‌شده توسط افراد اشاره دارد که آنها را قادر می‌سازد تا در برخی جنبه‌ها بهبود یافته و عملکردشان در راستای بازیابی اعتمادبه‌نفس، قرار گیرد. در واقع جبران، از طریق تلاش‌ها و دستاوردها در برخی جنبه‌ها، برای ایجاد حس کفایت در ذهن افراد صورت می‌گیرد (اکدوغان و چمشیر، ۲۰۱۹). جبران می‌تواند انگیزه‌ای قوی ایجاد کند، بدین صورت فرد تلاش می‌کند تا در زمینه‌ای که نیاز به بیشترین اعتماد به نفس دارد، به موفقیت دست یابد (عصاری و همکاران، ۲۰۲۴).

جبران این ویژگی خوب را دارد که به فرد اجازه می‌دهد از احساس حقارت خود به عنوان انگیزه‌ای قدرتمند برای دستیابی به موفقیت استفاده کند، اما زمانی که به اشتباه هدایت شود، عقده حقارت را تشدید می‌کند (اوبی، ۲۰۱۹). هنگامی که جبران به روش اشتباه صورت گیرد، اثراتی منفی به بار خواهد آورد. جبران اشتباه یعنی جبران بیش از حد و جبران کم. جبران بیش از حد زمانی

1. Zhang et al.
2. Rahmania et al.
3. Kenchappanavar
4. Tümlü & Şimşek
5. Obi
6. Liu et al.
7. Hsieh et al.
8. Zeng
9. Friehe
10. Assari et al.

است که افراد صرفاً هدف برتری جویی دارند و برای قدرت یا سلطه تلاش می‌کنند. جبران کم به عنوان داشتن ترس از اقدام و نیاز به کم شناخته می‌شود (آدلر و ولف، ۱۹۲۷). هنگامی که جبران به روشی اشتباه انجام گیرد، افراد دارای عقده‌های حقارت ممکن است با قلدری یا تسلط بر دیگران، سعی در نشان دادن برتری خود نسبت به دیگران داشته باشند (حسیه و همکاران، ۲۰۱۹؛ یانگ و همکاران، ۲۰۲۲). علاوه بر این اگر فردی تنها به دنبال حس برتری باشد اما تلاشی برای تغییر محیط اطراف نکند، آنگاه جبران به سمت جنبه‌های بی‌فایده زندگی خواهد رفت، در چنین شرایطی فرد صرفاً ممکن است در خیال پردازی غرق شود. در این صورت، حقارت درونی از بین نخواهد رفت (عصاری و همکاران، ۲۰۲۴). عناصری مانند اضطراب، بی‌تصمیمی، هیجان‌گرایی بیش از حد، واکنش‌های افسردگی حاد، تحریک‌پذیری، تمایل به انزوا و درون‌گرایی اغراق‌آمیز، حالات وسواسی و ناامیدی، زمینه‌های روانی هستند که در کنار تربیت نادرست، زندگی خانوادگی پرتنش و قوانین و ممنوعیت‌های سخت‌گیرانه، شرایط را برای جبران حقارت سخت‌تر کرده و عقده حقارت را پررنگ‌تر می‌کنند (فرانکهام و همکاران، ۲۰۲۰). بر اساس نظریه‌های شناختی بک و الیس، وقوع ناسازگاری (اضطراب، استرس و پرخاشگری) معمولاً از ارزیابی منفی فرد از خود جدا نیست. یکی از نمودهای حقارت، ارزیابی منفی از خود ناشی از مقایسه با افراد یا شرایطی است که بالاتر از خود و شرایط خود اطلاق می‌شود. این مقایسه به همراه ارزیابی منفی به طور قابل توجهی منجر به ناسازگاری می‌شود. علاوه بر این، شواهد رو به رشدی نشان می‌دهد که حقارت، نمود عزت نفس پایین است که شامل اشکال زیادی از پریشانی روانی - اجتماعی می‌شود (یو و همکاران، ۲۰۲۰). احساس حقارت جبران نشده با تجربه اضطراب اجتماعی همبستگی مثبت دارد، زیرا برخی از علائم اضطراب اجتماعی، مانند ترس از ارزیابی منفی در موقعیت‌های اجتماعی می‌تواند همزمان با احساس حقارت جبران نشده همراه باشد (آکدوغان و چیمشیر، ۲۰۲۲؛ کارا و همکاران، ۲۰۲۳). از طرفی اختلالات اضطرابی خود می‌تواند منجر به نارضایتی از زندگی برای افراد و کاهش بهره‌وری برای جامعه شود. تغییرات ظاهری و بدنی و تعاملات اجتماعی جدید، مقایسه‌های اجتماعی را در پی دارد. در چنین شرایطی احساس حقارت بیشتر تحریک می‌شود و اضطراب ایجاد شده که محصول این تغییرات است روند جبران حقارت را در نوجوان به تأخیر می‌اندازد (دو و همکاران، ۲۰۲۳).

امید و خوش‌بینی از نقاط قوت شخصیتی هستند که پیوسته با پیامدهای مثبت سلامتی در نوجوانان، از جمله سلامت روانی و جسمی مرتبط بوده‌اند (وستبرگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ چونگو و همکاران، ۲۰۲۳؛ گراهام، ۲۰۲۳). اسنایدر (۲۰۰۲) امید را به عنوان توانایی ادراک شده برای ایجاد مسیریایی به سوی اهداف مورد نظر و انگیزه دادن به خود از طریق داشتن عاملیت برای استفاده از آن مسیرها تعریف می‌کند (روه و مان، ۲۰۲۴؛ پلینچینگ و همکاران، ۲۰۱۹). پژوهش‌های متعدد در مورد امید نشان می‌دهند که سطوح بالاتر امید در میان نوجوانان با افزایش تعاملات اجتماعی مثبت، عزت‌نفس، خوش‌بینی و موفقیت تحصیلی همراه است (چونگو و همکاران، ۲۰۲۳). علاوه بر این، ثابت شده است، نوجوانانی که سطوح بالاتری از امید دارند، رضایت بیشتری از زندگی خود گزارش می‌دهند و سطوح کمتری از رفتارهای درونی‌سازی و برونی‌سازی را نشان می‌دهند. به طور کلی، رابطه روشنی بین سطوح بالای امید در نوجوانان و کیفیت بالای زندگی وجود دارد. مک‌گی و همکاران (۲۰۰۱)، ناامیدی در دوران نوجوانی را با افکار خودکشی در اوایل بزرگسالی مرتبط می‌داند و عدم امیدواری در دوران نوجوانی تأثیر منفی بر عزت نفس، همچنین جبران حقارت خواهد داشت (روه و مان، ۲۰۲۴؛ عصاری و همکاران، ۲۰۲۴).

آدلر و برخی پژوهشگران که از دیدگاه آدلر حمایت می‌کنند، بر این باورند که جبران حقارت مختص افراد است، مستقل از دیگران و دیگران جایگزین آن نمی‌شوند (فریه و همکاران، ۲۰۲۱؛ توما و همکاران، ۲۰۲۲)، در حالی که برخی دیگر از پژوهشگران معتقدند، رفتار جبرانی لزوماً نباید توسط خود فرد انجام شود، بلکه می‌تواند توسط دیگران یا گروه‌ها، حتی توسط کل کشور یا ملت

1. Adler & Wolfe
2. Frankham et al.
3. Kara et al.
4. Dou et al.
5. Graham
6. Roh & Mun
7. Pleeing et al.
8. Toma et al.

نیز انجام شود (ریچی و لانگ، ۲۰۲۰). در پژوهشی، بویسن و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که احتمال وقوع جبران از طریق دیگران در افراد تحت فرهنگ جمع‌گرا بیشتر از فرهنگ فردگرا است. از آن‌جا که فرد برتری را در قالب هویت اجتماعی به دست می‌آورد، نمی‌توان انکار کرد که اشکال دیگری از هویت برای کسب حس برتری وجود دارد که می‌تواند به عنوان یک جبران جایگزین به دست آمده از طریق هویت مرتبط با دیگران دیده شود (یانگ و همکاران، ۲۰۲۲). از آن‌جا که آدلر معتقد است فرد برتری را به شکل هویت اجتماعی به دست می‌آورد، این که اشکال دیگری از هویت برای دستیابی به برتری وجود دارد، غیرقابل انکار است که می‌توان آن را به عنوان جبران جایگزین از طریق هویت دیگران دید (عصاری و همکاران، ۲۰۲۴؛ یانگ و همکاران، ۲۰۲۲).

اگر نوجوانان بتوانند به طور فعال احساس حقارت ناشی از ادراک کمبودها را جبران کنند، اعتماد به نفس لازم را کسب خواهند کرد، سطح ارزیابی خود را بالا خواهند برد و احساس حقارت آنها تا حدی بهبود خواهد یافت. با این حال، اگر دانش‌آموزان به طور فعال کمبودهای خود را جبران نکنند و به جای آن فرار را انتخاب کنند، احساس حقارت به تدریج پایدار خواهد شد که منجر به اختلالات روانی می‌شود. به همین دلیل، برای دانش‌آموزان دبیرستانی، جبران حقارت یکی از رویکردهای حیاتی برای رهایی از حقارت، کسب اعتماد به نفس و توسعه سلامت روانی است (مارتا و همکاران، ۲۰۱۸). در دوران نوجوانی، درجاتی از مشکلات روانی، مشکلات در یادگیری، تغییرات خلقی، اضطراب امتحان و ناتوانی در مقابله با ناامیدی در میان دانش‌آموزان دبیرستانی شایع است (یانگ و همکاران، ۲۰۲۳). از آن‌جا که در بسیاری مواقع این مشکلات از یک طرف محصول ارزیابی‌های منفی و از طرف دیگر به سبب آسیب‌پذیری بالای دوران نوجوانی است، پرداختن به مشکل نوجوانان از منظر احساس حقارت و جبران آن با توجه به ارتباط این احساس با مشکلات فوق می‌تواند پنجره‌ای به سوی شناخت بهتر و در نهایت کاهش مشکلات دوران نوجوانی بگشاید.

اگرچه بیشتر مطالعات پیشین به نقش احساس حقارت در رفتار نوجوان یا همبستگی سازه‌های مختلف با احساس حقارت پرداخته‌اند. اما جبران آن به عنوان عاملی مهم در تأثیرگذاری بر شخصیت، مورد توجه لازم قرار نگرفته است. جبران حقارت به عنوان یک ساز و کار می‌تواند در صورت انجام صحیح، مانع از افزایش احساس حقارت و تبدیل شدن آن به عقده حقارت شود. در این صورت افزایش اعتماد به نفس، کاهش رفتارهای ناسازگار و تأثیر مثبت بر سلامت روان می‌تواند نتیجه چنین سازوکاری باشد. برای روشن شدن بهتر و تفسیر علمی هر مفهوم مقیاس‌های معتبری لازم است تا سنجش دقیقی انجام گیرد. جبران به عنوان اقدامی تأثیرگذار در جلوگیری از ماندگاری عقده حقارت، نیازمند مقیاسی معتبر است تا مشخص شود که نوجوان تا چه میزان از این شیوه برای جبران احساس اجتناب‌ناپذیر حقارت سود خواهد جست. مقیاس‌هایی که در مطالعات مختلف انجام گرفته اغلب به جهت سنجش میزان احساس حقارت هستند، در حالی که برای سنجش میزان جبران تنها یک مقیاس موجود است و آن مقیاس، پرسشنامه‌ای است که یانگ و همکاران (۲۰۲۳) ساختند که در آن طی ۴۱ سوال بر اساس دو زیر مقیاس جبران توسط خود و جبران از طریق دیگران برای نوجوانان طراحی شده که هر کدام از زیر مقیاس‌ها، مؤلفه‌هایی مثل عملکرد تحصیلی، ویژگی‌های ظاهری، تناسب اندام، چگونگی ارتباطات اجتماعی و عزت نفس را در بر می‌گیرد.

هدف از پژوهش حاضر، ترجمه و اعتباریابی پرسشنامه جبران حقارت است که توسط یانگ و همکاران (۲۰۲۳) طراحی و تدوین یافته است. روایی و پایایی این پرسشنامه توسط طراحان آن بررسی شده اما ترجمه و اعتباریابی آن تاکنون در ایران انجام نشده است. براین اساس به منظور قابلیت استفاده و کاربردی ساختن این ابزار و بنا به دلایلی از جمله تغییر معانی و الفاظ هنگام ترجمه واژه‌های اصلی، بررسی مطابقت و اعتبار زیر مقیاس‌ها با جامعه و فرهنگ ایرانی، تأیید مجدد سازه‌ها در فرآیند شرکت دانش‌آموزان نوجوان ایرانی در انجام این آزمون ضروری می‌نماید. این موارد باعث خواهد شد که شرایط به کارگیری و استفاده از این ابزار در پژوهش‌های مبتنی بر جبران حقارت و سازه‌های مرتبط با آن در میان جامعه دانش‌آموزان ایرانی مهیا شود.

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

روش پژوهش حاضر از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر روش توصیفی از نوع پیمایشی است که در زمره پژوهش‌های کمی محسوب می‌شود. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان متوسطه دوم شهر خرم‌آباد در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. با وجود آنکه در مورد حجم نمونه لازم برای تحلیل عاملی^۱ و مدل‌یابی معادلات ساختاری^۲ توافق کامل وجود ندارد، اما به اعتقاد [کلاین^۳](#) (۲۰۲۳) حداقل حجم نمونه لازم ۲۰۰ نفر است. به این صورت که برای هر متغیر یا سؤال ۱۰ تا ۲۰ نمونه لازم است. بنابراین در پژوهش حاضر با احتساب احتمال ریزش برخی پرسشنامه‌ها، حجم نمونه ۴۷۰ نفر در نظر گرفته شد که پس از بررسی پرسشنامه‌ها، ۴۵۰ پرسشنامه وارد تحلیل شدند. روش نمونه‌گیری در این پژوهش از نوع در دسترس بود. رضایت آگاهانه برای پاسخ‌گویی به عنوان ملاک ورود به پژوهش بود و وجود داده‌های پرت و انتهایی از ملاک‌های خروج از پژوهش بود. پس از دادن آگاهی در مورد هدف پژوهش، نحوه اجرا، اصل رازداری، حق انتخاب برای همکاری و حق انصراف در حین پاسخ به سؤالات، پرسشنامه‌ها بر روی بزرگسالان اجرا شد. همچنین توضیح هدف پژوهش، دادن اطمینان از اینکه پاسخ‌نامه آنها به صورت گروهی تحلیل می‌شود از اصول اخلاقی رعایت شده در این پژوهش بود.

داده‌های پژوهش با استفاده از روش کتابخانه‌ای و میدانی جمع‌آوری شد. در روش کتابخانه‌ای از مقالات علمی و پژوهشی استفاده شد. در روش میدانی از پرسشنامه برای گردآوری اطلاعات بر روی افراد شرکت‌کننده در پژوهش استفاده شد. به این صورت که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس (به شیوه آنلاین در شبکه‌های اجتماعی مختلف)، دانش‌آموزان شناسایی و لینک پرسشنامه در اختیار آنها قرار گرفت. در این پژوهش به منظور آماده‌سازی، ابزار مورد مطالعه توسط متخصص حوزه ترجمه انگلیسی به فارسی برگردانده و سپس ترجمه لغات تخصصی توسط تیم پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. بعد از اصلاحات مورد نظر، مؤلفان به منظور بررسی مشکلات ترجمه و میزان درک شرکت‌کنندگان از محتوا و ساختار مقیاس‌ها و نیز بررسی عملی بودن اجرای آنها، مقیاس به صورت مقدماتی در یک گروه نمونه اجرا شد و اصلاحات نهایی از نظر واژه‌های جایگزین که از درک مفهومی راحت‌تری برخوردار بود، انجام شد.

۲-۲. ابزارهای پژوهش

۲-۲-۱. مقیاس جبران حقارت^۴ (ICS)

این مقیاس توسط [یانگ و همکاران^۵](#) (۲۰۲۳) برای سنجش جبران - حقارت دانش‌آموزان متوسطه ساخته شد. مقیاس دارای دو زیر مقیاس جبران توسط خود و جبران از طریق دیگران است که هر کدام دارای ۵ عامل عملکرد تحصیلی، تناسب اندام، ارتباط اجتماعی، ظاهر و عزت نفس است. کل مقیاس دارای ۴۱ گویه و بر اساس طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای (۱=کاملاً مخالف و ۵=کاملاً موافق) نمره‌گذاری شده است. دامنه نمرات بین ۴۱ و ۲۰۵ است. نتایج پژوهش [یانگ و همکاران^۵](#) (۲۰۲۳) نشان داد که مقیاس کل و هر دو زیرمقیاس از روایی ساختاری ($RMSEA \leq 0.08$; $CFI \& IFI \geq 0.9$) خوبی برخوردار هستند و همچنین پایایی مقیاس به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۰ و پایایی آزمون - بازآزمون پس از یک ماه ۰/۷۹ برآورد گردید. همین‌طور پایایی هر دو زیر مقیاس جبران توسط خود و جبران از طریق دیگران با روش آلفای کرونباخ و دو نیمه کردن به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۸۳ برآورد گردید.

۲-۲-۲. پرسشنامه سرمایه روان‌شناختی^۶ (PSQ)

پرسشنامه سرمایه روان‌شناختی [لوتانز و همکاران^۶](#) (۲۰۰۷) دارای ۲۴ گویه و شامل ۴ سازه امید، تاب‌آوری، خوش‌بینی و خودکارآمدی است که هر کدام از خرده‌مقیاس‌ها دارای ۶ گویه است. این پرسشنامه به روش ۶ درجه‌ای لیکرت (۱=کاملاً مخالفم تا ۶=کاملاً موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمرات خرده مقیاس امید ۶ تا ۳۶ است. هرچه نمره بالاتر باشد، نشانه‌ی امیدواری بیشتر است. [لوتانز و همکاران^۶](#) (۲۰۰۷) نتایج تحلیل عاملی تأییدی را بر اساس مدل ۴ عاملی به ترتیب ($CFI=0.93$, $X^2/DF=1/80$).

1. factor analysis

2. structural equation modeling

3. Kline

4. Inferiority-Compensation Scale (ICS)

5. Psychological Capital Questionnaire (PSQ)

6. Luthans et al.

گزارش کرده‌اند. **فرخی و سبزی (۱۳۹۴)** نیز برای تعیین روایی در پژوهش خود از همبستگی نمره هر مؤلفه با نمره کل استفاده کردند که نتایج آن‌ها نشان داد که ضریب ابعاد خودکارآمدی، امیدواری، تاب‌آوری و خوش‌بینی به ترتیب $0/84$ ، $0/86$ ، $0/78$ ، $0/83$ به دست آمد. همچنین ضرایب آلفای کرونباخ برای زیر مقیاس‌ها به ترتیب فوق $0/80$ ، $0/78$ ، $0/66$ و $0/65$ و برای کل مقیاس $0/89$ به دست آمد که بیانگر اعتبار مطلوب این مقیاس بود. در پژوهش حاضر ضرایب آلفای کرونباخ برای زیر مقیاس‌های خودکارآمدی، امیدواری، تاب‌آوری و خوش‌بینی به ترتیب $0/86$ ، $0/79$ ، $0/78$ و $0/80$ و برای کل مقیاس $0/85$ برآورد گردید.

۲-۳. پرسشنامه اضطراب اسپیلبرگر^۱ (STAI)

پرسشنامه اضطراب اسپیلبرگر توسط اسپیلبرگر^۲ (۱۹۸۳) ساخته شد. انواع کوتاه شده این پرسشنامه به صورت ۲، ۴، ۶ و ۸ و ۱۰ آیتمی نیز موجود است. فرم کوتاه شش گزینه‌ای پرسشنامه اضطراب اسپیلبرگر توسط **مارتئو و بکر^۳ (۱۹۹۲)** ساخته شد. مقیاس به صورت لیکرت ۴ درجه‌ای (۱ اصلاً تا ۴ خیلی زیاد) است. نمره ۴ میزان بالایی از اضطراب بوده و نمره ۱ نشان دهنده حداقل اضطراب است و دامنه نمرات بین ۶ تا ۲۴ قرار می‌گیرد. سؤالات ۱، ۴ و ۵ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. **مارتئو و بکر (۱۹۹۲)** روایی و پایایی آن را بررسی و تأیید کرده‌اند به گونه‌ای که ضریب همبستگی آن با نسخه کامل بیشتر از $0/90$ به دست آمد و همچنین پایایی داخلی آن با روش آلفای کرونباخ $0/89$ برآورد گردید. در مطالعه **تعاونی و همکاران (۱۳۹۷)** برای کسب اعتبار علمی این پرسشنامه از اعتبار محتوا استفاده شد. در پژوهش آن‌ها پرسشنامه مذکور جهت بررسی روایی محتوا در اختیار ۷ نفر از اعضای هیئت علمی دانشگاه علوم پزشکی تهران و ایران قرار گرفت و از نظریات آنان استفاده شد. پرسشنامه قبل از نمونه‌گیری در اختیار ۲۰ نفر از افراد واجد شرایط قرار گرفت و گروه پژوهش صحت پاسخ‌دهی آنان به سؤالات را بررسی و تأیید کردند. پایایی ثبات پرسشنامه مذکور با روش دو نیمه کردن روی ۲۰ نفر انجام و ضریب همبستگی آن $0/76$ محاسبه شد. همچنین پایایی ابزار با روش آلفای کرونباخ $0/73$ محاسبه شد. در پژوهش حاضر نیز ضریب آلفای کرونباخ $0/81$ برآورد گردید.

۲-۳. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

پس از گردآوری داده‌های لازم، تحلیل‌ها در دو سطح توصیفی (فراوانی^۴، درصد فراوانی، میانگین^۵، انحراف معیار^۶، چولگی و کشیدگی^۷) و استنباطی (تحلیل عاملی اکتشافی^۸ و تحلیل عاملی تأییدی^۹، ضریب آلفای کرونباخ^{۱۰} و همبستگی پیرسون^{۱۱}) با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۴ و AMOS نسخه ۲۴ انجام گردید.

۳. یافته‌ها

با توجه به این که طبق فرم اصلی، پرسشنامه جبران حقارت از دو بعد کاملاً مستقل جبران حقارت توسط خود و جبران حقارت از طریق دیگران تشکیل شده است. بنابراین بررسی پیش فرض وجود رابطه‌ی خطی بین سؤالات و احتمال تخطی از مفروضات تک متغیری و چند متغیری مانند بررسی داده‌های پرت دور افتاده از طریق فاصله‌ی مایلانویس و نیز بررسی نرمال بودن تک متغیری از طریق نمرات Z و نرمال بودن چندمتغیری از طریق ضریب مardia برای سؤالات هر دو بعد به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج همبستگی بین سؤالات حاکی از وجود همبستگی مستقیم بین سؤالات پرسشنامه در هر دو بعد بود. نتایج حاکی از

1. Spielberger State—Trait Anxiety Inventory (STAI)

2. Spielberger

3. Marteau & Bekker

4. frequency

5. mean

6. standard deviation

7. skewness and kurtosis

8. exploratory factor analysis

9. confirmatory factor analysis

10. cronbach's alpha coefficient

11. pearson correlation

عدم وجود داده‌های پرت چندمتغیره بود. همچنین در راستای اطمینان از نرمال بودن تک‌متغیری توزیع داده‌ها نتایج حاکی از این بود که تمامی نمرات مربوط به هر سوال در فاصله‌ی بین ۳+ تا ۳- بود که این نشان از برقراری پیش فرض نرمال بودن تک‌متغیری توزیع داده‌ها است. داده‌ها باید از توزیع نرمال چندمتغیری پیروی کنند. این فرض برای استفاده از روش‌های برآورد مانند حداکثر درست‌نمایی^۱ ضروری است و به پایداری نتایج کمک می‌کند. در این پژوهش مقدار ضریب مardia ۰/۴۶ به دست آمد از آنجا که این مقدار نزدیک به صفر است. بنابراین از برقراری مفروضه نرمال بودن توزیع چندمتغیری نیز اطمینان حاصل شد.

۳-۱. توصیف جمعیت‌شناختی

جدول ۱. اطلاعات جمعیت‌شناختی شرکت کنندگان

متغیر	فراوانی	درصد فراوانی
جنسیت		
زن	۲۷۸	۶۱/۸
مرد	۱۷۲	۳۸/۲
پایه تحصیلی		
۱۰	۱۲۶	۲۸
۱۱	۱۷۹	۳۹/۸
۱۲	۱۴۵	۳۲/۲

نتایج جدول ۱، نشان داد که ۲۷۸ نفر (۶۱/۸ درصد) شرکت کنندگان زن و ۱۷۲ نفر (۳۸/۲ درصد) شرکت کنندگان مرد هستند. همچنین ۱۲۶ نفر (۲۸٪) شرکت کنندگان پایه دهم، ۱۷۹ نفر (۳۹/۸ درصد) شرکت کنندگان پایه یازدهم و ۱۴۵ نفر (۳۲/۲) شرکت کنندگان پایه دوازدهم بودند.

۳-۲. روایی محتوایی

روایی محتوایی نسخه فارسی مقیاس جبران حقارت به دو صورت کیفی و کمی ارزیابی شد. در این مرحله، نسخه فارسی و ترجمه شده آن به ۸ متخصص واجد شرایط از دانشگاه لرستان داده شد و از آن‌ها درخواست شد تا پس از بررسی کیفی مقیاس بر اساس معیارهای رعایت دستور زبان، استفاده از واژه‌های مناسب، قرارگیری عبارات در جای مناسب خود و امتیازدهی مناسب، بازخورد لازم را ارائه دهند. پس از بررسی، ریزش سؤالات وجود نداشت. همچنین روایی محتوایی کمی مقیاس به کمک نسبت روایی محتوایی^۲ (CVR) و شاخص روایی محتوایی^۳ (CVI) برای سؤالات محاسبه شد. برای بررسی ضرورت وجود سؤال (گویه)، نسبت روایی محتوایی مورد استفاده قرار گرفت؛ به این صورت که مقیاس به همراه برگه حاوی توضیحات لازم در اختیار ۸ نفر از متخصصان قرار گرفت تا هر سؤال را بر اساس نمره سه قسمتی (۱. ضروری نیست؛ ۲. مفید است اما ضروری نیست و ۳. ضروری است) بررسی نمایند. برای تعیین نسبت روایی محتوایی از روش لاواشه^۴ (۱۹۷۵؛ به نقل از منظم و همکاران، ۱۳۹۶) و فرمول زیر استفاده شد که ne تعداد متخصصانی است که به سؤال، نمره «ضروری است» را داده‌اند و N تعداد متخصصان است. $CVR = ne - N/2$. بر اساس نتایج ضریب نسبت روایی محتوایی ۰/۹۳ به دست آمد. بر این اساس که هرچه ضریب نسبت روایی به یک نزدیک‌تر باشد، روایی بیشتر است پس نسخه فارسی مقیاس جبران حقارت روایی محتوایی بالایی دارد. همچنین از شاخص روایی محتوایی جهت محاسبه از معیار «مرتبط بودن» استفاده شد. در صورتی که امتیاز هر سؤال بیش از ۰/۷۹ باشد، آن سؤال در پرسشنامه باقی می‌ماند. فرمول مورد استفاده برای شاخص روایی محتوایی عبارت بود از: «تعداد کل نمره دهندگان/تعداد متخصصانی که به سؤال مربوطه نمره ۳ یا ۴ دادند» (هیرکاس و همکاران، ۲۰۰۳؛ به نقل از منظم و همکاران، ۱۳۹۶). در ادامه نتایج درجه‌بندی نظر

1. maximum likelihood

2. Content Validity Ratio (CVR)

3. Content Validity Index (CVI)

4. lawshe

متخصصان برای تعیین شاخص روایی محتوایی نشان داد که ضریب مورد نظر ۰/۹۴ به دست آمده است. با توجه به آنکه هرچه ضریب روایی به یک نزدیکتر باشد، روایی بیشتر است. بنابراین نسخه فارسی مقیاس جبران حقارت روایی محتوایی بالایی دارد.

۳-۳. تحلیل عاملی اکتشافی

تحلیل عاملی اکتشافی بر روی داده‌های جمع‌آوری شده صورت گرفت. برای اجرای تحلیل عاملی اکتشافی، این روش با آزمون کایرز-مایر-اولکین و آزمون کرویت بارتلت مورد بررسی قرار گرفت که به همراه شاخص‌های توصیفی و شرح ارزش عامل‌های استخراج شده مربوط به بعد جبران حقارت خود در جدول ۲ و ۳ آورده شده است.

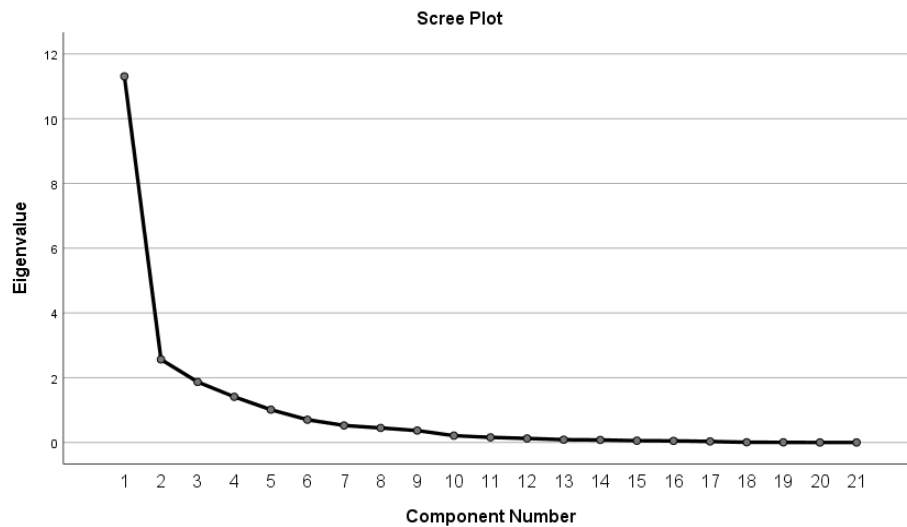
جدول ۲. اطلاعات توصیفی بعد جبران حقارت خود

گویه	میانگین	انحراف استاندارد
۱	۳/۵۱	۱/۲۳
۲	۳/۶۳	۱/۱۴
۳	۴/۰۶	۱/۰۱
۴	۳/۵۸	۱/۱۳
۵	۲/۵۴	۱/۲۴
۶	۳/۴۴	۱/۱۶
۷	۳/۰۱	۱/۱۶
۸	۲/۴۵	۱/۱۳
۹	۲/۹۴	۱/۲۳
۱۰	۲/۸۴	۱/۱۶
۱۱	۲/۸۹	۱/۱۳
۱۲	۱/۸۴	۱/۰۳
۱۳	۱/۹۴	۱/۱۳
۱۴	۲/۲۸	۱/۱۶
۱۵	۱/۹۷	۱/۱۸
۱۶	۲/۱۹	۱/۲۶
۱۷	۲/۸۹	۱/۲۰
۱۸	۳/۵۸	۱/۲۱
۱۹	۳/۲۷	۱/۱۸
۲۰	۲/۹۰	۱/۱۷
۲۱	۲/۵۵	۱/۲۷

جدول ۳. آزمون تأییدپذیری تعداد نمونه‌ی انتخاب شده بعد جبران حقارت

بعد	KMO	آزمون بارتلت	df	معناداری	مقدار ویژه	درصد واریانس
جبران حقارت خود	۰/۷۴۶	۹۶۴/۹۸۳	۲۱۰	۰/۰۰۰۱	۸/۱۰۷	۷۸/۲۴

مقدار آزمون کایرز برای بعد جبران حقارت خود، ۰/۷۴۶ برآورد گردید که نشان از کفایت حجم نمونه برای اجرای تحلیل عاملی داشت. همچنین نتایج آزمون کرویت بارتلت برای بعد جبران حقارت خود (۹۶۴/۹۸۳ و $p < ۰/۰۰۱$) نشان داد که ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست، بنابراین می‌توان در جهت اکتشاف عامل‌ها اقدام کرد. بر پایه ملاک کایرز، عواملی که دارای ارزش ویژه بالاتر از یک هستند، به عنوان عامل قابل استخراج در نظر گرفته می‌شوند. در اینجا برای بعد جبران حقارت خود، پنج عامل استخراج شد که در مجموع ۷۸ درصد از واریانس کل بعد را تبیین می‌کنند. نمودار اسکری پلات مربوط به تعداد عامل‌های اکتشافی در شکل ۱ آمده است.



شکل ۱. نمودار اسکری پلات جهت تعیین تعداد عوامل

بر اساس شکل ۱، پنج عامل دارای ارزش بالاتر از ۱ هستند. بنابراین می‌توان گفت بعد جبران حقارت خود در تحلیل عاملی اکتشافی به عنوان یک بعد پنج عاملی شناسایی می‌شود. افزون بر این، مدل اکتشافی در مرحله اول، بدون چرخش و در مرحله دوم، تحلیل مؤلفه‌های اصلی به روش چرخش واریماکس بر روی ۲۱ گویه بعد جبران حقارت خود اجرا شد. چرخش واریماکس، رایج‌ترین روش تحلیل متعامد در تحلیل عاملی است که هدف آن، به حداکثر رسانیدن مجموع واریانس‌های بارهای مجذور شده بر روی ستون‌های ماتریس عاملی است و ویژگی عمده آن، استفاده از بارهای مجذور شده به جای بارهای واقعی است (صدرالساداتی و مینایی، ۱۳۹۲؛ به نقل از [خسروی لاریجانی و همکاران، ۱۳۹۹](#)). شرح بارهای عاملی پس از چرخش در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. بار عاملی مربوط به هر یک از عامل‌ها پس از چرخش واریماکس

گویه	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۳	عامل ۴	عامل ۵
۱	۰/۴۸				
۲	۰/۵۳				
۳	۰/۴۷				
۴	۰/۴۸				
۵	۰/۶۷				
۶		۰/۷۴			
۷		۰/۵۹			
۸		۰/۶۳			
۹			۰/۷۱		
۱۰			۰/۶۸		
۱۱			۰/۶۴		
۱۲			۰/۶۱		
۱۳			۰/۷۳		
۱۴				۰/۷۶	
۱۵				۰/۷۹	
۱۶				۰/۶۲	

گویه	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۳	عامل ۴	عامل ۵
۱۷					۰/۸۳
۱۸					۰/۷۶
۱۹					۰/۸۵
۲۰					۰/۸۱
۲۱					۰/۷۸

همانطور که در جدول ۴ مشاهده می شود؛ با توجه به بارهای عاملی سوالات پس از چرخش در هریک از عامل ها؛ گویه های ۱ تا ۵ در عامل یک، گویه های ۶ تا ۸ در عامل دو، گویه های ۹ تا ۱۳ در عامل سه، گویه های ۱۴ تا ۱۶ در عامل چهار و گویه های ۱۷ تا ۲۱ در عامل پنج قرار گرفتند. نتایج به دست آمده در تحلیل عاملی اکتشافی بعد جبران حقارت خود با نتایج نسخه اصلی (یانگ و همکاران، ۲۰۲۳) یکسان است. شاخص های توصیفی و شرح ارزش عامل های استخراج شده مربوط به بعد جبران حقارت از طریق دیگران در جدول ۵ و ۶ آورده شده است.

جدول ۵. اطلاعات توصیفی بعد جبران حقارت از طریق دیگران

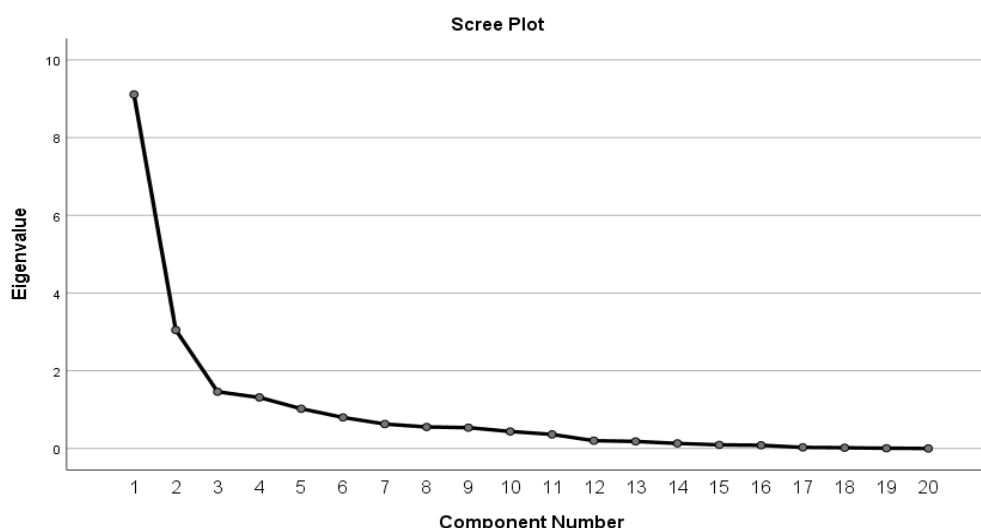
گویه	میانگین	انحراف استاندارد
۲۲	۳/۸۰	۱/۱۷
۲۳	۳/۴۳	۱/۱۹
۲۴	۲/۵۷	۱/۱۵
۲۵	۳/۴۰	۱/۰۵
۲۶	۳/۳۳	۱/۲۰
۲۷	۳/۴۳	۱/۰۸
۲۸	۲/۷۴	۱/۲۱
۲۹	۳/۵۴	۱/۰۹
۳۰	۳/۷۶	۱/۰۷
۳۱	۲/۷۶	۱/۰۲
۳۲	۳/۲۷	۱/۱۲
۳۳	۲/۷۲	۱/۱۴
۳۴	۳/۳۸	۱/۱۲
۳۵	۲/۹۰	۱/۰۲
۳۶	۳/۱۴	۰/۹۹
۳۷	۳/۸۸	۱/۱۵
۳۸	۳/۷۵	۱/۰۹

گویه	میانگین	انحراف استاندارد
۳۹	۳/۷۷	۱/۰۹
۴۰	۳/۵۱	۱/۲۴
۴۱	۲/۴۵	۱/۲۰

جدول ۶. آزمون تأییدپذیری تعداد نمونه‌ی انتخاب شده بعد جبران حقارت از طریق دیگران

بعد	KMO	آزمون بارتلت	df	معناداری	مقدار ویژه	درصد واریانس
جبران حقارت از طریق دیگران	۰/۸۱۵	۳۴۸۸/۷۱۹	۱۹۰	۰/۰۰۰۱	۵/۱۱۰	۷۹/۷۷

مقدار آزمون کایرز برای بعد جبران حقارت از طریق دیگران، ۰/۸۱۵ برآورد گردید که نشان از کفایت حجم نمونه برای اجرای تحلیل عاملی داشت. همچنین نتایج آزمون کرویت بارتلت برای بعد جبران حقارت از طریق دیگران ($p < ۰/۰۰۱$ و $۳۴۸۸/۷۱۹$) نشان داد که ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست، بنابراین می‌توان در جهت اکتشاف عامل‌ها اقدام کرد. بر پایه ملاک کایرز، عواملی که دارای ارزش ویژه بالاتر از یک هستند، به عنوان عامل قابل استخراج در نظر گرفته می‌شوند. در اینجا برای بعد جبران حقارت از طریق دیگران، پنج عامل استخراج شد که در مجموع ۸۰ درصد از واریانس کل بعد را تبیین می‌کنند. نمودار اسکری پلات مربوط به تعداد عامل‌های اکتشافی در شکل ۲ آمده است.



شکل ۲. نمودار اسکری پلات جهت تعیین تعداد عوامل

بر اساس شکل ۲، پنج عامل دارای ارزش بالاتر از ۱ هستند. بنابراین می‌توان گفت بعد جبران حقارت از طریق دیگران در تحلیل عاملی اکتشافی به عنوان یک بعد پنج عاملی شناسایی می‌شود. افزون بر این، مدل اکتشافی در مرحله اول، بدون چرخش و در مرحله دوم، تحلیل مؤلفه‌های اصلی به روش چرخش واریماکس بر روی ۲۰ گویه بعد جبران حقارت از طریق دیگران اجرا شد. شرح بارهای عاملی پس از چرخش در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷. بار عاملی مربوط به هر یک از عامل‌ها پس از چرخش واریماکس

گویه	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۳	عامل ۴	عامل ۵
۲۲	۰/۸۴				
۲۳	۰/۵۷				
۲۴	۰/۷۰				
۲۵	۰/۴۹				
۲۶		۰/۶۴			
۲۷		۰/۷۴			
۲۸		۰/۵۲			
۲۹			۰/۷۵		
۳۰			۰/۷۱		
۳۱			۰/۷۶		
۳۲			۰/۵۹		
۳۳			۰/۵۱		
۳۴			۰/۷۰		
۳۵				۰/۶۶	
۳۶				۰/۷۳	
۳۷				۰/۶۹	
۳۸					۰/۷۴
۳۹					۰/۶۸
۴۰					۰/۷۷
۴۱					۰/۷۱

همانطور که در جدول ۷ مشاهده می شود؛ با توجه به بارهای عاملی سوالات پس از چرخش در هریک از عامل ها؛ گویه های ۲۲ تا ۲۵ در عامل یک، گویه های ۲۶ تا ۲۸ در عامل دو، گویه های ۲۹ تا ۳۴ در عامل سه، گویه های ۳۵ تا ۳۷ در عامل چهار و گویه های ۳۸ تا ۴۱ در عامل پنج قرار گرفتند. نتایج به دست آمده در تحلیل عاملی اکتشافی بعد جبران حقارت از طریق دیگران با نتایج نسخه اصلی (یانگ و همکاران، ۲۰۲۳) یکسان است.

در جدول ۸، یافته های مربوط به پایایی مقیاس جبران حقارت با توجه به رویکرد جزئی نگر با در نظر گرفتن هر گویه ارائه شده است. در این جدول ضرایب آلفای کرونباخ هر گویه با فرض حذف هر گویه، ضریب تشخیص برای ساختار دو عاملی مرتبه اول محاسبه شده است.

جدول ۸. نتایج آلفای کرونباخ با فرض حذف هر گویه و ضریب تشخیص مربوط

گویه	آلفای کرونباخ با فرض حذف	ضریب تمیز	گویه	آلفای کرونباخ با فرض حذف	ضریب تمیز
سوال			سوال		
۱	۰/۸۰	۰/۲۷	۲۲	۰/۷۷	۰/۳۱
۲	۰/۸۰	۰/۲۴	۲۳	۰/۷۶	۰/۳۸
۳	۰/۸۰	۰/۲۰	۲۴	۰/۷۸	۰/۴۸
۴	۰/۷۹	۰/۲۲	۲۵	۰/۷۵	۰/۵۲
۵	۰/۷۹	۰/۴۴	۲۶	۰/۷۶	۰/۳۹
۶	۰/۷۹	۰/۲۸	۲۷	۰/۷۶	۰/۴۱
۷	۰/۷۹	۰/۴۲	۲۸	۰/۷۸	۰/۱۶
۸	۰/۷۹	۰/۴۰	۲۹	۰/۷۶	۰/۵۰
۹	۰/۷۹	۰/۳۹	۳۰	۰/۷۶	۰/۴۶
۱۰	۰/۷۸	۰/۴۹	۳۱	۰/۷۷	۰/۳۸
۱۱	۰/۷۸	۰/۵۳	۳۲	۰/۷۶	۰/۴۵

گویه	آلفای کرونباخ با فرض حذف سوال	ضریب تمیز	گویه	آلفای کرونباخ با فرض حذف سوال	ضریب تمیز
۱۲	۰/۷۹	۰/۴۷	۳۳	۰/۷۸	۰/۱۲
۱۳	۰/۷۹	۰/۲۶	۳۴	۰/۷۶	۰/۳۵
۱۴	۰/۷۹	۰/۳۲	۳۵	۰/۷۷	۰/۲۸
۱۵	۰/۷۸	۰/۲۷	۳۶	۰/۷۶	۰/۴۵
۱۶	۰/۷۸	۰/۴۸	۳۷	۰/۷۳	۰/۵۰
۱۷	۰/۷۸	۰/۴۱	۳۸	۰/۷۷	۰/۳۲
۱۸	۰/۷۸	۰/۳۸	۳۹	۰/۷۱	۰/۵۲
۱۹	۰/۷۸	۰/۵۳	۴۰	۰/۷۶	۰/۴۷
۲۰	۰/۷۸	۰/۳۸	۴۱	۰/۷۸	۰/۳۰
۲۱	۰/۷۸	۰/۴۸			

همان‌طور که در جدول ۸، مشاهده می‌شود بر اساس مقادیر به دست آمده آلفای کرونباخ، تمامی گویه‌های این مقیاس از میزان پایایی قابل قبولی برخوردار هستند. از سوی دیگر بر اساس نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل پیرامون بررسی توان تشخیص گویه‌ها و با توجه به برآورد ملاک مورد نظر ($>0/40$ عالی، $<0/39$ خوب، $0/30 < 0/29$ قابل قبول و $<0/20$ ضعیف) همان‌طور که مشاهده می‌شود، به جز گویه‌های ۲۸ و ۳۳ باقی گویه‌ها از توان تشخیص مناسبی برخوردار هستند.

۳-۴. تحلیل عاملی تأییدی

در گام بعدی، جهت بررسی روایی سازه مقیاس جبران حقارت از روش آماری تحلیل عامل تأییدی استفاده شد. جهت آزمون فرضیه مربوط به بارهای عاملی هر گویه و همچنین همبستگی‌های بین عامل‌های مربوط به هر بعد از این مقیاس در این پژوهش از روش برآورد بیشینه‌ی درست‌نمایی استفاده شد. در این بخش به منظور ارزیابی مدل، ابتدا مدل تجربی با مدل استقلال مورد مقایسه قرار گرفت. از آنجا که مقیاس جبران حقارت از دو بعد کاملاً مجزای جبران حقارت توسط خود و جبران حقارت از طریق دیگران تشکیل شده بنابراین نتایج حاصل از تحلیل عامل تأییدی در دو بخش گزارش می‌شود. نتایج حاصل از مدل اندازه‌گیری مبتنی بر شاخص‌های مدل در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹. شاخص‌های برازش تحلیل عامل تأییدی

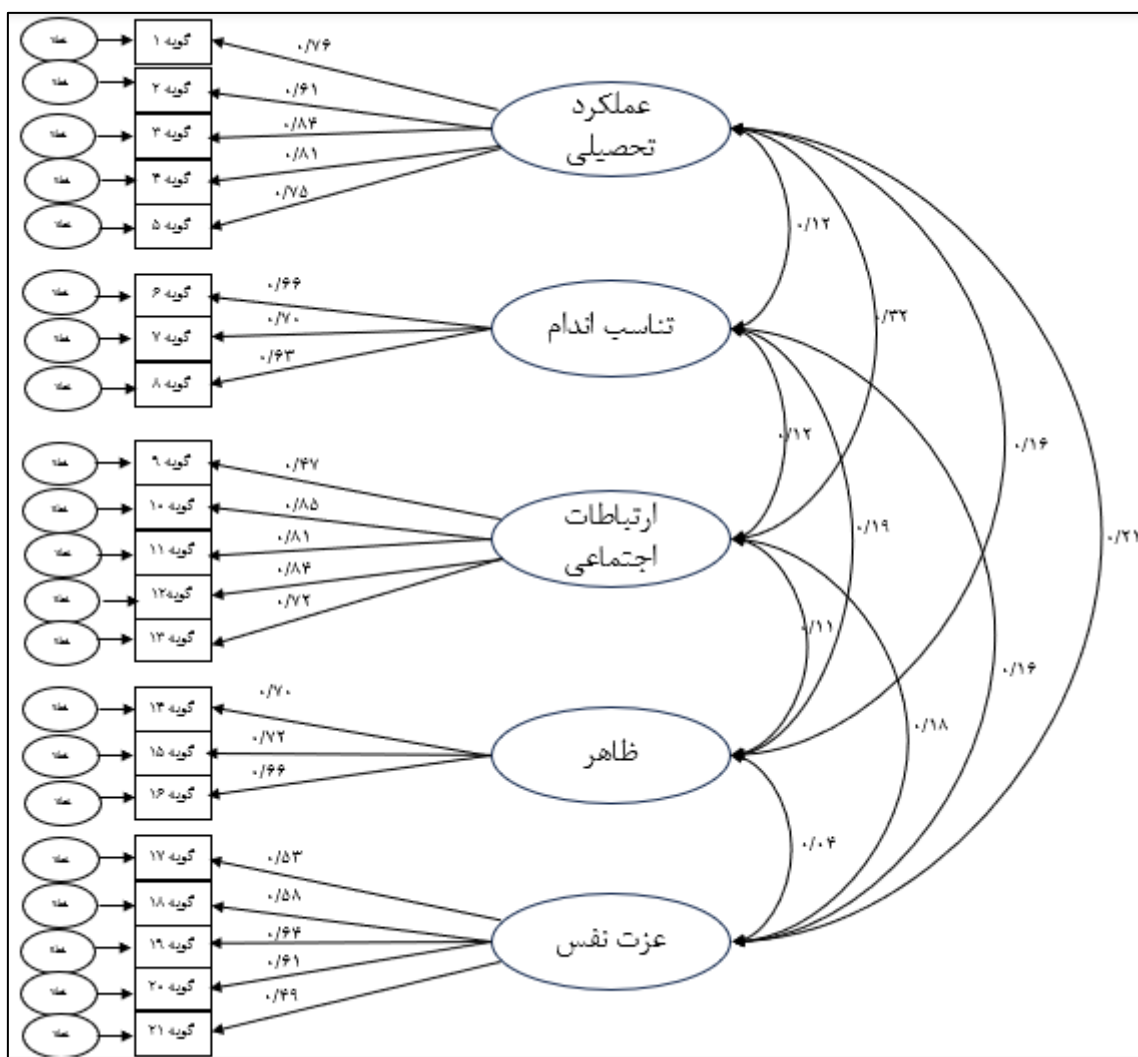
مدل	X^2/DF	CFI	AGFI	GFI	NFI	TLI	RMSEA
مقادیر قابل قبول	<3	$>0/90$	$>0/90$	$>0/90$	$>0/90$	$>0/90$	$<0/08$
جبران حقارت توسط خود	۲/۳۲	۰/۹۲	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۸۸	۰/۹۳	۰/۰۶۸
جبران حقارت از طریق دیگران	۲/۰۵	۰/۸۷	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۹۱	۰/۰۷۳

همان‌طور که در جدول ۹، ملاحظه می‌شود نتایج حاصل از شاخص‌های برازش مدل در هر دو بعد جبران حقارت توسط خود و جبران حقارت از طریق دیگران از وضعیت نسبتاً مطلوبی برخوردار بود. نتایج مربوط به شاخص‌های برازش مدل برای هریک از دو بعد جبران حقارت توسط خود به ترتیب ($X^2/DF=2/32$, $CFI=0/92$, $AGFI=0/94$, $GFI=0/95$, $NFI=0/88$, $TLI=0/93$) و برای بعد جبران حقارت از طریق دیگران ($X^2/DF=2/05$, $CFI=0/87$, $AGFI=0/90$, $GFI=0/91$, $NFI=0/86$, $TLI=0/91$, $RMSEA=0/073$) به دست آمد. در جدول ۱۰، نتایج حاصل از بارهای عاملی مربوط به هر یک از مؤلفه‌های بعد جبران حقارت خود ارائه شده است.

جدول ۱۰. بارهای عاملی گویه های جبران حقارت توسط خود

مؤلفه	گویه	بار عاملی	مقدار T	سطح معنی داری
عملکرد تحصیلی	۱	۰/۷۶	۱۱/۱۰	۰/۰۱
	۲	۰/۶۱	۹/۳۲	۰/۰۱
	۳	۰/۸۴	۱۴/۳۱	۰/۰۱
	۴	۰/۸۱	۱۴/۰۸	۰/۰۱
	۵	۰/۷۵	۱۱/۰۹	۰/۰۱
تناسب اندام	۶	۰/۶۶	۱۰/۲۳	۰/۰۱
	۷	۰/۷۰	۱۰/۱۰	۰/۰۱
	۸	۰/۶۳	۹/۴۳	۰/۰۱
	۹	۰/۴۷	۷/۳۰	۰/۰۱
	۱۰	۰/۸۵	۱۳/۰۶	۰/۰۱
ارتباطات اجتماعی	۱۱	۰/۸۱	۱۳/۱۴	۰/۰۱
	۱۲	۰/۸۴	۱۱/۱۶	۰/۰۱
	۱۳	۰/۷۲	۱۲/۰۷	۰/۰۱
	۱۴	۰/۷۰	۱۴/۴۵	۰/۰۱
	۱۵	۰/۷۲	۱۲/۹۱	۰/۰۱
ظاهر	۱۶	۰/۶۶	۸/۱۳	۰/۰۱
	۱۷	۰/۵۳	۱۰/۱۹	۰/۰۱
	۱۸	۰/۵۸	۱۱/۸۶	۰/۰۱
	۱۹	۰/۶۴	۱۴/۷۱	۰/۰۱
	۲۰	۰/۶۱	۱۰/۴۷	۰/۰۱
	۲۱	۰/۴۹	۶/۸۳	۰/۰۱
عزت نفس				

همانطور که در جدول ۱۰، مشاهده می شود بارهای عاملی مربوط به گویه های جبران حقارت خود با توجه به نتایج آزمون معناداری در سطح خطای ۰/۰۱ معنادار هستند. در شکل ۳ مدل تحلیل عاملی تأییدی گویه های مربوط به مؤلفه های احساس حقارت خود همچنین روابط متقابل بین مؤلفه های آن ارائه شده است.



شکل ۳. مدل تحلیل عاملی تأییدی ساختار بعد جبران حقارت توسط خود

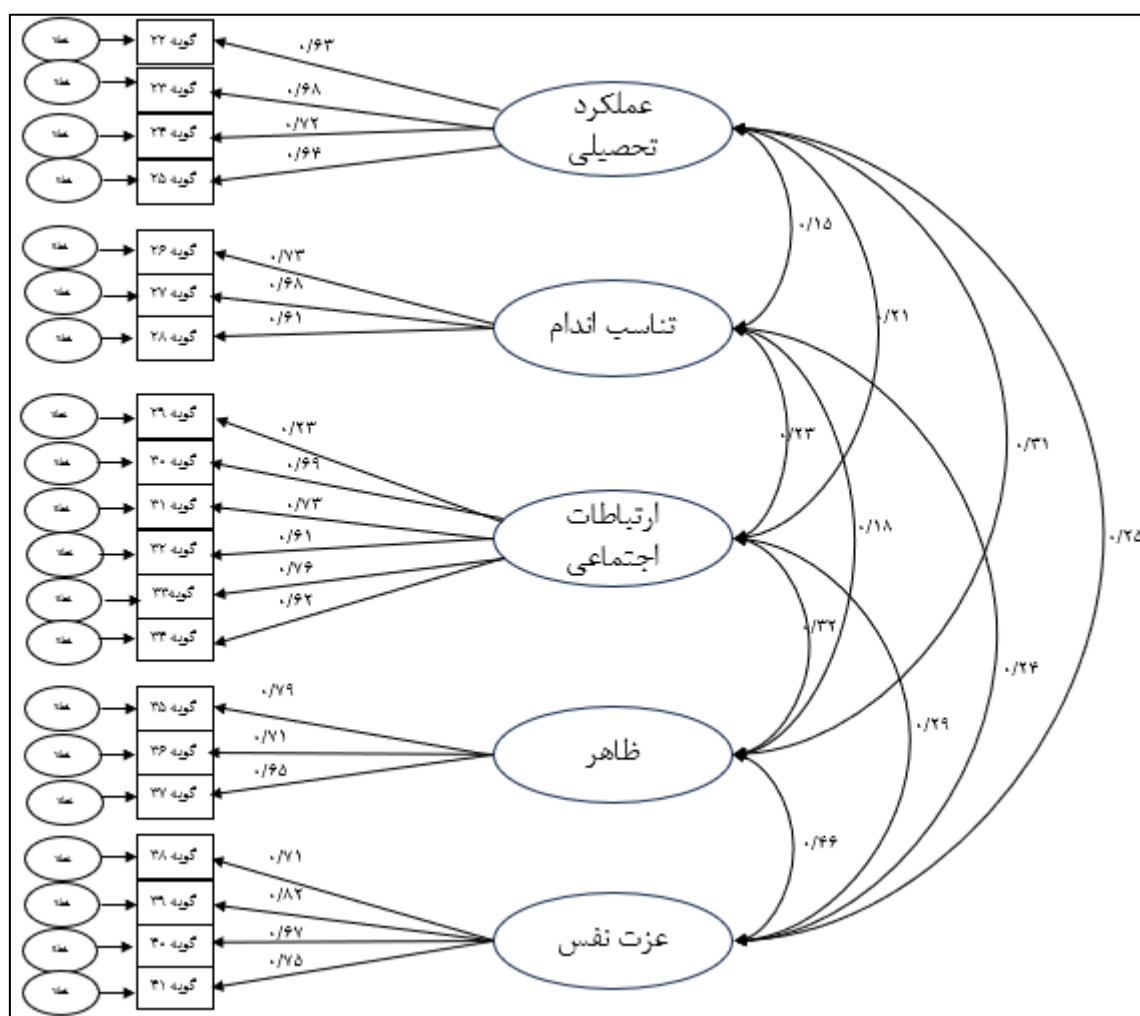
جدول ۱۱، وضعیت بارهای عاملی و همچنین آزمون معناداری هر یک از گویه‌های مربوط به مؤلفه‌های بعد جبران حقارت از طریق دیگران که در فرم اصلی مقیاس مورد استفاده قرار گرفته شده‌اند، ارائه شده است.

جدول ۱۱. بارهای عاملی و آزمون معناداری گویه‌های جبران حقارت از طریق دیگران

مؤلفه	گویه	بار عاملی	مقدار T	سطح معنی‌داری
عملکرد تحصیلی	۲۲	۰/۶۳	۹/۴۲	۰/۰۱
	۲۳	۰/۶۸	۱۱/۰۸	۰/۰۱
	۲۴	۰/۷۲	۱۴/۸۱	۰/۰۱
	۲۵	۰/۶۴	۱۲/۶۳	۰/۰۱
	۲۶	۰/۷۳	۱۲/۴۱	۰/۰۱
تناسب اندام	۲۷	۰/۶۸	۱۴/۷	۰/۰۱
	۲۸	۰/۶۱	۱۰/۵۲	۰/۰۱
	۲۹	۰/۲۳	۳/۸۸	۰/۰۲۴
ارتباطات اجتماعی	۳۰	۰/۶۹	۱۱/۰۴	۰/۰۱
	۳۱	۰/۷۳	۱۵/۱۷	۰/۰۱
	۳۲	۰/۶۱	۱۱/۵۴	۰/۰۱

مؤلفه	گویه	بار عاملی	مقدار T	سطح معنی داری
ظاهر	۳۳	۰/۷۶	۱۳/۰۸	۰/۰۱
	۳۴	۰/۶۲	۱۱/۹۷	۰/۰۱
	۳۵	۰/۷۹	۱۳/۴۲	۰/۰۱
	۳۶	۰/۷۱	۱۲/۷۵	۰/۰۱
	۳۷	۰/۶۵	۱۴/۱۹	۰/۰۱
	۳۸	۰/۷۱	۱۴/۱۵	۰/۰۱
	۳۹	۰/۸۲	۱۵/۸۵	۰/۰۱
عزت نفس	۴۰	۰/۶۷	۱۱/۴۷	۰/۰۱
	۴۱	۰/۷۵	۱۳/۵۳	۰/۰۱

همان طور که در جدول ۱۱، آورده شده است نتایج بارهای عاملی نشان داد که به جز گویه ۲۹ باقی گویه های بعد جبران حقارت از طریق دیگران از مقادیر مناسبی برخوردارند. در شکل ۴ مدل تحلیل عاملی تأییدی گویه های مربوط به مؤلفه های جبران حقارت از طریق دیگران همچنین روابط متقابل بین مؤلفه های آن ارائه شده است.



شکل ۴. مدل تحلیل عاملی تأییدی ساختار بعد جبران حقارت از طریق دیگران

۵.۳. بررسی پایایی و روایی

به منظور بررسی ضریب پایایی این مقیاس از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. این نکته شایان اهمیت است که برای محاسبه‌ی میزان پایایی به جهت اینکه مقیاس جبران حقارت دارای دو بعد جبران حقارت توسط خود و جبران حقارت از طریق دیگران است و هر یک از این ابعاد دارای ۵ مؤلفه هستند؛ بنابراین ابتدا برای مؤلفه‌های هر کدام از این ابعاد به صورت مجزا سپس ضریب آلفای کرونباخ کلی برای هر یک از این ابعاد مورد محاسبه قرار گرفت. جدول ۱۲، مقادیر مربوط به میانگین، انحراف استاندارد و میزان پایایی هر کدام از این مؤلفه‌ها را ارائه داده‌اند.

جدول ۱۲. میانگین، انحراف استاندارد، حداقل، حداکثر و آلفای کرونباخ هر کدام از ابعاد و مؤلفه‌های جبران حقارت

میانگین	انحراف استاندارد	حداقل	حداکثر	آلفای کرونباخ
عملکرد تحصیلی	۱۷/۱۱	۳/۱۰	۷	۰/۷۴
تناسب اندام	۸/۸۳	۲/۴۱	۳	۰/۵۴
ارتباطات اجتماعی	۱۲/۴۴	۳/۶۵	۵	۰/۶۸
ظاهر	۶/۵۴	۲/۸۰	۳	۰/۶۶
عزت نفس	۱۵/۰۱	۳/۸۷	۵	۰/۶۶
جبران حقارت توسط خود	۶۱/۷	۱۱/۷۹	۳۲	۰/۸۱
عملکرد تحصیلی	۱۳/۰۳	۲/۷۶	۴	۰/۶۱
تناسب اندام	۹/۴۲	۲/۲۲	۳	۰/۵۳
ارتباطات اجتماعی	۱۹/۳۱	۳/۶۷	۶	۰/۶۷
ظاهر	۹/۹۱	۲/۱۱	۳	۰/۵۰
عزت نفس	۱۹/۳۱	۳/۶۷	۶	۰/۵۲
جبران حقارت از طریق دیگران	۶۵/۱۱	۱۰/۰۹	۲۰	۰/۷۹
کل	۱۳۲/۳۸	۱۹/۰۳	۴۱	۰/۸۰

همانطور که در جدول ۱۲ آمده است مقدار به دست آمده از آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌های عملکرد تحصیلی (۰/۷۴)، تناسب اندام (۰/۵۴)، ارتباطات اجتماعی (۰/۶۸)، ظاهر عزت نفس (۰/۶۶) و همچنین بعد جبران حقارت توسط خود (۰/۸۱). همچنین مقادیر آلفای کرونباخ در بعد جبران حقارت از طریق دیگران برای مؤلفه‌های عملکرد تحصیلی (۰/۶۱)، تناسب اندام (۰/۵۳)، ارتباطات اجتماعی (۰/۶۷)، ظاهر (۰/۵۰)، عزت نفس (۰/۵۲) و همچنین نمره‌ی کل بعد جبران حقارت از طریق دیگران (۰/۷۹) حاکی از مناسب بودن میزان پایایی هر کدام از مؤلفه‌ها است. همچنین این مقدار برای کل پرسشنامه برابر با ۰/۸۰ بود. در دو بعد مربوط به این مقیاس بود. به منظور بررسی روایی همگرا و واگرا به صورت همزمان دو مقیاس استرس و امید اجرا شد. جهت بررسی روایی همگرا ضرایب همبستگی مؤلفه‌ها و نمره‌ی کل هر یک از ابعاد جبران حقارت با نمره‌ی کل مقیاس‌های استرس و امید محاسبه و مورد توجه قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۱۳، ارائه شده است.

جدول ۱۳. همبستگی نمره کل و مؤلفه‌های جبران حقارت با مقیاس‌های اضطراب و امید

متغیر	اضطراب	امید
عملکرد تحصیلی	۰/۲۸**	۰/۲۶**
تناسب اندام	۰/۳۱**	۰/۳۴**
ارتباطات اجتماعی	۰/۳۴**	۰/۱۹*
ظاهر	۰/۱۷*	۰/۲۷**
عزت نفس	۰/۴۳**	۰/۱۶*
جبران حقارت توسط خود	۰/۳۹**	۰/۶۲**
عملکرد تحصیلی	۰/۲۱**	۰/۴۴**
تناسب اندام	۰/۱۶*	۰/۲۳**
ارتباطات اجتماعی	۰/۲۷**	۰/۳۷**

متغیر	اضطراب	امید
ظاهر	-.۰/۳۴**	.۰/۲۶**
عزت نفس	-.۰/۲۱**	.۰/۳۹**
جبران حقارت از طریق دیگران	-.۰/۳۰**	.۰/۴۶**

*P<۰/۰۵ **P<۰/۰۱

همانطور که در جدول ۱۳، آمده است همبستگی بین مؤلفه‌های جبران حقارت توسط خود و از طریق دیگران و همچنین نمرات کل این دو بعد با اضطراب، منفی و معنادار است که این نشان دهنده‌ی روایی و اگرایی این مقیاس در دو بعد و مؤلفه‌های آن است.

۴. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس جبران حقارت **یانگ و همکاران (۲۰۲۳)** به زبان فارسی در دانش‌آموزان نوجوان ایرانی بود. مقیاس جبران حقارت یک مقیاس خودگزارشی مربوط به اندازه‌گیری جبران حقارت توسط خود یا از طریق دیگران است که هر کدام از این ابعاد میزان جبران حقارت را در پنج عامل عملکرد تحصیلی، تناسب اندام، ارتباطات اجتماعی، ظاهر و عزت‌نفس بررسی می‌کنند.

عامل‌های به دست آمده در تحلیل عامل اکتشافی پژوهش حاضر با عامل‌های اصلی مطالعه **یانگ و همکاران (۲۰۲۳)** همسو و حاکی از این بود که عامل‌ها اعتبار لازم را برای اندازه‌گیری هر کدام از ابعاد جبران حقارت دارند و می‌توان آن‌ها را در ارزیابی جبران حقارت توسط خود و از طریق دیگران به کار برد. همچنین نتایج تحلیل عامل تأییدی نشان دهنده مطلوب بودن شاخص‌های برازش مدل در هر کدام از ابعاد (جبران حقارت توسط خود و جبران حقارت از طریق دیگران) بود. بنابراین گویه‌های نسخه فارسی مقیاس جبران حقارت، همسو با مقیاس **یانگ و همکاران (۲۰۲۳)**، اعتبار لازم را برای سنجش عوامل متغیر مورد نظر در جامعه آماری مطالعه حاضر دارند. بررسی پایایی مقیاس با روش آلفای کرونباخ نشان داد که کل مقیاس از پایایی مطلوبی برخوردار است (۰/۸۰)، همچنین پایایی ابعاد جبران توسط خود و جبران از طریق دیگران به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۷۹ برآورد گردید که نشان از مطلوب بودن پایایی هر کدام از ابعاد داشت.

با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر می‌توان نتیجه گرفت که همسو با نتایج پژوهش **یانگ و همکاران (۲۰۲۳)**، گویه‌ها مناسب انتخاب شده‌اند و همچنین همسو با پژوهش **یانگ و همکاران (۲۰۲۳)** هیچ گویه‌ای حذف نگردید و هر ۴۱ گویه حفظ گردید، همچنین ساختار کلی پرسشنامه حفظ شد. بنابراین می‌توان گفت که تفاوت فرهنگی و محیطی بین دانش‌آموزان ایرانی و چینی منجر به تغییرات اساسی در ساختار پرسشنامه نگردیده است. در واقع جبران حقارت به عنوان یک ساز و کار می‌تواند در صورتی که به درستی انجام پذیرد، مانع از افزایش احساس حقارت و تبدیل شدن آن به عقده حقارت شود و در این صورت می‌تواند افزایش عزت‌نفس، کاهش رفتارهای ناسازگار و تأثیر مثبت بر سلامت روان را در دانش‌آموزان به دنبال داشته باشد. بنابراین انجام دوره‌های آموزشی جبران حقارت، یک راه مهم برای جلوگیری از ایجاد اثرات نامطلوب حقارت در دانش‌آموزان است و ارزیابی علمی و مؤثر میزان جبران حقارت در دانش‌آموزان، روشی مؤثر در جهت تعیین نقطه شروع آموزش‌ها در این حوزه مهم است.

در مجموع، این مقیاس که جبران حقارت را به خوبی مورد سنجش قرار می‌دهد، در جامعه ایران، پایایی و روایی مناسبی دارد و می‌تواند در موقعیت‌های آموزشی و پژوهشی مورد استفاده قرار گیرد.

جهت بررسی روایی همگرا رابطه جبران حقارت با امید بررسی گردید که نتایج نشان داد بین امید و جبران حقارت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد ($P < 0/01$). تأثیر امید بر کمک به جبران حقارت و در نتیجه کاهش احساسات منفی با پژوهش‌های **عساری و همکاران (۲۰۲۴)**، **گیلبرت و همکاران (۲۰۰۸)**، **چن و همکاران^۱ (۲۰۲۴)**، **پلیچینگ و همکاران (۲۰۲۱)**، **وارناک-پارکز و همکاران^۲ (۲۰۲۲)** و **روه و مان^۳ (۲۰۲۴)** هم‌راستا است. در تبیین نتیجه فوق می‌توان گفت، امید به عنوان یک نگرش مثبت

1. Chen et al.
2. Warnock-Parkes et al.
3. Roh & Mun

می‌تواند به صورت یک نیروی انگیزشی عمل کند و افراد را به تعیین و پیگیری اهداف سوق دهد تا بتوانند آینده‌ای روشن‌تر را تصور کنند و اقدام‌های پیشگیرانه‌ای برای تحقق آن انجام دهند. لذا به عنوان یک سازه ناهمبسته با احساسات منفی از جمله حقارت عمل کرده و کارکردی مخالف با آن دارد و در نتیجه انگیزه جبران حقارت می‌تواند در سایه امید رشد کند. رابطه مثبت و معنادار امید و جبران حقارت که در این پژوهش نشان داده شده است، می‌تواند شاهدی بر این امر باشد.

جهت بررسی روایی و اگر رابطه جبران حقارت با اضطراب بررسی گردید که نتایج نشان داد بین اضطراب و جبران حقارت رابطه منفی معناداری وجود دارد ($P < 0/01$). این نتیجه که میان جبران حقارت به عنوان مکانیزمی علیه احساسات منفی از جمله احساس حقارت رابطه‌ای منفی وجود دارد، با نتایج پژوهش‌های [آکدوغان و چیمشیر \(۲۰۱۹\)](#)، [گیلبرت و همکاران \(۲۰۰۸\)](#)، [لی و همکاران \(۲۰۲۳\)](#)، [لیو و همکاران \(۲۰۲۴\)](#)، [کارا و همکاران \(۲۰۲۳\)](#)، [آمانی و همکاران \(۲۰۲۴\)](#) و [دو و همکاران \(۲۰۲۳\)](#) هم‌سو است. در تبیین نتایج فوق می‌توان گفت، افرادی که اضطراب بالاتری را تجربه می‌کنند، تاب‌آوری کمتر و فشارهای روانی بیشتر و ارزیابی‌های منفی معطوف به خود دارند، این عوامل توانایی کمتری برای جبران حقارت به دنبال خواهد داشت. افرادی که اضطراب اجتماعی دارند، تمایل دارند احساسات منفی‌تری نسبت به تصویر خود داشته باشند و معمولاً تمایل دارند که باور کنند دیگران آن‌ها را به طور منفی ارزیابی می‌کنند، بنابراین از موقعیت‌هایی که ممکن است مورد ارزیابی قرار گیرند، دوری می‌کنند. بنابراین، ترس از ارزیابی منفی می‌تواند با اضطراب مرتبط باشد ([اقبال و اجمل، ۲۰۱۹](#)). افرادی که احساس حقارت دارند به راحتی مضطرب می‌شوند و هنگام مواجهه با مشکلات، دچار ترس می‌شوند. توانایی تحمل فشار در آن‌ها کاهش می‌یابد ([لیو و همکاران، ۲۰۱۹](#)).

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، می‌توان از آن در پژوهش‌های مرتبط با نوجوانان در کشور استفاده کرد تا حقارت به عنوان یک عامل مهم در جهت‌گیری‌ها و عملکرد نوجوانان بیش از پیش شناخته شود و راه‌های جبران آن برای حرکت به سمت جامعه نوجوان سالم‌تر، مورد توجه قرار گیرد. از آن‌جا که فعالیت روان‌شناسان سه حوزه مهم درمان، پژوهش و ارزیابی را در بر می‌گیرد، لذا ارتباط استفاده از ابزارهای پایا و روا و البته متناسب با فرهنگ برای کمک در حوزه‌های پژوهش و درمان، غیر قابل انکار است. بنابراین پیشنهاد می‌شود در مطالعات تکمیلی‌تر رواسازی و بررسی اعتبار این ابزار در نمونه‌های گسترده‌تری در کشور انجام شود تا برنامه‌ریزی درست آموزشی و تربیتی و درمانی برای نوجوانان با سهولت بیشتری صورت گیرد. به علاوه با توجه به هم‌گرایی سازه امید با جبران حقارت و واگرایی اضطراب با این مکانیزم، پیشنهاد می‌شود علاوه بر برنامه‌ریزی مناسب جهت تقویت امید در نوجوانان و آموزش کاهش اضطراب در آنان، پژوهش‌های بیشتری در زمینه اثرات مثبت امید و اثرات بازدارنده اضطراب در تحقق جبران حقارت سالم در سطوح وسیع‌تر جامعه و با در نظر گرفتن سن و جنس در کودکان و نوجوانان انجام پذیرد.

۵. ملاحظات اخلاقی

به منظور رعایت ضوابط اخلاقی پژوهش، علاوه بر راهنمایی‌های لازم که در دستورالعمل پرسشنامه‌ها ارائه شد، به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات فقط در راستای اهداف مطالعه و بدون ذکر مشخصات هویتی مورد استفاده واقع خواهند شد. مشارکت‌کنندگان فرم رضایت آگاهانه را برای شرکت در پژوهش تکمیل کردند.

۶. سپاسگزاری

پژوهشگران بر خود لازم می‌دانند که از تمامی دانش‌آموزان و مسئولین آموزش و پرورش شهر خرم‌آباد که در انجام این پژوهش همکاری و همراهی داشته‌اند، نهایت سپاس و قدردانی را به عمل آورند.

۷. حمایت مالی

این پژوهش حاصل تلاش پژوهشگرانی است که نام آن‌ها در مقاله ذکر شده و هیچ‌گونه حمایت مالی دریافت نکرده‌اند.

۸. تعارض منافع

در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

منابع

- تعاونی، س؛ عبدلی نجمی، ل و حقانی، ح. (۱۳۹۷). تأثیر مشاهده سیمای طبیعت و سیما با آوای طبیعت بر اضطراب مرحله اول زایمان مادران نخست‌زا. *فصلنامه طب مکمل*، ۸(۳)، ۲۳۶۳-۲۳۵۴. <https://cmja.arakmu.ac.ir/article-1-609-fa.html>
- خسروی لاریجانی، م.، محمدپناه اردکان، ع.، چوب فروش‌زاده، آ.، و دهقانی اشکذری، ا. (۱۳۹۹). تعیین روایی و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه همدلی کودک و نوجوان. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روان‌شناختی*، ۱۱(۴)، ۲۶۳-۲۸. <https://doi.org/10.22059/japr.2021.304312.643543>
- فرخی، ا.، و سبزی، ن. (۱۳۹۴). شادکامی و ادراک الگوهای ارتباطی خانواده: نقش واسطه‌ای سرمایه روان‌شناختی. *روان‌شناسی تحولی*، ۱۱(۴۳)، ۳۲۴-۳۱۳. https://journals.iau.ir/article_510846.html
- منظم، م.، لعل، ف.، سرسنگی، و.، فلاح مدواری، ر.، نجفی، ک.، و فلاح مدواری، ع. (۱۳۹۶). طراحی و تعیین روایی و پایایی پرسشنامه «افزایش مدت زمان استفاده کارگران از وسایل حفاظت شنوایی بر اساس مدل بزنف». *مجله دانشگاه علوم پزشکی ایلام*، ۲۵(۶)، ۲۸ - ۲۱. <http://dx.doi.org/10.29252/sjimu.25.6.21>

References

- Adler, A., & Wolfe, W. B. (1927). The Feeling of Inferiority and the Striving for Recognition. *Proceedings of the Royal Society of Medicine*, 20(12), 1881-1886. <https://doi.org/10.1177/003591572702001246>
- Akdoğan, R. (2017). A model proposal on the relationships between loneliness, insecure attachment, and inferiority feelings. *Personality and Individual Differences*, 111, 19-24. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.01.048>
- Akdoğan, R., & Çimşir, E. (2019). Linking inferiority feelings to subjective happiness: Self-concealment and loneliness as serial mediators. *Personality and Individual Differences*, 149, 14-20. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.05.028>
- Amani, D. Z., Taqiyah, I., & Iswinarti, N. (2024). Factors Influencing Inferiority Feelings: A Systematic Review. *Journal of Scientific Research Education and Technology (JSRET)*, 3(4), 1756-1766. <https://doi.org/10.58526/jsret.v3i4.591>
- Assari, S., Najand, B., Najand, I., & Grace, S. (2024). Behavioral and psychosocial correlates of hope among youth. *Journal of Medicine Surgery and Public Health*, 2, 100088. <https://doi.org/10.1016/j.glmedi.2024.100088>
- Booyesen, F., Guvuriro, S., & Campher, C. (2021). Horizontal and vertical individualism and collectivism and preferences for altruism: A social discounting study. *Personality and Individual Differences*, 178, 110856. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110856>
- Chen, J., Zhang, C., Wang, Y., & Xu, W. (2020). A longitudinal study of inferiority impacting on aggression among college students: The mediation role of cognitive reappraisal and expression suppression. *Personality and Individual Differences*, 157, 109839. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.109839>
- Chongwo, E. J., Too, E. K., Mabrouk, A. A., & Abubakar, A. (2023). Adolescent hope and optimism: A scoping review of measures and their psychometric properties. *African Journal of Psychological Assessment*, 5. <https://doi.org/10.4102/ajopa.v5i0.137>
- Çimşir, E., & Akdoğan, R. (2023). Inferiority feelings and internet addiction among Turkish University students in the context of COVID-19: The mediating role of emotion dysregulation. *Current Psychology*, 43(5), 4245-4254. <https://doi.org/10.1007/s12144-023-04661-7>
- Dou, Q., Chang, R., & Xu, H. (2023). Body Dissatisfaction and Social Anxiety among Adolescents: A Moderated Mediation Model of Feeling of Inferiority, Family Cohesion and Friendship Quality. *Applied Research in Quality of Life*, 18(3), 1469-1489. <https://doi.org/10.1007/s11482-023-10148-1>
- Frankham, C., Richardson, T., & Maguire, N. (2020). Psychological factors associated with financial hardship and mental health: A systematic review. *Clinical Psychology Review*, 77, 101832. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101832>
- Badejo, A., & Bola, L. S. (2020). Effect of Adlerian Therapy on the Psychosocial Challenge of Secondary School Adolescents. *European Journal of Educational and Development Psychology*, 8(4), 17-25. <https://ejournals.org/ejedp/vol-8-issue-4-december-2020/effect-of-adlerian-therapy-on-the-psychosocial-challenges-of-secondary-school-adolescents/>

- Farrokhi, A., & Sabzi, N. (2015). happiness and perception of family communication pattern: the mediating role of psychological capital. *Journal of Developmental Psychology*, 11(43), 313-324. https://journals.iau.ir/article_510846.html (In Persian)
- Farsi, I. (2022). The Basic Principles of Alfred Adler's Individual Psychology. *The Review of Contemporary Scientific and Academic Studies*, 2(7). <https://doi.org/10.55454/rcsas.2.7.2022.004>
- Friehe, T., Hippel, S., & Schielke, A. (2021). Appeasing yourself or others? – The use of self-punishment and compensation and how it influences punishment. *Journal of Economic Psychology*, 84, 102379. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2021.102379>
- Gilbert, P., McEwan, K., Bellew, R., Mills, A., & Gale, C. (2008). The dark side of competition: How competitive behaviour and striving to avoid inferiority are linked to depression, anxiety, stress and self-harm. *Psychology and Psychotherapy Theory Research and Practice*, 82(2), 123–136. <https://doi.org/10.1348/147608308x379806>
- Graham, C. (2023). Hope and despair: Implications for life outcomes and policy. *Behavioral Science & Policy*, 9(2), 47–52. <https://doi.org/10.1177/23794607231222529>
- Hirao, K. (2014). Comparison of feelings of inferiority among university students with autotelic, average, and nonautotelic. *North American Journal of Medical Sciences*, 6(9), 440. <https://doi.org/10.4103/1947-2714.141627>
- Hsieh, N., Wang, Y., & Palacio, R. (2019). Inferiority and Compensation in Palacio's Wonder. *Journal of Literature, Languages and Linguistics*. <https://doi.org/10.7176/jlll/55-03>
- Iqbal, A., & Ajmal, A. (2019). Fear of Negative Evaluation and Social Anxiety in Young Adults. *Peshawar Journal of Psychology and Behavioral Sciences (PJPBS)*, 4(1), 45–53. <https://doi.org/10.32879/picp.2018.4.1.45>
- Jaiswal, V. (2023). The Effect of Inferiority and Insecurity on Adjustment among Students. *International Journal of Creative Research Thoughts*, 11(2), 351–353. <https://ijcrt.org/papers/IJCRT2302662.pdf>
- Johan, W. P., Herdiansyah, H., & Dimyati, D. (2022). The Correlation Between Inferiority Complex and Social Interactions in Adolescents. *Makna Jurnal Kajian Komunikasi Bahasa Dan Budaya*, 11(2), 42–56. <https://doi.org/10.33558/makna.v11i2.4435>
- Kara, E., Çimşir, E., & Alçay, A. (2023). *The Roles of Inferiority Feelings, Self-Coldness, and Self-Compassion in the Stress and Anxiety Experiences of Gifted Adolescents*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/d54as>
- Kenchappanavar, R. N. (2012). Relationship between Inferiority complex and Frustration in Adolescents. *IOSR Journal of Humanities and Social Science*, 2(2), 1–5. <https://doi.org/10.9790/0837-0220105>
- Khosravi Larijani, M., Mohammadpanah Ardakan, A., Choobforoush-zadeh, A., & Dehghani Ashkezari, E. (2021). Examining the validity and reliability of the persian version of the empathy questionnaire for children and adolescents. *Journal of Applied Psychological Research*, 11(4), 263–280. <https://doi.org/10.22059/japr.2021.304312.643543> (In Persian)
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications. <https://books.google.com/books?>
- Li, J., Jia, S., Wang, L., Zhang, M., & Chen, S. (2023). Relationships among inferiority feelings, fear of negative evaluation, and social anxiety in Chinese junior high school students. *Frontiers in Psychology*, 13. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1015477>
- Liu, Y., Xu, C., Kuai, X., Deng, H., Wang, K., & Luo, Q. (2022). Analysis of the causes of inferiority feelings based on social media data with Word2Vec. *Scientific Reports*, 12(1). <https://doi.org/10.1038/s41598-022-09075-2>
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive Psychological capital: measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology*, 60(3), 541–572. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2007.00083.x>
- Marta, A. R., Daharnis, D., & Syahniar, S. (2018). The feelings inferiority of student in Islamic junior high school. *Journal of Counseling and Educational Technology*, 1(1), 18. <https://doi.org/10.32698/091>
- Marteau, T. M., & Bekker, H. (1992). The development of a six-item short-form of the state scale of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI). *British Journal of Clinical Psychology*, 31(3), 301–306. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1992.tb00997.x>

- Monazam, M., Laal, F., Sarsangi, V., Fallahmadvari, R., Najafi, K., & Fallahmadvari, A. (2018). Designing and Determination of Validity and Reliability of the Questionnaire Increasing the Duration of using the Hearing Protection Device by Workers based on BASNEF Model. *Journal of Ilam University Medical Sciences*, 25(6), 21-28. <http://dx.doi.org/10.29252/sjimu.25.6.21> (In Persian)
- Murphy, G. (2005). Compensation for Inferiority. In *Harper & Brothers eBooks* (pp. 564-593). <https://doi.org/10.1037/10759-024>
- Obi, J. S. C. (2019). Modification of Inferiority Complex Among Adolescents using Self-Management Techniques. *International Journal of Management, Social Sciences, Peace and Conflict Studies (IJMSSPCS)*, 2(1), 114-124.
- Pleeging, E., Burger, M., & Van Exel, J. (2019). The Relations between Hope and Subjective Well-Being: a Literature Overview and Empirical Analysis. *Applied Research in Quality of Life*, 16(3), 1019-1041. <https://doi.org/10.1007/s11482-019-09802-4>
- Rahmania, D., Adiwinata, A. H., & Sugandhi, N. M. (2023). Inferiority feelings from competitive upwards: adolescent's digital culture and school counselor's role. *Deleted Journal*, 55-62. <https://doi.org/10.59397/edu.v1i2.16>
- Ritchie, L. A., & Long, M. A. (2020). Psychosocial impacts of post-disaster compensation processes: Community-wide avoidance behaviors. *Social Science & Medicine*, 270, 113640. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113640>
- Roh, B., & Mun, Y. (2024). Impact of Adolescent Hope on Early Adulthood Quality of Life: Bayesian Network Analysis. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4983823>
- Sadiq, R. (2023). Translation and Adaptation of Inferiority Complex Scale [ICS-10]. *Annals of Human and Social Sciences*, 4(II). [https://doi.org/10.35484/ahss.2023\(4-ii\)45](https://doi.org/10.35484/ahss.2023(4-ii)45)
- Shen, H., Li, M., & Li, L. (2022). Influence of Social Exclusion on the Inferiority Feeling of Community Youth. *Iranian Journal of Public Health*. <https://doi.org/10.18502/ijph.v51i7.1009>
- Spielberger C. D. (1983). *Manual for the State-Trait-Anxiety Inventory: STAI (form Y)*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press. <https://anyflip.com/ryzb/ewnh/basic>
- Taavoni, S., abdoli najmi, L., & haghani, H. (2018). Investigating the Effect of Viewing Scenes of Nature and Nature Scenes Along with Nature Sounds on the Anxiety during the First Stage of Labor in Primiparous Women. *Complementary Medicine Journal Arak University of Medical Sciences*, 8(3), 2354-2363. <http://cmja.arakmu.ac.ir/article-1-609-fa.html> (in Persian)
- Toma, C. L. (2022). Online dating and psychological wellbeing: A social compensation perspective. *Current Opinion in Psychology*, 46, 101331. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101331>
- Tümlü, G. Ü., & Şimşek, B. K. (2021). The effects of psychodrama groups on feelings of inferiority, flourishing, and self-compassion in research assistants. *The Arts in Psychotherapy*, 73, 101763. <https://doi.org/10.1016/j.aip.2021.101763>
- Warnock-Parkes, E., Wild, J., Thew, G., Kerr, A., Grey, N., & Clark, D. M. (2022). 'I'm unlikeable, boring, weird, foolish, inferior, inadequate': how to address the persistent negative self-evaluations that are central to social anxiety disorder with cognitive therapy. *The Cognitive Behaviour Therapist*, 15. <https://doi.org/10.1017/s1754470x22000496>
- Westberg, K. H., Willhsson, M., Svedberg, P., Nygren, J. M., Morgan, A., & Nyholm, M. (2019). Optimism as a candidate health asset: Exploring its links with adolescent quality of life in Sweden. *Child Development*, 90(3), 970-984. <https://doi.org/10.1111/cdev.12958>
- Yang, D., Qiu, B., Jiang, J., Xia, Y., Li, L., Li, Y., Luo, L., Liu, X., & Meng, J. (2022). Development and validation of inferiority-compensation scale among high school students. *Research Square (Research Square)*. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1746290/v1>
- Yang, D., Qiu, B., Jiang, J., Xia, Y., Li, L., Li, Y., Luo, L., Liu, X., & Meng, J. (2023). Development of inferiority-compensation scale among high school students. *BMC Medical Education*, 23(1). <https://doi.org/10.1186/s12909-022-03979-3>
- Yang, T., Xiao, H., Fan, X., & Zeng, W. (2023). Exploring the effects of physical exercise on inferiority feeling in children and adolescents with disabilities: a test of chain mediated effects of self-depletion and self-efficacy. *Frontiers in Psychology*, 14. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1212371>
- Yu, S., Zhang, C., Zhou, Y., Shi, Y., & Xu, W. (2020). Longitudinal relationship between inferiority and maladjustment among college students: The mediation of dispositional mindfulness and

- moderation of left-behind experience. *Children and Youth Services Review*, 116, 105249. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105249>
- Yu, Y., Wang, F., & Wang, T. (2019). A Study on the Relationships between Adolescent Inferiority and Grit. Proceedings of the 2019 4th International Conference on Modern Management, Education Technology and Social Science (MMETSS 2019). <https://doi.org/10.2991/mmetss-19.2019.54>
- Zeng, X. (2020). On the Effect of Inferiority on Love in Of Human Bondage Based on Inferiority Compensation Theory. *English Language and Literature Studies*, 10(3), 100. <https://doi.org/10.5539/ells.v10n3p100>
- Zhang, C., Xu, W., & Lu, H. (2019). Longitudinal relationship between inferiority and aggression in Chinese college students: The moderation of left-behind experience. *Personality and Individual Differences*, 156, 109791. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109791>

Psychometric properties of the Persian version of the inferiority compensation Scale

Extended Abstract

Aim

As a persistent feeling of inadequacy, the inferiority complex sometimes leads to excessive aggression, this is more common in adolescents, and this feeling can intensify to the point that the person believes that he will never be able to compensate for his weakness (Obi, 2019; Yu et al., 2020). Each of us has varying degrees of inferiority complex feelings in our lives, and since this feeling can make us tense, depressed, anxious, and frustrated, and sometimes the intensity of the inferiority complex can even lead to various diseases such as endocrine disorders, reduced immunity, and even depression (Liu et al., 2022), people are looking for a strategy to deal with and compensate for inferiority complexes, which Adler calls a "way of life" (Hsiyeh et al., 2019). Compensation has the good feature of allowing a person to use his inferiority complex as a powerful motivation to achieve success, but when it is misdirected, it intensifies the inferiority complex (Obi, 2019). If adolescents can actively compensate for the feeling of inferiority arising from perceived deficiencies, they will gain the necessary self-confidence, increase their self-evaluation level, and their sense of inferiority will improve to some extent. However, if students do not actively compensate for their deficiencies and instead choose to escape, the feeling of inferiority will gradually become stable, leading to mental disorders. For this reason, for high school students, inferiority compensation is one of the vital approaches to get rid of inferiority, gain self-confidence, and develop mental health (Marta et al., 2018). Given the crucial role of inferiority compensation in adolescent mental health and the lack of a culturally adapted instrument in Iran, this study aims to evaluate the psychometric properties of the Persian version of the Inferiority Compensation Scale. Specifically, this research investigates the reliability, validity, and factor structure of the scale among Iranian high school students to provide a valid and reliable tool for future psychological research and school-based interventions.

Methodology

The present study is a quantitative, practical research utilizing a descriptive-survey method. The statistical population comprised all senior high school students in Khorramabad, Iran, during the 2024-2025 academic year, from which a sample of 470 participants was selected via non-probability convenience sampling through online social media platforms. Following data screening and the exclusion of incomplete responses or multivariate outliers, 450 valid questionnaires were retained for final analysis, satisfying Kline's (2023) recommendation of a minimum sample size of 200 for structural equation modeling (SEM). Data collection was conducted using three standardized instruments: the 41-item Inferiority-Compensation Scale (ICS) by Yang et al. (2023) to assess dimensions of self-compensation and social compensation; the 24-item Psychological Capital Questionnaire (PCQ) by Luthans et al. (2007) encompassing hope, resilience, optimism, and self-efficacy (local reliability $\alpha = 0.85$); and the 6-item short form of the Spielberger State-Trait Anxiety Inventory (STAI-SF) adapted by Marteau and Bekker (1992) to measure anxiety levels (local reliability $\alpha = 0.81$). Rigorous ethical

standards were maintained by ensuring informed consent, data confidentiality, and voluntary participation. Additionally, the primary scale (ICS) underwent a standard forward-backward translation and cultural adaptation process, validated through a pilot study before final deployment. All accumulated data were processed and analyzed using descriptive and inferential statistics including Exploratory Factor Analysis (EFA), Confirmatory Factor Analysis (CFA), and SEM structural modeling via SPSS version 24 and AMOS version 24.

Findings

This study examined the psychometric properties of the Compensation-Inferiority Scale among 450 high school students (61.8% female, 38.2% male) in grades 10 to 12. The KMO test was used to assess sample adequacy, and its values were estimated to be 0.746 and 0.815 for the dimensions of compensation for self-inferiority and compensation for humiliation through others, respectively, indicating that the sample size was sufficient to conduct an exploratory factor analysis. Also, the results of the Bartlett sphericity test for the compensation for self-inferiority dimension were 964/983 with 210 degrees of freedom and a significance level of $P < 0.001$, and compensation for humiliation through others was 3488/719 with 190 degrees of freedom and a significance level of $P < 0.001$. Exploratory factor analysis identified five factors in both self-compensation and other-compensation dimensions. The model fit indices for both dimensions were considered satisfactory, and the results are presented in Table 1. Additionally, the confirmatory factor analysis model for both dimensions is presented in Figures 1 and 2.

Table 1. Confirmatory factor analysis fit indices

model	X ² /DF	CFI	RMSEA	TLI	NFI	GFI	AGFI
Acceptable values	<3	>0/9	<0/08	>0/9	>0/9	>0/9	>0/9
self-compensation	2/32	0/92	0/068	0/93	0/88	0/95	0/94
other-compensation	2/05	0/87	0/073	0/91	0/86	0/91	0/90

Also, Cronbach's alpha coefficient for the subscales of academic performance, fitness, social relationships, appearance, and self-esteem in both dimensions showed acceptable reliability (0.50 to 0.81). The overall Cronbach's alpha for the questionnaire was 0.80. Convergent and divergent validity was examined and confirmed with the hope and anxiety scales. Overall, the inferiority-compensation scale showed adequate validity and reliability among high school students.

Conclusion

This study aimed to investigate the psychometric properties of the Inferiority Compensation Scale (ICS) by Yang et al.'s (2023) in Persian among Iranian adolescents. The ICS is a self-report measure that assesses self-compensation and other-compensation, each of which examines five factors: academic performance, fitness, social connections, appearance, and self-esteem. The results indicated that the factors have the necessary validity to measure each dimension of inferiority compensation and can be used to assess self-compensation and other-compensation. Also, the results of confirmatory factor analysis indicated that the model fit indices in each dimension (self-compensation and other-compensation) were desirable. Therefore, the items of the Persian version of the Indignity Compensation Scale, in line with the scale by Yang et al.'s (2023), have the necessary validity to measure the variable factors of interest in the statistical population of the present study. The reliability of the scale using Cronbach's alpha method showed that the entire scale and each of the dimensions have desirable reliability.

According to the findings of the present study, it can be concluded that, in line with the results of Yang et al.'s (2023), the items were selected appropriately, and in line with Yang et al.'s (2023), no items were deleted and all 41 items were retained, and the overall structure of the questionnaire was maintained. Therefore, it can be said that the cultural and environmental differences between Iranian and Chinese students have not led to fundamental changes in the structure of the questionnaire. In fact, inferiority compensation as a mechanism, if carried out correctly, can prevent the increase in feelings of inferiority and its transformation into an inferiority complex, and in this case, it can increase self-esteem, reduce

maladaptive behaviors, and have a positive impact on mental health in students. Therefore, conducting inferiority compensation training courses is an important way to prevent the undesirable effects of inferiority in students, and scientific and effective evaluation of the level of inferiority compensation in students is an effective method for determining the starting point of training in this important area. Overall, this scale, which measures humiliation compensation well, has good reliability and validity in Iranian society and can be used in educational and research situations. Convergent validity was achieved through a positive correlation with hope and divergent validity through a negative correlation with anxiety. These findings indicate that hope facilitates health compensation, and anxiety hinders it.

This study is subject to several limitations. First, using convenience sampling restricts the generalizability of the findings to the broader population of senior high school students. Second, relying solely on online self-report questionnaires may introduce social desirability bias and limits control over participants' environmental conditions and focus during administration. Finally, due to the cross-sectional, correlational nature of the design, definitive causal relationships among hope, anxiety, and inferiority compensation mechanisms cannot be inferred, highlighting the need for future experimental or longitudinal research. According to the results of the present study, it can be used in research related to adolescents in the country so that humiliation is recognized as an important factor in adolescents' orientations and performance and ways to compensate for it are considered to move towards a healthier adolescent society.

Keywords: *Reliability, confirmatory factor analysis, convergent validity, divergent validity, inferiority compensation*

Ethical Considerations

In order to comply with the ethical standards of the research, in addition to the necessary guidance provided in the questionnaire instructions, participants were assured that the information would only be used for the purposes of the study and without identifying information. Participants completed an informed consent form to participate in the study.

Acknowledgments

The authors would like to express their gratitude to all participants in the study. This study did not receive any financial support from government or non-government organizations.

Conflict of Interest

The authors declare no conflicts of interest.