Archives of
Rehabilitation

Autumn 2025. Vol 26. Num 3

Research Paper

# Psychometric Properties of the Persian Version of the Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms in Iranian Adolescents

**Nasim Mousavi[1], *Hamid Poursharifi[1], Fereshteh Momeni[1], Abbas Pourshahbaz[1], Ronald Rapee[2]**

1. Department of Clinical Psychology, School of Behavioral Sciences, University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences, Tehran, Iran.
2. Centre for Emotional Health, School of Psychological Sciences, Macquarie University, Sydney, Australia.

Use your device to scan and read the article online

**Citation** Mousavi N, Poursharifi H, Momeni F, Pourshahbaz A, Rapee R. Psychometric Properties of the Persian Version of the Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms in Iranian Adolescents. Archives of Rehabilitation. 2025; 26(3):464-489. https://doi.org/10.32598/RJ.26.3.3889.1

https://doi.org/10.32598/RJ.26.3.3889.1

## ABSTRACT

**Objective** Anxiety and depressive disorders are prevalent during adolescence and are associated with significant functional impairments. Currently, there are few tools available to assess functional impairments due to these disorders in adolescents, and very few have been validated across different cultures. This study aims to translate and validate the Persian version of the adolescent life interference scale for internalizing disorders (ALIS-I) in Iranian adolescents.

**Materials & Methods** In this descriptive and psychometric study, participants were 384 adolescents (57.8% girls) with a mean age of 15.54±1.62 years, who were selected using a convenience sampling method from different cities of Iran in 2022. They included 322 non-clinical samples (52.8% girls and 47.2% boys) and 62 clinical samples (83.9% girls and 16.1% boys). Construct validity was assessed using confirmatory factor analysis (CFA), internal consistency reliability was evaluated using Cronbach's α and McDonald's omega coefficients, and test re-test reliability was assessed at a three-week interval using the intraclass correlation coefficient (ICC). To evaluate convergent validity, the relationship between the ALIS-I score and the emotional avoidance strategy inventory for adolescents (EASI-A) score was assessed using Pearson's correlation test.

**Results** The CFA results confirmed the four-factor solution of the Persian ALIS-I. The Cronbach's α coefficients for the overall scale and its subscales ranged from 0.70 to 0.89, and McDonald's omega coefficients exceeded 0.70 across all scales. The ICC ranged from 0.80 to 0.92 for the overall scale and subscales. Moreover, the total ALIS-I (r=0.85, P<0.001) and its subscales, including withdrawal/avoidance (r=0.45, P<0.001), somatic symptoms (r=0.71, P<0.001), problems with study/work (r=0.53, P<0.001), and peer problems (r=0.41, P<0.001), had significant positive correlations with the EASI-A score.

**Conclusion** The Persian version of ALIS-I is a valid and reliable tool for assessing functional impairments due to anxiety and depressive disorders in Iranian adolescents and can be used by clinicians in Iran to evaluate treatment outcomes.

**Keywords** Adolescents, Anxiety disorders, Depressive disorders, Life interference, Reliability, Validity

**Received:** 04 Jun 2024
**Accepted:** 21 Jul 2025
**Available Online:** 01 Oct 2025

***Corresponding Author:***
**Hamid Poursharifi, Assosiate Professor.**
**Address:** Department of Clinical Psychology, School of Behavioral Sciences, University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences, Tehran, Iran.
**Tel:** +98 (21) 22180045
**E-Mail:** ha.poursharifi@uswr.ac.ir

Copyright © 2025 The Author(s);
This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (CC-By-NC: https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/legalcode.en), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited and is not used for commercial purposes.

## English Version

### Introduction

Anxiety and depressive disorders are common during adolescence [1]. A national study conducted in Iran on the prevalence of psychiatric disorders among children and adolescents showed that 14.13% of participants aged 6-18 years had anxiety disorders and 2.15% had a mood disorder [2]. Following the emergence of the COVID-19 pandemic, an increasing trend in the incidence of mental health-related problems in this age group was observed [3]. Adolescents diagnosed with mood and/or anxiety disorders are at a higher risk of experiencing mental health problems in adulthood, academic failure, and communication problems compared to their healthy peers [4]. These disorders lead to increased use of governmental healthcare services and reduced participation in the labor market. The physical health and quality of life of adults who have suffered from these disorders during adolescence are also lower than those of other people [5].

Comorbidity between anxiety and depressive disorders is higher in adolescence [6], compared to childhood [7]. In Iran, the comorbidity is greater than 50% among individuals aged 6-18 years [2]. Adolescents with comorbid depression and anxiety exhibit greater impairments than those diagnosed with either of them, and their treatment is also more difficult [8-10]. Common cognitive, behavioral, and emotion regulation processes in anxiety and depressive disorders that can be targeted for treatment are of great importance [11, 12]. However, adults usually underestimate the severity of these disorders in their adolescent children and interpret their symptoms as a mere transitional phase. Consequently, the majority of these adolescents do not receive any treatment [13]. Therefore, acquiring a deep understanding of these disorders and their impact on adolescents is necessary, and appropriate instruments tailored to adolescents are required for this purpose.

One of the important aspects in the study of anxiety and depressive disorders is functional impairment. It represents a key aspect of mental health in adolescents and offers valuable insight into the severity of anxiety and depressive symptoms, which is a key factor in clinical assessments and treatment planning. Early identification and treatment of functional impairments can prevent the persistence of these disorders in adulthood [7, 14]. Functional impairment refers to specific limitations in various functional domains in daily life that are caused by a disorder. These domains include cognitive abilities, academic or occupational performance, interpersonal relationships, age-appropriate self-care capacity, and the capacity to enjoy life, which includes the use of leisure time for self-fulfillment [15, 16]. By assessing functional impairment, the impact of an individual's symptoms on the level of impairment can be examined, or the improvement in performance resulting from psychological interventions can be measured [17, 18].

Despite the importance of this issue in research and clinical practice, the development of measurement instruments for functional impairment is limited. This limitation is even more evident for adolescents [7]. Although instruments such as the Child Activity Limitations Interview [19], Functional Disability Inventory [20] and Functional Status Inventory [16] have been developed for this purpose, they are not specific to adolescents and can also be used for children. The age-specific instruments for measuring functional impairment in adolescents should be designed to capture the challenges that adolescents face during adolescence. This period is characterized by rapid changes in cognitive, emotional, and social functioning, many of which differ significantly from those of children and adults [21-23]. For example, adolescents with psychiatric disorders use avoidance strategies more than children. Higher use of avoidance is associated with a greater level of impairment [14, 24]. Relationships with peers play a key role in the lives of adolescents, and their importance for adolescents is more than for children or adults. Any effect on peer relationships can influence adolescents' functioning [21]. Hence, it is essential to utilize specialized instruments tailored to this age group. For this purpose, Schniering et al. [7] developed the adolescent life interference scale for internalizing symptoms (ALIS-I). While this measure has shown promise for adolescents from Australia and the United States, it is important to evaluate its psychometric properties for other countries with different cultures. The nature and extent of functional impairment vary from culture to culture. Even basic language differences can influence the responses or may affect the nuances of item interpretation [25-27].

Previous studies have suggested that Iranian adolescents have high functional impairment. For example, Hadianfard et al. showed that 29.5% of Iranian adolescents had significant deficits in domains such as life and school skills [28]. However, to date, no self-report tool has been specifically designed to assess the functional impairment and interference of anxiety and depression symptoms in Iranian adolescents. Considering the high prevalence of anxiety and depressive disorders in Ira-

nian adolescents, a standardized tool is required to investigate the complications of depression and anxiety symptoms in this group. Therefore, this study aimed to evaluate the psychometric properties of the Persian version of the ALIS-I for examining functional impairment and life interference related to anxiety and depression in Iranian adolescents.

## Materials and Methods

### Participants

This is a descriptive and psychometric study that was conducted in 2022. Participants were adolescents aged 11-18 from different cities in Iran. According to Kline, a sample size of at least 5-20 is needed for each parameter or item in structural equation models [29]. As the ALIS-I had 26 items, 130-520 samples were required. In this regard, 384 adolescents were included in this study with a mean age of 15.54±1.62 years: 322 nonclinical samples (83.8%) and 62 clinical samples (16.2%). Sampling was done using a convenience sampling method. The clinical samples were selected based on the following inclusion criteria: Age 11-18 years and the diagnosis of depression or anxiety disorders based on the structured clinical interview for DSM-5 (SCID-5) held by the research team. The comorbid psychiatric problems (e.g. eating disorders, disruptive behavior disorders, attention-deficit/hyperactivity disorder, and substance abuse) were accepted in the clinical samples only if anxiety or depression were the main complaint. The exclusion criteria for clinical samples were comorbid bipolar or psychotic disorder.

For selecting clinical samples, due to the COVID-19 pandemic, invitation was done online by sending links or designed posters on popular social networks (Instagram, WhatsApp, and Telegram) to adolescents with self-reported symptoms of anxiety or depression from all over the country, or asking adolescent psychologists to introduce their adolescent clients suffering from anxiety and/or depression. After all volunteers had contacted the researcher, they were asked questions during a phone call to verify the inclusion and exclusion criteria and underwent the SCID-5. After checking the criteria, a link containing consent forms and questionnaires was sent to these samples. The online survey link was generated on the Porsline website.

For selecting nonclinical samples, another invitation poster was designed. To encourage participation in the study, a free internet package was offered by lottery to 20 participants. Nonclinical participants were excluded if they had visited a psychiatrist or psychologist in the last three months for the treatment of any anxiety, depression, bipolar, substance abuse, or psychotic disorder, or were currently taking psychotropic medication.

### Translation and cross-cultural adaptation

Permission for the translation and psychometric assessment of the ALIS-I was first obtained from the developer of the ALIS-I. The translation and cross-cultural adaptation were then carried out in five steps using Beaton et al.'s method [30]. Two native Persian speakers, each with fluency in English (one was a PhD candidate in clinical psychology and the other was an adolescent psychotherapist), conducted the English-to-Persian translation separately. Two translated drafts in Persian were merged to develop a single draft. This was translated back into English by two other translators with master's degrees in English literature, with no background in psychology. A statistician was also invited to supervise the translation and cultural adaptation process. After comparing the Persian and English drafts, the final draft in Persian was prepared and approved by all authors. Before using the scale, it was presented to 30 adolescents (19 girls and 11 boys, aged 11-18 years) residing in Tehran, Iran, and they were asked to answer the items online. They were encouraged to mark any item that was unclear to them. Then, the draft was modified based on their comments, and the final Persian version was developed (Appendix 1). The feedback showed that the sentences were meaningful, and no changes were needed in any items

### Measures

#### SCID-5

The SCID-5 is a semi-structured interview for the diagnosis of mental disorders according to the DSM-5 criteria. This tool is administered by a trained clinical psychologist familiar with the diagnostic criteria and classification of DSM-5 disorders. The diagnostic coverage and the language used in the SCID-5 make it suitable for people over age 18 years, and with a brief rewording of the questions, the tool can also be used for adolescents [31].

#### ALIS-I

The ALIS-I is a 26-item self-report tool developed by Schniering et al. [7] to evaluate the extent of functional impairment across various social contexts (i.e. school performance, sports, and peers/family) over the past month. It is a reliable and valid tool for clinical and non-

clinical samples aged 11-18. It has four subscales representing common areas of life interference frequently reported by this age group: Withdrawal/avoidance (9 items), somatic symptoms (3 items), problems with study/work (6 items), and peer problems (4 items). The other four items are not related to any of these subscales. The responses are rated on a 5-point Likert scale, ranging from 0 (not at all) to 4 (all the time). The overall scale has high internal consistency (α=0.94). The Cronbach's α values for the subscales were: 0.91 for withdrawal/avoidance, 0.76 for somatic symptoms, 0.86 for problems with study/work, and 0.81for peer problems. In this scale, higher scores indicate greater life interference [7].

### The emotional avoidance strategy inventory for adolescents (EASI-A)

The EASI-A is a self-report inventory developed by Kennedy and Ehrenreich-May in 2017 [32] to assess emotional avoidance. This tool has 33 items rated on a Likert scale from 0 (not at all true of me) to 4 (extremely true of me). It has three subscales, including "avoidance of thoughts and feelings" (e.g. "I do whatever I can to avoid feeling sad or worried or afraid"), "avoidance of emotion expression" (e.g. "I have a hard time showing my true feelings"), and "active avoidance coping" (e.g. "I prefer to keep conversations happy or light."). The EASI-A has high validity and reliability for children and adolescents [32]. The validity and reliability of the Persian version of this inventory were assessed and confirmed by Mousavi et al. They reported a Cronbach's α of 0.71 for its reliability [33].

### Psychometric assessments

#### Construct validity

To assess the factor structure of the Persian ALIS-I, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted using the weighted least squares mean and variance (WLSMV) estimation [34] in Mplus software, version 7.11. This estimation method yields more precise results for categorical data compared to the traditional maximum likelihood approach [35]. Target rotation was used in the structural equation modeling (SEM) due to the confirmatory approach of the models. A two-step approach was employed to identify the model that best fits the data, and the chi-square ($\chi^2$), Tucker–Lewis index (TLI), weighted root mean square residual (WRMR), comparative fit index (CFI), and root mean square error of approximation (RMSEA) results were then compared. The models were considered fit based on the recommendations proposed by Hu and Bentler: CFI >0.90, GFI >0.9, RMSEA <0.08 as good and <0.1 as acceptable, TLI >0.9, and WRMR <0.08 [36]. To choose the most suitable structure for the Persian version of the ALIS-I, five models were considered as follows: (a) Unidimensional model: each item is loaded on a single factor, (b) First-order four-factor model: This model was selected based on the original version. Items 1-9 were loaded on withdrawal/avoidance, items 10-12 on somatic symptoms, item 13-18 on problems with study/work, and items 19-22 on peer problems, (c) Higher-order or second-order four-factor model: In this model, the four first-order factors were loaded on a higher-order factor called ALIS-I, (d) Bifactor model: In this model, ALIS-I was considered a general factor independent of the four specific factors. The bifactor model offers an alternative to the traditional higher-order factorial model by allowing items to simultaneously load on a "general" factor as well as on four specific factors. These specific factors reflect the unique variance shared among the items making up the four subscales – that is, the variance that the general factor cannot explain. (d) First-order four-factor exploratory SEM (ESEM): In this model, the four factors were estimated as distinct yet correlated first-order factors. In hierarchically organized constructs such as those in ALIS-I, these first-order ESEMs likely overlook the presence of a hierarchically superior construct, which may instead be expressed through hyper inflated cross-loadings [37]. Asparouhov and Muthén, by proposing the ESEM method, claimed that this method integrates the strengths of exploratory and confirmatory factor analyses, regardless of their limitations [38]. ESEM, like exploratory factor analysis (EFA), permits items to load on all factors simultaneously. On the other hand, this method has all the advantages of CFA, such as the ability to calculate standard errors and the measurement invariance test [38, 39]. Also, it should be noted that no missing data or unengaged response patterns was found.

#### Reliability

Internal consistency was determined by calculating Cronbach's α and McDonald's omega. Cronbach's α and McDonald's omega values equal to or higher than 0.70 were considered acceptable. To assess the test retest reliability, 30 clinical samples completed the ALIS-I at a three-week interval. Then, the intraclass correlation coefficient (ICC) was calculated. The two-way random model with the absolute agreement approach was used to examine the ICC. An ICC in the range of 0.40-0.59 indicates fair, 0.60-0.75 good, and ≥0.76 excellent reliability [40].

### Convergent and divergent validity

The average variance extracted (AVE) based on Fornell-Larcker criterion and Pearson's correlation test (to assess the relationship between the ALIS-I and EASI-A scores) were used to evaluate convergent validity [41]. Acceptable values for convergent validity were: AVE>0.5, CR>0.7, and CR>AVE. To examine divergent validity, scores on the ALIS-I and its subscales were compared between the clinical and nonclinical samples using the independent t-test.

### Data analysis

Descriptive and correlational analyses were performed in the statistical package for social sciences (SPSS) software, version 27, and MacDonald's omega coefficient for reliability estimation was calculated in the SPSS OMEGA macro.

## Results

The nonclinical samples included 170(52.8%) females and 152(47.2%) males. Their mean age was 15.78±1.43 years. Their field of study was mathematics & physics (n=150, 46.6%), technical and vocational sciences (n=73, 22.7%), experimental sciences (n=58, 18%), or humanities (n=41, 12.7%). The educational level of their fathers was a high school diploma (n=124, 38.5%), a bachelor's degree (n=78, 24.2%), lower than a high school education (n=69, 21.4%), or a master's degree or higher (n=51, 15.9%). The clinical samples included 52(83.9%) females and 10(16.1%) males. Their mean age was 14.16±1.92 years. Their field of study was technical and vocational sciences (n=19, 30.6%), experimental sciences (n=19, 30.6%), humanities (n=18, 29%), or mathematics & physics (n=6, 9.7%). The educational level of their fathers was a high-school diploma (n=22, 35.5%), a bachelor's degree (n=17, 27.4%), a master's degree or higher (n=11, 19.7%), or lower than a high school education (n=12, 19.4%).

Table 1 presents the fit indices of the five proposed models. The single-factor model (model 0) had a poor fit. Considering CFI>0.9 and RMSEA<0.1, the four-factor (model 1) and second-order CFA models (model 2) had a relatively good fit. The bifactor model (model 3) and ESEM model (model 4) were then analyzed. The fit indices showed that these two models fit the data very well. Then, the single-factor model was taken as a reference, and the other models were compared to it. Table 2 shows that the ΔCFI and ΔRMSEA of models 1 to 4 were greater than 0.01, indicating a better fit of these models compared to the single-factor model [42]. The Model 4 demonstrated a significantly better fit to the data compared to Model 3 ($\Delta\chi^2$=78.7; Δdf=38; P <0.001; ΔCFI=0.01; ΔTLI=0.001; ΔRMSEA=0.001; ΔWRMR=0.226), Model 2 ($\Delta\chi^2$=103.88; Δdf=56; P<0.001; ΔCFI=0.058; ΔTLI=0.049; ΔRMSEA=0.021; ΔWRMR=0.38), and Model 1 ($\Delta\chi^2$=97.96; Δdf=54; P<0.001; ΔCFI=0.056; ΔTLI=0.048; ΔRMSEA=0.021; ΔWRMR=0.37).

Table 2 presents the ESEM analysis for the ALIS-I subscales. As can be seen, the data distribution of most of the items was normal. In addition, as expected, all items were well loaded on the intended factor. Items 1-9 had the highest factor loading on the withdrawal/avoidance subscale, followed by items 10-12 on the somatic symptoms subscale, items 13-18 on the problems

**Table 1.** Fit indices of the five proposed structural models

| Model | $\chi^2$ | df | CFI | TLI | RMSEA [90% CI] | WRMR | Model Comparison | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | ΔCFI | ΔRMSEA |
| 0 | 528.32 | 209 | 0.865 | 0.851 | 0.097 [0.087-0.108] | 1.25 | - | - |
| 1 | 423.57 | 203 | 0.907 | 0.894 | 0.082 [0.071-0.093] | 1.09 | 0.042 | 0.015 |
| 2 | 429.49 | 205 | 0.905 | 0.893 | 0.082 [0.072-0.093] | 1.10 | 0.040 | 0.015 |
| 3 | 404.31 | 187 | 0.953 | 0.943 | 0.060 [0.052-0.068] | 0.946 | 0.089 | 0.037 |
| 4 | 325.61 | 149 | 0.963 | 0.942 | 0.061 [0.052-0.070] | 0.720 | 0.098 | 0.036 |

Archives of
Rehabilitation

Abbreviations:TLI: Tucker–Lewis index; CFI: Comparative fit index; RMSEA: Root mean square error of approximation; WRMR: weighted root mean square residual.

**Table 2.** The item-level descriptive statistics, factor loadings, and reliability indicators of model 4

| Item | Skewness | Kurtosis | Internal Consistency (α; MIC) | Scale | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Withdrawal/Avoidance | Somatic Symptoms | Problems with Study/Work | Peer Problems |
| 1 | 0.31 | -0.77 | (0.89; 0.63) | 0.87 | 0.18 | 0.31 | -0.14 |
| 2 | 0.42 | -1.05 | (0.89; 0.39) | 0.77 | 0 | -0.24 | -0.08 |
| 3 | 0.55 | -0.73 | (0.89; 0.55) | 0.47 | -0.14 | 0.23 | 0.13 |
| 4 | 1.16 | 0.03 | (0.89; 0.46) | 0.54 | 0.39 | -0.16 | 0.08 |
| 5 | 0.58 | -0.88 | (0.89; 0.43) | 0.49 | -0.03 | 0.06 | -0.03 |
| 6 | 0.37 | -1.24 | (0.89; 0.61) | 0.88 | -0.16 | -0.05 | 0.05 |
| 7 | 0.65 | -0.98 | (0.89; 0.61) | 0.83 | -0.08 | -0.03 | 0.03 |
| 8 | 0.95 | -0.51 | (0.89; 0.60) | 0.74 | 0 | 0.32 | 0.07 |
| 9 | 0.15 | -1.64 | (0.90; 0.34) | 0.76 | 0.07 | -0.03 | -0.04 |
| 10 | 1.15 | 0.35 | (0.89; 0.62) | 0.22 | 0.78 | 0.31 | 0.12 |
| 11 | 0.94 | -0.17 | (0.89; 0.56) | 0.24 | 0.84 | 0.26 | 0.17 |
| 12 | 0.71 | -0.84 | (0.90; 0.54) | 0.29 | 0.48 | 0.26 | 0.08 |
| 13 | 0.78 | -0.59 | (0.88; 0.69) | 0.25 | 0.07 | 0.88 | 0.04 |
| 14 | 0.73 | -0.49 | (0.89; 0.62) | 0.09 | -0.12 | 0.80 | -0.03 |
| 15 | 0.63 | -0.89 | (0.89; 0.61) | 0.1 | 0.11 | 0.71 | -0.12 |
| 16 | 0.51 | -0.79 | (0.89; 0.51) | -0.02 | 0.07 | 0.67 | -0.02 |
| 17 | 0.68 | -0.70 | (0.89; 0.63) | 0.03 | 0.02 | 0.73 | 0.05 |
| 18 | 1.89 | 2.82 | (0.89; 0.45) | -0.09 | 0.21 | 0.42 | 0.39 |
| 19 | 1.98 | 3.27 | (0.90; 0.38) | 0 | 0.2 | 0 | 0.55 |
| 20 | 1.95 | 3.19 | (0.90; 0.38) | -0.05 | -0.16 | 0.04 | 0.8 |
| 21 | 2.95 | 3.84 | (0.90; 0.35) | -0.02 | -0.18 | -0.07 | 0.92 |
| 22 | 2.72 | 3.94 | (0.89; 0.46) | 0.37 | 0.3 | 0.03 | 0.46 |

MIC: Mean inter-item correlation.

Archives of Rehabilitation

Note: The factor loadings in bold indicate the subscale of each item.

with study/work subscale, and items 19-22 on the peer problems subscale. All loadings were >0.4. Based on the ESEM approach, some items (e.g. 1, 10, and 22) shared more than one factor. There was also an acceptable correlation (>0.3) between all items and the total score.

The results in Table 3 showed that Cronbach's α and McDonald's omega for the total scale and its subscales were >0.70, indicating that the internal consistency of the Persian ALIS-I was acceptable. The ICCs were >0.80 for the total scale and its subscales, showing that the ALIS-I had acceptable test re-test reliability. There was also a moderate to strong correlation between the subscales of the ALIS-I.

In assessing the divergent validity, one-way ANCOVA was used to compare the ALIS-I means of clinical and non-clinical samples, while controlling for age, sex,

**Table 3.** Results for internal consistency, convergent validity, and test re-test reliability of the Persian ALIS-I

| Scale | Reliability | | Test Re-test Reliability | | | | Convergent Validity | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | α | ω | ICC | Lower Bound | Upper Bound | P | CR | AVE |
| Withdrawal/Avoidance | 0.8 | 0.81 | 0.82 | 0.61 | 0.95 | <0.001 | 0.91 | 0.53 |
| Somatic symptoms | 0.74 | 0.75 | 0.8 | 0.38 | 0.88 | <0.001 | 0.76 | 0.53 |
| Problems with study/work | 0.83 | 0.83 | 0.86 | 0.67 | 0.98 | <0.001 | 0.86 | 0.51 |
| Peer problems | 0.7 | 0.71 | 0.92 | 0.73 | 0.99 | <0.001 | 0.79 | 0.5 |
| Total | 0.89 | 0.9 | 0.85 | 0.7 | 0.97 | <0.001 | - | - |

Archives of
Rehabilitation

Abbreviations:ICC: Intraclass correlation coefficient, df: Degrees of freedom; CR: Construct reliability; AVE: Average variance extracted.

and field of study (Table 4). The results showed that the mean scores of the ALIS-I and its subscales in the clinical group were significantly higher compared to the normal group (P<.001). Convergent validity was checked based on the Fornell-Larcker criterion and by measuring the correlation between the Persian ALIS-I and EASI-A scores. Based on the results in Table 3, AVE>0.5, CR>0.7, and CR>AVE for all subscales of the ALIS-I. Moreover, the total ALIS-I (r=0.85, P<0.001) and its subscales, including withdrawal/avoidance (r=0.45, P<0.001), somatic symptoms (r=0.71, P<0.001), problems with study/work (r=0.53, P<0.001), and peer problems (r=0.41, P<0.001), had significant positive correlations with the EASI-A score. Therefore, the convergent validity of the ALIS-I was acceptable.

Comparisons of clinical samples by age and sex were conducted using simple linear regression analysis and independent t-test. Regarding age, the mean total score of the Persian ALIS-I was higher in adolescents aged 14-16 years than in adolescents aged 11-13 years, and its effect size was moderate (B=10.58, P=0.005, $\eta^2$=0.16). Furthermore, the mean scores of the withdrawal/avoidance (B=2.50, P<0.001, $\eta^2$=0.21), somatic symptoms (B=2.84, P<0.001, $\eta^2$=0.25), problems with study/work (B=3.46, P=0.013, $\eta^2$=0.13), and peer problems (B=1.79, P=0.002, $\eta^2$=0.19) subscales were higher in adolescents aged 14-16 years than in those aged 11-13 years, with moderate effect sizes. Regarding sex differences, the mean total score of ALIS-I (d=0.21, 95% CI, 0.02%, 0.63%) and the score of the subscale problems with study/work (d=0.12, 95% CI, -0.05%, 0.34%) were higher in females than in males, and their effect size was moderate. In other subscales, the results revealed no significant difference (P>0.05).

**Table 4.** One-way ANCOVA results for comparing the mean ALIS-I scores between clinical (n=62) and nonclinical (n=322) samples

| Scale (Possible Score Range) | Mean±SD | | | | $F_{(1, 363)}$*** | $\eta^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Clinical Samples | | Nonclinical Samples | | | |
| Withdrawal/Avoidance (0-36) | 13.4 | 8.3 | 10.1 | 6.6 | 6.70 | 0.01 |
| Somatic symptoms (0-12) | 5.3 | 3.1 | 3.1 | 3 | 11.53 | 0.03 |
| Problems with study/work (0-24) | 7.4 | 5 | 4.8 | 4.2 | 5.71 | 0.01 |
| Peer problems (0-16) | 5.4 | 2.3 | 1.6 | 2.2 | 140.80 | 0.27 |
| Total (0-104) | 31.7 | 14.7 | 19.6 | 12.4 | 22.57 | 0.05 |

***P<0.05.

Archives of
Rehabilitation

## Discussion

This is the first study to investigate the psychometric properties of the Persian version of the ALIS-I for Iranian adolescents. Results demonstrated that the Persian ALIS had suitable psychometric properties (construct validity, divergent validity, convergent validity, and reliability). The study showed that the first-order four-factor ESEM model of the ALIS-I, in which four factors were estimated as distinct and related first-order factors, had a good fit. This model takes general and specific factors into account, reflecting the original four dimensions of the ALIS-I, and the same items are loaded on each dimension. The factor structure of the Persian ALIS-I is consistent with the results for the original version of the ALIS-I. There was an acceptable correlation between all items and the total score of the Persian ALIS-I, leading to strong internal consistency for the overall scale (α=0.89), consistent with the original version [7].

The mean total score of the ALIS-I was higher in clinical samples aged 14-16 years than in those aged 11-13, with a moderate effect size. A similar difference was found regarding its four subscales. This finding is consistent with the results of Schniering et al.'s study, in which older adolescents reported significantly higher ALIS-I total scores compared to younger adolescents [7]. Other studies on the life interference related to anxiety and depression in adolescents have reported similar results, generally showing that the effects of these disorders on life increase with age [43-45]. These findings are also consistent with studies on nonclinical populations in Iran showing an inverse relationship between functioning and age in adolescents [28, 46]. In explaining these findings, it can be said that academic and social expectations increase with age during adolescence. Therefore, the symptoms of mental disorders are likely to yield different consequences depending on the age. For example, symptoms of social anxiety disorder in young children who are not yet required to engage in regular peer relationships tend to cause less interference than in adolescents, whose social interactions are more complex. Exam anxiety also becomes increasingly disruptive as academic pressures increase [14]. This is also true for the effects of depression on the social relationships of adolescents. With the increase of age, a decrease in reliance on family, and becoming more independent, and given the increasing importance of peer groups, interference due to internalizing distress becomes higher [7]. In Iran, to our knowledge, there is no study on the relationship between age and functional impairment caused by anxiety and depression in adolescents, to compare the results. Further research is necessary in this field.

The mean total score of the ALIS-I and its subscales of problems with study/work were higher in female clinical samples than in males, with a moderate effect size. This finding contradicts the results of Schniering et al.'s study, in which female participants reported slightly higher mean scores than the male participants; however, the difference was not statistically significant (P=0.061) and the effect size was small (d=0.25). In their study, the female participants had higher mean scores in the somatic symptoms subscale than in male participants. In other subscales, the difference was statistically nonsignificant [7]. Our findings is consistent with the results of study in 2010 on Iranian adolescents, in which adolescent females had lower total functioning scores than boys [47]. Conversely, in Hadianfard et al.'s study, the general functioning of male adolescents (including physical functioning, emotional functioning, social functioning, school functioning, and psychosocial health) was significantly higher than that of girls. However, no significant difference was observed in school functioning [46]. Our result is also against the results of the study by Ghahremani et al., where, using the Mental Health and Social Inadaptation questionnaire, interference caused by anxiety, depression, eating disorder and behavioral problems in adolescents was investigated and no difference in interference between girls and boys was found [48]. In another study conducted on nonclinical adolescents, males had higher impairment than females in domains of work, school, social activities, and risky activities, although the overall impairment score was not significantly different between males and females [46]. The discrepancy in results may be due to cross-cultural differences. In Iran, during the past years, many steps have been taken towards gender equality in education, and the gender equality index (GPI) value has increased, especially in secondary schools. In addition, the literacy rate of teenage girls has increased [49, 50]; since 2011, females' entry to universities in Iran has outnumbered males [51]. These statistics show that adolescent girls in Iran give more attention to education than boys; therefore, probably, the girls with anxiety or depression suffer from academic failure more than boys. In general, the literature on sex differences of functional impairment in adolescents is very mixed and there are few consistent patterns. Therefore, there is a need for more research to draw definite conclusions, especially for Iranian adolescents.

## Conclusion

The Persian ALIS-I has excellent structural validity and reliability and can be used to evaluate Iranian adolescents' functional impairment. Thus, clinical psychologists in Iran can confidently use the Persian version of the ALIS to assess the degree of functional impairment in adolescents caused by anxiety and depression in different social contexts.

Despite the promising results, this study has certain limitations. Since the participants came from different cities in Iran, further research is required before the results can be generalized to the entire Iranian population. Participation in the study was fully online due to the COVID-19 pandemic, which may have introduced biases such as self-selection (participants choosing to complete the survey), undercoverage (limited internet access in the target population), and voluntary response (responses mainly from self-selected volunteers). Consequently, the generalization of the findings is limited to Iranian adolescents who attended the selected high schools in the mentioned cities and had internet access. There were also demographic differences between the clinical and non-clinical groups, which should be considered when interpreting the results. Therefore, additional research involving a broader range of adolescents from Iran or other countries is essential. Moreover, the ALIS-I is recommended for use in experimental studies to further examine its functional validity.

### Limitations and recommendations

Despite the promising results, this study has certain limitations. Since the participants came from different cities in Iran, further research is required before the results can be generalized to the entire Iranian population. Participation in the study was fully online due to the COVID-19 pandemic, which may cause self-selection bias (the participant is informed about the survey and decides to complete the survey), undercoverage bias (whether the target population has internet access), voluntary response bias (when the sample consists of self-selected volunteers). The generalization of the findings is thus limited to Iranian adolescents who attended the selected high schools in the mentioned cities and had access to the internet. There were demographic differences between the two clinical and non-clinical groups, which should be taken into account when interpreting the study's results. Therefore, conducting further research involving a wider range of adolescents from Iran or other countries seems essential. The ALIS-I is also recommended to be used in experimental studies to determine its functional validity.

## Ethical Considerations

### Compliance with ethical guidelines

This study was approved by the Ethics Committee of the University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences, Tehran, Iran (Code: IR.USWR.REC.1399.167). All procedures were carried out in accordance with the ethical principles. Written informed consent was obtained from all participants prior to the research. They had the right to leave the study at any time and were assured of the confidentiality of their information.

### Funding

This study was extracted from the dissertation of Nasim Mousavi, at the Department of Clinical Psychology, School of Behavioral Sciences, University of Social Welfare and Rehabilitation Sciences. This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for profit sectors.

### Authors' contributions

Conceptualization: Abbas Pourshahbaz and Nasim Mousavi; Investigation and writing the original draft: Nasim Mousavi; Review and editing: Hamid Pourshahrifi, Abbas Pourshahbaz, Fereshteh Momeni, and Ronald Rapee.

### Conflict of interest

The authors declared no conflict of interest.

### Acknowledgments

The authors would like to thank Dr. Omid Rezaee, Mr. Reza Araei, and Dr. Marzieh Norozpour for their contributions to this research as well as all participants for their cooperation.

**Appendix 1.** The Farsi version of the adolescents life interference scale i

هر یک از موارد زیر، طی ۱ ماه اخیر، چقدر درباره شما درست بوده است؟

| | | اصلاً | برخی اوقات | گاهی اوقات | اغلب اوقات | همیشه |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | فعالیت‌هایی که داشته‌ام، کم شده‌اند. | | | | | |
| ۲ | از انجام کارهای سرگرم‌کننده با دوستانم صرف‌نظر کرده‌ام | | | | | |
| ۳ | فرصت‌های خوب در زندگی، کمتر برایم اتفاق می‌افتد. | | | | | |
| ۴ | دوستی‌هایم را از دست داده‌ام. | | | | | |
| ۵ | از چالش‌های جدید دوری کرده‌ام. | | | | | |
| ۶ | خوشی‌ها و تفریحاتم در زندگی کمتر شده است. | | | | | |
| ۷ | از انجام کارهای سرگرم‌کننده با خانواده‌ام صرف‌نظر کرده‌ام. | | | | | |
| ۸ | از دنیا بریده‌ام. | | | | | |
| ۹ | از معاشرت با افراد، دوری کرده‌ام. | | | | | |
| ۱۰ | احساس بیماری داشته‌ام. | | | | | |
| ۱۱ | در بدنم، احساس درد داشته‌ام. | | | | | |
| ۱۲ | به‌سختی توانسته‌ام بخوابم. | | | | | |
| ۱۳ | به‌زور و به‌سختی، کارهایم را انجام داده‌ام. | | | | | |
| ۱۴ | کارهایم را با کیفیت پایین انجام داده‌ام. | | | | | |
| ۱۵ | بی‌نظم شده‌ام. | | | | | |
| ۱۶ | در امتحانات یا تست‌ها عملکرد بدی داشته‌ام. | | | | | |
| ۱۷ | سرعت کارم کند بوده است. | | | | | |
| ۱۸ | با معلم‌ها یا کارفرماها به مشکل خورده‌ام. | | | | | |
| ۱۹ | با بچه‌های دیگر به مشکل خورده‌ام. | | | | | |
| ۲۰ | توسط بچه‌های دیگر مسخره شده‌ام. | | | | | |
| ۲۱ | از گروه‌ها بیرون انداخته شده‌ام. | | | | | |
| ۲۲ | از فعالیت‌های سرگرم‌کننده و جالب، من را بیرون انداخته‌اند. | | | | | |
| ۲۳ | چیزهایی گفته‌ام یا کارهایی کرده‌ام که بعداً پشیمان شده‌ام. | | | | | |
| ۲۴ | در ورزش عملکرد خوبی نداشته‌ام. | | | | | |
| ۲۵ | با والدینم بحث کرده‌ام یا جنگ داشته‌ام. | | | | | |
| ۲۶ | قادر نبوده‌ام شغلی پیدا کنم. | | | | | |

This Page Intentionally Left Blank

مقاله پژوهشی

# ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی «مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان» در نوجوانان ایرانی

نسیم موسوی[۱]، *حمید پورشریفی[۱]، فرشته مومنی[۱]، عباس پورشهباز[۱]، رونالد رپی[۲]

۱. گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم رفتاری، دانشگاه علوم توان‌بخشی و سلامت اجتماعی، تهران، ایران.
۲. مرکز سلامت هیجانی، دانشکده علوم روانشناختی، دانشگاه مک‌کواری، سیدنی، استرالیا.

Use your device to scan and read the article online

Citation Mousavi N, Poursharifi H, Momeni F, Pourshahbaz A, Rapee R. Psychometric Properties of the Persian Version of the Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms in Iranian Adolescents. .Psychometric Properties of the Persian Version of the Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms in Iranian Adolescents. Archives of Rehabilitation. 2025; 26(3):464-489. https://doi.org/10.32598/RJ.26.3.3889.1

doi https://doi.org/10.32598/RJ.26.3.3889.1

## چکیده

**هدف** اختلال‌های اضطرابی و افسردگی در دوران نوجوانی شایع بوده و با نقص‌های کارکردی زیادی همراه هستند. در حال حاضر ابزارهای اندکی برای ارزیابی نقص کارکردی ناشی از این اختلال‌ها در میان نوجوانان وجود دارد و تعداد بسیار کمی از آن‌ها در فرهنگ‌های متفاوت اعتبارسنجی شده است. این مطالعه با هدف ترجمه و اعتبارسنجی نسخه فارسی «مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان» در بین نوجوانان ایرانی انجام شد.

**روش بررسی** پژوهش حاضر از نوع توصیفی و روان‌سنجی ابزار است. ۳۸۴ نوجوان (۵۷/۸ درصد دختر، میانگین سنی: ۱/۶۲±۱۵/۵۴) در سال ۱۴۰۱ در مطالعه حاضر شرکت کردند. نمونه‌گیری به روش دردسترس صورت گرفت. نمونه غیربالینی شامل ۱۷۰ (۵۲/۸ درصد) دختر و ۱۵۲ (۴۷/۲درصد) پسر بود. نمونه بالینی شامل ۵۲ (۸۳/۹ درصد) دختر و ۱۰ (۱۶/۱ درصد) پسر بود. از روش تحلیل عاملی و ضرائب آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای بررسی روایی و پایایی استفاده شد.

**یافته‌ها** با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی، راه‌حل چهار عاملی، که در مطالعه اصلی شناسایی شده بود، برای مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان مورد تأیید قرار گرفت. زیرمقیاس‌های مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان عبارت‌اند از: «کناره‌گیری /اجتناب»، «علائم جسمانی»، «مشکلات تحصیلی / کاری» و «مشکلات با همسالان». ضرایب آلفای کرونباخ برای مقیاس کل و زیرمقیاس‌ها، از ۰/۷۰ تا ۰/۸۹، و امگای مک‌دونالد برای مقیاس کل و زیرمقیاس‌ها، بیشتر از ۰/۷۰ به دست آمد. اندازه‌گیری پایایی آزمون بازآزمون، با استفاده از ضرایب همبستگی درون‌طبقه‌ای، طی ۳ هفته، بین ۰/۸۰ تا ۰/۹۲ برای مقیاس کل و زیرمقیاس‌ها به دست آمد. روایی واگرا و همگرای مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان نیز قابل‌قبول بود.

**نتیجه‌گیری** نسخه فارسی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان برای ارزیابی نقائص کارکردی ناشی از اختلالات درونی‌سازی (اختلالات اضطرابی و افسردگی) در نوجوانان ایرانی مناسب به نظر می‌رسد و می‌تواند برای ارزیابی نتایج درمان توسط درمانگران به کار رود. همچنین می‌تواند در پژوهش‌های مرتبط با نوجوانان مورد استفاده قرار گیرد.

**کلیدواژه‌ها** نوجوانان، اختلالات اضطرابی، اختلالات افسردگی، تداخل علائم در زندگی، پایایی، روایی

تاریخ دریافت: ۱۵ خرداد ۱۴۰۳
تاریخ پذیرش: ۳۰ تیر ۱۴۰۴
تاریخ انتشار: ۰۹ مهر ۱۴۰۴

* **نویسنده مسئول:**
دکتر حمید پورشریفی
**نشانی:** تهران، دانشگاه علوم توان‌بخشی و سلامت اجتماعی، دانشکده علوم رفتاری، گروه روانشناسی بالینی.
**تلفن:** ۲۲۱۸۰۰۴۵ (۲۱) ۹۸+
**رایانامه:** ha.poursharifi@uswr.ac.ir

Copyright © 2025 The Author(s);
This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (CC-By-NC: https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/legalcode.en), which permits use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited and is not used for commercial purposes.

## مقدمه

اختلال‌های اضطرابی و افسردگی در دوران نوجوانی رایج است [۱]. در ایران، یک مطالعه ملی درمورد شیوع نقطه‌ای اختلال‌های روان‌پزشکی در بین کودکان و نوجوانان [۲] نشان داد ۱۴/۱۳ درصد از افراد ۶ تا ۱۸ ساله، مبتلا به انواعی از اختلال‌های اضطرابی و ۲/۱۵ درصد، مبتلا به اختلالات خلقی هستند. با شروع همه‌گیری کووید-۱۹، روند بروز مشکلات مرتبط با سلامت روان در این گروه سنی رو به افزایش گذاشت [۳].

نوجوانان مبتلا به اختلال‌های افسردگی و یا اضطرابی، در مقایسه با سایر نوجوانان، به احتمال بیشتری مشکلات سلامت روان در بزرگسالی، افت تحصیلی و مشکلات ارتباطی با همسالان را تجربه می‌کنند [۴]. این اختلالات منجر به افزایش استفاده از خدمات دولتی و کاهش مشارکت در بازار کار می‌شود. علاوه‌براین، بزرگسالانی که این اختلالات را در دوران نوجوانی تجربه کرده‌اند در مقایسه با دیگران کیفیت زندگی پایین‌تر و سلامت جسمانی ضعیف‌تری دارند [۵].

همبودی بین اختلال‌های اضطرابی و افسردگی، در نوجوانی زیاد است [۶] و نسبت به دوران کودکی نیز افزایش می‌یابد [۷]. در ایران، این همبودی در سنین ۶ تا ۱۸ سال بیش از ۵۰ درصد است [۲]. نوجوانان مبتلا به افسردگی و اضطراب همبود، مشکلات بیشتری نسبت به نوجوانان مبتلا به هریک از این اختلال‌ها به تنهایی دارند و درمان آن‌ها نیز دشوارتر است [۸-۱۰]. فرایندهای مشترک شناختی، رفتاری و تنظیم هیجانی در اختلالات اضطرابی و افسردگی که می‌توانند برای درمان هدف قرار گیرند، در رشد و توسعه مداخلات درمانی اهمیت زیادی دارند [۱۱، ۱۲]. باوجوداین، دیدگاه کلیشه‌ای از نوجوانی به‌عنوان دوره نوسان و استرس، باعث می‌شود تا بزرگسالان، شدت اختلال‌های نوجوانان را دست‌کم بگیرند و علائم آن‌ها را صرفاً به‌عنوان یک مرحله گذار تفسیر کنند. در نتیجه اکثریت قریب به اتفاق این نوجوانان هیچ درمانی دریافت نمی‌کنند [۱۳]. بنابراین درک عمیق این اختلال‌ها و تأثیر آن‌ها بر نوجوانان ضروری است و ابزارهای مناسب و متناسب با روحیه نوجوانان برای این منظور نیاز است.

یکی از جنبه‌های مهم در بررسی این اختلال‌ها، نقص کارکرد است. نقص کارکرد، یکی از حوزه‌های اصلی سلامت روان در نوجوانان است و بررسی نقائص کارکردی نوجوانان مبتلا به اختلال‌های افسردگی و اضطرابی از چند جنبه حائز اهمیت است: نقائص کارکردی بینشی درمورد شدت اضطراب و افسردگی ارائه می‌دهد. یک عامل کلیدی در ارزیابی‌های بالینی و برنامه‌ریزی درمان است و شناسایی و درمان زودهنگام اختلالات عملکردی می‌تواند از تداوم این اختلالات در بزرگسالی جلوگیری کند [۷، ۱۴]. نقص کارکرد به معنای محدودیت‌های خاص در حوزه‌های مختلف عملکردی در زندگی روزمره است که ناشی از یک اختلال باشند. این حوزه‌ها شامل توانایی‌های شناختی، عملکرد تحصیلی یا شغلی، روابط بین‌فردی، ظرفیت خودمراقبتی متناسب با سن و ظرفیت لذت بردن از زندگی است که شامل استفاده از اوقات فراغت برای خودشکوفایی نیز هست [۱۵، ۱۶]. با ارزیابی نقص کارکردی می‌توان تأثیر علائم فرد را بر سطح اختلال بررسی کرد و یا بهبود عملکرد ناشی از مداخلات روان‌شناختی را اندازه‌گیری کرد [۱۷، ۱۸].

علی‌رغم اهمیت این موضوع در پژوهش‌ها و کار بالینی، ابزارهای اندازه‌گیری نقص کارکرد، چندان گسترش پیدا نکرده‌اند. این محدودیت دررابطه‌با دوره نوجوانی بیشتر مشهود است [۷]. اگرچه ابزارهایی مانند مصاحبه محدودیت‌های فعالیت کودک [۱۹]، پرسش‌نامه ناتوانی کارکردی [۲۰] و فهرست وضعیت کارکرد [۱۶] برای این منظور تدوین شده‌اند، اما هیچ‌یک از آن‌ها مختص دوره نوجوانی نیستند و برای کودکان نیز قابل‌استفاده هستند. این در حالی است که ابزارهای خاص برای اندازه‌گیری نقائص کارکردی در نوجوانان باید به گونه‌ای طراحی شوند که چالش‌هایی را که نوجوانان در این مرحله رشدی خاص با آن مواجه می‌شوند، نشان دهند. دوره نوجوانی با تغییرات سریع در عملکرد شناختی، عاطفی و اجتماعی همراه است که بیشتر این تغییرات، با دوران کودکی و بزرگسالی متفاوت هستند [۲۱-۲۳]. به‌عنوان مثال، نوجوانان مبتلا به اختلال‌های روان‌پزشکی، بیشتر از کودکان از اجتناب استفاده می‌کنند و سطح بالاتر اجتناب با سطح بالاتری از ناتوانی همراه است [۱۴، ۲۴]. علاوه‌براین روابط با همسالان نقش کلیدی در زندگی نوجوانان ایفا می‌کند و اهمیت آن بیشتر از دوران کودکی یا بزرگسالی است، به‌طوری‌که هر چیزی که بر روابط با همسالان تأثیر داشته باشد، تأثیر منحصربه‌فردی بر کارکرد نوجوان خواهد داشت [۲۱]. ازاین‌رو، بسیار مهم است که از ابزارهای ویژه‌ای که برای این گروه سنی ابداع شده است، استفاده شود.

شنیرینگ و همکاران در سال ۲۰۲۳، در تلاش برای تدوین یک مقیاس نقایص عملکردی مرتبط با اختلال‌های اضطرابی و افسردگی در نوجوانان، «مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان[1]» (ALIS-I) را ارائه کردند [۷]. درحالی‌که این ابزار در میان نوجوانان استرالیایی و ایالات متحده، نویدبخش بوده است، این مهم است که ویژگی‌های روان‌سنجی ابزارهای روان‌شناختی در کشورهای مختلف و به‌ویژه در کشورهایی با فرهنگ متفاوت نیز ارزیابی شود. انتظارات و رفتارهای اجتماعی اغلب در فرهنگ‌های مختلف، تفاوت دارد و بنابراین ماهیت و میزان نقائص کارکردی نیز از فرهنگی به فرهنگ دیگر متفاوت است. حتی تفاوت‌های پایه‌ای در زبان،

1. Adolescent Life Interference Scale for Internalizing Symptoms (ALIS-I)

می‌تواند بر سبک‌های پاسخ‌دهی افراد تأثیر بگذارد یا موجب تفاوت‌های ظریفی در تفسیر ماده‌های مقیاس شود [۲۵-۲۷].

مطالعه‌های قبلی حاکی از آن است که نوجوانان ایرانی مشکلات گسترده‌ای در ارتباط با نقایص کارکردی دارند. به‌عنوان‌مثال، براساس مطالعه هادیان‌فرد و همکاران، ۲۹/۵ درصد از نوجوانان ایرانی در زمینه‌هایی مانند مهارت‌های زندگی و مهارت‌های مدرسه دچار نقایص قابل‌توجهی هستند [۲۸]. بااین‌حال هیچ ابزار خودگزارشی مشخصی برای ارزیابی نقایص کارکردی و تداخل علائم ناشی از اضطراب یا افسردگی در زندگی، برای نوجوانان ایرانی تدوین نشده است. باتوجه‌به شیوع بالای اختلال‌های اضطرابی و افسردگی در نوجوانان ایرانی، به ابزار استانداردی برای بررسی مشکلات ناشی از علائم افسردگی و اضطراب در این گروه نیاز است. پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان در ایران به‌عنوان ابزاری جدید برای بررسی نقائص کارکردی و تداخل زندگی ناشی از اضطراب یا افسردگی در نوجوانان ایرانی انجام شد.

## روش‌ها

### شرکت‌کنندگان

پژوهش حاضر از نوع توصیفی و روان‌سنجی ابزار است و در سال ۱۴۰۱ انجام شد. جامعه آماری پژوهش، نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ سال ساکن ایران بودند. شرکت‌کنندگان از شهرهای مختلف ایران در پژوهش شرکت کردند. طبق نظر کلاین، حداقل ۵ الی ۲۰ نمونه برای هر پارامتر یا ماده در مدل‌های معادلات ساختاری نیاز است [۲۹]. باتوجه‌به اینکه ابزار موردمطالعه دارای ۲۶ ماده بود، حداقل ۱۳۰ و حداکثر ۵۲۰ نمونه نیاز بود. ۳۸۴ نوجوان داده‌های قابل‌استفاده ارائه کردند و در این مطالعه وارد شدند: ۳۲۲ شرکت‌کننده (۸۳/۸ درصد) در نمونه غیربالینی و ۶۲ شرکت‌کننده (۱۶/۲ درصد) در نمونه بالینی. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۱۵/۵۴ سال (انحراف‌معیار= ۱/۶۲) بود. نمونه‌گیری به روش در دسترس صورت گرفت. معیارهای ورود به نمونه بالینی: سن ۱۱ تا ۱۸ سال (محدوده سنی که در پژوهشِ اصلی بیان شد) و دریافت تشخیص اختلال افسردگی یا اضطرابی براساس مصاحبه ساختاریافته بالینی که توسط تیم پژوهشی برگزار شد. مشکلات روان‌پزشکی همبود (مانند اختلال‌های رفتار ایذایی، اختلال کمبود توجه / بیش‌فعالی، اختلال‌های خوردن و سوءمصرف مواد) تنها در صورتی در نمونه بالینی پذیرفته شد که اضطراب یا افسردگی شکایت اصلی فرد باشد. معیارهای خروج برای نمونه بالینی، وجود اختلال دوقطبی یا روان‌پریشی همبود بود.

باتوجه‌به همه‌گیری کووید-۱۹، نمونه‌گیری به‌صورت آنلاین انجام شد. البته نمونه‌گیری از نمونه‌های بالینی و غیربالینی ۲ فرایند جداگانه داشت. برای نمونه بالینی، اطلاعیه‌ها (پوسترهای تبلیغاتی) در وب‌سایت‌ها، صفحه‌ها و گروه‌هایی که در میان نوجوانان پرطرفدار هستند، در شبکه‌های اجتماعی (اینستاگرام، واتس‌اپ و تلگرام) منتشر شد. از نوجوانانی که خود را دارای علائم اضطراب یا افسردگی می‌دیدند، خواسته شد تا از سراسر ایران، در پژوهش شرکت کنند. علاوه‌براین، از تعدادی از روان‌شناسان خواسته شد تا مراجعانی را که از اضطراب و یا افسردگی رنج می‌برند، به پژوهش معرفی کنند و پوسترها برای آن‌ها نیز ارسال شد. در پوسترها به نوجوانان اعلام شد در صورت تمایل پس از پاسخ به پرسش‌نامه‌ها می‌توانند به‌صورت رایگان در دوره آموزشی‌درمانی اضطراب و افسردگی که توسط یکی از پژوهشگران برگزار می‌شود، شرکت کنند. همچنین از آن‌ها خواسته شد با پژوهشگر تماس بگیرند، پیامک یا ایمیل ارسال کنند. پس از تماس همه این داوطلبان با پژوهشگر، طی یک تماس تلفنی، سؤالاتی برای بررسی معیارهای ورود و خروج از آن‌ها پرسیده شد و مصاحبه بالینی (SCID) براساس راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی، ویرایش پنجم[۲] (DSM-5) انجام گرفت. پس از بررسی معیارها، لینکی حاوی فرم‌های رضایت‌نامه و پرسش‌نامه برای این افراد ارسال شد. پرسش‌نامه آنلاین در پرسلاین (وب‌سایت فارسی ساخت پرسش‌نامه) ساخته شده بود.

برای نمونه غیربالینی، پوستر دیگری طراحی شد که در آن از نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ ساله خواسته شد در یک پروژه پژوهشی شرکت کنند. برای تشویق آن‌ها یک بسته اینترنت رایگان به قید قرعه به ۲۰ نفر اهدا می‌شد. پس از ارسال پیام داوطلبان به پژوهشگر، لینکی حاوی فرم رضایت‌نامه و پرسش‌نامه برای آن‌ها ارسال شد. شرکت‌کنندگان غیربالینی درصورتی‌که در ۳ ماه گذشته برای درمان هرگونه اختلال اضطرابی، افسردگی، دوقطبی، سوءمصرف مواد یا اختلال روان‌پریشی به روان‌پزشک یا روان‌شناس مراجعه کرده بودند یا در حال حاضر داروهای روان‌گردان مصرف می‌کردند، از مطالعه خارج می‌شدند.

### ترجمه و انطباق بین‌فرهنگی

مجوز ترجمه و ارزیابی روان‌سنجی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان از نویسنده مسئول مقاله اصلی اخذ شد. سپس ترجمه و انطباق بین‌فرهنگی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان در ۵ مرحله با استفاده از روش استاندارد بیتون و همکاران انجام شد [۳۰]. ۲ فرد فارسی‌زبان مسلط به زبان انگلیسی به‌طور جداگانه مقیاس را از انگلیسی به فارسی ترجمه کردند. یکی از آن‌ها

2.Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition (DSM-5)

کاندیدای دکترای روان‌شناسی بالینی و روان‌درمانگر نوجوان بود. مترجم دیگر دارای فوق‌لیسانس ادبیات انگلیسی بود و هیچ پیش‌زمینه روان‌شناسی نداشت. بنابراین ۲ نسخه از ترجمه تولید شد: فرم الف و فرم ب. نویسندگان مقاله حاضر با ۲ مترجم ملاقات کردند و فرم‌های الف و ب را برای ایجاد یک مقیاس واحد (فرم ج) ترکیب کردند. فرم ج توسط ۲ مترجم دیگر (فرم‌های د و ه) مجدداً به انگلیسی ترجمه شد و برای تمامی نویسندگان این مقاله ارسال شد. همچنین از یک متخصص آمار برای بررسی روند ترجمه و انطباق فرهنگی دعوت شد. تمامی نویسندگان نسخه فارسی و انگلیسی را با هم مقایسه کردند و نظرات خود را برای نویسنده اول ارسال کردند و فرم واحدی (فرم و) تهیه شد. درنهایت، جلسه‌ای بین همه نویسندگان و یک مترجم انگلیسی ناآشنا به روند پژوهش برگزار شد و نسخه ح تهیه و توسط همه نویسنده‌ها تأیید شد.

قبل از استفاده از مقیاس، از ۳۰ نوجوان (۱۹ دختر و ۱۱ پسر در سنین بین ۱۱ تا ۱۸ سال) ساکن تهران خواسته شد به سؤالات مقیاس پاسخ دهند. این افراد ازطریق دعوت‌نامه‌هایی که در اینترنت منتشر شده بود وارد پژوهش شدند. آن‌ها به‌صورت آنلاین به مقیاس پاسخ دادند. از این شرکت‌کنندگان خواسته شد تا هر موردی را که برایشان مبهم به نظر می‌رسید مشخص کنند. سپس مقیاس براساس نظرات آن‌ها اصلاح شد و نسخه نهایی تهیه شد. بازخوردها نشان داد جملات معنادار هستند و نیازی به تغییرهای اساسی در هیچ‌یک از ماده‌های مقیاس نیست (**پیوست شماره ۱**).

## ابزار

### مصاحبه بالینی ساختاریافته برای اختلال‌های[3] (SCID)(DSM-5)

اسکید ۵ یک مصاحبه نیمه‌ساختاریافته برای تشخیص‌های اصلی DSM-5 است. این ابزار توسط یک روان‌شناس بالینی آموزش‌دیده و آشنا با معیارهای تشخیصی و طبقه‌بندی اختلالات DSM-5 اجرا می‌شود. پوشش تشخیصی و زبان مورد استفاده در اسکید ۵ آن را برای افراد بالای ۱۸ سال مناسب می‌کند، اما با بازنویسی مجدد سؤالات، این ابزار می‌تواند برای نوجوانان نیز استفاده شود [۳۱].

### مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان

این مقیاس خودگزارشی ۲۶ ماده‌ای برای ارزیابی میزان نقایص کارکردی درزمینه‌های مختلف اجتماعی (مانند عملکرد مدرسه، ورزش، و همسالان/خانواده) طی ماه قبل، تدوین شده است [۷]. مقیاس، پایایی خوبی برای نمونه‌های بالینی و غیربالینی دارد. این مقیاس دارای ۴ زیرمقیاس است: کناره‌گیری / اجتناب (۹ ماده)، علائم جسمانی (۳ ماده)، مشکلات تحصیلی / کاری (۶ ماده) و مشکلات با همسالان (۴ مورد). ۴ ماده دیگر هم بخشی از نمره کل را تشکیل می‌دهند، اما در هیچ زیرمقیاسی لحاظ نمی‌شوند. پاسخ‌ها در مقیاس لیکرت از صفر (اصلاً) تا ۴ (همیشه) قرار می‌گیرند. همسانی درونی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان در نمونه اصلی بهینه بود (α=۰/۹۴). همسانی درونی زیرمقیاس‌ها عبارت بود از: کناره‌گیری / اجتناب (۰/۹۱)، علائم جسمی (۰/۷۶)، مشکلات تحصیلی / کاری (۰/۸۶) و مشکلات با همسالان (۰/۸۱). نمره کل با جمع همه نمره‌ها به دست می‌آید و نمره بالاتر، نشان‌دهنده تداخل بیشتر علائم در زندگی فرد است [۷].

### سیاهه راهبرد اجتناب هیجانی برای نوجوانان[4]

سیاهه راهبرد اجتناب هیجانی برای نوجوانان توسط کندی و اینرایک‌می، در سال ۲۰۱۷ [۳۲] برای ارزیابی اجتناب تجربه‌ای تدوین شد. این ابزار یک سیاهه ۳۳ موردی خودگزارشی است که در آن پاسخ‌ها در مقیاس لیکرت از صفر (اصلاً درمورد من درست نیست) تا ۴ (کاملاً درمورد من درست است) ثبت می‌شود. تحلیل عاملی، راه‌حل سه عاملی را برای این سیاهه تأیید کرد که عبارت‌اند از: «اجتناب از افکار و احساس‌ها» (به عنوان مثال، «من هر کاری از دستم برمی‌آید انجام می‌دهم تا احساس غمگینی، نگرانی یا ترس نداشته باشم»)، «اجتناب از ابراز احساسات» (به‌عنوان مثال، «من به‌سختی می‌توانم احساس‌های واقعی خود را نشان دهم.») و «پرت کردن حواس» (به‌عنوان مثال، «ترجیح می‌دهم گفت‌وگوها را شاد یا ملایم نگه دارم.»). سیاهه راهبرد اجتناب هیجانی برای نوجوانان روایی و پایایی پیش‌بین خوبی را در نمونه‌های کودکان و نوجوانان نشان داده است. همچنین این سیاهه روایی هم‌گرا (۰/۵۲) و روایی افزایشی بالایی دارد [۳۲]. روایی و پایایی نسخه فارسی این پرسش‌نامه توسط پژوهشگرانِ مطالعه حاضر بررسی شد و نتایج نشان داد از روایی بالایی برخوردار است. پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۷۱ بود [۳۳].

## روان‌سنجی

### روایی عاملی

برای ارزیابی ساختار عاملی، ۵ مدل تأییدی با استفاده از برآورد میانگین وزنی حداقل مربعات و واریانس ماتریس کوواریانس[5] (WLSMV) نمونه انجام شد [۳۴]. این تحلیل‌های آماری با استفاده از ام‌پلاس[6] نسخه ۷/۱۱ صورت گرفت. این تخمین نتایج دقیق‌تری را برای داده‌های طبقه‌ای در مقایسه با روش برآورد

3. Structured Clinical Interview for DSM-5 Disorders

4. The Emotional Avoidance Strategy Inventory for Adolescents (EASI-A)
5. Weighted Least Squares Mean and Variance (WLSMV)
6. Mplus

درست‌نمایی بیشینه[۷] که اغلب استفاده می‌شود ارائه می‌کند [۳۵]. باتوجه‌به رویکرد تأییدی مدل‌ها، از چرخش هدف[۸] در مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شد. توصیه‌های استانداردی که ابتدا توسط هو و بنتلر ارائه شده است، برای بررسی برازش هر مدل دنبال شد: مجذور کای ($\chi^2$)، شاخص برازش مقایسه‌ای >۰/۹۰، شاخص برازش >۰/۹۰، ریشه میانگین مربعات خطا که اگر ۰/۰۸> خوب و اگر ۰/۱> باشد، قابل‌قبول است، شاخص تاکر ـ لوئیس >۰/۹۰ و ریشه وزنی میانگین مربع باقی‌مانده ۰/۰۸> [۳۶].

یک استراتژی دو مرحله‌ای برای تعیین مدلی که داده‌ها را به بهترین شکل نشان می‌دهد انتخاب شد و نتایج با هم مقایسه شدند. برای انتخاب مناسب‌ترین سازه برای نسخه فارسی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان از ۵ مدل استفاده شد:

۱. مدل تک‌بعدی: همه موارد به‌طور مستقیم روی یک فاکتور بارگذاری می‌شوند.

۲. مدل مرتبه اول چهار عاملی: این مدل براساس کار سازندگان اصلی مقیاس انتخاب شده است. ماده‌های ۱ تا ۹ روی کناره‌گیری/اجتناب، ماده‌های ۱۰ تا ۱۲ روی علائم جسمی، ماده‌های ۱۳ تا ۱۸ روی مشکلات تحصیلی /کاری و ماده‌های ۱۹ تا ۲۲ روی مشکلات با همسالان بارگذاری شدند و بین ۴ عامل همبستگی برقرار شد.

۳. مدل مرتبه بالاتر یا مرتبه دوم: در این مدل ۴ فاکتور مرتبه اول بر روی یک فاکتور مرتبه بالاتر به نام مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان بارگذاری می‌شوند.

۴. مدل دو عاملی: در این مدل مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان یک عامل کلی مستقل از ۴ عامل اختصاصی در نظر گرفته شد.

مدل دو فاکتوری جایگزینی برای مدل‌های فاکتوریال مرتبه بالاتر سنتی ارائه می‌کند، زیرا ماده‌ها می‌توانند به‌طور همزمان یک عامل «عمومی» و ۴ عامل اختصاصی (عامل S) را منعکس کنند. عامل‌های اختصاصی منعکس‌کننده واریانس منحصربه‌فرد مشترک بین ماده‌های تشکیل‌دهنده ۴ زیرمقیاس هستند؛ یعنی واریانسی که عامل G نمی‌تواند توضیح دهد. ۵. مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی مرتبه اول چهار عاملی مدل یابی معادلات ساختاری اکتشافی (ESEM): در این مدل ۴ عامل به‌عنوان عوامل مرتبه اول متمایز و مرتبط برآورد می‌شود. در همین حال، در ساختارهای سازمان‌یافته سلسله‌مراتبی مانند مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان، این مدل‌سازی‌های معادلات ساختاری اکتشافی مرتبه اول ۴ عاملی مرتبه اول، احتمالاً حضور ساختارهای سلسله‌مراتبی بالاتر را نادیده می‌گیرند، زیرا در عوض ازطریق بارگذاری متقاطع، بیش‌ازحد متورم می‌شود [۳۷]. موتن و اسپاروهوف، با پیشنهاد روش مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی، ادعا می‌کنند که این روش، نقاط قوت تحلیل عاملی اکتشافی[۹] (EFA) و تحلیل عاملی تأییدی[۱۰] (CFA) را هم‌زمان داراست و فاقد محدودیت‌های این دو روش است. مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی مرتبه اول چهار عاملی، مانند EFA، اجازه می‌دهد تا ماده‌ها بر روی همه عامل‌ها بارگذاری شوند. از سوی دیگر، این روش دارای تمام مزایای CFA، مانند توانایی محاسبه خطاهای استاندارد و آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری[۱۱] است [۳۸، ۳۹]. همچنین هیچ داده ازدست‌رفته یا الگوهای پاسخ غیرمجاز پیدا نشد.

## پایایی

همسانی درونی با محاسبه آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد بررسی شد. برای بررسی پایایی آزمون بازآزمون، از روش ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای[۱۲] استفاده شد. برای بررسی ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای از رویکرد توافق مطلق با مدل تصادفی دوطرفه استفاده شد. برای این ارزیابی، ۳۰ نفر از افراد نمونه بالینی، مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان را پس از ۳ هفته مجدداً پاسخ دادند. مقادیر آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برابر یا بالاتر از ۰/۷۰ برای همسانی درونی قابل‌قبول است. اگر میزان ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای بین ۰/۴۰ تا ۰/۵۹ باشد به‌صورت نسبتاً خوب، بین ۰/۶۰ تا ۰/۷۵ به‌صورت خوب و ۰/۷۶ و بالاتر به‌صورت عالی در نظر گرفته می‌شود [۴۰].

## روایی واگرا و هم‌گرا

میانگین واریانس استخراج‌شده[۱۳] براساس مطالعه فورنل و لارکر و ضریب همبستگی پیرسون بین مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان و تست (EASI-A)[۱۴] برای ارزیابی روایی همگرا استفاده شد [۴۱]. مقادیر قابل‌قبول برای اعتبار همگرا، میانگین واریانس استخراج‌شده بیشتر از ۰/۰۵، پایایی ترکیبی بیشتر از ۰/۷ است و پایایی ترکیبی باید بزرگتر از میانگین واریانس استخراج شده باشد (AVE>۰/۰۵، CR>۰/۷ و CR>AVE). برای بررسی روایی واگرا، نمرات مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان و زیرمقیاس‌های آن بین نمونه‌های بالینی و غیربالینی برساس آزمون تی مستقل مقایسه شد.

7. Maximum-likelihood-estimation
8. Target rotation
9. Exploratory factor analysis (EFA)
10. Confirmatory factor analysis (CFA)
11. Measurement invariance test
12. Intraclass Correlation Coefficient (ICC)
13. Average Variance Extracted (AVE)
14. The Emotional Avoidance Strategy Inventory for Adolescent s EASI-A

**جدول ۱.** شاخص‌های برازش ۵ مدل پیشنهادی

| مدل | $\chi^2$ | درجات آزادی | شاخص برازش مقایسه‌ای | شاخص تاکر ـ لوئیس | ریشه میانگین مربعات خطا (90% CI) | ریشه وزنی میانگین مربع باقیمانده | مقایسه مدل‌ها | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | | | تغییرات شاخص برازش مقایسه‌ای | تغییرات خطای میانگین مربعات ریشه‌ای تقریب |
| صفر | ۵۲۸/۳۲ | ۲۰۹ | ۰/۸۶۵ | ۰/۸۵۱ | ۰/۰۹۷ [۰/۰۸۷– ۰/۱۰۸] | ۱/۲۵ | – | – |
| ۱ | ۴۲۳/۵۷ | ۲۰۳ | ۰/۹۰۷ | ۰/۸۹۴ | ۰/۰۸۲ [۰/۰۷۱– ۰/۰۹۳] | ۱/۰۹ | ۰/۰۴۲ | ۰/۰۱۵ |
| ۲ | ۴۲۹/۴۹ | ۲۰۵ | ۰/۹۰۵ | ۰/۸۹۳ | ۰/۰۸۲ [۰/۰۷۲– ۰/۰۹۳] | ۱/۱۰ | ۰/۰۴۰ | ۰/۰۱۵ |
| ۳ | ۴۰۴/۳۱ | ۱۸۷ | ۰/۹۵۳ | ۰/۹۴۳ | ۰/۰۶۰ [۰/۰۵۲– ۰/۰۶۸] | ۰/۹۴۶ | ۰/۰۸۹ | ۰/۰۳۷ |
| ۴ | ۳۲۵/۶۱ | ۱۴۹ | ۰/۹۶۳ | ۰/۹۴۳ | ۰/۰۶۱ [۰/۰۵۲– ۰/۰۷۰] | ۰/۷۲۰ | ۰/۰۹۸ | ۰/۰۳۶ |

توانبخشی

**مدل ۰: مدل فاکتور مرتبهٔ اول یک‌بعدی؛ مدل ۱: مدل چهار عاملی سطح اول؛ مدل ۲: مدل فاکتوریال مرتبه دوم؛ مدل ۳: مدل دو عاملی؛ مدل ۴: ESEMهای مرتبه اول چهار؛ $\chi^2$: کای-اسکوئر؛ df: درجات آزادی؛ TLI: شاخص تاکر-لوئیس؛ CFI: شاخص برازش مقایسه‌ای؛ RMSEA: ریشهٔ میانگین مربعات خطا [۹۰٪ CI]؛ WRMR: ریشه وزنی میانگین مربع باقیمانده.**

## تجزیه‌وتحلیل آماری

تجزیه‌وتحلیل توصیفی و همبستگی با استفاده از بسته آماری علوم اجتماعی (نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۷) انجام شد و ضریب امگای مک‌دونالد برای تخمین پایایی در Macro SPSS OME-GA محاسبه شد.

## یافته‌ها

نمونه غیربالینی شامل ۱۷۰ (۵۲/۸ درصد) دختر و ۱۵۲ (۴۷/۲درصد) پسر بود. میانگین سنی نمونه غیربالینی ۱۵/۷۸ سال (انحراف‌معیار= ۱/۴۳) بود. رشته تحصیلی نوجوانان این نمونه شامل ۱۵۰نفر (۴۶/۶ درصد) ریاضی و فیزیک، ۷۳ نفر (۷/۲۲ درصد) فنی‌وحرفه‌ای، ۵۸ نفر (۱۸ درصد) علوم تجربی و ۴۱ نفر (۱۲/۷ درصد) علوم انسانی بود. تحصیلات پدر در این نمونه شامل ۱۲۴ نفر (۳۸/۵ درصد) دیپلم دبیرستان، ۷۸ نفر (۲۴/۲ درصد) لیسانس، ۶۹ نفر (۲۱/۴ درصد) زیردیپلم دبیرستان و ۵۱ نفر (۱۵/۹ درصد) فوق‌لیسانس و بالاتر بود. نمونه بالینی شامل ۵۲ (۸۳/۹ درصد) دختر و۱۰ (۱۶/۱ درصد) پسر بود. میانگین سنی گروه بالینی ۱۴/۱۶ سال (انحراف معیار= ۱/۹۲) بود. رشته تحصیلی نوجوانان این نمونه شامل ۱۹ نفر فنی‌وحرفه‌ای (۳۰/۶ درصد)، ۱۹ نفر علوم تجربی (۳۰/۶ درصد)، ۱۸ نفر علوم انسانی (۲۹ درصد) و ۶ نفر ریاضی و فیزیک (۹/۷ درصد) بود. تحصیلات پدر در این نمونه شامل ۲۲ نفر (۳۵/۵ درصد) دیپلم، ۱۷ نفر (۲۷/۴ درصد) لیسانس، ۱۱ نفر (۱۹/۷ درصد) فوق‌دیپلم و ۱۲ نفر (۱۹/۴ درصد) زیر دیپلم بود.

**جدول شماره ۱** شاخص‌های برازش ۵ مدل پیشنهادی را نشان می‌دهد. مدل تک‌عاملی (مدل صفر) برازش ضعیفی داشت. با در نظر گرفتن CFI<۰/۹ و RMSEA<۰/۱، مدل‌های چهار عاملی (مدل ۱) و مدل‌های درجه دوم CFA (مدل ۲) برازش نسبتاً خوبی داشتند. سپس مدل دو عاملی (مدل ۳) و ESEMs (مدل ۴) مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفتند. شاخص‌های برازش نشان داد این دو مدل به‌خوبی با داده‌ها مطابقت دارند. سپس مدل تک‌عاملی به‌عنوان مرجع در نظر گرفته شد و سایر مدل‌ها با آن مقایسه شدند. **جدول شماره ۲** نشان می‌دهد ΔCFI و RMSEAΔ برای مدل‌های ۱ تا ۴ بیشتر از ۰/۰۱ بوده است و این، برازش بهتر این مدل‌ها در مقایسه با مدل تک عاملی را نشان می‌دهد [۴۲].

براساس نتایج، مدل چهارم به‌طور قابل‌توجهی برازش بیشتری نسبت به مدل سوم ($\Delta\chi^2$=78.7; Δdf=38; P<0.001; ΔCFI=0.01; ΔTLI=0.001; ΔRMSEA=0.001; ΔWRMR=0.226)، مدل دوم ($\Delta\chi^2$=103.88; Δdf=56; P<0.001; ΔCFI=0.058; ΔTLI=0.049; ΔRMSEA=0.021; ΔWRMR=0.38)، و مدل اول ($\Delta\chi^2$=97.96; Δdf=54; P<0.001; ΔCFI=0.056; ΔTLI=0.048; ΔRMSEA=0.021; ΔWRMR=0.37) دارد.

بارهای عاملی پررنگ نشان‌دهنده زیرمقیاس هر ماده است. همسانی درونی (آلفای کرونباخ و همبستگی میان‌آیتمی میانگین[15]) هر مقیاس در کنار مقیاس مربوطه، دورن پرانتز گزارش شده است.

**جدول شماره ۲** تجزیه‌وتحلیل مدل یابی معادلات ساختاری اکتشافی(ESEM) را برای مقیاس‌های تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان ارائه می‌دهد. بر اساس این نتایج، توزیع داده‌ها در اکثر موارد نرمال بود. علاوه‌براین، همان‌طور که انتظار می‌رفت، تمام ماده‌های مربوطه به‌خوبی بر روی عامل موردنظر تعریف شده بودند. ماده‌های ۱ تا ۹ بیشترین بار عاملی را در عامل کناره‌گیری/اجتناب، ماده‌های ۱۰ تا ۱۲ در عامل علائم جسمی، ماده‌های ۱۳ تا ۱۸ با عامل مشکلات تحصیلی

15. Mean Inter-item Correlation (MIC)

**جدول ۲.** آمار توصیفی سطح ـ ماده، بارهای عاملی و شاخص‌های پایایی مدل ۴

| ماده | کجی | کشیدگی | همسانی درونی (آلفا، MIC) | فاکتور | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | اجتناب/کناره‌گیری | علائم جسمی | مشکلات تحصیلی/کاری | مشکلات با همسالان |
| ALIS1 | ۰/۳۱ | -۰/۷۷ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۳) | **۰/۸۷** | ۰/۱۸ | ۰/۳۱ | -۰/۱۴ |
| ALIS2 | ۰/۴۲ | -۱/۰۵ | (۰/۸۹ ؛۰/۳۹) | **۰/۷۷** | ۰/۰۰ | -۰/۲۴ | -۰/۰۸ |
| ALIS3 | ۰/۵۵ | -۰/۷۳ | (۰/۸۹ ؛۰/۵۵) | **۰/۴۷** | -۰/۱۴ | ۰/۲۳ | ۰/۱۳ |
| ALIS4 | ۱/۱۶ | ۰/۰۳ | (۰/۸۹ ؛۰/۴۶) | **۰/۵۴** | ۰/۳۹ | -۰/۱۶ | ۰/۰۸ |
| ALIS5 | ۰/۵۸ | -۰/۸۸ | (۰/۸۹ ؛۰/۴۳) | **۰/۴۹** | -۰/۳ | ۰/۰۶ | -۰/۰۳ |
| ALIS6 | ۰/۳۷ | -۱/۲۴ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۱) | **۰/۸۸** | -۰/۱۶ | -۰/۰۵ | ۰/۰۵ |
| ALIS7 | ۰/۶۵ | -۰/۹۸ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۱) | **۰/۸۳** | -۰/۰۸ | -۰/۰۳ | ۰/۰۳ |
| ALIS8 | ۰/۹۵ | -۰/۵۱ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۰) | **۰/۷۴** | ۰/۰۰ | ۰/۳۲ | ۰/۰۷ |
| ALIS9 | ۰/۱۵ | -۱/۶۴ | (۰/۹۰ ؛۰/۳۴) | **۰/۷۶** | ۰/۰۷ | -۰/۰۳ | -۰/۰۴ |
| ALIS10 | ۱/۱۵ | ۰/۳۵ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۰۲) | ۰/۲۲ | **۰/۷۸** | ۰/۳۱ | ۰/۱۲ |
| ALIS111 | ۰/۹۴ | -۰/۱۷ | (۰/۸۹ ؛۰/۵۶) | ۰/۲۴ | **۰/۸۴** | ۰/۲۶ | ۰/۱۷ |
| ALIS12 | ۰/۷۱ | -۰/۸۴ | (۰/۹۰ ؛۰/۵۴) | ۰/۲۹ | **۰/۴۸** | ۰/۲۶ | ۰/۰۸ |
| ALIS13 | ۰/۷۸ | -۰/۵۹ | (۰/۸۸ ؛۰/۶۹) | ۰/۲۵ | ۰/۰۷ | **۰/۸۸** | ۰/۰۴ |
| ALIS14 | ۰/۷۳ | -۰/۴۹ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۲) | ۰/۰۹ | -۰/۱۲ | **۰/۸۰** | -۰/۰۳ |
| ALIS15 | ۰/۶۳ | -۰/۸۹ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۱) | ۰/۱۰ | ۰/۱۱ | **۰/۷۱** | -۰/۱۲ |
| ALIS16 | ۰/۵۱ | ۰/۷۹ | (۰/۸۹ ؛۰/۵۱) | -۰/۰۲ | ۰/۰۷ | **۰/۶۷** | -۰/۰۲ |
| ALIS17 | ۰/۶۸ | -۰/۷۰ | (۰/۸۹ ؛۰/۶۳) | ۰/۰۳ | ۰/۰۲ | **۰/۷۳** | ۰/۰۵ |
| ALIS18 | ۱/۸۹ | ۲/۸۲ | (۰/۸۹ ؛۰/۴۵) | -۰/۰۹ | ۰/۲۱ | **۰/۴۲** | ۰/۳۹ |
| ALIS19 | ۱/۹۸ | ۳/۲۷ | (۰/۹۰ ؛۰/۳۸) | ۰/۰۰ | ۰/۲۰ | ۰/۰۰ | **۰/۵۵** |
| ALIS20 | ۱/۹۵ | ۳/۱۹ | (۰/۹۰ ؛۰/۳۸) | -۰/۰۵ | -۰/۱۶ | ۰/۰۴ | **۰/۸۰** |
| ALIS21 | ۲/۹۵ | ۳/۸۴ | (۰/۹۰ ؛۰/۳۵) | -۰/۰۲ | -۰/۱۸ | -۰/۰۷ | **۰/۹۲** |
| ALIS22 | ۲/۷۲ | ۳/۹۴ | (۰/۸۹ ؛۰/۴۶) | ۰/۳۷ | ۰/۳۰ | ۰/۰۳ | ۰/۴۶ |

توانبخشی

**بارهای عاملی پررنگ نشان‌دهنده زیرمقیاس هر ماده است. همسانی درونی(آلفای کرونباخ و همبستگی میان آیتمی میانگین [MIC]) هر مقیاس در کنار مقیاس مربوطه، دورن پرانتز گزارش شده است.**

/ کاری و ماده‌های ۱۹ تا ۲۲ در عامل مشکلات با همسالان داشتند و همه بارگذاری‌ها بالاتر از ۰/۴ بودند. علاوه‌براین براساس رویکرد ESEM، برخی از ماده‌ها، مانند ۱، ۱۰ و ۲۲، بیش از ۱ عامل مشترک داشتند. همچنین بین تمامی ماده‌ها و نمره کل، همبستگی قابل‌قبولی (۰/۳<) وجود داشت.

پایایی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان قابل‌قبول بود و جدول شماره ۳ نشان می‌دهد آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای کل مقیاس و زیرمقیاس‌های آن بیشتر از ۰/۷۰ بود. مقادیر همبستگی درون‌خوشه‌ای برای مقیاس کل و زیرمقیاس‌های آن بیشتر از ۰/۸۰ بود که نشان می‌دهد مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان ثبات قابل‌قبولی در طول زمان دارد. همچنین بین زیرمقیاس‌های مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان همبستگی متوسط تا قوی وجود داشت.

**جدول ۳.** همسانی درونی، روایی هم‌گرا و پایایی آزمون بازآزمون زیرمقیاس‌های مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان و مقیاس کل

| عامل | پایایی | | پایایی آزمون-بازآزمون | | | روایی همگرا | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | α | ω | ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای | حد پایین | حد بالا | P | پایایی سازه | میانگین واریانس استخراج‌شده |
| کناره‌گیری/اجتناب | ۰/۸۰ | ۰/۸۱ | ۰/۸۲ | ۰/۶۱ | ۰/۹۵ | <۰/۰۰۱ | ۰/۹۱ | ۰/۵۳ |
| علائم جسمانی | ۰/۷۴ | ۰/۷۵ | ۰/۸۰ | ۰/۳۸ | ۰/۸۸ | <۰/۰۰۱ | ۰/۷۶ | ۰/۵۳ |
| مشکلات تحصیلی/کاری | ۰/۸۳ | ۰/۸۳ | ۰/۸۶ | ۰/۶۷ | ۰/۹۸ | <۰/۰۰۱ | ۰/۸۶ | ۰/۵۱ |
| مشکلات با همسالان | ۰/۷۰ | ۰/۷۱ | ۰/۹۲ | ۰/۷۳ | ۰/۹۹ | <۰/۰۰۱ | ۰/۷۹ | ۰/۵۰ |
| کل | ۰/۸۹ | ۰/۹۰ | ۰/۸۵ | ۰/۷۰ | ۰/۹۷ | <۰/۰۰۱ | – | – |

توانبخشی

α: ضرایب آلفای کرونباخ؛ ω: امگای مک‌دونالد؛ ICC: ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای؛ df: درجات آزادی؛ CR: پایایی سازه ؛ AVE: میانگین واریانس استخراج‌شده.

آنکووای یک‌طرفه[16] برای مقایسه میانگین‌ها و بررسی روایی واگرا، بین نمونه‌های بالینی و غیربالینی در نمره کل مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان و زیرمقیاس‌ها، با کنترل کردنِ سن، جنس و رشته تحصیلی انجام شد (جدول شماره ۴). نتایج نشان داد میانگین نمرات ALIS-I و خرده‌مقیاس‌های آن در گروه بالینی در مقایسه با گروه عادی به‌طور معنی‌داری بالاتر بود (P<۰/۰۰۱). روایی همگرا براساس معیار فورنل و لارکر و همبستگی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان با EASI-A بررسی شد.

براساس جدول شماره ۳، شروط میانگین واریانس استخراج‌شده بالاتر از ۰/۵، پایایی ترکیبی بالاتر از ۰/۷، و پایایی ترکیبی بیشتر از میانگین واریانس استخراج شده باشد. برای همه زیرمقیاس‌های مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان برآورده شدند. همچنین نمره کل (r=۰/۸۵، P>۰/۰۰۱) و زیرمقیاس‌های آن شامل کناره‌گیری/اجتناب (r=۰/۸۴، P>۰/۰۰۱)، علائم جسمی (r=۰/۷۱، P>۰/۰۰۱)، مشکلات تحصیلی / کاری (r=۰/۵۳، P>۰/۰۰۱) و مشکلات با همسالان (r=۰/۴۱، P>۰/۰۰۱) همبستگی مثبت و معناداری با EASI-A داشتند. بنابراین روایی همگرای مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان قابل‌قبول بود.

مقایسه نمونه‌های بالینی ازنظر سن و جنس با استفاده از رگرسیون خطی ساده و آزمون تی مستقل انجام شد. از نظر سن، میانگین نمره کل مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان در نوجوانان ۱۴ تا ۱۶ سال بیشتر از نوجوانان ۱۱ تا ۱۳ سال و اندازه اثر آن متوسط بود (B=۱۰/۵۸، P=۰/۰۰۵، $\eta^2$= ۰/۱۶). علاوه‌براین میانگین زیرمقیاس‌های کناره‌گیری/اجتناب (B=۲/۵۰، P<۰/۰۰۱، $\eta^2$=۰/۲۱)، علائم جسمانی (B=۲/۸۴، P<۰/۰۰۱، $\eta^2$=۰/۲۵)، مشکلات تحصیلی/کاری (B=۳/۴۶، P= ۰/۰۱۳، $\eta^2$=۰/۱۳) و مشکلات با همسالان (B=۱/۷۹، P=۰/۰۰۲، $\eta^2$=۰/۱۹)، در نوجوانان ۱۴ تا ۱۶ ساله بیشتر از ۱۱ تا ۱۳ساله و با اندازه اثر متوسط بود.

در بحث تفاوت‌های جنسیتی، میانگین نمرات مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان ([۰/۰۲ تا ۰/۶۳] d=۰/۲۱) و مشکلات تحصیلی / کاری ([۰/۰۵- تا ۰/۳۴] d=۰/۱۲) در دختران بیشتر از پسران بود و اندازه اثر آن‌ها متوسط بود. برای سایر زیرمقیاس‌ها تفاوت معنی‌داری مشاهده نشد (P>۰/۰۵).

16. One-way ANCOVA

**جدول ۴.** آنکووای یک‌راهه و مقایسه میانگین نمرات مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان برای نمونه‌های بالینی (n=۶۲) و غیربالینی (n=۳۲۲)

| عامل (دامنه ممکن) | میانگین±انحراف‌معیار | | F (۳۶۳/۱) | η2 |
|---|---|---|---|---|
| | نمونه بالینی | نمونه غیربالینی | | |
| کناره‌گیری/اجتناب (۰-۳۶) | ۴/۱۳±۸/۳ | ۱۰/۱±۶/۶ | ۶/۷۰* | ۰/۰۱ |
| علائم جسمانی (۰-۱۲) | ۵/۳±۳/۱ | ۳/۱±۳/۰ | ۱۱/۳* | ۰/۰۳ |
| مشکلات تحصیلی/کاری (۰-۲۴) | ۷/۴±۵/۰ | ۴/۸±۴/۲ | ۵/۷۱* | ۰/۰۱ |
| مشکلات با همسالان (۰-۱۶) | ۵/۴±۲/۳ | ۱/۶±۲/۲ | ۱۴۰/۸۰* | ۰/۲۷ |
| کل (۰-۱۰۴) | ۳۱/۷±۱۴/۷ | ۱۹/۶±۱۲/۴ | ۲۲/۵۷* | ۰/۰۵ |

توانبخشی

*P<۰/۰۵

## بحث

براساس دانش ما، این پژوهش اولین تلاش برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان است. یافته‌ها نشان داد نسخه فارسی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان دارای ویژگی‌های ساختاری و روان‌سنجی (روایی واگرا، روایی همگرا و پایایی) مناسب بوده و به اندازه نسخه انگلیسی اصلی رضایت‌بخش است.

این مطالعه همچنین نشان داد ESEM مرتبه اول چهار عاملی، که در آن ۴ عامل به‌عنوان عوامل مرتبه اول متمایز و مرتبط تخمین زده می‌شوند، تناسب خوبی با مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان دارد. به‌طورکلی ESEM چهار عاملی که عامل‌های کلی و اختصاصی را در نظر می‌گیرد، همان ابعاد به‌دست‌آمده در پژوهش اصلی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان را با ۴ زیرمقیاس منعکس می‌کند و ماده‌های مشابه روی هر مقیاس بارگذاری می‌شوند. این نتایج نشان می‌دهد مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان سیستمی شامل ۴ عامل متمایز، اما همبسته است و یک نمره کل و ۴ نمره برای زیرمقیاس دارد. این یافته که یک عامل کلی به بهترین شکل ساختار عاملی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان را توضیح می‌دهد با نتایج مطالعه اصلی مطابقت دارد. بین تمامی ماده‌ها و نمره کل همبستگی قابل‌قبولی وجود داشت. این یافته با همسانی درونی قوی برای نمره کل در مطالعه اصلی (α=۰/۸۹) همخوانی دارد [۷].

میانگین نمره کل در مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان در نوجوانان ۱۴ تا ۱۶ ساله بیشتر از افراد ۱۱ تا ۱۳ ساله و با اندازه اثر متوسط بود. تفاوت مشابهی در هریک از ۴ زیرمقیاس مشاهده شد. این یافته با نتایج مطالعه اصلی مطابقت دارد و در آنجا نیز نوجوانان بزرگ‌تر، از نوجوانان کوچک‌تر، میانگین نمرات کل مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان بالاتری داشتند [۷]. سایر پژوهش‌ها درمورد تداخل علائم اضطراب و افسردگی در زندگی نوجوانان به نتایج مشابهی رسیده است و به‌طورکلی نشان می‌دهد تأثیر این اختلالات بر زندگی فرد، با افزایش سن افزایش می‌یابد [۴۳-۴۵]. این یافته همچنین با پژوهش‌های انجام‌شده در جمعیت‌های غیربالینی در ایران که رابطه معکوس بین کارکرد و سن در نوجوانان را نشان می‌دهد مطابقت دارد [۲۸، ۴۶]. در تبیین این یافته می‌توان گفت انتظارات تحصیلی و اجتماعی از نوجوان، با افزایش سن افزایش می‌یابد. بنابراین علائم اختلال‌های روانی احتمالاً در سنین مختلف پیامدهای متفاوتی به همراه خواهد داشت. به‌عنوان مثال، علائم اختلال اضطراب اجتماعی در کودکان خردسال که نیازی به تعامل منظم با همسالان ندارند، نسبت به نوجوانانی که تعاملات اجتماعی پیچیده‌تری دارند، باعث تداخل کمتری می‌شود. همچنین با افزایش فشارهای تحصیلی، اضطراب امتحان به‌طور فزاینده‌ای مخرب می‌شود [۱۴]. همین استدلال درمورد تأثیر افسردگی بر روابط اجتماعی نوجوانان نیز صادق است. با افزایش سن، کاهش اتکا به خانواده و مستقل شدن و اهمیت روزافزون گروه همسالان، تداخل پریشانی درونی با زندگی نوجوان بیشتر می‌شود [۷]. در ایران، براساس دانش ما، مطالعه‌ای درمورد ارتباط بین سن و تداخل علائم اضطراب و افسردگی در زندگی نوجوانان انجام نشده و انجام پژوهش‌های بیشتر در این زمینه ضروری است.

میانگین نمره کل مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان و میانگین نمره زیرمقیاس مشکلات تحصیلی/کاری، در دختران بیشتر از پسران بود و اندازه اثر متوسط بود، اما در سایر زیرمقیاس‌ها تفاوت معنی‌داری مشاهده نشد. این یافته با نتایج مطالعه اصلی همخوانی ندارد. در آن پژوهش، شرکت‌کنندگان دختر، دارای میانگین نمراتی کمی بالاتر از شرکت‌کنندگان پسر بودند و اندازه اثر نیز کوچک بود (d=۰/۲۵ [۰/۰۱- تا ۰/۵۱]). این تفاوت ازنظر آماری معنادار نبود. (P=۰/۰۶۱). شرکت‌کنندگان دختر میانگین نمرات بالاتری نسبت به شرکت‌کنندگان پسر در زیرمقیاس علائم جسمانی داشتند، اما تفاوت‌های جنسیتی در همه زیرمقیاس‌های دیگر جزئی و ازنظر آماری معنی‌دار نبود [۷].

نتایج مطالعه اصلی، با یک مطالعه در سال ۲۰۱۰ روی نوجوانان ایرانی همخوانی داشت که در آن، دختران نوجوان نسبت به پسران نمره کارکرد کل کمتری کسب کردند [۴۷]. اما در مطالعه هادیان‌فرد و همکاران، کارکرد کلی نوجوانان پسر (شامل عملکرد فیزیکی، عملکرد هیجانی، عملکرد اجتماعی، عملکرد در مدرسه و سلامت روانی‌اجتماعی) به‌طور معنی‌داری بیشتر از دختران بود، اگرچه تفاوت معنی‌داری در عملکرد مدرسه مشاهده نشد [۴۶]. این نتیجه برخلاف نتایج پژوهش قهرمانی و همکاران است که در آن با استفاده از پرسش‌نامه سلامت روان و ناسازگاری اجتماعی[17]، تداخل ناشی از اضطراب، افسردگی، اختلال خوردن و مشکلات رفتاری در زندگی نوجوانان مورد بررسی قرار گرفت و نشان داد تفاوتی بین دختران و پسران وجود ندارد [۴۸].

در مطالعه دیگری که مجدداً بر روی نقایص کارکردی جمعیتِ نوجوانانِ غیربالینی انجام شد، نوجوانان پسر در حیطه کار، مدرسه، فعالیت‌های اجتماعی و فعالیت‌های پرخطر دارای اختلال بالاتری نسبت به دختران بودند، اگرچه نمره کلی بین ۲ جنس تفاوت معنی‌داری نداشت [۴۶]. تفاوت در نتایج ممکن است به دلیل تفاوت‌های فرهنگی باشد. در ایران طی سال‌های گذشته گام‌های زیادی در جهت برابری جنسیتی در آموزش برداشته شده و

17. Mental Health and Social Inadaptation questionnaire

شاخص برابری جنسیتی[18] به‌ویژه در دوره متوسطه افزایش یافته است. علاوه‌براین میزان باسوادی نوجوانان دختر نیز افزایش یافته است [۴۹، ۵۰] و از سال ۱۳۹۱، تعداد ورودی‌های زن به دانشگاه‌های ایران از مردان بیشتر شده است [۵۱]. این آمار نشان می‌دهد دختران نوجوان در ایران بیش از پسران به تحصیل اهمیت می‌دهند و به همین دلیل شاید دخترانی که از اضطراب یا افسردگی رنج می‌برند بیش از پسران از نقص در کارکرد تحصیلی رنج می‌برند. به‌طورکلی، ادبیات مربوط به تفاوت‌های جنسیتی در نقایص کارکردی نوجوانان بسیار مختلط است و الگوهای همسان اندکی وجود دارد. بنابراین قبل از نتیجه‌گیری، به‌ویژه در ایران، نیاز به پژوهش‌های بیشتری هست.

## نتیجه‌گیری

نسخه فارسی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان از ویژگی‌های ساختاری و روان‌سنجی بسیار خوبی برخوردار است و می‌توان از آن برای ارزیابی نوجوانان ایرانی استفاده کرد. بنابراین متخصصان روان‌سنجی و روان‌شناسی بالینی می‌توانند با اطمینان از نسخه فارسی مقیاس تداخل علائم اختلال‌های درونی‌سازی در زندگی نوجوانان برای ارزیابی میزان نقائص کارکردی ناشی از علائم اضطراب و افسردگی، در بافت‌های مختلف اجتماعی استفاده کنند.

با وجود نتایج امیدوارکننده، این مطالعه دارای محدودیت‌هایی نیز هست. ازآنجاکه شرکت‌کنندگان از شهرهای مختلف ایران انتخاب شدند، پیش از آنکه بتوان نتایج را به کل جمعیت نوجوانان ایرانی تعمیم داد، انجام پژوهش‌های بیشتری ضروری است. به‌دلیل همه‌گیری کووید-۱۹، شرکت در مطالعه به‌طور کامل به‌صورت آنلاین انجام شد که ممکن است سوگیری‌هایی مانند انتخاب آگاهانه (شرکت‌کننده خود تصمیم به تکمیل پرسش‌نامه می‌گیرد)، پوشش ناکامل (دسترسی نداشتن بخشی از جمعیت هدف به اینترنت)، و پاسخ‌دهی داوطلبانه (مشارکت‌کنندگان عمدتاً داوطلبان خودانتخاب‌گر هستند) را ایجاد کرده باشد. بنابراین، تعمیم نتایج تنها به نوجوانان ایرانی که در مدارس انتخاب‌شده در شهرهای ذکرشده تحصیل می‌کردند و به اینترنت دسترسی داشتند، امکان‌پذیر است.

همچنین، بین گروه‌های بالینی و غیربالینی از نظر ویژگی‌های جمعیت‌شناختی تفاوت‌هایی وجود داشت که باید در تفسیر نتایج مطالعه مورد توجه قرار گیرد. ازاین‌رو، انجام پژوهش‌های بیشتر با مشارکت دامنه گسترده‌تری از نوجوانان ایرانی یا نوجوانان کشورهای دیگر ضروری به نظر می‌رسد. افزون بر این، استفاده از مقیاس ALIS-I در مطالعات آزمایشی به‌منظور بررسی بیشتر روایی عملکردی آن توصیه می‌شود.

### محدودیت‌ها و پیشنهادها

علی‌رغم نتایج امیدوارکننده، مطالعه حاضر محدودیت‌هایی داشت.

۱. ازآنجایی‌که شرکت‌کنندگان از تعداد محدودی از شهرهای ایران در پژوهش شرکت کرده بودند، قبل از تعمیم نتایج به کل جمعیت ایران، تحقیقات بیشتری لازم است.

۲. شرکت در این مطالعه کاملاً آنلاین بود، که اگرچه به دلیل همه‌گیری کووید-۱۹، اجتناب‌ناپذیر بوده است، ممکن است به منبعی برای سوگیری انتخاب تبدیل شده باشد. نمونه‌گیری آنلاین به چند دلیل می‌تواند سوگیری ایجاد کند: سوگیری انتخاب خود (شرکت‌کننده از نظرسنجی مطلع می‌شود و تصمیم می‌گیرد نظرسنجی را تکمیل کند)؛ سوگیری تحت پوشش بودن (اینکه آیا جامعه هدف دسترسی به اینترنت دارد یا نه و سوگیری پاسخ داوطلبانه (زمانی که اعضای نمونه داوطلبانی هستند که خودشان انتخاب کرده‌اند شرکت کنند. بنابراین تعمیم یافته‌ها به نوجوانان ایرانی محدود می‌شود که به اینترنت دسترسی داشتند.

۳. به‌دلیل محدودیت‌های نمونه‌گیری، تفاوت‌های جمعیت‌شناختی بین ۲ گروه بالینی و غیربالینی وجود دارد که باید در بررسی نتایج مورد توجه قرار گیرد. بنابراین انجام پژوهش‌های بیشتر با مشارکت طیف وسیع‌تری از نوجوانان از ایران و سایر کشورها ضروری به نظر می‌رسد. پیشنهاد می‌شود این ابزار در پژوهش‌های آزمایشی نیز استفاده شود تا روایی عملکردی آن بررسی شود.

## ملاحظات اخلاقی

### پیروی از اصول اخلاق پژوهش

کمیته اخلاق دانشگاه علوم توانبخشی و سلامت اجتماعی تهران این مطالعه را با شناسه اخلاق (IR.USWR.REC.1399.167) تأیید کرده است. قبل از انجام پژوهش رضایت‌نامه کتبی آگاهانه از تمام شرکت‌کنندگان اخذ شد. شرکت‌کنندگان همچنین از حق خود برای ترک پروژه هر زمان که بخواهند بدون هیچ عواقبی اطمینان داشتند. اطلاعات شرکت‌کنندگان نزد پژوهشگران محفوظ باقی ماند. تمام مراحل با رعایت اصول اخلاقی اعلامیه هلسینکی انجام شد.

18. Gender Equality Index (GPI)

### حامی مالی

این پژوهش برگرفته از پایان‌نامه دکترای نسیم موسوی، در گروه روانشناسی بالینی **دانشگاه علوم توانبخشی و سلامت اجتماعی** است و هیچ‌گونه کمک مالی از سازمانی‌های دولتی، خصوصی و غیرانتفاعی دریافت نکرده است.

### مشارکت‌نویسندگان

مفهوم‌سازی: عباس پورشهباز و نسیم موسوی؛ تحقیق و بررسی و نگارش پیش‌نویس: نسیم موسوی؛ ویراستاری و نهایی‌سازی نوشته: حمید پورشریفی، عباس پورشهباز، فرشته مومنی و رونالد رپی.

### تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان این مقاله تعارض منافع ندارد.

### تشکر و قدردانی

از زحمات جناب آقای دکتر امید رضائی، جناب آقای رضا آرائی، خانم دکتر مرضیه نوروزپور و همه شرکت‌کنندگانی که در انجام این پژوهش همکاری کردند، قدردانی می‌شود.

## References

[1] Klaufus L, Verlinden E, van der Wal M, Cuijpers P, Chinapaw M, Smit F. Adolescent anxiety and depression: burden of disease study in 53,894 secondary school pupils in the Netherlands. BMC Psychiatry. 2022; 22(1):225. [DOI:10.1186/s12888-022-03868-5] [PMID]

[2] Mohammadi MR, Ahmadi N, Khaleghi A, Mostafavi SA, Kamali K, Rahgozar M, et al. Prevalence and correlates of psychiatric disorders in a national survey of Iranian children and adolescents. Iranian Journal of Psychiatry. 2019; 14(1):1-15. [DOI:10.18502/ijps.v14i1.418] [PMID]

[3] Oliveira JMD, Butini L, Pauletto P, Lehmkuhl KM, Stefani CM, Bolan M, et al. Mental health effects prevalence in children and adolescents during the COVID-19 pandemic: A systematic review. Worldviews on Evidence-Based Nursing. 2022; 19(2):130-7. [DOI:10.1111/wvn.12566] [PMID]

[4] Ahlen J, Hursti T, Tanner L, Tokay Z, Ghaderi A. Prevention of anxiety and depression in Swedish school children: A cluster-randomized effectiveness study. Prev Sci. 2018; 19(2):147-58. [DOI:10.1007/s11121-017-0821-1] [PMID]

[5] Greenberg PE, Fournier AA, Sisitsky T, Pike CT, Kessler RC. The economic burden of adults with major depressive disorder in the United States (2005 and 2010). The Journal of Clinical Psychiatry. 2015; 76(2):155-62. [DOI:10.4088/JCP.14m09298] [PMID]

[6] Cummings CM, Caporino NE, Kendall PC. Comorbidity of anxiety and depression in children and adolescents: 20 years after. Psychological Bulletin. 2014; 140(3):816-45. [DOI:10.1037/a0034733] [PMID]

[7] Schniering CA, Forbes MK, Rapee RM, Wuthrich VM, Queen AH, Ehrenreich-May J. Assessing functional impairment in youth: development of the adolescent life interference scale for internalizing symptoms (ALIS-I). Child Psychiatry and Human Development. 2023; 54(2):508-19. [DOI:10.1037/t88321-000] [PMID]

[8] Young JF, Mufson L, Davies M. Impact of comorbid anxiety in an effectiveness study of interpersonal psychotherapy for depressed adolescents. Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry. 2006; 45(8):904-12. [DOI:10.1097/01.chi.0000222791.23927.5f] [PMID]

[9] Starr LR, Davila J. Differentiating interpersonal correlates of depressive symptoms and social anxiety in adolescence: Implications for models of comorbidity. Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology. 2008; 37(2):337-49. [DOI:10.1080/15374410801955854] [PMID]

[10] Ollendick TH, Jarrett MA, Grills-Taquechel AE, Hovey LD, Wolff JC. Comorbidity as a predictor and moderator of treatment outcome in youth with anxiety, affective, attention deficit/hyperactivity disorder, and oppositional/conduct disorders. Clinical Psychology Review. 2008; 28(8):1447-71. [DOI:10.1016/j.cpr.2008.09.003] [PMID]

[11] Schniering CA, Rapee RM. Evaluation of a transdiagnostic treatment for adolescents with comorbid anxiety and depression. Journal of Affective Disorders Reports. 2020; 2:100026. [DOI:10.1016/j.jadr.2020.100026]

[12] Pruessner L, Timm C, Kalmar J, Bents H, Barnow S, Mander J. Emotion regulation as a mechanism of mindfulness in individual cognitive-behavioral therapy for depression and anxiety disorders. Depression and Anxiety. 2024; 2024:9081139. [DOI:10.1155/2024/9081139] [PMID]

[13] Berk LE. Development through the lifespan. 7th ed. Boston: Pearson; 2014. [Link]

[14] Rapee RM, Bőgels SM, van der Sluis CM, Craske MG, Ollendick T. Annual research review: Conceptualising functional impairment in children and adolescents. Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines. 2012; 53(5):454-68. [DOI:10.1111/j.1469-7610.2011.02479.x] [PMID]

[15] Shaffer DE, Lucas CP, Richters JE. Diagnostic assessment in child and adolescent psychopathology. New York: The Guilford Press; 1999. [Link]

[16] Stein RE, Jessop DJ. Functional status II(R). A measure of child health status. Medical Care. 1990; 28(11):1041-55. [DOI:10.1097/00005650-199011000-00006] [PMID]

[17] Dickson SJ, Kuhnert RL, Lavell CH, Rapee RM. Impact of psychotherapy for children and adolescents with anxiety disorders on global and domain-specific functioning: A systematic review and meta-analysis. Clinical Child and Family Psychology Review. 2022; 25(4):720-36. [DOI:10.1007/s10567-022-00402-7] [PMID]

[18] Palermo TM, Long AC, Lewandowski AS, Drotar D, Quittner AL, Walker LS. Evidence-based assessment of health-related quality of life and functional impairment in pediatric psychology. Journal of Pediatric Psychology. 2008; 33(9):983-96. [DOI:10.1093/jpepsy/jsn038] [PMID]

[19] Palermo TM, Witherspoon D, Valenzuela D, Drotar DD. Development and validation of the Child Activity Limitations Interview: A measure of pain-related functional impairment in school-age children and adolescents. Pain. 2004; 109(3):461-70. [DOI:10.1016/j.pain.2004.02.023] [PMID]

[20] Walker LS, Greene JW. The functional disability inventory: measuring a neglected dimension of child health status. Journal of Pediatric Psychology. 1991; 16(1):39-58. [DOI:10.1093/jpepsy/16.1.39] [PMID]

[21] Rapee RM, Oar EL, Johnco CJ, Forbes MK, Fardouly J, Magson NR, et al. Adolescent development and risk for the onset of social-emotional disorders: A review and conceptual model. Behaviour Research and Therapy. 2019; 123:103501. [DOI:10.1016/j.brat.2019.103501] [PMID]

[22] Bonnie RJ, Backes EP, Alegria M, Diaz A, Brindis CD. Fulfilling the promise of adolescence: Realizing opportunity for all youth. The Journal of Adolescent Health. 2019; 65(4):440-2. [DOI:10.1016/j.jadohealth.2019.07.018] [PMID]

[23] Attell BK, Cappelli C, Manteuffel B, Li H. Measuring Functional Impairment in Children and Adolescents: Psychometric properties of the Columbia impairment scale (CIS). Evaluation & the Health Professions. 2020; 43(1):3-15. [DOI:10.1177/0163278718775797] [PMID]

[24] Rao PA, Beidel DC, Turner SM, Ammerman RT, Crosby LE, Sallee FR. Social anxiety disorder in childhood and adolescence: Descriptive psychopathology. Behaviour Research and Therapy. 2007; 45(6):1181-91. [DOI:10.1016/j.brat.2006.07.015] [PMID]

[25] Duinhof EL, Lek KM, de Looze ME, Cosma A, Mazur J, Gobina I, et al. Revising the self-report strengths and difficulties questionnaire for cross-country comparisons of adolescent mental health problems: The SDQ-R. Epidemiology and Psychiatric Sciences. 2019; 29:e35. [DOI:10.1017/S2045796019000246] [PMID]

[26] Hariharan M, Padhy M, Monteiro SR, Nakka LP, Chivukula U. Adolescence Stress Scale: Development and Standardization. Journal of Indian Association for Child and Adolescent Mental Health. 2023; 19(2):197-206. [DOI:10.1177/09731342231173214]

[27] Abbasi N, Ghosh S. Construction and standardization of examination anxiety scale for adolescent students. International Journal of Assessment Tools in Education. 2020; 7(4):522-34. [DOI:10.21449/ijate.793084]

[28] Hadianfard H, Kiani B, Azizzadeh Herozi M, Mohajelin F, Mitchell JT. Health-related quality of life in Iranian adolescents: a psychometric evaluation of the self-report form of the PedsQL 4.0 and an investigation of gender and age differences. Health and Quality of Life Outcomes. 2021; 19(1):108. [DOI:10.1186/s12955-021-01742-8] [PMID]

[29] Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. fifth ed. New York: Guilford publications; 2023. [Link]

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

[31] First M, Williams J, karg R, Spitzer R. SCID-5-CV: Structured clinical interview for DSM-5 disorders: Clinician version. Tehran: Ebnesina Publication; 2016. [Link]

[32] Kennedy SM, Ehrenreich-May J. Assessment of emotional avoidance in adolescents: Psychometric properties of a new multidimensional measure. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment. 2017; 39(2):279-90. [DOI:10.1007/s10862-016-9581-7]

[33] Mousavi N, Poursharifi H, Momeni F, Pourshhbaz A, Rapee R. [Psychometric properties of the Persian version of the Adolescent life interference scale for internalizing symptoms among iranian adolescents (Persian)]. Archeves of Rehabilitation. 2025; 26(3) [Unpublished]. [Link]

[34] Muthén LK, Muthén BO. Mplus user's guide: Statistical analysis with latent variables (7th ed.). Los Angeles: Muthén & Muthén; 2012. [Link]

[35] Morin AJ. Exploratory structural equation modeling. In: Hoyle RH, editor. Handbook of Structural Equation Modeling. New York: Guilford Press; 2021. [Link]

[36] Hu Lt, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling. 1999; 6(1):1-55. [DOI:10.1080/10705519909540118]

[37] van Zyl LE, Ten Klooster PM. Exploratory structural equation modeling: Practical guidelines and tutorial with a convenient online tool for mplus. Frontiers in Psychiatry. 2022; 12:795672. [DOI:10.3389/fpsyt.2021.795672] [PMID]

[38] Asparouhov T, Muthén B. Exploratory structural equation modeling. Structural Equation Modeling. 2009; 16(3):397-438. [DOI:10.1080/10705510903008204]

[39] Vandenberg RJ, Lance CE. A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. Organizational Research Methods. 2000; 3(1):4-70. [DOI:10.1177/109442810031002]

[40] Fleiss JL, Levin B, Paik MC. Statistical methods for rates and proportions. Hoboken: John Wiley & sons; 2013. [Link]

[41] Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. Journal of Marketing Research. 1981; 18(1):39-50. [DOI:10.2307/3151312]

[42] Lai K, Green SB. The problem with having two watches: Assessment of fit when RMSEA and CFI disagree. Multivariate Behavioral Research. 2016; 51(2-3):220-39. [DOI:10.1080/00273171.2015.1134306] [PMID]

[43] Nagar S, Sherer JT, Chen H, Aparasu RR. Extent of functional impairment in children and adolescents with depression. Current Medical Research and Opinion. 2010; 26(9):2057-64. [DOI:10.1185/03007995.2010.496688] [PMID]

[44] Scott J, Scott EM, Hermens DF, Naismith SL, Guastella AJ, White D, et al. Functional impairment in adolescents and young adults with emerging mood disorders. The British Journal of Psychiatry. 2014; 205(5):362-8. [DOI:10.1192/bjp.bp.113.134262] [PMID]

[45] Ezpeleta L, Granero R, de la Osa N, Guillamón N. Predictors of functional impairment in children and adolescents. Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines. 2000; 41(6):793-801. [DOI:10.1111/1469-7610.00666] [PMID]

[46] Hadianfard H, Kiani B, Weiss MD. Study of functional impairment in students of elementary and secondary public schools in Iran. Journal of the Canadian Academy of Child and Adolescent Psychiatry. 2021; 30(2):68-81. [PMID]

[47] Amiri P, M Ardekani E, Jalali-Farahani S, Hosseinpanah F, Varni JW, Ghofranipour F, et al. Reliability and validity of the Iranian version of the pediatric quality of life inventory™ 4.0 generic core scales in adolescents. Quality of Life Research. 2010; 19(10):1501-8. [DOI:10.1007/s11136-010-9712-7] [PMID]

[48] Ghahremani S, Ahmadian Vargahan F, Khanjani S, Farahani H, Fathali Lavasani F. [Psychometric properties of the mental health and social inadaptation assessment in Iranian adolescents (Persian)]. Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology. 2022; 28(1):106-21. [DOI:10.32598/ijpcp.28.1.2000.3]

[49] The World Bank Group. Literacy rate, youth female (% of females ages 15-24) - Iran, Islamic Rep [Internet]. 2021 [Updated 2025 January 26]. Available from: [Link]

[50] Mehran G. Gender and education in Iran. Paris: The United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization; 2003. [Link]

[51] The World Bank Group. School enrollment, tertiary, female (% gross) - Iran, Islamic Rep [Internet]. 2023 [Updated 2024 March 20]. Available from: [Link]

**پیوست ۱.** هریک از موارد زیر، طی ۱ ماه اخیر، چقدر درباره شما درست بوده است؟

| | | اصلاً | برخی اوقات | گاهی اوقات | اغلب اوقات | همیشه |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | فعالیت‌هایی که داشته‌ام، کم شده‌اند. | | | | | |
| ۲ | از انجام کارهای سرگرم‌کننده با دوستانم صرف‌نظر کرده‌ام | | | | | |
| ۳ | فرصت‌های خوب در زندگی، کمتر برایم اتفاق می‌افتد. | | | | | |
| ۴ | دوستی‌هایم را از دست داده‌ام. | | | | | |
| ۵ | از چالش‌های جدید دوری کرده‌ام. | | | | | |
| ۶ | خوشی‌ها و تفریحاتم در زندگی کمتر شده است. | | | | | |
| ۷ | از انجام کارهای سرگرم‌کننده با خانواده‌ام صرف‌نظر کرده‌ام. | | | | | |
| ۸ | از دنیا بریده‌ام. | | | | | |
| ۹ | از معاشرت با افراد، دوری کرده ام. | | | | | |
| ۱۰ | احساس بیماری داشته‌ام. | | | | | |
| ۱۱ | در بدنم، احساس درد داشته‌ام. | | | | | |
| ۱۲ | به سختی توانسته‌ام بخوابم. | | | | | |
| ۱۳ | به زور و به سختی، کارهایم را انجام داده‌ام. | | | | | |
| ۱۴ | کارهایم را با کیفیت پایین انجام داده‌ام. | | | | | |
| ۱۵ | بی‌نظم شده‌ام. | | | | | |
| ۱۶ | در امتحانات یا تست‌ها عملکرد بدی داشته‌ام. | | | | | |
| ۱۷ | سرعت کارم کند بوده است. | | | | | |
| ۱۸ | با معلم‌ها یا کارفرماها به مشکل خورده‌ام. | | | | | |
| ۱۹ | با بچه‌های دیگر به مشکل خورده‌ام. | | | | | |
| ۲۰ | توسط بچه‌های دیگر مسخره شده‌ام. | | | | | |
| ۲۱ | از گروه‌ها بیرون انداخته شده‌ام. | | | | | |
| ۲۲ | از فعالیت‌های سرگرم‌کننده و جالب، من را بیرون انداخته‌اند. | | | | | |
| ۲۳ | چیزهایی گفته‌ام یا کارهایی کرده‌ام که بعداً پشیمان شده‌ام. | | | | | |
| ۲۴ | در ورزش عملکرد خوبی نداشته‌ام. | | | | | |
| ۲۵ | با والدینم بحث کرده‌ام یا جنگ داشته‌ام. | | | | | |
| ۲۶ | قادر نبوده‌ام شغلی پیدا کنم. | | | | | |

توانبخشی

This Page Intentionally Left Blank