Research Paper

Factor Structure, Psychometric Properties, and Measurement Invariance of the Persian Version of Beliefs About Emotions Questionnaire (BAEQ) in the Iranian Population

Mobina Mohammadi[1], Amirhossein Rasouli[1], Omid Saed[2], Parisa Sorahi[1], Sahar Abbaszadeh[1], Samane Shishechi[1], *Seyedeh Elnaz Mousavi[2]

1. Department of Clinical Psychology, Student Research Committee, School of Medicine, Zanjan University of Medical Sciences, Zanjan, Iran.
2. Department of Clinical Psychology, School of Medicine, Zanjan University of Medical Sciences, Zanjan, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation Mohammadi M, Rasouli A, Saed O, Sorahi P, Abbaszadeh S, Shishechi S, et al. [Factor Structure, Psychometric Properties, and Measurement Invariance of the Persian Version of Beliefs About Emotions Questionnaire (BAEQ) in the Iranian Population (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2025; 31:E2790.2. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.31.2790.2

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.31.2790.2

Received: 20 Jul 2024
Accepted: 27 Nov 2024
Available Online: 29 Apr 2025

Key words:
Emotions, Emotion regulation, Meta-emotion, Beliefs, Psychometrics

ABSTRACT

Objectives Considering the significant role of emotional beliefs in psychological well-being and research within the field of psychotherapy, the present study examines the factor structure, psychometric properties, and measurement invariance of the beliefs about emotions questionnaire (BAEQ) in an Iranian population.

Methods This cross-sectional psychometric study was conducted with residents of Zanjan City, Iran. The participants were recruited through online announcements on social media platforms from April 2024 to June 2024. A total of 453 individuals were selected using a convenience sampling method. The internal consistency reliability of the Farsi version of the BAEQ was assessed using the Cronbach α method. Construct validity was evaluated through exploratory and confirmatory factor analysis. Convergent validity was assessed using the positive and negative affect schedule (PANAS) and the satisfaction with life scale (SWLS).

Results Exploratory and confirmatory factor analyses supported a 5-factor structure consisting of the following factors: Overwhelming and uncontrollable, shameful and irrational, useless, contagious and invalid and meaningless, with 25 items. Fit indices were satisfactory, including (χ^2/df=1.74, goodness of fit index=0.930, comparative fit index=0.946 and root mean square error of approximation=0.040). The Cronbach α method was 0.75, indicating acceptable internal consistency. The average variance extracted and composite reliability were 0.50 and 0.94, respectively, indicating structural convergent validity. Criterion validity analysis revealed significant correlations with the positive affect (r=-0.27) and negative affect (r=0.415) questionnaires and SWLS (r=-0.20). Additionally, the measurement invariance confirmed the questionnaire's usability for both genders.

Conclusion Overall, the 25-item Persian version of the BAEQ demonstrates satisfactory validity and reliability in the Iranian population and culture. Therefore, researchers can confidently use the Persian version of the BAEQ in research and clinical studies.

Corresponding Author:
Seyedeh Elnaz Mousavi, Assistant Professor.
Address: Department of Clinical Psychology, School of Medicine, Zanjan University of Medical Sciences, Zanjan, Iran.
Tel: +98 (910) 203 3247
E-mail: dr.emousavi@zums.ac.ir

Copyright © 2025 The Author(s); Publisher by Iran University Medical Sciences
This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Extended Abstract

Introduction

Emotions are multifaceted, encompassing experiential, behavioral and physiological responses originating from the affective system [1]. They can be positive or negative, arising when stimuli are perceived as goal-relevant [2]. Emotion regulation is the process of monitoring, evaluating, and modifying emotions for adaptive responding [3], is crucial for psychological well-being [4]. However, difficulties in emotion regulation can contribute to psychological disorders [5, 6]. Researchers are exploring how individuals' beliefs about their emotions, nature, characteristics and function influence their regulation efforts [7].

Evidence suggests that beliefs about emotions significantly impact responses to challenges and opportunities [8], playing a key role in emotion regulation, psychopathology, and overall well-being [7, 9-14]. Negative beliefs (e.g. perceiving emotions as dangerous or uncontrollable) are linked to maladaptive strategies and increased risk of disorders [7, 15], while positive beliefs can foster adaptive strategies and improve mental health [16]. Understanding these beliefs can inform effective therapeutic interventions [17].

Existing measures of emotional beliefs often have limitations, such as focusing on a narrow range of beliefs or lacking cultural sensitivity [18]. The beliefs about emotions questionnaire (BAEQ), a comprehensive assessment developed by Manser et al. [19], requires validation across diverse populations. Given cultural and linguistic influences on emotional experience [22], validating the BAEQ, which has seen varying factor structures in different populations [9, 20], for the Iranian population is crucial, especially considering the prevalence of psychological disorders and the need for effective emotion regulation interventions in the country [21]. This study examines the psychometric properties and measurement invariance of a Persian version of the BAEQ, providing a valuable instrument for researchers and clinicians in Iran. This will enable a more accurate assessment of emotional beliefs and facilitate the development of culturally sensitive interventions to improve emotion regulation and psychological well-being.

Methods

This cross-sectional psychometric study was conducted with residents of Zanjan City, Iran. The inclusion criteria for this study were informed consent, minimum education level of eighth grade and age range of 18 to 50 years. The exclusion criterion was the participant's desire to withdraw from the study and random responses to the items. After the translation and back-translation process, the study questionnaire, including the BAEQ, positive and negative affect schedule (PANAS) and satisfaction with life scale (SWLS), was administered to the participants. The participants provided informed virtual consent before completing the questionnaire. The final sample consisted of 453 individuals. All participants were Iranian and were selected using a convenience sampling method.

Descriptive statistics (means and percentages) were used to analyze demographic information. Exploratory factor analysis was conducted using principal component analysis to identify the underlying factor structure of the BAEQ. The Kaiser-Meyer-Olkin test and the Bartlett test of sphericity were used to ensure the suitability of the data for factor analysis. Confirmatory factor analysis was conducted using the maximum likelihood method to evaluate the factor structure of the BAEQ.

To determine the invariance of the psychometric parameters of the BAEQ across genders (females vs males), measurement invariance was assessed. Internal consistency reliability was assessed using the Cronbach α and composite reliability. Additionally, convergent validity was assessed using the average variance extracted (AVE) index, and criterion validity was assessed by examining the correlation of the instrument with the PANAS and the SWLS. The data were analyzed using the SPSS software, version 27, for descriptive statistics and exploratory factor analysis, and AMOS software, version 24 for conformatory factor analysis.

Results

A total of 453 participants were included in this study, with 65.1% (n=295) being female and 34.9% (n=158) being male. The skewness and kurtosis of the variables revealed that all of them were within the range of (-2 to 2), indicating normality.

Exploratory factor analysis using the principal component analysis method and varimax rotation was used to examine the factor structure of the BAEQ. The Kaiser-Meyer-Olkin value obtained was 0.85, indicating sampling adequacy. After performing factor analysis, the scree plot showed 11 factors with eigenvalues greater than one. In contrast, parallel analysis using Monte Carlo software suggested five factors.

Table 1. Fit statistics for the confirmatory factor analysis model and measurement invariance (n=453)

Model		χ^2/df	GFI	CFI	TLI	IFI	RMSEA
Factor structure invariance	Final model. 5-factor 25-item	1.744	0.930	0.946	0.936	0.946	0.040

Measurement Invariance	χ^2(df)	P	CFI	TLI	RMSEA
Configural invariance	828.77 (506)	0.000	0.910	0.893	0.037
Metric invariance	853.27 (526)	0.000	0.909	0.896	0.037
Scalar invariance	865.22 (541)	0.000	0.910	0.900	0.036

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

Abbreviations: GFI: Goodness-of-fit index; CFI: Comparative fit index; TLI: Tucker-Lewis index; IFI: Incremental fit index; RMSEA: Root mean square error of approximation.

Table 2. Correlation matrix of BAEQ with PANAS and SWLS

	scale	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	BAEQ	1	0.734**	0.551**	0.097*	0.258**	0.350**	-0.217**	0.415**	-0.20**
2	BAEQ-F1		1	0.322**	-0.315**	0.206**	-0.127**	-0.420**	0.660**	0.367**
3	BAEQ-F2			1	-0.135**	-0.199**	-0.051	-0.112*	0.253**	-0.082
4	BAEQ-F3				1	-0.010	0.038	0.330**	-0.241**	0.250**
5	BAEQ-F4					1	0.101*	-0.108**	0.130**	-0.040
6	BAEQ-F5						1	0.00	-0.014	-0.077
7	Positive A							1	-0.468**	0.528**
8	Negetive A								1	0.497**
9	SWLS									1

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

Abbreviations: BAEQ: Beliefs about emotions questionnaire; F1: Overwhelming and uncontrollable; F2: Shameful and irrational; F3: Useless; F4: Contagious; F5: Invalid and meaningless; SWLS: Satisfaction with life scale.

**P<0.01, *P<0.05.

The value of 0.4 was considered as the basis for item communality and items with a communality below this value were excluded from further analysis. Consequently, 18 items were removed. The results indicated five factors: Overwhelming and uncontrollable that explained 7.20% of the total variance with an eigenvalue of 6.045; shameful and irrational with 5.12% of the total variance and an eigenvalue of 3.83; useless with 8.58% of the total variance and an eigenvalue of 3.12; contagious with 6.56% of the total variance and an eigenvalue of 1.77 and invalid and meaningless with 5.95% of the total variance and an eigenvalue of 1.51. Together, these five factors explained 54% of the total variance.

Confirmatory factor analysis showed that the five-factor model has good fit in the Iranian population (Table 1). The results of the measurement invariance test for the five-factor model showed satisfactory fit indices based on Tucker-Lewis index, comparative fit index, and root mean square error of approximation for both male and female groups. Therefore, based on Chen's recommen-

dations [30], invariance is established for the five-factor model in both genders (Table 1).

To examine convergent validity, the AVE was used. In the present study, the AVE value was estimated at 0.5. To assess criterion validity, as shown in Table 2, there is a significant correlation between the total score of BAEQ and the PANAS and SWLS. These results confirm the convergent validity of the BAEQ.

To examine the reliability of the present questionnaire, composite reliability and internal consistency using Cronbach's alpha were used. According to the research findings, the composite reliability value was calculated as 0.949. Also, the Cronbach α for the present questionnaire was calculated as 0.75.

Conclusion

Emotional beliefs are defined as the beliefs that individuals hold about mental phenomena such as emotions [8]. Given the crucial role of emotional beliefs in psychological well-being, the present study aimed to investigate the psychometric properties of the BAEQ in the Iranian population. The results of the study indicated that the Persian version of BAEQ with five factors and 25 items possesses satisfactory validity and reliability in the general population. Therefore, we encourage future researchers to further investigate the psychometric properties of the BAEQ, taking into account the limitations identified in the present study, such as the lack of longitudinal data, convenience sampling, and non-clinical samples. In conclusion, researchers can confidently utilize the Persian version of the BAEQ in research studies and for evaluating the effectiveness of clinical interventions.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

This study was approved by the Research Ethics Committee of Zanjan University of Medical Sciences (Code: IR.ZUMS.REC.1403.018). All participants gave written informed consent. They were assured of the confidentiality of their information and were free to leave the study at any time.

Funding

This study was funded by the Student Research Committee of Zanjan University of Medical Sciences.

Authors contributions

Writing: Mobina Mohammadi; Writing, Data analysis, review & editing; Amirhossein Rasouli; Conceptualization and supervision; Seyedeh Elnaz Mousavi and Omid Saeid; Writing: Parisa Sarahi, Sahar Abbaszadeh, and Samaneh Shishechi; Final approval: All authors

Conflicts of interest

The authors declare no conflict of interest.

Acknowledgments

The authors would like to thank all participants for their cooperation in this study.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

This Page Intentionally Left Blank

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقاله پژوهشی

بررسی ساختارعاملی، ویژگی‌های روانسنجی و ثبات اندازه‌گیری پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی

مبینا محمدی[۱]، امیرحسین رسولی[۱]، امید ساعد[۲]، پریسا صراحی[۱]، سحر عباس‌زاده[۱]، سمانه شیشه‌چی[۱]، *سیده الناز موسوی[۲]

۱. گروه روانشناسی بالینی، کمیته تحقیقات و فناوری دانشجویی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی زنجان، زنجان، ایران.
۲. گروه روانشناسی بالینی، دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی زنجان، زنجان، ایران.

Use your device to scan and read the article online

Citation Mohammadi M, Rasouli A, Saed O, Sorahi P, Abbaszadeh S, Shishechi S, et al. [Factor Structure, Psychometric Properties, and Measurement Invariance of the Persian Version of Beliefs About Emotions Questionnaire (BAEQ) in the Iranian Population (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2025; 31:E2790.2. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.31.2790.2

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.31.2790.2

تاریخ دریافت: ۳۰ تیر ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۰۷ آذر ۱۴۰۳
تاریخ انتشار: ۰۹ اردیبهشت ۱۴۰۴

چکیده

اهداف باتوجه‌به نقش مهم باورهای هیجانی در سلامت روان‌شناختی و پژوهش در حوزه روان‌درمانی، مطالعه حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی و ثبات اندازه‌گیری پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی انجام شد.

مواد و روش‌ها مطالعه حاضر مقطعی و از نوع روان‌سنجی بود و با جمعیت افراد ساکن در شهر زنجان انجام شد. نمونه‌گیری از فروردین سال ۱۴۰۳ تا تیر سال ۱۴۰۳ از طریق انتشار اطلاعیه‌های آنلاین در شبکه‌های اجتماعی شهر زنجان انجام شد. درمجموع ۴۵۳ نفر از طریق نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. پایایی نسخه فارسی پرسش‌نامه باورهای هیجانی، از طریق همسانی درونی آلفای کرونباخ مورد ارزیابی قرار گرفت. روایی سازه از طریق روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی ارزیابی شد. برای ارزیابی روایی ملاکی از مقیاس عاطفه مثبت و منفی و مقیاس رضایت از زندگی استفاده شد.

یافته‌ها نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی از ساختار ۵ عاملی شامل عامل‌های طاقت‌فرسا و غیرقابل‌کنترل، شرم‌آور و غیرمنطقی، بی‌مصرف، سرایت‌کننده و بی‌اعتبار و بی‌معنا با ۲۵ گویه حمایت کرد. شاخص‌های برازش شامل (χ^2/df=۱/۷۴)، (GFI=۰/۹۳۰)، (CFI=۰/۹۴۶) و (RMSEA=۰/۴۰) رضایت‌بخش بودند. آلفای کرونباخ برای نمره کل ۰/۷۵ بود که نشان از همسانی درونی قابل‌قبول این ابزار بود. میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) و اعتبار مرکب (CR) به‌ترتیب ۰/۵۰ و ۰/۹۴، نشانگر همگرایی ساختاری درون آزمون بود. بررسی روایی ملاکی نشان داد این پرسش‌نامه با پرسش‌نامه‌های عاطفه مثبت (r=-۰/۲۷**) و منفی (r=-۰/۴۱۵**) و رضایت از زندگی (r=-۰/۲۰**) همبستگی معنی‌داری دارد. همچنین آزمون ثبات اندازه‌گیری امکان استفاده از این پرسش‌نامه را برای هر دو جنسیت تأیید کرد.

نتیجه‌گیری به‌طورکلی نسخه فارسی ۲۵گویه‌ای پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت و فرهنگ ایرانی از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است. بر همین اساس پژوهشگران با اطمینان می‌توانند از نسخه فارسی پرسش‌نامه باورهای هیجانی در مطالعات پژوهشی و بالینی استفاده کنند

کلیدواژه‌ها:
باورهای هیجانی، ساختارعاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی، ثبات اندازه‌گیری

* نویسنده مسئول:
دکتر سیده الناز موسوی
نشانی: زنجان، دانشگاه علوم پزشکی زنجان، دانشکده پزشکی، گروه روان‌شناسی بالینی.
تلفن: ۲۰۳ ۳۲۴۷ (۹۱۰) ۹۸+
پست الکترونیکی: dr.emousavi@zums.ac.ir

Copyright © 2025 The Author(s); Publisher by Iran University Medical Sciences
This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

مقدمه

هیجان‌ها[1] پدیده‌هایی چندبعدی هستند که به‌صورت پاسخ‌های تجربی، رفتاری و فیزیولوژیکی ازسوی سیستم هیجانی ظاهر می‌شوند [۱]. آن‌ها می‌توانند منفی یا مثبت باشند، مانند غم یا شادی؛ و زمانی رخ می‌دهند که افراد یک محرک را مرتبط با اهداف خود ارزیابی کنند [۲]. در همین راستا تنظیم هیجان[2] به‌عنوان فرآیندی تعریف می‌شود که ازطریق آن افراد هیجانات خود را نظارت، ارزش‌گذاری و تعدیل می‌کنند تا به خواسته‌های محیطی پاسخ کافی داده و به اهداف خود دست یابند [۳].

توانایی تنظیم مؤثر هیجانات با سلامت روان‌شناختی و بهزیستی فردی مرتبط است [۴]. بااین‌حال، افراد اغلب در تنظیم هیجانات خود دچار مشکل می‌شوند که می‌تواند به اختلالات روان‌شناختی منجر شود [۵، ۶]. یکی از سؤالات اساسی این است که چرا افراد با وجود پیامدهای منفی، درگیر اشکال ناسازگار تنظیم هیجان می‌شوند [۱]. برای توضیح این پدیده، محققان شروع به بررسی این موضوع کرده‌اند که «آیا باورهای افراد در مورد هیجانات[3]، یعنی ایده‌های آن‌ها در مورد ماهیت، ویژگی‌ها و عملکرد هیجانات‌شان، ممکن است بر تلاش‌های تنظیم هیجان آن‌ها تأثیر بگذارد یا خیر؟» [۷].

نتایج پژوهش‌ها نشان داده‌اند باورهایی که افراد درمورد پدیده‌های ذهنی مانند هیجانات دارند مهم هستند، زیرا بر پاسخ‌های آن‌ها به چالش‌ها و فرصت‌ها تأثیر می‌گذارند [۸]. درواقع شواهد پژوهشی زیادی وجود دارد که از نقش باورهای هیجانی در فرایند تنظیم هیجان، پیدایش و تداوم اختلالات روان‌پزشکی و سلامت و بهزیستی هیجانی حمایت می‌کنند [۷، ۹-۱۴]. مطالعات نشان داده‌اند که باورهای منفی درباره هیجانات، مانند اعتقاد به خطرناک یا غیرقابل‌کنترل بودن هیجانات، با استفاده از راهبردهای ناسازگارانه تنظیم هیجان و افزایش خطر ابتلا به اختلالات روانی مرتبط هستند [۷، ۱۵]. درمقابل، باورهای مثبت درباره هیجانات می‌توانند به استفاده از راهبردهای سازگارانه و بهبود سلامت روانی منجر شوند [۱۶]. بنابراین، ارزیابی و درک باورهای هیجانی افراد می‌تواند به مداخلات درمانی مؤثری برای بهبود تنظیم هیجان و کاهش مشکلات روان‌شناختی منجر شود [۱۷].

باتوجه‌به اهمیت باورهای هیجانی، ابزارهای مختلفی برای سنجش این سازه توسعه یافته‌اند. بااین‌حال بسیاری از این پرسش‌نامه‌ها، طیف محدودی از باورها را پوشش می‌دهند و اغلب تنها بر باورهای مربوط به فایده، کنترل‌پذیری یا انعطاف‌پذیری هیجان‌ها تمرکز می‌کنند [۱۸]. همچنین برخی پرسش‌نامه‌ها علاوه‌بر باورهای هیجانی، سازه‌هایی مانند استراتژی‌های تنظیم هیجان یا تمایل به ابراز هیجان را می‌سنجند؛ یا به‌جای باورهای شخصی افراد درباره هیجان‌هایشان، باورهای کلی افراد در مورد هیجان را می‌سنجند که باعث ایجاد سوگیری و کاهش دقت ارزیابی می‌شود [۹]. باتوجه‌به محدودیت‌های پرسش‌نامه‌های موجود، نیاز به مقیاسی جامع برای اندازه‌گیری تفاوت‌های ظریف و تغییرات در باورهای هیجانی افراد احساس می‌شود، چنین مقیاسی می‌تواند به ارتقای دقت در تحقیقات و روان‌درمانی کمک شایانی کند [۹].

منسر و همکاران در سال ۲۰۱۲ پرسش‌نامه‌ای دررابطه‌با سنجش باورهای هیجانی طراحی و اعتباریابی کردند [۱۹] که یکی از جامع‌ترین ابزارها در این زمینه است. این پرسش‌نامه با تمرکز بر سنجش طیف وسیعی از باورهای هیجانی، محدودیت‌های پرسش‌نامه‌های دیگر را که تنها به اندازه‌گیری راهبردهای تنظیم هیجان می‌پردازند، برطرف کرده است [۹]. پرسش‌نامه باورهای هیجانی[4] مبتنی بر نظریه فراشناخت است و باورهای ضمنی در مورد هیجانات را می‌سنجد. این پرسش‌نامه خودگزارشی ۴۳ گویه و ۶خرده‌مقیاس شامل کنترل‌ناپذیری[5]، شرمساری[6]، سودمندی[7]، معنا[8]، آسیب[9] و سرایت[10] دارد و انواع مختلف باورهایی که افراد می‌توانند در مورد هیجانات ناراحت‌کننده خود داشته باشند ارزیابی می‌کند [۱۹].

پرسش‌نامه حاضر در تعدادی از نمونه‌های فرهنگی و اجتماعی مختلف مورد بررسی و اعتبارسنجی قرار گرفته است. در سال ۲۰۲۲، مطالعه‌ای در ترکیه ساختار عاملی این پرسش‌نامه را در جمعیت دانشجویی مورد بررسی قرار داده است. این نویسندگان ساختار عامل اصلی BAEQ را با استفاده از ۳۷ گویه از ۴۳ گویه اصلی تأیید کردند [۲۰]. همچنین در سال ۲۰۲۳ مطالعه‌ای بر روی بزرگسالان استرالیایی ساختار ۵ عاملی (شامل عامل‌های شرمساری، کنترل‌ناپذیری، معنا، سودمندی و آسیب) با ۳۰ گویه را برای این پرسش‌نامه تأیید کرده است [۹].

اختلاف در ساختار عاملی این پرسش‌نامه در جامعه بین‌المللی، اهمیت اعتبارسنجی این مقیاس را برای جمعیت‌های دیگر برجسته می‌کند. باتوجه‌به اینکه جمعیت ایرانی ازلحاظ فرهنگی و زبانی با جمعیت‌های بررسی‌شده در مطالعات قبلی متفاوت است، تاکنون هیچ مطالعه‌ای به اعتبارسنجی نسخه فارسی BAEQ در جمعیت ایرانی نپرداخته است. همچنین

1. Emotions
2. Emotion regulation
3. Beliefs about emotions
4. Beliefs About Emotions Questionnaire (BAEQ)
5. Uncontrollable
6. Shameful
7. Useless
8. Meaningless
9. Damaging
10. Contagious

باتوجه‌به اهمیت عمیق درک باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی و همچنین به‌دلیل داشتن جمعیت بزرگ و متنوع فرهنگی، نیاز است ابزارهای معتبر و قابل‌اطمینان برای ارزیابی باورهای هیجانی اعتبارسنجی شود. این امر به‌ویژه باتوجه‌به شیوع اختلالات روانی و اهمیت مداخلات مبتنی بر تنظیم هیجان در کشور، ضرورت می‌یابد [۲۱]. علاوه‌براین، تفاوت‌های فرهنگی و زبانی می‌تواند بر نحوه تجربه و بیان هیجانات تأثیر بگذارد، بنابراین، اعتبارسنجی ابزارهای روان‌سنجی در بافت فرهنگی مربوطه اهمیت ویژه‌ای دارد [۲۲].

بر همین اساس باتوجه‌به نقش مهم باورهای هیجانی در سلامت روان‌شناختی و اهمیت برگردان زبانی و فرهنگی ابزارها، هدف از مطالعه حاضر، بررسی ساختار عاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی و ثبات اندازه‌گیری[11] نسخه فارسی پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی است. این مطالعه میتواند به رفع خلا موجود در ادبیات پژوهشی کمک کند و ابزار معتبری را برای پژوهشگران و بالینگران در ایران فراهم سازد. استفاده از نسخه معتبر فارسی BAEQ امکان ارزیابی دقیق‌تر باورهای هیجانی و طراحی مداخلات مؤثرتر در زمینه تنظیم هیجان را فراهم می‌کند.

مواد و روش‌ها

فرایند ترجمه

ابتدا نسخه فارسی پرسش‌نامه باورهای هیجانی براساس اصول بین‌المللی برای تطبیق بین فرهنگی[12] مقیاس‌های خودگزارشی ترجمه شد [۲۳]. این رویه با ترجمه گویه‌های پرسش‌نامه BAEQ به زبان فارسی توسط تیمی متشکل از متخصصان، شامل یک روانشناس بالینی و یک روانپزشک آغاز شد. سپس یک متخصص زبان انگلیسی نسخه فارسی را به زبان انگلیسی معکوس ترجمه کرد تا دقت و هم‌ارزی بین دو نسخه زبانی را تأیید کند. پس از چندین دور بازبینی و اصلاح برای رفع هرگونه ابهام دستوری یا محتوایی، نسخه فارسی ترجمه‌شده پرسش‌نامه BAEQ برای اجرا آماده شد. در ابتدا پرسش‌نامه به ۲۰ نفر نمونه اولیه داده شد و سپس بر اساس بازخوردها و نظرات آن‌ها نسخه نهایی پرسش‌نامه آماده برای اجرا آماده شد. این فرایند تضمین می‌کند که نسخه فارسی با ابزار اصلی انگلیسی همخوانی نزدیک دارد.

شرکت‌کنندگان و روش اجرا

این پژوهش مقطعی و از نوع روان‌سنجی بود و با جمعیت افراد ساکن در شهر زنجان انجام شد. نمونه‌گیری از فروردین سال ۱۴۰۳ تا تیر سال ۱۴۰۳ از طریق انتشار اطلاعیه‌های آنلاین در شبکه‌های اجتماعی شهر زنجان که در آن به‌طور خلاصه هدف و روش مطالعه همراه با لینک شرکت در پژوهش ارائه شده بود، انجام شد. شرکت‌کنندگان قبل از تکمیل پرسش‌نامه، رضایت آگاهانه مجازی را ارائه دادند. حجم نمونه با استفاده از قاعده بنتلر و چو[13] تخمین زده شد [۲۴]. براساس این قاعده تعداد ۵ تا ۲۰ نفر به‌ازای هر گویه پیشنهاد شده است. در پژوهش حاضر مطابق با قاعده حاضر و مطالعات گذشته برای ۴۳ گویه از ۱۰ نفر به‌ازای هر گویه استفاده شد [۲۵].

ملاک ورود به این مطالعه شامل رضایت آگاهانه، تحصیلات تا حداقل کلاس هشتم و رده سنی ۱۸تا ۵۰ سال بود.

ملاک خروج نیز تمایل به خروج از مطالعه و پاسخ‌دهی تصادفی به گویه‌ها بود. نمونه نهایی شامل ۴۵۳ نفر بود. همه شرکت کنندگان ایرانی بودند و با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند.

ابزارهای پژوهش

پرسش‌نامه باورهای هیجانی[14]

یک مقیاس خودگزارشی است که باورهای افراد را در مورد هیجانات‌شان اندازه‌گیری می‌کند و شامل ۴۳ گویه است که در مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱=کاملاً مخالف تا ۵=کاملاً موافقم رتبه‌بندی می‌شود [۱۹]. همچنین این پرسش‌نامه دارای ۶ خرده‌مقیاس شامل کنترل‌ناپذیری (موارد ۱-۹)، شرم‌آور و غیرمنطقی‌بودن (موارد ۱۰-۱۹)، بی‌معنایی (موارد ۲۰-۲۶)، بی‌فایده بودن (موارد ۲۷-۳۴)، آسیب‌رساندن (موارد ۳۵-۳۹) و مسری‌بودن (موارد ۴۰-۴۳) است [۹]. این پرسش‌نامه همسانی درونی کافی (۰/۸)، پایایی آزمون-بازآزمون، اعتبار همگرا و اعتبار واگرا مناسب نشان داده است [۱۹].

مقیاس عاطفه مثبت و منفی[15]

این مقیاس یک ابزار خودسنجی برای سنجش دو بعد خلقی یعنی عاطفه مثبت و منفی است که واتسون و همکاران آن را طراحی کرده‌اند [۲۶]. در این مقیاس، ۲۰ عبارت که بیانگر ۱۰ احساس مثبت (مانند شادابی و اشتیاق) و ۱۰ احساس منفی (مانند اضطراب و ناامیدی) است، در قالب کلمات مطرح شده و نظر تکمیل‌کننده در مورد این احساسات، در چهار بعد گذشته، حال، آینده و به‌طور کلی، در یک مقیاس ۵ درجه‌ای (از ۱=بسیار کم تا ۵=بسیار زیاد) ارزیابی می‌شود. دامنه نمرات برای هر خرده‌مقیاس از ۱۰ تا ۵۰ است. همسانی درونی این مقیاس برای عاطفه مثبت ۰/۸۸ و برای عاطفه منفی ۰/۸۷ به دست آمده است. همچنین پایایی آزمون-باز آزمون برای عاطفه

11. Measurement Invariance
12. Cross-Cultural
13. Bentler & Chou
14. Beliefs About Emotions Questionnaire (BAEQ)
15. Positive and Negative Affect Schedule (PANAS)

مثبت ۰/۶۸ و برای عاطفه منفی ۰/۷۱ به دست آمد که حاکی از ثبات درونی آن می‌باشد [۲۶]. همبستگی‌های میان عاطفه مثبت و منفی با ابزارهای سنجش مختلف، روایی خارجی این ابزارها را تأیید می‌کند. به‌عنوان‌مثال، همبستگی عاطفه منفی با فهرست وارسی علائم (SCL-90-R) برابر با ۰/۷۲ و همبستگی عاطفه مثبت با همین ابزار برابر با ۰/۱۹ است. همچنین، همبستگی عاطفه منفی با پرسش‌نامه افسردگی بک ۰/۵۸ و همبستگی عاطفه مثبت با این پرسش‌نامه ۰/۳۶- گزارش شده است. در ایران نیز پاشا شریفی و همکاران ساختار دو عاملی این ابزار را تأیید کردند و ضریب همسانی ۰/۷۷ را برای کل پرسش‌نامه گزارش کردند [۲۷]. در پژوهش حاضر ضریب آلفا برای عاطفه منفی ۰/۸۸ و برای عاطفه مثبت ۰/۸۶ محاسبه شد.

مقیاس رضایت از زندگی[16]

این مقیاس خودسنجی برای سنجش میزان رضایت از زندگی کلی افراد را دینر و همکاران طراحی کرده‌اند [۲۸]. این مقیاس جنبه‌های مثبت تجارب فرد را ارزیابی می‌کند. مقیاس فوق دارای ۵ گویه است که در قالب لیکرت ۷ درجه‌ای (۱=کاملاً مخالفم تا ۷=کاملاً موافقم) درجه‌بندی می‌شوند. گویه‌های این مقیاس عبارت‌اند از

۱. در اکثر مواقع زندگی من ایدئآل است؛

۲. شرایط زندگی من بسیار عالی است؛

۳. من از زندگی خود رضایت دارم؛

۴. تابه‌حال چیزهای مهم مورد نظرم را در زندگی به دست آورده‌ام؛

۵. اگر می‌توانستم دوباره زندگی را شروع کنم چیزی را تغییر نمی‌دادم.

نمره برش این مقیاس ۲۰ است. نمره ۲۰ به این معناست که فرد نه راضی و نه ناراضی است. همچنین نمره بالاتر از ۳۰ نشان‌دهنده رضایت بالا و نمره بین ۵ تا ۹ نشان‌دهنده بیشترین میزان نارضایتی از زندگی است. ساختار تک عاملی و پایایی این ابزار با آلفا ۰/۸۴ تا ۰/۸۹ تأیید شده است [۲۹]. در ایران نیز فلاحی و همکاران پایایی آن به روش آلفای کرونباخ را ۰/۸۵ و به روش بازآزمایی ۰/۷۷ گزارش دادند. همچنین ساختار تک عاملی آن تأیید و اعتبار همگرای آن با استفاده از فهرست شادکامی آکسفورد[17] و پرسش‌نامه افسردگی بک[18] رضایت‌بخش گزارش شده است [۳۰]. در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای این ابزار ۰/۸۸ محاسبه شد.

16. Satisfaction With Life Scale (SWLS)
17. Oxford Happiness Inventory (OHI)
18. Beck Depression Inventory (BDI)

روش تحلیل داده‌ها

در این پژوهش آمار توصیفی (میانگین و درصد) برای تحلیل اطلاعات جمعیت شناختی استفاده شد. همچنین از تحلیل عاملی اکتشافی[19] و تحلیل عاملی تأییدی[20] برای سنجش روایی ابزار استفاده شد. تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[21] انجام شد. برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی، از آزمون کایزر-میر-اولکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت استفاده شد. همچنین برای ساده‌سازی و تفسیر بهتر عوامل، از روش چرخش واریماکس[22] استفاده شد. برای تعیین تعداد عوامل از سه روش مقدار ویژه[23] بزرگ‌تر از ۱، نمودار اسکری[24] و تحلیل موازی استفاده شد.

تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی[25] برای ارزیابی سه مدل از پرسش‌نامه BAEQ انجام شد. برازش مدل با استفاده از شاخص‌های زیر ارزیابی شد: نسبت مجذور کای به درجه آزادی[26] (CMIN/DF)، شاخص نیکویی برازش[27] (GFI)، شاخص برازش افزایشی[28] (IFI)، شاخص تاکر-لوئیس[29] (TLI)، شاخص برازش تطبیقی[30] (CFI) و ریشه میانگین مربعات خطای تقریب[31] (RMSEA)؛ برازش خوب به‌صورت ۳≤DF/CMIN، TLI، IFI، CFI≥۰/۹۰۰ و RMSEA≤۰/۰۵ تعریف شد [۳۱].

برای تعیین یکسان بودن پارامترهای روان‌سنجی پرسش‌نامه BAEQ در بین جنسیت‌ها (زنان در مقابل مردان)، ثبات اندازه‌گیری[32] ارزیابی شد. این تجزیه‌وتحلیل ارزیابی می‌کند که تا چه میزان باورهای هیجانی افراد به‌طور یکسان برای هر دو جنس اندازه‌گیری می‌شود. ثبات اندازه‌گیری با استفاده از یک سری مدل‌ها مانند کانفیگیورال[33]، متریک[34] و اسکالار[35] مورد آزمایش قرار گرفت. برازش مدل با استفاده از تغییر در CFI و RMSEA بین مدل‌های کمتر و بیشتر محدودکننده و محدودکننده مقایسه

19. Exploratory factor Analysis (EFA)
20. Conformatory Factor Analysis (CFA)
21. Principal Component Analysis
22. Varimax Rotation
23. Eigenvalue
24. scree plot
25. Maximum Likelihood (ML)
26. Chi-square/degrees of freedom (CMIN/DF)
27. Goodness of Fit Index (GFI)
28. Incremental Fit Index (IFI)
29. Tucker-Lewis Index (TLI)
30. Comparative Fit Index (CFI)
31. Root Mean Square Error Of Approximation (RMSEA)
32. Measurement invariance
33. Configural invariance
34. Metric invariance
35. Scalar invariance

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی

متغیرهای جمعیت‌شناختی		تعداد (درصد)
جنسیت	مرد	۱۵۸(۳۴/۹)
	زن	۲۹۵(۶۵/۱)
سن	۱۸–۳۰	۳۴۳(۷۵/۷)
	۳۱–۴۰	۵۹(۱۳/۴)
	۴۱–۵۰	۵۱(۱۰/۹)
وضعیت تاهل	مجرد	۳۱۴(۶۹/۳)
	متأهل	۱۳۹(۳۰/۷)
تحصیلات	دیپلم و پایین‌تر	۱۵۹(۳۵/۱)
	فوق دیپلم	۲۳(۵/۱)
	کارشناسی	۱۶۲(۳۵/۸)
	کارشناسی ارشد	۷۲(۱۵/۹)
	دکتری	۳۷(۸/۲)

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

شد. مقادیر موردقبول برای ثبات ΔRMSEA≤۰/۱۵ و ΔCFI≤۰/۰۱ بود [۳۲]. به‌منظور بررسی پایایی این ابزار از پایایی مرکب[36] و همچنین روش همسانی درونی به شیوه آلفای کرونباخ استفاده شد، آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۷۰ نشانگر همسانی درونی خوب است. علاوه‌براین، روایی همگرا با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده[37] ارزیابی شد و روایی ملاکی با بررسی همبستگی این ابزار با پرسش‌نامه‌های عاطفه مثبت و منفی و پرسش‌نامه رضایت از زندگی ارزیابی شد. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۷ برای آمار توصیفی و تحلیل عاملی اکتشافی و AMOS نسخه ۲۴ برای تحلیل عاملی تأییدی، تحلیل شدند.

یافته‌ها

اطلاعات توصیفی

همان‌طور که در جدول شماره ۱ نشان داده شده است، درمجموع ۴۵۳ نفر در این مطالعه شرکت کردند که ۶۵/۱ درصد (۲۹۵ نفر) از آن‌ها زن و ۳۴/۹ درصد (۱۵۸ نفر) مرد بودند. بازه سنی شرکت‌کنندگان از ۱۸ تا ۵۰ سال متغیر بود و ۷۵/۷ درصد ۱۸تا ۳۰ سال، ۱۳/۴ درصد ۳۱ تا۴۰ سال و ۱۰/۹ درصد ۴۱ تا ۵۰ سال بودند. ازنظر وضعیت تأهل، ۶۹/۳ درصد مجرد و ۳۰/۷ درصد متأهل و ازنظر سطح تحصیلات، ۳۵/۱ درصد دیپلم و زیر دیپلم، ۵/۱ درصد فوق دیپلم، ۳۵/۸ درصد کارشناسی، ۱۵/۹ درصد کارشناسی ارشد و ۸/۲ درصد دکتری، پزشکی عمومی و بالاتر بودند. بررسی چولگی و کشیدگی متغیرها نشان داد تمامی آن‌ها در بازه (۲ تا ۲-) بوده و در محدوده نرمال بودند. نتیجه آزمون کولموگروف اسمیرنوف[38] معنی‌داری کوچک‌تر از ۰/۰۵ را نشان داد که به نظر می‌رسد باتوجه‌به حجم بالای نمونه تخطی از این پیش‌فرض بلامانع است.

تحلیل عاملی تأییدی[39]

تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار AMOS نسخه ۲۴ انجام شد. ابتدا مدل شش عاملی معرفی‌شده توسط سازندگان ابزار مورد آزمون قرار گرفت [۱۹]، همان‌طور که در جدول شماره ۲ نشان داده شده است، مجذور کای و شاخص‌های برازش نشان‌دهنده برازش ضعیف بودند. دومین و سومین تحلیل عاملی برای ارزیابی مدل‌های معرفی‌شده در پژوهش‌های گذشته، شامل مدل کوچ و همکاران در ترکیه و استرودل و همکاران در استرالیا، انجام شد [۹، ۲۰]. مشابه تجزیه‌وتحلیل اولیه، مجذور کای و شاخص‌های برازش نشان‌دهنده برازش ضعیف مدل بودند.

36. Composite Reliability (CR)
37. Average Variance Extracted (AVE)
38. Kolmogorov–Smirnov
39. Conformatory Factor Analysis (CFA)

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش

مدل‌ها	شاخص‌ها					
	نسبت مجذور کای به درجه آزادی	شاخص نیکویی برازش	شاخص برازش تطبیقی	تاکر- لوییس	شاخص برازش افزایشی	ریشه میانگین مربعات خطای تقریب
مدل۶عاملی اولیه (۴۳گویه)	۵/۰۸	۰/۵۸۸	۰/۴۲۶	۰/۳۸۶	۰/۴۳۱	۰/۰۹۵
مدل۶عاملی ترکیه (۳۷گویه)	۵/۴۲۸	۰/۶۱۷	۰/۴۳۳	۰/۳۸۵	۰/۴۳۹	۰/۰۹۹
مدل ۵عاملی استرالیا (۳۰گویه)	۵/۴۰۹	۰/۶۷۶	۰/۴۴۰	۰/۳۸۳	۰/۴۴۷	۰/۰۹۸
مدل ۵عاملی ایرانی (پژوهش حاضر) (۲۵گویه)	۱/۷۴۴	۰/۹۳۰	۰/۹۴۶	۰/۹۳۶	۰/۹۴۶	۰/۰۴۰

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

تحلیل عاملی اکتشافی[40]

باتوجه‌به اینکه هیچ‌یک از مدل‌ها در تحلیل عاملی تأییدی برازش خوبی نشان نداد، تحلیل عاملی اکتشافی با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[41] و چرخش واریماکس[42] برای بررسی ساختار عاملی پرسش‌نامه BAEQ مورد استفاده قرار گرفت. برای بررسی کفایت نمونه‌گیری از آزمون کایزر-میر- اولکین[43] (KMO) استفاده شد. در پژوهش حاضر مقدار KMO به‌دست‌آمده برابر با ۰/۸۵ بود که نمایانگر کفایت نمونه‌گیری است. برای بررسی همبسته بودن متغیرها از آزمون بارتلت[44] استفاده شد. در این پژوهش مقدار آماره این آزمون ۶۵۸۳/۱۳ و سطح معنی‌داری آن کمتر از ۰/۰۰۱ به دست آمد که نمایانگر همبسته بودن متغیرها و امکان اجرای تحلیل عاملی اکتشافی است. پس از اجرای تحلیل عاملی، نمودار اسکری[45] تعداد ۱۱ عامل با مقدار ویژه بالای ۱ را نشان داد. درمقابل تحلیل موازی[46] با استفاده از نرم‌افزار مونت‌کارلو[47] تعداد ۵ عامل را پیشنهاد داد (تصویر شماره ۱).

با بررسی اشتراک اولیه بین گویه‌ها، مقدار ۰/۴ به‌عنوان مبنا در نظر گرفته شد و گویه‌هایی که اشتراک اولیه کمتر از این مقدار داشتند از تحلیل حذف شدند. بر همین اساس ۱۸ گویه از ادامه تحلیل حذف شدند. نتایج نشان داد:

عامل اول با عنوان «طاقت‌فرسا و غیرقابل‌کنترل» و با مقدار ویژه ۵/۶۰۴، ۲۰/۷ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند.

عامل دوم با عنوان «شرم‌آور و غیرمنطقی» و با مقدار ویژه ۳/۳۸، ۱۲/۵۱ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند.

عامل سوم با عنوان «بی‌مصرف» و با مقدار ویژه ۲/۳۱، ۸/۵۸ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند.

عامل چهارم با عنوان «مسری» و با مقدار ویژه ۱/۷۷، ۶/۵۶ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند.

عامل پنجم با عنوان «بی‌اعتبار و بی‌معنا» و با مقدار ویژه ۱/۵۱، ۵/۵۹ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند.

درمجموع این عوامل ۵۴ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کنند. یافته‌های حاصل از ماتریس چرخش‌یافته با شیوه واریماکس[48] در جدول شماره ۳ ارائه شده است. براساس جدول شماره ۳ تمامی گویه‌ها از بار عاملی مطلوبی برخوردارند؛ همچنین شکل گرافیکی مدل ۵ عاملی پرسش‌نامه باورهای هیجانی در تصویر شماره ۲ ارائه شده است. برای تأیید مدل ۵ عاملی به‌دست‌آمده، تحلیل‌عاملی تأییدی با نرم‌افزار AMOS انجام شد. نتایج نشان داد مدل ۵ عاملی در جمعیت ایرانی از برازش مطلوبی برخوردار است (جدول شماره ۲).

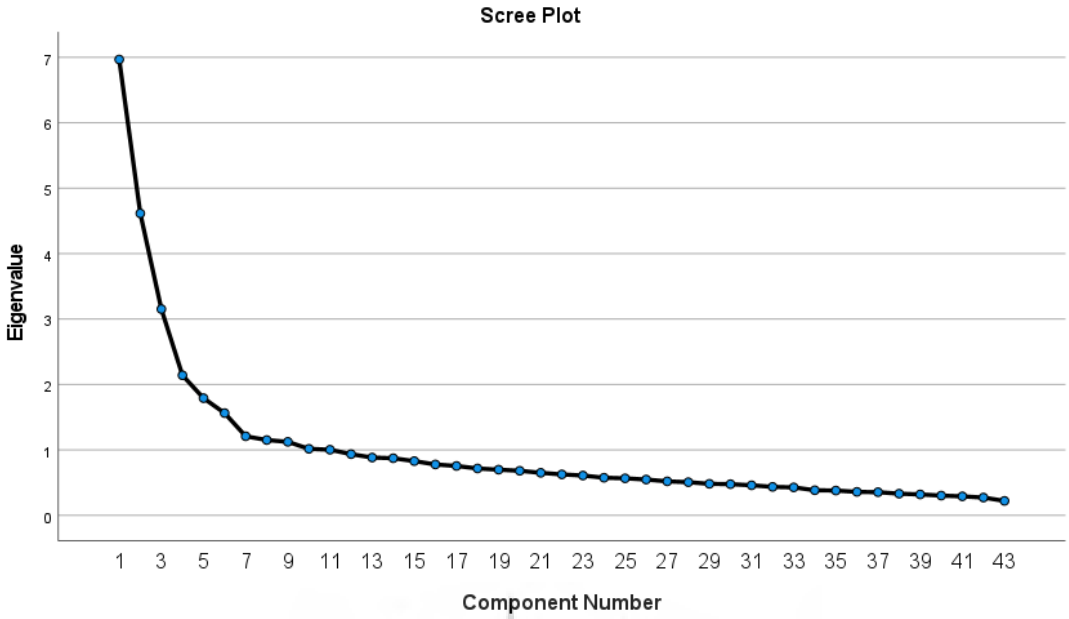
ثبات اندازه‌گیری

جدول شماره ۴ نتایج آزمون ثبات اندازه‌گیری برای مدل پنج عاملی را نشان می‌دهد. این مدل شاخص‌های برازش رضایت‌بخشی را براساس CFI، TLI و RMSEA برای هر دو گروه مردان و زنان نشان داد. علاوه‌براین، مدل‌های کانفیگیورال، متریک و اسکالار که بین گروه‌های جنسیتی مورد آزمون قرار گرفتند، شاخص‌های برازش رضایت‌بخشی را نشان دادند. هیچ نشانه‌ای از افت شاخص‌های برازش در مقایسه مدل‌های کانفیگیورال

40. Exploratory factor Analysis (EFA)
41. Principal Component Analysis
42. varimax rotation
43. Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) Test
44. Bartlett's test of sphericity
45. scree plot
46. Parallel analysis
47. MonteCarlo PA
48. Varimax rotation

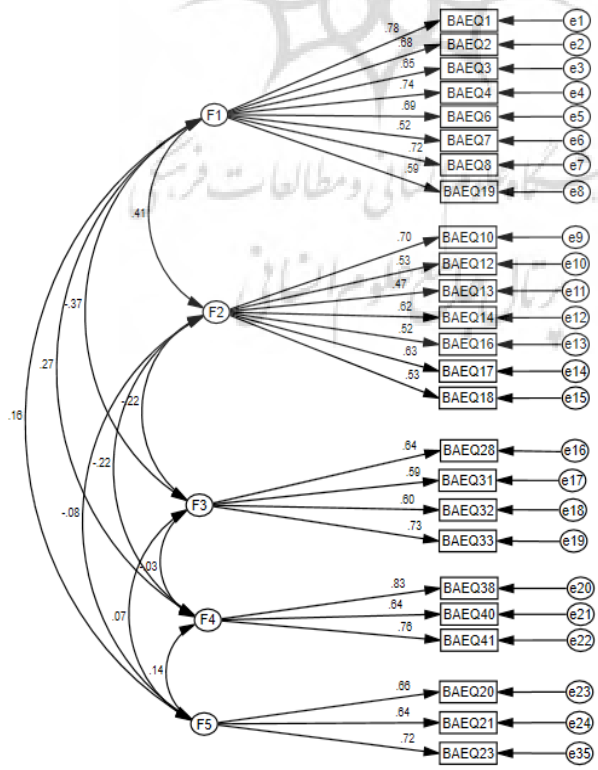
جدول ۳. محتوا و بارعاملی گویه‌های پرسش‌نامه باورهای هیجانی (n=۳۵۴)

عامل	شماره گویه اولیه	شماره گویه	محتوای گویه‌ها	بارعاملی				
				۱	۲	۳	۴	۵
عامل‌اول: طاقت فرسا و غیرقابل کنترل	۱	۱	وقتی ناراحت می‌شوم این احساس به‌طور کامل بر من مسلط می‌شود.	۰/۷۸۶				
	۲	۲	احساس ناراحتی می‌تواند کاملاً کنترلم را از من بگیرد.	۰/۶۶۶				
	۳	۳	در احساس ناراحتی گرفتار می‌شوم.	۰/۶۵۵				
	۴	۴	وقتی احساس ناراحتی شروع می‌شود، نمی‌توانم آن را کنترل کنم.	۰/۷۳۴				
	۶	۵	وقتی احساس ناراحتی می‌کنم، عملاً از انجام هر کاری باز می‌مانم، تا زمانی که این حس از بین برود.	۰/۶۹۱				
	۷	۶	احساس ناراحتی غیرقابل‌کنترل است.	۰/۵۷۰				
	۸	۷	احساس ناراحتی مانع انجام کارهایم می‌شود.	۰/۷۵۰				
	۱۹	۸	احساس ناراحتی باعث می‌شود سردرگم و گیج شوم.	۰/۷۵۰				
عامل دوم: شرم‌آور و غیرمنطقی	۱۰	۹	من باید به خاطر وجود احساس ناراحتی، شرمنده باشم.		۰/۷۰۰			
	۱۲	۱۰	احساس ناراحتی داشتن نشانه حماقت است.		۰/۵۲۸			
	۱۳	۱۱	اگر خودم را ناراحت نکنم همه چی مرتب و امن می‌شود.		۰/۴۷۰			
	۱۴	۱۲	نباید احساس ناراحتی داشته باشم و داشتنِ این احساس برایم غیرقابل‌قبول است.		۰/۵۲۸			
	۱۶	۱۳	وقتی احساس ناراحتی می‌کنم، باید آن را نادیده بگیرم، زیرا اهمیتی ندارد.		۰/۵۲۴			
	۱۷	۱۴	داشتنِ احساس ناراحتی، خجالت‌آور است.		۰/۶۲۸			
	۱۸	۱۵	هیچ وقت دلیل منطقی برای احساس ناراحتی در من وجود ندارد.		۰/۵۳۵			
عامل‌سوم: بی‌مصرف	۲۸	۱۶	احساس ناراحتی باعث می‌شود به چیزهای ارزشمندی درباره خودم پی‌ببرم.			۰/۶۴۳		
	۳۱	۱۷	احساس ناراحتی باعث می‌شود واقع بینانه‌تر مسائل مهم زندگیم را تشخیص دهم.			۰/۵۸۷		
	۳۲	۱۸	احساس ناراحتی باعث می‌شود خلاقیت به خرج بدهم و راهی پیدا کنم.			۰/۶۰۱		
	۳۳	۱۹	احساس ناراحتی کمک می‌کند تا بتوانم دربارهٔ کارها و برنامه‌های آینده تصمیم بگیرم.			۰/۷۳۰		
عامل‌چهارم: مسری	۳۸	۲۰	احساسِ ناراحتی من روی دیگران اثر می‌گذارد.				۰/۸۳۱	
	۴۰	۲۱	دیگران از احساس ناراحتی من متأثر می‌شوند.				۰/۶۴۴	
	۴۱	۲۲	احساس ناراحتی من روی اطرافیانم تأثیر می‌گذارد.				۰/۷۵۵	
عامل‌پنجم: بی‌اعتبار و بی‌معنا	۲۰	۲۳	همیشه دلیل خاصی برای ناراحت شدن من وجود دارد.					۰/۶۵۵
	۲۱	۲۴	همیشه دلیلی برای احساس ناراحتی وجود دارد و آنها بی‌دلیل اتفاق نمی‌افتند.					۰/۶۴۰
	۲۳	۲۵	وقتی احساس ناراحتی می‌کنم، یعنی چیزی وجود دارد که باید از آن ناراحت باشم.					۰/۷۲۰



تصویر ۱. مقادیر ویژه عامل‌های استخراج‌شده در تحلیل عاملی اکتشافی

مجله روان پزشکی و روان شناسی بالینی ایران



تصویر ۲. مدل نهایی ساختار ۵عاملی پرسش‌نامه باورهای هیجانی

مجله روان پزشکی و روان شناسی بالینی ایران

جدول۴. نتایج آزمون ثبات اندازه‌گیری

مدل‌ها	مجذورکای (درجه آزادی)	P	شاخص برازش تطبیقی (CFI)	تاکر-لوییس (TLI)	ریشه میانگین مربعات خطای تقریب(RMSEA)
مدل کانفیگیورال	۸۲۸/۷۷ (۵۰۶)	<۰/۰۰۱	۰/۹۱۰	۰/۸۹۳	۰/۰۳۷
مدل متریک	۸۵۳/۲۷ (۵۲۶)	<۰/۰۰۱	۰/۹۰۹	۰/۸۹۶	۰/۰۳۷
مدل اسکالار	۸۶۵/۲۲ (۵۴۱)	<۰/۰۰۱	۰/۹۱۰	۰/۹۰۰	۰/۰۳۶

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

دیده نشد ($\Delta\chi^2$=25; P<۰/۰۰۰; ΔTLI=۰/۰۰۳; ΔCFI=۰/۰۰۱; ΔRMSEA=۰/۰۰۰)، همچنین بین مدل‌های متریک و اسکالار نیز افت شاخص‌های برازش مشاهده نشد ($\Delta\chi^2$=۱۱/۹۵; P<۰/۰۰۰; ΔTLI=۰/۰۰۴; ΔCFI=۰/۰۰۱; ΔRMSEA=۰/۰۰۰). درنتیجه باتوجه‌به توصیه‌های چن[۴۹] [۳۳] ثبات برای مدل ۵ عاملی در هر دو جنس برقرار است.

روایی ملاکی و همگرا و پایایی

برای بررسی روایی همگرا از شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده[۵۰] استفاده شد. درصورتی که مقدار AVE بیشتر از ۰/۵ باشد قابل‌قبول در نظر گرفته می‌شود. در پژوهش حاضر مقدار AVE، ۰/۵ برآورد شد. برای ارزیابی اعتبار ملاکی پرسش‌نامه باورهای هیجانی، همبستگی بین نمره کل و نمرات زیرمقیاس‌های آن با سایر مقیاس‌هایی مانند پرسش‌نامه عاطفه مثبت و منفی و مقیاس رضایت از زندگی محاسبه شد. ماتریس همبستگی در جدول شماره ۵ ارائه شده است. همان‌طور که در جدول شماره ۵ مشاهده می‌شود بین نمره کل باورهای هیجانی و پرسش‌نامه‌های رضایت از زندگی و عاطفه مثبت و منفی همبستگی معنی‌دار وجود دارد. این نتایج، روایی همگرا پرسش‌نامه باورهای هیجانی را تأیید می‌کند.

برای بررسی پایایی پرسش‌نامه حاضر از پایایی مرکب[۵۱] و همچنین روش همسانی درونی به شیوه آلفای کرونباخ استفاده شد. مطابق یافته‌های پژوهش مقدار CR برابر با ۰/۹۴۹ محاسبه شد. همچنین آلفای کرونباخ پرسش‌نامه حاضر برابر با ۰/۷۵ محاسبه شد. این موارد نشان می‌دهد پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی از پایایی و روایی مناسب برخوردار است.

بحث

باورهای هیجانی به باورهایی که افراد درمورد پدیده‌های ذهنی مانند هیجانات دارند گفته می‌شود [۸]. باتوجه‌به نقش مهم باورهای هیجانی در سلامت روانشناختی، هدف مطالعه حاضر بررسی ساختار عاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی و ثبات اندازه‌گیری

49. Chen

50. Average Variance Extracted (AVE)

51. Composite Reliability (CR)

جدول ۵. ضرایب همبستگی بین عامل‌ها و باورهای هیجانی و زیرمقیاس‌هایش با عاطفه مثبت و منفی و رضایت از زندگی

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱. نمره کل باورهای هیجانی	۱	۰/۷۳۴**	۰/۵۵۱**	۰/۰۹۷*	۰/۲۵۸**	۰/۳۵۰**	-۰/۲۱۷**	۰/۴۱۵**	-۰/۲۰**
۲. طاقت‌فرسا و غیرقابل‌کنترل		۱	۰/۳۲۲**	-۰/۳۱۵**	۰/۲۰۶**	۰/۱۲۷**	-۰/۴۲۰**	۰/۶۰۶**	-۰/۳۶۷**
۳. شرم‌آور و غیرمنطقی			۱	-۰/۱۳۵**	-۰/۱۹۹**	۰/۰۵۱	-۰/۱۱۲*	۰/۲۵۳**	-۰/۰۸۲
۴. بی‌مصرف				۱	-۰/۰۱۰	۰/۰۳۸	۰/۳۳۰**	-۰/۲۴۱**	۰/۲۵۰**
۵. مسری					۱	۰/۱۰۱*	-۰/۱۰۸**	۰/۱۳۰**	-۰/۰۴۰
۶. بی‌اعتبار و بی‌معنا						۱	۰/۰۰	-۰/۰۱۴	-۰/۰۷۷
۷. عاطفه مثبت							۱	-۰/۴۶۸**	۰/۵۲۸**
۸. عاطفه منفی								۱	۰/۴۹۷**
۹. رضایت از زندگی									۱

*P<۰/۰۵، **P<۰/۰۱

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی بود. نتایج مطالعه حاضر نشان داد این پرسش‌نامه از روایی و پایایی مناسبی در جمعیت عمومی برخوردار است.

مطابق یافته‌های پژوهش ساختار ۶ عاملی اصلی BAEQ در جمعیت ایرانی تأیید نشد. درنتیجه، تحلیل عاملی اکتشافی بر روی ۴۳ گویه اصلی انجام شد و ساختار ۵ عاملی شامل «طاقت‌فرسا و غیرقابل‌کنترل»، «شرم‌آور و غیرمنطقی»، «بی‌مصرف»، «سرایت‌کننده» و «بی‌اعتبار و بی‌معنا» با ۲۵ گویه معرفی گردید. این ساختار عاملی جدید با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی مورد آزمون قرار گرفت و تأیید شد.

ساختار عاملی نهایی شناسایی‌شده در این مطالعه در مقایسه با ساختار عاملی اصلی [۱۹] و نسخه ترکیه‌ای [۲۰] در یک عامل متفاوت است، زیرا در این پژوهش گویه‌های ۵، ۹، ۱۱، ۱۵، ۲۲، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۲۹، ۳۰، ۳۴، ۳۵، ۳۶، ۳۷، ۳۹، ۴۲، ۴۳ به‌دلیل بار عاملی کمتر از ۰/۴ حذف شدند و گویه ۱۹ «احساس ناراحتی باعث می‌شود سردرگم و گیج شوم.» در عامل اول، یعنی «طاقت‌فرسا و غیرقابل‌کنترل» و گویه ۳۸ «احساسِ ناراحتی من روی دیگران اثر می‌گذارد.» در عامل چهارم یعنی «سرایت‌کننده» جای‌گذاری شدند؛ در تبیین این یافته می‌توان گفت مفهوم این گویه‌ها در فرهنگ ایرانی و ساختار زبان فارسی متفاوت از جمعیت‌های پیشین ارزیابی شده است.

یافته‌های مطالعه حاضر با یافته‌های مطالعه استرودل و همکاران [۹] که به بررسی ساختارعاملی این پرسش‌نامه در جمعیت استرالیایی پرداختند، همخوان است. در نسخه استرالیایی ۱۳ گویه حذف شد و از ساختار ۵ عاملی حمایت می‌کند.

برای ارزیابی اعتبار ملاکی پرسش‌نامه باورهای هیجانی، همبستگی بین نمره کل و نمرات زیرمقیاس‌های آن با سایر مقیاس‌ها مانند پرسش‌نامه عاطفه مثبت و منفی و مقیاس رضایت از زندگی محاسبه شد. نتایج نشان داد بین نمره کل باورهای هیجانی و عاطفه مثبت (r=-۰/۲۱۷)، عاطفه منفی (r=۰/۴۱۵) و رضایت از زندگی (r=-۰/۲۰) همبستگی معنی‌دار وجود دارد. این یافته مطابق با یافته‌های کوچ و همکاران و استرودل و همکاران [۹، ۲۰] روایی همگرای پرسش‌نامه باورهای‌هیجانی را تأیید می‌کند.

برای بررسی پایایی پرسش‌نامه حاضر از پایایی مرکب و همچنین روش همسانی درونی به شیوه آلفای کرونباخ استفاده شد. مطابق یافته‌های پژوهش مقدار CR برابر با ۰/۹۴۹ محاسبه شد. همچنین آلفای کرونباخ پرسش‌نامه حاضر برابر با ۰/۷۵ محاسبه شد که نزدیک به مطالعه منسر و همکاران و کوچ و همکاران است [۱۹، ۲۰]. این موارد نشان می‌دهد پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی از پایایی و روایی مناسب برخوردار است.

یافته‌های حاصل از بررسی ثبات اندازه‌گیری پرسش‌نامه باورهای هیجانی نشان داد که مطابق نظر پاتنیک و برنشتاین [۳۴] و با در نظر گرفتن شاخص‌های متریک، اسکالار و کانفیگیورال این پرسش‌نامه هم در میان مردان و هم زنان از اعتبار کافی برخوردار است و برای هر دو جنسیت قابلیت اجرا دارد.

در دسترس بودن ابزاری که قادر به ارزیابی باورهای هیجانی مراجعان باشد، برای پژوهشگران و بالینگران بسیار حائز اهمیت است. یافته‌های اخیر مبنی بر اینکه باورهای هیجانی می‌توانند توسط روان‌درمانی‌هایی مانند درمان متمرکز بر هیجان تغییر یابند [۳۵]، نشان می‌دهد BAEQ می‌تواند ابزار مفیدی برای پژوهش در زمینه روان‌درمانی باشد، همچنین شناسایی مکانیسم‌های تغییر در روان‌درمانی نیز از دیگر کاربردهای این ابزار است [۹]. بر همین اساس، ما پژوهشگران آینده را تشویق می‌کنیم که با در نظر گرفتن محدودیت‌های شناسایی‌شده در مطالعه حاضر، مانند نبود داده‌های طولی، نمونه‌گیری در دسترس و نمونه‌های غیربالینی، به بررسی مجدد این ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه حاضر بپردازند.

نتیجه‌گیری

درمجموع، نتایج مطالعه حاضر نشان داد نسخه فارسی پرسش‌نامه باورهای هیجانی در جمعیت ایرانی از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است. همچنین این مطالعه ساختار ۵ عاملی با ۲۵ آیتم این پرسش‌نامه در فرهنگ ایرانی را تأیید کرد. بر همین اساس پژوهشگران با اطمینان می‌توانند از نسخه فارسی پرسش‌نامه باورهای هیجانی در مطالعات پژوهشی و ارزیابی اثربخشی مداخلات بالینی استفاده کنند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق در پژوهش

مطالعه حاضر موردتأیید کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی زنجان (IR.ZUMS.REC.1403.018) قرار گرفت. قبل از پاسخ به سؤالات پرسش‌نامه، از دانشجویان درمورد رضایت آن‌ها برای شرکت در پژوهش سؤال شد و در صورت تمایل سؤالات نمایش داده شد. همچنین به شرکت‌کنندگان درمورد محرمانه بودن اطلاعات شخصی اطمینان داده شد.

حامی مالی

این مطالعه با حمایت مالی کمیته تحقیقات دانشجویی دانشگاه علوم پزشکی زنجان انجام شد (کد طرح: A-۱۱-۱۴۰۸-۱۹).

مشارکت نویسندگان

نهایی‌سازی و نگارش مقاله: مبینا محمدی؛ نهایی‌سازی، نگارش مقاله، تحلیل آماری، بررسی و ویرایش: امیرحسین رسولی؛ مفهوم‌سازی و نظارت: امید ساعد و سیده الناز موسوی؛ نگارش مقاله: پریسا صراحی، سحر عباس‌زاده و سمانه شیشه‌چی.

تعارض منافع

نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافی برای اعلام ندارند.

تشکر و قدردانی

از تمامی شرکت‌کنندگان به خاطر مشارکت در این پژوهش و نیز همکاری صمیمانه در پاسخگویی به سؤالات پرسش‌نامه، تشکر و قدردانی می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

References

[1] Arbulu I, Salguero JM, Ramos-Cejudo J, Bjureberg J, Gross JJ. Emotion beliefs are associated with emotion regulation strategies and emotional distress. Current Psychology. 2023; 43:4364–73. [DOI:10.1007/s12144-023-04633-x]

[2] Gross JJ. Emotion regulation: Current status and future prospects. Psychological Inquiry. 2015; 26(1):1-26. [DOI:10.1080/1047840X.2014.940781]

[3] Sheppes G, Suri G, Gross JJ. Emotion regulation and psychopathology. Annual Review of Clinical Psychology. 2015; 11:379-405. [DOI:10.1146/annurev-clinpsy-032814-112739] [PMID]

[4] Daros AR, Ruocco AC. Which emotion regulation strategies are most associated with trait emotion dysregulation? A transdiagnostic examination. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2021; 43(3):478-90. [DOI:10.1007/s10862-020-09864-x]

[5] Adolph D, Margraf J. Differential effects of trait-like emotion regulation use and situational emotion regulation ability across the affective and anxiety disorders spectrum: A transdiagnostic examination. Scientific Reports. 2024; 14(1):26642. [DOI:10.1038/s41598-024-76425-7] [PMID]

[6] Lotfi M, Amin M, Shiasy Y. [Comparing interpersonal and intrapersonal emotion regulation models in explaining depression and anxiety symptoms in college students (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2021; 27(3):288-301. [DOI:10.32598/ijpcp.27.2.2359.2]

[7] De Castella K, Goldin P, Jazaieri H, Ziv M, Dweck CS, Gross JJ. Beliefs about emotion: Links to emotion regulation, well-being, and psychological distress. Basic and Applied Social Psychology. 2013; 35(6):497-505. [DOI:10.1080/01973533.2013.840632]

[8] Petrova K, Zielke JN, Mehta A, Gross JJ. Occurrent beliefs about emotions predict emotion regulation in everyday life. Emotion. 2024; 24(4):992-1002. [DOI:10.1037/emo0001317] [PMID]

[9] Strodl E, Hubert M, Cooper M. Psychometric properties and factor structure of the Revised Beliefs About Emotions Questionnaire. Clinical Psychology & Psychotherapy. 2023; 30(6):1471-81. [DOI:10.1002/cpp.2889] [PMID]

[10] Ford BQ, Gross JJ. Why beliefs about emotion matter: An emotion-regulation perspective. Current Directions in Psychological Science. 2019; 28(1):74-81. [DOI:10.1177/0963721418806697]

[11] De Castella K, Platow MJ, Tamir M, Gross JJ. Beliefs about emotion: Implications for avoidance-based emotion regulation and psychological health. Cognition and Emotion. 2018; 32(4):773-95. [DOI:10.1080/02699931.2017.1353485] [PMID]

[12] Kneeland ET, Dovidio JF. Emotion malleability beliefs and coping with the college transition. Emotion. 2020; 20(3):452-61. [DOI:10.1037/emo0000559] [PMID]

[13] Hong EJ, Kangas M. The relationship between beliefs about emotions and emotion regulation: A systematic review. Behaviour Change. 2022; 39(4):205-34. [DOI:10.1017/bec.2021.23]

[14] Becerra R, Naragon-Gainey K, Gross JJ, Ohan J, Preece DA. Beliefs about emotions: Latent structure and links with emotion regulation and psychopathology. Journal of Affective Disorders Reports. 2024; 16:100728. [DOI:10.1016/j.jadr.2024.100728]

[15] Somerville MP, MacIntyre H, Harrison A, Mauss IB. Emotion controllability beliefs and young people's anxiety and depression symptoms: A systematic review. Adolescent Research Review. 2024; 9(1):33-51. [DOI:10.1007/s40894-023-00213-z] [PMID]

[16] Kneeland ET, Dovidio JF, Joormann J, Clark MS. Emotion malleability beliefs, emotion regulation, and psychopathology: Integrating affective and clinical science. Clinical Psychology Review. 2016; 45:81-8. [DOI:10.1016/j.cpr.2016.03.008] [PMID]

[17] Kimhy D, Vakhrusheva J, Jobson-Ahmed L, Tarrier N, Malaspina D, Gross JJ. Emotion awareness and regulation in individuals with schizophrenia: Implications for social functioning. Psychiatry Research. 2012; 200(2):193-201. [DOI:10.1016/j.psychres.2012.05.029] [PMID]

[18] Becerra R, Preece DA, Gross JJ. Assessing beliefs about emotions: Development and validation of the Emotion Beliefs Questionnaire. Plos One. 2020; 15(4):e0231395. [DOI:10.1371/journal.pone.0231395] [PMID]

[19] Manser R, Cooper M, Trefusis J. Beliefs about emotions as a metacognitive construct: Initial development of a self-report questionnaire measure and preliminary investigation in relation to emotion regulation. Clinical Psychology & Psychotherapy. 2012; 19(3):235-46. [DOI:10.1002/cpp.745] [PMID]

[20] Koç MS, Uzun B. Psychometric properties of the Turkish version of the Beliefs About Emotions Questionnaire (BAEQ) and a preliminary investigation in relation to emotion regulation. Cognition, Brain, Behavior. 2022; 26(1):67-88. [Link]

[21] Taheri Mirghaed M, Abolghasem Gorji H, Panahi S. Prevalence of Psychiatric Disorders in Iran: A systematic review and meta-analysis. International Journal of Preventive Medicine. 2020; 11:21. [DOI:10.4103/ijpvm.IJPVM_510_18] [PMID]

[22] Prass MA, Bywater AR, Schreier BA. Advice in psychotherapy: Ethical, clinical, and cultural considerations. Professional Psychology: Research and Practice. 2024; 55(6):493–501. [DOI:10.1037/pro0000596]

[23] Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spine. 2000; 25(24):3186-91. [DOI:10.1097/00007632-200012150-00014] [PMID]

[24] Bentler PM, Chou CP. Practical issues in structural modeling. Sociological Methods & Research. 1987; 16(1):78-117. [DOI:10.1177/0049124187016001004]

[25] Anthoine E, Moret L, Regnault A, Sébille V, Hardouin JB. Sample size used to validate a scale: A review of publications on newly-developed patient reported outcomes measures. Health and Quality of Life Outcomes. 2014; 12:176. [DOI:10.1186/s12955-014-0176-2] [PMID]

[26] Watson D, Clark LA, Tellegen A. Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. Journal of Personality and Social Psychology. 1988; 54(6):1063-70. [DOI:10.1037/0022-3514.54.6.1063] [PMID]

[27] Sharifi HP, Bashardoust S, Emami Pour S. [Psychometric properties of positive and negative affect (Panas) (Persian)]. Journla of Psychological Researches. 2012; 4(13):17-27. [Link]

[28] Diener E, Emmons RA, Larsen RJ, Griffin S. The satisfaction with life scale. Journal of Personality Assessment. 1985; 49(1):71-5. [DOI:10.1207/s15327752jpa4901_13] [PMID]

[29] Arrindell WA, Checa I, Espejo B, Chen IH, Carrozzino D, Vu-Bich P, et al. Measurement Invariance and Construct Validity of the Satisfaction With Life Scale (SWLS) in community volunteers in Vietnam. International Journal of Environmental Research and Public Health. 2022; 19(6):3460. [DOI:10.3390/ijerph19063460] [PMID]

[30] Fallahi Khesht Masjedi M, Pasandideh MM. [Psychometric properties of satisfaction with life scale in psychiatric patients (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2016; 22(2):147-58. [Link]

[31] Zhang X, Wu H. Investigating structural model fit evaluation. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2024; 31(5):863-81. [DOI:10.1080/10705511.2024.2350023]

[32] Schmitt N, Kuljanin G. Measurement invariance: Review of practice and implications. Human Resource Management Review. 2008; 18(4):210-22. [DOI:10.1016/j.hrmr.2008.03.003]

[33] Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 2007; 14(3):464-504. [DOI:10.1080/10705510701301834]

[34] Putnick DL, Bornstein MH. Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. Developmental Review. 2016; 41:71-90. [DOI:10.1016/j.dr.2016.06.004] [PMID]

[35] Glisenti K, Strodl E, King R. The role of beliefs about emotions in emotion-focused therapy for binge-eating disorder. Journal of Contemporary Psychotherapy. 2023; 53(2):117-24. [DOI:10.1007/s10879-022-09555-6]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی