



## The Psychometric Properties of the Persian Version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire

Melika Sanatnama<sup>1</sup> , Habib Hadianfard<sup>2</sup> , Nurallah Mohammadi<sup>3</sup> , Changiz Rahimi Taghanaki<sup>4</sup>

1. Ph.D. Candidate in Clinical Psychology, Department of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: [m.sanatnama@hafez.shirazu.ac.ir](mailto:m.sanatnama@hafez.shirazu.ac.ir)
2. Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: [hadianfd@shirazu.ac.ir](mailto:hadianfd@shirazu.ac.ir)
3. Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: [nmohamadi@shirazu.ac.ir](mailto:nmohamadi@shirazu.ac.ir)
4. Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: [chrahimi@shirazu.ac.ir](mailto:chrahimi@shirazu.ac.ir)

### ARTICLE INFO

**Article type:**  
Research Article

**Article history:**

Received 29 November 2025  
Received in revised form 09 April 2026  
Accepted 27 August 2026  
Published Online 23 October 2026

**Keywords:**

multidimensional  
mentalizing questionnaire,  
psychometrics,  
validity,  
reliability.

### ABSTRACT

**Background:** Mentalization, the ability to represent one's own and others' thoughts and emotions, plays an important role in emotion regulation and adaptive social interactions; however, in the Iranian population, limited valid and reliable instruments are available for the accurate assessment of this construct.

**Aims:** This study aimed to examine the psychometric properties of the Persian version of the Multidimensional Mentalization Questionnaire (MMQ).

**Methods:** This research is an applied study with a basic objective, employing a questionnaire-based survey and instrument development design. A correlational research design was used. The population consisted of all students enrolled at Shiraz University during the 2024–2025 academic year. From this population, 666 students from various disciplines were selected via convenience sampling. Participants completed the MMQ (Gori et al., 2021), the Empathy Questionnaire (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004), the Interpersonal Reactivity Index (Davis, 1983), and the Aggression Questionnaire (Buss & Perry, 1992). Data were analyzed using SPSS 26 and LISREL 8.8 at a significance level of 0.01.

**Results:** Confirmatory factor analysis supported the six-factor structure of the MMQ, with fit indices within acceptable ranges (RMSEA = 0.065, SRMR = 0.078, CFI = 0.91, IFI = 0.91, NNFI = 0.90,  $\chi^2/df = 3.768$ ). Cronbach's alpha for the MMQ was 0.75. The MMQ showed positive correlations with the Empathy Questionnaire and the Interpersonal Reactivity Index, indicating satisfactory convergent validity, and a negative correlation with the Aggression Questionnaire, demonstrating satisfactory divergent validity.

**Conclusion:** Overall, the Persian MMQ demonstrates satisfactory psychometric properties and can serve as a valid and reliable instrument in clinical research and intervention studies.

**Citation:** Sanatnama, M., Hadianfard, H., Mohammadi, N., & Rahimi Taghanaki, Ch. (2026). The psychometric properties of the Persian version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire. *Journal of Psychological Science*, 25(164), 1-25. [10.66224/jps.25.164.1](https://doi.org/10.66224/jps.25.164.1)

*Journal of Psychological Science*, Vol. 25, No. 164, 2026

© The Author(s). DOI: [10.66224/jps.25.164.1](https://doi.org/10.66224/jps.25.164.1)



✉ **Corresponding Author:** Habib Hadianfard, Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.  
E-mail: [hadianfd@shirazu.ac.ir](mailto:hadianfd@shirazu.ac.ir), Tel: (+98)9171881958

## Extended Abstract

### Introduction

The concept of mentalization, often operationalized as reflective functioning, refers to an individual's capacity to understand and interpret their own and others' mental states, including cognitive, emotional, and behavioral information, and to use this understanding to guide actions and interpersonal interactions (Luyten et al., 2020). This capacity emerges in early childhood within the context of attachment relationships. It develops through processes such as emotional mirroring, co-regulation of affect, and caregivers' validation of the child's internal experiences (Bateman & Fonagy, 2019, as cited in Parolin et al., 2024). Secure attachment provides a foundation for the healthy development of mentalization. In contrast, traumatic attachment experiences can disrupt the development of this capacity (Fonagy & Target, 1997), leading to reduced emotional awareness, impaired self-reflection, and difficulties in distinguishing between internal experiences and external reality (Parada-Fernández et al., 2021).

Theoretical and empirical evidence indicate that mentalization is a core component of emotion regulation, and impairments in this capacity may contribute to the development of emotional and interpersonal difficulties (Chao & Cheng, 2025; Shabeyk et al., 2023; Hunyadi et al., 2024). Individuals with impaired mentalization tend to exhibit heightened emotional arousal when confronted with negative emotions and lose the ability to process emotional situations in a flexible and cognitively integrated manner (Fonagy, 2004). Such impairments may manifest in behavioral expressions of emotion, particularly in the form of externalizing problems such as aggression (Nieto-Retuerto et al., 2025; Derome et al., 2025; Yirmiya et al., 2024; Parada-Fernández et al., 2023). One of the key mechanisms underlying these outcomes is the inability to maintain appropriate boundaries between one's own internal world and others' (Bender & Skodol, 2007), which facilitates hostile attribution biases, disproportionate emotional reactions, and

threat-based interpretations of ambiguous situations (Wit-De Visser et al., 2025).

In addition, mentalization is closely related to empathy, with both constructs recognized as fundamental processes in social cognition (Węgliński, 2025). By enabling a more accurate understanding of others' mental and emotional states, mentalization provides the necessary foundation for the development of practical empathy (Campos et al., 2019). Research has consistently shown that higher levels of mentalization are associated with greater empathy, better social functioning, and more stable interpersonal relationships (Hooker et al., 2008; Schnell et al., 2011). Conversely, deficits in mentalization are linked to reduced empathy and significant difficulties in intimate and social relationships. This pattern has been repeatedly documented across a range of psychopathologies, including personality disorders, attention-deficit/hyperactivity disorder, and alexithymia (Salgado et al., 2020; Casula et al., 2025; Di Tella et al., 2024).

Neuropsychological studies and contemporary theoretical models suggest that mentalization is a unified yet multidimensional construct organized along four axes: automatic-controlled, self-other, internal-external, and cognitive-affective. Optimal mentalizing requires a dynamic and flexible balance among these poles, whereas impairments arise when one pole becomes excessively dominant or when integration across dimensions is weakened (Bateman & Fonagy, 2019).

Despite the substantial expansion of theoretical and clinical literature on mentalization and its role in mental health, the precise, comprehensive, and multidimensional assessment of this capacity remains a significant challenge for researchers. This challenge is particularly evident in the Iranian cultural context, where, although some related instruments have been translated and standardized, a comprehensive and psychometrically robust tool capable of simultaneously and coherently assessing multiple dimensions of mentalization remains lacking.

To address this gap, the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ) was developed by Gori and colleagues based on an integrated,

multilevel model. The MMQ is a 33-item self-report instrument designed to provide a comprehensive assessment of mentalization (Gori et al., 2021), developed with explicit consideration of the construct's multidimensional nature. Within this framework, the MMQ assesses overall mentalization, as well as four core components of the construct. These components are conceptualized in three dimensions, with two dimensions reflecting positive aspects (integrated functioning across the four axes) and one dimension reflecting negative aspects (imbalance and extreme functioning across the same axes). The questionnaire has demonstrated adequate internal consistency and construct validity. Its clinical sensitivity has been confirmed through significant differences between community samples and individuals with clinical diagnoses, including schizophrenia, other psychotic disorders, mood disorders, anxiety disorders, obsessive-compulsive and related disorders, and personality disorders (Gori et al., 2021).

To date, the MMQ has been translated and validated in English (Vera Cruz et al., 2024), Spanish (Aldunate et al., 2024), and Korean (Kim & Park, 2025). The English version, tested in a large multinational sample, demonstrated satisfactory internal consistency and acceptable convergent validity, with Cronbach's alpha coefficients exceeding .70 for all dimensions (Vera Cruz et al., 2024). In the Spanish version, Cronbach's alpha was reported as .77 for the positive mentalization component and .83 for the harmful mentalization component (Aldunate et al., 2024). The Korean version reported an overall internal consistency of 0.81 for the entire questionnaire, with subscale alphas ranging from 0.64 to 0.85 (Kim & Park, 2025).

Given these characteristics, the MMQ appears to be an efficient instrument for understanding mentalization processes in both research and clinical applications. Accordingly, the present study aims to address this need by examining the psychometric properties of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire in an Iranian population.

## **Method**

The present study was an applied survey-based research conducted within a test-development

framework, following standard psychometric principles and employing a correlational research design. The statistical population consisted of all male and female students enrolled at Shiraz University during the 1403–1404 academic year. Among them, 666 students were selected through convenience sampling.

The research procedure began with the translation of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire into Persian by two psychology experts. The Persian version was then back-translated into English by two language specialists and compared with the original version to ensure consistency. The final version of the questionnaire, along with other measures relevant to the study variables, was administered online via the Porsline platform.

After data collection, participants had completed the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (Gori et al., 2021), the Empathy Quotient (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004), the Interpersonal Reactivity Index (Davis, 1983), and the Buss & Perry Aggression Questionnaire (1992). Data analysis was performed at both descriptive (frequency, percentage, mean, and standard deviation) and inferential levels (Cronbach's alpha, Pearson correlation, and confirmatory factor analysis) using SPSS version 26 and LISREL 8.8.

## **Results**

At the outset, the demographic characteristics of the study participants were presented. The mean and standard deviation of participants' age were 25.45 and 6.36, respectively. In terms of gender, 503 participants (75.5%) were women and 163 participants (24.5%) were men. Regarding educational level, 69 participants (10.4%) held a high school diploma, 11 participants (1.7%) had an associate degree, 281 participants (42.2%) had a bachelor's degree, 214 participants (32%) held a master's degree, and 91 participants (13.7%) had a doctoral degree. Concerning marital status, 576 participants (86.5%) were single, and 90 participants (13.5%) were married. In the academic field, 36 participants (5.4%) were from basic sciences, 111 participants (16.7%) from engineering, 62 participants (9.3%) from veterinary sciences, and 457 participants (68.6%) from the humanities.

Table 1 presents the factor loadings of the Mentalization Questionnaire items in both standardized and unstandardized forms. The t-value and significance level for each item are also reported. Based on the results, all factor loadings are significant at the 0.01 alpha level.

The goodness-of-fit indices obtained from the confirmatory factor analysis are shown in Table 2. The chi-square to degrees of freedom ratio ( $\chi^2/df$ ) supports the model fit, as this value is less than 5,

indicating that the model fits the data. The Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) was 0.065, and the Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) was 0.078, both of which are below the cutoff of 0.08, thereby confirming model fit. Finally, the IFI, CFI, and NNFI indices all exceeded the acceptable threshold of 0.90. Overall, considering all fit indices, the factorial model of the Mentalization Questionnaire demonstrates acceptable fit.

**Table 1. Estimation of standard parameters of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire**

|                       |    | <b>B</b> | <b><math>\beta</math></b> | <b>t</b> | <b>Sig.</b> |
|-----------------------|----|----------|---------------------------|----------|-------------|
| Reflexivity           | 6  | 0.33     | 0.41                      | 9.85     | 0.01        |
|                       | 8  | 0.37     | 0.47                      | 11.51    | 0.01        |
|                       | 10 | 0.41     | 0.48                      | 11.75    | 0.01        |
|                       | 16 | 0.47     | 0.63                      | 16       | 0.01        |
|                       | 17 | 0.50     | 0.60                      | 15.18    | 0.01        |
|                       | 18 | 0.51     | 0.61                      | 15.49    | 0.01        |
|                       | 31 | 0.36     | 0.45                      | 10.78    | 0.01        |
|                       | 32 | 0.44     | 0.49                      | 11.88    | 0.01        |
| Ego-strength          | 11 | 0.56     | 0.63                      | 16.75    | 0.01        |
|                       | 22 | 0.52     | 0.59                      | 15.50    | 0.01        |
|                       | 24 | 0.57     | 0.72                      | 20.07    | 0.01        |
|                       | 25 | 0.65     | 0.70                      | 19.47    | 0.01        |
|                       | 26 | 0.62     | 0.70                      | 19.24    | 0.01        |
|                       | 30 | 0.58     | 0.70                      | 19.35    | 0.01        |
| Relational attunement | 4  | 0.55     | 0.66                      | 15.88    | 0.01        |
|                       | 5  | 0.51     | 0.59                      | 14.16    | 0.01        |
|                       | 14 | 0.40     | 0.50                      | 11.81    | 0.01        |
|                       | 21 | 0.31     | 0.34                      | 7.68     | 0.01        |
| Relational discomfort | 28 | 0.44     | 0.52                      | 12.26    | 0.01        |
|                       | 9  | 0.52     | 0.51                      | 12.31    | 0.01        |
|                       | 12 | 0.57     | 0.64                      | 15.91    | 0.01        |
|                       | 15 | 0.52     | 0.45                      | 10.63    | 0.01        |
|                       | 27 | 0.62     | 0.60                      | 14.78    | 0.01        |
| Distrust              | 33 | 0.56     | 0.54                      | 13.13    | 0.01        |
|                       | 13 | 0.68     | 0.74                      | 18.23    | 0.01        |
|                       | 20 | 0.56     | 0.56                      | 13.51    | 0.01        |
|                       | 29 | 0.67     | 0.71                      | 17.40    | 0.01        |
| Emotional Dyscontrol  | 2  | 0.54     | 0.53                      | 13.15    | 0.01        |
|                       | 3  | 0.71     | 0.73                      | 19.27    | 0.01        |
|                       | 7  | 0.71     | 0.75                      | 20.01    | 0.01        |
|                       | 23 | 0.43     | 0.50                      | 12.23    | 0.01        |

**Table 1. The results of model fit indices**

| Model fit indices | C.R   | Acceptable model values |
|-------------------|-------|-------------------------|
| $\chi^2/df$       | 3.768 | $\leq 5$                |
| IFI               | 0.91  | $>0.9$                  |
| RMSEA             | 0.065 | $<0.08$                 |
| SRMR              | 0.078 | $<0.08$                 |
| CFI               | 0.91  | $>0.9$                  |
| NNFI              | 0.90  | $>0.9$                  |

In this study, the criterion validity of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (Gori et al., 2021), the Empathy Quotient (Baron-Cohen & Wheelwright, 2004), the Interpersonal Reactivity Index (Davis, 1983), and the Buss & Perry Aggression Questionnaire (1992) were used. Findings showed that empathy and interpersonal reactivity were positively and significantly correlated with the Multidimensional Mentalizing Questionnaire, indicating convergent validity ( $p < 0.01$ ). Additionally, a negative and significant correlation was found between aggression and the Multidimensional Mentalizing Questionnaire, demonstrating divergent validity ( $p < 0.01$ ).

To assess the reliability of the Multidimensional Mentalization Questionnaire, Cronbach's alpha was calculated. The value of Cronbach's alpha was 0.755, indicating acceptable internal consistency.

## **Conclusion**

The present study aimed to examine the psychometric properties of the Persian version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ). The findings indicated that the Persian version of the MMQ demonstrates satisfactory psychometric characteristics and can be considered a valid instrument for assessing this complex construct within the Iranian population. Cronbach's alpha coefficients for the total scale and its subscales indicated acceptable internal consistency, and confirmatory factor analysis supported the questionnaire's six-factor structure. This structure is consistent with findings from studies conducted in diverse cultural contexts and suggests that the MMQ is capable of assessing multiple dimensions of mentalization in a coherent yet differentiated manner (Gori et al., 2021; Gori, A., & Topino, 2023; Aldunate et al., 2024; Vera Cruz et al., 2024; Kim & Park, 2025).

From a theoretical perspective, confirmation of the six-factor structure of the MMQ is particularly significant, as it reinforces the view that mentalization is not a unidimensional construct but rather a dynamic, multifaceted capacity that emerges from the interaction of cognitive and emotional processes within interpersonal contexts. The questionnaire's positive factors—such as self-

reflection, perceived competence in understanding mental states, and communicative attunement—reflect adaptive mentalizing. In contrast, the negative factors, including relational dissatisfaction, distrust, and deficits in emotion regulation, represent impaired or fragile aspects of this capacity. This distinction is consistent with Fonagy's conceptualization of mentalization as a process that depends on maintaining balance among multiple poles, such as explicit–implicit, internal–external, self–other, and cognitive–affective dimensions (Bateman & Fonagy, 2019).

In addition to structural evidence, findings on criterion validity showed that MMQ scores were positively and significantly correlated with related constructs, such as empathy and interpersonal reactivity. These results suggest that mentalization provides the necessary cognitive and emotional foundation for understanding others' mental states and responding empathically (Campos et al., 2019; Dionne et al., 2026), thereby playing a crucial role in the quality of interpersonal relationships. In other words, the greater an individual's capacity to represent and regulate their own and others' mental states, the higher the likelihood of forming secure, predictable, and meaningful relationships (Węgliński, 2025; Hooker et al., 2008; Schnell et al., 2011).

Conversely, the significant negative association between mentalization and aggression provided evidence for the divergent validity of the MMQ. This finding indicates that deficits in mentalization may be associated with difficulties in processing negative emotions, reduced cognitive flexibility (Parada-Fernández et al., 2021), and an increased likelihood of externalizing behaviors, including aggression (Nieto-Retuerto et al., 2025; Derome et al., 2025; Yirmiya et al., 2024; Parada-Fernández et al., 2023). Within this framework, mentalization functions as a protective factor against maladaptive behavioral patterns by enabling individuals to consider their own and others' emotions and intentions before acting.

Overall, the results of the present study indicate that the Persian version of the MMQ demonstrates acceptable validity and reliability and can differentiate between adaptive and maladaptive dimensions of mentalization. This characteristic

renders the MMQ a helpful instrument for psychological research, clinical assessment, and the development of mentalization-based interventions in the Iranian context. Nevertheless, given that the sample was limited to a student population and that self-report measures were used, future studies are recommended to examine the validity of this instrument in clinical populations and through the use of multiple assessment methods, such as structured interviews, to provide a more comprehensive understanding of mentalization functioning across different contexts.

### **Ethical Considerations**

**Compliance with ethical guidelines:** Compliance with ethical principles of research: This article is derived from the doctoral dissertation of the first author in Clinical Psychology at Shiraz University and was approved by the Research Ethics Committee of the Faculty of Education and Psychology, Shiraz University (Ethics Code: IR.US.PSYEDU.REC.1403.119). To ensure adherence to ethical principles, data collection was conducted only after obtaining informed consent from the participants. Participants were also assured of the confidentiality of their personal information and that the results would be reported anonymously, without any identifying information.

**Funding:** This research was conducted as part of a PhD dissertation and received no financial support.

**Authors' contribution:** This article was extracted from the doctoral dissertation of the first author, conducted under the supervision of the second author and with the consultation of the third and fourth authors.

**Conflict of interest:** The authors declare that there is no conflict of interest regarding the results of this study.

**Acknowledgments:** The authors would like to express their sincere appreciation to all participants who cooperated in conducting this research.



## بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی

ملیکا صنعت‌نما<sup>۱</sup>، حبیب‌هادیان‌فرد<sup>۲</sup>، نوراله محمدی<sup>۳</sup>، چنگیز رحیمی طاقانکی<sup>۴</sup>

۱. دانشجو دکتری روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: [m.sanatnama@hafez.shirazu.ac.ir](mailto:m.sanatnama@hafez.shirazu.ac.ir)

۲. استاد، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: [hadianfd@shirazu.ac.ir](mailto:hadianfd@shirazu.ac.ir)

۳. استاد، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: [nmohamadi@shirazu.ac.ir](mailto:nmohamadi@shirazu.ac.ir)

۴. استاد، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: [chrahimi@shirazu.ac.ir](mailto:chrahimi@shirazu.ac.ir)

### چکیده

### مشخصات مقاله

#### نوع مقاله:

پژوهشی

#### تاریخچه مقاله:

دریافت: ۱۴۰۴/۰۹/۰۸

بازنگری: ۱۴۰۵/۰۱/۲۰

پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۰۵

انتشار برخط: ۱۴۰۵/۰۸/۰۱

#### کلیدواژه‌ها:

پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی،

روانشنجی،

روایی،

پایایی.

**زمینه:** ذهنی‌سازی، توانایی بازنمایی افکار و احساسات خود و دیگران، نقشی مهم در تنظیم هیجان و تعاملات اجتماعی سازگاران دارد؛

با این حال، در جامعه ایرانی ابزارهای روا و پایای محدودی برای سنجش دقیق این سازه در دسترس است.

**هدف:** هدف از پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی بود.

**روش:** پژوهش حاضر از نظر هدف بنیادی کاربردی، از حیث نوع گردآوری اطلاعات، پیمایشی پرسش‌نامه‌ای و از نظر روش‌شناسی، از جمله مطالعات آزمون‌سازی به حساب می‌آید که در قالب یک طرح پژوهشی همبستگی انجام گرفته است. جامعه آماری شامل تمامی دانشجویان دختر و پسر دانشگاه شیراز که در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ در این دانشگاه مشغول به تحصیل هستند، تشکیل داده‌اند. از بین افراد جامعه آماری، ۶۶۶ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس از رشته‌های مختلف انتخاب شدند و به پرسش‌نامه‌های چند بعدی ذهنی‌سازی (گوری و همکاران، ۲۰۲۱)، پرسش‌نامه همدلی (بارون-کوهن و ویل‌رایت، ۲۰۰۴)، مقیاس واکنش‌پذیری بین‌فردی (دیویس، ۱۹۸۳) و پرسش‌نامه پرخاشگری (باس و پری، ۱۹۹۲) را پاسخ دادند. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزار SPSS26 و LISREL 8.8 در سطح ۰/۰۱ انجام شد.

**یافته‌ها:** نتایج نشان داد که تحلیل عامل تأییدی از ساختار شش عاملی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی حمایت می‌کند و شاخص‌های برازش در دامنه مطلوب قرار دارند (SRMR=۰/۰۷۸، RMSEA=۰/۰۶۵، CFI=۰/۹۱، IFI=۰/۹۱، NNFI=۰/۹۰ و  $\chi^2/df = ۳/۷۶۸$ ). ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی ۰/۷۵ به دست آمد. پرسش‌نامه ذهنی‌سازی با پرسش‌نامه همدلی و مقیاس واکنش‌پذیری بین فردی همبستگی مثبت داشت که حاکی از روایی همگرایی مطلوب این پرسش‌نامه است و با پرسش‌نامه پرخاشگری رابطه منفی داشت که بیانگر روایی واگرایی مطلوب آن است.

**نتیجه‌گیری:** به‌طور کلی نسخه فارسی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی از ویژگی‌های روانسنجی مناسبی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان ابزاری روا و پایا در پژوهش‌های بالینی و مداخلات مورد استفاده قرار گیرد.

**استناد:** صنعت‌نما، ملیکا؛ هادیان‌فرد، حبیب؛ محمدی، نوراله؛ و رحیمی طاقانکی، چنگیز (۱۴۰۵). بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه چند بعدی

ذهنی‌سازی. *مجله علوم روانشناختی*، دوره ۲۵، شماره ۱۶۴، ۱-۲۵.

**مجله علوم روانشناختی**، دوره ۲۵، شماره ۱۶۴، ۱۴۰۵. DOI: 10.66224/jps.25.164.1



© نویسندگان.

✉ **نویسنده مسئول:** حبیب‌هادیان‌فرد، استاد، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. رایانامه: [hadianfd@shirazu.ac.ir](mailto:hadianfd@shirazu.ac.ir)

تلفن: ۰۹۱۷۱۸۸۱۹۵۸

## مقدمه

توانایی استنباط و بازنمایی حالات ذهنی دیگران ویژگی منحصر به انسان‌ها است. این توانایی به شدت تحت تأثیر تجربیات اولیه و همچنین وراثت ژنتیکی ما قرار دارد (فوناگی و آلیسون، ۲۰۱۲). مفهوم ذهنی‌سازی<sup>۱</sup> در قالب پروژه والد-کودک لندن توسعه یافت (فوناگی و همکاران، ۱۹۹۱). این مفهوم که اغلب با عنوان «عملکرد بازتابی»<sup>۲</sup> تعریف عملیاتی می‌شود به توانایی فرد در درک و تفسیر حالت‌های ذهنی خود و دیگران اعم از اطلاعات شناختی، عاطفی یا رفتاری و استفاده از این اطلاعات برای هدایت کنش‌ها یا تعاملات اشاره دارد (لوئیتن و همکاران، ۲۰۲۰). فرایند ذهنی‌سازی از دوران نوزادی آغاز می‌شود و از طریق بازتاب دادن و تأیید تجارب هیجانی کودک توسط مراقبین شکل می‌گیرد. این تنظیم هیجانی مبتنی بر درک متقابل ذهنی، به رشد تدریجی توانایی کودک در درک حالت‌های ذهنی خود و دیگران کمک می‌کند (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۹). به نقل از پارولین و همکاران (۲۰۲۴)، دلبستگی ایمن، زمینه‌ساز رشد سالم این ظرفیت است، درحالی‌که تجارب آسیب‌زای دلبستگی ممکن است باعث اختلال در رشد این ظرفیت شوند (فوناگی و تارگت، ۱۹۹۷)، مانند کاهش آگاهی هیجانی، ناتوانی در خودبازنگری، و دشواری در تمایز میان حالت‌های درون ذهنی و واقعیت بیرون (پارادا-فرناندس و همکاران، ۲۰۲۱). بنابراین، ذهنی‌سازی مهارتی اساسی در تنظیم هیجان است و ارتباط نزدیکی با سبک دلبستگی دارد. مرور مطالعات و مطالعات طولی معتبر از جمله یک پروژه طولی در تایوان که به بررسی رشد و مراقبت کودک پرداخته است، نشان داد که اوایل کودکی دوره‌ای حیاتی برای توسعه تنظیم هیجان است و دلبستگی ایمن عاملی کلیدی در حمایت از تنظیم هیجان و استقلال بلندمدت در دوران کودکی محسوب می‌شود (چاو و چنگ، ۲۰۲۵). ازسوی دیگر، اختلال در تنظیم هیجان و ذهنی‌سازی می‌تواند به عنوان متغیرهای میانجی میان تجربه‌های آسیب‌زای دوران کودکی و نشانه‌های اختلالات هیجانی در دوران نوجوانی عمل کند (شاییک و همکاران، ۲۰۲۳؛ شیرازی فردوئی و همکاران، ۱۴۰۳). همچنین، مطالعات نشان می‌دهد که کارکرد تأملی والدین<sup>۳</sup> برای شکل‌گیری یک رابطه مطلوب والد-کودک حیاتی است و ذهنی‌سازی واقعی والدین می‌تواند

موجب ارتقای تنظیم هیجان سازگارانه در روابط دلبستگی شود. به‌ویژه، تنظیم هیجان شناختی نقش مهمی در روابط ایفا می‌کند (هونیادی و همکاران، ۲۰۲۴). فردی که از ذهنی‌سازی ضعیف یا محدود برخوردار است، توانایی کافی برای مدیریت هیجان‌های منفی طبیعی مانند خشم، نفرت یا میل به آسیب‌زدن را ندارد. این افراد معمولاً به سرعت دچار برانگیختگی هیجانی شدید می‌شوند و احساس می‌کنند که دیگر قادر به تفکر و پردازش شناختی نیستند. چنین حالتی از غرق‌شدن در هیجان‌های منفی می‌تواند به ابرازهای بدنی هیجان منجر شود (فوناگی و لوینسون، ۲۰۰۴). در واقع، این ضعف در ذهنی‌سازی با مشکلات بیرونی‌سازی از جمله پرخاشگری ارتباط دارد. مشکلات بیرونی‌سازی نشان‌دهنده تمایل فرد به بیان تعارض‌ها و حالات درونی از طریق رفتارهای بیرونی و اغلب ناسازگارانه است (نیتو-رتورتو و همکاران، ۲۰۲۵؛ دروم و همکاران، ۲۰۲۵؛ یرمیا و همکاران، ۲۰۲۴؛ پارادا-فرناندس و همکاران، ۲۰۲۳؛ آقاجانزاده گودرزی و همکاران، ۱۴۰۴). یکی از دلایل اصلی این امر آن است که این افراد قادر به حفظ مرز میان دنیای درونی خود و دیگران نیستند (بندر و اسکودول، ۲۰۰۷). این ناتوانی، زمینه‌ساز برداشت‌های نادرست از نیات دیگران، واکنش‌های هیجانی نامتناسب و تفسیر رفتارهای مبهم به صورت خصمانه یا تهدیدآمیز می‌شود، الگویی که به‌ویژه در شخصیت‌های ضداجتماعی برجسته‌تر است (ویت-ده ویسر و همکاران، ۲۰۲۵؛ بندر و اسکودول، ۲۰۰۷). افزون بر این، ضعف در ذهنی‌سازی اغلب با کاهش همدلی همراه است؛ امری که مانع از درک تأثیر رفتارهای پرخاشگرانه بر دیگران است و در نهایت، احتمال بروز و تداوم پرخاشگری را افزایش می‌دهد (لوئیتن و فوناگی، ۲۰۱۸).

ذهنی‌سازی و همدلی دو سازه‌ی بنیادی در روان‌شناسی هستند که نقش حیاتی در عملکرد اجتماعی و بین‌فردی ایفا می‌کنند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که توانایی‌های همدلانه و ذهنی‌سازی نه تنها با یکدیگر، بلکه با طیف گسترده‌ای از نشانه‌های اختلال روانی نیز ارتباط معناداری دارند (پاتریسیلو، ۲۰۲۱؛ عبدالمحمیدی و همکاران، ۱۳۹۸). مطالعات اخیر، از جمله نتایج متاآنالیزها، نشان می‌دهد که ذهنی‌سازی در سطوح ضمنی و صریح با عملکرد بین‌فردی، تنظیم هیجانی و عملکرد اجتماعی رابطه‌ای

<sup>۱</sup>. Mentalization

<sup>۲</sup>. Reflective functioning

<sup>۳</sup>. Parental Reflective Functioning (PRF)

معنادار دارد (دیون و همکاران، ۲۰۲۶). این توانایی، از طریق تسهیل درک دقیق‌تر حالات هیجانی و ذهنی دیگران، نقش مهمی در همدلی ایفا می‌کند (کمپس و همکاران، ۲۰۱۹). در واقع، ذهنی‌سازی و همدلی به‌عنوان فرایندهای بنیادین شناخت اجتماعی، زیربنای شکل‌گیری و تداوم تعاملات اجتماعی مؤثر به‌شمار می‌آیند (وگلینسکی، ۲۰۲۵). شواهد پژوهشی حاکی از وجود همبستگی‌های مثبت میان ذهنی‌سازی مطلوب و همدلی، به‌ویژه همدلی شناختی، است (آلدونات و همکاران، ۲۰۲۴). افزون بر این، یافته‌های عصب روان‌شناختی نشان می‌دهند که ذهنی‌سازی و همدلی در شبکه‌های عصبی تا حد زیادی مشترک پردازش می‌شوند (شولته-روترو و همکاران، ۲۰۰۷). در این چارچوب، ذهنی‌سازی به‌عنوان بستری اساسی برای همدلی عمل می‌کند و استفاده‌ی مؤثرتر از بازنمایی‌های عاطفی درونی با افزایش سطح همدلی و بهبود کیفیت روابط بین‌فردی همراه است (هوکر و همکاران، ۲۰۰۸؛ شنل و همکاران، ۲۰۱۱). درحالی‌که اختلال در همدلی و فرایندهای وابسته به آن، از جمله نظریه ذهن و ذهنی‌سازی، می‌تواند به شکل‌گیری ناکارآمد روابط بین‌فردی و ناپایداری روابط صمیمانه منجر شود. برای مثال، کیفیت پایین روابط صمیمانه در اختلال شخصیت مرزی تا حدی به سطوح پایین ذهنی‌سازی و کاهش همدلی شناختی نسبت داده شده است (سالگادو و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین، نقص در نظریه ذهن با اختلالات شناخت اجتماعی و مشکلات تعامل متقابل در کودکان مبتلا به اختلال نقص توجه/بیش‌فعالی مرتبط گزارش شده است (کاسولا و همکاران، ۲۰۲۵). علاوه بر این، شواهد حاصل از مرور نظام‌مند پژوهش‌ها نشان می‌دهد که آلکسیتیمیا نیز به‌طور معناداری با مؤلفه‌های مختلف شناخت اجتماعی مرتبط است. در یک مرور نظام‌مند شامل ۱۱۷ مطالعه، نتایج حاکی از آن بود که آلکسیتیمیا با کاهش معنادار در شناسایی هیجانات و همدلی مرتبط بوده است. این یافته‌ها از نقش مهم آلکسیتیمیا در اختلال عملکرد هیجانی و اجتماعی حمایت می‌کنند (دی‌تلا و همکاران، ۲۰۲۴).

مطالعات اخیر نوروسایکولوژیک<sup>۱</sup> نشان داده‌اند که شیوه‌های مختلف ذهنی‌سازی با فعالیت نواحی متفاوتی از مغز مرتبط هستند و این موضوع

بیانگر این است که ذهنی‌سازی یک سازه‌ی وابسته به محیط است و بر پایه‌ی چهار قطب متفاوت بنا شده است (لویتین و فوناگی، ۲۰۱۸). بُعد نخست به ذهنی‌سازی خودکار<sup>۲</sup> در برابر ذهنی‌سازی کنترل‌شده<sup>۳</sup> اشاره دارد. ذهنی‌سازی کنترل‌شده فرایندی آهسته و تدریجی است که معمولاً به‌صورت کلامی ابراز می‌شود و نیازمند تأمل و بازاندیشی است. در مقابل، ذهنی‌سازی خودکار فرایندی بسیار سریع‌تر است که تنها به میزان اندکی توجه، قصد، آگاهی و تلاش نیاز دارد. بُعد دوم ذهنی‌سازی خود<sup>۴</sup> در برابر ذهنی‌سازی دیگران<sup>۵</sup> است که به معنای توانایی درک حالت‌های درون ذهنی مانند باورها، خواسته‌ها و نیازهای خود و نیز دیگران می‌شود. بعد سوم ذهنی‌سازی بیرونی<sup>۶</sup> در برابر ذهنی‌سازی درونی<sup>۷</sup> که می‌تواند به نتیجه‌گیری بر اساس نشانه‌های بیرونی (مانند حالت چهره و حرکات بدن) اشاره داشته باشد. اما ازسوی دیگر، می‌تواند ناظر بر درک تجربه درونی یک فرد، بر اساس دانسته‌های ما درباره آن شخص و موقعیتی که در آن قرار دارد، باشد. بُعد چهارم به تمایز میان درک شناختی یا هیجانی از حالت‌های ذهنی اشاره دارد. ذهنی‌سازی شناختی<sup>۸</sup> شامل توانایی نام‌گذاری، ادراک و یافتن دلایل برای حالت‌های درونی است، درحالی‌که ذهنی‌سازی هیجانی<sup>۹</sup> شامل توانایی درک احساس مرتبط با این حالت‌هاست. ابعاد ذکرشده، چهار بستر یا قالب‌اند که در آن‌ها فرایند ذهنی‌سازی رخ می‌دهد، اختلال در این توانایی زمانی دیده می‌شود که یکی از قطب‌های یک بُعد (مثلاً ذهنی‌سازی شناختی) بیش از اندازه برجسته شده و بر سایر جنبه‌ها غلبه یابد (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۹).

باوجود رشد قابل‌توجه ادبیات نظری پیرامون ذهنی‌سازی و شناخت بهتر ابعاد چندگانه‌ی آن، سنجش دقیق و جامع این ظرفیت همچنان چالشی مهم است. از زمان شکل‌گیری مفهوم «عملکرد بازتابی» در دهه ۱۹۹۰، پژوهشگران ابزارهای مختلفی برای سنجش آن طراحی کرده‌اند؛ برخی مبتنی بر تکلیف مانند «تکلیف هیجانی» (ورووا و همکاران، ۲۰۱۳) و برخی مبتنی بر روایت مانند «داستان‌های ذهنی‌سازی برای نوجوانان» که به‌طور ویژه برای کودکان و نوجوانان کم‌سن طراحی شده‌اند (ورووا و فوناگی، ۲۰۰۹).

1. neuropsychological

2. Automatic mentalization

3. Controlled mentalization

4. Self mentalization

5. Other mentalization

6. External mentalization

7. Internal mentalization

8. Cognitive mentalization

9. affective mentalization

در کنار آن‌ها، ابزارهایی بر پایه‌ی مصاحبه یا گزارش‌های بالینی نیز ساخته شده‌اند که معمولاً ذهنی‌سازی را از طریق مصاحبه‌هایی مانند مصاحبه دلبستگی بزرگسالان<sup>۱</sup> و مصاحبه دلبستگی کودکان<sup>۲</sup> ارزیابی می‌کردند و توسط مقیاس عملکرد بازتابی<sup>۳</sup> به متخصصان این امکان را می‌داد تا توانایی ذهنی‌سازی افراد را بر اساس پاسخ‌هایشان طبقه‌بندی کنند (فوناگی و تارگت، ۱۹۹۷). این مقیاس از اعتبار و پایایی بالا و نظری خوبی برخوردار است (توینر و همکاران، ۲۰۱۳)، اما به دلیل زمان‌بر بودن، پیچیدگی اجرا، و نیاز به آموزش تخصصی و گواهی‌نامه، کاربرد آن در پژوهش‌های وسیع یا نمونه‌های بزرگ محدود است (هووه و همکاران، ۲۰۲۳).

باهدف رفع محدودیت ابزارهای مصاحبه محور، ابزارهای غربالگری مبتنی بر گزارش فردی طراحی شدند؛ از جمله پرسش‌نامه عملکرد بازتابی فوناگی و همکاران (۲۰۱۶). این ابزار با فقط ۸ سؤال کوتاه و با نمره‌گذاری ساده، روشی در دسترس برای سنجش عملکرد بازتابی فراهم می‌کند، اما پژوهش‌های اخیر اعتبار آن را با چالش مواجه دانسته‌اند. این پرسش‌نامه عمدتاً بر درک خود تمرکز دارد و به دلیل ساختار تک عاملی و محدود بودن به طیف اطمینان/عدم اطمینان، قادر به پوشش ماهیت چندبعدی ذهنی‌سازی نیست (مولر و همکاران، ۲۰۲۲).

در پاسخ به این محدودیت‌ها، هوروات و همکاران (۲۰۲۳) نسخه بهینه‌شده‌ای به نام پرسش‌نامه‌ی بازنگری شده‌ی عملکرد بازتابی - نسخه را معرفی کردند که کوتاه‌تر و سیستم نمره‌دهی نوآورانه‌ای دارد. این ابزار تک‌بعدی شامل بعدی از ذهنی‌سازی ناقص است که از سطوح پایین تا بالای عدم اطمینان را در بر می‌گیرد. اما به‌طور کلی پرسش‌نامه- بازنگری شده‌ی عملکرد بازتابی نسخه ۷ و نسخه ۵۸ تنها ارزیابی سطحی از عملکرد انعکاسی ارائه داده‌اند، بنابراین امکان بررسی ماهیت چندبعدی ذهنی‌سازی وجود ندارد.

هم‌زمان با این پرسش‌نامه، ابزارهای خودگزارشی دیگری برای ارزیابی ذهنی‌سازی توسعه یافتند؛ از جمله پرسش‌نامه ذهنی‌سازی هاوسبرگ و همکاران (۲۰۱۲) که در نسخه اصلی شامل ۱۵ گویه با ساختار چهار عاملی است و حالت‌های پیش ذهنی‌سازی و ذهنی‌سازی نابهنجار را می‌سنجد. این ابزار بر ناتوانی در ذهنی‌سازی هیجانات تأکید دارد، اما پایایی آن در

محدوده‌ای بین ۰/۵۷ تا ۰/۶۸ گزارش شده و نسخه ایتالیایی آن، برخلاف ساختار چهار عاملی اولیه، ساختاری تک عاملی نشان داده است (پوتی و همکاران، ۲۰۱۹). سپس، مقیاس ذهنی‌سازی دیمتری‌یویچ و همکاران (۲۰۱۸) معرفی شد که با روایی همگرایی ناکافی و پایایی پایین برخی زیرمقیاس‌ها، به‌خصوص زیرمقیاس «انگیزه ذهنی‌سازی» در بیماران با آسیب‌شناسی شدید مواجه است و قابلیت اطمینان آن را در محیط‌های بالینی با تردید همراه است (ریختر و همکاران، ۲۰۲۱؛ دیمتری‌یویچ، ۲۰۱۸). مرور یافته‌ها نشان می‌دهد اگرچه ابزارهای خودگزارشی متعددی برای سنجش ذهنی‌سازی در سطح جهانی توسعه یافته‌اند، اما نسبت به توان آن‌ها در ارزیابی دقیق، جامع و چندسطحی این ظرفیت پیچیده همچنان تردیدهایی وجود دارد (گوری و همکاران، ۲۰۲۱؛ وندت و همکاران، ۲۰۲۴).

در جامعه ایرانی، برخی ابزارهای مرتبط با ذهنی‌سازی، از جمله پرسش‌نامه عملکرد بازتابی (دروگر و همکاران، ۱۳۹۹)، مقیاس ذهنی‌سازی (موسوی و همکاران، ۱۴۰۰) و پرسش‌نامه اعتماد معرفتی<sup>۶</sup> (عسگری زاده و قنبری، ۲۰۲۴) ترجمه و هنجاریابی شده‌اند. برای مثال، پرسش‌نامه اعتماد معرفتی باوجود نزدیکی مفهومی، به‌طور مستقیم مؤلفه‌هایی مانند شناسایی، پردازش و ابراز هیجانات ذهنی‌شده را نمی‌سنجد؛ بنابراین، همچنان خلأ یک ابزار جامع، معتبر و متناسب برای سنجش چندبعدی ذهنی‌سازی در فضای پژوهشی و بالینی ایران احساس می‌شود.

در پاسخ به این خلأ، پرسش‌نامه‌ی چندبعدی ذهنی‌سازی بر اساس یک مدل یکپارچه و چندسطحی توسط گوری و همکارانش طراحی شد. این پرسش‌نامه یک ابزار خودگزارشی ۳۳ آیتمی است که امکان ارزیابی جامع ذهنی‌سازی را فراهم می‌کند (گوری و همکاران، ۲۰۲۱؛ گوری و توینو، ۲۰۲۳) و با در نظر گرفتن ماهیت چندوجهی این سازه توسعه یافته است؛ سازه‌ای که به‌عنوان فرایندی مفهوم‌پردازی می‌شود که چهار محور را در بر می‌گیرد: ذهنی‌سازی خودکار-کنترل‌شده، ذهنی‌سازی خود-دیگری، ذهنی‌سازی درونی-بیرونی و ذهنی‌سازی شناختی-هیجانی. توانایی خوب ذهنی‌سازی حاصل تعادل میان این قطب‌ها است؛ تعادلی که استفاده انعطاف‌پذیر از هر بُعد را متناسب با نیازها تسهیل می‌کند. در مقابل،

4. Reflective Functioning Questionnaire-Revised- 7 (RFQ-R-7)

5. Eight-item Reflective Functioning Questionnaire (RFQ-8)

6. Epistemic Trust, Mistrust, and Credulity Questionnaire (ETMCQ)

1. Adult Attachment Interview

2. Child Attachment Interview

3. Reflective Function Scale - RFS

دشواری‌های ذهنی‌سازی حاصل عدم تعادل، یکپارچگی ضعیف یا قطبی‌شدگی افراطی در محورهای مختلف هستند (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۹). بر اساس این چارچوب، پرسشنامه MMQ امکان ارزیابی سطح کلی ذهنی‌سازی و چهار مؤلفه‌ی این سازه را فراهم می‌کند، به گونه‌ای که سه بُعد به عنوان ابعاد مثبت (نمودهای یکپارچگی ابعاد چهار محور) و سه بُعد به عنوان ابعاد منفی و از لحاظ نظری متضاد با آن‌ها (نمودهای عدم تعادل و افراط در ابعاد چهار محور) در نظر گرفته می‌شوند. این پرسشنامه شاخص‌های مناسبی از همسانی درونی و روایی سازه نشان داده است و حساسیت بالینی آن نیز از طریق تفاوت‌های معنادار میان نمونه جامعه‌ای و افراد دارای تشخیص‌های بالینی (از جمله اسکیزوفرنی، سایر اختلالات روان‌پریشی، اختلالات خلقی، اختلالات اضطرابی، اختلال وسواسی جبری و اختلالات مرتبط و اختلالات شخصیتی) تأیید شده است (گوری و همکاران، ۲۰۲۱). تا کنون این پرسشنامه به زبان‌های انگلیسی (ورا کروز و همکاران، ۲۰۲۴)، اسپانیایی (آلدونات و همکاران، ۲۰۲۴) و کره‌ای (کیم و پارک، ۲۰۲۵) ترجمه و اعتبارسنجی شده است. نسخه‌ی انگلیسی در یک نمونه‌ی بزرگ و چندملیتی پایایی درونی مناسب و روایی همگرای قابل قبول نشان داده است، به طوری که ضریب آلفای کرونباخ برای همه‌ی ابعاد بالاتر از ۰/۷۰ گزارش شده است (ورا کروز و همکاران، ۲۰۲۴). در نسخه‌ی اسپانیایی، ضریب آلفای کرونباخ برای مؤلفه ذهنی‌سازی مثبت ۰/۷۷ و برای مؤلفه ذهنی‌سازی منفی ۰/۸۳ به دست آمد (آلدونات و همکاران، ۲۰۲۴) و در نسخه‌ی کره‌ای پایایی درونی برای کل پرسشنامه ۰/۸۱ و برای زیرمقیاس‌ها بین ۰/۶۴ تا ۰/۸۵ گزارش شده است (کیم و پارک، ۲۰۲۵).

باتوجه به این ویژگی‌ها، MMQ ابزاری کارآمد برای تسهیل درک فرایند ذهنی‌سازی در پژوهش‌ها و کاربردهای بالینی به نظر می‌رسد. از این رو، پژوهش حاضر باهدف پاسخ به این نیاز، به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی<sup>۱</sup> در جامعه ایرانی می‌پردازد.

## روش

### الف) طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان

این پژوهش از نظر هدف، بنیادی-کاربردی، از نظر نوع گردآوری اطلاعات، پیمایشی و پرسش‌نامه‌ای و از نظر روش‌شناسی، از جمله مطالعات آزمون‌سازی محسوب می‌شود که در قالب یک طرح همبستگی انجام گرفت. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی دانشجویان دختر و پسر دانشگاه شیراز بود که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ در این دانشگاه مشغول به تحصیل بودند.

برای تعیین حجم نمونه در تحلیل ساختار عاملی تأییدی ابزارهای روان‌سنجی، از دیدگاه کلاین (۲۰۱۶) استفاده شد؛ او پیشنهاد می‌کند بین حداقل ۵ تا حداکثر ۲۰ شرکت‌کننده به ازای هر آزمون انتخاب شوند. در این پژوهش، برای افزایش دقت برآوردها از حد بالای این محدوده استفاده شد. باتوجه به ۳۳ گویه موجود در مقیاس و انتخاب ۲۰ شرکت‌کننده به ازای هر آزمون، حجم نمونه نهایی برابر با ۶۶۶ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ملاک ورود به مطالعه شامل حداقل ۱۸ سال سن، اشتغال به تحصیل در دانشگاه شیراز، رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بود. ملاک‌های خروج نیز شامل ارائه اطلاعات ناقص و انصراف از تکمیل پرسش‌نامه‌ها بود.

پس از گردآوری داده‌ها، تحلیل در دو سطح توصیفی (فراوانی، درصد فراوانی، میانگین و انحراف معیار) و استنباطی (ضریب آلفای کرونباخ، همبستگی پیرسون و تحلیل عاملی تأییدی) با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و LISREL 8.8 انجام شد.

### ب) ابزار

**پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی (MMQ):** این پرسش‌نامه یک ابزار خودگزارشی است که توسط گوری و همکارانش در سال ۲۰۲۱ توسعه یافته است و ظرفیت ذهنی‌سازی بزرگسالان را در چارچوب نظریه دلبستگی ارزیابی می‌کند (گوری و همکاران، ۲۰۲۱). پرسشنامه MMQ یک مدل یکپارچه و چندسطحی از ذهنی‌سازی ارائه می‌دهد و شامل ۳۳ سؤال است که بر روی مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای از ۱ «اصلاً» تا ۵ «بسیار زیاد» پاسخ داده می‌شوند. این پرسش‌نامه امکان ارزیابی سطوح ذهنی‌سازی را بر اساس ساختار مفهومی آن که چهار محور را شامل می‌شود، فراهم می‌کند: شناختی-هیجانی، خود-دیگری، بیرونی-درونی و ضمنی-صریح.

<sup>۱</sup>. Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ)

<sup>۲</sup>. Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ)

طریق شبکه‌های اجتماعی پرکاربرد (تلگرام، واتس‌آپ و اینستاگرام) در اختیار دانشجویان قرار گرفت.

در پژوهش حاضر، روایی سازه این ابزار با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی بررسی شد که نتایج نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل بود ( $RMSEA=0/065$ ،  $SRMR=0/078$ ،  $CFI=0/91$ ،  $IFI=0/90$ ،  $NNFI=0/968$ ،  $\chi^2/df=3/768$ ). همچنین، پایایی ابزار با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با  $0/75$  به دست آمد.

**پرسش‌نامه همدلی (EQ):**<sup>۱</sup> یک ابزار خودسنجی معتبر برای ارزیابی میزان همدلی در بزرگسالان است که توسط بارون-کوهن و ویل‌رایت (۲۰۰۴) طراحی شده است. این مقیاس شامل ۶۰ گویه است که در دو دسته قرار می‌گیرند: ۴۰ گویه اصلی برای سنجش مؤلفه‌های همدلی و ۲۰ گویه کنترل (انحرافی) که باهدف کاهش تمرکز پاسخ‌دهنده بر موضوع اصلی پرسش‌نامه طراحی شده‌اند.

گویه‌های پرسش‌نامه EQ بر اساس مقیاس لیکرت ۴ درجه‌ای با گزینه‌های «کاملاً موافقم»، «کمی موافقم»، «کمی مخالفم» و «کاملاً مخالفم» نمره‌گذاری می‌شوند. ۲۰ گویه خنثی (گویه‌های ۲، ۳، ۵، ۷، ۹، ۱۳، ۱۶، ۱۷، ۲۰، ۲۳، ۲۴، ۳۰، ۳۱، ۳۳، ۴۰، ۴۵، ۴۷، ۵۱، ۵۳ و ۵۶) در محاسبه نمره کل وارد نمی‌شوند. پیش از تحلیل داده‌ها، آیت‌های اصلی معمولاً طبق روش بارون-کوهن و ویل‌رایت نمره‌گذاری می‌شوند: در ۲۱ گویه مستقیم (۱، ۶، ۱۹، ۲۲، ۲۵، ۲۶، ۳۵، ۳۶، ۳۷، ۳۸، ۴۱، ۴۲، ۴۳، ۴۴، ۵۲، ۵۴، ۵۵، ۵۷، ۵۸، ۵۹ و ۶۰)، پاسخ «کاملاً موافقم» ۲ نمره، «کمی موافقم» ۱ نمره و دو گزینه «کمی مخالفم» و «کاملاً مخالفم» ۰ نمره دریافت می‌کنند. در مقابل، در ۱۹ گویه معکوس (۴، ۸، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۴، ۱۵، ۱۸، ۲۱، ۲۷، ۲۸، ۲۹، ۳۲، ۳۴، ۳۹، ۴۶، ۴۸، ۴۹ و ۵۰)، پاسخ «کاملاً مخالفم» ۲ نمره، «کمی مخالفم» ۱ نمره و دو گزینه «کمی موافقم» و «کاملاً موافقم» ۰ نمره دریافت می‌کنند. نمره EQ از مجموع امتیاز گویه‌های اصلی به دست می‌آید و در بازه‌ای بین ۰ تا ۸۰ قرار دارد. تقریباً نیمی از گویه‌ها به گونه‌ای تدوین شده‌اند که پاسخ «مخالفم» نشان‌دهنده سطح بالاتر همدلی باشد، درحالی‌که در نیمی دیگر، پاسخ «موافقم» معرف همدلی است. این طراحی برای کاهش سوگیری پاسخ‌دهی انجام شده است. پس از نهایی‌سازی گویه‌ها، ترتیب آن‌ها به صورت تصادفی در پرسش‌نامه تنظیم شده است.

این پرسش‌نامه، امکان اندازه‌گیری شش خرده‌مقیاس را فراهم می‌سازد که شامل عوامل مثبت یا ذهنی‌سازی خوب (بازاندیشی، توانمندی خود و هم‌نوایی ارتباطی) و عوامل منفی یا ذهنی‌سازی ضعیف (ناراحتی ارتباطی، بی‌اعتمادی و بی‌نظمی هیجان) است. عوامل مثبت اجزای کارکردی ذهنی‌سازی را توصیف می‌کنند و برعکس، عوامل منفی به انحرافات ذهنی‌سازی اشاره دارند. همچنین، MMQ امکان محاسبه نمره کل را با جمع کردن همه آیت‌ها پس از وارونه‌سازی نمرات عوامل منفی فراهم می‌کند و نمرات بالاتر نشان‌دهنده سطوح بالاتر ذهنی‌سازی است.

سؤالات مربوط به هر خرده‌مقیاس به شرح زیر است:  
بازاندیشی: ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۳۱ و ۳۲، توانمندی خود: ۱۱، ۲۲، ۲۴، ۲۵، ۲۶ و ۳۰، هم‌نوایی ارتباطی: ۴، ۵، ۱۴، ۲۶ و ۲۸، ناراحتی ارتباطی: ۹، ۱۲، ۱۵، ۲۶ و ۳۳، بی‌اعتمادی: ۱۳، ۱۹، ۲۶ و ۲۹ و بی‌نظمی هیجانی: ۲، ۳، ۲۶ و ۲۳.

در مطالعه اعتبارسنجی اولیه این ابزار، ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی به دست آمد. برای بررسی روایی سازه، تحلیل عاملی تأییدی بر روی مدل شش عاملی MMQ انجام شد. نتایج شاخص‌های برازش نشان داد که مدل از نظر آماری برازش قابل قبولی دارد ( $RMSEA=0/053$ ،  $SRMR=0/067$ ،  $CFI=0/90$ ).

شواهدی از روایی واگرایی مناسب و پایایی درونی قابل قبول به دست آمد که به شرح زیر است، ضرایب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و خرده‌مقیاس‌ها به ترتیب عبارت بودند از: بازاندیشی ( $0/89$ )، توانمندی خود ( $0/81$ )، هم‌نوایی ارتباطی ( $0/82$ )، ناراضایتی ارتباطی ( $0/76$ )، بی‌اعتمادی ( $0/74$ ) و بی‌نظمی هیجان ( $0/72$ ) پایایی کل مقیاس نیز با ضریب آلفای کرونباخ  $0/75$  گزارش شد که نشان‌دهنده پایایی مناسب کل ابزار و خرده‌مقیاس‌ها است (گوری و همکاران، ۲۰۲۱).

در مطالعه حاضر ابتدا پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی توسط دو متخصص روانشناسی به زبان فارسی ترجمه شد. سپس ترجمه فارسی توسط دو متخصص زبان به انگلیسی بازگردانده و با نسخه اصلی مقایسه و مطابقت داده شد. نسخه نهایی پرسش‌نامه به همراه سایر پرسش‌نامه‌های مربوط به متغیر پژوهش به صورت آنلاین و از طریق پلتفرم پرس‌لاین طراحی و از

<sup>۱</sup>. Empathy Quotient (EQ)

در مطالعات اعتبارسنجی اولیه، این پرسش‌نامه از پایایی درونی بسیار بالا با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و پایایی بازآزمایی چشمگیر با ضریب همبستگی ۰/۹۷ برخوردار بوده است. روایی محتوایی ابزار با نظر شش متخصص تأیید شد. روایی سازه از طریق همبستگی با آزمون خواندن ذهن از روی چشم‌ها ( $r=0/294$ ) و روایی هم‌زمان از طریق همبستگی با خرده‌مقیاس‌های نگرانی همدلانه ( $r=0/423$ ) و دیدگاه‌پذیری ( $r=0/485$ ) در پرسش‌نامه واکنش‌پذیری بین‌فردی تأیید گردید (بارون-کوهن و ویل‌رایت، ۲۰۰۴).

بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه همدلی نشان داد که ابزار از پایایی و روایی مطلوبی برخوردار است؛ به‌طوری که مقدار آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۰ بود که نشان‌دهنده انسجام درونی مطلوب گویه‌هاست. همچنین نتایج تحلیل Rasch ساختار تک‌بعدی پرسش‌نامه را تأیید کرد و شاخص‌های برازش گویه‌ها (میانگین Infit و Outfit) برابر با ۱/۰۰ بودند که نشان‌دهنده برازش مناسب مدل با داده‌ها است. علاوه بر این، مقایسه عملکرد نسخه فارسی و انگلیسی نشان داد که مکان متوسط افراد و دشواری گویه‌ها در دو گروه زبانی تقریباً یکسان بود که این امر مؤید روایی سازه و همگرایی بین فرهنگی ابزار است. فرایند ترجمه و بازترجمه نیز با حضور چند مترجم متخصص و مطابق با دستورالعمل‌های ITC انجام شد که روایی محتوایی پرسش‌نامه را تضمین می‌کند (ویند و همکاران، ۲۰۲۱). در پژوهش حاضر، پایایی درونی پرسش‌نامه همدلی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد و برابر با ۰/۷۴ بود که نشان‌دهنده انسجام درونی مطلوب گویه‌ها است.

**مقیاس واکنش‌پذیری بین‌فردی (IRI):** این ابزار یک پرسش‌نامه‌ی خودگزارشی ۲۸ ماده‌ای است که توسط دیویس (۱۹۸۳) توسعه‌یافته است و از چهار زیرمقیاس ۷ سؤالی تشکیل شده و هر کدام یکی از ابعاد خاص همدلی را می‌سنجد.

دو خرده‌مقیاس نگرانی همدلانه (با سؤالات ۲، ۴، ۹، ۱۴، ۱۸، ۲۰ و ۲۲) و پریشانی شخصی (با سؤالات ۶، ۱۰، ۱۳، ۱۷، ۱۹، ۲۴ و ۲۷) ابعاد هیجانی همدلی را می‌سنجند. درحالی‌که خرده‌مقیاس‌های دیدگاه‌پذیری (با سؤالات ۳، ۸، ۱۱، ۱۵، ۲۱، ۲۵ و ۲۸) و خیال‌پردازی (با سؤالات ۱، ۵، ۷، ۱۲، ۱۶، ۲۳ و ۲۶) ابعاد شناختی همدلی را ارزیابی می‌کنند. هر ماده در

یک مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت (از «به‌هیچ‌وجه من را توصیف نمی‌کند» تا «کاملاً من را توصیف می‌کند») ارزیابی و سؤالات ۲، ۴، ۵، ۸، ۹، ۱۲، ۱۳، ۱۶، ۱۸ و ۲۰ معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. هر یک از چهار خرده‌مقیاس IRI به‌صورت مستقل نمره‌گذاری می‌شوند، به‌این‌ترتیب که با محاسبه مجموع یا میانگین نمرات ماده‌های مربوط به هر خرده‌مقیاس، نمره آن به دست می‌آید و نمره کل مقیاس نیز از طریق جمع نمره‌های چهار خرده‌مقیاس محاسبه می‌شود (دیویس، ۱۹۸۳).

در مطالعه اصلی دیویس (۱۹۸۳)، پایایی مقیاس واکنش‌پذیری بین‌فردی با استفاده از همسانی درونی و پایایی بازآزمایی بررسی شد. آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها بین ۰/۷۱ تا ۰/۷۷ بود و پایایی بازآزمایی طی دو ماه با ضرایب همبستگی ۰/۶۲ تا ۰/۷۱ نشان داد که مقیاس دارای پایداری متوسط تا بالا است.

برای ارزیابی ساختار و ویژگی‌های روان‌سنجی، تحلیل عاملی تأییدی انجام شد و نتایج نشان داد که مدل چهار عاملی پیشنهادی دارای برازش قابل قبول است ( $RMSEA=0/06$ ،  $CFI=0/92$ ).

در جامعه‌ی فارسی‌زبان، پایایی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه شد. نتایج حاکی از پایایی درونی نسبتاً مطلوب برای این ابزار بود، به‌طوری‌که آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر با ۰/۷۹ و ۲۶/۷۹ برای خرده‌مقیاس‌های تخیل ۰/۷۹، نگرانی همدلانه ۰/۶۷، پریشانی شخصی ۰/۶۹ و دیدگاه‌پذیری ۰/۶۲ به دست آمد. همچنین، روایی سازه پرسش‌نامه با تحلیل عاملی اکتشافی بررسی شد. شاخص‌های  $KMO=0/81$  و آزمون بارتلت کفایت داده‌ها را تأیید کردند. مدل چهار عاملی مطابق ساختار اصلی ابزار بهترین برازش را نشان داد و ۳۷ درصد از واریانس را تبیین کرد ( $RMSEA=0/074$ ،  $TLI=0/76$ ) (یعقوبی جامی و ویند، ۲۰۲۲). در پژوهش حاضر، پایایی درونی پرسش‌نامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد و برابر با ۰/۷۰ بود.

**پرسش‌نامه پرخاشگری باس-پری (BP-AQ):** از ابزارهای معتبر در سنجش رفتارهای پرخاشگرانه است که نخستین بار توسط باس و پری (۱۹۹۲) طراحی شد. این پرسش‌نامه ۲۹ گویه دارد و چهار بُعد اصلی پرخاشگری را ارزیابی می‌کند: پرخاشگری فیزیکی (۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۳، ۱۶، ۲۲، ۲۵، ۲۹)، پرخاشگری کلامی (۴، ۶، ۱۴، ۲۱، ۲۷)، خشم (۱، ۹، ۱۲،

<sup>۱</sup>. Interpersonal Reactivity Index (IRI)

<sup>۲</sup>. Buss-Perry Aggression Questionnaire (BP-AQ)

### یافته‌ها

در ابتدا شاخص جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان پژوهش ارائه شد. میانگین و انحراف معیار سن شرکت‌کنندگان به ترتیب ۲۶/۴۵ و ۶/۳۶ بود. از نظر جنسیت ۵۰۳ نفر (۷۵/۵ درصد) از شرکت‌کنندگان را زنان و ۱۶۳ نفر (۲۴/۵ درصد) را مردان تشکیل دادند. تعداد شرکت‌کنندگان بر اساس تحصیلات، در مقطع کارشناسی ۲۶ و (۱۰/۴ درصد) دارای تحصیلات دیپلم، ۲۶ و (۱،۷ درصد) دارای کاردانی، ۲۸۱ نفر (۴۲/۲ درصد) کارشناسی، ۲۱۴ نفر (۳۲ درصد) دارای کارشناسی‌ارشد و ۹۱ نفر (۱۳/۷ درصد) دارای دکتری بودند. از نظر وضعیت تأهل، ۵۷۶ نفر (۸۶/۵ درصد) مجرد، ۹۰ نفر (۱۳/۵ درصد) متأهل بودند. ۳۶ نفر از شرکت‌کنندگان (۵/۴ درصد) رشته علوم پایه، ۱۱۱ نفر (۱۶/۷ درصد) رشته فنی مهندسی، ۶۲ نفر (۹/۳ درصد) رشته دامپزشکی، ۴۵۷ نفر (۶۸/۶ درصد) رشته علوم انسانی بودند.

جهت بررسی ساختار عاملی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتایج به‌دست آمده به در ادامه ارائه می‌شود. قبل از تحلیل تأییدی داده‌ها، مفروضه‌های بهنجاری تک متغیری به کمک برآورد مقادیر چولگی و کشیدگی، بهنجاری چندمتغیری و مقادیر پرت از طریق روش فاصله ماکسیمال نویسی و داده‌های گمشده به کمک روش بیشینه انتظار آزمون و تأیید شدند. همچنین مفروضه نرمال بودن داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگرووف - اسمیرنوف معنادار نبود و فرض صفر مبنی بر نرمال بودن داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت ( $p > ۰/۰۵$ ). استقلال داده‌ها با استفاده از آماره دورین واتسون (۲/۰۱۸) بررسی و تأیید شد. همچنین عدم هم‌خطی چندگانه با استفاده از آماره تورم واریانس<sup>۱</sup> (مقادیر به‌دست آمده بین ۱/۲۶۲ تا ۲/۲۱۲) و آماره تحمل<sup>۲</sup> (مقادیر به‌دست آمده بین ۰/۴۷۳ تا ۰/۷۹۳) بررسی و تأیید شد.

نتایج شاخص‌های برازش محاسبه شده نشان داد که مدل عاملی پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی از برازش مناسبی برخوردار است. همچنین بارهای عاملی گویه‌های پرسش‌نامه در قالب ضرایب استاندارد و غیراستاندارد ارائه شد و آماره  $t$  و سطح معنی‌داری مربوط به هر یک از گویه‌ها مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج به‌دست آمده، تمامی بارهای عاملی در سطح معناداری ۰/۰۱ معنی‌دار بودند.

۱۸، ۱۹، ۲۳، ۲۸ و خصوصیت (۳، ۷، ۱۰، ۱۵، ۱۷، ۲۰، ۲۴، ۲۶). پاسخ‌دهی به هر گویه بر پایه‌ی یک مقیاس لیکرت پنج‌درجه‌ای از ۱ (اصلاً شبیه من نیست) تا ۵ (کاملاً شبیه من است) انجام می‌شود. لازم به ذکر است که گویه‌های ۹ و ۱۶ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند تا از یک‌سوایی پاسخ‌ها کاسته شده و دقت ارزیابی افزایش یابد. دامنه‌ی نمره کل پرسش‌نامه از ۲۹ تا ۱۴۵ متغیر است؛ نمره‌های بالاتر بیانگر سطوح بالاتر پرخاشگری هستند. برای محاسبه نمرات، مجموع گویه‌های مربوط به هر زیرمقیاس به طور جداگانه و همچنین نمره‌ی کل به صورت کلی محاسبه می‌شود.

تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که این ابزار دارای ساختار چهار عاملی است و مدل از برازش مناسبی برخوردار است. از نظر پایایی، ضرایب آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها بین ۰/۷۲ تا ۰/۸۵ و برای کل پرسش‌نامه ۲۶/۸۹ و شده که نشان‌دهنده انسجام درونی مطلوب ابزار است. همچنین، در مطالعه بازآزمایی با فاصله زمانی ۹ هفته، ضرایب پایایی بین ۰/۷۲ تا ۰/۸۰ به دست آمد که ثبات مناسب نمرات در طول زمان را تأیید می‌کند. در نهایت، مقایسه نتایج پرسش‌نامه با ارزیابی همتایان، به‌ویژه در بُعد پرخاشگری جسمی، گواهی بر روایی ساختاری مطلوب این ابزار ارائه می‌دهد (باس و پری، ۱۹۹۲).

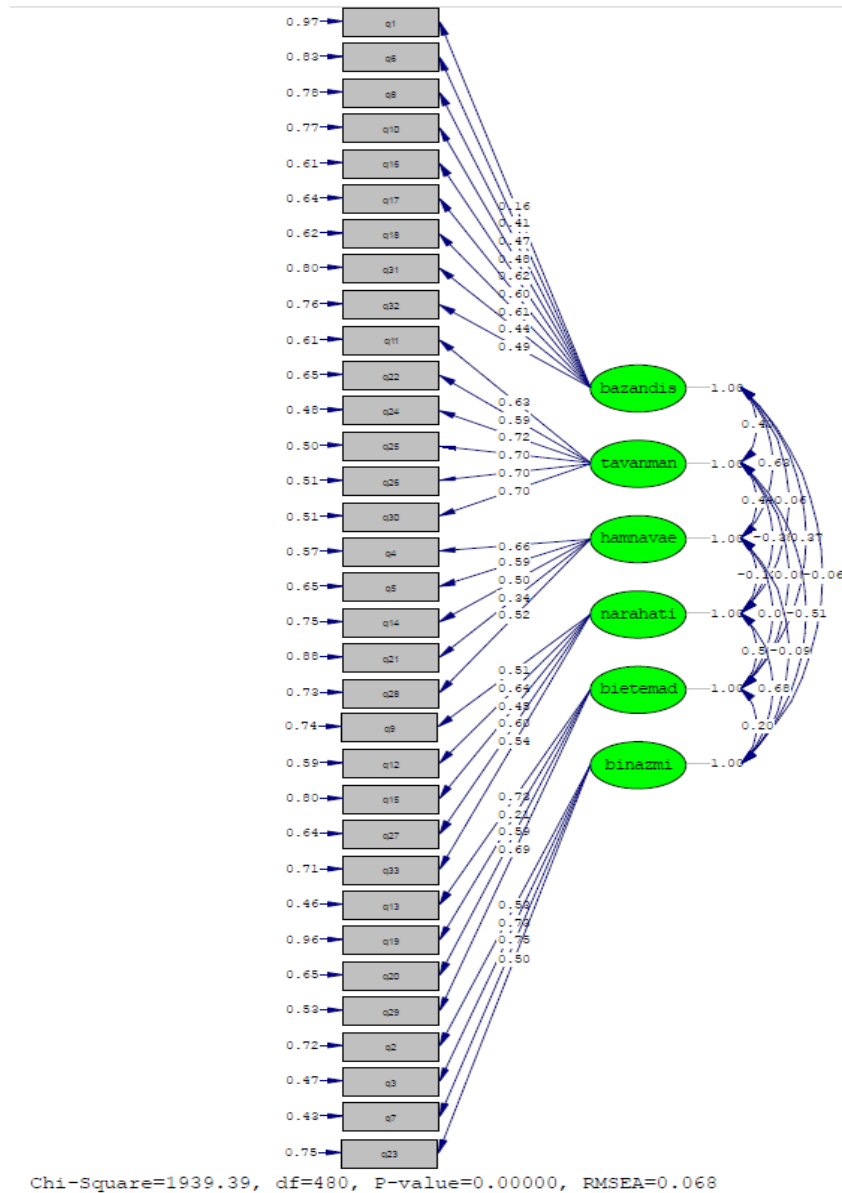
نتایج مطالعات روان‌سنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه پرخاشگری باس-پری نشان داد که این ابزار از پایایی قابل قبول برخوردار است. ضرایب آلفای کرونباخ، بازآزمایی و تصحیف به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۷۸ و ۲۶/۷۳ و شد که نشان‌دهنده انسجام درونی و ثبات مناسب نمرات است. روایی پرسش‌نامه نیز از طریق شاخص‌های روایی همگرا، هم‌زمان و تحلیل عاملی تأیید شد؛ ضرایب همگرایی زیرمقیاس‌ها با یکدیگر و با نمره کل پرسش‌نامه بین ۰/۳۷ تا ۰/۷۸ و همبستگی آن با مقیاس آسیب روانی عمومی (روایی هم‌زمان) برابر با ۰/۳۴ بود. تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که ساختار چهار عاملی پرسش‌نامه شامل خصوصیت، پرخاشگری جسمانی، پرخاشگری کلامی و خشم است که این چهار عامل مجموعاً ۴۶ درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند (نوراله محمدی، ۱۳۸۵). پایایی مقیاس در پژوهش حاضر با استفاده از آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۷ است.

<sup>۱</sup>. Variance Inflation Factor

<sup>۲</sup>. Tolerance Statistic

همچنین به منظور بررسی پایایی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. پایایی یک ابزار بیانگر میزان تکرارپذیری و بازتولیدپذیری آن است؛ به گونه‌ای که ابزار در کاربردهای متعدد نتایج نسبتاً یکسانی ارائه دهد. نتایج حاصل از محاسبه ضریب آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر، نشان‌دهنده پایایی مناسب این پرسشنامه است.

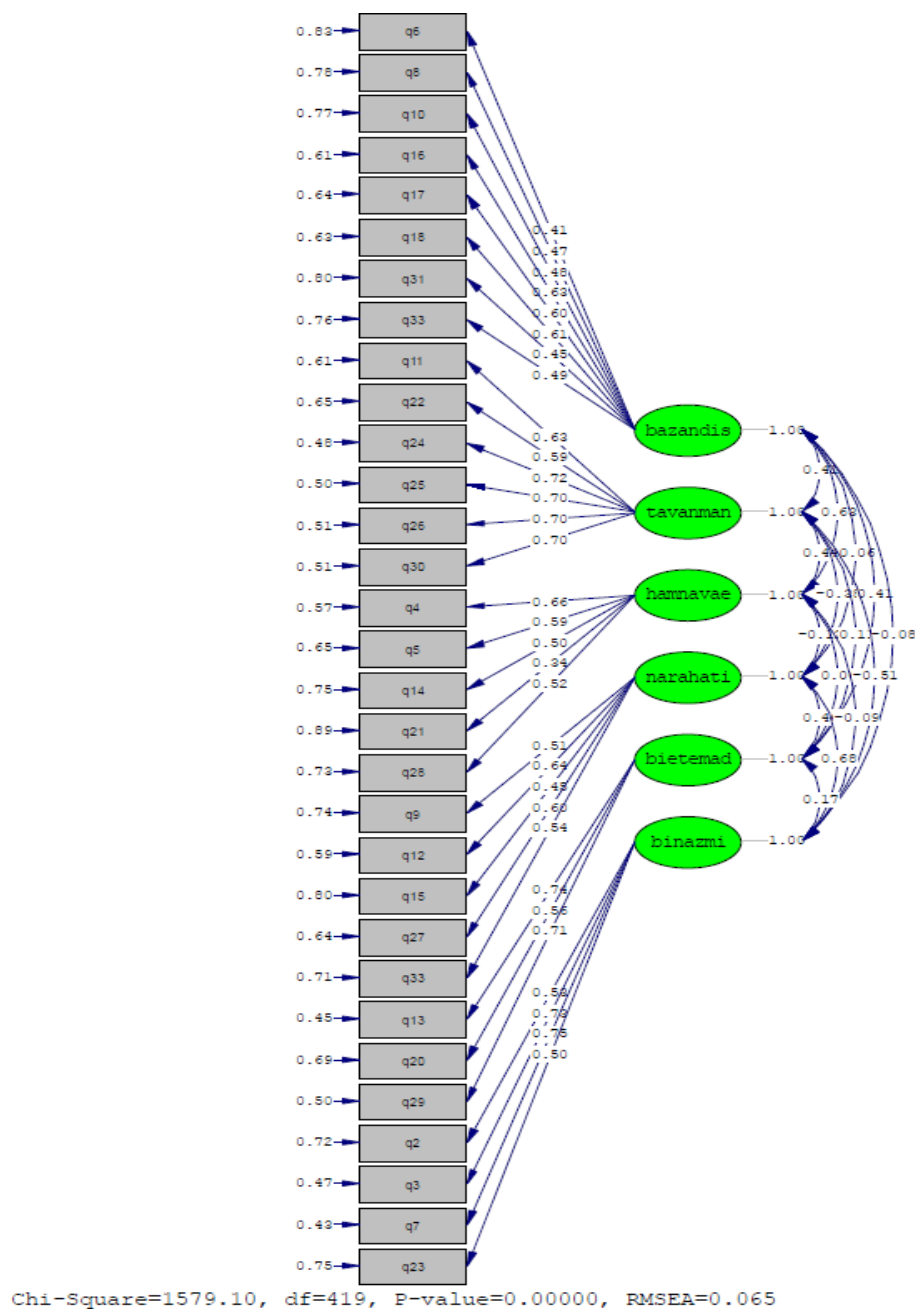
به منظور بررسی روایی ملاکی پرسشنامه چندبعدی ذهنی‌سازی، از پرسشنامه‌های هم‌دلی، واکنش‌پذیری بین فردی و پرخاشگری استفاده شد. در این راستا، ضرایب همبستگی پیرسون بین نمرات پرسشنامه‌ها محاسبه گردید که نتایج آن در ادامه ارائه شده است.



شکل ۱. تحلیل عاملی تأییدی اولیه پرسشنامه چند بعدی ذهنی‌سازی در حالت ضرایب استاندارد

است. بر اساس نتایج به دست آمده بارهای عاملی مربوط به سؤالات ۱ و ۱۹ کمتر از ۰/۳ بود و از مجموعه سؤالات پرسشنامه حذف شد.

شکل ۱ مدل تحلیل عاملی تأییدی اولیه پرسشنامه ذهنی‌سازی، در حالت ضرایب استاندارد را نمایش می‌دهد. مقدار پارامتر برآورد شده برای هر یک از متغیرها نشان‌دهنده قدرت بار عاملی هر متغیر روی عامل مرتبط با آن



شکل ۲. تحلیل عاملی تأییدی نهایی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی در حالت ضرایب استاندارد

شکل ۲ مدل تحلیل عاملی تأییدی نهایی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی در حالت ضرایب استاندارد را نمایش می‌دهد. بر اساس نتایج به دست آمده بارهای عاملی مربوط به تمامی سؤالات بالاتر از ۰/۳ بود.

جدول ۱. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی نهایی

| شاخص برازش                                   | دامنه مورد قبول | مقدار مشاهده شده | ارزیابی شاخص برازش |
|----------------------------------------------|-----------------|------------------|--------------------|
| $\chi^2/df$ (نسبت مجذور خی دو بر درجه آزادی) | ≤ ۵             | ۳/۷۶۸            | مناسب              |
| IFI (شاخص برازش افزایشی)                     | > ۰/۹           | ۰/۹۱             | مناسب              |
| RMSEA (ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب)      | < ۰/۰۸          | ۰/۰۶۵            | مناسب              |
| SRMR (ریشه دوم میانگین مربعات باقی مانده)    | < ۰/۰۸          | ۰/۰۷۸            | مناسب              |
| CFI (شاخص برازندگی تطبیقی)                   | > ۰/۹           | ۰/۹۱             | مناسب              |
| NNFI (شاخص برازش هنجار نشده)                 | > ۰/۹           | ۰/۹۰             | مناسب              |

در جدول ۱ شاخص‌های برازش محاسبه شده، برازنده بودن مدل عاملی مربوط به پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی نشان می‌دهد که تأیید شده است.

شاخص نسبت مجذور کای بر درجه آزادی ( $\chi^2/df$ ) برازش مدل را تأیید می‌کند  $\chi^2/df$  که این عدد کمتر از ۵ است و به معنی برازش مدل با داده‌هاست. خطای ریشه مجذور میانگین تقریبی (RMSEA) برابر ۰/۰۶۵

و ریشه دوم میانگین مربعات باقی مانده (SRMR) برابر با ۰/۰۷۸ است که از میزان ملاک (۰/۰۸) کوچک‌تر است و در نتیجه برازش مدل را تأیید می‌کند و در نهایت شاخص‌های IFI، CFI و NNFI نیز از ملاک موردنظر (۰/۹) بزرگ‌تر هستند. در مجموع و با در نظر گرفتن مجموع شاخص‌های برازش محاسبه شده، برازنده بودن مدل عاملی مربوط به پرسش‌نامه ذهنی‌سازی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۲. بارهای عاملی سؤالات پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی

| مؤلفه            | سؤال | ضریب غیر استاندارد | ضریب استاندارد | آماره آزمون | سطح معنی‌داری |
|------------------|------|--------------------|----------------|-------------|---------------|
| بازاندیشی        | ۶    | ۰/۳۳               | ۰/۴۱           | ۹/۸۵        | ۰/۰۱          |
|                  | ۸    | ۰/۳۷               | ۰/۴۷           | ۱۱/۵۱       | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۰   | ۰/۴۱               | ۰/۴۸           | ۱۱/۷۵       | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۶   | ۰/۴۷               | ۰/۶۳           | ۱۶          | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۷   | ۰/۵۰               | ۰/۶۰           | ۱۵/۱۸       | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۸   | ۰/۵۱               | ۰/۶۱           | ۱۵/۴۹       | ۰/۰۱          |
|                  | ۳۱   | ۰/۳۶               | ۰/۴۵           | ۱۰/۷۸       | ۰/۰۱          |
|                  | ۳۲   | ۰/۴۴               | ۰/۴۹           | ۱۱/۸۸       | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۱   | ۰/۵۶               | ۰/۶۳           | ۱۶/۷۵       | ۰/۰۱          |
|                  | ۲۲   | ۰/۵۲               | ۰/۵۹           | ۱۵/۵۰       | ۰/۰۱          |
| توانمندی خود     | ۲۴   | ۰/۵۷               | ۰/۷۲           | ۲۰/۰۷       | ۰/۰۱          |
|                  | ۲۵   | ۰/۶۵               | ۰/۷۰           | ۱۹/۴۷       | ۰/۰۱          |
|                  | ۲۶   | ۰/۶۲               | ۰/۷۰           | ۱۹/۲۴       | ۰/۰۱          |
|                  | ۳۰   | ۰/۵۸               | ۰/۷۰           | ۱۹/۳۵       | ۰/۰۱          |
|                  | ۴    | ۰/۵۵               | ۰/۶۶           | ۱۵/۸۸       | ۰/۰۱          |
|                  | ۵    | ۰/۵۱               | ۰/۵۹           | ۱۴/۱۶       | ۰/۰۱          |
| هم‌نوایی ارتباطی | ۱۴   | ۰/۴۰               | ۰/۵۰           | ۱۱/۸۱       | ۰/۰۱          |
|                  | ۲۱   | ۰/۳۱               | ۰/۳۴           | ۷/۶۸        | ۰/۰۱          |
|                  | ۲۸   | ۰/۴۴               | ۰/۵۲           | ۱۲/۲۶       | ۰/۰۱          |
| ناراحتی ارتباطی  | ۹    | ۰/۵۲               | ۰/۵۱           | ۱۲/۳۱       | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۲   | ۰/۵۷               | ۰/۶۴           | ۱۵/۹۱       | ۰/۰۱          |
|                  | ۱۵   | ۰/۵۲               | ۰/۴۵           | ۱۰/۶۳       | ۰/۰۱          |

| مؤلفه          | سؤال | ضریب غیراستاندارد | ضریب استاندارد | آماره آزمون | سطح معنی‌داری |
|----------------|------|-------------------|----------------|-------------|---------------|
| بی‌اعتمادی     | ۲۷   | ۰/۶۲              | ۰/۶۰           | ۱۴/۷۸       | ۰/۰۱          |
|                | ۳۳   | ۰/۵۶              | ۰/۵۴           | ۱۳/۱۳       | ۰/۰۱          |
|                | ۱۳   | ۰/۶۸              | ۰/۷۴           | ۱۸/۲۳       | ۰/۰۱          |
|                | ۲۰   | ۰/۵۶              | ۰/۵۶           | ۱۳/۵۱       | ۰/۰۱          |
|                | ۲۹   | ۰/۶۷              | ۰/۷۱           | ۱۷/۴۰       | ۰/۰۱          |
|                | ۲    | ۰/۵۴              | ۰/۵۳           | ۱۳/۱۵       | ۰/۰۱          |
| بی‌نظمی هیجانی | ۳    | ۰/۷۱              | ۰/۷۳           | ۱۹/۲۷       | ۰/۰۱          |
|                | ۷    | ۰/۷۱              | ۰/۷۵           | ۲۰/۰۱       | ۰/۰۱          |
|                | ۲۳   | ۰/۴۳              | ۰/۵۰           | ۱۲/۲۳       | ۰/۰۱          |

در جدول ۲ نتایج بارهای عاملی مربوط به سؤالات پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی در حالت ضرایب غیراستاندارد و استاندارد آورده شده است. همچنین آماره  $t$  و سطح معنی‌داری مربوط به هر یک از سؤالات ارائه شده

است. با توجه به نتایج ارائه شده تمامی بارهای عاملی در سطح آلفای ۰/۰۱ معنی‌دار می‌باشد.

جدول ۳. ماتریس همبستگی جهت بررسی روایی ملاکی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی

| متغیرها                 | ۱       | ۲       | ۳       | ۴ |
|-------------------------|---------|---------|---------|---|
| ۱- همدلی                | ۱       |         |         |   |
| ۲- واکنش‌پذیری بین فردی | **۰/۴۱۶ | ۱       |         |   |
| ۳- پرخاشگری             | *-۰/۰۹۰ | **۰/۱۷۸ | ۱       |   |
| ۴- ذهنی‌سازی            | **۰/۳۷۶ | **۰/۳۷۳ | **۰/۱۰۵ | ۱ |

\* معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ \*\* معنی‌داری در سطح ۰/۰۱

در جدول ۳ نتایج همبستگی نشان داد که پرسش‌نامه‌های همدلی و واکنش‌پذیری بین فردی با پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی همبستگی مثبت و معنادار دارند که نشان از روایی همگرایی پرسش‌نامه چند بعدی

ذهنی‌سازی است ( $p < ۰/۰۱$ ) و همبستگی منفی و معنادار بین پرسش‌نامه پرخاشگری با ذهنی‌سازی چند بعدی نشان از روایی واگرایی پرسش‌نامه ذهنی‌سازی است ( $p < ۰/۰۱$ ).

جدول ۴. ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی

| کویه | آلفای کرونباخ با حذف سؤال | کویه | آلفای کرونباخ با حذف سؤال |
|------|---------------------------|------|---------------------------|
| ۲    | ۰/۷۵۰                     | ۱۸   | ۰/۷۳۹                     |
| ۳    | ۰/۷۵۸                     | ۲۰   | ۰/۷۵۲                     |
| ۴    | ۰/۷۴۵                     | ۲۱   | ۰/۷۵۰                     |
| ۵    | ۰/۷۴۷                     | ۲۲   | ۰/۷۴۹                     |
| ۶    | ۰/۷۴۸                     | ۲۳   | ۰/۷۴۹                     |
| ۷    | ۰/۷۵۹                     | ۲۴   | ۰/۷۴۸                     |
| ۸    | ۰/۷۴۸                     | ۲۵   | ۰/۷۵۵                     |
| ۹    | ۰/۷۵۹                     | ۲۶   | ۰/۷۵۴                     |
| ۱۰   | ۰/۷۴۸                     | ۲۷   | ۰/۷۵۴                     |
| ۱۱   | ۰/۷۵۰                     | ۲۸   | ۰/۷۵۲                     |
| ۱۲   | ۰/۷۵۱                     | ۲۹   | ۰/۷۴۳                     |
| ۱۳   | ۰/۷۴۱                     | ۳۰   | ۰/۷۴۶                     |

| گویه | آلفای کرونباخ با حذف سؤال | گویه | آلفای کرونباخ با حذف سؤال |
|------|---------------------------|------|---------------------------|
| ۱۴   | ۰/۷۴۵                     | ۳۱   | ۰/۷۴۸                     |
| ۱۵   | ۰/۷۵۳                     | ۳۲   | ۰/۷۴۰                     |
| ۱۶   | ۰/۷۴۰                     | ۳۳   | ۰/۷۴۸                     |
| ۱۷   | ۰/۷۴۴                     | کل   | ۰/۷۵۵                     |

مقدار آلفای بیش از ۰/۹ عالی، بین ۰/۸-۰/۹ خوب، ۰/۷-۰/۸ قابل قبول، ۰/۶-۰/۷ قابل بحث، ۰/۵-۰/۶ ضعیف و کمتر از ۰/۵ غیر قابل قبول می‌باشد.

آلفای کرونباخ کل پرسش‌نامه ۰/۷۵۵ بود که پایایی خوب پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی سازی را نشان داد.

جدول ۵. ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی سازی

| خرده مقیاس       | تعداد سؤال | آلفای کرونباخ |
|------------------|------------|---------------|
| بازاندیشی        | ۸          | ۰/۷۳۸         |
| توانمندی خود     | ۶          | ۰/۸۳۱         |
| هم‌نوایی ارتباطی | ۵          | ۰/۷۴۷         |
| ناراحتی ارتباطی  | ۵          | ۰/۷۷۴         |
| بی‌اعتمادی       | ۳          | ۰/۷۰۳         |
| بی‌نظمی هیجانی   | ۴          | ۰/۷۱۹         |

به‌طور کلی نتایج حاصل از بررسی پایایی خرده مقیاس‌های پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی سازی استفاده نشان داد که ضرایب آلفای کرونباخ محاسبه شده در حد قابل قبولی می‌باشد.

## بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر باهدف بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی سازی انجام شد. نتایج نشان داد که این پرسش‌نامه از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برخوردار است. پایایی ابزار یا استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و خرده‌مقیاس‌ها نشان‌دهنده‌ی انسجام درونی مناسب بود. این نتایج همسو با یافته‌های گوری و همکاران (۲۰۲۱)؛ گوری و توپینو (۲۰۲۳)، آلدونات و همکاران (۲۰۲۴)، ورا کروز و همکاران (۲۰۲۴) و کیم و پارک (۲۰۲۵) است. از منظر نظری، باتوجه‌به ماهیت چندبعدی سازه ذهنی سازی و انسجام مفهومی ابعاد آن، انتظار می‌رود گویه‌های هر خرده‌مقیاس همبستگی درونی مناسبی داشته باشند و می‌توان گفت ترجمه دقیق و تطبیق مفهومی گویه‌ها، به حفظ انسجام درونی مقیاس و خرده‌مقیاس‌ها کمک کرده است.

روایی سازه پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی سازی، از ساختار شش عاملی این پرسش‌نامه به طور تجربی حمایت کرد. این یافته نیز با مطالعات پیشین

(گوری و همکاران، ۲۰۲۱؛ گوری و توپینو، ۲۰۲۳؛ آلدونات و همکاران، ۲۰۲۴؛ ورا کروز و همکاران، ۲۰۲۴؛ کیم و پارک، ۲۰۲۵) همخوان است که با تکرار ساختار شش عاملی ابزار، شواهد تجربی معتبری در حمایت از ساختار چندبعدی ذهنی سازی ارائه کرده‌اند. از منظر مبانی نظری، یافته‌های پژوهش حاضر را می‌توان در چارچوب مدل یکپارچه و چندسطحی ذهنی سازی تبیین کرد که در پرسش‌نامه MMQ مطرح شده است. همان‌گونه که در بخش مقدمه تأکید شد، این مدل مفهوم ذهنی سازی خوب و بد را در قالب چهار محور متمایز صریح-ضمنی، بیرونی-درونی، خود-دیگری و شناختی-هیجانی تبیین می‌کند که متناظر با چهار قطب دوگانه هستند (گوری و همکاران، ۲۰۲۱). این محورها با ابعاد ذهنی سازی در مدل فوناگی نیز هم‌راستا است؛ مدلی که ذهنی سازی را در قالب جنبه‌های دوگانه و متقابل خودکار-کنترل‌شده، درونی-بیرونی، خود-دیگری و شناختی-هیجانی مفهوم‌پردازی می‌کند. ایده‌ی محوری این مدل آن است که ذهنی سازی کارآمد مستلزم توانایی استفاده‌ی پویا و انعطاف‌پذیر از این قطب‌ها و برقراری تعادل متناسب با موقعیت و بافت اجتماعی است (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۹)؛ بنابراین، تأیید ساختار شش عاملی پرسش‌نامه MMQ در پژوهش حاضر نشان می‌دهد که این ابزار قادر است وجوه مختلف و گاه

ناکارآمد ذهنی‌سازی را به‌صورت متمایز ارزیابی کند و شواهد تجربی معتبری در حمایت از مدل چندسطحی ذهنی‌سازی فراهم آورده است. در بخش دیگر، یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که پرسش‌نامه چند بعدی ذهنی‌سازی با همدلی و واکنش‌پذیری بین فردی رابطه‌ی مثبت و معناداری دارد که بیانگر روایی همگرایی این پرسش‌نامه بود.

از منظر نظری، هم‌راستایی ذهنی‌سازی و همدلی قابل انتظار است؛ چراکه هر دو سازه بر توانایی درک، تفسیر و بازنمایی حالات ذهنی و هیجانی خود و دیگران مبتنی هستند. مطابق با دیدگاه‌های نظری مطرح‌شده، ذهنی‌سازی در سطوح صریح و ضمنی، با تسهیل درک دقیق‌تر حالات هیجانی و ذهنی دیگران، بستر لازم برای شکل‌گیری همدلی مؤثر را فراهم می‌کند (کمپس و همکاران، ۲۰۱۹؛ دیون و همکاران، ۲۰۲۶). در این چارچوب، ذهنی‌سازی و همدلی به‌عنوان مؤلفه‌های اساسی شناخت اجتماعی، زیربنای عملکرد اجتماعی و کیفیت تعاملات بین فردی محسوب می‌شوند (وگلینسکی، ۲۰۲۵).

از دیدگاه شواهد تجربی موجود، این یافته با شواهد پژوهشی پیشین همسو است که بر ارتباط نزدیک ذهنی‌سازی و همدلی، به‌ویژه همدلی شناختی، به‌عنوان فرایندهای بنیادین شناخت اجتماعی تأکید کرده‌اند (پاتریسلو و همکاران، ۲۰۲۱؛ آلدونات و همکاران، ۲۰۲۴). همبستگی مشاهده‌شده میان ذهنی‌سازی و همدلی در این پژوهش، بازتاب اشتراک این دو سازه در فرایندهای شناختی-هیجانی و حتی شبکه‌های عصبی زیربنایی آن‌هاست (شولته-روتر و همکاران، ۲۰۰۷)؛ به‌گونه‌ای که استفاده مؤثرتر از بازنمایی‌های هیجانی درونی با افزایش همدلی و بهبود کیفیت روابط بین فردی همراه است (هوکر و همکاران، ۲۰۰۸؛ شنل و همکاران، ۲۰۱۱). افزون بر این، شواهد بالینی نشان می‌دهد که اختلال در ذهنی‌سازی و همدلی با ناکارآمدی‌های بین فردی در طیفی از اختلالات روانی همراه است، از جمله اختلال شخصیت مرزی، اختلال نقص توجه/بیش‌فعالی و آلکسیثیمیا (سالگادو و همکاران، ۲۰۲۰؛ کاسولا و همکاران، ۲۰۲۵؛ دی‌تلا و همکاران، ۲۰۲۴).

در بخش روایی و اگر، یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که پرسش‌نامه چندبعدی ذهنی‌سازی با پرخاشگری رابطه منفی و معناداری دارد که مؤید روایی و اگر مناسب این ابزار است. این نتیجه با شواهد نظری و تجربی پیشین همسو است.

یکی از تحولات نظری مهم در حوزه ذهنی‌سازی، برقراری پیوندی روشن میان روابط دلبستگی اولیه و رشد ظرفیت ذهنی‌سازی در فرد است. بر اساس این دیدگاه، ذهنی‌سازی در بستر تعاملات دلبستگی و از طریق تنظیم هیجانی مشترک میان کودک و مراقب شکل می‌گیرد و به تدریج به ظرفیتی درونی برای مدیریت هیجان‌های منفی و برانگیختگی هیجانی تبدیل می‌شود. در این چارچوب، دلبستگی ایمن زمینه‌ساز رشد فرایندهای پیشرفته‌تر ذهنی‌سازی است (فوناگی و تارگت، ۱۹۹۷). این توانایی علاوه بر تنظیم هیجان، نقشی اساسی در تمایز خود-دیگری ایفا می‌کند و به فرد امکان می‌دهد تا حالات ذهنی خود و دیگران را به‌عنوان واقعیت‌هایی متمایز درک کند، مرز میان جهان‌های درونی را حفظ نماید و برای شکل‌گیری روابط اجتماعی مؤثر و درک نیات دیگران اهمیت کلیدی دارد (بندر و اسکودول، ۲۰۰۷).

یافته‌های پژوهشی نیز نشان می‌دهند که رشد ناکافی این ظرفیت، به‌ویژه در زمینه‌ی تجارب آسیب‌زای دلبستگی، می‌تواند به کاهش آگاهی هیجانی، ناتوانی در خودبازنگری و دشواری در کنترل هیجان‌هایی مانند خشم منجر شود (پارادا-فرناندس و همکاران، ۲۰۲۱). همچنین، می‌توان استدلال کرد که رابطه منفی مشاهده‌شده میان ذهنی‌سازی و پرخاشگری در این پژوهش، بازتاب ناتوانی افراد با ذهنی‌سازی ضعیف در حفظ مرز میان دنیای درونی خود و دیگران است. این ناتوانی می‌تواند به برداشت‌های خصمانه از نیات دیگران، واکنش‌های هیجانی نامتناسب و تفسیر تهدیدآمیز موقعیت‌های مبهم منجر شود؛ الگویی که در مشکلات بیرونی‌سازی (نیتو-رتورتو و همکاران، ۲۰۲۵؛ دروم و همکاران، ۲۰۲۵؛ یرمیا و همکاران، ۲۰۲۴؛ پارادا-فرناندس و همکاران، ۲۰۲۳) و ویژگی‌های ضداجتماعی برجسته‌تر گزارش شده است (ویت‌ده و یسر و همکاران، ۲۰۲۵). افزون بر این، کاهش همدلی همراه با ضعف ذهنی‌سازی می‌تواند مانع از درک پیامد رفتارهای پرخاشگرانه بر دیگران شود و در نتیجه، احتمال بروز و تداوم این رفتارها را افزایش دهد (لوئیتن و فوناگی، ۲۰۱۸). در این چارچوب، ذهنی‌سازی به‌عنوان عاملی محافظت‌کننده در برابر بروز الگوهای رفتاری ناسازگارانه عمل می‌کند و به افراد امکان می‌دهد پیش از عمل، هیجانان و نیات خود و دیگران را در نظر بگیرند.

به‌طور کلی، نسخه فارسی پرسش‌نامه MMQ دارای روایی و پایایی مطلوب است و می‌تواند ابزاری معتبر برای سنجش ابعاد مختلف ذهنی‌سازی در

## منابع

آقاجانزاده گودرزی، محمدعلی؛ همایونی، علیرضا، همایون نیا فیروزجاه، مرتضی (۱۴۰۴). الگوی ساختاری نارسایی هیجانی با پرخاشگری رقابتی در ورزشکاران فوتبالیست: نقش میانجی‌گر تحمل ناکامی. *مجله علوم روانشناختی*، ۲۴(۱۴۷)، ۲۱۳-۱۹۷.

<http://psychologicalscience.ir/article-1-2655-fa.html>

دروگر، الهه؛ فتحی آشتیانی، علی، و اشرفی، عماد (۱۳۹۹). اعتباریابی و پایایی سنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه ذهنی سازی. *روان شناسی بالینی*، ۱۲(۱)، ۱-۱۲.

<https://sid.ir/paper/380890/fa>

شیرازی فردوئی، عطیه؛ منوچهری، مهدی، صلاحیان، افشین، نصرالهی، بیتا (۱۴۰۳). مدل یابی معادلات ساختاری رابطه آسیب های دوران کودکی با ویژگی های تاریک شخصیت با نقش میانجی خودتنظیمی، ذهنی سازی و سبک‌های دلبستگی. *مجله علوم روانشناختی*، ۲۳(۱۳۶)، ۲۴۹-۲۳۵.

<http://psychologicalscience.ir/article-1-2194-fa.html>

صفری موسوی، سید سینا؛ صادقی، مسعود و سپهوندی، محمدعلی (۱۳۹۹). ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه ذهنی سازی: یک ابزار خودگزارشی برای ارزیابی ظرفیت ذهنی سازی. *پژوهش‌های علوم شناختی و رفتاری*، ۱۰(۱)، ۱۳۴-۱۲۳.

<https://doi.org/10.22108/cbs.2021.127401.1492>

عبدالحمیدی، کریم؛ غدیری صورمان آبادی، فرهاد، نوروزی ساناز، کهنسال علیرضا (۱۳۹۸). مقایسه سطوح تئوری ذهن و همدلی بین کودکان دارای اختلال فزون کنشی / کم توجهی و کودکان عادی. *مجله علوم روانشناختی*، ۱۸(۸۳)، ۲۰۲۵-۲۰۳۲. <http://psychologicalscience.ir/article-1-422-fa.html>

محمدی، نوراله (۱۳۸۵). بررسی مقدماتی شاخص‌های روان سنجی پرسش‌نامه پرخاشگری باس - پری. *علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۲۵(۴)، ۱۳۵-۱۵۱.

<https://sid.ir/paper/13246/en>

جامعه ایرانی باشد. نمرات MMQ با سازه‌های مرتبط مانند همدلی همبستگی مثبت و با سازه‌های متضاد مانند پرخاشگری رابطه منفی داشت که بیانگر کفایت روایی همگرا و واگرای آن است. این شواهد نشان می‌دهد MMQ قادر به تمایز میان کارکردهای سالم و ناسالم ذهنی‌سازی بوده و ابزاری کارآمد برای پژوهش‌های روان‌شناختی و مداخلات بالینی محسوب می‌شود.

باوجود این، پژوهش حاضر محدودیت‌هایی داشت. نخست اینکه نمونه فقط از دانشجویان تشکیل شد و تعمیم نتایج به جمعیت‌های بالینی باید بااحتیاط صورت گیرد. دوم، ابزارهای پژوهش مبتنی بر خود گزارش‌دهی بودند که احتمال سوگیری پاسخ‌دهی را افزایش می‌دهد. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده، نسخه فارسی MMQ در جمعیت‌های بالینی مختلف بررسی شود و از روش‌های چندمنبعی مانند مصاحبه بالینی یا تکالیف شناخت اجتماعی در کنار پرسش‌نامه برای افزایش دقت استفاده شود.

## ملاحظات اخلاقی

**پیروی از اصول اخلاق پژوهش:** این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول در رشته روان‌شناسی بالینی دانشگاه شیراز است و با تأیید کمیته اخلاق پژوهشی دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه شیراز

(شناسه اخلاق: IR.US.PSYEDU.REC.1403.119) انجام شد. به‌منظور رعایت اصول اخلاقی، جمع‌آوری داده‌ها پس از اخذ رضایت آگاهانه از شرکت‌کنندگان صورت گرفت. همچنین به شرکت‌کنندگان در خصوص محرمانگی اطلاعات شخصی و ارائه نتایج به‌صورت ناشناس و بدون هرگونه اطلاعات هویتی اطمینان داده شد.

**حامی مالی:** این پژوهش در قالب رساله دکتری و بدون حمایت مالی می‌باشد.

**نقش هر یک از نویسندگان:** این مقاله از رساله دکتری نویسنده اول استخراج شده و تحت راهنمایی نویسنده دوم و با مشاوره نویسندگان سوم و چهارم انجام گرفته است.

**تضاد منافع:** نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منفعی در نتایج این پژوهش وجود ندارد.

**تشکر و قدردانی:** بدین‌وسیله از تمامی شرکت‌کنندگان که در انجام این پژوهش همکاری داشتند، تشکر و قدردانی می‌شود.

## References

- Abdolmohamadi, K., Abadi, F. G. S., Norouzi, S., & Kohansal, A. (2020). Comparison of levels of theory of mind and empathy between children with ADHD and normal children. *Journal of Psychological Science*, 18(83), 2125-2132. [Persian] <http://psychologicalscience.ir/article-1-422-en.html>
- Aldunate, N., López-Silva, P., Brotfeld, C., Guerra, E., & Kronmüller, E. (2024). Spanish version of Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ): Translation, adaptation and psychometric properties in a Chilean population. *PLoS One*, 19(3), e0296691. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0296691>
- Aqajanzade, G. M. A., Homayouni, A., & Homayounnia, F. M. (2025). The structural patterns of alexithymia with competitive aggression in soccer athletes: The mediating role of frustration tolerance. *Journal of Psychological Science*, 24(147), 197-213. [Persian] <http://psychologicalscience.ir/article-1-2655-fa.html>
- Asgarizadeh, A., & Ghanbari, S. (2024). Iranian adaptation of the Epistemic Trust, Mistrust, and Credulity Questionnaire (ETMCQ): Validity, reliability, discriminant ability, and sex invariance. *Brain and Behavior*, 14(3), e3455. <https://doi.org/10.1002/brb3.3455>
- Baron-Cohen, S., & Wheelwright, S. (2004). The empathy quotient: An investigation of adults with Asperger syndrome or high functioning autism, and normal sex differences. *Journal of autism and developmental disorders*, 34(2), 163-175. <https://doi.org/10.1023/b:jadd.0000022607.19833.00>
- Bateman, A., Fonagy, P. (2019). Introduction. In *Handbook of Mentalizing in Mental Health Practice* (2nd ed.). American Psychiatric Association Publishing. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2011.11101525>
- Bender, D. S., & Skodol, A. E. (2007). Borderline personality as a self-other representational disturbance. *Journal of personality disorders*, 21(5), 500-517. <https://doi.org/10.1521/pedi.2007.21.5.500>
- Buss, A. H., & Perry, M. (1992). The aggression questionnaire. *Journal of personality and social psychology*, 63(3), 452. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.63.3.452>
- Campos, D., Modrego-Alarcón, M., López-del-Hoyo, Y., González-Panzano, M., Van Gordon, W., Shonin, E., ... & García-Campayo, J. (2019). Exploring the role of meditation and dispositional mindfulness on social cognition domains: a controlled study. *Frontiers in Psychology*, 10, 809. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00809>
- Casula, A., Belluardo, G., Antenucci, C., Bianca, F., Corallo, F., Ferraioli, F., ... & Culicetto, L. (2025). The role of empathy in ADHD children: Neuropsychological assessment and possible rehabilitation suggestions—A narrative review. *Medicina*, 61(3), 505. <https://doi.org/10.3390/medicina61030505>
- Chao, M. A., & Cheng, C. L. (2025). The developmental trajectory of emotion regulation in Taiwanese children: Secure attachment relationships and children's independence. *Infant and Child Development*, 34(3), e70031. <https://doi.org/10.1002/icd.70031>
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: evidence for a multidimensional approach. *Journal of personality and social psychology*, 44(1), 113. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.44.1.113>
- Derome, M., Morosan, L., Heller, P., & Debbané, M. (2025). Atypical functional connectome is associated with low reflective functioning in incarcerated adolescents. *Frontiers in Psychiatry*, 15, 1385782. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1385782>
- Dimitrijević, A., Hanak, N., Altaras Dimitrijević, A., & Jolić Marjanović, Z. (2018). The Mentalization Scale (MentS): A self-report measure for the assessment of mentalizing capacity. *Journal of personality assessment*, 100(3), 268-280. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1310730>
- Dionne, F., Richard, A., Rancourt, C., Carrier, S. M., & Maheux, J. (2026). Mindfulness and mentalization: Comparative study of their unique and overlapping

- effects on psychological and interpersonal functioning. *Current Research in Behavioral Sciences*, 10, 100198. <https://doi.org/10.1016/j.crbeha.2025.100198>
- Di Tella, M., Benfante, A., Castelli, L., Adenzato, M., & Ardito, R. B. (2024). On the relationship between alexithymia and social cognition: a systematic review. *Clinical Neuropsychiatry*, 21(4), 236. <https://doi.org/10.36131/cnfioritieditore20240402>
- Drogar, E., Fathi, A. A., & Ashrafi, E. (2020). Validity and reliability assessment of the Persian version of the Mentalization Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 12(1), 1–12. [Persian] <https://sid.ir/paper/380890/en>
- Fonagy, P., & Allison, E. (2012). What is mentalization? The concept and its foundations in developmental research. In *Minding the child: Mentalization-based interventions with children, young people and their families* (pp. 11–34). Routledge. <https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/1430329>
- Fonagy, P., & Levinson, A. (2004). Offending and attachment: The relationship between interpersonal awareness and offending in a prison population with psychiatric disorder. *Canadian Journal of Psychoanalysis*, 12(2), 225–251. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:33334061>
- Fonagy, P., & Luyten, P. (2018). Conduct problems in youth and the RDoC approach: A developmental, evolutionary-based view. *Clinical Psychology Review*, 64, 57–76. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.08.010>
- Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins, A., Lee, Y. W., Warren, F., Howard, S., ... & Lowyck, B. (2016). Development and validation of a self-report measure of mentalizing: The reflective functioning questionnaire. *PloS One*, 11(7), e0158678. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
- Fonagy, P., Steele, H., & Steele, M. (1991). Maternal representations of attachment during pregnancy predict the organization of infant-mother attachment at one year of age. *Child development*, 62(5), 891–905. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1991.tb01578.x>
- Fonagy, P., & Target, M. (1997). Attachment and reflective function: Their role in self-organization. *Development and psychopathology*, 9(4), 679–700. <https://doi.org/10.1017/S0954579497001399>
- Gori, A., Arcioni, A., Topino, E., Craparo, G., & Lauro Grotto, R. (2021). Development of a new measure for assessing mentalizing: The multidimensional mentalizing questionnaire (MMQ). *Journal of Personalized Medicine*, 11(4), 305. <https://doi.org/10.3390/jpm11040305>
- Gori, A., & Topino, E. (2023). Exploring and deepening the facets of mentalizing: The integration of network and factorial analysis approaches to verify the psychometric properties of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ). *International journal of environmental research and public health*, 20(6), 4744. <https://doi.org/10.3390/ijerph20064744>
- Hausberg, M. C., Schulz, H., Piegler, T., Happach, C. G., Klöpper, M., Brütt, A. L., ... & Andreas, S. (2012). Is a self-rated instrument appropriate to assess mentalization in patients with mental disorders? Development and first validation of the Mentalization Questionnaire (MZQ). *Psychotherapy Research*, 22(6), 699–709. <https://doi.org/10.1080/10503307.2012.709325>
- Hooker, C. I., Verosky, S. C., Germine, L. T., Knight, R. T., & D'Esposito, M. (2008). Mentalizing about emotion and its relationship to empathy. *Social cognitive and affective neuroscience*, 3(3), 204–217. <https://doi.org/10.1093/scan/nsn019>
- Horváth, Z., Demetrovics, O., Paksi, B., Unoka, Z., & Demetrovics, Z. (2023). The Reflective Functioning Questionnaire–Revised–7 (RFQ-R-7): A new measurement model assessing hypomentalization. *PLoS One*, 18(2), e0282000. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0282000>
- Hunyadi, K., Miklósi, M., & Szabó, B. (2024). The relationship between parental reflective function, cognitive emotion regulation and parental perception of the infant. *European Psychiatry*, 67(S1), S208. <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2024.447>

- Hüwe, L., Laser, L., & Andreas, S. (2024). Observer-based and computerized measures of the patient's mentalization in psychotherapy: A scoping review. *Psychotherapy Research*, 34(4), 419-433. <https://doi.org/10.1080/10503307.2023.2226812>
- Kim, Y., & Park, M. (2025). Validation of the Korean Version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire. *The Journal of the Korea Contents Association*, 25(1), 306-321. <https://doi.org/10.5392/JKCA.2025.25.01.306>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press. <https://psycnet.apa.org/record/2015-56948-000>
- Luyten, P., Campbell, C., Allison, E., & Fonagy, P. (2020). The mentalizing approach to psychopathology: State of the art and future directions. *Annual review of clinical psychology*, 16(1), 297-325. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-071919-015355>
- Luyten, P., & Fonagy, P. (2018). The neurobiology of attachment and mentalizing. *Neurobiology of personality disorders*, 111. <https://discovery.ucl.ac.uk/id/eprint/10054990>
- Mohammadi, N. (2007). A preliminary study of the psychometric properties of Buss and Perry's aggression questionnaire. *Journal of social sciences and humanities of shiraz university*, 25(4), 135-151. [Persian] <https://sid.ir/paper/13246/en>
- Müller, S., Wendt, L. P., Spitzer, C., Masuhr, O., Back, S. N., & Zimmermann, J. (2022). A critical evaluation of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). *Journal of personality assessment*, 104(5), 613-627. <https://doi.org/10.1080/00223891.2021.1981346>
- Nieto-Retuerto, M., Torres-Gomez, B., & Alonso-Arbiol, I. (2025). Parental mentalization and children's externalizing problems: A systematic review and meta-analysis. *Development and Psychopathology*, 37(4), 1804-1820. <https://doi.org/10.1017/S0954579424001391>
- Parada-Fernández, P., Herrero-Fernández, D., Oliva-Macías, M., & Rohwer, H. (2021). Analysis of the mediating effect of mentalization on the relationship between attachment styles and emotion dysregulation. *Scandinavian Journal of Psychology*, 62(3), 312-320. <https://doi.org/10.1111/sjop.12717>
- Parada-Fernández, P., Herrero-Fernández, D., & Rodríguez-Arcos, I. (2023). The moderation effect of mentalization in the relationship between impulsiveness and aggressive behavior. *Scandinavian journal of psychology*, 64(6), 794-801. <https://doi.org/10.1111/sjop.12944>
- Parolin, L., Milesi, A., Comelli, G., & Locati, F. (2024). The interplay of mentalization and epistemic trust: a protective mechanism against emotional dysregulation in adolescent internalizing symptoms. *Research in Psychotherapy: Psychopathology, Process, and Outcome*, 26(3), 707. <https://doi.org/10.4081/ripppo.2023.707>
- Patriciello, G., Marone, L., Vece, A., Barone, E., & Monteleone, A. M. (2021). Integrating empathic and mentalizing abilities with interpersonal sensitivity in people with eating disorders: A network analysis approach. *European Psychiatry*, 64(S1), S354-S355. <https://doi.org/10.1192/j.eurpsy.2021.950>
- Ponti, L., Stefanini, M. C., Gori, S., & Smorti, M. (2019). The assessment of mentalizing ability in adolescents: The Italian adaptation of the Mentalization Questionnaire (MZQ). *Testing, Psychometrics. Methodology in Applied Psychology*, 26(1), 29-38. <https://doi.org/10.4473/TPM26.1.2>
- Richter, F., Steinmair, D., & Löffler-Stastka, H. (2021). Construct validity of the Mentalization Scale (MentS) within a mixed psychiatric sample. *Frontiers in Psychology*, 12, 608214. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.608214>
- Safari Mousavi, S. S., Sadeghi, M., & Sepahvandi, M. A. (2020). The factor structure and psychometric properties of Mentalization Questionnaire: A self-report measure for the assessment of mentalizing capacity. *Research in Cognitive and Behavioral Sciences*, 10(1), 123-134. [Persian] <https://doi.org/10.22108/cbs.2021.127401.1492>
- Salgado, R. M., Pedrosa, R., & Bastos-Leite, A. J. (2020). Dysfunction of empathy and related processes in

- borderline personality disorder: a systematic review. *Harvard review of psychiatry*, 28(4), 238-254. <https://doi.org/10.1097/HRP.0000000000000260>
- Schnell, K., Bluschke, S., Konradt, B., & Walter, H. (2011). Functional relations of empathy and mentalizing: an fMRI study on the neural basis of cognitive empathy. *Neuroimage*, 54(2), 1743-1754. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2010.08.024>
- Schulte-Rüther, M., Markowitsch, H. J., Fink, G. R., & Piefke, M. (2007). Mirror neuron and theory of mind mechanisms involved in face-to-face interactions: a functional magnetic resonance imaging approach to empathy. *Journal of cognitive neuroscience*, 19(8), 1354-1372. <https://doi.org/10.1162/jocn.2007.19.8.1354>
- Shabeyk, H., Mohammadkhani, P., & Kadivar, P. (2023). Investigating the mediating role of mentalization in the relationship between emotional maltreatment and emotional disorders. *Health*, 1(2), 94-102. <https://doi.org/10.61838/kman.hn.1.2.13>
- Shirazi, A., Manouchehri, M., Salahian, A., & Nasrollahi, B. (2025). The role of childhood abuse and self-regulation in dark personality traits. *Journal of Psychological Science*, 23(136), 235-249. [Persian] <http://psychologicalscience.ir/article-1-2194-fa.html>
- Taubner, S., Hörz, S., Fischer-Kern, M., Doering, S., Buchheim, A., & Zimmermann, J. (2013). Internal structure of the reflective functioning scale. *Psychological assessment*, 25(1), 127. <https://doi.org/10.1037/a0029138>
- Vera Cruz, G., Rochat, L., Liberacka-Dwojak, M., Wiłkość-Dębczyńska, M., Khan, R., & Khazaal, Y. (2024). Validation of the english version of the Multidimensional Mentalizing Questionnaire (MMQ). *BMC psychology*, 12(1), 344. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01837-z>
- Vrouva, I., & Fonagy, P. (2009). Development of the mentalizing stories for adolescents (MSA). *Journal of the American Psychoanalytic Association*, 57(5), 1174-1179. <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:140796949>
- Vrouva, I., Target, M., & Ensink, K. (2013). Measuring mentalization in children and young people. In *Minding the child* (pp. 54-76). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203123003>
- Wendt, L. P., Zimmermann, J., Spitzer, C., & Müller, S. (2024). Mindreading measures misread? A multimethod investigation into the validity of self-report and task-based approaches. *Psychological Assessment*, 36(5), 365. <https://doi.org/10.1037/pas0001310>
- Węgliński, A. (2025). Building mentalizing and empathetic relationships of probation officers with supervised persons: A pilot study. *Lubelski Rocznik Pedagogiczny*, 44(3). <https://dx.doi.org/10.17951/lrp.2025.44.3.189-205>
- Wind, S. A., Jami, P. Y., & Mansouri, B. (2021). Exploring the psychometric properties of the empathy quotient for farsi speakers. *Current Psychology*, 40(1), 306-320. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9938-z>
- Wit-De Visser, B. D., Rijckmans, M. J., Vermunt, J. K., Hamakers, M. J., & van Dam, A. (2025). Profiles of mentalizing in individuals with antisocial behavior: comparing state-and trait-mentalizing. *Psychotherapy Research*, 1-19. <https://doi.org/10.1080/10503307.2025.2517560>
- Yaghoubi Jami, P., & Wind, S. A. (2022). Evaluating the psychometric properties of a proposed farsi version of the interpersonal reactivity index using item response theory. *Research on Social Work Practice*, 32(8), 1003-1018. <https://doi.org/10.1177/10497315221089322>
- Yirmiya, K., Constantinou, M., Simes, E., Bateman, A., Wason, J., Yakeley, J., ... & Fonagy, P. (2024). The mediating role of reflective functioning and general psychopathology in the relationship between childhood conduct disorder and adult aggression among offenders. *Psychological medicine*, 54(10), 2492-2503. <https://doi.org/10.1017/S003329172400062X>