Research Paper

Assessing the Psychometric Properties of the Persian Version of Brief-mentalized Affectivity Scale

Seyede Mansoureh Hakak[1], *Parviz Azadfallah[1], Hojjatollah Farahani[1]

1. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Use your device to scan and read the article online

Citation Hakak SM, Azadfallah1 P, Farahan H. [Assessing the Psychometric Properties of the Persian Version of Brief-mentalized Affectivity Scale (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2023; 29(1):78-93. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.29.1.3960.2

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.29.1.3960.2

Received: 20 Mar 2023
Accepted: 30 Mar 2023
Available Online: 01 Apr 2023

Key words:
Mentalization, Affectivity, Emotions, Psychometrics

ABSTRACT

Objectives Despite the increasing importance of emotion regulation, there are limited scales for its assessment. Mentalized affectivity theory proposes a novel perspective on emotion regulation. This study aims to investigate the psychometric properties of the Persian version of briefmentalized affectivity scale (B-MAS).

Methods This is a descriptive psychometrics study. Participants were 414 students from Tarbiat Modares University, Tehran University, and Shahid Beheshti University in the academic year 2022-2023, who were selected by a convenience sampling method. They completed the Persian versions of B-MAS, ten-item personality inventory (TIPI), satisfaction with life scale (SWLS), Beck anxiety inventory (BAI), and difficulties in emotion regulation scale (DERS). Construct validity was evaluated using confirmatory factor analysis (CFA). Convergent and divergent validity were assessed by the Pearson correlation test. Internal consistency (using Cronbach's α), test re-test reliability, and composite reliability were also evaluated.

Results The CFA results confirmed the three-factor solution (identifying, processing, and expressing) and showed the good fit of the model. The significant correlation of the Persian B-MAS score with the BAI, TIPI, SWLS, and DER scores confirmed its convergent and divergent validity. Cronbach's α for the three factors was from 0.86 to 0.88. Test re-test reliability for the three factors was from 0.75 to 0.80. Composite reliability was from 0.79 to 0.82.

Conclusion The Persian version of B-MAS with three subscales has acceptable validity (construct, convergent, divergent) and reliability for psychological studies on the Iranian population.

* ***Corresponding Author:***
Parviz Azadfallah, Associate Professor.
Address: Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
Tel: +98 (21) 82880000
E-mail: azadfa_p@modares.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

Emotion regulation can be considered as the intersection between emotion and cognition [1]. It has recently attracted great attention [2], and several theories have been proposed to explain it [3, 4], including the mentalized affectivity theory [1]. This theory proposes three components as a part of the emotion regulation process, including identifying, processing, or expressing an emotion [1, 2]. Mentalization, as a developmental achievement, is the ability to understand thoughts, feelings, wishes, and desires of oneself and others [6]. Despite the increasing importance of emotion regulation, there are currently a limited number of emotion regulation assessment tools; the existing tools mostly target specific aspects of emotion regulation [5]. Mentalized affectivity is an advanced form of emotion regulation that requires evaluating and discovering a new meaning in emotions, not just adjusting them [5, 10]. It integrates cognition and emotion [2]. The mentalized affectivity scale is a 60-item self-report tool developed by Greenberg et al. [5]. The brief-mentalized affectivity scale (B-MAS) [2] is a short version of this scale with 12 items. This study aims to examine the psychometric properties of the Persian version of B-MAS.

Methods

After translation and back-translation of the B-MAS, 414 students from three universities in Tehran, Iran completed the Persian versions of B-MAS, ten-item personality inventory (TIPI), satisfaction with life scale (SWLS), Beck anxiety inventory (BAI), and difficulties in emotion regulation scale (DERS) online. The construct validity was assessed by confirmatory factor analysis (CFA). Convergent validity was examined by average variance extracted (AVE). Cronbach's α was used to measure internal consistency. Test retest method was used to evaluate reliability.

Results

Of 414 students, 295 (71.3%) were female and 119 (28.7%) were male. The results of CFA showed that the three-factor model of the Persian B-MAS including identifying, processing and expressing factors, had a good fit (Figure 1). Table 1 presents the results of model fit indices. However, item 4 was deleted. The X^2/df value was 2.96

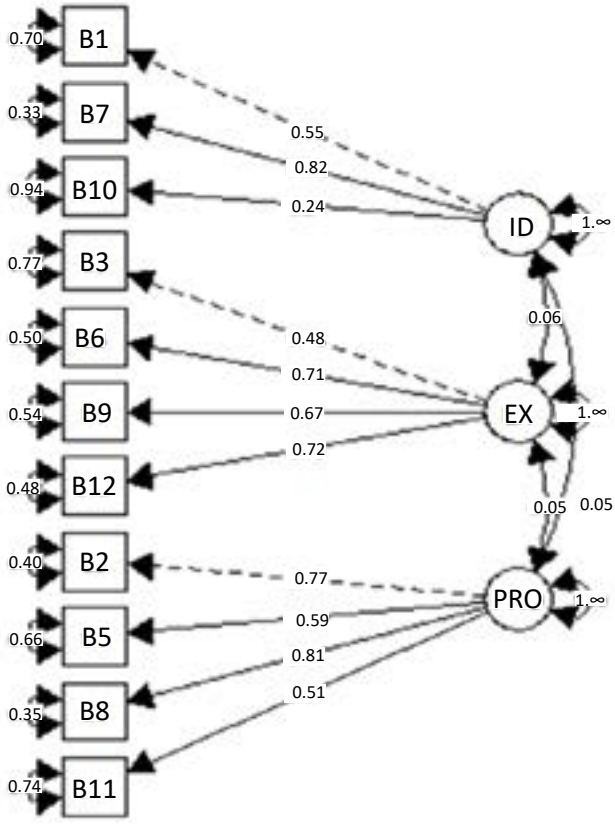


Figure 1. CFA model of the Persian B-MAS and the path coefficients

Table 1. Goodness of fit indexes

df	X^2	P	X^2/df	RMSEA	GFI	CFI	NFI	NNFI	AGFI
121.393	41	0.0001	2.96	0.06	0.97	0.92	0.89	0.90	0.96

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

which is acceptable based on literature [10]. A RMSEA greater than 0.10 indicates poor fit [11]. The RMSEA value in our study was 0.06, indicating the model's good fitness. The values of other fit indexes including the goodness of fit index (GFI), comparative fit index (CFI), normed fit index (NFI), non-normed fit index (NNFI), incremental fit index (IFI) and adjusted goodness of fit index (AGFI) were 0.97, 0.92, 0.89, 0.90 and 0.96, respectively. These indices indicate a very good fit, if greater than 0.9, and a good fit, if >0.8 [12]. As can be seen, they were greater than 0.89, indicating a good fit of the model.

An AVE index should be greater than 0.5 [10]. In our study, it was 0.52 for the domain of identifying, 0.50 for the domain of processing, and 0.53 for the domain of expressing , confirming the convergent validity of the Persian B-MAS subs cales. Furthermore, the convergent and divergent validity were confirmed in relation to the BAI, TIPI, SWLS, and DER scores. Based on the results, there was a negative correlation between B-MAS and BAI and between B-MAS and DER scores ($P<0.05$), but there was a positive correlation between B-MAS and TIPI and between B-MAS and SWLS scores ($P<0.05$).

A Cronbach's α should be more than 0.75 for good internal consistency [13]. In our study, it was from 0.86 to 0.88 for three sub scales. Test re-test reliability was from 0.75 to 0.80 for three sub scales. Composite reliability ranged from 0.79 to 0.82 for the sub scales. Composite reliability should be greater than 0.70 to be acceptable [10]. Overall, it can be said that the B-MAS is a reliable scale.

Conclusion

In this study, the CFA results confirmed the three-factor solution of the Persian B-MAS and showed its good structure. The "identifying" factor comprised of items 1,7,10; the "processing" factor comprised of items 2, 5, 8, 11, and the "expressing" factor comprised of items 3, 6, 9, 12. Item 4 was deleted because its factor loading was not significant. A higher score in these factors indicated better ability to mentalize and regulate emotions. Significant positive correlations of the score of Persian B-MAS with the scores of TIPI and SWLS confirmed its convergent validity. The negative correlation of the score of Persian B-MAS with the scores of BAI and DERS confirmed its divergent validity. These results are consistent with the findings of previous studies [6, 2, 14]. The AVE value for three factors also confirmed the convergent validity of the Persian B-MAS. The results also showed good internal consistency, test re-test reliability, and composite reliability. Overall, it can be concluded that the Persian version of B-MAS is a psychometrically robust measure.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

This study has ethical approval from Tarbiat Modares University (Code: IR.MODARES.REC.1401.021). All ethical principles were considered in this study. The participants were informed about the study objectives. They were also assured of the confidentiality of their information and were free to leave the study at any time.

Funding

This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-forprofit sectors.

Authors contributions

Research and review, data collection and writing the original draft: Seyedah Mansoure Hakak; Review and editing: Parviz Azadfalah; Statistical analysis and review: Hojatullah Farahani.

Conflicts of interest

The authors declared no conflicts of interest.

Acknowledgements

The authors would like to thank all the students participated in this study for their cooperation.

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسش‌نامه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور

سیده منصوره حکاک[۱]، *پرویز آزادفلاح[۱]، حجت‌الله فراهانی[۱]

۱. گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

Use your device to scan and read the article online

Citation Hakak SM, Azadfallah1 P, Farahan H. [Assessing the Psychometric Properties of the Persian Version of Brief-mentalized Affectivity Scale (Persian)].Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2023; 29(1):78-93. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.29.1.3960.2

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.29.1.3960.2

تاریخ دریافت: ۲۹ اسفند ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۰ فروردین ۱۴۰۲
تاریخ انتشار: ۱۲ فروردین ۱۴۰۲

چکیده

اهداف باوجود اهمیت فراوان تنظیم هیجان، مقیاس‌های محدودی برای سنجش آن وجود دارند و هرکدام از ابزارها نیز غالباً بر جنبه خاصی از آن متمرکز است و نگاه تحولی ندارند. نظریه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور با در نظر گرفتن نقش ذهنی‌سازی در تنظیم هیجان، نگاهی نوین را در اختیار پژوهشگران قرار می‌دهد. برخورداری از مقیاسی روا و معتبر برای سنجش این سازه در پژوهش، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است. بنابراین هدف این پژوهش ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه پرسش‌نامه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور است.

مواد و روش‌ها این پژوهش یک طرح توصیفی‌ارزشیابی بود. جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه دانشجویان دانشگاه‌های تربیت مدرس، شهید بهشتی و تهران بودند. از دانشجویانی که در بهار و تابستان ۱۴۰۱ مشغول به تحصیل بودند، ۴۱۴ نفر با روش نمونه‌گیری دردسترس ارزیابی شدند

نسخه فارسی وکوتاه پرسش‌نامه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور پس از طی مراحل ترجمه و بازترجمه، تنظیم و همراه با پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت، دشواری تنظیم هیجان، رضایت از زندگی و اضطراب بک اجرا شد. برای بررسی روایی سازه از تحلیل عاملی تأییدی، روایی هم‌گرا و روایی واگرا از همبستگی پیرسون و برای بررسی اعتبار آن از ضریب آلفای کرونباخ، ضریب بازآزمایی و اعتبار مرکب استفاده شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۳ و R نسخه ۴.۳.۱ انجام شد.

یافته‌ها نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مدل ۳ عاملی شناسایی،پردازش و ابراز هیجان بود. همبستگی‌های معنادار بین عوامل به‌دست‌آمده با پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت، رضایت از زندگی، دشواری تنظیم هیجان و اضطراب بک نیز روایی هم‌گرا و واگرای مقیاس را تأیید کردند. اعتبار مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای عوامل از ۰/۸۶ تا ۰/۸۸، ضریب بازآزمایی از ۰/۷۵ تا ۰/۸۰ و همچنین میزان اعتبار مرکب از ۰/۷۹ تا ۰/۸۲بود.

نتیجه‌گیری به‌طورکلی می‌توان گفت نسخه فارسی فرم کوتاه پرسش‌نامه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور ساختاری ۳ عاملی (شناسایی، پردازش و ابراز هیجان) دارد و روایی(سازه، واگرا و هم‌گرا) و اعتبار لازم برای کاربرد در پژوهش‌های روان‌شناختی در جمعیت ایرانی را دارد.

کلیدواژه‌ها:
ذهنی‌سازی، هیجان‌ها، عاطفه، روان‌سنجی

* نویسنده مسئول:
دکتر پرویز آزادفلاح
نشانی: تهران، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی، گروه روانشناسی.
تلفن: ۸۲۸۸۰۰۰۰ (۲۱) ۹۸+
پست الکترونیکی: azadfa_p@modares.ac.ir

مقدمه

تنظیم هیجان را می‌توان محل تلاقی عاطفه و شناخت دانست [۱]. گستره‌ای که در سال‌های اخیر به‌سرعت در حال رشد بوده [۲] و نظریه‌های متعددی برای درک عمیق‌تر آن مطرح شده است [۳، ۴]. نظریه‌ای که این مقاله از دریچه آن به تنظیم هیجان می‌نگرد، ذهنی‌سازی عاطفه‌محور[1] است.

فرایند تنظیم هیجان در مرحله نخست مستلزم آگاه بودن، تجربه ذهنی یا به ذهن آوردن هیجان‌ها و سایر حالات درونی است [۵]. هیجان‌ها در خلأ پدید نمی‌آیند و در روابط معنا پیدا می‌کنند، بنابراین برای تنظیم آن‌ها نیاز است بر نیت‌ها و حالات درونی پشت رفتار خود و دیگری تأمل شود [۱]، ذهنی‌سازی به‌عنوان یک دستاورد تحولی فرایندی ذهنی است که به‌واسطه آن یک فرد قادر خواهد شد به‌صورت پنهان و آشکار، رفتار خود و دیگران را براساس تمایلات، آرزوها، نیازها، احساسات و افکار، به شکل معناداری تفسیر کند تا درک بهتری از چرایی رفتار خود و دیگران پیدا کند [۶] و با بازنمایی ذهنی، درون خود را از واقعیت بیرونی متمایز کند [۷].

ذهنی‌سازی یکی از عرصه‌های مفید در پژوهش و کار بالینی است و عناصری از رویکردهای نظری مانند روان‌شناسی خود[2]، روابط موضوعی[3] و به‌طور مشخص‌تر رویکرد دلبستگی[4] را تلفیق می‌کند [۲]. ذهنی‌سازی یک دستاورد تحولی است [۵]. توانایی ذهنی‌سازی زمانی شکل می‌گیرد که دلبستگی ایمن، میان کودک و مادر برقرار شود؛ یعنی والدین حالات درونی کودک را به ذهن بیاورند و به کودک نیز منتقل کنند تا کودک قادر شود از حالات درونی خود بازنمایی داشته باشد [۷]. بررسی تنظیم هیجان با رویکرد آسیب‌شناسی تحولی و تمرکز بر آثار ماندگار تجارب اولیه زندگی، یکی از مسیرهای امیدبخش برای پژوهش در این حیطه است [۸].

سازه‌ای که تنظیم هیجان را باتوجه‌به نگاه تحولی، توصیف می‌کند ذهنی‌سازی عاطفه‌محور است که جوریست [۱] آن را در قالب نگاهی نو در مفهوم تنظیم هیجان مطرح می‌کند. در این چشم‌انداز جدید، ذهنی‌سازی نیز در فرایند تنظیم هیجان، مورد توجه قرار گرفته است. براین‌اساس [۹]، ما از دریچه تجارب گذشته، عواطف کنونی را تجربه می‌کنیم، اما معمولاً به این وجه از عواطف هشیار نیستیم. براساس این رویکرد، تنظیم هیجان متأثر از شخصیت و رخدادهای گذشته است. ذهنی‌سازی عاطفه‌محور، مستلزم اندیشیدن در حالات درونی خود و کشف رابطه‌ای است که بین جهان بازنمایی‌های گذشته و عواطف امروز وجود دارد، زیرا زندگی عاطفی گذشته فرد، خصوصاً روابط با افراد مهم خانواده، در تجارب عاطفی امروز به صور مختلف جلوه می‌کند و به عواطف معنایی عمیق می‌دهد [۱]. به‌عبارت‌دیگر، ذهنی‌سازی عاطفه‌محور شکل پیشرفته تنظیم هیجان است که مستلزم بازارزیابی[5] و کشف معنایی تازه در عواطف و نه صرفاً تعدیل آن‌هاست [۵، ۱۰] و تجربه هیجان و شناخت (به ذهن آوردن و کشف معنای تازه در هیجان) را ادغام می‌کند [۲]. این سازه شامل ۳ مؤلفه شناسایی[6]، پردازش[7] و ابراز[8] هیجان است که هریک ۲ شکل ساده و پیچیده دارند [۱].

باوجود اهمیت فراوان تنظیم هیجان، درحال‌حاضر مقیاس‌های محدودی برای سنجش آن وجود دارند و هرکدام از ابزارهای موجود غالباً بر جنبه خاصی از این سازه (مانند بدتنظیمی) متمرکز هستند [۵]. ابزارهای رایج تنظیم هیجان شامل این موارد هستند: پرسش‌نامه تنظیم هیجان [۱۱]، مقیاس دشواری تنظیم هیجان [۴]، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو [۱۲] و پرسش‌نامه سبک عاطفی [۱۳]. گرینبرگ و همکاران [۵] بیان می‌کنند که هریک از ابزارهای موجود بخش‌هایی از سازه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور را می‌سنجند. بنابراین آن‌ها پرسش‌نامه‌ای ۶۰ سؤالی ساختند تا به‌طور جامع این سازه را بسنجد. باتوجه‌به اینکه طولانی بودن این ابزار می‌تواند کاربرد آن را دردسرساز کند، گرینبرگ و همکاران [۲] اقدام به تهیه ابزاری معتبر و کوتاه کردند. آن‌ها برای هر مؤلفه ۴ سؤال در نظر گرفتند و با رجوع به نتایج تحلیل مؤلفه اصلی (۲۰۱۷)، سؤالاتی را که بار عاملی آن‌ها حداقل ۰/۵۵ باشد، انتخاب کردند. درعین‌حال همبستگی بین سؤال‌های انتخاب‌شده کمتر از ۰/۶۵ بود. همچنین این سؤالات از سوی چند متخصص در این حوزه مورد بازبینی و تأیید قرار گرفت.

تحلیل مؤلفه اصلی، ساختار ۳ عاملی را تأیید کرد. آلفای کرونباخ عوامل نیز از ۰/۷۶ تا ۰/۷۸ بود و همچنین روایی هم‌زمان قوی داشت. نسخه کوتاه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور در مقایسه با ابزارهای رایج تنظیم هیجان، قدرت پیش‌بینی بهتر بهزیستی روانی را داشت. در بخش دیگر مطالعه که بر جمعیت بالینی انجام شد، تحلیل مؤلفه اصلی ساختار ۳ عاملی را تأیید کرد. همچنین نسخه کوتاه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور قدرت بالایی در پیش‌بینی ۱۰ تشخیص بالینی داشته و با نشانه‌شناسی اختلالات روانی در جمعیت بالینی همبستگی داشت. درمجموع نسخه کوتاه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور یک ابزار قدرتمند در سنجش تنظیم هیجان و ذهنی‌سازی است. به‌منظور سنجش بهتر، نیاز است این ابزار در فرهنگ‌های گوناگون مورد بررسی قرار بگیرد تا میزان تعمیم‌پذیری آن تعیین شود [۲].

1. Mentalized affectivity
2. Ego psychology
3. Object relations
4. Attachment
5. Revaluate
6. Identifying
7. Processing
8. Expressing

لیوتی و همکاران [۱۴] ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس درجمعیت غیر بالینی در ایتالیا را بررسی کردند. تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی ساختار ۳ عاملی این ابزار را تأیید کرد و میزان آلفای کرونباخ نیز از ۰/۶۰ تا ۰/۷۰ بود. باتوجه‌به اهمیت بررسی این سازه در بافت‌های فرهنگی متفاوت، در پژوهش حاضر نسخه فارسی مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور آماده‌سازی شد و مورد ارزیابی‌های روان‌سنجی قرار گرفت.

روش

نوع پژوهش

این پژوهش یک طرح توصیفی‌ارزشیابی بود و در آن از شاخص‌های توصیفی ضرایب اعتبار، روایی و تحلیل ساختار عاملی برای برآورد ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور استفاده شد.

شرکت‌کنندگان

شرکت‌کنندگان در این پژوهش براساس فراخوان از جمعیت دانشجویان دانشگاه‌های تربیت مدرس، تهران و شهید بهشتی انتخاب شدند و لینک پژوهش در شبکه‌های اجتماعی مانند تلگرام و واتساپ اجرا شد. حجم نمونه به جنبه‌های مختلف هر پژوهش متکی است. قانون تقریبی در پژوهش‌های روان‌سنجی نسبت ۱۰:۱ (به ازای هر گویه، ۱۰ پاسخ‌گو) است. باتوجه‌به اینکه مقیاس موردنظر شامل ۱۲ سؤال بود، حداقل حجم نمونه ۱۲۰ نفر بود. به این منظور که تحلیل عاملی از کفایت لازم برخوردار باشد، براساس توصیه مک کالوم و همکاران [۱۵] و کومری و لی [۱۶]، حداقل حجم نمونه مناسب، ۲۰۰ نفر است. ازآنجایی‌که برای رواسازی می‌بایست هر ۲ تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی انجام شود و هرکدام به ۲۰۰ نفر نیاز دارد، بنابراین حجم نمونه به ۴۰۰ نفر افزایش یافت و ۱۴ نفر نیز برای کاهش خطای اندازه‌گیری در نظر گرفته شدند. البته افزایش حجم نمونه خطای اندازه‌گیری را کاهش می‌دهد و مانایی ساختار عاملی ابزار را می‌افزاید [۱۷]. نمونه ۴۱۴ نفری این پژوهش متشکل از ۲۹۵ دختر و ۱۱۹ پسر با میانگین سنی ۲۸/۳۵ و انحراف معیار ۸/۹۱ بود.

ابزارهای پژوهش

نسخه کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور[9]

یک مقیاس ۱۲ سؤالی است که گرینبرگ و همکاران [۲] آن را به‌عنوان نسخه کوتاه پرسش‌نامه ۶۰ سؤالی ذهنی‌سازی عاطفه‌محور [۵] تهیه کردند. نتایج تحلیل مؤلفه اصلی این پرسش‌نامه را دارای ۳ عامل شناسایی، تعدیل و ابراز عواطف نشان داد که برای سنجش هرکدام از عوامل ۴ سؤال در نظر گرفته شده است و میزان همبستگی بین عوامل ۰/۲۹ بود. این ابزار روایی همزمان قوی داشت و میزان آلفای کرونباخ عوامل نیز از ۰/۷۶ تا ۰/۷۸ بود. این ابزار قدرت بالایی در پیش‌بینی ۱۰ تشخیص بالینی دارد و با نشانه‌شناسی اختلالات روانی در جمعیت بالینی همبستگی دارد. همچنین بررسی این مقیاس در جمعیت بالینی نیز تأییدکننده ساختار پرسش‌نامه بود. لیوتی و همکاران [۱۴] نیز ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار در جمعیت غیربالینی ایتالیایی را بررسی و نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی ساختار ۳ عاملی را تأیید کردند. درمجموع می‌توان گفت نسخه فارسی فرم کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور یک ابزار قدرتمند در سنجش تنظیم هیجان و ذهنی‌سازی است. میزان آلفای کرونباخ عوامل در این پژوهش از ۰/۸۶ تا ۰/۸۸ بود.

پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت[10]

این پرسش‌نامه را گازلینگ و همکاران [۱۸] در ۱۰ گویه ساختند و بر روی طیف ۷ درجه‌ای لیکرت از «کاملاً مخالفم» تا «کاملاً موافقم» طراحی کرده‌اند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نیز این پرسش‌نامه را ۵ عاملی شناسایی کرده است که ۰/۷۶ درصد واریانس کل را تبیین می‌کند. بار عاملی این ۵ عامل در دامنه ۰/۴۴ تا ۰/۹۰ قرار داشت. در ایران نیز خداپرست [۱۹] این پرسش‌نامه را در جمعیت بالینی و غیربالینی بررسی کرد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی ۵ عامل را نشان داد. همچنین روایی هم‌گرا، واگرا و اعتبار بازآزمون این مقیاس نیز مطلوب بود. میزان آلفای کرونباخ این ابزار در پژوش حاضر ۰/۷۰ بود.

مقیاس دشواری تنظیم هیجان[11]

یک ابزار ۳۶ گویه‌ای است که سطوح، نقص و نارسایی تنظیم هیجانی فرد را در اندازه‌های ۵ درجه‌ای از ۱ (تقریباً هرگز) تا ۵ (تقریباً همیشه) در ۶ زمینه می‌سنجد: عدم پذیرش هیجان‌های منفی، دشواری در انجام رفتارهای هدفمند موقع درماندگی، دشواری در مهار رفتارهای تکانشی هنگام درماندگی، دستیابی محدود به راهبردهای اثربخش تنظیم هیجان، فقدان آگاهی هیجانی و فقدان شفافیت هیجانی. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس دشواری تنظیم هیجان شامل همسانی درونی، پایایی بازآزمایی و روایی سازه و پیش‌بین در نمونه‌های بالینی و غیربالینی در پژوهش‌های خارجی تأیید شده [۴، ۲۰] و در پژوهش‌های قبلی ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۶ گزارش شده است [۴]. از مجموع نمره ۶ زیرمقیاس آزمون، نمره کل فرد برای دشواری تنظیم هیجان محاسبه می‌شود. نمره بیشتر در هریک از زیرمقیاس‌ها و کل مقیاس، نشانه دشواری بیشتر در تنظیم

9. Brief-mentalaized Affectivity Scale (MAS-B)

10. Ten Item Personality Inventory (TIPI)

11. Difficulties in Emotion Regulation (DERS)

هیجان است. ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس دشواری تنظیم هیجان در نمونه‌های بالینی و غیربالینی تأیید شدند. ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۷۱ تا ۰/۸۷ به دست آمد [۲۱]. میزان آلفای کرونباخ این ابزار در پژوهش حاضر ۰/۹۳ بود.

مقیاس رضایت از زندگی[12]

این مقیاس یک ابزار خودگزارشی و شامل ۵ گویه با طیف لیکرت ۷ درجه‌ای از «کاملاً موافقم» تا «کاملاً مخالفم» است که از سوی دینر طراحی شده است [۲۲]. این مقیاس با مقایسه شرایط زندگی با معیارهای ایدئال، قضاوت کلی فرد از رضایت زندگی را می‌سنجد. همچنین در این مقیاس ۳ مؤلفه ذهنی رضایت از زندگی مورد سنجش قرار می‌گیرند. ۲ مؤلفه اول بُعد عاطفی و هیجانی و مؤلفه سوم بعد شناختی‌قیاسی آن را می‌سنجد. آنچه در این مقیاس اهمیت دارد، توجه به ابعاد عاطفی‌هیجانی رضایت از زندگی، در کنار قضاوت کلی فرد است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی این مقیاس را تک‌عاملی گزارش کردند که درمجموع ۶۶ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کند. در ایران نیز هماهنگی درونی این مقیاس ۰/۸۵ و اعتبار بازآزمون ۰/۷۷ گزارش شده است، ساختار تک‌عاملی این مقیاس تأیید شده است و ۶۴/۸۶ درصد از واریانس کل توسط این عامل تبیین می‌شود[۲۳]. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت این ابزار برای استفاده در جمعیت ایرانی معتبر است. میزان آلفای کرونباخ این ابزار در پژوش حاضر ۰/۸۷ بود.

اضطراب بک[13]

یک پرسش‌نامه خود گزارشی است که بک آن را برای اندازه‌گیری شدت اضطراب در نوجوانان و بزرگسالان تهیه کرده است [۲۴]. مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهند این پرسش‌نامه از پایایی بالایی برخوردار است. ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) آن ۰/۹۲ و پایایی آن با روش بازآزمایی به فاصله یک هفته ۷۵ /۰ بود. در ایران نیز رفیعی و سیفی [۲۵] با اجرای این مقیاس در جمعیت دانشجویی آلفای کرونباخ آن را ۰/۹۲ به دست آورد و ازطریق تحلیل عاملی، ۵ عامل را که درمجموع ۵۸/۵۴ درصد نمره کل مقیاس را تبیین می‌کنند، به دست آوردند و این مقیاس را برای سنجش اضطراب در جمعیت دانشجویی مناسب می‌دانند. میزان آلفای کرونباخ این ابزار در پژوش حاضر ۰/۹۰ بود.

روند اجرا

دستورالعمل‌های موجود برای انطباق بین‌فرهنگی ابزارها، معمولاً فرایند چندمرحله‌ای شامل ترجمه، بازترجمه و اطمینان‌یابی از هم‌ارزی مفهومی مقیاس‌ها را پیشنهاد می‌کنند [۲۶].

روند ترجمه این مقیاس به این صورت بود که ابتدا پرسش‌نامه توسط محقق به فارسی ترجمه شد و پس از آن جهت بررسی و نظارت بر ترجمه توسط یکی از اساتید روان‌شناسی و یکی از اساتید زبان انگلیسی به‌طور جداگانه بازبینی شد. سپس ترجمه فارسی به یک نفر که مسلط به زبان انگلیسی و فارسی بود، داده شد تا ترجمه معکوس صورت بگیرد و در مرحله نهایی هر ۲ نسخه ترجمه و متن اصلی توسط نویسنده اول بررسی شد. پس از آن نویسنده دوم آن را بازبینی کرد و پس از تأیید و تطبیق ترجمه و اطمینان از صحت برگردان، پرسش‌نامه مذکور همراه با مقیاس دشواری تنظیم هیجان، اضطراب بک و رضایت از زندگی بر روی ۴۱۴ نفر از دانشجویانی که تمایل به شرکت داشتند، اجرا شد.

ملاک‌های ورود

اشتغال به تحصیل در دانشگاه‌های مربوطه و داشتن رضایت آگاهانه.

ملاک خروج

ابتلا به اختلال روانی که جزء سؤالات اولیه بود و اگر فرد پاسخ مثبت می‌داد اطلاعات او کنار گذاشته می‌شد و یا ناقص گذاشتن پاسخ‌گویی به سؤالات.

کلیه اصول اخلاقی در این مقاله رعایت شده است. افراد با رضایت آگاهانه وارد این پژوهش شدند و تمامی اطلاعات آنان محرمانه نگه داشته شد و هر زمان که مایل بودند می‌توانستند پاسخ‌گویی به سؤالات را متوقف و پژوهش را ترک کنند. از طرف دیگر اگر پاسخ سؤالی داده نمی‌شد، امکان پاسخ به سؤال بعدی وجود نداشت، بنابراین امکان وجود داده‌های ازدست‌رفته نبود. این تحقیق دارای کد اخلاق از دانشگاه تربیت‌مدرس است.

شیوه تحلیل داده‌ها

در ابتدا داده‌های متنی ثبت‌شده به شیوه برخط به داده‌های عددی تبدیل و نمرات مقیاس‌ها محاسبه شدند. سپس برای سنجش ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس، روایی و اعتبار پرسش‌نامه بررسی شد. جهت بررسی روایی مقیاس از تحلیل عاملی تأییدی[14]، روایی هم‌گرا[15] و واگرا[16] استفاده شد. به این منظور همبستگی مقیاس حاضر با پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت، دشواری تنظیم هیجان و رضایت از زندگی بررسی شد و اعتبار مقیاس نیز با استفاده از روش اعتبار همسانی درونی (آلفای کرونباخ[17]) و ضریب

12. Satisfaction With Life Scale (SWLS)
13. Beck Anxiety Inventory (BAI)

14. Confirmatory factor analysis
15. Convergent validity
16. Divergent validity
17. Cronbach s alpha

بازآزمایی ارزیابی شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۳ و R نسخه ۱. ۳. ۴ انجام شد.

یافته‌ها

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه موردبررسی در جدول شماره ۱ نشان داده شده است. مناسب بودن گویه‌های آزمون برای تحلیل عاملی با شاخص همبستگی نمره هر گویه با نمره کل تصحیح‌شده[18] مورد بررسی قرار گرفت. براساس جدول شماره ۲، میزان همبستگی گویه‌ها با نمره کل تصحیح‌شده نشان می‌دهد که به‌جز گویه ۴ که حذف شده است، تقریباً تمام گویه‌های مقیاس از همبستگی بیش از ۰/۵۰ برخوردارند.

زمانی که پژوهشگران از دانش نظری و پژوهش‌های تجربی یا هردو، به ساختار یک مقیاس رسیده‌اند، تحلیل عاملی تأییدی به

18. Corrected item total correlation

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی

متغیرها		تعداد (درصد)
جنس	دختر	۲۹۵(۷۱/۳)
	پسر	۱۱۹(۲۸/۷)
تحصیلات	کارشناسی	۱۹۲(۴۶/۴)
	کارشناسی‌ارشد	۱۴۷(۳۵/۵)
	دکترا	۷۵(۱۸/۰۱)
وضعیت تأهل	مجرد	۲۹۵(۷۱/۳)
	متأهل	۱۰۸(۲۶/۰۱)
	جداشده	۱۱(۲/۷)
وضعیت شغلی	شاغل	۱۶۱(۳۸/۹)
	غیرشاغل	۲۵۳(۶۱/۰)

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

جدول ۲. همبستگی گویه‌ها با نمره کل تصحیح‌شده

گویه	عبارت	همبستگی با نمره کل تصحیح‌شده
۱	سعی می‌کنم هیجان‌هایم را خوب بشناسم.	۰/۶۳
۲	وقتی هیجان ناخوشایندی تجربه می‌کنم، می‌دانم چگونه آن را مدیریت کنم.	۰/۵۵
۳	دیگران به من می‌گویند که هیجان‌هایم را خوب بروز می‌دهم.	۰/۵۶
۵	مدیریت هیجان‌هایم برای من دشوار است.	۰/۶۳
۶	وقتی احساسی را تجربه می‌کنم، ترجیح می‌دهم آن را با دیگران مطرح نکنم.	۰/۵۷
۷	سعی می‌کنم پیچیدگی‌های هیجان‌هایم را بشناسم.	۰/۵۷
۸	توانایی خوبی در کنترل هیجان‌هایم دارم.	۰/۶۸
۹	وقتی احساسی را تجربه می‌کنم، آن را با دیگران نیز در میان می‌گذارم.	۰/۵۲
۱۰	به‌ندرت به این فکر می‌کنم که چه دلایلی پشت احساسی که تجربه می‌کنم، وجود دارد.	۰/۶۱
۱۱	به‌راحتی می‌توانم بین هیجان‌های مختلفی که تجربه می‌کنم، تمایز قائل شوم.	۰/۵۲
۱۲	غالباً هیجان‌هایم را در درون خود نگه می‌دارم.	۰/۶۸

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

جدول ۳. شاخص‌های نیکویی برازش

مجذور خی	درجه آزادی	P	χ^2/df	ریشه میانگین مربعت خطای برآورد	شاخص نیکویی برازش	شاخص برازش تطبیقی	شاخص برازش هنجارشده	شاخص برازش هنجارنشده	شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده
۱۲۱/۳۹۳	۴۱	۰/۰۰۰۱	۲/۹۶	۰/۰۶	۰/۹۷	۰/۹۲	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۹۶

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

آن‌ها امکان می‌دهد تا این فرضیه که «آیا متغیرهای مشاهده‌شده (گویه‌ها) و ساختارهای پنهان موجود (عامل‌ها و خرده‌مقیاس‌ها) همبسته‌اند یا خیر؟» را در یک ساختار مشخص بررسی کنند، اما تحلیل عاملی اکتشافی، ساختار عاملی ممکن در یک مجموعه از متغیرها را بدون نیاز به تأیید یا رد یک ساختار موجود بررسی می‌کند. ازآنجاکه ساختار ۳ عاملی این ابزار برگرفته از نظریه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور جوریست [۱] است و در پژوهش گرینبرگ و همکاران [۲] در جمعیت بالینی و غیربالینی و همچنین در پژوهش لیوتی و همکاران [۱۴] در ایتالیا نیز مورد تأیید قرار گرفته است، در این پژوهش به‌منظور بررسی روایی سازه در وهله نخست از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. هرچند نظرات درمورد انجام یک تحلیل عاملی اکتشافی و سپس انجام نتایج آن به‌عنوان تحلیل عاملی تأییدی بر روی نمونه‌های دیگر نیز در متون وجود دارد، اما تصمیم قطعی و کلی که همگان پذیرفته باشند در این مورد وجود ندارد [۲۷].

انتخاب روش برآورد در تحلیل عاملی تأییدی بسیار مهم است [۲۸]. از مهم‌ترین مفروضه‌های روش بیشینه درست‌نمایی[19]، نرمال بودن تک‌متغیری گویه‌ها ازطریق آزمون کلوموگروف اسمیرنف[20] و نرمال بودن چندمتغیری ازطریق آزمون مردیا است [۲۹]. ازآنجایی‌که نتایج آزمون مردیا (P=۰)و کلوموگروف اسمیرنف (P>۰/۰۰۱) حاکی از عدم توزیع نرمال بود، از روش برآوردکمترین مربعات وزنی مرکب[21] استفاده شد. زمانی که توزیع داده‌ها نرمال نباشد، این روش دقت بیشتری دارد و نتایج از استحکام بیشتری برخوردار می‌شوند [۲۸].

شرکت‌کنندگان در صورت رضایت وارد پژوهش می‌شدند و ازآنجایی‌که اگر پاسخ سؤالی داده نمی‌شد، امکان پاسخ به سؤال بعدی وجود نداشت، بنابراین امکان وجود داده‌های مفقود نبود. همچنین برای بررسی داده پرت نیز از روش فاصله ماهالانوبیس

19. Maximum Likelihood
20. Kolmogorov-Smirnov
21. Diagonaly Weighted Least Squares (DWLS)

جدول ۴. ضرایب غیراستاندارد، استاندارد و t

گویه‌ها	بار عاملی غیراستاندارد (B)	بارعاملی استاندارد (Beta)	t
۱	۱/۰۰	۰/۵۴	–
۲	۱/۰۰	۰/۷۷	–
۳	۱/۰۰	۰/۴۸	–
۵	−۰/۸۶	−۰/۵۸	−۱۰/۶۳**
۶	−۱/۵۴	−۰/۷۰	−۷/۸۴**
۷	۱/۶۳	۰/۸۲	۵/۷۷**
۸	۱/۰۶	۰/۸۰	۱۳/۹۰**
۹	۱/۴۲	۰/۶۷	۷/۶۳**
۱۰	−۰/۴۷	−۰/۲۳	−۳/۰۷**
۱۱	۰/۶۵	۰/۵۱	۸/۲۷**
۱۲	−۱/۵۵	−۰/۷۲	−۸/۰۰**

** P<۰/۰۰۱

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

جدول ۵. همبستگی هم‌گرا، واگرا، آلفای کرونباخ و ضریب بازآزمایی عوامل مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور

ابزار			هیجان		
			شناسایی	پردازش	ابراز
مقیاس رضایت از زندگی	رضایت از زندگی		۰/۱۸**	۰/۴۲**	۰/۱۶**
اضطراب بک	اضطراب بک		−۰/۱۲**	−۰/۳۴**	–
مقیاس ۱۰ سؤالی شخصیت	برون‌گرایی		–	–	۰/۴۹**
	باوجدان بودن		۰/۱۸**	۰/۳۵**	۰/۱۱**
	توافق		۰/۰۱۲	۰/۲۰**	۰/۱۲**
	ثبات هیجانی		–	۰/۵۱**	−۰/۱۱**
	گشودگی		۰/۲۷**	۰/۳۳**	–
مقیاس دشواری تنظیم هیجان	عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی		–	−۰/۳۷**	−۰/۱۵ **
	دشواری در اتخاذ رفتار هدفمند		−۰/۱۳**	−۰/۴۲**	−۰/۱۰ *
	دشواری کنترل تکانه		−۰/۲۰**	−۰/۵۶**	–
	دستیابی محدود به راهبردهای تنظیم هیجان		−۰/۴۹**	−۰/۳۲**	−۰/۲۵ **
	فقدان آگاهی هیجانی		−۰/۲۱**	−۰/۵۱**	−۰/۱۸ **
	فقدان شفافیت هیجانی		−۰/۳۸**	−۰/۴۸**	−۰/۳۲ **
	نمره کل		−۰/۳۰**	−۰/۶۰**	−۰/۲۱ **
آلفای کرونباخ			۰/۸۶	۰/۸۷	۰/۸۸
ضریب بازآزمایی			۰/۸۰	۰/۷۸	۰/۷۵

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

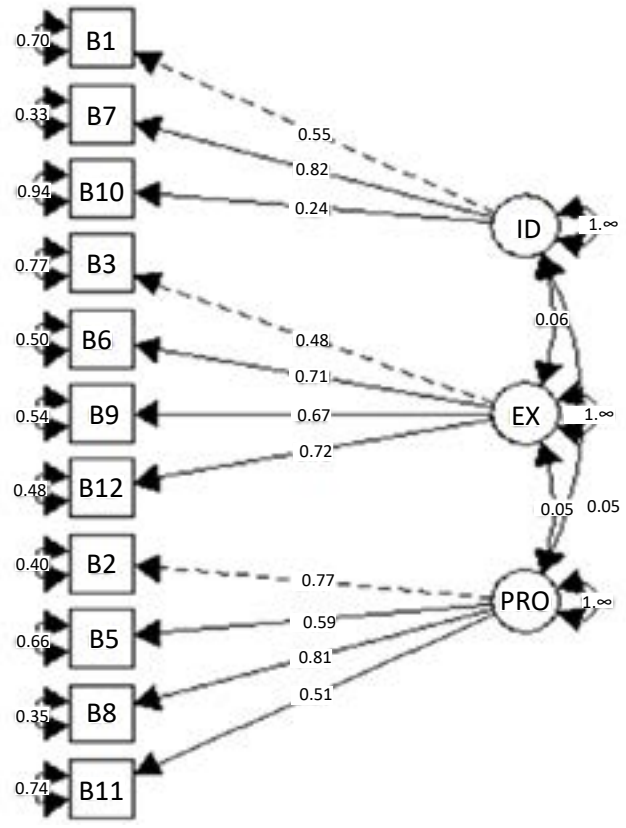
**P<۰/۰۱

استفاده شد که حاکی از عدم وجود داده پرت بود.

این ساختار شامل عامل شناسایی هیجان (سؤالات۱، ۴، ۷، ۱۰)، پردازش هیجان (سؤالات۲، ۵، ۸، ۱۱) و ابراز هیجان (سؤالات۳، ۶، ۹، ۱۲) بود. در ابتدا تمامی سؤالات متناسب با ساختار عاملی مطرح‌شده وارد تحلیل شد، اما باتوجه‌به اینکه بار عاملی سؤال ۴ معنادار نشد، این سؤال حذف شد.

شاخص‌های نیکویی برازش مدل به‌دست‌آمده در تحلیل عاملی تأییدی در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. همان‌طورکه در جدول شماره ۳ مشاهده می‌شود در این پژوهش برای بررسی برازش مدل به‌دست‌آمده از شاخص‌های مجذور خی، خی‌دو نسبی (مجذور خی به درجه آزادی)، شاخص برازش هنجارنشده[۲۲]، شاخص برازش هنجارشده[۲۳]، شاخص برازش تطبیقی[۲۴]، شاخص نیکویی برازش[۲۵]، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد[۲۶] و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده[۲۷] استفاده شد. در ارزیابی برازش مدل، مجذور خی، یک شاخص سنتی و رایج است که عدم معناداری آن در سطح ۰/۰۵ نشان‌دهنده برازش مناسب مدل است [۳۰]. بااین‌حال این شاخص محدودیت‌های قابل‌توجهی دارد که ازجمله بارزترین آن‌ها حجم نمونه است [۳۱]. آزمون مجذور خی توان بالایی دارد. هرچه حجم نمونه افزایش یابد، توان آزمون افزایش پیدا می‌کند و نتیجه آزمون مجذور خی ازنظر آماری معنادار می‌شود؛ حتی اگر مدل با داده‌ها دارای برازش قابل‌قبول باشد [۳۲]. مجذور خی در اصل یک آزمون معناداری آماری است که کاربرد آن در نمونه‌های بزرگ تقریباً همیشه به رد شدن مدل منجر می شود و از جهت دیگر در نمونه‌های کوچک توان خود را

22. Non-normed Fit Index (NNFI)
23. Normed Fit Index (NFI)
24. Comparative Fit Index (CFI)
25. Goodness of Fit Index (GFI)
26. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
27. Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)



تصویر ۱. مدل ۲ عاملی مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور و ضرایب استاندارد مسیرها

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

از دست می‌دهد. برای حل این مشکل و کاهش اثر حجم نمونه، شاخص نسبت مجذور خی بر درجه آزادی معرفی شد [۳۳]. خی‌دو نسبی در این مدل برابر با ۲/۹۶ است. اگرچه این شاخص فاقد مقدار ثابت به‌عنوان میزان قابل‌قبول است، اما هیر و همکاران [۳۴] تا خی‌دو نسبی ۵ را قابل‌قبول می‌دانند. شاخص بعدی، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد است که مقدار آن در این مدل برابر با ۰/۰۶ است و نشانگر این است که خطای اندازه‌گیری در مدل کنترل شده است. میرز و همکاران [۳۲] بیان می‌کنند که اندازه‌های بیشتر از ۰/۱۰ در این شاخص اغلب غیرقابل‌قبول هستند

سایر شاخص‌های نیکویی برازش محاسبه‌شده

شاخص برازش هنجارنشده، شاخص برازش هنجارشده، شاخص برازش تطبیقی، شاخص نیکویی برازش و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده به‌ترتیب برابر هستند با ۰/۹۷، ۰/۹۲، ۰/۸۹، ۰/۹۰ و۰/۹۶. این شاخص‌ها می‌توانند مقادیری بین صفر تا ۱ را اتخاذ کنند و هرچه مقدار آن‌ها به ۱ نزدیک‌تر باشد، مدل از برازش بهتری برخوردار است. این مقادیر درصورتی‌که بزرگ‌تر از ۰/۹ باشند، بر برازش بسیار مطلوب و درصورتی‌که بزرگ‌تر از ۰/۸ باشند، بر برازش مطلوب مدل دلالت دارند [۳۱]. درمجموع می‌توان گفت نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از برازش مطلوب و مناسب مدل ۳ عاملی گرینبرگ و همکاران [۲] است (تصویر شماره ۱) (جدول شماره ۴).

برای بررسی اثر جنسیت بر عوامل مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور، آزمون تی مستقل[28] محاسبه شد و نتایج نشان داد تنها در ابراز هیجان تفاوت معنادار بین ۲ جنس به نفع زنان وجود دارد (t=۳/۲۷، Sig=۰/۰۰۱). پژوهش‌ها و فراتحلیل‌های متعددی وجود دارد که نشان می‌دهند در آمریکا و اروپای غربی زنان مقداری بیش از مردان هیجانات را ابراز می‌کنند [۳۵]. این یافته با این باور فرهنگی منطبق است که ابراز بعضی هیجان‌ها یک رفتار زنانه محسوب شده و مردان بیشتر به سرکوب هیجان و اجتناب از هیجان‌های دردسرساز شناخته می‌شوند [۳۶]. در پژوهش گرینبرگ و همکاران [۲] و لیوتی و همکاران [۱۴] بین زنان و مردان در این خصوص تفاوتی مشاهده نشد و زنان در شناسایی هیجان و مردان در پردازش هیجان پیشتاز بودند.

میانگین واریانس استخراج‌شده[29] برای عامل شناسایی، پردازش و عامل ابراز هیجان برابر با۰/۵۲، ۰/۵۰ و ۰/۵۳ به دست آمد.

28. Independent Samples T-Test
29. Average Variance Extracted (AVE)

میزان قابل‌قبول میانگین واریانس استخراج‌شده مقادیر بزرگ‌تر از ۰/۵ است [۳۴] و نشانگر روایی هم‌گرای مقیاس و این نکته است که هر گویه فقط عامل خود را اندازه‌گیری می‌کند و ترکیب آن‌ها به گونه‌ای است که تمام عوامل به‌خوبی از یکدیگر تفکیک شده‌اند.

علاوه‌براین به‌منظور بررسی روایی هم‌گرا و روایی واگرای نسخه کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور، همبستگی پیرسون با مقیاس ۱۰ سؤالی شخصیت، رضایت از زندگی، دشواری تنظیم هیجان و اضطراب بک محاسبه شد. نتایج این بررسی در جدول شماره ۵ درج شده است. مقیاس رضایت از زندگی و شخصیت با هر ۳ عامل رابطه مستقیم و معنادار (P<۰/۰۱) دارد. مقیاس اضطراب بک و دشواری تنظیم هیجان نیز با ۳ عامل ذهنی‌سازی عاطفه‌محور رابطه معکوس و معنادار (P<۰/۰۱) داشت. بنابراین روایی هم‌گرا و روایی واگرای این مقیاس تأیید شد.

به‌منظور بررسی اعتبار نسخه فارسی فرم کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و ضریب بازآزمایی مورد بررسی قرار گرفت. آلفای کرونباخ برای عوامل از ۰/۸۶ تا ۰/۸۸ محاسبه شد. مقدار مناسب آلفا برای اعتبار یک مقیاس بزرگ‌تر از ۰/۷ است [۳۷]. بنابراین مقدار آلفای محاسبه‌شده مقیاس حاضر نشان‌دهنده اعتبار مناسب است. به‌منظور محاسبه ضریب بازآزمایی، این مقیاس بر ۴۵ نفر از پاسخ‌دهندگان به فاصله ۱۴ روز پس از پاسخ‌دهی اولیه اجرا شد. نتایج نشان داد ضرایب بازآزمایی عوامل در محدوده ۰/۷۵ تا ۰/۸۰ قرار دارد (جدول شماره ۵). در بررسی اعتبار مرکب[30] عوامل مقیاس، مقدار محاسبه‌شده عامل شناسایی، پردازش و ابراز هیجان به‌ترتیب برابر با ۰/۷۹، ۰/۸۱ و۰/۸۲ بود و براساس نظر هیر و همکاران [۳۴] مقادیر بالاتر از ۰/۷ قابل‌قبول هستند.

بحث

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فرم کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور برای اولین‌بار در جمعیت ایرانی انجام شد. نتایج حاکی از برازش مطلوب مدل ۳ عاملی مطرح‌شده بود. یافته‌ها نشان دادند نسخه فارسی این مقیاس شامل شناسایی هیجان، گویه‌های (۱، ۷، ۱۰)؛ پردازش هیجان، گویه‌های (۲، ۵، ۸، ۱۱) و عامل ابراز هیجان، گویه‌های (۳، ۶، ۹، ۱۲) بود. منظور از شناسایی هیجان، آگاهی به هیجان و تلاش برای فهم پیچیدگی‌های آن و درک این است که هیجان مربوطه از کدام بخش گذشته زندگی فرد نشئت می‌گیرد. پردازش هیجان ناظر بر توانایی مدیریت، تعدیل و پالایش[31] هیجان است و عامل ابراز هیجان ابراز بیرونی یا درونی (تجربه کامل‌تر درونی هیجان) را بررسی می‌کند[۱، ۲، ۳۸].

برای بررسی اعتبار مقیاس از ضریب آلفای کرونباخ، ضریب بازآزمایی و اعتبار مرکب استفاده شد. نتایج نشان داد آلفای کرونباخ عوامل از ۰/۸۶ تا ۰/۸۸ بود. باتوجه‌به اینکه مقدار مناسب آلفا برای یک مقیاس باید بزرگ‌تر از ۰/۷باشد، آلفای کرونباخ مقیاس حاضر مطلوب است. همچنین ضریب بازآزمایی عوامل از ۰/۷۵ تا ۰/۸۰گزارش شد و اعتبار مرکب عوامل نیز از ۰/۷۹ تا ۰/۸۲ بود که درمجموع حاکی از اعتبار مناسب مقیاس حاضر است. میانگین واریانس استخراج‌شده عوامل از ۰/۴۹ تا ۰/۵۳ بود که حاکی از روایی هم‌گرای مناسب بود.

همچنین همبستگی مستقیم معنادار ۳ عامل مقیاس حاضر با مقیاس رضایت از زندگی و پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت از روایی هم‌گرا و همبستگی منفی معنادار مقیاس اضطراب بک و دشواری تنظیم هیجان با ۳ عامل مقیاس حاضر از روایی واگرای نسخه فارسی فرم کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور حمایت کرد.

نسخه اولیه این مقیاس را گرینبرگ و همکاران [۲] ساختند. همچنین لیوتی و همکاران [۱۴] ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار را در ایتالیا بررسی کردند. برای بررسی روایی سازه این ابزار در جامعه ایرانی از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. دلایل مد نظر پژوهشگران این بود که ساختار ۳ عاملی این مقیاس مستخرج از نظریه ذهنی‌سازی عاطفه‌محور جوریست [۱] بوده و در پژوهش گرینبرگ و همکاران [۲] در جمعیت بالینی و غیربالینی با روش تحلیل مؤلفه اصلی و همچنین در پژوهش لیوتی و همکاران [۱۴] در جمعیت غیربالینی و با روش تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی در ایتالیا نیز مورد تأیید قرار گرفته است. در این پژوهش به‌منظور بررسی روایی سازه در وهله نخست از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد تا در صورت عدم تأیید از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شود.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی با پژوهش گرینبرگ و همکاران [۲] در جمعیت بالینی و غیربالینی و لیوتی و همکاران [۱۴] در جمعیت غیربالینی مطابقت دارد. البته در نسخه ایرانی این مقیاس سؤال ۴ که متعلق به عامل شناسایی هیجان است، حذف شده است؛ زیرا بار عاملی آن معنادار نشد، اما ۲ پژوهش قبلی ۱۲ سؤالی هستند. براساس گفته نانالی متفاوت بودن بافت و زمینه‌های فرهنگی و اجتماعی می‌تواند زمینه‌ساز حذف برخی سؤالات باشد [۳۹]. بررسی اثر جنسیت بر عوامل مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور، نشان داد تنها در ابراز هیجان تفاوت معنادار بین دو جنس به نفع زنان وجود دارد. در پژوهش گرینبرگ و همکاران [۲] و لیوتی و همکاران [۱۴] بین زنان و مردان در این خصوص تفاوتی مشاهده نشد و زنان در شناسایی هیجان و مردان در پردازش هیجان پیشتاز بودند. این نتایج بیانگر

30. Construct Reliability (CR)
31. Refine

این است که هنوز در جامعه ایران، میزان ابراز هیجان در زنان بیشتر است و احتمالاً همچنان ابراز هیجان یک رفتار بیشتر زنانه حساب می‌شود.

همبستگی مستقیم معنادار ۳ عامل مقیاس حاضر با مقیاس رضایت از زندگی و پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت از روایی همگرا و همبستگی منفی معنادار مقیاس اضطراب بک و دشواری تنظیم هیجان با ۳ عامل مقیاس حاضر از روایی واگرای نسخه فارسی فرم کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور حمایت کرد. این یافته با پژوهش گرینبرگ و همکاران [۲، ۵] مبنی بر همبستگی مثبت با رضایت از زندگی و پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت و همبستگی منفی با دشواری تنظیم هیجان مطابقت دارد. همچنین در پژوهش سیارفرد و همکاران [۴۰]، ذهنی‌سازی عاطفه با اضطراب بک رابطه منفی و با رضایت از زندگی و پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت رابطه مثبت داشت. در پژوهش رینالدی و همکاران [۴۱] نیز ذهنی‌سازی عاطفه با رضایت از زندگی و پرسش‌نامه ۱۰ سؤالی شخصیت رابطه مثبت داشت.

نتیجه‌گیری

به‌طورکلی نتایج نشان می‌دهند نسخه فارسی فرم کوتاه مقیاس ذهنی‌سازی عاطفه‌محور در جمعیت ایرانی روایی و اعتبار مناسبی دارد. این سازه وابسته به فرهنگ است و بررسی تفاوت‌های فرهنگی آن نیز آغاز شد [۴۲] و بررسی آن در بطن فرهنگ ایرانی به درک بهتر نتایج این پژوهش نیز می‌تواند کمک کند، موضوعی که نویسندگان در پی بررسی آن هستند. از جمله محدودیت‌های این پژوهش این بود که جمعیت موردمطالعه از میان دانشجویان شهر تهران و به شیوه دردسترس انتخاب شده بود که این مسئله می‌تواند روایی بیرونی و تعمیم‌پذیری نتایج را محدود کند [۴۳]. از طرف دیگر نمونه این پژوهش جمعیت غیربالینی هستند و این مسئله نیز کاربرد این ابزار را در جمعیت بالینی با محدودیت مواجه می‌کند. ضمن مدنظر قرار دادن این محدودیت‌ها پیشنهاد می‌شود در گام بعدی این مقیاس در جمعیت‌هایی با ویژگی‌های جمعیت‌شناختی متنوع و نیز در جمعیت بالینی مورد بررسی قرار گیرد تا دامنه کاربرد آن گسترش یابد.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

این پژوهش دارای کد اخلاق به شماره IR.MODARES.REC.1401.021 از کمیته اخلاق دانشگاه تربیت مدرس است. کلیه اصول اخلاقی در این مقاله رعایت شده است. افراد به‌طور آگاهانه و با رضایت شخصی وارد این پژوهش شدند و تمامی اطلاعات آنان محرمانه نگه داشته شد و هر زمان که مایل بودند می‌توانستند پاسخ‌گویی به سؤالات را متوقف و پژوهش را ترک کنند.

حامی مالی

این پژوهش هیچ‌گونه کمک مالی از سازمان‌های دولتی، خصوصی و غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

مشارکت نویسندگان

تحقیق و بررسی، نوشتن پیش‌نویس اصلی مقاله و جمع‌آوری داده‌ها: سیده منصوره حکاک؛ ویرایش، نقد و بررسی: پرویز آزادفلاح؛ تحلیل آماری و بررسی: حجت‌الله فراهانی.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

References

[1] Jurist EL. Mentalized affectivity. Psychoanalytic Psychology. 2005; 22(3):426-44. [DOI:10.1037/0736-9735.22.3.426]

[2] Greenberg DM, Rudenstine S, Alaluf R, Jurist EL. Development and validation of the Brief-Mentalized Affectivity Scale: Evidence from cross-sectional online data and an urban community-based mental health clinic. Journal of Clinical Psychology. 2021; 77(11):2638-52. [DOI:10.1002/jclp.23203] [PMID]

[3] Gross JJ, Thompson RA. Emotion regulation: Conceptual foundations. In Gross JJ, editor. Handbook of emotion regulation. New York: Guilford Press; 2007. [Link[

[4] Gratz KL, Roemer L. Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2004; 26:41-54. [DOI:10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94]

[5] Greenberg DM, Kolasi J, Hegsted CP, Berkowitz Y, Jurist EL. Mentalized affectivity: A new model and assessment of emotion regulation. PloS One. 2017; 12(10):e0185264. [DOI:10.1371/journal.pone.0185264] [PMID] [PMCID]

[6] Allen JG, Fonagy P, Bateman AW. Mentalizing in clinical practice. Washington: American Psychiatric Pub; 2008. [Link]

[7] Fonagy P. Thinking about thinking: Some clinical and theoretical considerations in the treatment of a borderline patient. The International Journal of Psychoanalysis. 1991; 72(4):639-56. [Link]

[8] Aldao A, Gee DG, De Los Reyes A, Seager I. Emotion regulation as a transdiagnostic factor in the development of internalizing and externalizing psychopathology: Current and future directions. Development and Psychopatholog. 2016; 28(4pt1), 927-46. [DOI:10.1017/S0954579416000638] [PMID]

[9] Jurist EL. Minding emotions: Cultivating mentalization in psychotherapy. New York: Guilford Publications; 2018. [Link]

[10] Fonagy P. Affect regulation, mentalization, and the development of the self. New York: Other Press; 2002. [Link]

[11] Gross JJ, John OP. Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. Journal of Personality and Social Psychology. 2003; 85(2):348-62. [DOI:10.1037/0022-3514.85.2.348] [PMID]

[12] Bagby RM, Parker JD, Taylor GJ. The twenty-item Toronto Alexithymia Scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. Journal of Psychosomatic Research. 1994; 38(1):23-32. [DOI:10.1016/0022-3999(94)90005-1] [PMID]

[13] Hofmann SG, Kashdan TB. The affective style questionnaire: Development and psychometric properties. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2010; 32(2):255-63. [DOI:10.1007/s10862-009-9142-4] [PMID] [PMCID]

[14] Liotti M, Spitoni GF, Lingiardi V, Marchetti A, Speranza AM, Valle A, et al. Mentalized affectivity in a nutshell: Validation of the Italian version of the Brief-Mentalized Affectivity Scale (B-MAS). Plos One. 2021; 16(12):e0260678. [DOI:10.1371/journal.pone.0260678] [PMID] [PMCID]

[15] MacCallum RC, Widaman KF, Zhang S, Hong S. Sample size in factor analysis. Psychological Methods. 1999; 4(1):84-99. [DOI:10.1037/1082-989X.4.1.84]

[16] Comrey AL, Lee HB. A first course in factor analysis. Oxfordshire: Taylor & Francis; 2013. [Link]

[17] Farahani, H., Roshan Chesli, R. Essentials for developing and validating psychological scales: Guide to best practices. Clinical Psychology and Personality. 2020; 17(2):197-212. [Link]

[18] Gosling SD, Rentfrow PJ, Swann Jr WB. A very brief measure of the Big-Five personality domains. Journal of Research in Personality. 2003; 37(6):504-28. [DOI:10.1016/S0092-6566(03)00046-1]

[19] Khodaparast A. [Examining the ability of TIPI in determining and distinguishing characteristics and factors of personality in non-clinical samples (Persian)] [MA Thesis]. Tehran: Shahed University; 2014.

[20] Gratz KL, Rosenthal MZ, Tull MT, Lejuez CW, Gunderson JG. An experimental investigation of emotion dysregulation in borderline personality disorder. Journal of Abnormal Psychology. 2006; 115(4):850-5. [DOI:10.1037/0021-843X.115.4.850] [PMID]

[21] Besharat MA, Bazzazian S. Psychometri properties of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire in a sample of Iranian population. Advances in Nursing & Midwifery. 2015; 24(84):61-70. [Link]

[22] 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]

[23] Sheikhi M, Hooman H, Ahadi H, Sepahmansur M. [Psychometric properties of satisfaction with Life Scale (Persian)]. Journal of Thought & Behavior in Clinical Psychology. 2010; 5(19):15-26. [Link]

[24] Beck AT, Steer RA. Manual for the beck anxiety inventory. San Antonio, TX: Psychological Corporation. 1990.

[25] Rafie M, Seifi A. [An investigation into the reliability and validity of beck anxiety inventory among the university students (Persian)]. Thoughts and Behavior in Clinical Psychology. 2013; 8(27):37-46. [Link]

[26] Chiniforoushan F, Azadfallah, P, Farahani H. [Psychometric properties of the Persian Version of the Psychological Adaptation Scale (Persian)]. Clinical Psychology and Personality. 2020; 17(2):125-38. [Link]

[27] Flora DB, Labrish C, Chalmers RP. Old and new ideas for data screening and assumption testing for exploratory and confirmatory factor analysis. Frontiers in Psychology. 2012; 3:55. [DOI:10.3389/fpsyg.2012.00055] [PMID] [PMCID]

[28] Mindrila D. Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. International Journal of Digital Society. 2010; 1(1):60-6. [DOI:10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010]

[29] Jackson DL, Gillaspy JA, Purc-Stephenson R. Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. Psychological Methods. 2009; 14(1):6-23. [DOI:10.1037/a0014694] [PMID]

[30] Barrett P. Structural equation modelling: Adjudging model fit. Personality and Individual Differences. 2007; 42(5):815-24. [DOI:10.1016/j.paid.2006.09.018]

[31] Alexopoulos DS, Kalaitzidis I. Psychometric properties of Eysenck Personality Questionnaire, short scale in Greece. Personality

and Individual Differences. 2004; 37(6):1205-20. [DOI:10.1016/j.paid.2003.12.005]

[32] Meyers LS, Gamst G, Guarino AJ. Applied multivariate research: Design and interpretation. Thousand Oak: Sage publication; 2016. [Link]

[33] Tsai HW, Cebula K, Fletcher-Watson S. Influences on the psychosocial adjustment of siblings of children with autism spectrum disorder in Taiwan and the United Kingdom. Research in Autism Spectrum Disorders. 2016; 32:115-29. [DOI:10.1016/j.rasd.2016.09.007]

[34] Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate data analysis: A global perspective. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall; 2010.

[35] Chaplin TM. Gender and emotion expression: A developmental contextual perspective. Emotion Review. 2015; 7(1):14-21. [DOI:10.1177/1754073914544408] [PMID] [PMCID]

[36] Addis M. Invisible men: Men's inner lives and the consequences of silence. New York: Henry Holt and Company; 2011. [Link]

[37] Helms JE, Henze KT, Sass TL, Mifsud VA. Treating Cronbach's Alpha reliability coefficients as data in counseling research. The Counseling Psychologist. 2006; 34(5):630-60. [DOI:10.1177/0011000006288308]

[38] Jurist E. Minding emotions: Cultivating mentalization in psychotherapy. New York: Guilford Publications; 2019. [Link]

[39] Kadivar P, Farzad VA, Kavousian J, Nikdel F. ج[Validiting the Pekruns achievement emotion questionnaire (Persian)] . Journal of Educational Innovation. 2010; 8(4):7-38. [Link]

[40] Sayarfard Z, Azadfallah P, Farahani H. [Psychometric properties and factor structure of the Persian version of Mentalized Affectivity Scale (Persian)]. Journal of Birjand University of Medical Sciences. 2021; 28(4):385-401. [DOI:10.32592/JBirjandUnivMedSci.2021.28.4.107]

[41] Rinaldi T, Castelli I, Greco A, Greenberg DM, Jurist E, Valle A, et al. The Mentalized Affectivity Scale (MAS): Development and validation of the Italian version. Plos One. 2021; 16(4):e0249272. [DOI:10.1371/journal.pone.0249272] [PMID] [PMCID]

[42] Aival-Naveh E, Rothschild-Yakar L, Kurman J. Keeping culture in mind: A systematic review and initial conceptualization of mentalizing from a cross-cultural perspective. Clinical Psychology: Science and Practice. 2019; 26(4):e12300. [DOI:10.1111/cpsp.12300]

[43] Rostami H, Behrouzian F, Mousavi Asl E. [Psychometric properties of the Persian Version of the COVID-19 Anxiety Syndrome Scale in Iranian college students (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2022; 28(3):360-73 [DOI:10.32598/ijpcp.28.3.2146.2]

This Page Intentionally Left Blank