Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

2024, Volume 30

Research Paper

Psychometric Properties of the Persian Version of Embodied Sense of Self Scale

Nikoo Zargarani[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 Zargarani N, Azadfallah P, Farahani H. [Psychometric Properties of the Persian Version of Embodied Sense of Self Scale (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2024; 30:E1899.1. http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.1899.1

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.1899.1

Received: 02 Dec 2023
Accepted: 14 Jul 2024
Available Online: 19 Aug 2024

Key words:
Embodied sense of self, Embodiment, Factor analysis, Culture

ABSTRACT

Objectives The purpose of this study was to investigate the psychometric properties of the Persian version of Embodied Sense of Self Scale (ESSS).

Methods This is a psychometrics study. Participants were 215 Iranian people (160 females and 55 males with a mean age of 33.34±10.81) who were different based on age, education level, marital status and place of residence. They were selected from the general population by a convenience sampling method in 2020-2022. After translating the Persian version of the ESSS, it was completed by the participants online, along with the dissociative experiences scale II (DES-II) and the prosocial tendencies measure (PTM). Data were analyzed in SPSS sifwaer, version 27 and R version 4.3.2 Lavaan package using confirmatory factor analysis (CFA), the average variance extracted (AVE), Pearson correlation test, Cronbach's alpha coefficient, and McDonald's omega coefficient.

Results The three-factor structure of the scale was not confirmed by the CFA but the two-factor solution (agency and narrative) had good fit. The AVE values for agency, narrative, and overall scale were 0.45, 0.52, and 0.42, respectively. The correlation coefficient of narrative and agency domains with subscales of DES-II were in the range of 0.33-0.55. The correlation values of agency and narrative with subscales of PTM were in the range of 0.17-0.30. The Persian ESSS had good convergent validity but had low divergent validity. Cronbach's alpha values for narrative and agency subscales were 0.86 and 0.83, respectively and McDonald's omega values were 0.84 for both subscales, indicating the good internal consistency of the two-factor structure of the Persian ESSS.

Conclusion The Persian version of the ESSS with two subscales has acceptable validity and reliability for Iranian samples; however, exploratory factor analysis is needed to reach optimum validity.

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

Copyright © 2024 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

Most of recent studies in psychology, philosophy and neuroscience have focused on assessing brain representations of the sense of self [1, 2]. Despite numerous objective and experimental studies on the relationship between body and sense of self, its development as a phenomenological whole has received less attention [3]. Consequently, recent studies have concentrated on the concept of embodiment. The embodied sense of self (ESS) refers to subjective feelings grounded within our own body and sensorimotor system [4], evaluated based on multimodal sensory integration [5] or the congruence of motor predictions and actual feedbacks [6].

Theories propose two components of the sense of self including minimal and narrative self. The minimal self is the pre-reflective [7] and pre-linguistic [8] self-awareness of other entities through the body [9-12]. However, the minimal self is insufficient for forming complete representations of the self [2]. The narrative self is a concept developed to address this gap. This social narrative construct, as a form of first-person ownership, relies on the minimal self and is shaped and reconfigured through our efforts to make sense of our evolving experiences [13]. Minimal self is recognized based on sense of self-ownership and self-agency while narrative self is defined by continuity and conformity. The development of ESS is always accompanied by errors that lead to outcomes such as the breakdown of self-other boundaries, dissociation and somatization [14]. These errors not only affect the improvement of psychological disorders in individuals with brain injuries, but also influence their return to normal life [15], potentially increasing the risk of dissociative and psychotic spectrum disorders in the general population.

There are very few tools to measure various dimensions of embodiment. The existing tools often concentrate on a specific group or examine the outcomes of embodiment as an indicator of well-being [19]. The embodied sense of self scale (ESSS) with 25 items and three domains (agency, ownership and narrative), is a tool designed to evaluate the relationship between the body and the sense of self, [2]. The ownership refers to the sense of ownership over the body, possessions, and the self. Its impairment is manifested by depersonalization [16]. Impaired sense of agency is manifested by an inability to manipulate the body, use tools, or perform desired actions, which is observed in the general population and those with schizotypal personality traits, in addition to individuals with schizophrenia [2, 17]. Narrative domain evaluates the temporal continuity and unique nature of the self, which can be seen through bodily movements and actions. Although impaired narrative domain is mainly present in individuals with schizophrenia, it is most seen in those with schizotypal personality traits [2]. The validity assessments of the Italian version of the ESSS revealed that the three-factor model does not adequately fit the Italian samples. Exploratory factor analysis results suggested an alternative model with three factors: self-recognition, self- consistence, and self-awareness [18].

The ESSS is the only tool that focuses on the organization of bodily self in the general population, improvement of the consequences of brain injuries, and prevention of psychotic and dissociative disorders. Moreover, since embodied subjectivity is formed interpersonally, response to others and the cultural context encompass factors such as gender, ethnicity, sex and disability, which always influence bodily perspective and our definition of the self [13]. This has caused different cultures to look at ESS from different perspectives. The present study aims to validate and assess the reliability of the Persian version of ESSS for the Iranian samples.

Methods

This is a psychometrics study. Participants were 215 Iranian people aged 20-65 years (160 females and 55 males, mean age: 34.33±10.81 years), who were selected from those members in social networks (Telegram and WhatsApp). The sample size was determined according to Bentley and Chou's study [17]. Given that the ESSS has 25 items, the required sample size ranges from 125 to 375. To compensate for sample dropouts, sampling continued until reaching the necessary number of participants. The sampling was done online using a convenience sampling method. The people with age ≥19 years and those who declared consent to participate in the study were included. Exclusion criteria were unwillingness to participate, failure to respond to at least one question, or having a specific response pattern.

The Persian version of the ESSS was prepared after translation and back-translation, and verification of conceptual equivalency of the scales [18]. The original scale was translated into Persian by a PhD student in psychology and an English language specialist. After modification, the translated versions were cross-checked with the English version by a member of the faculty of psychology who was expert in both culture and English. Subsequently, the draft was re-translated into English by an English

Table 1. Fit indices for the two-factor model of Persian ESSS

df	X^2	P	x^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	GFI	NFI	NNFI	IFI
266	610.141	0.000	2.29	0.08	0.06	0.92	0.87	0.87	0.90	0.92

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

RMSEA= Root mean square error of approximation, SRMR= standardized root mean squared residual, GFI= Goodness-of-fit index, CFI= Comparative fit index, NFI=normed fit index, NNFI=non-normed fit index, IFI=incremental fit index

translator, and the primary author compared it with the main version to confirm consistency. Finally, the Persian version of the ESSS as well as the dissociative experiences scale II (DES-II) and prosocial tendencies measure (PTM) were sent to participants online to complete

Construct validity was assessed using confirmatory factor analysis (CFA), while convergent validity was evaluated using the average variance extracted (AVE). Pearson correlation test was employed to examine concurrent and divergent validity. Internal consistency was evaluated using Cronbach's alpha and McDonald's omega coefficient. Data analysis was conducted in SPSS sofware, version 27 and R version 4.3.2 Lavaan package

Results

Results of CFA showed that the three-factor solution of the Persian ESSS had an acceptable construct validity but not optimum fit. The items for the ownership subscale were deleted because their factor loads were lower than the acceptable value of 0.4. The final CFA model is shown in Figure 1. Table 1 presents the values of fit indices for the two-factor structure.

The AVE values for the agency and narrative subscales were 0.45 and 0.52, respectively, indicating a relatively acceptable convergent validity. However, the AVE value for the overall scale was 0.42, indicating low convergent validity. Divergent and concurrent validity were also evaluated by assessing the correlation of the score of ESSS with the scores of DES-II and PTM. Th results are presented in Table 2. Cronbach's alpha values for narrative and agency subscales were 0.86 and 0.83, respectively and McDonald's omega values were 0.84 for both subscales, indicating the good internal consistency of the two-factor structure of the Persian ESSS

Conclusion

Based on the results, the two-factor structure of the Persian ESSS demonstrated acceptable validity and reliability. The removal of items related to ownership subscale were due to their lack of consistency with cultural norms of Iran. The results also confirmed the convergent validity of the ESSS. This finding is consistent with the studies identified that dissociation was a key feature of patients with schizophrenic spectrum disorders. In non-clinical samples, this feature also results from a weak sense of agency and the inability to create a meaningful narrative of experiences.

Table 2. The correlation coefficients between the score of Persian ESSS and the scores of DES-II and PTM

Variables	Agency	Narrative
Compliant (PTM)	0.09	0.11
Public (PTM)	0.29**	0.27**
Anonymous (PTM)	0.08	0.06
Dire (PTM)	0.14*	0.11
Emotional (PTM)	0.16*	0.19**
Altruistic (PTM)	0.21**	0.22**
Absorption (DES-II)	0.43**	0.55**
Compartmentalization (DES-II)	0.43**	0.41**
Detachment (DES-II)	0.33**	0.49**

**P<0.01, *P<0.05

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

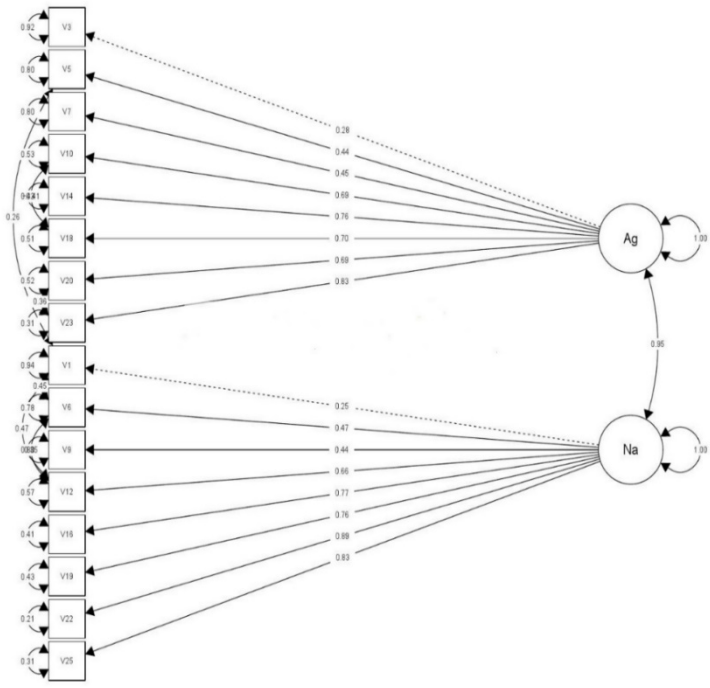


Figure 1. The CFA model of the Persian ESSS and its path coefficients. Ag= Agency, Na= Narrative

Iranian Journal of
PSYCHIATRY AND CLINICAL PSYCHOLOGY

However, divergent validity the Persian ESSS was not fully confirmed. Not all subscales of the PTM had a relationship with the ESSS score. The compliant and anonymous subscales of PTM had no significant relationship with agency and narrative subscales of the Persian ESSS. The lack of correlation between the dire subscale score of the PTM and the narrative domain score of the ESSS suggests that dire behaviors are short-term and not related to stable personality traits. There was a positive correlation between altruistic tendencies and both narrative and agency domains of the ESSS, which is against the previous studies that reported greater impairments in these domains with fewer altruistic behaviors.

Overall, it can be concluded that the Persian ESSS with two domains of narrative and agency has an acceptable validity and reliability for Iranian samples. However, further exploratory factor analysis seems necessary to achieve the optimal validity.

Ethical Considerations

Compliance with ethical guidelines

This study has ethical approval from Tarbiat Modares University (code: IR.MODARES.REC.1401.163). 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

investigation, data collection and writing the initial draft: Nikoo Zargarani; Review and editing: Parviz Azadfallah; Statistical analysis: Hojatullah Farahani.

Conflicts of interest

The authors declared no conflicts of interest.

Acknowledgments

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

This Page Intentionally Left Blank

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس دریافت تن‌آگین خود

نیکو زرگرانی[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 Zargarani N, Azadfallah P, Farahani H. [Psychometric Properties of the Persian Version of Embodied Sense of Self Scale (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2024; 30:E1899.1. http://dx.doi.org/10.32598/ijp-cp.30.1899.1

http://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.1899.1

تاریخ دریافت: ۱۱ آذر ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش: ۲۴ تیر ۱۴۰۳
تاریخ انتشار: ۲۹ مرداد ۱۴۰۳

چکیده

اهداف این مطالعه باهدف بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس دریافت تن‌آگین خود در میان ایرانیان انجام شد.

مواد و روش‌ها این مطالعه از نوع ارزشیابی است. از میان جمعیت عمومی در سال‌های ۱۳۹۹-۱۴۰۱، تعداد ۲۱۵ نفر (۱۶۰ زن و ۵۵ مرد با میانگین سنی ۱۰/۸۱±۳۳/۳۴) با روش نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند که ازنظر سن، جنسیت، سطح تحصیلات، وضعیت تأهل و محل‌سکونت تفاوت داشتند. سپس نسخه فارسی مقیاس دریافت تن‌آگین خود، پس از طی مراحل ترجمه و بازترجمه تنظیم شد و به‌صورت مجازی در اختیار اعضای نمونه قرار گرفت و افراد به مقیاس‌های تجارب گسستی و گرایش‌های خیر جامعه‌پسندانه نیز پاسخ دادند. سرانجام، داده‌ها با روش تحلیل عاملی تأییدی و از طریق SPSS R ۴،۳،۲ و کتابخانه Lavaan تحلیل شدند.

یافته‌ها نتایج تحلیل عاملی مقیاس دریافت تن‌آگین خود در جامعه ایرانی نشان داد تنها دو عامل روایت و عاملیت از اعتبار کافی برخوردار هستند. شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده برای روایت، عاملیت و کل مقیاس به‌ترتیب ۰/۵۲، ۰/۴۵ و ۰/۴۲ بود. ضرایب همبستگی هم‌زمان روایت و عاملیت با عوامل مقیاس تجارب گسستی نیز بین ۰/۳۳ تا ۰/۵۵ بود. نتایج از روایی هم‌زمان روایت و عاملیت حمایت کرد اما روایی واگرای ابزار را تأیید نکرد. ضرایب همبستگی واگرای روایت و عاملیت با عوامل مقیاس رفتارهای خیر جامعه‌پسندانه نیز بین ۰/۱۷ تا ۰/۳۰ بود که از روایی واگرا حمایت نکرد. پایایی دو عامل روایت و عاملیت نیز با استناد به ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و ۰/۸۳ و براساس ضریب امگای مک‌دونالد ۰/۸۴ بود.

نتیجه‌گیری مقیاس دریافت تن‌آگین خود در جامعه ایرانی از اعتبار و روایی نسبتاً مطلوبی برخوردار است؛ اما به نظر می‌رسد جامعیت بیشتر این مقیاس، مستلزم اجرای یک وارسی اکتشافی باشد.

کلیدواژه‌ها:
دریافت تن‌آگین خود، تن‌آگینی، تحلیل عاملی، فرهنگ

* **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

Copyright © 2024 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

مطالعات اخیر در گستره روان‌شناسی، فلسفه و علوم اعصاب بر ارزیابی بازنمایی‌های مغزی «خود»[1] متمرکز شده‌اند [۱، ۲]. باوجوداین، گرچه مطالعات عینی و تجربی زیادی درمورد رابطه بدن و «خود» انجام شده است اما پیدایش آن در قالب یک کلیت پدیداری هنوز مورد بررسی قرار نگرفته است [۳]. دراین‌میان، مجادلات بر سر پیوند بدن و «خود» در قالب مفهومی به نام تن‌آگینی[2] تبلور یافته است. بخشی از احساسات فاعلی «خود» که درون بدن و نظام حرکتی بنیان نهاده می‌شوند، دریافت تن‌آگین خود[3] نام دارد [۴] که بر مبنای هماهنگی حسی چندوجهی [۵] یا هماهنگی پیش‌بینی‌های حرکتی با بازخوردها و پیامدهای واقعی [۶] موردارزیابی قرار می‌گیرد. از این منظر، «خود» به دوسطح کمینه[4] و روایتی[5] تقسیم می‌شود. خودکمینه یا همان حس آغازین «خود»، تجربه آگاهانه پیش‌تأملی [۷] و پیش‌زبانی [۸] سایر موضوع‌ها از طریق بدن است [۹-۱۲]؛ باوجوداین، خودکمینه حق مطلب را ادا نمی‌کند و برای تشکیل بازنمایی‌های «خود» کافی نیست [۲]. خودروایتی، مفهومی است که به همین منظور ساخته شده است. این ساختار روایتی اجتماعی به‌عنوان نوعی مالکیت اول‌شخص به خودکمینه وابسته است و از طریق تلاش‌های ما برای فهم تجارب در حال تغییرمان شکل می‌یابد و از نو پیکربندی می‌شود [۱۳]. ویژگی اصلی این بعد، تأیید ساختار تاریخی تجربه «خود» است؛ به این ترتیب، ESS از دو بعد کمینه و روایتی تشکیل شده است؛ به‌نحوی‌که خودکمینه برمبنای احساس مالکیت[6] و عاملیت[7] و خودروایتی براساس پیوستگی[8] و تجانس[9] تفکیک می‌شود [۲]. از این منظر، تجربه‌گری آغازین و ادراک روایتی نه‌تنها کاملاً جدا به نظر نمی‌رسند بلکه باید در پیکره تن‌آگینی به انسجامی دست یابند که جوهر «خود» به‌مثابه هویت و شخصیت است.

بااین‌حال، تحول ESS همیشه دارای خطاهایی است که با پیامدهایی شامل تخریب مرزهای خود و دیگری، گسست[10] و جسمانی‌سازی همراه است [۱۴]. این خطاها نه‌تنها بهبود اختلالات روان‌شناختی بلکه بازگشت به زندگی روزمره در افراد دچار صدمات مغزی را تحت تأثیر قرار می‌دهند [۱۵] و به نظر می‌رسد در جمعیت عادی نیز خطر ابتلا به اختلالات گسستی و طیف سایکوز را افزایش دهند؛ ازاین‌رو ارزیابی چنین تجاربی در جمعیت بهنجار و بالینی نیازمند ابزارهایی مناسب است.

آسای و همکاران در سال ۲۰۱۶ مقیاس دریافت تن‌آگین خود (ESSS) را با همین هدف طراحی کرده‌اند. این مقیاس، دارای ۲۵ گویه و ۳ عامل است که هریک به نحوی رابطه بدن و خود را ارزیابی می‌کنند؛ درواقع، پاسخ‌دهنده باید اعلام کند که موارد ارائه‌شده در هریک از گویه‌ها تا چه حد با تجارب روزمره فرد مطابقت دارد. بر همین اساس، مالکیت، احساس مالکیت بر بدن، اموال و فراتر از آن، موجودیت و واقعیت «خود» را می‌سنجد و آسیب آن در شخصیت‌زدایی[11] بروز می‌یابد که فرد، بدن و هویتش را متعلق به خود نمی‌داند [۱۶]. عاملیت نیز به احساس کنترل بر بدن و حتی اهداف اشاره دارد که قصد انجام عمل را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. آسیب احساس عاملیت به شکل ناتوانی در دستکاری بدن، کاربرد ابزارها یا انجام اعمال دلخواه ظهور می‌یابد که اگرچه ویژگی افراد مبتلابه اسکیزوفرنی است، در میان جمعیت عادی و افرادی با رگه‌های شخصیتی اسکیزوتایپال نیز دیده می‌شود [۲، ۱۷]. روایت، پیوستگی زمانی و ماهیت بی‌همتای «خود» را ارزیابی می‌کند که از طریق حرکات و اعمال بدن، قابل‌ردیابی است. گرچه قابلیت روایت در بیماران اسکیزوفرنیک آسیب‌دیده بر مبنای شواهد است، بیشترین میزان آن در افراد اسکیزوتایپال بروز می‌یابد [۲]؛ بااین‌حال، نتایج اعتباریابی ESSS در ایتالیا نشان می‌دهد برازش مدل نسخه ۳ عاملی اصلی برای نمونه ایتالیایی ناکافی است و براساس تحلیل عاملی اکتشافی، ۳ عامل بازشناسی خود[12]، پیوستگی خود[13] و خودآگاهی[14] پیشنهاد می‌شود [۱۸].

ابزارهای اندکی برای بررسی ابعاد گوناگون تن‌آگینی ساخته شده است که اغلب آن‌ها یک گروه خاص را هدف قرار داده‌اند یا صرفاً پیامدهای تن‌آگینی را به‌عنوان شاخصی برای بهزیستی ارزیابی می‌کنند [۱۹]؛ به بیان دیگر، ESSS تنها ابزاری است که بیش از کاربردهای بالینی بر چگونگی سازمان‌دهی بدنی خود در جمعیت عادی، بهبود عوارض ناشی از آسیب‌های مغزی و پیشگیری از اختلالات سایکوتیک و گسستی متمرکز شده است؛ به‌علاوه، ازآنجاکه فاعلیت تن‌آگین به نحوی بین‌فردی تشکیل می‌شود، پاسخ به دیگری و درمجموع، بافت فرهنگی شامل مؤلفه‌هایی مانند جنسیت[15]، قومیت[16]، جنس[17] و معلولیت[18] است که همیشه چشم‌انداز بدنی و درنهایت تعریف از خودمان را تحت تأثیر قرار می‌دهد [۱۳]. این موضوع باعث شده است فرهنگ‌های

1. Self
2. Embodiment
3. Embodied Sense of Self Scale (ESS)
4. Minimal self
5. Narrative self
6. Ownership
7. Agency
8. Continuity
9. Conformity
10. Dissociation
11. Depersonalisation
12. Self-recognition
13. Self-consistence
14. Self-awareness
15. Gender
16. Ethnicity
17. Sexuality
18. Disability

گوناگون از دریچه‌های متفاوتی به (ESS) بنگرند؛ ازاین‌رو، پژوهش حاضر با هدف اعتباریابی و سنجش پایایی مقیاس دریافت تن‌آگین خود در فرهنگ ایرانی طراحی شده است.

روش

مطالعه حاضر از نوع ارزشیابی است. از بین افراد دردسترس فعال در شبکه‌های مجازی (تلگرام و واتساپ) ۲۱۵ نفر از رده سنی ۲۰-۶۵ سال (۱۶۰زن و ۵۵ مرد با میانگین سنی۱۰/۸۱± ۳۳/۳۴) انتخاب شدند. حجم نمونه با استفاده از قاعده بنتلر و چو تخمین زده شد [۲۰]؛ طبق این قاعده ۵ تا ۱۵ شرکت‌کننده به‌ازای تعداد سؤالات، حجم نمونه کافی را مشخص می‌کند. بنابراین باتوجه‌به ۲۵ گویه ESSS تعداد نمونه لازم در دامنه ۱۲۵ تا ۳۷۵ نفر قرار می‌گیرد؛ ازاین‌رو برای جبران ریزش، فرآیند نمونه‌گیری تا رسیدن به تعداد نمونه موردنیاز ادامه یافت.

روش نمونه‌گیری در این پژوهش از نوع دردسترس و به‌صورت آنلاین بود. به این ترتیب افرادی که مایل به شرکت در پژوهش بودند وارد مطالعه شدند. معیار ورود به پژوهش، سن بالای ۱۹ سال و رضایت به شرکت در این فرآیند بود؛ به‌علاوه شرکت‌کنندگانی که به گویه «با رضایت کامل و آگاهی از اهداف پژوهش حاضر در آن شرکت می‌کنم» پاسخ «خیر» دادند، یا حداقل به یک سؤال پاسخ ندادند و یا الگوی پاسخ‌دهی خاصی را دنبال کرده بودند از پژوهش کنار گذاشته شدند.

ابزارهای پژوهش

پرسش‌نامه‌ی اطلاعات جمعیت‌شناختی

اطلاعات جمعیت‌شناختی از طریق پرسش‌نامه‌ای جمع‌آوری شد که توسط پژوهش‌گر ساخته شده بود. این پرسش‌نامه شامل اطلاعات مربوط به سن، جنسیت، وضعیت تأهل و سطح تحصیلات بود.

مقیاس دریافت تن‌آگین خود (ESSS)

این مقیاس را که آسای و همکاران با هدف سنجش احساسات تن‌آگین خود ساخته‌اند، ۲۵ گویه دارد که در قالب طیف لیکرت ۵ گزینه‌ای از بسیار مخالفم (۱) تا بسیار موافقم (۴) نمره‌گذاری می‌شود [۲]. ESSS از ۳ عامل مالکیت، روایت و عاملیت تشکیل شده که به‌ترتیب دارای ۸،۹ و ۸ گویه هستند و برای نمره‌گذاری، امتیازهای فرد در گویه‌های هر عامل با هم جمع می‌شوند. نمره بیشتر در هر عامل به این معنا است که فرد، ویژگی مرتبط با آن را غریب‌تر تجربه می‌کند؛ به این ترتیب، گستره نمرات برای خرده‌مقیاس مالکیت ۹-۴۵ و برای خرده‌مقیاس‌های عاملیت و روایت ۸-۴۰ است؛ به‌علاوه، نمره کل در گستره ۲۵- ۱۲۵ قرار می‌گیرد. آلفای کرونباخ به‌عنوان شاخص همسانی درونی برای کل مقیاس و خرده‌مقیاس‌های مالکیت، روایت و عاملیت به‌ترتیب ۰/۸۴، ۰/۷۴، ۰/۷۵ و ۰/۷۱ بوده است. پایایی آزمون-بازآزمون نیز پس از ۱ ماه برای کل مقیاس و خرده‌مقیاس‌های مالکیت، روایت و عاملیت به‌ترتیب۰/۸۲، ۰/۸۴، ۰/۸۱ و ۰/۷۸ گزارش شده است.

روایی هم‌گرا به استناد همبستگی مثبت معنادار بین ESSS و O-LIFE/SOAS و روایی واگرا نیز با تکیه بر همبستگی معنادار با اندازه اثر کوچک بین ESSS و IRI موردمحاسبه قرار گرفت؛ به‌علاوه، صرف‌نظر از اینکه عامل، مالکیت، روایت یا عاملیت باشد در همه موارد، تفاوت معناداری بین اسکیزوفرنیک‌ها با افراد دارای نقص عضو یا گروه کنترل مشاهده شد که نشان‌دهنده روایی پیش‌بین و بالینی این ابزار بود. در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ برای مدل دو عاملی و خرده‌مقیاس‌های عاملیت و روایت به‌ترتیب ۰/۸۶، ۰/۸۳ و ۰/۸۶ بود که نشان داد ابزار از همسانی درونی خوبی برخوردار است؛ روایی هم‌گرا نیز برای عاملیت، روایت و کل مقیاس به‌ترتیب ۰/۴۵، ۰/۵۲ و ۰/۴۲ بود؛ به‌علاوه، روایی هم‌زمان و واگرا نیز براساس ضرایب همبستگیESSS با مقیاس تجارب گسستی و شاخص رفتارهای خیر جامعه‌پسندانه به‌ترتیب ۰/۵۸ و ۰/۳۰ بود که نشان داد گرچه ابزار، روایی هم‌زمان متوسطی دارد اما فاقد روایی واگرا است و نیاز به بررسی‌های اکتشافی دقیق‌تری دارد.

نسخه فارسی ESSS طی مراحل ترجمه، بازترجمه و اطمینان‌یابی از هم‌ارزی مفهومی مقیاس‌ها[19] تهیه شد [۲۱]. به این منظور، ابتدا نسخه اصلی مقیاس، توسط یک دانشجوی دکتری روان‌شناسی و یک متخصص زبان انگلیسی به فارسی ترجمه و ازلحاظ نگارشی ویرایش شد. نسخه‌های ترجمه‌شده توسط یکی از اعضای هیئت علمی گروه روان‌شناسی که به فرهنگ و زبان انگلیسی مسلط بود با متن انگلیسی تطبیق داده شد؛ سرانجام متن نهایی توسط یک مترجم زبان انگلیسی بازترجمه شد و نویسنده اول، آن را با نسخه اصلی مقایسه کرد تا از تطابق دو نسخه اطمینان حاصل شود. تلاش شد نسخه بازترجمه منطبق با محتوای نسخه اصلی و موردتأیید سازندگان آن باشد.

مقیاس تجارب گسستی[20] (DESII)

مقیاس DES یک پرسش‌نامه خودسنجی ۲۸ ماده‌ای است که در سال ۱۹۸۶ پوتنام و برنستاین با هدف غربال‌گری تجارب گسستی در نمونه‌های بالینی و غیربالینی طراحی کرده‌اند [۲۲]. نمره‌گذاری پرسش‌نامه مذکور نیز از طریق یک معیار قیاسی دیداری ۱۱ نقطه‌ای از (۰) درصد (هرگز) تا ۱۰۰ درصد (همیشه) انجام می‌شود. نسخه دوم DES یعنی DESII شامل همان پرسش‌ها نسخه پیشین است اما معیار پاسخ‌دهی متفاوتی دارد

19. Conceptual equivalency of the scales
20. Dissociative Experiences Scale II

که نمره‌گذاری را ساده‌تر می‌کند. مؤلفه‌های فرعی گسست شامل تجارب فراموشی[21]، جذب[22] و شخصیت‌زدایی/واقعیت‌زدایی[23] است؛ باوجوداین، پژوهش حاضر، نسخه‌ای از DESII را مورد استفاده قرار می‌دهد که با استناد به یافته‌های پیشین، ساختاری ۳ عاملی دارد که بر جذب، چندپارگی[24] و گسستگی[25] متمرکز است. نمره‌گذاری این مقیاس، معادل میانگین همه پاسخ‌ها در دامنه‌ای از(۰-۱۰۰) است؛ به‌عبارت دیگر برای دستیابی به میانگین کل، پرسش‌ها با حذف صفر پشت درصد، نمره‌گذاری می‌شوند (مثلا ۸=۸۰٪)؛ سپس این نمرات برای دستیابی به امتیاز کل، جمع و سرانجام امتیاز کل ضرب در ۱۰ و بر تعداد پرسش‌ها تقسیم می‌شود. میانگین کل بالاتر و پایین‌تر از ۳۰ به‌ترتیب نشان‌دهنده سطوح بالا و پایین گسست هستند.

همسانی درونی پرسش‌های DESII براساس ضرایب آلفای کرونباخ و همبستگی با روش دونیمه‌سازی به‌ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۲ گزارش شده است [۲۳]. به‌علاوه، آلفای کرونباخ پرسش‌های این مقیاس در جامعه ایرانی از ۰/۹۳ تا ۰/۹۴ نوسان داشته و ضریب همبستگی با روش دونیمه‌سازی نیز ۰/۸۹ بوده است که هردو گویای اعتبار مناسب این مقیاس هستند [۲۴]. در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های جذب، چندپارگی و گسستگی به‌ترتیب ۰/۸۷، ۰/۶۷ و ۰/۷۵ و برای کل مقیاس ۰/۹۰ بود که همسانی درونی خوب ابزار را نشان می‌دهد.

شاخص گرایش‌های خیر جامعه‌پسندانه(PTM)[26]

این شاخص خودگزارش‌دهی ۲۳ سؤالی در سال ۲۰۰۲ کارلو و رندال ساخته‌اند؛ هدف آن، ارزیابی رفتارهای خیر جامعه‌پسندانه متفاوت در اواخر نوجوانی و بزرگسالی بود. ۶ خرده‌مقیاس این شاخص، رفتارهای سازگار[27]، علنی[28]، بی‌نام و نشان[29]، پریشان‌کننده[30]، هیجانی[31] و نوع‌دوستانه[32] هستند [۲۵]. همه خرده‌مقیاس‌ها جداگانه و براساس مقیاس لیکرت ۵ گزینه‌ای از ۱ (اصلاً من را توصیف نمی‌کند) تا ۵ (من را به‌خوبی توصیف می‌کند) نمره‌گذاری می‌شوند [۲۶] و شاخص نمره کلی ندارد. دامنه نمرات برای خرده‌مقیاس‌های رفتار سازگار، علنی، بی‌نام و نشان، پریشان‌کننده، هیجانی و نوع‌دوستانه به‌ترتیب ۲-۱۰، ۴-۲۰، ۵-۲۵، ۳-۱۵، ۴-۲۰ و ۵-۲۵ بود. خرده‌مقیاس نوع‌دوستی نیز به شکل معکوس امتیازبندی می‌شود [۲۵].

پایایی آزمون-بازآزمون نیز پس از ۲ هفته برای خرده‌مقیاس‌های رفتار علنی، بی‌نام و نشان، پریشان‌کننده، هیجانی، سازگار و نوع‌دوستانه به‌ترتیب ۰/۶۱، ۰/۷۵، ۰/۷۲، ۰/۸۰، ۰/۷۳ و ۰/۶۰ بود [۲۵]. آلفای کرونباخ برای هریک از خرده‌مقیاس‌های رفتار علنی، هیجانی، نوع‌دوستانه، پریشان‌کننده، سازگار و بی‌نام و نشان در نمونه ۸۲ نفره از دانشجویان ایرانی به‌ترتیب ۰/۷۱، ۰/۶۸، ۰/۵۸، ۰/۶۹، ۰/۷۷ و ۰/۸۶ و برای کل شاخص ۰/۶۴ گزارش شد [۲۶].

اعتبار ملاکی خرده‌مقیاس‌ها در نمونه ایرانی نیز از طریق همبستگی ماده اضافه هر خرده‌مقیاس با خرده‌مقیاس مورد محاسبه قرار گرفت و به‌ترتیب برای خرده‌مقیاس‌های رفتار علنی، هیجانی، نوع دوستانه، پریشان‌کننده، سازگار و بی‌نام و نشان ۰/۴۶، ۰/۳۳، ۰/۲۰، ۰/۶۵، ۰/۶۱ و ۰/۷۹ بود [۲۶]. پایایی آزمون-بازآزمون نمونه ایرانی نیز پس از ۵۵ روز برای خرده‌مقیاس‌های رفتار نوع‌دوستانه، پریشان‌کننده، بی نام و نشان، هیجانی، سازگار و علنی به‌ترتیب ۰/۷۰، ۰/۳۹، ۰/۵۷، ۰/۷۴، ۰/۵۴ و ۰/۴۸ بود [۲۶]. در پژوهش حاضر نیز آلفای کرونباخ برای هریک از خرده‌مقیاس‌های رفتار علنی، هیجانی، نوع‌دوستانه، پریشان‌کننده، سازگار و بی‌نام و نشان به‌ترتیب ۰/۵۸، ۰/۶۶، ۰/۶۱، ۰/۴۵، ۰/۷۲ و ۰/۸۴ بود.

فرآیند اجرای پژوهش

این مطالعه، مورد تأیید کمیته اخلاق در پژوهش دانشگاه تربیت‌مدرس قرار گرفت و همه اصول اخلاقی در آن رعایت شد. بنابراین، مقیاس همراه با توضیح مختصری درمورد هدف پژوهش و تأکید بر اصول رازداری و حفظ اطلاعات شرکت‌کنندگان در گروه‌های آنلاین تلگرامی و واتساپی پخش شد؛ به‌علاوه، افراد، آگاهانه و با رضایت قبلی وارد فرآیند پژوهش می‌شدند و شرکت‌کنندگان می‌توانستند در هر مرحله پژوهش، از آن خارج شوند؛ به‌عبارت‌دیگر، شرکت‌کنندگان پس از پاسخ به گویه «با رضایت کامل و آگاهی از اهداف پژوهش حاضر در آن شرکت می‌کنم» می‌توانستند به پرسش‌نامه اطلاعات جمعیت‌شناختی، DESS II ، ESSS و PTM پاسخ دهند و در صورت عدم رضایت، داده‌های آن‌ها از پژوهش کنار گذاشته می‌شد. به این ترتیب طی سال‌های ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۱، از جامعه آماری مذکور، ۵۲۸ نفر، داوطلبانه از لینک مقیاس‌ها بازدید کردند و ۲۱۸ نفر به آن‌ها پاسخ کامل دادند که میانگین زمان پاسخ‌دهی آن‌ها ۱۷ دقیقه و ۲۰ ثانیه بود و از این میان، ۲۱۵ نفر براساس ملاک‌های ورود و خروج به‌عنوان نمونه در نظر گرفته شدند.

تحلیل یافته‌ها

21. Amnesic Experiences
22. Absorption/ Imagination involvement
23. Depersonalization/ Derealization
24. Compartmentalization
25. Detachment
26. Prosocial Tendencies Measure
27. Compliant
28. Public
29. Unanimous
30. Dire
31. Emotional
32. Altruistic

در پژوهش حاضر، آمار توصیفی (میانگین و درصد) برای تحلیل اطلاعات جمعیت‌شناختی، تحلیل عاملی تأییدی[33] برای بررسی روایی سازه، شاخص میزان واریانس استخراج شده[34] برای روایی هم‌گرا، ضریب همبستگی پیرسون برای سنجش روایی هم‌زمان و واگرا و ضرایب آلفای کرونباخ و امگای مک دونالد برای بررسی همسانی درونی مقیاس مورد استفاده قرار گرفتند. به‌علاوه، چون در این مطالعه، تحلیل عاملی اکتشافی انجام نشده بود روایی محتوایی موردبررسی قرار نگرفت.

یافته‌ها

در این پژوهش، داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۳ و R نسخه ۴/۳/۲ و کتابخانه lavaan تحلیل شدند؛ در پژوهش حاضر ۲۱۵ نفر شرکت کردند که از این میان، ۱۶۰ نفر (۷۴/۴۱ درصد) زن و ۵۵ نفر (۲۵/۵۸ درصد) مرد بودند. ازنظر وضعیت تأهل، ۵۸/۵ درصد مجرد و ۴۰/۷ درصد متأهل و ازنظر سطح تحصیلات، ۶/۹ درصد دیپلم و زیر دیپلم ، ۴/۲ درصد فوق دیپلم، ۱۹/۴ درصد لیسانس، ۴۷/۷ درصد فوق‌لیسانس و ۲۱/۳ درصد دکتری، پزشکی عمومی و بالاتر بودند که ویژگی‌های آن‌ها در جدول شماره ۱ قابل‌مشاهده است.

پیش از انجام تحلیل عاملی تأییدی، پیش‌فرض‌های بهنجاری تک‌متغیری و چندمتغیری با استفاده از آزمون چولگی-کشیدگی، کولموگروف-اسمیرنف[35] و شاخص مردیا موردبررسی قرار گرفتند. نسبت چولگی و کشیدگی برخی گویه‌ها خارج از بازه (۲، ۲-) بود؛ به‌علاوه نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف P<۰/۰۵ را نشان داد که حاکی از ناهنجاری توزیع تک‌متغیری نمرات برخی گویه‌ها بود. ضریب کشیدگی استانداردشده مردیا نیز ۴۰/۵۴ و P<۰/۰۰۱ بود که ناهنجاری توزیع چندمتغیری نمرات گویه‌ها را نشان می‌داد؛ به این ترتیب، گرچه رعایت ملاک‌های ورود و خروج از احتمال وجود داده‌های بی‌پاسخ و پرت می‌کاهد، بااین‌حال به نظر می‌رسد روش نمونه‌گیری در دسترس و کوچک بودن حجم نمونه در ناهنجاری توزیع نمرات، اثرگذار بوده باشد؛ ازاین‌رو برای برآورد مدل، روش حداقل مجذورات وزنی قطری[36] مورداستفاده قرار گرفت که به پیش‌فرض بهنجاری وابسته نیست. جدول شماره ۲ اندازه‌های توصیفی میانگین، انحراف‌معیار و آماره‌های چولگی و کشیدگی را برای گویه‌های مقیاس دریافت تن‌آگین خود و جدول شماره ۳ نتایج آزمون مردیا را نشان می‌دهد.

روایی سازه

یکی از روش‌های بررسی روایی سازه، کاربرد شاخص‌های برازش مدل اولیه و اصلاح‌شده در تحلیل عاملی تأییدی است. برخی از این شاخص‌ها مجذور خی، نسبت مجذور خی به درجه

33. Confirmatory Factor Analysis (CFA)
34. Average Variance Extracted (AVE)
35. Kolmogorov-Smirnov
36. Diagonally Weighted Least Squares (DWLS)

جدول ۱. ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه موردبررسی

مشخصات جمعیت‌شناختی	طبقات اسمی	میانگین±انحراف‌معیار/ دامنه/تعداد (درصد)
سن		۳۳/۳۴±۱۰/۸۱
		۷۵-۱۹
جنس	زن	۱۶۰(۷۴/۱)
	مرد	۵۵(۲۵/۵)
وضعیت تأهل	مجرد	۱۲۷(۵۸/۸)
	متأهل	۸۸(۴۰/۷)
مدرک تحصیلی	دیپلم و زیر دیپلم	۱(۶/۹)
	فوق دیپلم	۹(۴/۲)
	لیسانس	۴۲(۱۹/۴)
	فوق لیسانس	۱۰۳(۴۷/۷)
	دکتری، پزشکی عمومی و بالاتر	۴۶(۲۱/۳)

جدول ۲. اندازه‌های توصیفی گویه‌های مقیاس دریافت تن‌آگین خود

گویه‌ها	میانگین±انحراف‌معیار	چولگی	کشیدگی
گاهی احساس می‌کنم دیگر شخصیت خودم را نمی‌شناسم.	۲/۰۳±۱/۱۴	۰/۸۶	-۰/۲۱
هنگام راه رفتن کمتر پیش می‌آید که به تصویر خودم در آینه‌ها یا ویترین مغازه‌ها توجه کنم.	۲/۲۳±۱/۱۳	۰/۶۶	-۰/۳۴
برداشتن اشیاء دور و بر، بدون آنکه به آن‌ها نگاه کنم برایم دشوار است.	۲/۰۵±۱/۰۱	۰/۷۷	-۰/۰۲
گاهی لباسی که پوشیده‌ام به تنم احساس سنگینی می‌دهد.	۲/۶۱±۱/۲۴	۰/۴۴	-۰/۶۵
چیزهایی را گم می‌کنم بدون اینکه حتی متوجه گم شدنشان شده باشم.	۲/۲۳±۱/۲۲	۰/۸۰	-۰/۳۴
تلاش برای تمرکز بی‌فایده است درهرصورت، افکار بی‌ربط به ذهنم هجوم می‌آورند.	۲/۷۰±۱/۱۷	۰/۳۷	-۰/۷۰
وقتی وسایلی را استفاده می‌کنم، آن ها را این طرف و آن طرف می‌اندازم.	۲/۳۰±۱/۳۱	۰/۶۷	-۰/۷۴
افکاری که به ذهنم می‌رسند انگار متعلق به شخص دیگری هستند.	۱/۶۵±۰/۹۲	۱/۵۷	۲/۳۰
فکر می‌کنم فردی که در گذشته بودم و فردی که هم اکنون هستم کاملاً با هم متفاوت‌اند.	۳/۴۰±۱/۳۰	-۰/۳۲	-۰/۹۱
بعضی چیزها بدون اینکه از آن‌ها آگاه باشم به من نسبت داده می‌شوند.	۲/۵۰±۱/۲۰	۰/۵۵	-۰/۵۱
گاهی احساس می‌کنم بدنم مانند یک ربات، بریده بریده حرکت می‌کند.	۱/۸۲±۱/۰۶	۱/۴۱	۱/۵۴
شخصیت من بسته به موقعیت و محیطی که در آن قرار دارم تغییر می‌کند.	۲/۶۲±۱/۲۶	۰/۳۷	-۰/۹۴
وقتی مشغول انجام کاری هستم انگار خودم را از بیرون می‌بینم.	۲/۰۵±۱/۱۴	۰/۹۵	۰/۱۲
گاهی یادم می‌رود که می‌خواستم چه بگویم.	۳/۱±۱/۱	۰/۴۷	-۰/۸۶
تماس و سایش لباس‌ها به پوستم مرا به‌طرز عجیبی آزار می دهد.	۱/۵۵±۰/۹۴	۱/۸۲	۲/۷۰
وقتی ترانه ای ذهنم را درگیر می‌کند به سختی می‌توانم آن را پس بزنم.	۲/۷۵±۱/۱	۰/۳۰	-۰/۶۳
گاهی حس می‌کنم بدنم خیلی سبک است.	۲/۰۵±۱/۱۴	۰/۸۶	-۰/۲۴
فکر می‌کنم در مقایسه با دیگران خیلی قلقلکی هستم.	۲/۵۰±۱/۲	۰/۴۱	-۰/۸۱
گاهی چیزهایی به یادم می‌آید که به خودم می‌خندم.	۳/۳۰±۱/۱۴	-۰/۳۰	-۰/۷۵
به من می‌گویند صدایم بسیار بلند است.	۲/۱۱±۱/۲۵	۰/۸۴	-۰/۴۶
گاهی احساس می‌کنم که وجودم واقعی نیست.	۱/۶۰± ۰/۹۲	۱/۶۰	۲/۰۳
گاهی احساس می‌کنم مردم درباره شخصیت من دچار سوءتفاهم می‌شوند.	۲/۱±۱/۲۳	-۰/۰۲	-۱/۰
گاهی هنگام راه رفتن به این و آن برخورد می‌کنم.	۱/۸۲±۱/۰۵	۱/۳۰	۰/۹۶
گاهی متوجه می‌شوم که بدنم سرد شده است.	۲/۳۳±۱/۱۵	۰/۴۴	-۰/۸۳
من نمی‌توانم کاری را که در موقعیتی خاص انجام داده‌ام به یاد بیاورم، زیرا خاطره آن لحظه برایم مبهم بوده است.	۲/۱۵±۱/۱۸	۰/۸۰	-۰/۲۳

جدول ۳. نتایج آزمون مردیا

آزمون	آماره مردیا	P
چولگی مردیا	۹۷۸۶/۲۷	۰/۰۰
کشیدگی مردیا	۴۰/۵۴	۰/۰۰

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

آزادی، برازش رشدی[37]، برازش هنجارشده[38] و هنجارنشده[39]، برازش تطبیقی[40]، نکویی برازش[41]، ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد[42] و ریشه میانگین مجذور خطای تقریب[43] هستند که در پژوهش حاضر نیز مورداستفاده قرار گرفته‌اند. این نوع تحلیل عاملی برای آزمون یک مدل از پیش موجود و ارزیابی تناسب آن با داده‌های مشاهده‌شده به کار می‌رود [۲۷]. برخی مطالعات، تحلیل عاملی تأییدی به‌واسطه داده‌های اکتشافی را روش مناسب‌تری برای ارزیابی روایی سازه می‌دانند؛ باوجوداین، ناهم‌خوانی یافته‌ها از پدیدایی رویکردی قاطع ممانعت می‌کند [۲۸]. پژوهش حاضر به‌واسطه مرور ادبیات پژوهشی، ابزارهای مشابه و نظر متخصصان، محتوای نظری ویژه‌ای را برای تبیین ساختار مقیاس دریافت تن‌آگین خود در نظر می‌گیرد که ارزیابی آن در جامعه ایرانی به‌واسطه تحلیل عاملی تأییدی صورت می‌گیرد. براساس نتایج به‌دست‌آمده، این مدل از برازش قابل‌قبولی برخوردار است؛ باوجوداین، سطح بهینگی مطلوبی ندارد؛ بنابراین برای افزایش سطح بهینگی و برازش، همه گویه‌های مالکیت که بار عاملی آن‌ها کمتر از ۰/۴ بود کنار گذاشته شدند. جدول شماره ۴ شاخص‌های برازش مدل اصلاح‌شده را نشان می‌دهد.

مجذور خی به حجم نمونه حساس است و اگر مفروضه نرمال‌بودن چندمتغیری برقرار نباشد ممکن است مدل‌هایی با برازش خوب را رد کند؛ ازاین‌رو در مطالعه حاضر، شاخص نسبت مجذور خی مورداستفاده قرار گرفته که فاقد این کاستی‌ها است [۲۹]. برای این شاخص، مقادیر کوچکتر یا مساوی ۳ نشان‌گر برازش قابل‌قبول مدل است [۳۰]. در این پژوهش، نسبت مجذور خی (۲/۲۹) برازش قابل‌قبول مدل را نشان می‌دهد. RMSEA شاخص دیگری است که کنترل خطای اندازه‌گیری در مدل را به نمایش می‌گذارد. اگرچه این شاخص، مقیاسی ذهنی [۳۱، ۳۲] و تابع حجم نمونه است [۳۳]، مقادیر کوچکتر از ۰/۰۱، ۰/۰۵ و ۰/۰۸ آن به‌ترتیب برازش عالی، خوب و متوسط مدل را نشان

37. Incremental Fit Index (IFI)
38. Normed Fit Index (NFI)
39. Non-normed Fit Index (NNFI)
40. Comparative fit index (CFI)
41. Goodness of fit index (GFI)
42. Standardized root mean-square residual (SRMR)
43. Root mean square error of approximation (RMSEA)

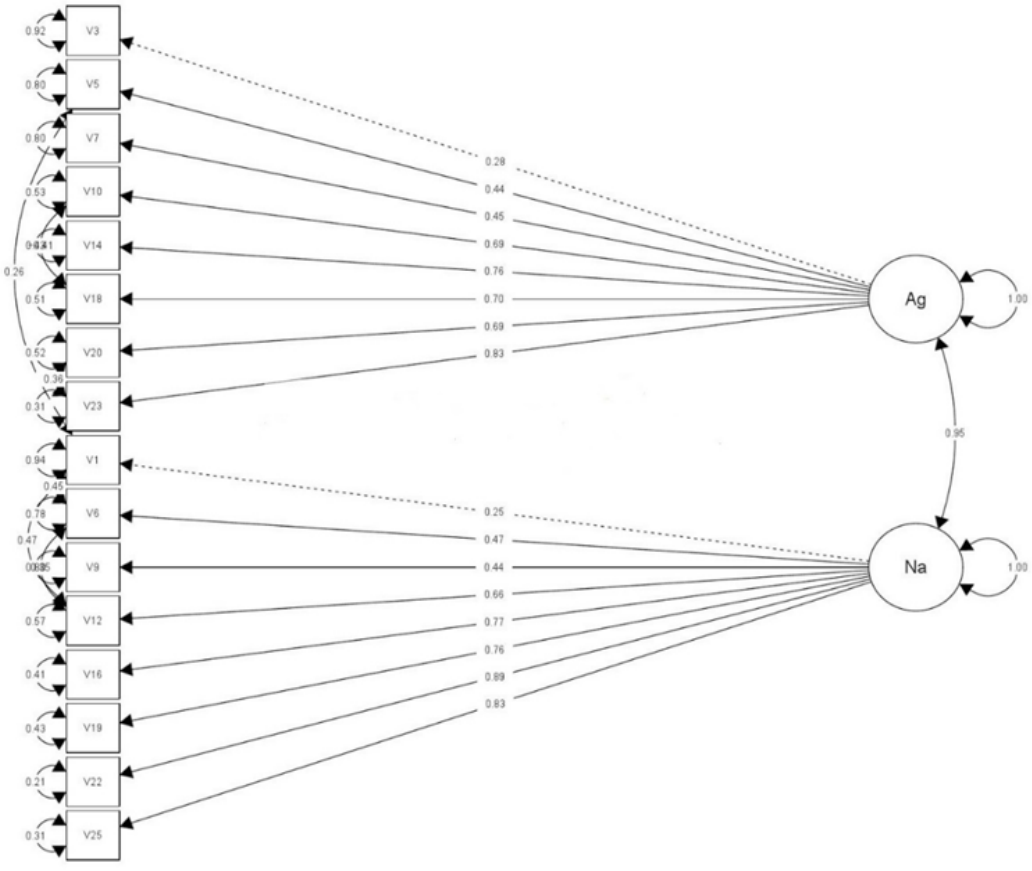
جدول ۴. شاخص‌های نکویی برازش مدل دو عاملی مقیاس احساس تن‌آگین خود (مدل اصلاح‌شده)

شاخص‌های نکویی برازش مقدار محاسبه‌شده	
مجذور خی	۶۱۰/۱۴۱
درجه آزادی	۲۶۶
P	۰/۰۰۰
نسبت مجذور خی به درجه آزادی	۲/۲۹
ریشه میانگین مجذور خطای تقریب	۰/۰۸۱
ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد	۰/۰۶۴
شاخص نکویی برازش	۰/۸۷۴
شاخص برازش تطبیقی	۰/۹۲۴
شاخص برازش هنجارشده	۰/۸۷۸
شاخص برازش هنجارنشده	۰/۹۰۶
شاخص برازش رشدی	۰/۹۲۵

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

می‌دهند [۳۴]؛ بنابراین در پژوهش حاضر باتوجه‌به اینکه مقدار RMSEA ۰/۰۸۱ است، برازش مدل، متوسط به نظر می‌رسد. SRMR نیز یک شاخص برازش مبتنی بر نمونه است و برخلاف سایرین درمورد شکل توزیع بنیادین نمونه‌گیری، پیش‌فرضی ندارد [۳۵]. مقادیر این شاخص از (۰) تا (۱) تغییر می‌کنند و اگر کمتر از ۰/۰۵ باشند، نشان‌گر برازش مطلوب مدل هستند [۳۶، ۳۷]؛ باوجوداین، مقادیر کمتر از ۰/۰۸ نیز قابل‌قبول هستند [۳۸، ۳۹]. به این ترتیب، مقدار ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد در این پژوهش (SRMR=۰/۰۶۴) قابل‌قبول به نظر می‌رسد. سایر شاخص‌ها شامل NNFI، NFI، CFI، GFI و IFI مقادیری بین (۰) و (۱) اتخاذ می‌کنند که هرچه به ۱ نزدیک‌تر باشند برازش مطلوب‌تر مدل را نشان می‌دهند. این مقادیر در پژوهش حاضر به‌ترتیب ۰/۸۷۴، ۰/۹۲۴، ۰/۸۷۸، ۰/۹۰۶ و ۰/۹۲۵ به دست آمده‌اند که نشان‌گر برازش مطلوب مدل هستند. تصویر شماره ۱ مدل دو عاملی مقیاس احساس تن‌آگین خود و جدول شماره ۵ بارهای عاملی آن را پس از برازش مدل اصلاح‌شده نشان می‌دهد.

روایی سازه از طریق روایی هم‌گرا و واگرا نیز ارزیابی می‌شود؛ روایی هم‌گرا یک شاخص کمی است که میزان همبستگی درونی و همسویی گویه‌های یک عامل یا سازه را نشان می‌دهد. همبستگی بالا بین بارهای عاملی گویه‌ها نشان‌گر روایی هم‌گرای مقیاس است. این شاخص از طریق میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) محاسبه می‌شود که توسط فورنل و لارکر معرفی شده است و میانگین واریانس به اشتراک گذاشته‌شده بین هر سازه با گویه‌های خود را نشان می‌دهد [۴۰]. میانگین واریانس استخراج‌شده زمانی معنادار است که میزان آن بیشتر از ۰/۵ باشد [۴۱]. در پژوهش حاضر، مقادیر میانگین واریانس استخراج‌شده برای هریک از عوامل روایت و عاملیت به‌ترتیب ۰/۵۲ و ۰/۴۵ است که نشان‌گر میزان نسبتاً قابل‌قبول همسانی درونی عوامل است؛ بااین‌حال، میانگین واریانس استخراج‌شده برای کل مقیاس ۰/۴۲ است که نشان می‌دهد ابزار به‌صورت کلی روایی هم‌گرای مناسبی ندارد. روایی واگرا نیز به‌واسطه همبستگی ESSS با PTM مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد بین عاملیت و روایت با همه عوامل مقیاس رفتارهای خیر جامعه‌پسندانه به‌جز رفتارهای سازگار و بی‌نام‌ونشان، رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. بین خرده‌مقیاس روایت با رفتارهای پریشان‌کننده نیز رابطه معناداری مشاهده نشد. این ضرایب همبستگی که از ۰/۱۷ تا ۰/۳۰ بودند فقدان روایی واگرا را نشان دادند. نتایج در جدول شماره ۶ قابل‌مشاهده است.



تصویر ۱. مدل دو عاملی مقیاس احساس تن‌آگین خود و ضرایب استاندارد مسیرها

جدول۵. بارهای عاملی گویه‌های نسخه دوعاملی SSSE

شماره گویه	بارهای عاملی غیراستاندارد B	بارهای عاملی استاندارد β	t	P
عاملیت ۳	۱/۰۰	۰/۲۸	–	–
۵	۱/۹۰	۰/۴۴	۳/۵۸	<۰/۰۰۱
۷	۲/۰۱	۰/۴۵	۳/۵۸	<۰/۰۰۱
۱۰	۳/۰۴	۰/۶۸	۳/۹۶	<۰/۰۰۱
۱۴	۳/۴۶	۰/۷۶	۴/۰۳	<۰/۰۰۱
۱۸	۳/۸۶	۰/۷۰	۳/۹۸	<۰/۰۰۱
۲۰	۴/۲۱	۰/۶۹	۳/۹۸	<۰/۰۰۱
۲۳	۵/۱۳	۰/۸۳	۴/۰۸	<۰/۰۰۱
روایت ۱	۱/۰۰	۰/۲۵	–	–
۶	۱/۱۰	۰/۴۷	۴/۱۱	<۰/۰۰۱
۹	۲/۱۱	۰/۴۴	۳/۲۶	<۰/۰۰۱
۱۲	۳/۳۱	۰/۶۶	۴/۰۹	<۰/۰۰۱
۱۶	۳/۹۱	۰/۷۷	۳/۵۹	<۰/۰۰۱
۱۹	۴/۲۳	۰/۷۶	۳/۵۹	<۰/۰۰۱
۲۲	۵/۶۶	۰/۸۹	۳/۶۴	<۰/۰۰۱
۲۵	۵/۶۸	۰/۸۳	۳/۶۲	<۰/۰۰۱

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

جدول ۶. همبستگی هم‌زمان و واگرای مقیاس احساس تن‌آگین خود

متغیر	عاملیت	روایت
رفتارهای پذیرا	۰/۰۹۳	۰/۱۱۷
رفتارهای علنی	۰/۲۹۶**	۰/۲۷۷*
رفتارهای بی‌نام و نشان	۰/۰۸۱	۰/۰۶۳
رفتارهای پریشان‌کننده	۰/۱۴۷*	۰/۱۱
رفتارهای هیجانی	۰/۱۶۶*	۰/۱۸۹*
رفتارهای نوع دوستانه	۰/۲۱۰**	۰/۲۲۳**
جذب	۰/۴۳۶**	۰/۵۵۲*
چندپارگی	۰/۴۳۳**	۰/۴۰۹*
گسستگی	۰/۳۲۹**	۰/۴۹۴*

*P<۰/۰۵ ، **P<۰/۰۱

مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران

روایی هم‌زمان

روایی هم‌زمان یکی از روش‌های بررسی روایی ملاکی است که در پژوهش حاضر از طریق بررسی همبستگی بین مقیاس دریافت تن‌آگین خود با مقیاس تجارب گسستی مورد ارزیابی قرار گرفته است. یافته‌ها نشان می‌دهند بین هر دو عامل روایت و عاملیت با عوامل مقیاس تجارب گسستی رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد. این ضرایب همبستگی که از ۰/۳۳ تا ۰/۵۵ هستند همبستگی هم‌زمان نسبتاً مناسبی را بین عوامل مقیاس دریافت تن‌آگین خود و تجارب گسستی نشان می‌دهند که نتایج آن در جدول شماره ۶ قابل‌مشاهده است.

پایایی

پایایی مقیاس از طریق همسانی درونی موردارزیابی قرار گرفت. همسانی درونی این موضوع را بررسی می‌کند که آیا پرسش‌های یک عامل، خصیصه واحدی را اندازه‌گیری می‌کنند. در پژوهش حاضر، این هدف از طریق محاسبه ضرایب آلفای‌کرونباخ و امگامک‌دونالد حاصل شده است. براین‌اساس، ضرایب آلفای عوامل روایت و عاملیت به‌ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۸۳ و ضرایب امگای این دو عامل نیز ۰/۸۴ محاسبه شدند که چون بزرگتر از ۰/۷ هستند پایایی مناسب ابزار را نشان می‌دهند.

بحث

پژوهش حاضر باهدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه ایرانی مقیاس دریافت تن‌آگین خود انجام شد. نتایج نشان می‌دهند این مقیاس در جامعه ایرانی نیز ابزار نسبتاً معتبر و مناسبی برای ارزیابی دریافت تن‌آگین خود است؛ باوجوداین سطح بهینگی مطلوبی ندارد.

یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی تأییدی مقیاس دریافت تن‌آگین خود بر نمونه غیربالینی متشکل از جامعه ایرانی نشان دادند این مقیاس دریافت تن‌آگین خود را در قالب دو عامل روایت و عاملیت ارزیابی می‌کند؛ به‌عبارت‌دیگر، گویه‌های مربوط به مالکیت (۲، ۴، ۸، ۱۱، ۱۳، ۱۵، ۱۷، ۲۱ و ۲۴) در نمونه ایرانی بار عاملی کافی را کسب نکردند. اگرچه این یافته‌ها با نتایج پیشین و ساختار سه عاملی در جامعه ژاپن هم‌خوانی نداشتند [۲] در مورد گویه‌های ۱۷، ۲۱ و ۲۴ با نتایج اعتباریابی نسخه ایتالیایی هماهنگ بودند [۱۸].

یافته‌های مربوط به اعتباریابی ESSS در نمونه ایتالیایی گویای آن بود که نه‌تنها مقیاس متشکل از عوامل اصلی، فقط پس از حذف ۶ سؤال، اعتبار قابل‌قبولی یافت بلکه تحلیل عاملی اکتشافی به پدیدآیی سه عامل متفاوت بازشناسی خود[۴۴]، پیوستگی خود[۴۵] و خودآگاهی[۴۶] منجر شد [۱۸]. حذف گویه‌های مالکیت در نمونه ایرانی باتوجه‌به برخی عوامل فرهنگی قابل‌تبیین به نظر می‌رسد. مثلاً گویه ۲ (هنگام راه رفتن کمتر پیش می‌آید به تصویر خودم در آینه‌ها یا ویترین مغازه‌ها توجه کنم) ممکن است تأکید آموزه‌های مذهبی بر پنهان‌کردن یا پوشاندن بدن و شرم و حیا نسبت به آن را نشان دهد. بارعاملی ناکافی گویه‌های ۸ (افکاری که به ذهنم می‌رسند انگار متعلق به شخص دیگری هستند) و ۱۳ (وقتی مشغول انجام کاری هستم انگار خودم را از بیرون می‌بینم) نیز اهمیت قضاوت و نگاه دیگری در فرهنگ ایرانی را به ذهن متبادر می‌کند. به‌علاوه، حذف گویه‌های ۴ (گاهی لباسی که پوشیده‌ام به تنم احساس سنگینی می‌دهد) و ۱۵ (تماس و سایش لباس‌ها به پوستم مرا به‌طور عجیبی آزار می‌دهد) ممکن است تا حدی با موضوع حجاب و پوشش اسلامی در ایران مرتبط باشد.

داگلاس معتقد است جامعه، تجربه فیزیکی بدن را محدود می‌کند [۴۲]؛ به‌عبارت‌دیگر، نیروها و تهدیدهایی که از سوی ساختار اجتماعی به رسمیت شناخته می‌شوند در مقیاس کوچک‌تر بر بدن بازتولید می‌شوند [۴۳]. یکی از مهم‌ترین نیروهای اجتماعی که تجربه تن‌آگین را تحت‌تاثیر قرار می‌دهد مذهب است. مذهب و فرهنگ یک جامعه یک‌دیگر را به اشکال گوناگون تحت‌تأثیر قرار می‌دهند [۴۴]؛ از سویی مذهب، نظامی از باورها، ارزش‌ها، هنجارها، نمادها و اعمالی است که در طول تاریخ، انتقال می‌یابند و به‌صورت اجتماعی حفظ می‌شوند؛ به نحوی که در تشکیل نهادهای فرهنگی مانند گروه‌های قومی و ملیتی یا قلمروهای تمدن، نقش مهمی ایفا می‌کنند. ازسوی‌دیگر، بعد اجتماعی مذهب، شامل عناصر فرهنگی و رابطه با یک گروه فرهنگی است که اعمال انسان را در قالب تظاهرات مذهبی تأیید می‌کنند؛ بنابراین به نظر می‌رسد مذهب و فرهنگ رابطه‌ای متقابل داشته باشند. این موضوع نشان می‌دهد اسلام و بودیسم ممکن است به‌واسطه آیین‌های خود، محدودیت‌هایی را بر بدن اعمال کنند که تجارب تن‌آگین متفاوتی را در افراد رقم بزنند. در ادامه به این تفاوت‌ها خواهیم پرداخت.

فضای اجتماعی ایران از قرن‌ها پیش تاکنون با اسلام عجین بوده است و آموزه‌های اسلامی، تصویر بدن در فرهنگ ایرانی را دستخوش تحولات بسیاری کرده است. این آموزه‌ها که از زوایایی گوناگون به موضوع بدن پرداخته‌اند، درحالی‌که بر ضرورت پوشاندن بدن و اجتناب از خودنمایی به‌عنوان یک فضیلت اخلاقی تأکید می‌کنند، با تمرکز بر اندام‌های بدن، انسان را به مثابه یک کلیت تن‌آگین نمی‌نگرند [۴۵]. چنین دیدگاهی تجربه عاملیت در جوامع مسلمان را نیز دگرگون می‌کند. محمود معتقد است

44. Self-recognition
45. Self-consistence
46. Self-awareness

عاملیت در میان مسلمانان، به‌ویژه زنان مسلمان به شکلی متفاوت تعریف می‌شود [۴۶]. در چنین جوامعی رابطه سلطه-تسلیم که ویژگی خط مشی لیبرال است در هم می‌شکند، به نحوی که فاصله میان خواسته‌های فردی و اعمال موردتأیید جامعه از بین می‌رود [۴۷]؛

به‌عبارت‌دیگر، تسلیم در برابر اشکال خاصی از اقتدار بیرونی، شرایط لازم را برای تحقق استعدادهای درونی فراهم می‌کند. فرآیندی که باعث می‌شود تجربه عاملیت نه‌تنها جدا از احساس مالکیت بر بدن‌نمادها و تعریف مرزهای خود بلکه از مسیر تضعیف هویت فردی و ادغام در آیین‌های گروهی بگذرد. ازاین‌رو زیستن در چنین فضایی ممکن است گسست از بدن و نمادهای آن را به تجربه‌ای روزمره بدل کند. این در حالی است که ویژگی برجسته جوامعی مانند ژاپن که از آیین بودیسم پیروی می‌کنند وحدت ذهن و بدن است [۴۸]؛ تا جایی که بدن همیشه بازتابی از جایگاه اخلاقی است [۴۹]. همین موضوع، ممکن است گسست ذهن و بدن در این جوامع را به تجربه‌ای ناهنجار تبدیل کند.

پس از اینکه حذف گویه‌های مالکیت تبیین شد، اعتبار عوامل روایت و عاملیت نیز در نمونه ایرانی مورد بررسی قرار گرفت. این فرآیند، ابتدا از طریق محاسبه ضریب آلفای کرونباخ به وقوع پیوست. نتایج نشان داد همسانی درونی گویه‌های این عوامل در نمونه ایرانی نسبت به نمونه ژاپنی کمی افزایش یافته است که به نظر می‌رسد باتوجه‌به حذف گویه‌های پرت و کاهش واریانس میانگین گویه‌ها قابل‌تبیین باشد. باوجوداین، برای برآورد دقیق‌تر اعتبار، ضریب امگا مک‌دونالد نیز به کار گرفته شد [۵۰] که گویای اعتبار خوب عوامل برای نمونه ایرانی بود. برای بررسی روایی هم‌زمان و واگرا نیز دو مقیاس تجارب گسستی و رفتارهای خیر جامعه‌پسندانه مورد استفاده قرار گرفتند. همبستگی مثبت و معنادار دو عامل روایت و عاملیت با عوامل مقیاس تجارب گسستی، نشان‌گر روایی هم‌زمان مقیاس دریافت تن‌آگین خود بود. این یافته با پژوهش‌هایی همسو بود که تجارب افراد اسکیزوتایپال و اسکیزوفرنیک را محصول احساس عاملیت و روایت‌گری مخدوش می‌پنداشتند [۵۱، ۵۲]؛ به این معنی که گسست از بدن و به‌صورت گسترده‌تر، گسست از خود که یکی از ویژگی‌های برجسته افراد دارای تجارب اسکیزوتایپال یا مبتلابه اختلالات طیف اسکیزوفرنی است، در نمونه غیربالینی نیز حاصل احساس عاملیت پایین و ناتوانی در آفرینش روایتی معنادار و زمان‌مند از تجارب است.

باوجوداین، یافته‌ها از روایی واگرای مقیاس کاملاً حمایت نکرد؛ درواقع، برخلاف مطالعات پیشین، عاملیت و روایت تنها با خرده‌مقیاس رفتارهای نوع‌دوستانه رابطه معکوس معناداری داشتند. درعوض، خرده‌مقیاس‌های رفتارهای علنی و هیجانی با عاملیت و روایت، همبستگی مثبت و معناداری نشان دادند؛ به‌علاوه، بین عاملیت و خرده‌مقیاس رفتارهای پریشان‌کننده، همبستگی مثبت و معنادار کوچکی مشاهده شد اما این خرده‌مقیاس با روایت، رابطه معناداری نداشت. به نظر می‌رسد همه عوامل مقیاس رفتارهای خیرِ جامعه‌پسندانه رابطه روشن و مستقیمی با همدلی ندارند. مثلاً خرده‌مقیاس رفتارهای علنی، کنش‌های خیرخواهانه‌ای را مورد ارزیابی قرار می‌دهد که سطوح پایین‌تر تحول اخلاقی را به نمایش می‌گذارند و هدفشان انسجام‌بخشی به خود چندپاره از طریق به بندکشیدن نگاه دیگری و دریافت تأیید [۲۵] است که بیشتر در افرادی با احساس عاملیت آسیب‌دیده و روایت‌گری مخدوش تجلی می‌یابد.

خرده‌مقیاس رفتارهای هیجانی نیز با این هدف طراحی شده است که تمایل به رفتار را در موقعیت‌های برانگیزنده هیجان ارزیابی کند [۲۵]. این تمایلات، تحت‌تأثیر عوامل گوناگون، مانند ویژگی‌های شخصیتی [۵۳]، سبک‌های دلبستگی و تنظیم هیجان [۵۴] و ارزش‌های فرهنگی [۵۵] ممکن است لزوماً به ازخودگذشتگی و رفتار همدلانه منتهی نشوند و بازتاب آشفتگی هیجانی و رفتار خودمدارانه باشند [۲۵]. یافته‌ها نشان می‌دهند در جمعیت غیربالینی، افرادی که در تجربه احساس عاملیت و خلق روایتی منسجم از خود، مشکلاتی دارند اگرچه خود را برای همدلی با احساسات دیگران، توان‌مند در نظر می‌گیرند واقعاً چنین عملکردی ندارند [۵۶].

ازاین‌رو به نظر می‌رسد در نمونه ایرانی، همبستگی مثبت دو عامل روایت و عاملیت با خرده‌مقیاس رفتارهای هیجانی بازتاب ایده‌های انتساب باشد؛ به‌عبارت‌دیگر، ناتوانی در تجربه احساس عاملیت باعث می‌شود افراد در رویارویی با دیگری، خود را عامل احساسات و افکارشان ندانند و پیوسته برای کشف افکار و احساسات دیگری تلاش کنند. چنین فرآیندی ممکن است سهواً نوعی تمایل برای درک احساسات دیگری و کمک به او در نظر گرفته شود. بنابراین برای تبیین دقیق تر همبستگی مقیاس احساس تن‌آگین خود با خرده‌مقیاس رفتارهای هیجانی، توجه به اثر متغیرهای میانجی ضروری است.

خرده‌مقیاس رفتار در شرایط پریشان‌کننده، کمک به افراد گرفتار موقعیت‌های بحرانی را می‌سنجد؛ موقعیت‌هایی که ممکن است دارای سرنخ‌های هیجانی نباشند [۲۵]. اگرچه برخی مطالعات، خرده‌مقیاس‌های رفتار در شرایط پریشان‌کننده و هیجانی را دارای بنیان‌های نظری و انگیزشی مشترک می‌دانند [۵۷، ۵۸] که بیشتر بر پاسخ به کنش‌های بیرونی و استدلال‌های اخلاقی مبتنی بر نیازهای دیگری متمرکز است. سایر پژوهش‌ها با اشاره به همبستگی مثبت این خرده‌مقیاس با خرده‌مقیاس رفتارهای علنی، استدلال‌های اخلاقی مبتنی بر موقعیت را مورد تأکید قرار می‌دهند که با رفتار خیرخواهانه به‌عنوان یک صفت یا رفتار داوطلبانه بلندمدت تفاوت دارند [۲۶]. نتایج اعتباریابی مقیاس رفتارهای خیر جامعه‌پسندانه در جامعه ایرانی نیز به همین موضوع اشاره دارد. در مطالعه حاضر نیز خرده‌مقیاس

رفتار در موقعیت‌های پریشان‌کننده با عاملیت، همبستگی مثبت و معناداری نشان می‌دهد، درحالی‌که با روایت رابطه معناداری ندارد. این یافته با نتایج پژوهش‌هایی هماهنگ است که تمایل به کمک در شرایط بحرانی را یک ویژگی مرتبط با موقعیت در نظر می‌گیرند که ممکن است ارتباط معناداری با همدلی نداشته باشد؛ به بیان دیگر، ممکن است فقدان سرخوشی و سرایت بالای هیجان‌های ناخوشایند در افرادی با نارسایی‌های تجربه عاملیت یا روایت‌گری [۵۹]، ادراک بلاواسطه بحران و تمایل به کمک را عقیم باقی گذارد.

فقدان همبستگی خرده‌مقیاس رفتار در موقعیت‌های پریشان‌کننده با روایت نیز ممکن است تمرکز این خرده‌مقیاس را بر تمایلات کوتاه‌مدت و موقعیتی به رفتارهای خیرخواهانه نشان دهد که پیوستگی زمانی ندارند و به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی در نظر گرفته نمی‌شوند.

خرده مقیاس رفتارهای نوع دوستانه، کمک‌های داوطلبانه‌ای را ارزیابی می‌کند که براساس اصول درونی و همدلی و با هدف رفاه دیگری است [۶۰]. در نمونه ایرانی بین خرده‌مقیاس مذکور با دو عامل روایت و عاملیت همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد؛ باتوجه‌به نمره‌گذاری معکوس خرده‌مقیاس رفتارهای نوع‌دوستانه، این یافته هماهنگ با نتایج پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهد افزایش اختلال در تجربه عاملیت و روایت‌گری با کاهش رفتارهای نوع دوستانه مرتبط است.

نتیجه‌گیری

همان‌گونه که پیش‌تر اشاره شد اگرچه نسخه دو عاملی مقیاس دریافت تن‌آگین خود در جامعه ایرانی از اعتبار و روایی نسبتاً مناسبی برخوردار است، اجرای یک پژوهش اکتشافی برای دست‌یابی به سطح بهینگی مطلوب، ضروری به نظر می‌رسد؛ به‌علاوه جمع‌آوری داده‌ها پس از یک فاصله زمانی چندماهه به پایایی نتایج و دقت آن می‌افزاید. توجه به این نکته نیز حائز اهمیت است که ساختار عاملی نسخه اصلی ازنظر ویژگی‌های جمعیت‌شناختی و بالینی در نمونه‌ای متنوع موردپژوهش قرار گرفته است، درحالی‌که نسخه ایرانی باتوجه‌به نمونه‌ای غیربالینی و متشکل از اکثریت فارسی‌زبان هنجاریابی شده است؛ بنابراین باتوجه‌به ارتباط زبان و فرهنگ و نقش برجسته انگاره‌های فرهنگی در پیدایش احساسات تن‌آگین، مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در سایر گروه‌های قومیتی و بالینی پیشنهاد می‌شود.

ملاحظات اخلاقی

این پژوهش دارای کد اخلاق به شماره‌ی IR.MODARES.REC.1401.163 از کمیته اخلاق دانشگاه تربیت‌مدرس است. همه اصول اخلاقی در این پژوهش رعایت شده است. پاسخ‌دهندگان آگاهانه و با رضایت در پژوهش شرکت کردند. اطلاعات آن‌ها نیز به‌صورت محرمانه نگهداری شد و در صورت تمایل می‌توانستند در هر مرحله‌ای از پژوهش خارج شوند.

حامی مالی

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

مشارکت نویسندگان

تحقیق و بررسی، تالیف پیش‌نویس مقاله و جمع‌آوری داده‌ها: نیکو زرگرانی؛ ویرایش، نقد و بررسی: پرویز آزادفلاح؛ تحلیل آماری و بررسی: حجت‌الله فراهانی.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله تعارض منافع ندارد.

تشکر و قدردانی

نویسندگان از یاری همه‌ی شرکت‌کنندگان در این پژوهش قدردانی می‌کنند.

References

[1] Zahavi D. We in me or me in we? Collective intentionality and selfhood. Journal of Social Ontology. 2021; 7(1):1-20. [Link]

[2] Asai T, Kanayama N, Imaizumi S, Koyama S, Kaganoi S. Development of embodied sense of self scale (ESSS): Exploring everyday experiences induced by anomalous self-representation. Frontiers in Psychology. 2016; 7:1005. [DOI:10.3389/fpsyg.2016.01005] [PMID] [PMCID]

[3] Haggard P, Chambon V. Sense of agency. Current Biology. 2012; 22(10):R390-2. [DOI:10.1016/j.cub.2012.02.040] [PMID]

[4] Weiss C, Tsakiris M, Haggard P, Schütz-Bosbach S. Agency in the sensorimotor system and its relation to explicit action awareness. Neuropsychologia. 2014; 52:82-92. [DOI:10.1016/j.neuropsychologia.2013.09.034] [PMID]

[5] Kilteni K, Maselli A, Kording KP, Slater M. Over my fake body: Body ownership illusions for studying the multisensory basis of own-body perception. Frontiers in Human Neuroscience. 2015; 9:141. [DOI:10.3389/fnhum.2015.00141] [PMID] [PMCID]

[6] David N, Newen A, Vogeley K. The "sense of agency" and its underlying cognitive and neural mechanisms. Consciousness and Cognition. 2008; 17(2):523-34. [DOI:10.1016/j.concog.2008.03.004] [PMID]

[7] Gallagher S. A pattern theory of self. Frontiers in Human Neuroscience. 2013; 7:443. [DOI:10.3389/fnhum.2013.00443]

[8] Gallagher S, Zahavi D. The phenomenological mind. London: Routledge; 2012. [DOI:10.4324/9780203126752]

[9] Sletvold J. Neuroscience and the embodiment of psychoanalysis—with an appreciation of Damasio's contribution. Psychoanalytic Inquiry. 2019; 39(8):545-56. [DOI:10.1080/07351690.2019.1671067]

[10] Damasio A. Self comes to mind: Constructing the conscious brain. New York: Knopf Doubleday Publishing Group; 2012. [Link]

[11] Husserl E. Ideas pertaining to a pure phenomenology and to a phenomenological philosophy. Berlin: Springer; 1989. [Link]

[12] Merleau-Ponty M. The essential writings of Merleau-Ponty. New York : Harcourt, Brace & World; 1969. [Link]

[13] Mackenzie C. Embodied agents, narrative selves. Philosophical explorations. 2014; 17(2):154-71. [DOI:10.1080/13869795.2014.886363]

[14] O'callaghan SM. Precarious bodies. A psychoanalytic and literary perspective on anomalous embodiment. Lacunae. 2015; (10):1-12. [Link]

[15] Sivertsen M, Normann B. Embodiment and self in reorientation to everyday life following severe traumatic brain injury. Physiotherapy Theory and Practice. 2015; 31(3):153-9. [DOI:10.3109/09593985.2014.986350] [PMID]

[16] Putnam, F.W., Dissociation in children and adolescents: A developmental perspective. New York: Guilford press; 1997. [Link]

[17] Walker EF. Developmentally moderated expressions of the neuropathology underlying schizophrenia. Schizophrenia Bulletin. 1994; 20(3):453-80. [DOI:10.1093/schbul/20.3.453] [PMID]

[18] Patti A, Santarelli G, Baccaredda Boy O, Fascina I, Altomare AI, Ballerini A, et al. Psychometric properties of the italian version of the embodied sense-of-self scale. Brain Sciences. 2022; 13(1):34. [DOI:10.3390/brainsci13010034] [PMID]

[19] Piran N, Teall TL, Counsell A. The experience of embodiment scale: Development and psychometric evaluation. Body Image. 2020; 34:117-34. [DOI:10.1016/j.bodyim.2020.05.007] [PMID]

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

[21] Gjersing L, Caplehorn JR, Clausen T. Cross-cultural adaptation of research instruments: Language, setting, time and statistical considerations. BMc Medical Research Methodology. 2010; 10:13. [DOI:10.1186/1471-2288-10-13] [PMID] [PMCID]

[22] Bernstein EM, Putnam FW. Development, reliability, and validity of a dissociation scale. Bernstein and Putnam. 1986; 174(12):727-35. [DOI:10.1037/e609912012-081]

[23] Zingrone NL, Alvarado CS. The Dissociative experiences scale-ii: descriptive statistics, factor analysis, and frequency of experiences. Imagination, Cognition and Personality. 2001; 21(2):145-57. [DOI:10.2190/K48D-XAW3-B2KC-UBB7]

[24] Ghaffarinejad A, Sattari N, Raaii F, Arjmand S. Validity and reliability of a Persian version of the dissociative experiences scale II (DES-II) on Iranian patients diagnosed with schizophrenia and mood disorders. Journal of Trauma & Dissociation. 2020; 21(3):293-304. [DOI:10.1080/15299732.2019.1678209] [PMID]

[25] Carlo G, Randall BA. The development of a measure of prosocial behaviors for late adolescents. Journal of Youth and Adolescence. 2002; 31:31-44. [DOI:10.1023/A:1014033032440]

[26] Azimpour A. Neasi A, Shehni-Yailagh M, Arshadi N. Validation of "prosocial tendencies measure" in Iranian university students. Journal of Life Science and Biomedicine. 2012. 2(2):34-42. [Link]

[27] Matsunaga M. How to factor-analyze your data right: Do's, don'ts, and how-to's. International Journal of Psychological Research. 2010; 3(1):97-110. [DOI:10.21500/20112084.854]

[28] 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]

[29] Schreiber JB, Nora A, Stage FK, Barlow EA, King J. Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. The Journal of Educational Research. 2006; 99(6):323-38. [DOI:10.3200/JOER.99.6.323-338]

[30] Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Publications; 2015. [Link]

[31] Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. Sociological Methods & Research. 1992; 21(2):230-58. [DOI:10.1177/0049124192021002005]

[32] Steiger JH. A note on multiple sample extensions of the RMSEA fit index. Structural Equation Modeling. 1998; 5:411-9. [DOI:10.1080/10705519809540115]

[33] Chen F, Curran PJ, Bollen KA, Kirby J, Paxton P. An empirical evaluation of the use of fixed cutoff points in RMSEA test statistic in structural equation models. Sociological Methods & Research. 2008; 36(4):462-94. [DOI:10.1177/0049124108314720] [PMID]

[34] MacCallum RC, Browne MW, Sugawara HM. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. Psychological Methods. 1996; 1(2):130-49. [DOI:10.1037//1082-989X.1.2.130]

[35] Sun J. Assessing goodness of fit in confirmatory factor analysis. Measurement and Evaluation in Counseling and Development. 2005; 37(4):240-56. [DOI:10.1080/07481756.2005.11909764]

[36] Byrne BM. Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming. New York: Psychology Press; 2013. [DOI:10.4324/9780203774762]

[37] Hooper D, Coughlan J, Mullen M. Evaluating model fit: A synthesis of the structural equation modelling literature. Paper presented in: ECRM2008-Proceedings of the 7th European Conference on Research Methods. 19 June 2008; London, United Kingdom. [Link]

[38] Bentler PM. On tests and indices for evaluating structural models. Personality and Individual Differences. 2007; 42(5):825-9. [DOI:10.1016/j.paid.2006.09.024]

[39] Kline RB. Promise and pitfalls of structural equation modeling in gifted research. In: Thompson B, Subotnik RF, editors. Methodologies for conducting research on giftedness. Washington: American Psychological Association; 2010. [DOI:10.1037/12079-007]

[40] Fornell C, Larcker DF. Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. Journal of Marketing Research. 1981; 18(3):382-8. [DOI:10.2307/3150980]

[41] Henseler J. Partial least squares path modeling. In: Leeflang PSH, Wieringa JE, Bijmolt THA, Pauwels KH, ediotors. Advanced methods for modeling markets. Berlin: Springer; 2017. [DOI:10.1007/978-3-319-53469-5_12]

[42] Douglas M. Natural symbols. London: Routledge; 2002. [DOI:10.4324/9780203036051]

[43] Bendelow GA, Williams SJ. The lived body: Sociological themes, embodied issues. London: Routledge; 2002. [DOI:10.4324/9780203025680]

[44] Saroglou V, Cohen AB. Psychology of culture and religion: Introduction to the JCCP special issue. Journal of Cross-Cultural Psychology. 2011; 42(8):1309-19. [DOI:10.1177/0022022111412254]

[45] Chebel M. Le corps en Islam. Puf; 2004.

[46] Mahmood S. Religious difference in a secular age: A minority report. Princeton: Princeton University Press; 2015. [Link]

[47] Mahmood S. The politics of piety: The Islamic revival and the feminist subject. Princeton: Princeton University Press; 2012. [DOI:10.1515/9781400839919]

[48] Shaner DE. The bodymind experience in Japanese Buddhism: A phenomenological study of Kūkai and Dōgen. Albany: State University of New York Press; 1985. [Link]

[49] Gold JC, Duckworth DS, Teiser S. Readings of śāntideva›s guide to bodhisattva practice. New York: Columbia University Press; 2019. [DOI:10.7312/gold19266]

[50] Goodboy AK, Martin MM. Omega over alpha for reliability estimation of unidimensional communication measures. Annals of the International Communication Association. 2020; 44(4):422-39. [DOI:10.1080/23808985.2020.1846135]

[51] Asai T, Mao Z, Sugimori E, Tanno Y. Rubber hand illusion, empathy, and schizotypal experiences in terms of self-other representations. Consciousness and Cognition. 2011; 20(4):1744-50. [DOI:10.1016/j.concog.2011.02.005] [PMID]

[52] Asai T. Self is "other", other is "self": Poor self-other discriminability explains schizotypal twisted agency judgment. Psychiatry Research. 2016; 246:593-600. [DOI:10.1016/j.psychres.2016.10.082] [PMID]

[53] Brazil KJ, Volk AA, Dane AV. Is empathy linked to prosocial and antisocial traits and behavior? It depends on the form of empathy. Canadian Journal of Behavioural Science. 2023; 55(1):75. [DOI:10.1037/cbs0000330]

[54] Lockwood PL, Seara-Cardoso A, Viding E. Emotion regulation moderates the association between empathy and prosocial behavior. Plos One. 2014; 9(5):e96555. [DOI:10.1371/journal.pone.0096555] [PMID]

[55] Knight GP, Carlo G, Mahrer NE, Davis AN. The socialization of culturally related values and prosocial tendencies among Mexican-American adolescents. Child Development. 2016; 87(6):1758-71. [DOI:10.1111/cdev.12634] [PMID]

[56] Henry JD, Rendell PG, Green MJ, McDonald S, O'Donnell M. Emotion regulation in schizophrenia: Affective, social, and clinical correlates of suppression and reappraisal. Journal of Abnormal Psychology. 2008; 117(2):473-8. [DOI:10.1037/0021-843X.117.2.473] [PMID]

[57] Richaud, M.C., B. Mesurado, and A. Kohan Cortada. Analysis of dimensions of prosocial behavior in Argentine's children and youngers. Paper presented in: SRCD. Biennial Meeting. 2 April 2011; Montreal, Canada. [Link]

[58] Calderón-Tena CO, Knight GP, Carlo G. The socialization of prosocial behavioral tendencies among Mexican American adolescents: The role of familism values. Cultural Diversity & Ethnic Minority Psychology. 2011; 17(1):98-106. [DOI:10.1037/a0021825] [PMID]

[59] Yan C, Cao Y, Zhang Y, Song LL, Cheung EF, Chan RC. Trait and state positive emotional experience in schizophrenia: A meta-analysis. Plos One. 2012; 7(7):e40672. [DOI:10.1371/journal.pone.0040672] [PMID] [PMCID]

[60] Fabes RA, Eisenberg N. Meta-analyses of age and sex differences in children's and adolescents' prosocial behavior. Handbook of Child Psychology. 1998; 3:1-29. [Link]