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

Seyedeh Zahra Mousavi [1], Ali Pakizeh [2*], Sooran Rajabi [3], Kerry John Rees [4]

1. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: s.zahra.mousavi@mehr.pgu.ac.ir
2. Corresponding Author, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: pakizeh@pgu.ac.ir
3. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Persian Gulf University, Bushehr, Iran. Email: sooranrajabi@pgu.ac.ir
4. Department of Psychology, School of Natural and Social Sciences, University of Gloucestershire, Cheltenham, England. Email: krees@glos.ac.uk

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

Received: 28 Jul 2023 **Revised:** 6 Jan 2024 **Accepted:** 3 Feb 2024 **Online Published**: 28 Apr 2024

Abstract:

The current research was conducted with the aim of constructing the type D personality interpretation bias questionnaire and its psychometric properties in college students. This research was conducted under the positivistic paradigm through a quantitative approach using exploratory and confirmatory factor analysis. The target population was the Persian Gulf University's students of Bushehr, 277 of whom were selected by 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. Exploratory factor analysis was performed through SPSS-26 and confirmatory factor analysis was performed through AMOS-24. According to exploratory analysis, 11 components with an eigenvalue higher than 1 were found. Each of the components included a number of items that had a factor load higher than 0.5. Guttman reliability and convergent and discriminant validity of the interpretation bias questionnaire were also confirmed. However, in confirmatory factor analysis, five components were removed and 6 components were remained with good fit indices. Therefore, because this questionnaire is a reliable and valid tool, it can be used by experts to measure the interpretation biases of type D personality people.

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

Extended Abstract

Aim

The present research was conducted with the aim of constructing the type D personality interpretation bias questionnaire and its psychometric properties. Type D personality, derived from "Distress personality" (Cho et al. 2023), has been correlated with several mental and physical problems (Yin, Li & Wang, 2023., Cho et al. 2023., Li et al. 2023). Although numerous studies revealed that this personality type has relationship with cognitive factors (Unterrainer et al. 2016., Lv et al. 2020., Gogheri, Samavi & Najarpourian, 2023), their findings were contradictory. Indeed, it was not obvious what underlying cognitive factors exist in type D personality people that affect these problems. On the other hand, the biased information processing can affect emotional,

Articles in Press / Accepted Manuscript

behavioral and physiological aspects (Woud, 2022), and cognitive bias modification is one of the novel interventions for numerous mental disorders and physical illnesses (Jopling, Gotlib, and LeMoult, 2020). Thus, identifying the interpretation biases, one of the noticeable cognitive biases (Nieto and Vazquez, 2021), can be the base of interpretation bias modification for many type D personality people with mental and physical problems. For this reason, the construction of this scale can be helpful for the extent range of patients and experts in this field.

Methodology

The present research was performed through positivistic paradigm and quantitative approach and was the applied research based on its purpose. The target population was the students of Persian Gulf University of Bushehr. Initially, 298 students of 10 undergraduate class, 7 master class and 6 doctoral class were selected through cluster sampling method from December 2022 to February 2023, in whom 277 questionnaires were remained. It was included of 157 female, 118 Male and an individual without reporting the gender. Three questionnaires of type D personality (DS-14), well-being of Flourishing Scale (FS), and type D personality Interpretation Biases (DIB) were used to measure the research variables. For the ethical consideration, the purpose of the research was explained before filling the questionnaires and they were allowed to choose participating in this research or withdrawing it. Additionally, ethical approval was received from Bushehr University of Medical Sciences. After collecting data, exploratory factor analysis was performed through SPSS-26 and confirmatory factor analysis was performed through AMOS-24.

Findings

Initially, 56 initial codes of a qualitative research were converted to 56 items of questionnaire. It was scored on 5 likert scale from completely disagree (1) to completely agree (5). After performing content validity through content validity index (CVI) and content validity ratio (CVR) form, 4 items were removed and 52 items were entered to exploratory factor analysis. According to varimax rotation in this analysis, 11 components with an eigenvalue higher than 1 were extracted and 31 items were remained. Each of the components included a number of items that had a factor load higher than 0.5. Guttman reliability was confirmed based on lambda value. After that, confirmatory factor analysis was performed to ensure about the obtained components. In this analysis, two components were removed based on high errors and low factor loadings. Thus, 9 components with 27 items were remained with good fit indices. However, convergent validity through average variance extracted (AVE) showed some problem in 3 components. Therefore, the items with low factor loading of these components were removed and finally, these 3 components were removed to make the convergent validity acceptable. Thus, 6 components with 20 items remained for the last version of the questionnaire with good fit indices, good reliability and convergent validity (composite reliability or CR, AVE, alpha chronbach and test-retest reliability) and good discriminant validity (Heterotrait-Monotrait or HTMT, and Fornell Larcker matrix).

Conclusion

The findings of the present research explored 6 components based on 20 items with good reliability, and convergent and discriminant validity. The components included perception of disability, perception of loneliness, extreme importance to others, pessimism, perception of worry, and lack of sharing of internal states. The content of obtained components were in agreement with the description of type D personality and its studies. Furthermore, several studies showed the relationship between this personality type and cognitive factors which can be in agreement with the results of the present study (Lv et al. 2020., Denollet et al. 2021., Gogheri et al. 2023). Finally, it can be inferred that this questionnaire is a reliable and valid tool to measure the interpretation biases of people with type D personality. This scale can be useful for experts to measure type D

Article in Press / Accepted Manuscript

personality interpretation biases and plan intervention for modifying these biases. In addition, it is suggested to future researchers to conduct confirmatory factor analysis of this scale in their samples to ensure about obtained components and their items.

ساخت پرسشنامه سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی و ویژگی‌های روان‌سنجی آن

سیده زهرا موسوی[۱]، علی پاکیزه[۲*]، سوران رجبی [۳]، کری جان ریس [۴]

۱. دانشجوی دکتری، گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. رایانامه: s.zahra.mousavi@mehr.pgu.ac.ir

۲. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. رایانامه: pakizeh@pgu.ac.ir

۳. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. رایانامه: sooranrajabi@pgu.ac.ir

۴. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم اجتماعی و طبیعی، دانشگاه گلوسسترشایر، چلتنهام، انگلیس. رایانامه: krees@glos.ac.uk

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

دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۰ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۱۶ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۴ انتشار آنلاین: ۱۴۰۳/۰۲/۰۹

چکیده:

پژوهش حاضر با هدف ساخت پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی و تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی آن در دانشجویان انجام شد. این پژوهش طی پارادایم اثبات‌گرایی از طریق رویکرد کمی با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی انجام شد. جامعه هدف، دانشجویان دانشگاه خلیج فارس بوشهر بودند که ۲۷۷ نفر از آن‌ها در آذر تا بهمن ماه ۱۴۰۱ به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند (۱۵۷ زن و ۱۱۸ مرد). جهت سنجش متغیرها از سه پرسشنامه تیپ شخصیتی دی (DS-14)، سلامت روانشناختی مقیاس شکوفایی (FS) و سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی (DIB) استفاده گردید. تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از SPSS-۲۶ و تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از AMOS-۲۴ انجام شد. بر اساس تحلیل اکتشافی، ۱۱ مؤلفه با ارزش ویژه بالاتر از ۱ به دست آمد. هر یک از مؤلفه‌ها، تعدادی آیتم را در برگرفت که بار عاملی بالاتر از ۰/۵ داشتند. پایایی گاتمن و روایی همگرا و واگرای پرسشنامه سوگیری تفسیر نیز تأیید گردید. اما در طی تحلیل عاملی تأییدی، ۵ مؤلفه حذف گردید و ۶ مؤلفه با شاخص‌های برازش مطلوب باقی ماند. بنابراین، از آنجا که این پرسشنامه، ابزاری قابل اعتماد و معتبر است، می‌تواند توسط متخصصان جهت سنجش سوگیری‌های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی به کار گرفته شود.

کلیدواژه: *تیپ شخصیتی دی، سوگیری تفسیر، مقیاس*

۱. مقدمه

شخصیت، مجموعه‌ای از ویژگی‌های نسبتاً پایدار است که بر اساس بررسی‌های صورت گرفته، بیان شده که این ویژگی‌ها می‌توانند در طول بزرگسالی تغییر کنند (لودر و همکاران، ۲۰۲۲). بنابراین توجه به سنجش و تغییر ویژگی‌های شخصیتی مشکل ساز، حائز اهمیت است (تاجی[۱]، ۲۰۱۸). تیپ شخصیتی دی[۲] نیز یکی از تیپ‌های شخصیتی است که بر اساس ویژگی‌های موجود در آن، می‌تواند

1. Tajii
2. Type D personality

Articles in Press / Accepted Manuscript

مشکلاتی را برای فرد ایجاد کند. تیپ شخصیتی دی که از اولین حرف کلمه distress به معنی پریشان گرفته شده (کو و همکاران[1]، ۲۰۲۳)، برای اولین بار به وسیله دنولت[2] (۲۰۰۵) معرفی شد. این تیپ، یکی از تیپ‌های شخصیتی است که با احتمال بالاتر احساس نگرانی، دید منفی نسبت به دنیا و تنش در فرد ارتباط دارد (اوگینسکا بولیک و میکالسکا[3]، ۲۰۲۱). به همین دلیل، جهت سنجش این تیپ شخصیتی، در سال ۲۰۰۵ پرسشنامه ۱۴ سؤالی تیپ شخصیتی دی طراحی شد. بر اساس این پرسشنامه، تیپ شخصیتی دی با دو مؤلفه عاطفه منفی[4] و بازداری اجتماعی[5] شناخته شد (دنولت، ۲۰۰۵). عاطفه منفی به تمایل فرد به تجربه هیجانات منفی از جمله اضطراب و خلق افسرده اشاره دارد و بازداری اجتماعی، کناره گیری فرد از تجربه چنین هیجاناتی را در موقعیت‌های اجتماعی به دلیل 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، شناخت آن‌ها تأیید شده است (انگلیم و اوکونور[6]، ۲۰۱۹). بنابراین 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. به گونه‌ای که ۸۴ درصد از افراد با این تیپ شخصیتی، به یکی از اختلالات روانشناختی مبتلا هستند (لامبرتوس و همکاران[7]، ۲۰۱۸) و احتمال ابتلای آن‌ها به بیماری‌های کرونری قلب، ۴ 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 بک (بک و هایگ[8]، ۲۰۱۴) اشاره کرد. بر اساس 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[9]، ۲۰۲۲). در همین راستا مفهومی به نام سوگیری‌های شناختی[10] وجود دارد که به پردازش سوگیرانه اطلاعات اشاره دارد. این سوگیری‌ها می‌توانند در هر یک از مؤلفه‌های توجه، حافظه و تفسیر وجود داشته باشند (بوگیه و همکاران[11]، ۲۰۲۰) و تداوم بخش اختلالات روانشناختی باشند (گرول و همکاران[12]، ۲۰۱۸). بنابراین جهت اصلاح هر یک از این سه نوع سوگیری شناختی، روش‌های متفاوتی وجود دارد. مثلاً سوگیری در تفسیر[13] فرد از موقعیت‌ها یکی از انواع سوگیری‌هاست که با اختلالات مختلفی از جمله اضطراب اجتماعی (چن، شرت و کمپس[14]، ۲۰۲۰)، اضطراب (رینز و همکاران[15]، ۲۰۱۹) و افسردگی (اسمیت، دیلون و کوگل[16]، ۲۰۱۸) ارتباط دارد. در اصلاح این نوع سوگیری، از فرد خواسته می‌شود که جمله‌ها، پاراگراف‌ها و تصاویر مبهم را به صورت مثبت یا منفی تفسیر کند. در واقع اصلاح سوگیری شناختی از نوع تفسیر، یک روش کامپیوتری است که هدف آن بهبود سوگیری‌های تفسیر منفی است. رایج‌ترین

1. Cho et al.
2. Denollet
3. Ogińska-Bulik & Michalska
4. Negative affectivity
5. Social Inhibition
6. Anglim & O'Connor
7. Lambertus et al.
8. Beck & Haigh
9. Woud
10. cognitive biases
11. Bogie et al.
12. Grol et al.
13. interpretation bias
14. Chen, Short & Kemps
15. Raines et al.
16. Smith, Dillon & Cougle

Articles in Press / Accepted Manuscript

روش در این نوع اصلاح، استفاده از سناریوهای مبهم[1] است که موقعیت‌هایی مبهم به فرد ارائه می‌شود و هدف، آن است که فرد در نهایت پاسخی که برای تفسیر آن موقعیت، سوگیرانه نیست را یاد بگیرد (تورتون و همکاران[2]، ۲۰۱۸).

همچنین در راستای اهمیت این تیپ شخصیتی، پژوهش‌های متعددی ارتباط آن را با بیماری‌های جسمی و روانشناختی بررسی و تأیید کرده‌اند. مثلاً در پژوهش یین، لی و وانگ[3] (۲۰۲۳) که بر روی ۱۴۱ نفر از بیماران طی ۳ ماه بعد از سکته انجام شد نتایج نشان دادند که تیپ شخصیتی دی با احتمال بالاتری برای تجربه افسردگی بعد از سکته همراه است. در پژوهش کو و همکاران (۲۰۲۳) نیز که افراد میگرنی را بررسی کردند متوجه شدند که از میان آن‌ها، کسانی که تیپ شخصیتی دی داشتند، شدت میگرن بیشتر و کیفیت زندگی پایین‌تری داشتند. همچنین بر اساس پژوهش رایکتر و همکاران[4] (۲۰۲۳)، تیپ شخصیتی دی در کاهش احتمال تبعیت از درمان در بیماران مبتلا به سرطان خون نقش داشت و پژوهش لی و همکاران[5] (۲۰۲۳) نیز سطوح بالاتر افسردگی، اضطراب و لیپوپروتیین خون را در افراد با این تیپ شخصیتی نشان داد. از طرفی پژوهش‌هایی که در مورد سنجش تیپ شخصیتی دی انجام شده نشان داده‌اند که 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 می‌آید و تیپ شخصیتی دی را به صورت پیوسته در نظر می‌گیرد؛ در حالی که در نوع دوم، نمره تیپ دی، از جمع این دو مؤلفه محاسبه می‌شود و تیپ شخصیتی دی را یک متغیر گسسته لحاظ می‌کند. این در حالی است که نتیجه پژوهش مروری لودر و همکاران(۲۰۲۱) بر روی ۴۲ پژوهش در مورد شیوه‌های سنجش تیپ شخصیتی دی نشان داد که همخوانی کمی بین دو نوع روش ذکرشده برای سنجش این تیپ شخصیتی وجود دارد. همچنین بر اساس این پژوهش، گسسته در نظر گرفتن تیپ شخصیتی دی، تشخیص مثبت کاذب زیادی را نشان داد. 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 نمود. به همین دلیل، توجه به ابزار مناسب سنجش مشکلات مربوط به این تیپ شخصیتی نیز می‌تواند موضوع بحث باشد. به علاوه در مورد ارتباط تیپ شخصیتی دی و شناخت، در پژوهش آنترینر و همکاران[6] (۲۰۱۶) تیپ شخصیتی دی و مؤلفه عاطفه منفی، با عملکرد اجرایی افراد، رابطه منفی نشان داد. در حالی که بازداری اجتماعی با عملکرد اجرایی، رابطه مثبت نشان داد. در پژوهش دیگری که به بررسی تأثیر تیپ شخصیتی دی از طریق ارزیابی‌های شناختی بر بیماری‌های قلبی عروقی پرداخت، نتیجه مشابهی در مورد مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی به دست آمد. اما اثر تعاملی عاطفه منفی و بازداری اجتماعی از طریق ارزیابی شناختی، تأثیری بر بیماری‌های قلبی عروقی نداشت (لوی و همکاران،۲۰۲۰). در پژوهش دیگری نیز تیپ شخصیتی دی با نقش واسطه تحریف شناختی، بر افسردگی تأثیر داشت (گوقری، سماوی و نجارپوریان[7]، ۲۰۲۳). همچنین در پژوهش دنولت و همکاران (۲۰۲۱) که یک پژوهش مروری بر ۸ مطالعه بود اغلب پژوهش‌ها نقش تیپ شخصیتی دی در افکار خودکشی را نشان دادند که یکی از پژوهش‌های آن، نقش تیپ شخصیتی دی و مؤلفه بازداری اجتماعی را بر آن تأیید نمود.

نتایج متضاد به دست‌آمده از پژوهش‌ها در مورد 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 می‌کند که چه آیتم‌هایی در شناخت افراد با تیپ شخصیتی دی وجود دارد که عملکرد ضعیف‌تر آن‌ها در بعد جسمی و روانشناختی را توجیه می‌کند. همچنین در پژوهش هووارد، اوریوردان و نولان[8] (۲۰۱۸) سوگیری‌های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی از طریق تعدادی سناریوی مبهم سنجیده شد و ارتباط آن با شاخص‌های

1. ambiguous scenarios
2. Turton et al.
3. Yin, Lee & Wang
4. Rychter et al.
5. Li et al.
6. Unterrainer et al.
7. Gogheri, Samavi & Najarpourian
8. Howard, O'Riordan & Nolan

Articles in Press / Accepted Manuscript

فیزیولوژیک مورد سنجش قرار گرفت. اما محدودیت این پژوهش در آن بود که مبنای تنظیم سناریوها برای سوگیری‌های شناختی این تیپ شخصیتی مشخص نبود و تحلیل عاملی برای مشخص کردن آیتم‌های مناسب بر اساس بار عاملی آن‌ها انجام نشده بود. در حالی که لازمه طراحی چنین سناریوهایی این است که سوگیری‌های مختص افراد با تیپ شخصیتی دی در ابتدا شناسایی شود تا بتواند مبنایی برای تنظیم سناریوهای مناسب باشد. از طرفی، با توجه به نقش تیپ شخصیتی دی در اختلالات روانشناختی و بیماری‌های جسمی بر اساس پیشینه موجود، شناسایی سوگیری‌های شناختی افراد دارای این تیپ، حائز اهمیت است. چرا که اصلاح سوگیری‌های شناختی قادر به اثرگذاری بر متغیرهایی مانند افسردگی، نگرش‌های ناسازگارانه و حافظه بوده است (نیتو و وازکوئز[1]، 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 قادر به تأثیر اندکی بر هر یک از اختلالات بوده‌اند (فالکنستین و همکاران[2]، ۲۰۲۱) 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 مورد سنجش قرار داد که در جهت کاربرد برای طراحی مداخلات جهت اصلاح این سوگیری‌ها نیز می‌تواند مناسب و مقرون به صرفه باشد.

لذا پژوهش حاضر بر آن است تا کدهای اولیه مربوط به سوگیری‌های تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی که از یک پژوهش کیفی استخراج شده و به آیتم‌های پرسشنامه تبدیل شده است را بر روی دانشجویان جهت اعتبارسنجی، اجرا و تحلیل نماید. علت انتخاب دانشجویان به عنوان جامعه مورد بررسی نیز این بود که در نهایت، سوگیری‌های تفسیر شناسایی‌شده بتوانند مبنای تنظیم اصلاح این سوگیری‌ها باشند که از آنجایی که این مداخلات از طریق نرم‌افزار اجرا می‌گردند، جامعه دانشجو به دلیل درگیر بودن بیشتر با فضای آموزشی و رایانه‌ای، توان به کارگیری آن را با اطمینان بیشتری نسبت به سایر گروه‌ها دارند. از طریق چنین تحلیلی، آیتم‌های مناسب به عنوان 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 تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی چیستند؟

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

پژوهش حاضر بر اساس پارادایم اثبات گرایی[3] در طی یک رویکرد کمی[4] جهت اجرای تحلیل عاملی اکتشافی[5] و تأییدی[6] انجام شده است و از نظر هدف نیز یک پژوهش کاربردی محسوب می‌شود.

جامعه هدف پژوهش حاضر را دانشجویان دانشگاه خلیج فارس بوشهر تشکیل می‌دهند که در آذر تا بهمن ماه ۱۴۰۱ از میان آن‌ها، ۲۹۸ نفر به روش نمونه گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند. به این صورت که از هر ۵ دانشکده، کلاس‌هایی از هر سه مقطع کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری انتخاب گردیدند و با توجه به تناسب تعداد دانشجویان هر مقطع و تناسب تعداد آن‌ها در هر

1. Nieto & Vazquez
2. Falkenstein et al.
3. positivism
4. quantitative
5. exploratory factor analysis
6. confirmatory

Articles in Press / Accepted Manuscript

دانشکده، مجموعاً 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 جهت کاهش خطا در تحلیل عاملی اکتشافی در نظر گرفته شود که بر اساس یک پژوهش مروری، حجم نمونه مناسب جهت کسب حداقل خطا در تحلیل عاملی اکتشافی بین ۵۰ تا ۴۰۰ نفر در نظر گرفته شده است (اوسبورن و کوستلو[1]، ۲۰۱۹) که در پژوهش حاضر نیز خوشه‌ها برحسب تناسب تعداد دانشجویان در سه مقطع تحصیلی، به گونه‌ای انتخاب شدند که به حداکثر حجم نمونه پیشنهادشده یعنی ۴۰۰ نزدیکتر از حداقل حجم نمونه یعنی ۵۰ باشند. در نتیجه، با انتخاب مجموع ۲۳ کلاس از ۳ مقطع، ۲۹۸ نفر به عنوان نمونه انتخاب شدند که در بازه قابل قبول ذکرشده قرار دارند. ملاک ورود افراد به پژوهش حاضر شامل در حال تحصیل بودن در دانشگاه خلیج فارس و قرار گرفتن در خوشه انتخاب‌شده در پژوهش حاضر و همچنین عدم وجود سابقه بستری برای بیماری‌های جسمی یا روانشناختی بود؛ و ملاک خروج، تکمیل ناقص پرسشنامه‌ها، پاسخ‌های کپی دادن به پرسشنامه‌ها توسط افراد مختلف، پاسخ تصادفی به سؤالات آن و وجود سابقه بستری برای اختلالات روانشناختی و جسمی بود. جهت رعایت اصول اخلاقی نیز، محرمانه ماندن اطلاعات و داشتن حق انتخاب برای مشارکت در پژوهش یا انصراف از ادامه تکمیل پرسشنامه‌ها برای افراد لحاظ گردید و قبل از تکمیل پرسشنامه‌ها توضیح مختصری در مورد هدف پژوهش به آنان داده شد. سپس پرسشنامه در میان افراد حاضر در کلاس انتخاب شده، توزیع گردید. 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 (بر اساس پاسخ اشتباه به دو سؤال زائد در پرسشنامه) و ۱ پرسشنامه به دلیل کپی بودن با پرسشنامه دیگر، حذف گردیدند و در نهایت، ۲۷۷ پرسشنامه جهت تحلیل، باقی ماند. داده‌های از دست رفته[2] نیز با مقدار میانه، جایگزین شدند. چرا که بر اساس پژوهش سانتوس[3] (۲۰۲۱)، میانه یکی از دقیق‌ترین شاخص‌ها جهت جایگزینی با داده‌های از دست رفته است.

۲-۲. ابزار پژوهش

جهت سنجش متغیرها در پژوهش حاضر، از ۴ پرسشنامه استفاده گردید:

۲-۲-۱. پرسشنامه اطلاعات جمعیت شناختی: شامل سنجش سن، جنسیت، وضعیت تأهل و مقطع تحصیلی می‌شود.

۲-۲-۲. پرسشنامه تیپ شخصیتی دی[4] (DS-14): این پرسشنامه، توسط دنولت (۲۰۰۵) طراحی شد. شامل ۱۴ سؤال و دو مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی می‌شود که هر کدام شامل ۷ سؤال می‌شوند. سؤالات آن در یک مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از ۰ (نادرست) تا ۴ (درست) نمره‌گذاری می‌شود. سؤالات ۱، ۳ و ۱۰ نیز به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌گردند. دامنه نمرات می‌تواند بین ۰ تا ۵۶ باشد. در نمره‌گذاری گسسته، افرادی که در هر دو مؤلفه، نمره بالای ۱۰ بگیرند دارای تیپ شخصیتی دی در نظر گرفته می‌شوند. اما در نمره‌گذاری پیوسته، هرچه نمره فرد در این پرسشنامه بیشتر باشد، فرد دارای شدت بیشتری از تیپ شخصیتی دی می‌باشد. آلفای کرونباخ دو مؤلفه ذکرشده در پژوهش یین، لی و وانگ[5] (۲۰۲۳)، ۰/۸۸ و ۰/۸۶ و پایایی بازآزمایی آن‌ها ۰/۷۲ و ۰/۸۲ به دست آمد. در بررسی روایی نیز ساختار دو عاملی این پرسشنامه در پژوهش لامبرتوس و همکاران (۲۰۱۸) تأیید شد. در پژوهش‌های داخلی نیز پایایی و روایی این پرسشنامه، تأیید شده است. مثلاً آلفای کرونباخ آن در پژوهشی، ۰/۹۱ (عظیمی و سلیمانی، ۱۳۹۹) و روایی همزمان آن با پرسشنامه تیپ شخصیتی الف در پژوهش دیگری، ۰/۶۳ گزارش شد (علی اکبری دهکردی و همکاران، ۱۳۹۵). در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ برای دو مؤلفه ذکرشده به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۷۷ به دست آمد.

1. Osborne & Costello
2. missing
3. Santos
4. type D personality Scale (DS-14)
5. Yin, Li & Wang

Articles in Press / Accepted Manuscript

۲-۲-۳. پرسشنامه سلامت روانشناختی[1] یا مقیاس شکوفایی[2] (FS): این پرسشنامه، یک مقیاس ۸ آیتمی است که توسط دینر و همکاران[3] (۲۰۱۰) طراحی شد و در یک طیف ۷ درجه‌ای لیکرت از کاملاً مخالفم (نمره ۱) تا کاملاً موافقم (نمره ۷) نمره‌گذاری می‌شود. نمره فرد می‌تواند از ۸ تا ۵۶ متغیر باشد. هرچه نمره فرد بالاتر باشد، سلامت روانشناختی بالاتری دارد. لازم به ذکر است که در نسخه اولیه، این مقیاس تحت عنوان سلامت روانشناختی معرفی گردید اما بعداً 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، قاسمی و قمرانی (۱۳۹۴)، ۰/۸۲به دست آمد و در بررسی روایی، نتایج تحلیل عاملی هردو پژوهش ذکرشده، ۸ آیتم آن را در یک دسته قرار دادند. در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ برای این مقیاس، ۰/۸۵ به دست آمد.

۲-۲-۴. پرسشنامه سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی[4] (DIB): این پرسشنامه بر اساس ۵۶ کد اولیه به دست آمده از یک مصاحبه نیمه عمیق با ۲۱ نفر از دانشجویان با تیپ شخصیتی دی در طی پژوهش کیفی توسط موسوی و همکاران (۱۴۰۲) تنظیم گردید. بنابراین کدهای به دست آمده، به عنوان آیتم‌های پرسشنامه سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی در نظر گرفته شدند تا طی تحلیل عاملی اکتشافی بر روی نمونه‌ای متشکل از ۲۷۷ نفر مورد اعتبارسنجی قرار گیرند. در این فرایند، آیتم‌های مناسب باقی خواهند ماند و در تعدادی دسته قرار خواهند گرفت تا مؤلفه‌های سوگیری تفسیر را تشکیل دهند. همچنین نمره‌گذاری این مقیاس در یک طیف ۵ درجه‌ای لیکرت از کاملاً موافقم (۵) تا کاملاً مخالفم (۱) انجام می‌گردد. هرچه نمره فرد بالاتر باشد، سوگیری تفسیر بیشتری دارد. روایی و پایایی این پرسشنامه نیز در طی فرایند تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی می‌شود. همچنین روایی همزمان این پرسشنامه با پرسشنامه‌های تیپ شخصیتی دی و سلامت روانشناختی مورد سنجش قرار می‌گیرد. بر اساس 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 غیر قابل پیش‌بینی حذف گردیدند 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 باقیمانده 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 در طی تحلیل عاملی تأییدی بررسی می‌گردند.

۲-۳. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

پس از جمع آوری داده‌ها، تحلیل یافته‌های توصیفی و تحلیل عاملی اکتشافی در SPSS[5]-۲۶ و تحلیل عاملی تأییدی در AMOS-۲۴ اجرا گردید. جهت پاسخ به سؤال پژوهش جهت اینکه چه مؤلفه‌هایی برای سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی وجود دارد از تحلیل عاملی اکتشافی به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[6] با چرخش واریماکس[7] استفاده گردید و جهت پاسخ به سؤال دوم پژوهش مبنی بر اینکه چه مؤلفه‌هایی از تحلیل عاملی اکتشافی به دست‌آمده، تأیید می‌شوند از روش حداکثر برآورد درست‌نمایی[8] استفاده گردید. جهت بررسی داده‌های پرت تک متغیره نیز از نمودار جعبه‌ای[9] استفاده گردید که هیچ داده پرتی بر اساس آن یافت نشد. جهت بررسی داده‌های

1. psychological well-being
2. Flourishing Scale (FS)
3. Diener et al.
4. type D personality Interpretation Biases (DIB)
5. statistical package for social science
6. Principal component analysis
7. Varimax matrix
8. maximum likelihood
9. box plot

Articles in Press / Accepted Manuscript

پرت چندمتغیره نیز از فاصله مهالانوبیس[1] استفاده شد که آن هم داده پرتی را نشان نداد. بنابراین داده‌ای خارج از محدوده قابل قبول که نتایج را تحت تأثیر قرار دهد وجود نداشت.

جهت به دست آوردن روایی[2] نیز از روایی ظاهری[3] (بررسی سؤالات از نظر درست بودن املا و نگارش کلمات و ...) با توجه به نظر پژوهشگران پژوهش حاضر و ۳ دانشجوی روانشناسی، روایی صوری[4] (شامل شاخص روایی محتوا و نسبت روایی محتوا) با توجه به نظر ۱۲ متخصص، تحلیل عاملی تأییدی جهت تأیید مؤلفه‌های به دست‌آمده از تحلیل اکتشافی و همچنین شاخص‌های روایی همگرا[5] و واگرا[6] استفاده گردید که نتایج حاصل از بررسی آن‌ها، در قسمت یافته‌های حاصل از نتایج به دست‌آمده ذکر شده است.

۳. یافته‌ها

۳-۱. توصیف جمعیت شناختی

از نظر متغیرهای جمعیت شناختی، میانگین سنی نمونه پژوهش حاضر، ۲۲/۴۷ با انحراف استاندارد ۴/۶۵ می‌باشد 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) می‌باشند 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) می‌باشند و ۱ نفر پاسخی به این سؤال نداده است.

۳-۲. تحلیل عامل اکتشافی

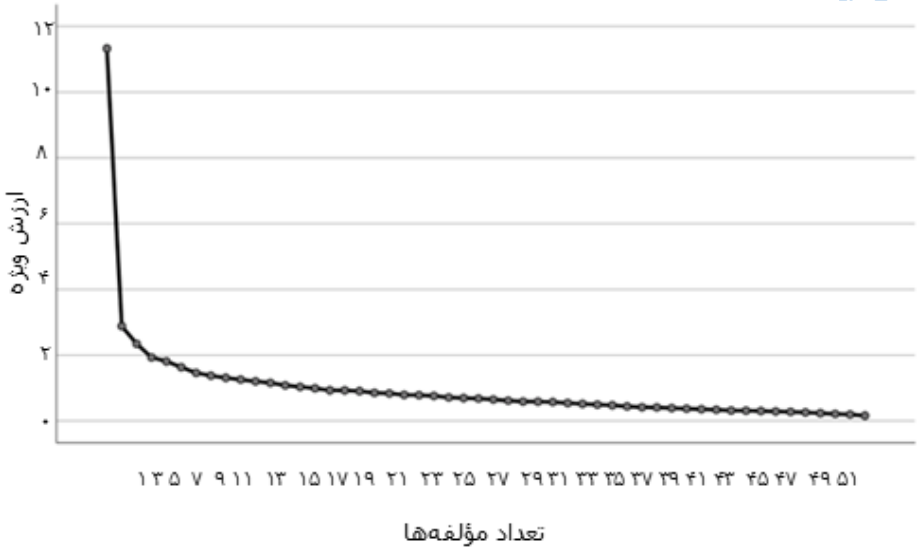
جهت بررسی پرسشنامه نیز در ابتدا مفهوم اصلی ۵۶ کد اولیه از بخش کیفی، تبدیل به ۵۶ آیتم پرسشنامه سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی شد و هر آیتم، در یک طیف ۵درجه‌ای لیکرت از کاملاً موافقم (نمره ۵) تا کاملاً مخالفم (نمره ۱) نمره‌گذاری شد. در ابتدا روایی ظاهری با بررسی فونت، املای کلمات، علائم نگارشی و ... توسط محققان و ۳ دانشجوی روانشناسی مورد تأیید قرار گرفت. در بررسی روایی محتوایی نیز دو فرم شاخص روایی محتوا[7] (CVI) و نسبت روایی محتوا[8] (CVR) توسط ۱۲ متخصص تکمیل شد. در فرم CVI، آیتم‌ها از نظر ساده بودن، وضوح و مربوط بودن به سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی و در فرم CVR، سودمند بودن یا نبودن هر آیتم برای باقی ماندن در پرسشنامه بررسی گردید. نمره CVI برای هر سه مورد سادگی، وضوح و مربوط بودن، با نقطه برش ۰/۷۹ مقایسه گردید و محتوای سؤالاتی که زیر این نمره را دریافت کردند با توجه به نظر متخصصان ویرایش گردید. در بررسی CVR نیز با توجه به وجود ۱۲ متخصص، نمرات برای هر آیتم، با ۰/۵۶ مقایسه گردید (لاوشه[9]، ۱۹۷۵) و ۴ آیتم که مقدار CVR آن‌ها کمتر از ۰/۵۶ بود سودمند نبودند و حذف گردیدند و ۵۲ آیتم باقی ماند که متن ۲۷ آیتم برای وضوح، سادگی و ارتباط بیشتر با سوگیری تفسیر تیپ دی، کمی ویرایش گردید. این ۵۲ آیتم در نهایت وارد تحلیل عاملی اکتشافی گردیدند تا آیتم‌های مناسب، شناسایی شوند و در دسته‌های مناسبی، دسته بندی شوند.

1. mahalanobis
2 Validity
3 face validity
4 content validity
5 Convergent validity
6 Discriminant validity
7 Content Validity Index (CVI)
8 Content Validity Ratio (CVR)
9. Lawshe, C.

Articles in Press / Accepted Manuscript

در تحلیل عاملی اکتشافی انجام شده، ابتدا کفایت حجم نمونه با شاخص KMO[1] سنجیده شد و از آنجا که این مقدار بالاتر از ۰/۷ بود (KMO=۰/۸۵)، نشان دهنده آن است که حجم نمونه جهت انجام تحلیل عاملی اکتشافی، مناسب بوده است. 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[2] جهت تعیین تعداد مؤلفه‌ها استفاده گردید (وارنه و لارسن[3]، ۲۰۱۴) که نتایج آن نشان داد که مؤلفه‌های به دست‌آمده از تحلیل عاملی اکتشافی، قابل اعتماد و دارای پایایی هستند. در تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست‌آمده، نمودار سنگریزه[4]، وجود ۱۴ مؤلفه اصلی با ارزش ویژه[5] بالای ۱ را نشان داد که نتایج آن در شکل ۱، مشهود است. ویژگی‌های ۱۴ مؤلفه نیز در جدول ۱ ذکر شده است.



شکل ۱. نمودار سنگریزه جهت 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

1. Keiser-Meyer-Olkin test
2. Guttman
3. Warne & Larsen
4. scree plot
5. eigen value

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

بر اساس جدول ۱، ۱۴ مؤلفه با ارزش ویژه بالای ۱ استخراج گردید که مجموعاً ۶۱/۱۷ درصد از واریانس پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی را تبیین می‌نمایند.

جهت مشخص کردن آیتم‌های مربوط به هر دسته نیز، آیتم‌هایی در دسته‌ها باقی ماندند که بار عاملی آن‌ها بالاتر از ۰/۵ بود و هر آیتم با این شرط، به دسته‌ای تعلق گرفت که بالاترین بار عاملی را برای آن دسته نسبت به سایر دسته‌ها داشت (بایرن[1]، ۲۰۱۶). با توجه به این شرایط، آیتم‌های مربوط به هر یک از ۱۴ مؤلفه با بار عاملی بالاتر از ۰/۵ بعد از چرخش واریماکس[2] مشخص گردیدند که نتایج آن در جدول ۲ مشاهده می‌گردد.

جدول۲. بار عاملی آیتم‌های باقی مانده بعد از چرخش واریماکس

مؤلفه‌ها/ سؤالات	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱								۰/۷۲۰						
۲								۰/۶۵۱						
۳											-۰/۵۴۴			
۴														
۵				۰/۶۸۵										
۶														۰/۶۳۷
۷				۰/۶۴۶										
۸														
۹														
۱۰				۰/۶۳۲										
۱۱														
۱۲										۰/۶۷۷				
۱۳										۰/۸۱۰				
۱۴									۰/۶۸۰					
۱۵														
۱۶														
۱۷	۰/۵۳۸													
۱۸														
۱۹														
۲۰	۰/۶۰۷													

[1] Byrne
[2] varimax rotation

Articles in Press/ Accepted Manuscript

مؤلفه‌ها/ سؤالات	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۲۱														
۲۲														
۲۳														
۲۴						۰/۶۱۴								
۲۵														
۲۶													۰/۶۵۵	
۲۷	۰/۷۱۱													
۲۸	۰۰/۷۹۱													
۲۹	۰/۶۹۴													
۳۰														
۳۱														
۳۲											۰/۷۹۲			
۳۳							۰/۷۵۸							
۳۴							۰/۵۲۶							
۳۵									۰/۵۰۶					
۳۶														
۳۷							۰/۵۲۵							
۳۸			۰/۷۳۳											
۳۹	۰/۶۷۲													
۴۰			۰/۶۷۲											
۴۱														
۴۲						۰/۵۰۵								
۴۳														
۴۴												۰/۵۶۲		
۴۵												۰/۸۲۶		
۴۶			۰/۶۲۲											
۴۷			۰/۵۶۸											
۴۸			۰/۶۹۷											
۴۹		۰/۷۲۹												
۵۰		۰/۶۴۱												
۵۱					۰/۷۹۳									
۵۲					۰/۶۹۰									

بر اساس 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 ۱۷ (اغلب، شرایط تحصیلی (شغلی) خودم را بدتراز دیگران می‌بینم)، ۲۰ (به گذشته خود که نگاه می کنم 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 بی انگیزه‌ای هستم) و ۳۹ (اغلب در مقایسه با دیگران خودم را پایین‌تر می‌بینم) قرار گرفتند و بیشترین بار عاملی مربوط به آیتم ۲۸ و کمترین بار عاملی، مربوط به آیتم ۱۷ می‌باشد. دسته دوم (ادراک تنهایی) شامل آیتم‌های ۴۹ (کمتر کسی را می توان یافت که به اندازه من در زندگیش احساس تنهایی کند) و ۵۰ (در مقایسه با بیشتر کسانی که می‌شناسم غمگین‌تر هستم) می‌شود. دسته سوم (اهمیت افراطی به دیگران) شامل آیتم‌های 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)،

Articles in Press / Accepted Manuscript

۴۷ (طرد شدن توسط افراد مهم زندگی، وحشتناک است) و ۴۸ (واکنش منفی دیگران نسبت به ما خیلی اضطراب‌آور است) می‌شود که بیشترین بار عاملی، مربوط به آیتم ۳۸ و کمترین، مربوط به آیتم ۴۷ بود. دسته چهارم (بدبینی) شامل آیتم‌های ۵ (به نظرم عموم انسان‌ها خیلی منفعت طلب هستند)، ۷ (معمولاً دیگران در حرف‌ها و رفتارهای خود، سوء نیت دارند) و ۱۰ (بیشتر مواقع در زندگیم احتمال وقوع اتفاقات بد را می‌دهم) می‌شود. دسته پنجم (ادراک نگرانی)، آیتم‌های ۵۱ (بیش از سایر افراد نسبت به موضوعات، دچار نگرانی می‌شوم) و ۵۲ (در شرایط چالش زا بیشتر از دیگران دچار استرس می‌شوم) را در بر می‌گیرد. آیتم‌های ۲۴ (از نظر میزان فعالیت روزمره، آدم منفعلی هستم) و ۴۲ (معمولاً در زندگیم اهمال کار 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 رابطه ای اجتناب کنیم)، ۳۴ (برای پیشگیری از سرافکندگی و سرخوردگی، بهتر است درمورد مباحث نا آشنا با دیگران صحبت نکنیم) و ۳۷ (برای پیشگیری از آسیب دیدن، بهتر است با دیگران خیلی صمیمی نشویم) مربوط به دسته هفتم (ادراک آسیب در تعاملات) می‌باشند. 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)، و دسته دهم (آینده غیرقابل پیش بینی) شامل آیتم‌های ۱۲ (اتفاقات آینده کاملاً غیر قابل پیش بینی هستند) و ۱۳ (ما کنترلی روی اتفاقات آینده در زندگیمان نداریم) می‌شود. دسته یازدهم، آیتم‌های ۳ و ۳۲ را شامل می‌شود. اما با توجه به منفی بودن بار عاملی آیتم ۳، این آیتم حذف می‌گردد و چون آیتم ۳۲ به تنهایی در این دسته قرار می‌گیرد، این آیتم و دسته مربوط به آن نیز حذف می‌گردند. 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 تنها یک آیتم، حذف می‌گردند. در واقع با حذف ۳ دسته از ۱۴ دسته و ۴ آیتم مربوط به آن‌ها، ۱۱دسته با ۳۱ آیتم باقی ماندند که نشان دهنده 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 نیز در جدول ۳ ارائه شده 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 زیر مقیاس
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	**۰/۶۲	**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	
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		
اهمیت افراطی به دیگران	۵	۳۸	۳/۰۷	۱/۱۰	-۰/۲۱	-۰/۶۳	**۰/۴۱	**۰/۷۳	۰/۶۹	۰/۷۵
		۴۰	۲/۷۲	۱/۱۲	۰/۱۴	-۰/۷۸	**۰/۳۶	**۰/۶۶	۰/۷۳	
		۴۶	۳/۳۷	۱/۲۱	-۰/۴۷	-۰/۷۲	**۰/۴۸	**۰/۷۳	۰/۷۰	
		۴۷	۴	۱/۰۲	-۱/۰۴	۰/۷۱	**۰/۳۶	**۰/۶۱	۰/۷۴	

Articles in Press / Accepted Manuscript

		۴۸	۳/۰۲	۱/۱۱	-۰/۱۵	-۰/۷۸	**۰/۵۲	**۰/۷۸	۰/۶۶	
بدبینی	۳	۵	۳/۷۲	۰/۹۹	-۰/۶۶	۰/۰۲	**۰/۴۴	**۰/۷۶	۰/۶۳	۰/۵۵
		۷	۲/۸۳	۰/۹۲	۰/۱۶	-۰/۶۲	**۰/۵۲	**۰/۷۹	۰/۴۰	
		۱۰	۳/۲۳	۱/۱۵	-۰/۳۰	-۰/۸۲	**۰/۵۳	**۰/۸۱	۰/۲۹	
ادراک نگرانی	۲	۵۱	۳/۰۳	۱/۲۱	-۰/۰۵	-۱/۰۵	**۰/۵۱	**۰/۹۱	....	۰/۸۰
		۵۲	۲/۹۵	۱/۲۵	-۰/۰۱	-۱/۱۴	**۰/۵۸	**۰/۹۱		
ادراک انفعال	۲	۲۴	۲/۶۶	۱/۱۹	۰/۱۳	-۱/۰۴	**۰/۴۴	**۰/۸۳	.....	۰/۵۴
		۴۲	۳/۰۲	۱/۱۴	-۰/۱۷	-۰/۹۴	**۰/۵۴	**۰/۸۲		
ادراک آسیب در تعاملات	۳	۳۳	۲/۶۱	۱/۲۳	۰/۴۲	-۰/۷۱	**۰/۲۳	**۰/۷۳	۰/۴۶	۰/۵۵
		۳۴	۲/۹۴	۱/۱۷	۰/۱۴	-۰/۹۲	**۰/۴۱	**۰/۷۳	۰/۴۳	
		۳۷	۳/۱۸	۱/۱۷	-۱/۱۳	-۰/۹۸	**۰/۴۴	**۰/۷۱	۰/۴۶	
عدم ادراک حمایت اجتماعی	۲	۱	۱/۹۱	۱/۰۲	۱/۰۳	۰/۴۷	**۰/۲۹	**۰/۸۱	....	۰/۴۷
		۲	۲/۶۶	۰/۹۸	۰/۲۹	-۰/۳۸	**۰/۳۵	**۰/۸۰		
ادراک نابرابری اجتماعی	۲	۱۴	۴/۲۷	۱	-۱/۴۴	۱/۶۶	**۰/۲۹	**۰/۷۰	....	۰/۲۹
		۳۵	۲/۵۰	۱/۲۴	۰/۴۹	-۰/۸۴	**۰/۵۶	**۰/۸۲		
آینده غیرقابل پیش بینی	۲	۱۲	۳/۳۸	۱/۱۲	-۰/۰۶	-۱/۰۴	**۰/۲۵	**۰/۸۴	.....	۰/۵۶
		۱۳	۲/۵۳	۱/۰۵	۰/۵۳	-۰/۳۹	**۰/۲۴	**۰/۸۲		
عدم اشتراک حالات درونی	۲	۴۴	۳//۴۴	۱/۰۹	-۰/۲۶	-۰/۸۰	**۰/۳۴	**۰/۸۲	....	۰/۵۵
		۴۵	۳/۰۳	۱/۱۳	۰/۱۳	-۰/۷۴	**۰/۲۴	**۰/۸۳		

** معناداری در سطح ۰/۰۱

بر اساس نتایج جدول ۳، در میان آیتم‌های ادراک ناتوانی، بیشترین میانگین مربوط به آیتم ۲۰ و کمترین میانگین مربوط به آیتم ۲۹ می‌باشد. در مؤلفه ادراک تنهایی نیز میانگین آیتم ۵۰ بیشتر از آیتم ۴۹ بوده است. در میان آیتم‌های اهمیت افراطی به دیگران، بیشترین میانگین متعلق به آیتم ۴۷ و کمترین میانگین متعلق به آیتم ۴۰ می‌باشد. 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 پیش‌بینی، 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 مؤلفه‌ها نیز بین ۰/۲۹ و ۰/۸۴ می‌باشد که کمترین آلفای کرونباخ مربوط به مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی و بیشترین آلفا مربوط به ادراک ناتوانی است. همبستگی تمام آیتم‌های هر مؤلفه با نمره کلی سوگیری تفسیر و مؤلفه مربوط به خود نیز در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنادار بوده است. برای مؤلفه‌هایی با بیشتر از ۲ آیتم نیز مقدار آلفای کرونباخ در صورت حذف هر یک از آیتم‌های آن مؤلفه، محاسبه گردید. حذف هرکدام از آیتم‌های ادراک ناتوانی، اهمیت افراطی به دیگران و ادراک آسیب در تعاملات باعث کاهش آلفای کرونباخ این مؤلفه‌ها می‌شود. از میان ۳ آیتم بدبینی نیز حذف آیتم ۵ باعث افزایش آلفای کرونباخ

Articles in Press / Accepted Manuscript

می‌گردد. میزان کجی همه آیتم‌ها بین ۳- و ۳ و کشیدگی همه آیتم‌ها بین ۱۰- و ۱۰ بوده است که حاکی از توزیع نرمال این آیتم‌ها است(دمیر[1]، ۲۰۲۲).

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

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**	-۰/۶۱۷**
ادراک تنهایی	۰/۵۹۴**	۰/۲۸۵**	-۰/۴۱۴**
اهمیت افراطی به دیگران	۰/۲۷۲**	۰/۱۸۹**	-۰/۱۶۸**
بدبینی	۰/۴۵۲**	۰/۲۳۲**	-۰/۲۶۹**
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 پیش بینی	۰/۰۴۴	۰/۰۰۷	-۰/۰۸۴
عدم اشتراک حالات درونی	۰/۱۶۹**	۰/۰۸۹	-۰/۱۲۴*

** معنی داری در سطح ۰/۰۱

مطابق جدول ۴، نتایج همبستگی نشان دادند که 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. تنها مؤلفه آینده غیر قابل پیش بینی با هیچ یک از سه پرسشنامه عاطفه منفی، بازداری اجتماعی و سلامت روانشناختی، رابطه معناداری ندارد. مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات با سلامت روانشناختی، رابطه معناداری ندارد 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، رابطه منفی معناداری در سطح ۰/۰۵ دارد.

۳-۳. تحلیل عامل تأییدی

همچنین جهت بررسی روایی سازه، علاوه بر تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی نیز بر روی داده‌های حاصل از پژوهش حاضر با استفاده از نرم افزار AMOS-۲۴ اجرا گردید و بار عاملی و معناداری سؤالات در تحلیل عاملی تأییدی انجام شده در جدول ۵ گزارش شده و سپس مدل مربوطه در شکل ۲ ترسیم شده است و شاخص‌های برازش مدل مذکور در جدول ۷ گزارش گردیده است. در تحلیل عاملی تأییدی انجام شده، 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 پیش بینی به دلیل تک سؤالی شدن، حذف گردید. همچنین با ۱۰ مؤلفه باقی

1. Demir

Articles in Press / Accepted Manuscript

مانده، تحلیل عاملی تأییدی انجام شد اما سؤال ۱۴ به دلیل بار عاملی پایین‌تر از ۰/۴ (۰/۲۲) قابلیت سنجش قوی مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی را نداشت و حذف گردید و این مؤلفه نیز به دلیل تک آیتمی شدن، حذف گردید و نهایتاً 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** دست آمد. در حالی که واگرایی آن با سلامت روانشناختی، ۰/۵۱۹-** به دست آمد. همچنین شاخص‌های میانگین واریانس مشترک[1] (AVE) و پایایی ترکیبی[2] (CR) نیز در جدول ۵ و دو شاخص روایی واگرا شامل ماتریس فورنل لارکر[3] و ماتریس چندخصیصه چند شاخص[4] (HTMT) نیز در جدول ۶ گزارش شده‌اند.

جدول ۵. بار عاملی آیتم‌های هر مؤلفه در تحلیل عاملی تأییدی و روایی همگرای مؤلفه‌ها

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		
	۳۹	۰/۶۵	۰/۰۰۱		
ادراک تنهایی	۴۹	۰/۶۵	۰/۰۰۰	۰/۶۱۷	۰/۷۵۹
	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	۰/۲۹۴	۰/۵۴۶
	۳۴	۰/۵۱	۰/۰۰۱		
	۳۷	۰/۶۷	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		

1. Average variance extracted
2. Composite reliability
3. Fornell Larcker
4. Heterotrait-Monotrait

Articles in Press / Accepted Manuscript

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که بار عاملی تمام سؤالات هر ۹ مؤلفه بالاتر از ۰/۴ و قابل قبول است. بر اساس مقادیر میانگین واریانس مشترک، کمترین مربوط به مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات و بیشترین مربوط به ادراک نگرانی بوده است. در مورد پایایی ترکیبی نیز بیشترین پایایی مربوط به ادراک ناتوانی و کمترین پایایی مربوط به عدم ادراک حمایت اجتماعی بوده است. . با توجه به اینکه AVE بالاتر از ۰/۵ قابل قبول است، مقادیر زیر ۰/۵ اعتبار مؤلفه‌ها را زیر سؤال می‌برد. اما در صورتی که مقدار AVE زیر ۰/۵ باشد اما پایایی ترکیبی بالای ۰/۶ باشد می‌توان به اعتبار نتایج اعتماد کرد (شرستا[1]، ۲۰۲۱)، بنابراین نمرات AVE زیر ۰/۵ برای مؤلفه‌های 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 پایین‌تری در این مؤلفه‌ها دارند حذف گردند تا میانگین واریانس مشترک آن‌ها بهبود یابد (چئونگ و همکاران[2]، ۲۰۲۳). بنابراین سؤال ۱ از مؤلفه عدم ادراک حمایت اجتماعی و سؤال ۲۴ از مؤلفه ادراک انفعال حذف گردیدند اما هر دو مؤلفه با حذف سؤالات مذکور، تک آیتمی شدند. لذا دو مؤلفه ذکرشده نیز حذف گردیدند. سؤال ۳۳ مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات نیز به دلیل بار عاملی پایین‌تر نسبت به سایر سؤالات این مؤلفه، جهت بهبود میانگین واریانس مشترک حذف گردید و در این حالت این شاخص برای این مؤلفه به ۰/۳۳ بهبود یافت که باز هم مقدار قابل قبولی نبود و از میان دو سؤال باقیمانده، حذف سؤال ۳۴ با بار عاملی کمتر باعث تک آیتمی شدن مؤلفه ادراک آسیب در تعاملات و بنابراین حذف این مؤلفه گردید. در نتیجه، علی رغم برقراری روایی واگرا برای همه ۹ مؤلفه، به دلیل مشکل روایی همگرا در سه مؤلفه، مدل تحلیل عاملی تأییدی با ۶ مؤلفه باقیمانده اجرا گردید و در شکل ۲ نشان داده شد. برازش مدل ۶ مؤلفه‌ای نیز محاسبه گردید و در جدول ۷ ذکر شده است.

جدول ۶. روایی واگرای مؤلفه‌ها

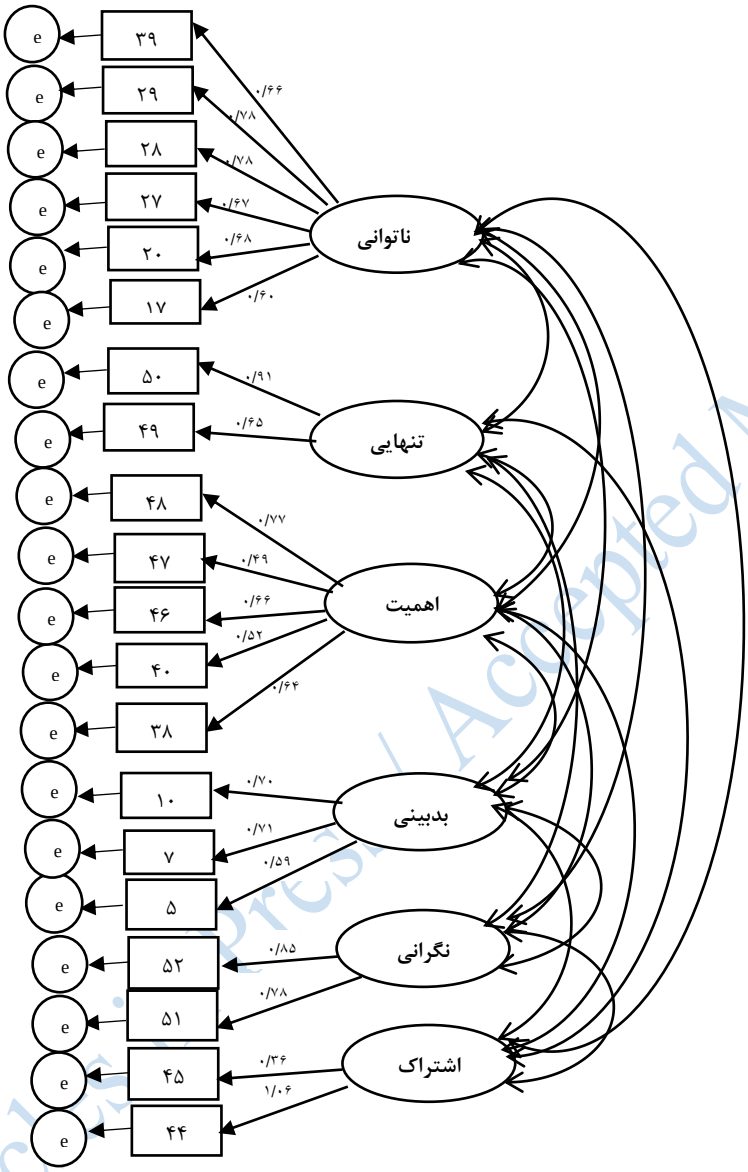
	ماتریس فورنل لارکر						ماتریس چند خصیصه چند شاخص				
مؤلفه‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۱	۲	۳	۴	۵
۱	۰/۷۰										
۲	۰/۶۱	۰/۷۹					۰/۶۲				
۳	۰/۴۱	۰/۲۶	۰/۶۲				۰/۴۰	۰/۳۳			
۴	۰/۵۳	۰/۴۵	۰/۳۳	۰/۶۷			۰/۵۳	۰/۴۴	۰/۳۲		
۵	۰/۴۹	۰/۵۲	۰/۵۳	۰/۳۶	۰/۸۲		۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۵۲	۰/۳۶	
۶	۰/۲۰	۰/۲۲	۰/۰۴	۰/۳۶	۰/۰۰۲	۰/۷۹	۰/۲۶	۰/۳۱	۰/۰۱	۰/۳۸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

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 و همچنین ماتریس چند خصیصه چند شاخص نشان می‌دهد که روایی واگرا برای تمامی مؤلفه‌ها برقرار است یعنی مؤلفه‌های مجزا، مفاهیم متفاوتی از سوگیری تفسیر را مورد سنجش قرار می‌دهند، آیتم‌های هر مؤلفه فقط مؤلفه مربوط به خود را به خوبی اندازه‌گیری می‌کنند و شرط واگرایی بین مؤلفه‌ها رعایت شده است.

Articles in Press / Accepted Manuscript

1. Shrestha
2. Cheung



شکل ۲. مدل تحلیل عاملی تأییدی مؤلفه‌های به دست آمده

در تحلیل عاملی تأییدی، بار عاملی بالاتر از ۰/۴ قابل قبول است. در حالی که به دلیل حساسیت بالاتر در تحلیل اکتشافی، مقدار سخت گیرانه ۰/۵ برای بار عاملی در نظر گرفته شد اما در تحلیل تأییدی، همان عدد ۰/۴ به عنوان حداقل بار عاملی مناسب، لحاظ گردید. بر اساس جدول ۵ و شکل ۲، بار عاملی تمام آیتم‌های مربوط به هر مؤلفه، بالاتر از۰/۴ به دست آمده است و در سطح p<۰/۰۰۰۱ معنادار می‌باشد. بنابراین نتایج تحلیل عاملی تأییدی، وجود ۶ مؤلفه از ۱۱ مؤلفه تحلیل عاملی اکتشافی به همراه آیتم‌های آن‌ها را تأیید می‌نماید. شاخص‌های برازش پرسشنامه ۶ مؤلفه‌ای سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی در جدول ۷ گزارش شده است. همچنین پایایی

Article in Press / Accepted Manuscript

بازآزمایی پس از یک سال از اجرای اولیه این پرسشنامه در حالت ۲۷ آیتمی، ۰/۸۷ و برای هر یک از مؤلفه‌های ادراک ناتوانی، ادراک تنهایی، اهمیت افراطی به دیگران، بدبینی، ادراک نگرانی و عدم اشتراک حالات درونی به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۶۸، ۰/۹۲، ۰/۶۲، ۰/۸۱ و ۰/۹۲ به دست آمد که نشان می‌دهد نتایج این پرسشنامه و ۶ مؤلفه آن در طول زمان، ثبات داشته است و می‌توان جهت بررسی سوگیری‌های تفسیر تیپ شخصیتی دی به آن اعتماد کرد.

جدول ۷. شاخص‌های برازش در مدل تحلیل عاملی تأییدی ۶ مؤلفه‌ای

شاخص‌ها	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

بر اساس شاخص‌های برازش به دست آمده در جدول ۷، مدل از برازش مناسبی برخوردار است و می‌توان بیان کرد که مدل به دست آمده از نمونه، با جامعه متناسب است. همچنین برازش مناسب مدل به دست‌آمده برای هر دو جنسیت نشان می‌دهد که این ساختار عاملی در هر دو جنس، مناسب است و شرط تغییرناپذیری ساختار عاملی یا هم ارزی جنسی برقرار است.

۴. نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف ساخت پرسشنامه سوگیری تفسیر تیپ شخصیتی دی در دانشجویان انجام شد. بر اساس تحلیل عاملی اکتشافی، ۳۱ آیتم در ۱۱ مؤلفه جهت سنجش سوگیری تفسیر این افراد شناسایی گردید و روایی و پایایی این پرسشنامه، مورد تأیید قرار گرفت. اما پس از اجرای تحلیل عاملی تأییدی،۶ مؤلفه با ۲۰ آیتم باقی ماند.

در ابتدا با مقدار به دست آمده از شاخص کیسرمایر، می‌توان گفت که حجم نمونه جهت تحلیل عاملی اکتشافی به لحاظ آماری، کافی بوده است و با توجه به معناداری آزمون بارتلت نیز شرط کرویت جهت انجام این تحلیل برقرار بود (سارستد و مویی[1]، ۲۰۱۹).

بعد از انجام روایی محتوا بر روی پرسشنامه اولیه، پرسشنامه ۵۲ آیتمی بین افراد نمونه توزیع گردید و وارد تحلیل عاملی اکتشافی شد. جهت اطمینان از باقی ماندن آیتم‌های مناسب نیز بر اساس حداقل بار عاملی قابل پذیرش، ۳۵ آیتم باقی ماندند و با چرخش واریماکس در ۱۴ مؤلفه قرار گرفتند که از میان آن‌ها، ۲ دسته به دلیل تک آیتمی بودن حذف گردیدند؛ چرا که تعلق گرفتن یک آیتم به یک مؤلفه تنها در صورتی قابل قبول است که سنجش آن مفهوم، تنها توسط پرسیدن یک سؤال مشخص شود که اغلب، تک آیتم‌ها به مفاهیم کمی علوم طبیعی از جمله درآمد، وزن و ... تعلق می‌گیرند و بهتر است برای مفاهیم علوم انسانی از تک آیتم استفاده نشود (سارستد و مویی، ۲۰۱۹). همچنین یک دسته نیز دو آیتم داشت که یک آیتم، بار عاملی منفی داشت. از آنجا که آیتم با بار عاملی منفی، نشان دهنده نمره‌گذاری معکوس آن آیتم است، باید نمره‌گذاری معکوس به صورت مستقیم تغییر کند تا بار عاملی، منفی نشود. چرا که بار عاملی منفی، همسانی درونی مؤلفه را دچار اشکال می‌کند چون در تعریف آلفای کرونباخ، به همسانی درونی بین آیتم‌های هر مؤلفه اشاره شده است (ولیخانی و سرافراز، ۱۳۹۵). اما از آنجا که آیتم ۳ با بار عاملی منفی در پژوهش حاضر، نمره‌گذاری معکوس نشده بود، تنها راه حل باقیمانده جهت اجتناب از آسیب به همسانی درونی آن مؤلفه، حذف این آیتم بود. بنابراین آن آیتم حذف گردید و آیتم دوم آن مؤلفه نیز به دلیل تک آیتمی شدن با توجه به دلیل فوق الذکر، حذف گردید. در نهایت بر اساس تحلیل عاملی اکتشافی، ۱۱ مؤلفه با ۳۱ آیتم جهت سنجش سوگیری تفسیر، باقی ماندند و هر مؤلفه، با توجه به محتوای مشترک آیتم‌های آن نامگذاری گردید.

1. Sarstedt & Mooi

Articles in Press / Accepted Manuscript

از طرفی، نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز منجر به حذف دو مؤلفه از ۱۱ مؤلفه گردید. مؤلفه آینده غیر قابل پیش‌بینی شامل سؤالی با خطای اندازه گیری بالا می‌شد و به همین دلیل، سؤال مربوطه حذف گردید و این مؤلفه نیز با توجه به تک آیتمی شدن حذف شد. مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی نیز آیتمی را دربر گرفت که با توجه به ضعیف بودن بر اساس بار عاملی، این آیتم حذف و متعاقب آن، مؤلفه مذکور نیز به دلیل تک آیتمی شدن، حذف گردید. حذف دو مؤلفه در تحلیل عاملی تأییدی نسبت به تحلیل عاملی اکتشافی، با توجه به احتساب خطاهای اندازه گیری در AMOS قابل توجیه می‌باشد؛ چرا که در SPSS این خطاها لحاظ نمی‌گردند. حذف این دو مؤلفه باعث گردید که تمام شاخص‌های برازش مدل ۹ عاملی مطلوب باشد؛ در حالی که در مدل ۱۱ عاملی، شاخص‌های برازش، مطلوب نبودند. مؤلفه آینده غیرقابل پیش بینی 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 می‌باشد. همچنین آلفای کرونباخ مؤلفه ادراک نابرابری اجتماعی نیز از همه مؤلفه‌ها پایین‌تر بود که با حذف این مؤلفه در تحلیل تأییدی، همسو می‌باشد. 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 گردیدند. در نهایت، ۶ مؤلفه با ۲۰ آیتم که دارای اعتبار و پایایی قابل قبولی بودند در پرسشنامه مذکور باقی ماندند.

در نهایت، ۶ مؤلفه باقیمانده با نام‌های ادراک ناتوانی، ادراک تنهایی، اهمیت افراطی به دیگران، بدبینی، ادراک نگرانی و عدم اشتراک حالات درونی نامگذاری گردیدند.

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. در مورد همبستگی هر آیتم با نمره کل پرسشنامه نیز، ضعیف‌ترین همبستگی مربوط به آیتم ۴۵ و بیشترین همبستگی مربوط به آیتم ۲۹ بوده است. لذا 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 گردید و کمترین آن برای ۶ مؤلفه نهایی مربوط به بدبینی و عدم اشتراک حالات درونی و بیشترین آن مربوط به ادراک ناتوانی به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی قابل قبول و مطلوبی بر اساس آلفای کرونباخ برای مؤلفه‌های ذکرشده است (ولیخانی و سرافراز، ۱۳۹۵). همچنین از میان آیتم‌ها، تنها 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 حضور این آیتم‌ها جهت سنجش مؤلفه مربوط به خود می‌باشد.

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 بازداری اجتماعی پرسشنامه تیپ شخصیتی دی سنجیده شد. بر اساس این تحلیل نیز، نمره کلی سوگیری تفسیر با دو مؤلفه عاطفه منفی و بازداری اجتماعی، همبستگی مثبت معناداری دارد که برای ۲۷ آیتم پرسشنامه ۹ مؤلفه‌ای حاصل از تحلیل تأییدی نیز نتیجه مشابهی به دست آمد. مشابه این نتیجه در مورد مؤلفه‌های سوگیری تفسیر نیز به دست آمد. اما از این میان، مؤلفه عدم اشتراک‌گذاری حالات درونی، با عاطفه منفی، همگرایی داشت اما با بازداری اجتماعی، همگرایی نداشت. همچنین در بررسی پایایی ترکیبی و شاخص میانگین مشترک، هر دو آزمون ذکرشده برای ۶ مؤلفه نهایی در حد مطلوب بودند. در بررسی روایی واگرا نیز همبستگی نمره کلی سوگیری تفسیر و مؤلفه‌های آن با پرسشنامه سلامت روانشناختی محاسبه گردید که نشان از رابطه منفی معنادار بین آن‌ها می‌باشد.. به علاوه در نتایج آزمون فورنل لارکر و HTMT که دو شاخص معتبر و جدید جهت سنجش روایی واگرا هستند، همه مؤلفه‌ها با هم واگرایی نشان دادند. یعنی می‌توان استنباط نمود که سؤالات هر مؤلفه، محتوای همان مؤلفه را به گونه‌ای معتبر می‌سنجند و همگرایی بحرانی بین مؤلفه‌ها وجود ندارد. بنابراین، به صورت کلی می‌توان بیان کرد که همگرایی و واگرایی سوگیری

Articles in Press / Accepted Manuscript

تفسیر و ۶ مؤلفه آن تأیید می‌شود. در نتیجه، با توجه به تحلیل عاملی انجام شده، روایی ظاهری، روایی صوری و روایی همگرا و واگرا، می‌توان بیان کرد که ابزار حاضر به صورت کلی جهت سنجش سوگیری تفسیر، ابزار معتبر و قابل اعتمادی می‌باشد.

از آنجا که سؤال پژوهش حاضر این بود که چه مؤلفه‌هایی جهت سنجش سوگیری تفسیر تیپ دی وجود دارند و کدام مؤلفه‌ها در تحلیل عاملی تأییدی باقی می‌مانند، پژوهش‌های همسو با آن بر اساس نام اختصاص داده شده به مؤلفه‌ها ذکر می‌گردند. بنابراین در تبیین نامگذاری مؤلفه‌های به دست آمده نیز دلایل منطقی بر اساس پژوهش‌ها وجود دارد که می‌تواند همسو با نامگذاری مؤلفه‌ها در پژوهش حاضر باشد. در مورد مؤلفه ادراک ناتوانی می‌توان گفت که افراد با تیپ شخصیتی دی، عزت نفس پایین (گوکن و همکاران[1]، ۲۰۲۲) و ارزیابی منفی نسبت به خودشان دارند (طلائی خویی و همکاران[2]، ۲۰۱۸). به همین دلیل، احتمالاً ارزش کمی برای خود قائلند و خود را ناتوان ارزیابی می‌کنند. از طرفی، پژوهش باتیک و دمیر[3] (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 در مورد رفتار، افکار و هیجانات خودشان اهمیت می‌دهند (طلائی خویی و همکاران، ۲۰۱۸)، و همین موجب می‌گردد که آن‌ها جهت اجتناب از واکنش منفی دیگران، از انجام رفتارها و هیجانات واقعی خود خودداری نمایند (خدابخشی و همکاران[4]، ۲۰۱۶). نامگذاری مؤلفه بدبینی نیز با توصیف تیپ شخصیتی دی مبنی بر داشتن دیدگاه منفی نسبت به دنیا (اوگینسکا بولیک و میکالسکا، ۲۰۲۱) و پیش بینی اتفاقات ناخوشایند در این افراد (لطفی و موجمباری[5]، ۲۰۲۲) 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 موجمباری، ۲۰۲۲). بنابراین با احتمال بالاتری دچار احساس نگرانی می‌شوند (اوگینسکا بولیک و میکالسکا، ۲۰۲۱). در تبیین نامگذاری آخرین مؤلفه نیز می‌توان بیان نمود که افراد با تیپ شخصیتی دی جهت اجتناب از قضاوت منفی دیگران، تمایلی به ابراز خود در موقعیت‌های اجتماعی ندارند (کیم و همکاران[6]، ۲۰۲۰). به همین دلیل، این افراد میزان کمتری از احساسات و عقاید خود را به اشتراک می‌گذارند چون ترس از طرد شدن در موقعیت‌های اجتماعی دارند (پارک و همکاران[7]، ۲۰۲۲). بنابراین عدم اشتراک حالات درونی نیز یکی از دسته‌های سوگیری تفسیر افراد با تیپ دی است.

در نهایت، آنچه از پژوهش حاضر به دست آمد ۶ مؤلفه مربوط به سوگیری تفسیر در افراد با تیپ شخصیتی دی با ۲۰ آیتم می‌باشد که می‌توان گفت با نتایج تعدادی از پژوهش‌ها که ارتباط این تیپ را با مؤلفه‌های شناختی نشان می‌دهند همسو می‌باشد. مثلاً در پژوهش لوی و همکاران[8] (۲۰۲۰)، ارزیابی‌های شناختی در افراد با تیپ شخصیتی دی بر بیماری قلبی عروقی آن‌ها تأثیر می‌گذاشت و در پژوهش گوقری و همکاران (۲۰۲۳) نیز تحریف شناختی، نقش میانجی در تأثیر تیپ شخصیتی دی بر افسردگی داشت. همچنین نتیجه ۸ پژوهش بررسی‌شده در پژوهش دنولت و همکاران (۲۰۲۱) نیز می‌تواند با نتیجه به دست‌آمده از پژوهش حاضر، تقریباً همسو باشد. چرا که نتایج آن نشان داد که تیپ شخصیتی دی می‌تواند با افکار خودکشی ارتباط داشته باشد که خود این افکار می‌توانند به سوگیری شناختی افراد مربوط باشند. در راستای کاربرد نتیجه به دست‌آمده می‌توان بیان کرد که با توجه به عدم دسترسی به سایر ابزار سنجش برای این متغیر تا کنون، ابزار فعلی می‌تواند جهت استفاده متخصصان برای تشخیص سوگیری تفسیر افراد با تیپ شخصیتی دی و

1. Gokcen et al.
2. Talaei-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.

Articles in Press / Accepted Manuscript

سنجش تغییرات آن در طی مداخلات درمانی، سودمند باشد. از طرفی، از آنجا که پژوهش حاضر یک پژوهش اکتشافی است و تحلیل عاملی تأییدی نیز بر روی همان نمونه انجام شده است، پیشنهاد می‌گردد که در پژوهش‌های آتی در صورت استفاده از این ابزار در نمونه‌های دیگر، تحلیل عاملی تأییدی اجرا گردد تا روایی و پایایی این ابزار مجدداً سنجش گردد و آزمون شود که آیا مؤلفه‌های به دست آمده و آیتم‌های مربوط به هر یک از آن‌ها در نمونه دیگر، تأیید می‌گردد یا خیر.

تشکر و قدردانی

از تمام دانشجویانی که جهت اجرای پژوهش حاضر همکاری نمودند و بدون وجود آن‌ها اجرای پژوهش حاضر امکان پذیر نبود و از متخصصانی که در جهت تعیین روایی محتوای سؤالات این مقیاس، محققان را یاری نمودند، تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

ملاحظات اخلاقی

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

تعارض منافع

هیچ گونه تعارض منافعی در پژوهش حاضر وجود ندارد. پژوهش حاضر برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول می‌باشد.

حمایت مالی

پژوهش حاضر هیچ حامی مالی نداشته است.

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 برکاهش نشانه‌های اضطراب بزرگسالان دارای لکنت زبان. *پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*. *۱۲(۲)*، ۱۸۵-۲۰۹. https://doi.org/10.22059/japr.2021.312232.643672

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.

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)*، ۱۵۱-۱۷۰. http://dx.doi.org/10.29252/etiadpajohi.14.57.151

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

ولیخانی، ا.، و سرافراز، م. ر. (۱۳۹۵). *روش تحقیق در روان‌شناسی*. تهران: بینش نو.

References

Articles in Press / Accepted Manuscript

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. *Etiadpajohi, 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*, 1–8. 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 Routledge.

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*, 1-39. https://link.springer.com/article/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. *Psychosom Med, 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., Kim-Prieto, C., Choi, D. W., Oishi, S., & 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://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s11205-009-9493-y

Falkenstein, M. J., Kelley, K. N., Dattolico, D., Kuckertz, J. M., Bezahler, A., Krompinger, J., Webb, C. A., & Beard, C. (2021). 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*, 1–16. 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. http://dx.doi.org/10.1007/s12144-021-01755-y

Gokcen, N., Coskun Benlidayi, I., Tamam, L., Demirkol, M. E., Yesiloglu, C., & Guzel, R. (2022). Type d personality and self-esteem in patients with fibromyalgia: a cross-sectional case–control study. *Rheumatology International*, *42(6)*, 1027-1034. https://doi.org/10.1007/s00296-022-05118-z

Grol, M., Schwenzfeier, A. K., Stricker, J., Booth, C., Temple-McCune, A., Derakshan, N., Hirsch, C., Becker, E., & 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(3)*, 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)*, 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., Hamacher, S., Hellmich, M., Jünger, J., Ladwig, K. H., Michal, M., Ronel, J., Schultz, J. H., Vitinius, F., Weber, C., & 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), 1-8. 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., & Mujembari, A. K. (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

Lv, H., Tao, H., Wang, Y., Zhao, Z., Liu, G., Li, L., Yu, B., Gao, X., & 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*, 1–8. https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2020.110192

Moradi siah afshadi., 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).

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*, 1–12. 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(12)*, 6145–6154. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12144-020-00935-6

Osborne, J. W., & Costello, A. B. (2019). 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., Woodward, E. C., Candelari, A. E., Zvolensky, M. J., & 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), 1-7. https://doi.org/10.1186/s13030-023-00261-w

dos Santos, P. (2021). Impacts of missing data in risk management. Doctoral dissertation, Université Panthéon-Sorbonne-Paris I.

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.

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., & Cougle, 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. *Doctorial dissertation*, the University of La Verne.

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., Hadzibegovic, J., Wild, P. S., Schulz, A., Münzel, T., Blettner, M., Lackner, K., Pfeiffer, N., Blankenberg, S., Denollet, J., & 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., & Sarafraz, M. R. (2016). *Research methods in psychology*. Tehran: Binesh-No. (In Persian).

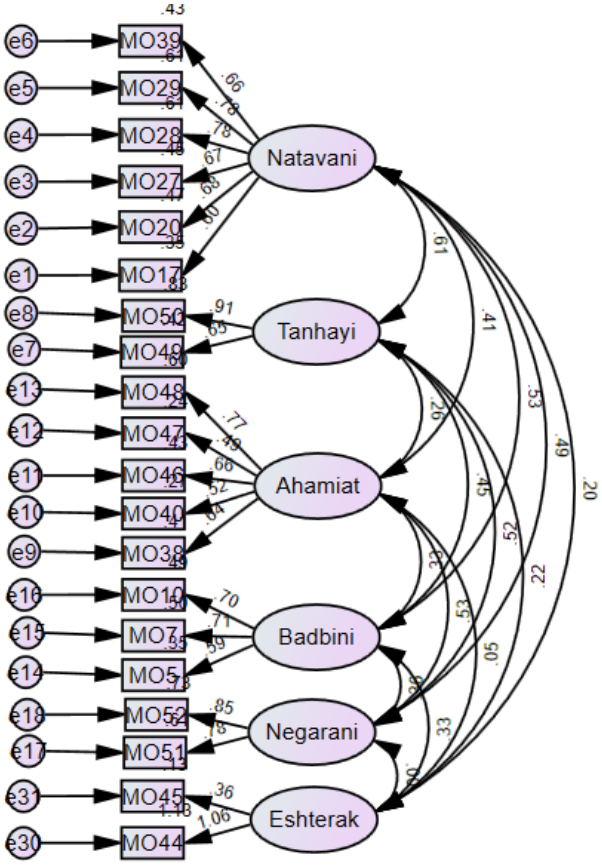
Warne, R. T., & Larsen, R. (2014). Evaluating a proposed modification of the Guttman rule for determining the number of factors in an exploratory factor analysis. *Psychological test and assessment modeling*, *56*(1), 104. https://www.researchgate.net/publication/284548804_Evaluating_a_proposed_modification_of_the_Guttman_rule_for_determining_the_number_of_factors_in_an_exploratory_factor_analysis

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. doi: 10.22059/japr.2021.312232.643672. https://doi.org/10.22059/japr.2021.312232.643672 (In Persian).

پیوست



شکل مدل تحلیل عاملی تأییدی در خروجی ایموس

Articles in Press, Accepted Manuscript