



Construction of Type D Personality Interpretation Biases Questionnaire and Its Psychometric Properties

Seyedeh Zahra Mousavi¹ , Ali Pakizeh^{1*} , Sooran Rajabi¹ , Kerry John Rees² 

1. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Persian Gulf University, Bushehr, Iran.

2. Department of Psychology, School of Natural and Social Sciences, University of Gloucestershire, Cheltenham, England.

*Corresponding Author: Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: pakizeh@pgu.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:
Received: 28 Jul 2023
Revised: 06 Jan 2024
Accepted: 03 Feb 2024
Published: 02 Oct 2026

Keywords:
*Interpretation Bias,
Scale,
Type D Personality.*

ABSTRACT

The objective of the present study was to develop the type D personality interpretation bias questionnaire and evaluate its psychometric properties among college students. Exploratory and confirmatory factor analysis were implemented in this investigation in accordance with the positivistic paradigm. The target population consisted of 277 students from the Persian Gulf University in Bushehr, selected using the probability cluster sampling method from December 2022 to February 2023 (157 female and 118 male). For measuring the variables, three questionnaires of type D personality (DS-14), well-being of Flourishing Scale (FS), and type D Personality Interpretation Biases (DIB) were used. The exploratory factor analysis was conducted using SPSS-26, while the confirmatory factor analysis was conducted using AMOS-24. In accordance with the exploratory analysis, 11 components were identified with an eigenvalue greater than 1. Each of the components contained a number of items with a factor burden greater than 0.5. The interpretation bias questionnaire's convergent and discriminant validity, as well as Guttman reliability, were also verified. However, in the confirmatory factor analysis, five components were eliminated, and six components were retained with satisfactory fit indices. Consequently, this questionnaire is a valid and dependable instrument that can be employed by specialists to assess the interpretation biases of individuals with a type D personality.

Cite this article: Mousavi, S. Z., Pakizeh, A., Rajabi, S. & Rees, K. J. (2026). Construction of Type D Personality Interpretation Biases Questionnaire and Its Psychometric Properties. *Journal of Applied Psychological Research*, 17(3), 1-22. doi:10.22059/japr.2024.362857.644692



© Author(s) retain the copyright.
DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.362857.644692>

Publisher: University of Tehran Press.

Construction of Type D Personality Interpretation Biases Questionnaire and Its Psychometric Properties

Extended Abstract

Aim

Type D personality is characterized by negative affectivity and social inhibition and has been associated with a higher risk of psychological and physical health problems (Denollet, 2005; Cho et al., 2023). Although previous studies have reported associations between Type D personality and cognitive factors, their findings have been inconsistent (Unterrainer et al., 2016; Lv et al., 2020; Gogheri et al., 2023), raising questions about the specific cognitive processes underlying the difficulties experienced by individuals with this personality type. According to cognitive models, individuals' interpretations of situations can influence their emotional, behavioral, and physiological responses (Beck & Haigh, 2014; Woud, 2022). Interpretation bias, as a form of cognitive bias, has been associated with various psychological disorders and can be targeted through cognitive bias modification (Grol et al., 2018; Nieto & Vazquez, 2021). However, the interpretation biases specific to individuals with Type D personality have not been adequately identified. Although Howard et al. (2018) examined interpretation bias in individuals with Type D personality using hypothetical social situations, the cognitive basis for identifying Type D-specific interpretation biases remains insufficiently established.

Therefore, identifying and systematically measuring interpretation biases associated with Type D personality may provide a basis for understanding underlying cognitive processes and developing appropriate interventions. Accordingly, the present study aimed to construct a Type D personality interpretation bias questionnaire and examine its psychometric properties by identifying its underlying dimensions through exploratory and confirmatory factor analyses.

Methodology

The present applied study employed a quantitative approach to construct and validate the Type D Personality Interpretation Biases Questionnaire (DIB). The target population consisted of students at Persian Gulf University, Bushehr. From December 2022 to February 2023, 298 students were selected through proportionate cluster sampling from 23 classes across undergraduate, master's, and doctoral programs in five faculties. After excluding 13 incomplete questionnaires, 7 questionnaires with random responses, and 1 duplicate response, 277 questionnaires remained for analysis. Participants were informed about the study objectives, confidentiality of their information, and their right to participate voluntarily or withdraw at any time. Ethical approval was obtained from Bushehr University of Medical Sciences.

The initial items of the DIB were developed from 56 preliminary codes obtained through semi-structured interviews with 21 university students with Type D personality in a previous qualitative study (Mousavi et al., 2024). The resulting items were examined for face and content validity by researchers, three psychology students, and 12 experts. The Type D Personality Scale (DS-14; Denollet, 2005) and Flourishing Scale (FS; Diener et al., 2010) were also administered to examine the concurrent validity of the newly developed questionnaire. Exploratory factor analysis (EFA) was conducted using principal component analysis with Varimax rotation in SPSS-26, and confirmatory factor analysis (CFA) was performed using maximum likelihood estimation in AMOS-24. Univariate and multivariate outliers were examined using box plots and Mahalanobis distance, respectively. Convergent and discriminant validity were also assessed as part of the psychometric evaluation.

Findings

A total of 277 students participated in the study, with a mean age of 22.47 ± 4.65 years; 56.7% were women and 42.6% were men. Following content validity assessment, four items were removed and 52 items were entered into exploratory factor analysis (EFA). Principal component analysis with Varimax rotation, followed by confirmatory factor analysis (CFA), resulted in the removal of items and factors with inadequate factor loadings, high errors, or insufficient convergent validity, leading to a final six-factor, 20-item structure.

The final questionnaire comprised six factors: perceived incompetence, perceived loneliness, excessive concern about others, pessimism, perceived worry, and non-sharing of internal states. The six-factor model demonstrated acceptable fit ($\chi^2/df = 1.86$, RMSEA = .056, CFI = .925, SRMR = .05). Discriminant validity was supported based on the Fornell–Larcker criterion and HTMT. Internal consistency coefficients for the subscales

ranged from .55 to .84. The questionnaire also showed significant positive associations with negative affect and social inhibition and a significant negative association with psychological well-being, providing evidence of concurrent and divergent validity.

Conclusion

The present study developed and validated the Type D Personality Interpretation Biases Questionnaire. The final questionnaire consisted of 20 items across six factors: perceived incompetence, perceived loneliness, excessive concern about others, pessimism, perceived worry, and non-sharing of internal states. These factors are consistent with the cognitive and interpersonal characteristics previously reported in individuals with Type D personality, including negative self-evaluation, loneliness and fear of rejection, sensitivity to others' judgments, negative expectations, and inhibition of emotional self-expression (Gokcen et al., 2022; Talaei-Khoei et al., 2018; Batik & Demir, 2022; Khodabakhshi et al., 2016; Oginska-Bulik & Michalska, 2021; Kim et al., 2020; Park et al., 2022).

The questionnaire also showed evidence of concurrent and divergent validity through its associations with negative affect, social inhibition, and psychological well-being. These findings are consistent with previous research linking Type D personality to cognitive processes and psychological difficulties (Lv et al., 2020; Denollet et al., 2021; Gogheri et al., 2023). The questionnaire may therefore be useful for assessing interpretation biases associated with Type D personality and for examining such biases in psychological interventions. However, because EFA and CFA were conducted on the same sample, further studies using independent and more diverse samples are needed to confirm the stability and generalizability of the six-factor structure.

Keywords: Interpretation Bias, Scale, Type D Personality.

Ethical Considerations

Participants were informed about the purpose of the study, and their confidentiality was ensured by not requiring them to provide their names or surnames. Participation was voluntary, and participants were not pressured to complete the questionnaires or continue their participation if they did not wish to do so. The study was approved by the Ethics Committee of Bushehr University of Medical Sciences (Ethics Code: IR.BPUMS.REC.1402.112).

Acknowledgments and Funding

The authors sincerely thank all students who participated in the study and the experts who assisted in evaluating the content validity of the questionnaire. This study received no financial support.

Conflict of Interest

This study was derived from the first author's doctoral dissertation. The authors declare that there is no conflict of interest.

Cite this article: Mousavi, S. Z., Pakizeh, A., Rajabi, S. & Rees, K. J. (2026). Construction of Type D Personality Interpretation Biases Questionnaire and Its Psychometric Properties. *Journal of Applied Psychological Research*, 17(3), 1-22. doi:10.22059/japr.2024.362857.644692



© Author(s) retain the copyright.

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.362857.644692>

Publisher: University of Tehran Press.

ساخت پرسشنامه سوگیری های تفسیر تیپ شخصیتی دی و ویژگی های روان سنجی آن

سیده زهرا موسوی^۱✉، علی پاکیزه^{۱*}✉، سوران رجبی^۱✉، کری جان ریس^۲✉

۱. گروه روان شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران.

۲. گروه روان شناسی، دانشکده علوم اجتماعی و طبیعی، دانشگاه گلوسسترشایر، چلتنهام، انگلیس.

*نویسنده مسئول: دانشیار، گروه روان شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. رایانامه: pakizeh@pgu.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخ های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۰

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۱۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴

تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۱۰

کلیدواژه ها:

تیپ شخصیتی دی،

سوگیری تفسیر،

مقیاس.

هدف پژوهش حاضر ساخت پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی و تعیین ویژگی های روان سنجی آن در میان دانشجویان بود. پژوهش طی پارادایم اثبات گرایی از طریق رویکرد کمی با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی انجام گرفت. جامعه هدف، دانشجویان دانشگاه خلیج فارس بوشهر بودند که ۲۷۷ نفر از آن ها در آذر تا بهمن ۱۴۰۱ به روش نمونه گیری تصادفی خوشه ای انتخاب شدند (۱۵۷ زن و ۱۱۸ مرد). به منظور سنجش متغیرها از سه پرسشنامه تیپ شخصیتی دی (DS-14)، سلامت روان شناختی مقیاس شکوفایی (FS) و سوگیری های تفسیر تیپ شخصیتی دی (DIB) استفاده شد. تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از SPSS-26 و تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از AMOS-24 انجام گرفت. براساس تحلیل اکتشافی، ۱۱ مؤلفه با ارزش ویژه بالاتر از ۱ به دست آمد. هریک از مؤلفه ها تعدادی آیتم را دربرگرفت که بار عاملی بالاتر از ۰/۵ داشتند. پایایی گاتمن و روایی همگرا و واگرای پرسشنامه سوگیری تفسیر نیز تأیید شد، اما طی تحلیل عاملی تأییدی پنج مؤلفه حذف شد و شش مؤلفه با شاخص های برازش مطلوب باقی ماند؛ بنابراین، از آنجا که این پرسشنامه ابزاری قابل اعتماد و معتبر است، می تواند برای سنجش سوگیری های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی به کار گرفته شود.

استناد: موسوی، سیده زهرا، پاکیزه، علی، رجبی، سوران، و ریس، کی. جی. (۱۴۰۵). ساخت پرسشنامه سوگیری های تفسیر تیپ شخصیتی دی و ویژگی های روان سنجی آن. فصل نامه پژوهش های کاربردی روانشناختی، ۱۷ (۳)، ۱-۲۲. doi:10.22059/japr.2024.362857.644692

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

© نویسندگان.

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.362857.644692>

۱. مقدمه

شخصیت مجموعه‌ای از ویژگی‌های نسبتاً پایدار است که براساس بررسی‌های صورت‌گرفته، این ویژگی‌ها می‌توانند در طول بزرگسالی تغییر کنند (لودر و همکاران^۱، ۲۰۲۲)؛ بنابراین توجه به سنجش و تغییر ویژگی‌های شخصیتی مشکل‌ساز حائز اهمیت است (تاجی^۲، ۲۰۱۸). تیپ شخصیتی دی^۳ نیز یکی از تیپ‌های شخصیتی است که براساس ویژگی‌های موجود در آن می‌تواند مشکلاتی را برای فرد ایجاد کند. تیپ شخصیتی دی که از اولین حرف کلمه distress به معنی پریشان گرفته شده (کو و همکاران^۴، ۲۰۲۳)، برای اولین بار به‌وسیله دنولت^۵ (۲۰۰۵) معرفی شد. این تیپ، یکی از تیپ‌های شخصیتی است که با احتمال بالاتر احساس نگرانی، دید منفی به دنیا و تنش در فرد ارتباط دارد (اوگینسکا بولیک و میکالسکا^۶، ۲۰۲۱). به همین دلیل، به‌منظور سنجش این تیپ شخصیتی، در سال ۲۰۰۵ پرسشنامه^{۱۴} سؤالی تیپ شخصیتی دی طراحی شد. براساس این پرسشنامه، تیپ شخصیتی دی با دو مؤلفه عاطفه منفی^۷ و بازداری اجتماعی^۸ شناخته شد (دنولت، ۲۰۰۵). عاطفه منفی به تمایل فرد به تجربه هیجانات منفی از جمله اضطراب و خلق افسرده اشاره دارد و بازداری اجتماعی، کناره‌گیری فرد از تجربه چنین هیجاناتی را در موقعیت‌های اجتماعی به‌دلیل ترس از طرد نشان می‌دهد (کو و همکاران، ۲۰۲۳). این در حالی است که نقش ویژگی‌های شخصیتی در ارزیابی افراد از زندگی خودشان و در نتیجه، ساخت آن‌ها تأیید شده است (انگلیم و اوکانر^۹، ۲۰۱۹). به این ترتیب شناسایی شناخت‌های ناسازگار مرتبط با تیپ شخصیتی دی از طریق ابزار مناسب نیز حائز اهمیت است.

از طرفی شیوع این تیپ شخصیتی در اختلالات روان‌شناختی و جسمانی، قابل توجه بوده است؛ به‌گونه‌ای که ۸۴ درصد افراد با این تیپ شخصیتی، به یکی از اختلالات روان‌شناختی مبتلا هستند (لامبرتوس و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۸) و احتمال ابتلای آن‌ها به بیماری‌های کرونری قلب، چهار برابر افراد بدون این تیپ شخصیتی است (اوگینسکا بولیک و میکالسکا، ۲۰۲۱).

در راستای توجه به مشکلات ذکرشده مرتبط با تیپ شخصیتی دی و نقش شناخت در این تیپ شخصیتی می‌توان به نظریه^{۱۱} یک (بک و هایگ^{۱۱}، ۲۰۱۴) اشاره کرد. براساس مدل بک، خود موقعیت در وضعیت شناختی فرد اهمیت ندارد، بلکه تفسیر و ارزیابی فرد از آن موقعیت است که پاسخ‌های هیجانی، رفتاری و فیزیولوژیک فرد را تحت تأثیر قرار می‌دهد و می‌تواند در این مؤلفه‌ها اختلال ایجاد کند (وود^{۱۲}، ۲۰۲۲). در همین راستا مفهومی به نام سوگیری‌های شناختی^{۱۳} وجود دارد که به پردازش سوگیرانه اطلاعات اشاره دارد. این سوگیری‌ها می‌توانند در هریک از مؤلفه‌های توجه، حافظه و تفسیر وجود داشته باشند (بوگیه و همکاران^{۱۴}، ۲۰۲۰) و تداوم‌بخش اختلالات روان‌شناختی باشند (گرول و همکاران^{۱۵}، ۲۰۱۸)؛ بنابراین برای اصلاح هریک از این سه نوع سوگیری شناختی، روش‌های متفاوتی وجود دارد؛ برای مثال، سوگیری در تفسیر^{۱۶} فرد از موقعیت‌ها یکی از انواع سوگیری‌ها است که با اختلالات مختلفی از جمله اضطراب اجتماعی (چن و همکاران^{۱۷}، ۲۰۲۰)، اضطراب (رینز و همکاران^{۱۸}، ۲۰۱۹) و افسردگی (اسمیت و همکاران^{۱۹}، ۲۰۱۸) ارتباط دارد. در اصلاح این نوع سوگیری، از فرد خواسته می‌شود که جمله‌ها،

1. Lodder et al.
2. Tajii
3. Type D personality
4. Cho et al.
5. Denollet
6. Ogińska-Bulik & Michalska
7. negative affectivity
8. social inhibition
9. Anglim & O'Connor
10. Lambertus et al.
11. Beck & Haigh
12. Woud
13. cognitive biases
14. Bogie et al.
15. Grol et al.
16. interpretation bias
17. Chen et al.
18. Raines et al.
19. Smith et al.

پاراگرافها و تصاویر مبهم را به صورت مثبت یا منفی تفسیر کند. درواقع اصلاح سوگیری شناختی از نوع تفسیر، یک روش کامپیوتری است که هدف آن بهبود سوگیری های تفسیر منفی است. رایج ترین روش در این نوع اصلاح، استفاده از سناریوهای مبهم^۱ است که موقعیت هایی مبهم به فرد ارائه می شود و هدف آن است که فرد در نهایت پاسخی را که برای تفسیر آن موقعیت سوگیرانه نیست یاد بگیرد (تورتون و همکاران^۲، ۲۰۱۸).

همچنین در راستای اهمیت این تیپ شخصیتی، پژوهش های متعددی ارتباط آن را با بیماری های جسمی و روان شناختی بررسی و تأیید کرده اند؛ برای نمونه، در پژوهش بین و همکاران^۳ (۲۰۲۳) که روی ۱۴۱ بیمار طی سه ماه بعد از سکنه انجام شد، نتایج نشان داد تیپ شخصیتی دی با احتمال بیشتری برای تجربه افسردگی بعد از سکنه همراه است. در پژوهش کو و همکاران (۲۰۲۳) مشخص شد از میان افراد میگرنی، کسانی که دارای تیپ شخصیتی دی هستند، میگرن شدیدتر و کیفیت زندگی پایین تری دارند. همچنین براساس پژوهش رایکتر و همکاران^۴ (۲۰۲۳)، تیپ شخصیتی دی در کاهش احتمال تبعیت از درمان در بیماران مبتلا به سرطان خون نقش داشت و پژوهش لی و همکاران^۵ (۲۰۲۳) نیز سطوح بالاتر افسردگی، اضطراب و لیوپروتئین خون را در افراد با این تیپ شخصیتی نشان داد. از طرفی پژوهش هایی که درمورد سنجش تیپ شخصیتی دی انجام شده نشان داده اند دو نوع روش سنجش وجود دارد. در یکی از انواع آن، نمره تیپ شخصیتی دی از تعامل دو مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی به دست می آید و تیپ شخصیتی دی را به صورت پیوسته در نظر می گیرد؛ درحالی که در نوع دوم، نمره تیپ دی از جمع این دو مؤلفه محاسبه می شود و تیپ شخصیتی دی را یک متغیر گسسته لحاظ می کند. این در حالی است که نتیجه پژوهش مروری لودر و همکاران^۶ (۲۰۲۱) روی ۴۲ پژوهش درمورد شیوه های سنجش تیپ شخصیتی دی نشان داد همخوانی اندکی بین دو نوع روش ذکر شده برای سنجش این تیپ شخصیتی وجود دارد. همچنین براساس این پژوهش، گسسته در نظر گرفتن تیپ شخصیتی دی، تشخیص مثبت کاذب زیادی را آشکار کرد؛ بنابراین بعد از ۱۵ سال استفاده از این مقیاس، نتیجه این فراتحلیل با نقد بر روش سنجش گسسته تیپ شخصیتی دی، راه را برای پژوهشگران آتی در جهت شناسایی این تیپ هموار کرد. به همین دلیل، توجه به ابزار مناسب سنجش مشکلات این تیپ شخصیتی نیز می تواند موضوع بحث باشد. به علاوه درمورد ارتباط تیپ شخصیتی دی و شناخت، در پژوهش آتترینر و همکاران^۷ (۲۰۱۶) تیپ شخصیتی دی و مؤلفه عاطفه منفی، با عملکرد اجرایی افراد، رابطه منفی نشان داد؛ درحالی که بازداری اجتماعی با عملکرد اجرایی دارای رابطه مثبت بود. در پژوهش دیگری که به بررسی تأثیر تیپ شخصیتی دی از طریق ارزیابی های شناختی بر بیماری های قلبی عروقی پرداخت، نتیجه مشابهی درمورد مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی به دست آمد. اما اثر تعاملی عاطفه منفی و بازداری اجتماعی از طریق ارزیابی شناختی، تأثیری بر بیماری های قلبی عروقی نداشت (لوی و همکاران، ۲۰۲۰). در پژوهش دیگری نیز تیپ شخصیتی دی با نقش واسطه تحریف شناختی، بر افسردگی تأثیر داشت (گوقری و همکاران^۸، ۲۰۲۳). همچنین در پژوهش دنولت و همکاران^۹ (۲۰۲۱) که یک پژوهش مروری بر ۸ مطالعه بود اغلب پژوهش ها نقش تیپ شخصیتی دی در افکار خودکشی را نشان دادند که یکی از پژوهش های آن، نقش تیپ شخصیتی دی و مؤلفه بازداری اجتماعی را بر آن تأیید کرد.

نتایج متضاد پژوهش ها درمورد نقش نمره کلی تیپ شخصیتی دی و همچنین دو مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی به صورت مجزا در متغیرهای شناختی، این سؤال را ایجاد می کند که چه آیت هایی در شناخت افراد با تیپ شخصیتی دی وجود دارد که عملکرد ضعیف تر آن ها در بعد جسمی و روان شناختی را توجیه می کند. همچنین در پژوهش هووارد و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۸)

1. ambiguous scenarios

2. Turton et al.

3. Yin et al.

4. Rychter et al.

5. Li et al.

6. Lodder et al.

7. Unterrainer et al.

8. Gogheri et al.

9. Denollet et al.

10. Howard et al.

سوگیری‌های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی از طریق تعدادی سناریوی مبهم سنجیده و ارتباط آن با شاخص‌های فیزیولوژیک اندازه‌گیری شد، اما مبنای تنظیم سناریوها برای سوگیری‌های شناختی این تیپ شخصیتی مشخص نبود و تحلیل‌عاملی برای مشخص کردن آیت‌های مناسب براساس بار عاملی آن‌ها انجام نشده بود؛ درحالی‌که لازمه طراحی چنین سناریوهایی این است که سوگیری‌های مختص افراد با تیپ شخصیتی دی در ابتدا شناسایی شود تا مبنای درستی برای تنظیم سناریوهای مناسب باشد. از طرفی، با توجه به نقش تیپ شخصیتی دی در اختلالات روان‌شناختی و بیماری‌های جسمی براساس پیشینه، شناسایی سوگیری‌های شناختی افراد دارای این تیپ حائز اهمیت است؛ چرا که اصلاح سوگیری‌های شناختی بر متغیرهایی مانند افسردگی، نگرش‌های ناسازگارانه و حافظه اثرگذار بوده است (نیتو و وازکوئز^۱، ۲۰۲۱) و تأکید درمان‌های جدید بر شناسایی عوامل مشترک بین اختلالات مختلف است (زارعی فسخودی و همکاران، ۱۴۰۰). این در حالی است که تیپ شخصیتی دی با اختلالات مختلف ارتباط داشته است، اما درمان‌های موجود تأثیر اندکی بر هریک از اختلالات داشته‌اند (فالکنستین و همکاران^۲، ۲۰۲۲) و در پژوهش‌ها نیز سوگیری‌های مختص این تیپ شخصیتی شناسایی نشده است. در نتیجه، در صورت شناسایی سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی می‌توان یکی از عوامل زیربنایی مشترک در طیف گسترده‌ای از اختلالات را شناسایی و سنجش کرد که در جهت کاربرد برای طراحی مداخلات و اصلاح این سوگیری‌ها نیز مناسب و مقرون‌به‌صرفه است.

به این ترتیب در پژوهش حاضر کدهای اولیه مربوط به سوگیری‌های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی که از یک پژوهش کیفی استخراج و به آیت‌های پرسشنامه تبدیل شد، روی دانشجویان برای اعتبارسنجی، اجرا و تحلیل شد. علت انتخاب دانشجویان این بود که درنهایت، سوگیری‌های تفسیر شناسایی شده بتوانند مبنای تنظیم اصلاح این سوگیری‌ها باشند. از آنجا که این مداخلات از طریق نرم‌افزار اجرا می‌شوند، جامعه دانشجویان به دلیل تعامل بیشتر با فضای آموزشی و رایانه‌ای، توان به‌کارگیری آن را با اطمینان بیشتری دارند. از طریق چنین تحلیلی، آیت‌های مناسب به‌عنوان سوگیری‌های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی حفظ می‌شوند. از همین رو، سؤال پژوهش حاضر این است که سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی و ابعاد آن‌ها در طی تحلیل‌عاملی اکتشافی و تأییدی کدام‌اند؟

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

پژوهش حاضر براساس پارادایم اثبات‌گرایی^۳ در یک رویکرد کمی^۴ به‌منظور اجرای تحلیل‌عاملی اکتشافی^۵ و تأییدی^۶ انجام گرفت و از نظر هدف نیز یک پژوهش کاربردی محسوب می‌شود. جامعه هدف را دانشجویان دانشگاه خلیج فارس بوشهر تشکیل می‌دهند که در آذر تا بهمن ۱۴۰۱ از میان آن‌ها، ۲۹۸ نفر به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند. به این صورت که از هر پنج دانشکده، کلاس‌هایی از هر سه مقطع کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری انتخاب شدند و با توجه به تناسب تعداد دانشجویان هر مقطع و تناسب تعداد آن‌ها در هر دانشکده، در مجموع ۲۹۸ نفر از ۱۰ کلاس کارشناسی، ۷ کلاس کارشناسی ارشد و ۶ کلاس دکتری انتخاب شدند. انتخاب این تعداد از افراد به این دلیل است که گزارش شده باید حجم نمونه مناسبی برای کاهش خطا در تحلیل‌عاملی اکتشافی در نظر گرفته شود که براساس یک پژوهش مروری، حجم نمونه مناسب به‌منظور کسب حداقل خطا در تحلیل‌عاملی اکتشافی بین ۵۰ تا ۴۰۰ نفر در نظر گرفته شده است (اوسبورن و کوستلو^۷، ۲۰۰۴). در پژوهش حاضر نیز خوشه‌ها برحسب تناسب تعداد دانشجویان در سه مقطع تحصیلی، به‌گونه‌ای انتخاب شدند که به حداکثر حجم نمونه پیشنهادشده یعنی ۴۰۰ نفر نزدیک‌تر از حداقل حجم نمونه یعنی ۵۰ نفر باشند. در نتیجه، با انتخاب مجموع ۲۳ کلاس از ۳ مقطع، ۲۹۸ نفر به‌عنوان نمونه انتخاب شدند که در بازه قابل قبول قرار دارند. ملاک ورود افراد به پژوهش حاضر شامل تحصیل در

1. Nieto & Vazquez

2. Falkenstein et al.

3. positivism

4. quantitative

5. exploratory factor analysis

6. confirmatory

7. Osborne & Costello

دانشگاه خلیج فارس و قرار گرفتن در خوشه انتخاب شده در پژوهش حاضر و همچنین نداشتن سابقه بستری برای بیماری های جسمی یا روان شناختی بود. ملاک خروج نیز تکمیل ناقص پرسشنامه ها، پاسخ های کپی دادن به پرسشنامه ها توسط افراد مختلف، پاسخ تصادفی به سؤالات آن و داشتن سابقه بستری برای اختلالات روان شناختی و جسمی بود. به منظور رعایت اصول اخلاقی نیز محرمانه ماندن اطلاعات و داشتن حق انتخاب برای مشارکت در پژوهش یا انصراف از ادامه تکمیل پرسشنامه ها برای افراد لحاظ شد و قبل از تکمیل پرسشنامه ها توضیح مختصری در مورد هدف پژوهش به آنان داده شد. سپس پرسشنامه در میان افراد کلاس انتخاب شده توزیع شد. در نهایت، از میان ۲۹۸ پرسشنامه تکمیل شده، ۱۳ پرسشنامه به دلیل تکمیل ناقص (عدم پاسخ به بیش از ۱۰ درصد سؤالات)، ۷ پرسشنامه به دلیل پاسخ تصادفی افراد به سؤالات (براساس پاسخ اشتباه به دو سؤال زائد در پرسشنامه) و ۱ پرسشنامه به دلیل کپی بودن با پرسشنامه دیگر حذف شدند و در نهایت، ۲۷۷ پرسشنامه برای تحلیل باقی ماند. داده های از دست رفته^۱ نیز با مقدار میانه جایگزین شدند؛ چرا که براساس پژوهش داس سانتوس^۲ (۲۰۲۱)، میانه یکی از دقیق ترین شاخص ها به منظور جایگزینی با داده های از دست رفته است.

۲-۲. ابزار پژوهش

۲-۲-۱. پرسشنامه اطلاعات جمعیت شناختی

این پرسشنامه شامل سنجش سن، جنسیت، وضعیت تأهل و مقطع تحصیلی بود.

۲-۲-۲. پرسشنامه تیپ شخصیتی دی (DS-14)^۳

این پرسشنامه توسط دنولت (۲۰۰۵) طراحی شد. پرسشنامه شامل ۱۴ سؤال و دو مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی است که هر کدام شامل ۷ سؤال می شود. سؤالات آن در یک مقیاس پنج درجه ای لیکرت از صفر (نادرست) تا ۴ (درست) نمره گذاری می شود. سؤالات ۱، ۳ و ۱۰ به صورت معکوس نمره گذاری می شوند. دامنه نمرات می تواند از صفر تا ۵۶ باشد. در نمره گذاری گسسته، افرادی که در هر دو مؤلفه نمره بالای ۱۰ بگیرند، دارای تیپ شخصیتی دی در نظر گرفته می شوند. اما در نمره گذاری پیوسته، هر چه نمره فرد در این پرسشنامه بیشتر باشد، فرد دارای تیپ شخصیتی دی شدیدتر است. آلفای کرونباخ دو مؤلفه ذکر شده در پژوهش بین و همکاران (۲۰۲۳) ۰/۸۸ و ۰/۸۶ حاصل شد و پایایی بازآزمایی آن ها ۰/۷۲ و ۰/۸۲ به دست آمد. در بررسی روایی نیز ساختار دوعاملی این پرسشنامه در پژوهش لامبرتوس و همکاران (۲۰۱۸) تأیید شد. در پژوهش های داخلی پایایی و روایی این پرسشنامه تأیید شده است؛ برای نمونه آلفای کرونباخ آن در پژوهشی ۰/۹۱ (عظیمی و سلیمانی، ۱۳۹۹) و روایی هم زمان آن با پرسشنامه تیپ شخصیتی الف در پژوهش دیگری ۰/۶۳ گزارش شد (علی اکبری دهکردی و همکاران، ۱۳۹۵). در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ برای دو مؤلفه ذکر شده به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۷۷ به دست آمد.

۲-۲-۳. پرسشنامه سلامت روان شناختی^۴ یا مقیاس شکوفایی^۵ (FS)

این پرسشنامه یک مقیاس هشت آیتمی است که توسط دینر و همکاران^۶ (۲۰۱۰) طراحی شد و در یک طیف هفت درجه ای لیکرت از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۷) نمره گذاری می شود. نمره فرد از ۸ تا ۵۶ متغیر است. هر چه نمره فرد بالاتر باشد، سلامت روان شناختی بیشتری دارد. شایان ذکر است که در نسخه اولیه، این مقیاس تحت عنوان سلامت روان شناختی معرفی شد، اما بعدها نام آن به دلیل همخوانی بیشتر با محتوای سؤالات آن، از جمله روابط مثبت، احساس شایستگی و داشتن معنا و هدف برای زندگی، به شکوفایی تغییر داده شد (دینر و همکاران، ۲۰۱۰). آلفای کرونباخ برای این پرسشنامه در پژوهش دینر و همکاران (۲۰۱۰) ۰/۸۷ و در پژوهش مرادی سیاه افشادی و همکاران (۱۳۹۴) ۰/۸۲ به دست آمد و

1. missing

2. Dos Santos

3. Type D Personality Scale (DS-14)

4. psychological well-being

5. Flourishing Scale (FS)

6. Diener et al.

در بررسی روایی، نتایج تحلیل عاملی هردو پژوهش ذکرشده، هشت آیتم آن را در یک دسته قرار دادند. در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ برای این مقیاس ۰/۸۵ به دست آمد.

۲-۴. پرسشنامه سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی (DIB)

این پرسشنامه براساس ۵۶ کد اولیه به دست آمده از یک مصاحبه نیمه عمیق با ۲۱ دانشجوی با تیپ شخصیتی دی در پژوهش کیفی توسط محققان تحقیق حاضر تنظیم شد (موسوی و همکاران، ۱۴۰۳)؛ بنابراین کدهای به دست آمده به عنوان آیتم‌های پرسشنامه سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی در نظر گرفته شدند تا طی تحلیل عاملی اکتشافی روی نمونه‌ای متشکل از ۲۷۷ نفر اعتبارسنجی شوند. در این فرایند، آیتم‌های مناسب باقی خواهند ماند و در چند دسته قرار خواهند گرفت تا مؤلفه‌های سوگیری تفسیر را تشکیل دهند. همچنین نمره گذاری این مقیاس در یک طیف پنج درجه‌ای لیکرت از کاملاً موافقم (۵) تا کاملاً مخالفم (۱) انجام می‌شود. هرچه نمره فرد بالاتر باشد، سوگیری تفسیر بیشتری دارد. روایی و پایایی این پرسشنامه نیز در فرایند تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی می‌شود. همچنین روایی هم‌زمان این پرسشنامه با پرسشنامه‌های تیپ شخصیتی دی و سلامت روان شناختی مورد سنجش قرار می‌گیرد. براساس تحلیل عاملی اکتشافی انجام شده در پژوهش حاضر، ۱۱ مؤلفه برای ۳۱ آیتم از این پرسشنامه شناسایی شد، اما در فرایند تحلیل عاملی تأییدی، دو مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی و آینده غیرقابل پیش‌بینی حذف شدند و ۳ مؤلفه ادراک انفعال، ادراک آسیب در تعاملات و عدم ادراک اجتماعی به دلیل مشکل در روایی همگرا حذف شدند و پرسشنامه نهایی شامل ۶ مؤلفه باقی مانده با ۲۰ آیتم مربوط به آن‌ها بود که شامل ادراک ناتوانی (۶ آیتم)، ادراک تنهایی (۲ آیتم)، اهمیت افراطی به دیگران (۵ آیتم)، بدبینی (۳ آیتم)، ادراک نگرانی (۲ آیتم) و عدم اشتراک حالات درونی (۲ آیتم) می‌شود. آلفای کرونباخ مؤلفه‌های ذکرشده نیز در پژوهش حاضر به ترتیب ۰/۸۴، ۰/۷۳، ۰/۷۵، ۰/۵۵، ۰/۸۰ و ۰/۵۵ به دست آمد. سایر شاخص‌های روایی و پایایی نیز طی تحلیل عاملی تأییدی بررسی می‌شوند.

۲-۳. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

پس از جمع‌آوری داده‌ها، تحلیل یافته‌های توصیفی و تحلیل عاملی اکتشافی در SPSS-26 و تحلیل عاملی تأییدی در AMOS-24 انجام شد. به منظور پاسخ به سؤال پژوهش مبنی بر اینکه چه مؤلفه‌هایی برای سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی وجود دارد، از تحلیل عاملی اکتشافی به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۲ با چرخش واریماکس^۳ استفاده شد و به منظور پاسخ به سؤال دوم پژوهش مبنی بر اینکه چه مؤلفه‌هایی از تحلیل عاملی اکتشافی به دست آمده تأیید می‌شوند، روش حداکثر برآورد درست‌نمایی^۴ به کار رفت. برای بررسی داده‌های پرت تک‌متغیره نیز از نمودار جعبه‌ای^۵ استفاده شد که هیچ داده پرتی براساس آن یافت نشد. بررسی داده‌های پرت چندمتغیره نیز با فاصله ماهالانوبیس^۶ صورت گرفت که آن هم داده پرتی را نشان نداد؛ بنابراین داده‌ای خارج از محدوده قابل قبول که نتایج را تحت تأثیر قرار دهد وجود نداشت.

برای به دست آوردن روایی^۷ نیز از روایی ظاهری^۸ (بررسی سؤالات از نظر درست بودن املا و نگارش کلمات و...) با توجه به نظر پژوهشگران پژوهش حاضر و سه دانشجوی روانشناسی استفاده شد. روایی صوری^۹ (شامل شاخص روایی محتوا و نسبت روایی محتوا) با توجه به نظر ۱۲ متخصص به دست آمد. برای تحلیل عاملی تأییدی و تأیید مؤلفه‌های به دست آمده، تحلیل اکتشافی و همچنین شاخص‌های روایی همگرا^{۱۰} و واگرا^{۱۱} به کار رفت که نتایج بررسی آن‌ها در بخش یافته‌ها ذکر شده است.

1. Type D Personality Interpretation Biases (DIB)
2. principal component analysis
3. Varimax matrix
4. maximum likelihood
5. box plot
6. Mahalanobis
7. validity
8. face validity
9. content validity
10. convergent validity
11. discriminant validity

۳. یافته ها

۳-۱. توصیف جمعیت شناختی

از نظر متغیرهای جمعیت شناختی، میانگین سنی نمونه پژوهش حاضر، ۲۲/۴۷ با انحراف استاندارد ۴/۶۵ است که شامل ۱۵۷ زن (۵۶/۷ درصد) و ۱۱۸ مرد (۴۲/۶ درصد) است و ۱ نفر پاسخی به سؤال جنسیت نداده است. ۲۳۸ نفر مجرد (۸۵/۹ درصد) و ۳۳ نفر متأهل (۱۱/۹ درصد) می باشند و ۱ نفر پاسخی به سؤال وضعیت تأهل نداد. از نظر تحصیلات، ۲۰۵ نفر کارشناسی (۷۴ درصد)، ۵۰ نفر کارشناسی ارشد (۱۸/۱ درصد) و ۲۰ نفر دکتری (۷/۲ درصد) می باشند و ۱ نفر پاسخی به این سؤال نداده است.

۳-۲. تحلیل عامل اکتشافی

مفهوم اصلی ۵۶ کد اولیه از بخش کیفی به ۵۶ آیتم پرسشنامه سوگیری های تفسیر تیپ شخصیتی دی تبدیل شد و هر آیتم در یک طیف پنج درجه ای لیکرت از کاملاً موافقم (نمره ۵) تا کاملاً مخالفم (نمره ۱) نمره گذاری شد. روایی ظاهری با بررسی فونت، املا، کلمات، علائم نگارشی و... به تأیید محققان و سه دانشجوی روانشناسی رسید. در بررسی روایی محتوایی نیز دو فرم شاخص روایی محتوا^۱ (CVI) و نسبت روایی محتوا^۲ (CVR) توسط ۱۲ متخصص تکمیل شدند. در فرم CVI، آیتم ها از نظر ساده بودن، وضوح و مربوط بودن به سوگیری های تفسیر تیپ شخصیتی دی و در فرم CVR سودمند بودن یا نبودن هر آیتم برای باقی ماندن در پرسشنامه بررسی شد. نمره CVI برای هر سه مورد سادگی، وضوح و مربوط بودن، با نقطه برش ۰/۷۹ مقایسه شد و سؤالاتی که زیر این نمره را دریافت کردند با توجه به نظر متخصصان ویرایش شدند. در بررسی CVR نیز با توجه به وجود ۱۲ متخصص، نمرات برای هر آیتم با ۰/۵۶ مقایسه شد (لاوشه^۳، ۱۹۷۵) و چهار آیتم که CVR آن ها کمتر از ۰/۵۶ بود حذف شدند. در نهایت ۵۲ آیتم باقی ماند که متن ۲۷ آیتم برای وضوح، سادگی و ارتباط بیشتر با سوگیری تفسیر تیپ دی، کمی ویرایش شد. این ۵۲ آیتم در نهایت وارد تحلیل عاملی اکتشافی شدند تا آیتم های مناسب شناسایی و در دسته های مناسبی دسته بندی شوند.

در تحلیل عاملی اکتشافی، ابتدا کفایت حجم نمونه با شاخص KMO^۴ سنجیده شد. از آنجا که این مقدار بالاتر از ۰/۷ بود (KMO=۰/۸۵)، حجم نمونه به منظور تحلیل عاملی اکتشافی مناسب بود. با توجه به معنادار بودن آزمون بارتلت در سطح $p < ۰/۰۰۰$ نیز شرط کرویت برقرار بوده است؛ بنابراین نتایج تحلیل قابل تفسیر هستند.

در تحلیل عاملی انجام شده، از پایایی گاتمن^۵ به منظور تعیین تعداد مؤلفه ها استفاده شد (وارنه و لارسن^۶، ۲۰۱۴) که نتایج آن نشان داد مؤلفه های به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی قابل اعتماد و دارای پایایی هستند. در تحلیل مؤلفه های اصلی به دست آمده، نمودار سنگریزه^۷ وجود ۱۴ مؤلفه اصلی با ارزش ویژه^۸ بالای ۱ را نشان داد که نتایج آن در شکل ۱ مشهود است. ویژگی های ۱۴ مؤلفه نیز در جدول ۱ ذکر شده است.

1. Content Validity Index (CVI)

2. Content Validity Ratio (CVR)

3. Lawshe, C.

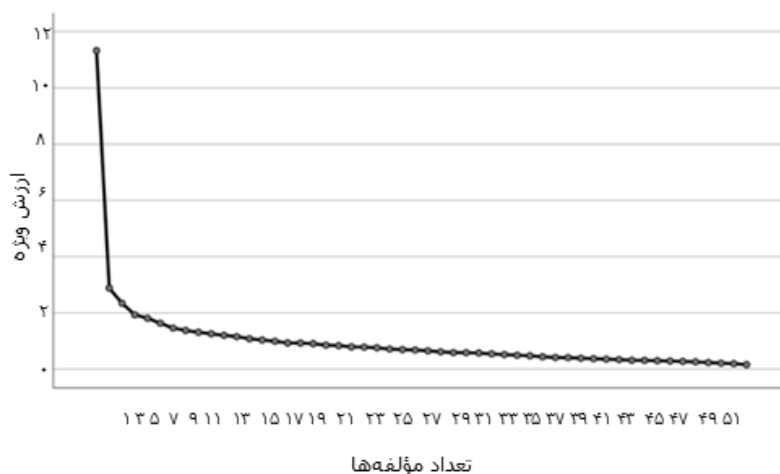
4. Keiser-Meyer-Olkin test

5. Guttman

6. Warne & Larsen

7. scree plot

8. eigen value



شکل ۱. نمودار سنگریزه برای تعیین تعداد مؤلفه‌ها

جدول ۱. ویژگی‌های ۱۴ مؤلفه استخراج شده سوگیری تفسیر

مؤلفه	ارزش ویژه	درصد تبیین واریانس	درصد تبیین واریانس تراکمی
اول	۱۱/۳۲	۲۱/۷۸۴	۲۱/۷۸۴
دوم	۲/۸۸	۵/۵۴۱	۲۷/۳۲۵
سوم	۲/۳۴	۴/۵۰۹	۳۱/۸۳۵
چهارم	۱/۹۳	۳/۷۱۸	۳۵/۵۵۲
پنجم	۱/۸۱	۳/۴۸۳	۳۹/۰۳۵
ششم	۱/۶۳	۳/۱۴۲	۴۲/۱۷۷
هفتم	۱/۴۶	۲/۸۱۰	۴۴/۹۸۷
هشتم	۱/۳۷	۲/۶۴۴	۴۷/۶۳۱
نهم	۱/۳۱	۲/۵۱۹	۵۰/۱۵۰
دهم	۱/۲۵	۲/۴۱۶	۵۲/۵۶۶
یازدهم	۱/۲۰	۲/۳۱۵	۵۴/۸۸۱
دوازدهم	۱/۱۵	۲/۲۲۶	۵۷/۱۰۷
سیزدهم	۱/۰۸	۲/۰۷۸	۵۹/۱۸۵
چهاردهم	۱/۰۳	۲/۹۹۱	۶۱/۱۷۶

براساس جدول ۱، ۱۴ مؤلفه با ارزش ویژه بالای ۱ استخراج شدند که در مجموع ۶۱/۱۷ درصد واریانس پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی را تبیین می‌کنند.

به منظور مشخص کردن آیت‌های مربوط به هر دسته، آیت‌هایی در دسته‌ها باقی ماندند که بار عاملی آن‌ها بالاتر از ۰/۵ بود و هر آیت با این شرط، به دسته‌ای تعلق گرفت که بالاترین بار عاملی را برای آن دسته نسبت به سایر دسته‌ها داشت (بایرن^۱، ۲۰۱۶). با توجه به این شرایط، آیت‌های مربوط به هریک از ۱۴ مؤلفه با بار عاملی بالاتر از ۰/۵ بعد از چرخش واریماکس^۲ مشخص شدند که نتایج آن در جدول ۲ قابل مشاهده است.

جدول ۲. بار عاملی آیت‌های باقی‌مانده بعد از چرخش واریماکس

مؤلفه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱								۰/۷۳۰						
۲								۰/۶۵۱						
۳												۰/۵۴۴		

1. Byrne

2. varimax rotation

براساس چرخش واریماکس انجام شده در جدول ۲، ۳۵ آیتم با بار عاملی بالاتر از ۰/۵ به ۱۴ دسته تعلق گرفتند. در دسته اول (با نام ادراک ناتوانی) آیتم‌های زیر قرار گرفتند: ۱۷ (اغلب شرایط تحصیلی/شغلی خودم را بدتر از دیگران می‌بینم)، ۲۰ (به گذشته خود که نگاه می‌کنم بیشتر شکست می‌بینم تا موفقیت)، ۲۷ (از نظر شایستگی در انجام کارها خودم را آدم توانمندی نمی‌بینم)، ۲۸ (نقاط ضعفم بیشتر از نقاط قوتم هستند)، ۲۹ (به صورت کلی آدم بی‌انگیزه‌ای هستم) و ۳۹ (اغلب خودم را پایین‌تر از دیگران می‌بینم). بیشترین بار عاملی مربوط به آیتم ۲۸ و کمترین بار عاملی، مربوط به آیتم ۱۷ است. دسته دوم (ادراک تنهایی) شامل آیتم‌های زیر است: ۴۹ (کمتر کسی را می‌توان یافت که به اندازه من در زندگی‌اش احساس تنهایی کند) و ۵۰ (در مقایسه با بیشتر کسانی که می‌شناسم غمگین‌تر هستم). آیتم‌های دسته سوم (اهمیت افراطی به دیگران) عبارت‌اند از: ۳۸ (نظر دیگران روی عملکرد ما خیلی تأثیر می‌گذارد)، ۴۰ (مهم است که دیگران در مورد عملکرد ما چه نظری می‌دهند)، ۴۶ (مورد قضاوت منفی دیگران قرار گرفتن بسیار ناخوشایند است)، ۴۷ (طرد شدن توسط افراد مهم زندگی وحشتناک است) و ۴۸ (واکنش منفی دیگران به ما خیلی اضطراب‌آور است). بیشترین بار عاملی مربوط به آیتم ۳۸ و کمترین مربوط به آیتم ۴۷ بود. دسته چهارم (بدبینی) شامل آیتم‌های زیر است: ۵ (به نظرم عموم انسان‌ها خیلی منفعت‌طلب هستند)، ۷ (معمولاً دیگران در حرف‌ها و رفتارهای خود سوءنیت دارند) و ۱۰ (بیشتر مواقع در زندگی‌ام احتمال وقوع اتفاقات بد را می‌دهم). دسته پنجم (ادراک نگرانی) آیتم‌های ۵۱ (بیش از سایر افراد نسبت به موضوعات دچار نگرانی می‌شوم) و ۵۲ (در شرایط چالش‌زا بیشتر از دیگران دچار استرس می‌شوم) را دربرمی‌گیرد. آیتم‌های ۲۴ (از نظر میزان فعالیت روزمره، آدم منفعلی هستم) و ۴۲ (معمولاً در زندگی‌ام اهمال‌کار هستم و وقت زیادی را هدر می‌دهم) مربوط به دسته ششم (ادراک انفعال) و آیتم‌های ۳۳ (به دلیل پیامدهای منفی رابطه با جنس مخالف، بهتر است از چنین رابطه‌ای اجتناب کنیم)، ۳۴ (برای پیشگیری از سرافکندگی و سرخوردگی بهتر است در مورد مباحث ناآشنا با دیگران صحبت نکنیم) و ۳۷ (برای پیشگیری از آسیب‌دیدن، بهتر است با دیگران خیلی صمیمی نشویم) مربوط به دسته هفتم (ادراک آسیب در تعاملات) هستند. دسته هشتم (عدم ادراک حمایت اجتماعی) شامل آیتم‌های ۱ (اعضای خانواده و دوستانم معمولاً از من حمایت نمی‌کنند) و ۲ (معمولاً انسان‌ها از کسانی که نیاز به حمایت دارند، حمایت نمی‌کنند) می‌شود. دسته نهم (ادراک نابرابری اجتماعی) شامل آیتم‌های ۱۴ (در دنیای فعلی، قدرت سیاسی بر مبنای عدالت نیست) و ۳۵ (شرکت در جمع، اضطراب‌زا است) است. دسته دهم (آینده غیرقابل پیش‌بینی) شامل آیتم‌های زیر می‌شود: ۱۲ (اتفاقات آینده کاملاً غیرقابل پیش‌بینی هستند) و ۱۳ (ما کنترلی روی اتفاقات آینده در زندگی‌مان نداریم). دسته یازدهم آیتم‌های ۳ و ۳۲ را شامل می‌شود. اما با توجه به منفی بودن بار عاملی آیتم ۳، این آیتم حذف می‌شود و از آنجا که آیتم ۳۲ به تنهایی در این دسته قرار می‌گیرد، این آیتم و دسته مربوط به آن نیز حذف می‌شوند. دسته دوازدهم (عدم اشتراک حالات درونی)، آیتم‌های ۴۴ (بهتر است طوری رفتار کنیم که دیگران متوجه احساسات ما نشوند) و ۴۵ (به صلاح ما نیست که عقاید سیاسی و مذهبی خود را با دیگران در میان بگذاریم) را شامل می‌شود. دسته سیزدهم و دسته چهاردهم نیز به دلیل داشتن فقط یک آیتم حذف می‌شوند. درواقع با حذف ۳ دسته از ۱۴ دسته و ۴ آیتم مربوط به آن‌ها، ۱۱ دسته با ۳۱ آیتم باقی ماندند که نشان‌دهنده وجود ۱۱ مؤلفه در سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی با آیتم‌هایی با بار عاملی بالاتر از ۰/۵ است.

نام هریک از ۱۱ زیرمقیاس باقی‌مانده، آیتم‌های مربوط به هر زیرمقیاس، ویژگی‌های توصیفی، آلفای کرونباخ و همبستگی هر آیتم با نمره کلی و زیرمقیاس در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. یافته‌های توصیفی، همبستگی و آلفای کرونباخ

نام زیرمقیاس	تعداد آیتم	شماره آیتم	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	همبستگی با نمره کلی	همبستگی با نمره زیرمقیاس	ضریب آلفای حذفی	آلفای زیرمقیاس
ادراک ناتوانی	۶	۱۷	۲/۴۰	۱/۰۵	۰/۵۰	-۰/۳۷	۰/۵۰**	۰/۶۹**	۰/۸۳	۰/۸۴
		۲۰	۲/۴۴	۱/۱۴	۰/۶۰	-۰/۳۶	۰/۵۹**	۰/۷۴**	۰/۸۲	
		۲۷	۲/۱۸	۱/۱۱	۰/۷۹	-۰/۲۰	۰/۵۶**	۰/۷۳**	۰/۸۲	
		۲۸	۲/۱۶	۱/۰۸	۰/۸۹	۰/۲۶	۰/۶۳**	۰/۸۱**	۰/۸۰	
		۲۹	۲/۰۷	۱/۱۰	۰/۹۳	۰/۱۰	۰/۶۵**	۰/۷۹**	۰/۸۱	
		۳۹	۲/۲۰	۱/۱۱	۰/۷۹	-۰/۱۴	۰/۵۶**	۰/۷۳**	۰/۸۲	

نام زیرمقیاس	تعداد آیتم	شماره آیتم	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	همبستگی با نمره کلی	همبستگی با نمره زیرمقیاس	ضریب آلفای حذفی	آلفای زیرمقیاس
ادراک تنهایی	۲	۴۹	۲/۲۵	۱/۱۱	-۰/۸۷	-۰/۲۵	-۰/۵۱**	-۰/۸۸**		۰/۷۳
		۵۰	۲/۳۵	۱/۲۰	-۰/۵۸	-۰/۷۱	-۰/۵۸**	-۰/۹۰**		
		۳۸	۳/۰۷	۱/۱۰	-۰/۲۱	-۰/۶۳	-۰/۴۱**	-۰/۷۳**	۰/۶۹	
		۴۰	۲/۷۲	۱/۱۲	-۰/۱۴	-۰/۷۸	-۰/۳۶**	-۰/۶۶**	۰/۷۳	
اهمیت افراطی به دیگران	۵	۴۶	۳/۳۷	۱/۲۱	-۰/۴۷	-۰/۷۲	-۰/۴۸**	-۰/۷۳**	۰/۷۰	۰/۷۵
		۴۷	۴	۱/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۷۱	-۰/۳۶**	-۰/۶۱**	۰/۷۴	
		۴۸	۳/۰۲	۱/۱۱	-۰/۱۵	-۰/۷۸	-۰/۵۲**	-۰/۷۸**	۰/۶۶	
		۵	۳/۷۲	۰/۹۹	-۰/۶۶	-۰/۰۲	-۰/۴۴**	-۰/۷۶**	۰/۶۳	
بدبینی	۳	۷	۲/۸۳	۰/۹۲	-۰/۱۶	-۰/۶۲	-۰/۵۲**	-۰/۷۹**	۰/۴۰	۰/۵۵
		۱۰	۳/۲۳	۱/۱۵	-۰/۳۰	-۰/۸۲	-۰/۵۳**	-۰/۸۱**	۰/۲۹	
		۵۱	۳/۰۳	۱/۲۱	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۵۱**	-۰/۹۱**		۰/۸۰
ادراک نگرانی	۲	۵۲	۲/۹۵	۱/۲۵	-۰/۰۱	-۰/۱۴	-۰/۵۸**	-۰/۹۱**		
		۲۴	۲/۶۶	۱/۱۹	-۰/۱۳	-۰/۰۴	-۰/۴۴**	-۰/۸۳**		۰/۵۴
ادراک انفعال	۲	۴۲	۳/۰۲	۱/۱۴	-۰/۱۷	-۰/۹۴	-۰/۵۴**	-۰/۸۲**		
		۳۳	۲/۶۱	۱/۲۳	-۰/۴۲	-۰/۷۱	-۰/۲۳**	-۰/۷۳**	۰/۴۶	
ادراک آسیب در تعاملات	۳	۳۴	۲/۹۴	۱/۱۷	-۰/۱۴	-۰/۹۲	-۰/۴۱**	-۰/۷۳**	۰/۴۳	۰/۵۵
		۳۷	۳/۱۸	۱/۱۷	-۰/۱۳	-۰/۹۸	-۰/۴۴**	-۰/۷۱**	۰/۴۶	
عدم ادراک	۲	۱	۱/۹۱	۱/۰۲	۱/۰۳	۰/۴۷	۰/۳۹**	۰/۸۱**		۰/۴۷
حمایت اجتماعی		۲	۲/۶۶	۰/۹۸	-۰/۲۹	-۰/۳۸	-۰/۳۵**	-۰/۸۰**		
ادراک نابرابری	۲	۱۴	۴/۳۷	۱	-۱/۴۴	۱/۶۶	۰/۲۹**	۰/۷۰**		۰/۲۹
اجتماعی		۳۵	۲/۵۰	۱/۲۴	۰/۴۹	-۰/۸۴	-۰/۵۶**	-۰/۸۲**		
آینده	۲	۱۲	۳/۳۸	۱/۱۲	-۰/۰۶	-۱/۰۴	۰/۲۵**	۰/۸۴**		۰/۵۶
غیرقابل پیش بینی		۱۳	۲/۵۳	۱/۰۵	-۰/۵۳	-۰/۳۹	۰/۲۴**	۰/۸۲**		
عدم اشتراک		۴۴	۳/۴۴	۱/۰۹	-۰/۲۶	-۰/۸۰	۰/۲۴**	۰/۸۲**		۰/۵۵
حالات درونی	۲	۴۵	۳/۰۳	۱/۱۳	-۰/۱۳	-۰/۷۴	۰/۲۴**	۰/۸۳**		

** معناداری در سطح ۰/۰۱

براساس نتایج جدول ۳، در میان آیتم های ادراک ناتوانی، بیشترین میانگین مربوط به آیتم ۲۰ و کمترین میانگین مربوط به آیتم ۲۹ است. در مؤلفه ادراک تنهایی نیز میانگین آیتم ۵۰ بیشتر از آیتم ۴۹ بوده است. در میان آیتم های اهمیت افراطی به دیگران، بیشترین میانگین متعلق به آیتم ۴۷ و کمترین میانگین متعلق به آیتم ۴۰ است. بیشترین و کمترین میانگین مؤلفه بدبینی مربوط به آیتم ۵ و ۷ بوده است. در مؤلفه ادراک نگرانی نیز میانگین آیتم ۵۱ بیشتر از آیتم ۵۲ و در مؤلفه ادراک انفعال، میانگین آیتم ۴۲ بیشتر از آیتم ۲۴ بوده است. در مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات بیشترین میانگین مربوط به آیتم ۳۷ و کمترین میانگین مربوط به آیتم ۳۳ بوده است. در مؤلفه عدم ادراک حمایت اجتماعی میانگین آیتم ۲ بیشتر از آیتم ۱، در مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی میانگین آیتم ۱۴ بیشتر از آیتم ۳۵، در مؤلفه آینده غیرقابل پیش بینی میانگین آیتم ۱۲ بیشتر از آیتم ۱۳، و در مؤلفه عدم اشتراک حالات درونی میانگین آیتم ۴۴ بیشتر از آیتم ۴۵ بوده است. آلفای کرونباخ مؤلفه ها نیز بین ۰/۲۹ و ۰/۸۴ است (کمترین آلفای کرونباخ مربوط به مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی و بیشترین آلفا مربوط به ادراک ناتوانی). همبستگی تمام آیتم های هر مؤلفه با نمره کلی سوگیری تفسیر و مؤلفه مربوط به خود نیز در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار بوده است. برای مؤلفه هایی با بیشتر از دو آیتم نیز مقدار آلفای کرونباخ در صورت حذف هریک از آیتم های آن مؤلفه محاسبه شد. حذف هر کدام از آیتم های ادراک ناتوانی، اهمیت افراطی به دیگران و ادراک آسیب در تعاملات سبب کاهش آلفای کرونباخ این مؤلفه ها می شود. از میان ۳ آیتم بدبینی نیز حذف آیتم ۵ موجب افزایش آلفای کرونباخ می شود. میزان کجی همه آیتم ها بین ۳- و ۳ و کشیدگی همه آیتم ها بین ۱۰- و ۱۰ بوده است که حاکی از توزیع نرمال این آیتم ها است (دمیر، ۲۰۲۲).

همچنین در بررسی همگرایی و واگرایی پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ دی، همبستگی نمره کلی ۳۱ آیتم باقی‌مانده و ۱۱ مؤلفه از تحلیل عاملی اکتشافی، با دو مؤلفه تیپ شخصیتی دی (عاطفه منفی و بازداری اجتماعی) و پرسشنامه سلامت روان‌شناختی محاسبه و نتایج آن در جدول ۴ گزارش شد.

جدول ۴. همبستگی پرسشنامه سوگیری تفسیر و مؤلفه‌های آن با عاطفه منفی، بازداری اجتماعی و سلامت روان‌شناختی

متغیر	عاطفه منفی	بازداری اجتماعی	سلامت روان‌شناختی
سوگیری تفسیر	۰/۶۴۲**	۰/۴۲۰**	-۰/۵۱۷**
ادراک ناتوانی	۰/۵۸۷**	۰/۳۴۴**	-۰/۰۶۶۱۷
ادراک تنهایی	۰/۵۹۴**	۰/۲۸۵**	-۰/۴۱۴**
اهمیت افراطی به دیگران	۰/۲۷۳**	۰/۱۸۹**	-۰/۱۶۸**
بدبینی	۰/۴۵۳**	۰/۳۳۳**	-۰/۳۶۹**
ادراک نگرانی	۰/۴۷۸**	۰/۲۶۳**	-۰/۲۸۴**
ادراک انفعال	۰/۴۳۴**	۰/۲۸۱**	-۰/۳۵۸**
ادراک آسیب در تعاملات	۰/۱۵۰*	۰/۲۲۰**	-۰/۰۷۶
عدم ادراک حمایت اجتماعی	۰/۲۹۵**	۰/۱۹۸**	-۰/۲۸۲**
ادراک نابرابری اجتماعی	۰/۳۳۸**	۰/۴۵۳**	-۰/۳۰۰**
آینده غیرقابل پیش‌بینی	۰/۰۴۴	۰/۰۰۷	-۰/۰۸۴
عدم اشتراک حالات درونی	۰/۱۶۹**	۰/۰۸۹	-۰/۱۲۴*

** معنی‌داری در سطح ۰/۰۱

مطابق جدول ۴، نتایج همبستگی نشان داد پرسشنامه ۳۱ آیتمی سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی با عاطفه منفی و بازداری اجتماعی رابطه مثبت معناداری در سطح ۰/۰۱ و با سلامت روان‌شناختی رابطه منفی معناداری در سطح ۰/۰۱ داشته است. رابطه همه مؤلفه‌های سوگیری تفسیر با عاطفه منفی و بازداری اجتماعی نیز در سطح ۰/۰۱ به صورت مثبت و معنادار و با سلامت روان‌شناختی در سطح ۰/۰۱ به صورت منفی معنادار بوده است. فقط مؤلفه آینده غیرقابل پیش‌بینی با هیچ‌یک از سه پرسشنامه عاطفه منفی، بازداری اجتماعی و سلامت روان‌شناختی رابطه معناداری ندارد. مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات با سلامت روان‌شناختی دارای رابطه معنادار نیست و با عاطفه منفی رابطه مثبت معناداری در سطح ۰/۰۵ دارد. مؤلفه عدم اشتراک حالات درونی نیز با بازداری اجتماعی رابطه معناداری ندارد و با سلامت روان‌شناختی دارای رابطه منفی معنادار در سطح ۰/۰۵ است.

۳-۳. تحلیل عامل تأییدی

همچنین برای بررسی روایی سازه، علاوه بر تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی نیز روی داده‌های پژوهش حاضر با استفاده از نرم‌افزار AMOS-24 اجرا شد. بار عاملی و معناداری سؤالات در تحلیل عاملی تأییدی انجام‌شده در جدول ۵ گزارش شده است. همچنین مدل مربوط در شکل ۲ ترسیم و شاخص‌های برازش مدل مذکور در جدول ۷ گزارش شده است. در تحلیل عاملی تأییدی، خطای استاندارد سؤال ۱۲، ۱۵۲۱/۲۷۴ بود که به دلیل بالا بودن این خطا، مدل قابلیت اجرا نداشت. به همین دلیل، این سؤال حذف و مؤلفه آینده غیرقابل پیش‌بینی به دلیل تک‌سوالی شدن حذف شد. همچنین با ۱۰ مؤلفه باقی‌مانده، تحلیل عاملی تأییدی انجام گرفت، اما سؤال ۱۴ به دلیل بار عاملی پایین‌تر از ۰/۴ (۰/۲۲) قابلیت سنجش قوی مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی را نداشت و حذف شد. این مؤلفه نیز به دلیل تک‌آیتمی شدن حذف شد. در نهایت ۹ مؤلفه با ۲۷ سؤال در تحلیل عاملی تأییدی باقی ماندند که نتایج آن در جدول ۵، گزارش شده است. همگرایی پرسشنامه ۹ مؤلفه‌ای ۲۷ سؤالی با عاطفه منفی و بازداری اجتماعی به ترتیب ۰/۶۵۶** و ۰/۴۰۴** به دست آمد؛ درحالی‌که واگرایی آن با سلامت روان‌شناختی ۰/۵۱۹** -

محاسبه شد. همچنین شاخص های میانگین واریانس مشترک^۱ (AVE) و پایایی ترکیبی^۲ (CR) در جدول ۵ و دو شاخص روایی و اگر شامل ماتریس فورنل لارکر^۳ و ماتریس چندخصیصه چند شاخص^۴ (HTMT) نیز در جدول ۶ گزارش شده اند.

جدول ۵. بار عاملی آیتم های هر مؤلفه در تحلیل عاملی تأییدی و روایی همگرایی مؤلفه ها

نام زیرمقیاس	شماره آیتم	بار عاملی	معناداری	میانگین واریانس مشترک	پایایی ترکیبی
ادراک ناتوانی	۱۷	۰/۶۰	۰/۰۰۱	۰/۴۸۶	۰/۸۴۹
	۲۰	۰/۶۸	۰/۰۰۱		
	۲۷	۰/۶۷	۰/۰۰۱		
	۲۸	۰/۷۸	۰/۰۰۱		
	۲۹	۰/۷۸	۰/۰۰۱		
ادراک تنهایی	۳۹	۰/۶۵	۰/۰۰۱	۰/۶۱۷	۰/۷۵۹
	۴۹	۰/۶۵	۰/۰۰۱		
	۵۰	۰/۹۰	۰/۰۰۱		
اهمیت افراطی به دیگران	۳۸	۰/۶۵	۰/۰۰۱	۰/۳۹۱	۰/۷۵۸
	۴۰	۰/۵۳	۰/۰۰۱		
	۴۶	۰/۶۵	۰/۰۰۱		
	۴۷	۰/۴۹	۰/۰۰۱		
	۴۸	۰/۷۶	۰/۰۰۱		
بدبینی	۵	۰/۶۰	۰/۰۰۱	۰/۴۴۵	۰/۷۰۵
	۷	۰/۷۲	۰/۰۰۱		
	۱۰	۰/۶۸	۰/۰۰۱		
ادراک نگرانی	۵۱	۰/۷۹	۰/۰۰۱	۰/۶۷۰	۰/۸۰۲
	۵۲	۰/۸۴	۰/۰۰۱		
ادراک انفعال	۲۴	۰/۴۹	۰/۰۰۱	۰/۴۰۶	۰/۵۶۷
	۴۲	۰/۷۶	۰/۰۰۱		
ادراک آسیب در تعاملات	۳۳	۰/۴۲	۰/۰۰۱	۰/۳۹۴	۰/۵۴۶
	۳۴	۰/۵۱	۰/۰۰۱		
عدم ادراک حمایت اجتماعی	۱	۰/۴۵	۰/۰۰۱	۰/۳۳۵	۰/۴۹۲
	۲	۰/۶۸	۰/۰۰۱		
عدم اشتراک حالات درونی	۴۴	۰/۸۶	۰/۰۰۱	۰/۴۶۶	۰/۶۱۴
	۴۵	۰/۴۵	۰/۰۰۱		

نتایج جدول ۵ نشان می دهد بار عاملی تمام سؤالات هر ۹ مؤلفه بالاتر از ۰/۴ و قابل قبول است. براساس مقادیر میانگین واریانس مشترک، کمترین مربوط به مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات و بیشترین مربوط به ادراک نگرانی بوده است. درمورد پایایی ترکیبی نیز بیشترین پایایی مربوط به ادراک ناتوانی و کمترین پایایی مربوط به عدم ادراک حمایت اجتماعی است. با توجه به اینکه AVE بالاتر از ۰/۵ قابل قبول است، مقادیر زیر ۰/۵ اعتبار مؤلفه ها را زیر سؤال می برد. اما در صورتی که مقدار AVE زیر ۰/۵ باشد، اما پایایی ترکیبی بالای ۰/۶ باشد، می توان به اعتبار نتایج اعتماد کرد (شرستا، ۲۰۲۱)؛ بنابراین نمرات AVE زیر ۰/۵ برای مؤلفه های ادراک ناتوانی، اهمیت افراطی به دیگران، بدبینی و عدم اشتراک حالات درونی با توجه به بالاتر بودن CR از ۰/۶ قابل قبول هستند. اما در سه مؤلفه ادراک انفعال، ادراک آسیب در تعاملات و عدم ادراک حمایت اجتماعی، این شرط رعایت نشده است؛ بنابراین باید سؤالاتی که بار عاملی پایین تری در این مؤلفه ها دارند حذف شوند تا میانگین واریانس مشترک آنها بهبود یابد (چئونگ و همکاران، ۲۰۲۳). به این ترتیب سؤال ۱ از مؤلفه عدم ادراک حمایت اجتماعی و سؤال ۲۴ از مؤلفه ادراک انفعال حذف شدند، اما هردو مؤلفه با حذف سؤالات مذکور، تک آیتمی شدند. پس دو مؤلفه ذکر شده نیز حذف شدند. سؤال ۳۳ مؤلفه

1. average variance extracted

2. composite reliability

3. Fornell Larcker

4. Heterotrait-Monotrait

5. Shrestha

6. Cheung et al.

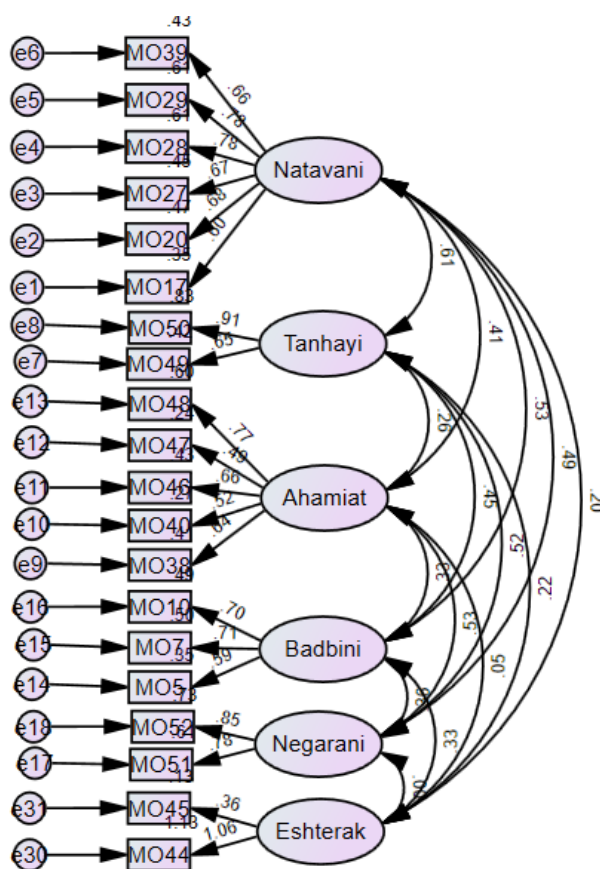
ادراک آسیب در تعاملات نیز به دلیل بار عاملی پایین تر از سایر سؤالات این مؤلفه، به منظور بهبود میانگین واریانس مشترک حذف شد و در این حالت، این شاخص برای این مؤلفه به $0/33$ بهبود یافت که باز هم مقدار قابل قبولی نبود. از میان دو سؤال باقی مانده، حذف سؤال 34 با بار عاملی کمتر سبب تک آیتی شدن مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات و بنابراین حذف این مؤلفه شد. در نتیجه، علی رغم برقراری روایی و اگر برای همه 9 مؤلفه، به دلیل مشکل روایی همگرا در سه مؤلفه، مدل تحلیل عاملی تأییدی با 6 مؤلفه باقی مانده اجرا و در شکل 2 نشان داده شد. برازش مدل شش مؤلفه ای نیز محاسبه شد که در جدول 7 آمده است.

جدول ۶. روایی و اگرایی مؤلفه ها

مؤلفه ها	ماتریس فورنل لارکر						ماتریس چند خصیصه چند شاخص				
	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۱	۲	۳	۴	۵
۱	۰/۷۰										
۲	۰/۶۱	۰/۷۹					۰/۶۲				
۳	۰/۴۱	۰/۲۶	۰/۶۲				۰/۴۰	۰/۳۳			
۴	۰/۵۳	۰/۴۵	۰/۳۳	۰/۶۷			۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۳۲		
۵	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۵۳	۰/۳۶	۰/۸۲		۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۳۶	
۶	۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۰۴	۰/۳۶	۰/۰۰۲	۰/۷۹	۰/۲۶	۰/۳۱	۰/۰۱	۰/۳۸	۰/۰۴

عنوان مؤلفه ها: ۱. ادراک ناتوانی، ۲. ادراک تنهایی، ۳. اهمیت افراطی به دیگران، ۴. بدبینی، ۵. ادراک نگرانی، ۶. عدم اشتراک حالات درونی.

بر اساس جدول ۶، نتایج ماتریس فورنل لارکر و همچنین ماتریس چند خصیصه چند شاخص نشان می دهد روایی و اگرایی برای تمامی مؤلفه ها برقرار است؛ یعنی مؤلفه های مجزا، مفاهیم متفاوتی از سوییچی تفسیر را می سنجند، آیت های هر مؤلفه فقط مؤلفه مربوط به خود را به خوبی اندازه گیری می کنند و شرط و اگرایی بین مؤلفه ها رعایت شده است.



شکل ۲. مدل تحلیل عاملی تأییدی مؤلفه های به دست آمده

در تحلیل عاملی تأییدی، بار عاملی بالاتر از $0/4$ قابل قبول است؛ درحالی که به دلیل حساسیت بالاتر در تحلیل اکتشافی، مقدار سختگیرانه $0/5$ برای بار عاملی در نظر گرفته شد، اما در تحلیل تأییدی، همان عدد $0/4$ به عنوان حداقل بار عاملی مناسب لحاظ شد. براساس جدول ۵ و شکل ۲، بار عاملی تمام آیتم های مربوط به هر مؤلفه بالاتر از $0/4$ به دست آمده و در سطح $p < 0/001$ معنادار است؛ بنابراین نتایج تحلیل عاملی تأییدی، وجود ۶ مؤلفه از ۱۱ مؤلفه تحلیل عاملی اکتشافی به همراه آیتم های آن ها را تأیید می کند. شاخص های برازش پرسشنامه شش مؤلفه ای سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی در جدول ۷ گزارش شده است. همچنین پایایی بازآزمایی پس از یک سال از اجرای اولیه این پرسشنامه در حالت ۲۷ آیتی $0/87$ و برای هریک از مؤلفه های ادراک ناتوانی، ادراک تنهایی، اهمیت افراطی به دیگران، بدبینی، ادراک نگرانی و عدم اشتراک حالات درونی به ترتیب $0/77$ ، $0/68$ ، $0/92$ ، $0/62$ ، $0/81$ و $0/92$ به دست آمد که نشان می دهد نتایج این پرسشنامه و شش مؤلفه آن در طول زمان ثابت داشته است. به این ترتیب می توان برای بررسی سوگیری های تفسیر تیپ شخصیتی دی به آن اعتماد کرد.

جدول ۷. شاخص های برازش در مدل تحلیل عاملی تأییدی شش مؤلفه ای

شاخص ها	CMIN/DF	RMSEA	CFI	PCLOSE	SRMR
مقادیر برای کل نمونه	۱/۸۶	۰/۰۵۶	۰/۹۲۵	۰/۱۵	۰/۰۵
مقادیر برای زنان	۱/۵	۰/۰۴۳	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۰۶
مقادیر برای مردان	۱/۵	۰/۰۴۳	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۰۶

براساس شاخص های برازش به دست آمده در جدول ۷، مدل از برازش مناسبی برخوردار است و می توان گفت مدل به دست آمده از نمونه با جامعه متناسب است. همچنین برازش مناسب مدل برای هردو جنسیت نشان می دهد این ساختار عاملی در هردو جنس مناسب است و شرط تغییرناپذیری ساختار عاملی یا هم ارزی جنسی برقرار است.

۴. بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف ساخت پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی در دانشجویان انجام گرفت. براساس تحلیل عاملی اکتشافی، ۳۱ آیت در ۱۱ مؤلفه به منظور سنجش سوگیری تفسیر این افراد شناسایی و روایی و پایایی این پرسشنامه تأیید شد، اما پس از اجرای تحلیل عاملی تأییدی، ۶ مؤلفه با ۲۰ آیت باقی ماند.

ابتدا با مقدار به دست آمده از شاخص کیسرمایر می توان گفت حجم نمونه برای تحلیل عاملی اکتشافی به لحاظ آماری کافی بوده است و با توجه به معناداری آزمون بارتلت، شرط کروییت به منظور انجام این تحلیل برقرار بود (سارستد و مویی، ۲۰۱۹).

بعد از انجام روایی محتوا روی پرسشنامه اولیه، پرسشنامه ۵۲ آیتی بین افراد نمونه توزیع و وارد تحلیل عاملی اکتشافی شد. برای اطمینان از باقی ماندن آیتم های مناسب نیز براساس حداقل بار عاملی قابل پذیرش، ۳۵ آیت باقی ماندند و با چرخش واریماکس در ۱۴ مؤلفه قرار گرفتند که از میان آن ها، دو دسته به دلیل تک آیتی بودن حذف شدند؛ چرا که تعلق گرفتن یک آیت به یک مؤلفه فقط در صورتی قابل قبول است که سنجش آن مفهوم، فقط با یک سؤال مشخص شود که اغلب، تک آیتم ها به مفاهیم کمی علوم طبیعی از جمله درآمد، وزن و... تعلق می گیرند و بهتر است برای مفاهیم علوم انسانی از تک آیت استفاده نشود (سارستد و مویی، ۲۰۱۹). همچنین یک دسته نیز دو آیت داشت که یک آیت، بار عاملی منفی داشت. از آنجا که آیت با بار عاملی منفی نشان دهنده نمره گذاری معکوس آن آیت است، باید نمره گذاری معکوس به صورت مستقیم تغییر کند تا بار عاملی منفی نشود؛ چرا که بار عاملی منفی، همسانی درونی مؤلفه را دچار اشکال می کند (در تعریف آلفای کرونباخ، به همسانی درونی بین آیتم های هر مؤلفه اشاره شده است) (ولیکانی و سرافراز، ۱۳۹۵). اما از آنجا که آیت ۳ با بار عاملی منفی در پژوهش حاضر، نمره گذاری معکوس نشده بود، تنها راه حل باقیمانده به منظور اجتناب از آسیب به همسانی درونی آن مؤلفه، حذف این آیت بود؛ بنابراین آن آیت حذف شد و آیت دوم آن مؤلفه نیز به دلیل تک آیتی شدن با توجه به دلیل فوق کنار گذاشته شد. در نهایت

براساس تحلیل عاملی اکتشافی، ۱۱ مؤلفه با ۳۱ آیتم برای سنجش سوگیری تفسیر باقی ماندند و هر مؤلفه با توجه به محتوای مشترک آیتم‌های آن نام‌گذاری شد.

از طرفی، نتایج تحلیل عاملی تأییدی سبب حذف دو مؤلفه از ۱۱ مؤلفه شد. مؤلفه آینده غیرقابل پیش‌بینی شامل سؤالی با خطای اندازه‌گیری بالا می‌شد و به همین دلیل، سؤال مربوطه حذف و این مؤلفه نیز با توجه به تک‌آیتمی شدن کنار نهاده شد. مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی نیز آیتمی را دربرگرفت که با توجه به ضعیف بودن براساس بار عاملی، این آیتم حذف و متعاقب آن، مؤلفه مذکور نیز به دلیل تک‌آیتمی شدن حذف شد. حذف دو مؤلفه در تحلیل عاملی تأییدی نسبت به تحلیل عاملی اکتشافی، با توجه به احتساب خطاهای اندازه‌گیری در AMOS قابل توجیه است؛ چرا که در SPSS این خطاها لحاظ نمی‌شوند. حذف این دو مؤلفه موجب شد که تمام شاخص‌های برازش مدل نه‌عاملی مطلوب باشد؛ درحالی که در مدل ۱۱ عاملی، شاخص‌های برازش مطلوب نبودند. مؤلفه آینده غیرقابل پیش‌بینی در رابطه با پرسشنامه تیپ شخصیتی دی و سلامت روان‌شناختی نیز همگرایی و واگرایی نشان نداد که با حذف این مؤلفه در تحلیل عاملی تأییدی نیز همسو است. همچنین آلفای کرونباخ مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی از همه مؤلفه‌ها پایین‌تر بود که با حذف این مؤلفه در تحلیل تأییدی همسو است. علاوه بر آن، سه مؤلفه ادراک انفعال، ادراک آسیب در تعاملات و عدم ادراک حمایت اجتماعی نیز به دلیل مشکل در شاخص میانگین واریانس مشترک، اعتبار قابل قبولی را نشان ندادند و به همین دلیل حذف شدند. درنهایت، شش مؤلفه با ۲۰ آیتم که دارای اعتبار و پایایی قابل قبولی بودند در پرسشنامه مذکور باقی ماندند. درنهایت، شش مؤلفه باقی‌مانده با نام‌های ادراک ناتوانی، ادراک تنهایی، اهمیت افراطی به دیگران، بدبینی، ادراک نگرانی و عدم اشتراک حالات درونی نام‌گذاری شدند.

در بررسی آیتم‌های مربوط به مؤلفه‌ها، همبستگی بین هر آیتم با مؤلفه مربوط به خود از ۰/۶۱ تا ۰/۹۱ بود که همبستگی خوبی برای هر آیتم با مؤلفه خود را نشان می‌دهد. درمورد همبستگی هر آیتم با نمره کل پرسشنامه نیز ضعیف‌ترین همبستگی مربوط به آیتم ۴۵ و بیشترین همبستگی مربوط به آیتم ۲۹ بوده است؛ بنابراین به ترتیب دو آیتم ذکرشده کمترین و بیشترین نقش را در سنجش نمره کلی سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی دارند. ضریب آلفای کرونباخ نیز پس از اکتشاف مؤلفه‌های نهایی و آیتم‌های آن‌ها محاسبه شد و کمترین آن برای ۶ مؤلفه نهایی مربوط به بدبینی و عدم اشتراک حالات درونی و بیشترین آن مربوط به ادراک ناتوانی به‌دست آمد که نشان‌دهنده پایایی قابل قبول و مطلوب براساس آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌های ذکرشده است (ولیکانی و سرافراز، ۱۳۹۵). همچنین از میان آیتم‌ها، فقط آیتم ۵ از مؤلفه بدبینی با حذف شدن، آلفای این مؤلفه را افزایش داد که نشان می‌دهد آیتم ضعیف‌تری نسبت به آیتم ۷ و ۱۰ برای سنجش این مؤلفه است. اما تمام آیتم‌های دیگر در صورت حذف شدن، آلفای کرونباخ مؤلفه خود را کاهش دادند که حاکی از ضرورت این آیتم‌ها به‌منظور سنجش مؤلفه مربوط به خود است.

همچنین در سنجش روایی، علاوه بر تأیید روایی ظاهری و تأیید روایی محتوایی، همگرایی نمره کلی پرسشنامه ۳۱ آیتمی و ۱۱ مؤلفه آن با مؤلفه عاطفه منفی و بازداري اجتماعی پرسشنامه تیپ شخصیتی دی سنجیده شد. براساس این تحلیل نیز نمره کلی سوگیری تفسیر با دو مؤلفه عاطفه منفی و بازداري اجتماعی، همبستگی مثبت معناداری دارد که برای ۲۷ آیتم پرسشنامه ۹ مؤلفه‌ای حاصل از تحلیل تأییدی نیز نتیجه مشابهی به‌دست آمد. مشابه این نتیجه درمورد مؤلفه‌های سوگیری تفسیر نیز به‌دست آمد. اما از این میان، مؤلفه عدم اشتراک‌گذاری حالات درونی با عاطفه منفی همگرایی داشت، اما با بازداري اجتماعی دارای همگرایی نبود. همچنین در بررسی پایایی ترکیبی و شاخص میانگین مشترک، هردو آزمون ذکرشده برای شش مؤلفه نهایی در حد مطلوب بودند. در بررسی روایی واگرا نیز همبستگی نمره کلی سوگیری تفسیر و مؤلفه‌های آن با پرسشنامه سلامت روان‌شناختی محاسبه شد که نشان از رابطه منفی معنادار بین آن‌ها دارد. به‌علاوه در نتایج آزمون فورنل لارکر و HTMT که دو شاخص معتبر و جدید برای سنجش روایی واگرا هستند، همه مؤلفه‌ها با هم واگرایی نشان دادند. یعنی می‌توان استنباط کرد که سؤالات هر مؤلفه، محتوای همان مؤلفه را به‌گونه‌ای معتبر می‌سنجند و همگرایی بحرانی بین مؤلفه‌ها وجود ندارد؛ بنابراین، به‌صورت کلی می‌توان بیان کرد که همگرایی و واگرایی سوگیری تفسیر و شش مؤلفه آن تأیید می‌شود. درنتیجه، با توجه به

تحلیل عاملی انجام شده، روایی ظاهری، روایی صوری و روایی همگرا و واگرا، می‌توان گفت ابزار حاضر به صورت کلی به منظور سنجش سوگیری تفسیر، ابزار معتبر و قابل اعتمادی است.

از آنجا که سؤال پژوهش حاضر این بود که چه مؤلفه‌هایی برای سنجش سوگیری تفسیر تیپ دی وجود دارند و کدام مؤلفه‌ها در تحلیل عاملی تأییدی باقی می‌مانند، پژوهش‌های همسو با آن براساس نام اختصاص یافته به مؤلفه‌ها ذکر می‌شوند؛ بنابراین در تبیین نام‌گذاری مؤلفه‌های به دست آمده نیز دلایل منطقی براساس پژوهش‌ها وجود دارد که می‌تواند همسو با نام‌گذاری مؤلفه‌ها در پژوهش حاضر باشد. درمورد مؤلفه ادراک ناتوانی می‌توان گفت افراد با تیپ شخصیتی دی، عزت نفس پایین (گوکن و همکاران^۱، ۲۰۲۲) و ارزیابی منفی از خودشان دارند (طلائی خویی و همکاران^۲، ۲۰۱۸). به همین دلیل، احتمالاً ارزش کمی برای خود قائل‌اند و خود را ناتوان ارزیابی می‌کنند. از طرفی، پژوهش باتیک و دمیر^۳ (۲۰۲۲) رابطه تیپ شخصیتی دی با تنهایی را نشان داد. از آنجا که افراد با تیپ شخصیتی دی از طرد شدن می‌ترسند (طلائی خویی و همکاران، ۲۰۱۸)، اکتشاف مؤلفه ادراک تنهایی در آن‌ها نیز منطقی به نظر می‌رسد. در تبیین مؤلفه اهمیت افراطی به دیگران نیز می‌توان بیان کرد که افراد دارای تیپ شخصیتی دی مدام به قضاوت دیگران درمورد رفتار، افکار و هیجانات خودشان اهمیت می‌دهند (طلائی خویی و همکاران، ۲۰۱۸) و همین موجب می‌شود که آن‌ها به منظور اجتناب از واکنش منفی دیگران، از انجام رفتارها و هیجانات واقعی خود خودداری کنند (خدابخشی و همکاران^۴، ۲۰۱۶). نام‌گذاری مؤلفه بدبینی نیز با توصیف تیپ شخصیتی دی مبنی بر داشتن دیدگاه منفی به دنیا (اوگینسکا بولیک و میکالسکا، ۲۰۲۱) و پیش‌بینی اتفاقات ناخوشایند در این افراد (لطفی و کراسکیان موجمباری^۵، ۱۴۰۱) همسو است. نام‌گذاری مؤلفه ادراک نگرانی نیز با توصیف افراد تیپ شخصیتی دی همسو است؛ چرا که افراد با تیپ شخصیتی دی بدون توجه به موقعیت، تمایل به تجربه هیجانات منفی دارند (خدابخشی و همکاران، ۲۰۱۶) و همیشه منتظر اتفاقات ناگوار هستند (لطفی و کراسکیان موجمباری، ۱۴۰۱). به این ترتیب با احتمال بیشتری دچار احساس نگرانی می‌شوند (اوگینسکا بولیک و میکالسکا، ۲۰۲۱). در تبیین نام‌گذاری آخرین مؤلفه نیز می‌توان گفت افراد با تیپ شخصیتی دی برای اجتناب از قضاوت منفی دیگران، تمایلی به ابراز خود در موقعیت‌های اجتماعی ندارند (کیم و همکاران^۶، ۲۰۲۰). به همین سبب، این افراد میزان کمتری از احساسات و عقاید خود را بیان می‌کنند؛ زیرا ترس از طرد شدن در موقعیت‌های اجتماعی دارند (پارک و همکاران^۷، ۲۰۲۲)؛ بنابراین عدم اشتراک حالات درونی نیز یکی از دسته‌های سوگیری تفسیر افراد با تیپ دی است.

درنهایت، آنچه از پژوهش حاضر به دست آمد، شش مؤلفه مربوط به سوگیری تفسیر در افراد با تیپ شخصیتی دی با ۲۰ آیتم است که می‌توان گفت با نتایج تعدادی از پژوهش‌ها که ارتباط این تیپ را با مؤلفه‌های شناختی نشان می‌دهند همسو است؛ برای مثال، در پژوهش لوی و همکاران^۸ (۲۰۲۰)، ارزیابی‌های شناختی در افراد با تیپ شخصیتی دی بر بیماری قلبی-عروقی آن‌ها تأثیر می‌گذاشت و در پژوهش گوگری و همکاران (۲۰۲۳) نیز تحریف شناختی، نقش میانجی در تأثیر تیپ شخصیتی دی بر افسردگی داشت. همچنین نتیجه هشت پژوهش بررسی شده در مطالعه دنولت و همکاران (۲۰۲۱) نیز می‌تواند با نتیجه پژوهش حاضر، تقریباً همسو باشد؛ چرا که نتایج آن نشان داد تیپ شخصیتی دی می‌تواند با افکار خودکشی ارتباط داشته باشد که خود این افکار می‌تواند به سوگیری شناختی افراد مربوط باشند. در راستای کاربرد نتیجه می‌توان بیان کرد که با توجه به عدم دسترسی به سایر ابزارهای سنجش برای این متغیر تاکنون، ابزار فعلی می‌تواند به منظور استفاده متخصصان برای تشخیص سوگیری تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی و سنجش تغییرات آن در طی مداخلات درمانی، سودمند باشد. از طرفی، از آنجا که پژوهش حاضر اکتشافی است و تحلیل عاملی تأییدی نیز روی همان نمونه انجام شده است، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های

1. Gokcen et al.
2. Talaie-Khoei et al.
3. Batik & Demir
4. Khodabakhshi et al.
5. Lotfi & Mujembari
6. Kim et al.
7. Park et al.
8. Lv et al.

آتی در صورت استفاده از این ابزار در نمونه‌های دیگر، تحلیل عاملی تأییدی اجرا شود تا روایی و پایایی این ابزار بار دیگر سنجش شود و آزمون شود که آیا مؤلفه‌های به‌دست‌آمده و آیتم‌های مربوط به هریک از آن‌ها در نمونه دیگر تأیید می‌شود یا خیر.

۵. ملاحظات اخلاقی

برای رعایت اصول اخلاقی، توضیحاتی درمورد هدف پژوهش به آزمودنی‌ها داده شد، هویت آنان از طریق عدم نیاز به ذکر نام و نام خانوادگی حفظ شد و در صورت عدم تمایل، فشاری به‌منظور تکمیل پرسشنامه‌ها یا ادامه تکمیل آن به آن‌ها وارد نشد. همچنین کمیته اخلاق در پژوهش دانشگاه علوم پزشکی بوشهر نیز با کد اخلاق IR.BPUMS.REC.1402.112 اجرای پژوهش حاضر را تأیید کرد.

۶. سپاسگزاری و حمایت مالی

از همه دانشجویانی که به‌منظور اجرای پژوهش حاضر همکاری کردند و بدون وجود آن‌ها اجرای پژوهش حاضر امکان‌پذیر نبود و از متخصصانی که در جهت تعیین روایی محتوای سؤالات این مقیاس، محققان را یاری کردند، و قدردانی می‌شود. پژوهش حاضر هیچ حامی مالی‌ای نداشته است.

۷. تعارض منافع

پژوهش حاضر برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول است و در آن، هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

منابع

- زارعی فسخودی، ب.، کربلائی محمد میگونی، ا.، رضابخش، ح.، و قلیچی، ل. (۱۴۰۰). مقایسه اثربخشی درمان یکپارچه فراتشخیص اختلالات هیجانی و درمان فراتشخیص مبتنی بر کارآمدی هیجانی بر کاهش نشانه‌های اضطراب بزرگسالان دارای لکنت زبان. *پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، ۱۲(۲)، ۱۸۵-۲۰۹. <https://doi.org/10.22059/japrr.2021.312232.643672>
- عظیمی، ح.، و سلیمانی، ا. (۱۳۹۹). مقایسه پریشانی روان‌شناختی، تکانش‌گری و تیپ شخصیتی D بین دانشجویان دارای نگرش مثبت و منفی به اعتیاد. *اعتیادپژوهی*، ۱۴(۵۷)، ۱۷۰-۱۵۱. <http://dx.doi.org/10.29252/etiadpajohi.14.57.151>
- علی اکبری دهکردی، م.، علی پور، ا.، عباسپور، پ.، سلیمی، ا.، و صفری، ی. ح. (۱۳۹۵). نقش میانجی بهزیستی روانی در رابطه بین باورهای فراشناختی و تیپ شخصیتی D با شدت علائم بیماری در بیماران مبتلا به پسوریازیس. *مجله تحقیقات علوم رفتاری*، ۱۴(۱)، ۸۵-۹۱. <http://rbs.mui.ac.ir/article-1-453-fa.html>
- لطفی، س.، کراسکیان موجهباری، آ. (۱۴۰۱). رابطه بین سبک‌های دلبستگی والدین و سبک‌های دلبستگی فرزندان: نقش واسطه‌ای تیپ شخصیتی D. *مجله پرستاری کودکان*، ۹(۱)، ۸۹-۹۹. <http://jpen.ir/article-1-657-fa.html>
- مرادی سیاه افشادی، م.، قاسمی، ن.، و قمرانی، ا. (۱۳۹۴). روایی و پایایی مقیاس شکفتگی و تعیین رابطه شکفتگی با پیشرفت تحصیلی در دانشجویان دانشکده پزشکی. *مجله ایرانی آموزش در علوم پزشکی*، ۱۵، ۳۳۷-۳۳۰. <http://ijme.mui.ac.ir/article-1-3436-fa.html>
- موسوی، س. ز.، پاکیزه، ع.، و رجبی، س. (۱۴۰۳). شناسایی سوگیری‌های شناختی تیپ شخصیتی دی: یک استراتژی پدیدار شناختی. *علوم روانشناختی*، ۲۳(۱۳۸)، ۵۳-۳۵. <http://psychologicalscience.ir/article-1-2239-fa.html>
- ولیکانی، ا.، و سرافراز، م. ر. (۱۳۹۵). روش تحقیق در روان‌شناسی. تهران: بینش نو.

References

- Ali Akbari Dehkordi, M., Alipour, A., Abbaspour, P., Salimi, E., & Safari, Y. S. (2016). The Intervening Role of Psychological Well-Being in the Relationship of Meta-Cognitive Beliefs and Personality Type D with Severity of Illness Symptoms among Patients with Psoriasis. *Journal of Research in Behavioral Sciences*, 14(1), 85-91. <http://rbs.mui.ac.ir/article-1-453-en.html>. (In Persian)
- Anglim, J., & O'Connor, P. (2019). Measurement and research using the big five, hexaco, and narrow traits: A primer for researchers and practitioners. *Australian Journal of Psychology*, 71(1), 16-25. <https://doi.org/10.1111/ajpy.12202>

- Azimi H, & Soleimani E. (2020). The comparison of psychological distress, impulsivity, and Type D personality between students with positive and negative attitudes toward addiction. *Quarterly Journal of Research on Addiction*, 14(57), 151-170. <http://dx.doi.org/10.29252/etiadpajohi.14.57.151> (In Persian)
- Batik, M. V., & Demir, M. (2022). The mediating role of binge-watching in the relationship between type D personality and loneliness. *Health Psychology Report*, 10(3), 157-167. <https://doi.org/10.5114/hpr.2021.109550>
- Beck, A. T., & Haigh, E. A. (2014). Advances in cognitive theory and therapy: The generic cognitive model. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 1-24. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153734>
- Bogie, B. J. M., Kapczinski, F. P., McCabe, R. E., McKinnon, M. C., & Frey, B. N. (2020). Emotional reactivity and explicit emotional memory biases in major depressive disorder during euthymia. *Psychiatry Research*, 285, 112847. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112847>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural Equation Modelling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming (3rd ed.)*. New York : Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315757421>
- Chen, J., Short, M., & Kemps, E. (2020). Interpretation bias in social anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders*, 276, 1119-1130. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.07.121>
- Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2023). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, 41, 745-783. <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
- Cho, K. H., Oh, K., Kim, S., & Kim, S. R. (2023). Relationships among symptoms, disability, type D personality, and quality of life in patients with migraine: A cross-sectional study in South Korea. *Pain Management Nursing*, 24(2), 180-187. <https://doi.org/10.1016/j.pmn.2022.08.001>
- Demir, S. (2022). Comparison of normality tests in terms of sample sizes under different skewness and Kurtosis coefficients. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 9(2), 397-409. <https://doi.org/10.21449/ijate.1101295>
- Denollet, J. (2005). DS14: Standard assessment of negative affectivity, social inhibition, and Type D personality. *Psychosomatic Medicine*, 67(1), 89-97. <https://doi.org/10.1097/01.psy.0000149256.81953.49>
- Denollet, J., Trompetter, H. R., & Kupper, N. (2021). A review and conceptual model of the association of Type D personality with suicide risk. *Journal of Psychiatric Research*, 138, 291-300. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2021.03.056>
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., ... & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 97, 143-156. <https://doi.org/10.1007/s11205-009-9493-y>
- Dos Santos, P. (2021). Impacts of missing data in risk management. *Doctoral dissertation*, Université Panthéon-Sorbonne-Paris I. <https://theses.hal.science/tel-03703684v1/file/DosSantos.pdf>
- Falkenstein, M. J., Kelley, K. N., Dattolico, D., ... & Beard, C. (2022). Feasibility and acceptability of cognitive bias modification for interpretation as an adjunctive treatment for OCD and related disorders: A pilot randomized controlled trial. *Behavior Therapy*, 53(2), 294-309. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2021.09.002>
- Gogheri, T., Samavi, S. A., & Najarpourian, S. (2023). Structural relationship model of type D personality and depression with the mediating role of cognitive distortions and family functioning in irritable bowel syndrome patients and healthy people: A multi-group analysis. *Current Psychology*, 42, 4103-4112. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01755-y>
- Gokcen, N., Coskun Benlidayi, I., Tamam, L., ... & Guzel, R. (2022). Type D personality and self-esteem in patients with fibromyalgia: A cross-sectional case-control study. *Rheumatology International*, 42, 1027-1034. <https://doi.org/10.1007/s00296-022-05118-z>
- Grol, M., Schwenzfeier, A. K., Stricker, J., ... & Fox, E. (2018). The worrying mind in control: An

- investigation of adaptive working memory training and cognitive bias modification in worry-prone individuals. *Behaviour Research and Therapy*, 103, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2018.01.005>
- Howard, S., O'Riordan, A., & Nolan, M. (2018). Cognitive bias of interpretation in type D personality: Associations with physiological indices of arousal. *Applied Psychophysiology Biofeedback*, 43, 193–201. <https://doi.org/10.1007/s10484-018-9397-1>
- Khodabakhshi, M., Mirdrikvand, F., Abdollahi, M., & Mirshoja, M. S. (2016). Investigation of relationship between the type D personality and locus of control and predicting its addiction vulnerability. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, 7(4 S1), 83. <http://dx.doi.org/10.5901/mjss.2016.v7n4S1p83>
- Kim, S. R., Nho, J. H., Kim, J. Y., & Hur, J. (2020). Effects of a lifestyle intervention based on type D personality in overweight and obese middle-aged women: A feasibility study. *Worldviews on Evidence-Based Nursing*, 17(5), 393–403. <https://doi.org/10.1111/wvn.12457>
- Lambertus, F., Herrmann-Lingen, C., Fritzsche, K., ... & Albus, C. (2018). Prevalence of mental disorders among depressed coronary patients with and without type D personality. results of the multi-center SPIRR-CAD trial. *General Hospital Psychiatry*, 50, 69–75. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2017.10.001>
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563–575. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Li, J., Wu, W., Li, N., Wang, J., Zu, L., & Ye, X. (2023). Predictive value of type D personality for cardiac events in Chinies patients with acute myocardial infarction. *BMC Cardiovascular Disorders*, 23, 556. <https://doi.org/10.1186/s12872-023-03598-w>
- Lodder, P., Kupper, N., Antens, M., & Wicherts, J. M. (2021). A systematic review comparing two popular methods to assess a type D personality effect. *General Hospital Psychiatry*, 71, 62–75. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2021.04.002>
- Lodder, P., Kupper, N., Mols, F., Emons, W. H., & Wicherts, J. M. (2022). Assessing the temporal stability of psychological constructs: an illustration of type D personality, anxiety and depression. *Journal of Research in Personality*, 101, 104299. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2022.104299>
- Lotfi, S., & Kraskian Mujembari, A. (2022). The mediating role of type D personality in the relationship between attachment styles of parents and child. *Journal of Pediatric Nursing*, 9(1), 89–99. <http://jpen.ir/article-1-657-en.html> (In Persian)
- Lv, H., Tao, H., Wang, Y., ... & Lin, P. (2020). Impact of type d personality on major adverse cardiac events in patients undergoing percutaneous coronary intervention: the mediating role of cognitive appraisal and coping style. *Journal of Psychosomatic Research*, 136, 110192. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2020.110192>
- Moradi Siahafshadi, M., Ghasemi, N., & Ghamarani, A. (2015). Evaluating the validity and reliability of flourishing scale and determining the relation between flourishing and academic achievement in students of medicine school. *Iranian Journal of Medical Education*, 15, 330–337. <http://ijme.mui.ac.ir/article-1-3436-en.html> (In Persian)
- Mousavi, S. Z., Pakizeh, A., & Rajabi, S. (2024). Identification of cognitive biases of type D personality: A phenomenology strategy. *Journal of Psychological Science*, 23(138), 35–53. <http://psychologicalscience.ir/article-1-2239-en.html> (In Persian)
- Nieto, I., & Vazquez, C. (2021). Disentangling the mediating role of modifying interpretation bias on emotional distress using a novel cognitive bias modification program. *Journal of Anxiety Disorders*, 83, 102459. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2021.102459>
- Ogińska-Bulik, N., & Michalska, P. (2021). Type D personality in adolescents – the mediating role between depression and PTSD. *Current Psychology*. 40, 6145–6154. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00935-6>
- Osborne, J. W., & Costello, A. B. (2004). Sample size and subject to item ratio in principal components analysis. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 9(1), 11.

<https://doi.org/10.7275/ktzq-jq66>

- Park, Y. M., Kim, H. Y., Kim, J. Y., Kim, S. R., & Choe, Y. H. (2022). Relationship between type D personality, symptoms, cancer stigma, and quality of life among patients with lung cancer. *European Journal of Oncology Nursing*, 57, 102098. <https://doi.org/10.1016/j.ejon.2022.102098>
- Raines, E. M., Viana, A. G., Trent, E. S., ... & Storch, E. A. (2019). Effortful control, interpretation biases, and child anxiety symptom severity in a sample of children with anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders*, 67, 102136. <https://doi.org/10.1016%2Fj.janxdis.2019.102136>
- Rychter, A., Miniszewska, J., & Góra-Tybor, J. (2023). Personality traits favourable for non-adherence to treatment in patients with chronic myeloid leukaemia: Role of type A and D personality. *BioPsychoSocial Medicine*, 17, 1. <https://doi.org/10.1186/s13030-023-00261-w>
- Sarstedt, M., & Mooi, E. (2019). *A concise guide to market research: The process, data, and methods using IBM SPSS statistics* (3rd ed.). Berlin: Springer-Verlag GmbH. <https://doi.org/10.1007/978-3-662-56707-4>
- Shrestha, N. (2021). Factor analysis as a tool for survey analysis. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 9(1), 4-11. <http://dx.doi.org/10.12691/ajams-9-1-2>
- Smith, H. L., Dillon, K. H., & Cogle, J. R. (2018). Modification of hostile interpretation bias in depression: A randomized controlled trial. *Behavior Therapy*, 49(2), 198-211. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2017.08.001>
- Tajii, K. (2018). Type D personality and attachment as predictors of heart rate variability during a cognitive and social stressor. *Doctoral dissertation in psychology*, the University of La Verne. <https://researchworks.laverne.edu/esploro/outputs/doctoral/Type-D-Personality-and-Attachment-as/991004156256106311#details>
- Talaei-Khoei, M., Mohamadi, A., Fischerauer, S. F., Ring, D., & Vranceanu, A. M. (2018). Type D personality in patients with upper extremity musculoskeletal illness: Internal consistency, structural validity and relationship to pain interference. *General Hospital Psychiatry*, 50, 38-44. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsych.2017.09.005>
- Turton, R., Cardi, V., Treasure, J., & Hirsch, C. R. (2018). Modifying a negative interpretation bias for ambiguous social scenarios that depict the risk of rejection in women with anorexia nervosa. *Journal of Affective Disorders*, 227, 705-712. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.11.089>
- Unterrainer, J., Michal, M., Rahm, B., ... & Beutel, M. E. (2016). Association of type D personality with cognitive functioning in individuals with and without cardiovascular disease. *International Journal of Cardiology*, 214, 256-261. <https://doi.org/10.1016/j.ijcard.2016.03.221>
- Valikhani, A., & Sarafriz, M. R. (2016). *Research methods in psychology*. Tehran: Binesh-No. (In Persian).
- Warne, R. T., & Larsen, R. (2014). Evaluating a proposed modification of the Guttman rule for determining the number of factors in an exploratory factor analysis. *Psychological Test and Assessment Modeling*, 56(1), 104-123. <https://psycnet.apa.org/record/2014-19867-006>
- Woud, M. L. (2022). Interpretational biases in emotional psychopathology. *Cognitive and Behavioral Practice*, 29(3), 520-523. <https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2022.02.010>
- Yin, S., Li, N., & Wang, Y. (2023). Prognostic value of type D personality for post-stroke depression in ischemic stroke patients. *Journal of Affective Disorders*, 333, 172-176. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.04.064>
- Zareie Faskhudi, B., Karbalaee Mohammad Meigouni, A., Rezabakhsh, H., & Ghelichi, L. (2021). Comparison of the effect of unified transdiagnostic treatment from emotional disorders and emotion efficacy therapy on emotion regulation among adults with stuttering. *Journal of Applied Psychological Research*, 12(2), 185-209. <https://doi.org/10.22059/japr.2021.312232.643672> (In Persian).