



Journal Website

Article history:

Received 04 May 2026

Revised 30 July 2026

Accepted 02 August 2026

Initial Publication 04 August 2026

Final Publication 22 May 2027

Journal of Psychological Dynamics in Mood Disorders

Volume 6, Issue 2, pp 1-25



E-ISSN: 2981-1759

Validation and Psychometric Evaluation of the Persian Version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire for Children and Adolescents

Ahad. Abdi¹, Fatemeh. Hajikhalili², Fakhri Sadat. Hosseini^{3*}

¹ Department of Psychology, Taf.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran

² Department of Psychology, Faculty of Humanities, University of Science and Art, Yazd, Iran

³ Department of Psychology and Counseling, Faculty of Physical Education and Behavioral Sciences, Farhangian University, Tehran, Iran

* Corresponding author email address: fakhrihosseini@cfu.ac.ir

Article Info

ABSTRACT

Article type:

Original Research

How to cite this article:

Abdi, A., Hajikhalili, F., & Hosseini, F. S. (2027). Validation and Psychometric Evaluation of the Persian Version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire for Children and Adolescents. *Journal of Psychological Dynamics in Mood Disorders*, 6(2), 1-25.



© 2027 the authors. Published by Maher Talent and Intelligence Testing Institute, Tehran, Iran. This is an open access article under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) License.

Objective: This study aimed to validate the Persian version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire and examine its validity and reliability among Iranian children and adolescents.

Methodology: This applied, descriptive cross-sectional psychometric study was conducted among children and adolescents living in Iran during the 2025–2026 academic year. A total of 936 participants were selected through multistage cluster sampling. The questionnaire underwent forward translation, back-translation, and cultural adaptation. Face and content validity were evaluated by 14 experts using the content validity ratio and content validity index. Confirmatory factor analysis was performed to assess construct validity, while criterion-related validity was examined through correlations between questionnaire dimensions and depression, anxiety, stress, and self-esteem. Internal consistency was assessed using Cronbach's alpha coefficients.

Findings: The content validity ratios of all items exceeded the acceptable cutoff value of 0.51. Confirmatory factor analysis supported a six-factor structure comprising disconnection and rejection, impaired autonomy and performance, insufficient limits, other-directedness, overvigilance and inhibition, and performance standards. The model demonstrated acceptable fit indices: $\chi^2/df=2.91$, RMSEA=0.08, CFI=0.98, NFI=0.96, GFI=0.96, and AGFI=0.94. Standardized factor loadings ranged from 0.34 to 0.81. Schema dimensions were significantly and positively correlated with depression, anxiety, and stress and significantly and negatively correlated with self-esteem. Cronbach's alpha was 0.88 for the total scale, while subscale coefficients ranged from 0.70 to 0.75.

Conclusion: The Persian version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire demonstrated acceptable preliminary evidence of construct validity, criterion-related validity, and internal consistency. It may therefore be cautiously used in research and preliminary screening of children and adolescents. However, its use for individual clinical diagnosis requires further validation, norm development, determination of cutoff scores, and evaluation in independent clinical and nonclinical samples.

Keywords: Early maladaptive schemas; Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire; children and adolescents; validation; construct validity; reliability.

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Early maladaptive schemas are enduring cognitive-emotional patterns through which individuals interpret themselves, other people, interpersonal relationships, and life events. These patterns are generally understood to develop through the interaction of temperament, unmet core emotional needs, adverse developmental experiences, and repeated relational experiences during childhood and adolescence. Once established, schemas may influence attention, memory, emotional regulation, interpersonal expectations, and behavioral responses. Their activation can therefore contribute to persistent vulnerability to psychological distress, particularly when individuals repeatedly interpret ambiguous situations in accordance with negative beliefs concerning abandonment, mistrust, defectiveness, failure, dependence, vulnerability, emotional inhibition, or excessively demanding standards. Because many of these patterns begin to emerge during developmental periods, their accurate assessment in children and adolescents is important for prevention, early identification, case formulation, and the design of age-appropriate interventions (Güner, 2017).

Childhood and adolescence are critical developmental stages during which beliefs about personal worth, safety, competence, autonomy, acceptance, and the reliability of others gradually become organized. Repeated experiences of emotional deprivation, rejection, criticism, instability, overprotection, abuse, neglect, or inadequate boundaries may contribute to the formation of maladaptive schemas. Evidence from systematic review and meta-analytic research indicates that childhood abuse and neglect are significantly associated with maladaptive schemas during adolescence, suggesting that schemas may constitute an important cognitive-emotional pathway linking early adverse experiences to later psychological difficulties (May et al., 2022). Longitudinal evidence has also shown that temperament in middle childhood can be associated with maladaptive schemas in late adolescence, even when attachment-related factors are considered, indicating that schema development reflects a complex interaction between individual predispositions and relational experiences (Li et al., 2025).

Early maladaptive schemas have been linked to a broad range of emotional, behavioral, and interpersonal problems. Schema-related beliefs concerning worthlessness, rejection, danger, incompetence, and emotional suppression may increase vulnerability to depression, anxiety, stress, trauma-related symptoms, low self-esteem, and maladaptive coping. Research comparing individuals with obesity and normal-weight controls has demonstrated meaningful associations among childhood trauma, posttraumatic stress symptoms, maladaptive schemas, and schema modes, supporting the role of schema-related processes in the continuation of psychological distress (Spirou et al., 2022). These relationships highlight the clinical relevance of assessing schemas before they become increasingly rigid and generalized across life domains.

The growing application of schema therapy to children and adolescents has further increased the need for developmentally appropriate measurement tools. Contemporary child and adolescent schema interventions may incorporate play, imagery, storytelling, experiential techniques, parent involvement, and group-based methods. A recent systematic review showed that individual, group, and parent-based schema therapy interventions for children and adolescents are expanding, although the literature remains methodologically heterogeneous and further evidence is required (Uysal et al., 2026). Accurate assessment

tools are therefore necessary not only for identifying schema-related vulnerabilities but also for evaluating intervention targets and treatment-related change.

However, measuring schemas in younger populations is methodologically challenging. Many schema questionnaires were originally developed for adults and assume relatively advanced linguistic competence, abstract reasoning, self-reflection, and the ability to distinguish stable beliefs from temporary emotional states. Children and younger adolescents may interpret complex items literally, respond according to immediate circumstances, or struggle to identify enduring cognitive-emotional patterns. Accordingly, direct use of adult-oriented measures may increase measurement error and reduce content validity. Research on brief schema instruments has emphasized that reducing item complexity and length must not compromise conceptual coverage, factor structure, or psychometric precision ([Hatoum et al., 2025](#)).

A further issue concerns the dimensional structure of schemas. Although classical schema models distinguish multiple specific schemas organized within broader domains, this structure may not appear identically across developmental stages or cultures. Studies of adolescent schema questionnaires have shown that factor structure and measurement invariance require direct empirical evaluation before comparisons across groups can be considered valid ([Santos et al., 2018](#)). Similarly, Rasch-based revisions of the Young Schema Questionnaire have demonstrated that some items may show inadequate fit, uneven difficulty, or limited discrimination, reinforcing the need to examine item functioning rather than assuming that established instruments will perform similarly in every population ([Yalcin et al., 2022](#)). Subsequent comparisons of revised, short, and long forms have also highlighted the importance of evaluating predictive validity and the incremental value of alternative measurement structures ([Yalcin et al., 2023](#)).

Research on positive schemas has likewise shown that schema-related constructs may be organized hierarchically into broader domains. Validation of the Young Positive Schema Questionnaire in emerging adults supported a higher-order structure, suggesting that multiple specific schema dimensions may be meaningfully summarized within broader conceptual categories ([Coenye et al., 2025](#)). Nevertheless, findings from clinical samples, including individuals with eating disorders, indicate that factor structures may vary according to sample characteristics and psychopathological context ([Huckstepp et al., 2023](#)). These findings reinforce the need to validate schema structures independently within each target population.

Cultural adaptation is also essential. Although emotional needs may be broadly universal, the expression and interpretation of dependence, self-sacrifice, obedience, emotional restraint, achievement, family loyalty, and social approval may differ across cultural settings. Validation of the Arabic version of the Young Schema Questionnaire Short Form demonstrated that translation alone is insufficient and that factor structure, reliability, and associations with external variables must be reassessed within the target cultural context ([Sfeir et al., 2025](#)). This requirement is particularly important for illustrated instruments because images depicting family relationships, peer interaction, school experiences, emotional expression, and social roles may carry different meanings across cultures.

The Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire for Children was developed to reduce the cognitive and linguistic demands of schema assessment by combining brief self-descriptive statements with cartoon illustrations. This visual format can make abstract schema-related experiences more concrete and comprehensible for younger respondents. The Turkish adaptation of the instrument provided evidence of acceptable psychometric properties and meaningful relationships with childhood difficulties,

demonstrating the potential usefulness of illustrated schema assessment across cultural contexts when systematic adaptation procedures are applied (Köse Karaca et al., 2022). Similarly, factorial validation of a child schema questionnaire in Greek community and clinical samples highlighted the value of evaluating factor stability and group differentiation across both nonclinical and clinical populations (Tsouvelas & Chondrokouki, 2025).

Despite these developments, evidence regarding culturally adapted, developmentally suitable schema measures for Persian-speaking children and adolescents remains limited. A valid Persian instrument could support research on emotional problems, childhood adversity, family relationships, self-esteem, and schema-focused interventions. Therefore, the present study aimed to translate, culturally adapt, and evaluate the content validity, construct validity, criterion-related validity, and internal consistency of the Persian version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire for children and adolescents.

Materials and Methods

This applied study employed a descriptive cross-sectional psychometric design. The statistical population consisted of children and adolescents living in Iran during the 2025–2026 academic year. A total of 936 participants were selected through multistage cluster sampling. The reported mean age was 16.3 years, with a standard deviation of 1.41, and participants ranged from 8 to 13 years.

The Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire consists of 36 items designed to assess maladaptive schemas through short self-descriptive statements accompanied by cartoon illustrations. In the adapted scoring format used in the study, the items were rated on a five-point Likert scale ranging from very low to very high. The 36 items were organized into six broader domains: disconnection and rejection, impaired autonomy and performance, insufficient limits, other-directedness, overvigilance and inhibition, and performance standards.

The translation and adaptation process included forward translation, reconciliation of translated versions, back-translation by an independent translator, and cultural review by specialists in child psychology, psychometrics, and language. Face and content validity were examined by 14 experts. The content validity ratio and content validity index were calculated for the items and dimensions. Construct validity was evaluated through first-order confirmatory factor analysis using maximum likelihood estimation. Criterion-related validity was assessed through correlations between schema domains and measures of depression, anxiety, stress, and self-esteem. Internal consistency was examined using Cronbach's alpha coefficients. Data were analyzed using SPSS version 26 and AMOS version 24 at a significance level of .05. Ethical principles included informed parental consent, assent from the children and adolescents, voluntary participation, confidentiality, and anonymous data processing.

Findings

All 36 items met the content validity requirement. Because the expert panel consisted of 14 members, a content validity ratio greater than 0.51 was considered acceptable, and all item-level values exceeded this cutoff. The content validity index values for the six domains were 0.69 for disconnection and rejection, 0.69 for impaired autonomy and performance, 0.57 for insufficient limits, 0.74 for other-directedness, 0.70 for overvigilance and inhibition, and 0.68 for performance standards. These findings indicated that the expert panel considered the items relevant to their intended schema domains.

The descriptive item-level results showed that item means ranged approximately from 2.80 to 3.19. Standard deviations were generally around 1.34 to 1.53. Skewness and kurtosis values remained within

the range of -2 to $+2$, supporting the approximate normality of the item and scale distributions and permitting the use of parametric analyses. Item discrimination indices were reported as acceptable, and item associations with the total score indicated that the items contributed meaningfully to the overall measure.

Confirmatory factor analysis supported the proposed six-factor structure. All standardized factor loadings exceeded the minimum threshold of 0.30 and ranged from 0.34 to 0.81. The ratio of chi-square to degrees of freedom was 2.91, which was below the recommended upper limit of 3. The root mean square error of approximation was 0.08. The comparative fit index was 0.98, the normed fit index was 0.96, the goodness-of-fit index was 0.96, and the adjusted goodness-of-fit index was 0.94. Taken together, these indices indicated an acceptable to strong overall fit of the six-factor measurement model.

The six schema domains were positively and significantly correlated with one another. Inter-domain correlations generally ranged from approximately 0.30 to 0.55, indicating that the domains shared a common schema-related core while remaining sufficiently distinct. The strongest association was observed between disconnection and rejection and impaired autonomy and performance.

Criterion-related analyses showed that all six schema domains were positively and significantly associated with depression, anxiety, and stress. These relationships were generally small in magnitude, with correlations commonly ranging from approximately 0.11 to 0.16. All schema domains were negatively and significantly correlated with self-esteem, with coefficients ranging approximately from -0.13 to -0.21 . These results were consistent with the expected direction of relationships between maladaptive schemas, emotional symptoms, and negative self-evaluation.

Internal consistency was acceptable. Cronbach's alpha for the total questionnaire was 0.88. The alpha coefficients for the six domains were 0.71 for disconnection and rejection, 0.70 for impaired autonomy and performance, 0.72 for insufficient limits, 0.75 for other-directedness, 0.73 for overvigilance and inhibition, and 0.70 for performance standards. These coefficients indicated adequate internal consistency for research and preliminary screening purposes.

Discussion and Conclusion

The findings provide preliminary support for the psychometric adequacy of the Persian version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire. The acceptance of all items by the expert panel suggests that the translation and cultural adaptation process preserved the intended psychological content of the original measure. The illustrated format may have contributed to the comprehensibility of the items by presenting abstract emotional and interpersonal experiences in a more concrete form. Nevertheless, content validity should be interpreted as evidence of professional judgment rather than definitive proof that all items are interpreted identically by respondents from different developmental and cultural backgrounds.

The six-factor structure was supported by the confirmatory factor analysis. The combination of a chi-square-to-degrees-of-freedom ratio below 3, high incremental and absolute fit indices, and an RMSEA of 0.08 suggests that the proposed organization of the 36 items provides an acceptable representation of the observed data. The six domains appear to capture broad patterns of maladaptive beliefs concerning emotional disconnection, reduced autonomy, insufficient self-control, excessive orientation toward others, emotional inhibition, and performance pressure.

The factor loadings indicated that all items were meaningfully related to their intended dimensions, although the strength of these relationships varied considerably. Items with higher loadings appeared to represent their latent domains more clearly, whereas items near the lower threshold may have been more vulnerable to ambiguity, cultural interpretation, or developmental differences in self-awareness. Such items should not necessarily be removed solely on the basis of moderate loadings, particularly when they represent conceptually important content. However, they warrant further examination through cognitive interviewing, item-response analysis, and replication in independent samples.

The positive correlations among the six domains suggest that maladaptive schemas are interconnected. Experiences of emotional rejection may coexist with beliefs about incompetence, dependence, vulnerability, excessive self-sacrifice, or performance-based worth. At the same time, the correlations were not so high as to imply that the domains were redundant. The measure therefore appears to capture related but distinguishable dimensions of schema functioning.

The associations with depression, anxiety, and stress supported the criterion-related validity of the instrument. Participants with stronger maladaptive schema patterns also tended to report greater emotional distress. However, the small magnitude of these correlations indicates that schemas and current emotional symptoms are not interchangeable constructs. Schemas are relatively enduring cognitive-emotional structures, whereas depression, anxiety, and stress scores may be more strongly influenced by immediate circumstances. The findings should therefore be interpreted as preliminary support for theoretically consistent relationships rather than evidence that the questionnaire can diagnose emotional disorders.

The negative relationships with self-esteem further supported the expected validity pattern. Maladaptive schemas frequently include beliefs of defectiveness, failure, incompetence, unlovability, or conditional worth. Stronger endorsement of such beliefs would therefore be expected to coincide with a less positive evaluation of the self. Yet the relatively small correlations again indicate that self-esteem is influenced by a broader range of developmental, social, and contextual variables.

The internal consistency results were acceptable for both the total score and the six domains. The higher reliability of the total score suggests that the questionnaire captures a broad common dimension of schema vulnerability. The lower but acceptable domain coefficients may reflect the small number of items within some domains and the conceptual diversity of the schemas grouped under each broader factor. These values support research and preliminary screening applications but should be supplemented by test-retest reliability and model-based reliability estimates in future research.

Overall, the Persian version of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire demonstrated acceptable preliminary evidence of content validity, six-factor construct validity, criterion-related validity, and internal consistency. It may be used cautiously in research and early screening among Iranian adolescents. However, the current evidence does not justify using the questionnaire as an independent diagnostic instrument. Clinical interpretation should be based on multiple sources of information, including developmental history, family context, interviews, behavioral observations, and reports from parents or teachers. Further validation in larger, geographically diverse, clinical, and nonclinical samples is required before normative scores, diagnostic cutoffs, or individualized treatment decisions can be established.



وبسایت مجله

تاریخچه مقاله

دریافت شده در تاریخ ۱۴ اردیبهشت ۱۴۰۵

اصلاح شده در تاریخ ۸ مرداد ۱۴۰۵

پذیرفته شده در تاریخ ۱۱ مرداد ۱۴۰۵

اولین انتشار در تاریخ ۱۳ مرداد ۱۴۰۵

انتشار نهایی در تاریخ ۱ خرداد ۱۴۰۶

پویایی‌های روانشناختی در اختلال‌های خلقی

دوره ۶، شماره ۲، صفحه ۲۵-۱



شاپای الکترونیکی: ۲۹۸۱-۱۷۵۹

رواسازی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف برای کودکان و نوجوانان

احد عبدی^۱، فاطمه حاجی خلیلی^۲، فخری السادات حسینی^{۳*}

۱. گروه روان‌شناسی، واحد تفرش، دانشگاه آزاد اسلامی، تفرش، ایران

۲. گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه علم و هنر، یزد، ایران

۳. گروه روانشناسی و مشاوره، دانشکده تربیت بدنی و علوم رفتاری، دانشگاه فرهنگیان، تهران، ایران

*ایمیل نویسنده مسئول: fakhrihosseini@cfu.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

نوع مقاله

پژوهشی اصیل

نحوه استناد به این مقاله:

عبدی، احد، حاجی خلیلی، فاطمه، و حسینی، فخری السادات. (۱۴۰۶). رواسازی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف برای کودکان و نوجوانان. *پویایی‌های روانشناختی در اختلال‌های خلقی*، ۶(۲)، ۱-۲۵.



© ۱۴۰۶ تمامی حقوق انتشار این مقاله متعلق به نویسنده است. انتشار این مقاله به صورت دسترسی آزاد مطابق با گواهی (CC BY-NC 4.0) صورت گرفته است.

هدف: پژوهش حاضر با هدف رواسازی نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف و بررسی روایی و پایایی آن در میان کودکان و نوجوانان ایرانی انجام شد. **روش‌شناسی:** این پژوهش کاربردی با طرح توصیفی-مقطعی و از نوع مطالعات روان‌سنجی انجام شد. جامعه آماری شامل کودکان و نوجوانان کشور در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۵ بود که ۹۳۶ نفر از آنان به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. پرسش‌نامه پس از ترجمه مستقیم، بازترجمه و انطباق فرهنگی اجرا شد. روایی صوری و محتوایی ابزار با نظر ۱۴ متخصص و محاسبه نسبت روایی محتوا و شاخص روایی محتوا ارزیابی شد. برای بررسی روایی سازه از تحلیل عاملی تأییدی و برای ارزیابی روایی ملاکی از همبستگی ابعاد پرسش‌نامه با افسردگی، اضطراب، استرس و عزت‌نفس استفاده شد. همسانی درونی نیز با ضریب آلفای کرونباخ بررسی گردید. **یافته‌ها:** مقادیر نسبت روایی محتوایی تمام گویه‌ها از نقطه برش ۰٫۵۱ بیشتر بود. تحلیل عاملی تأییدی، ساختار شش‌عاملی شامل گسستگی و طرد، خودگردانی و عملکرد آسیب‌دیده، محدودیت‌های ناکافی، جهت‌گیری به دیگران، گوش‌به‌زنگی و بازداری و معیارهای عملکردی را تأیید کرد. شاخص‌های برازش مدل شامل $\chi^2/df=2.91$ ، $RMSEA=0.08$ ، $CFI=0.98$ ، $NFI=0.96$ و $GFI=0.94$ بود. بارهای عاملی گویه‌ها بین ۰٫۳۴ تا ۰٫۸۱ قرار داشت. ابعاد طرحواره‌ای با افسردگی، اضطراب و استرس همبستگی مثبت و معنادار و با عزت‌نفس همبستگی منفی و معنادار نشان دادند. آلفای کرونباخ نمره کل ۰٫۸۸ و ضرایب خرده‌مقیاس‌ها بین ۰٫۷۰ تا ۰٫۷۵ بود. **نتیجه‌گیری:** نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف از شواهد مقدماتی قابل‌قبولی در زمینه روایی سازه، روایی ملاکی و همسانی درونی برخوردار است و می‌تواند با احتیاط در پژوهش‌ها و غربالگری اولیه کودکان و نوجوانان به کار رود؛ با این حال، کاربرد تشخیصی آن مستلزم هنجاریابی و مطالعات تکمیلی است. **کلیدواژگان:** طرحواره‌های ناسازگار اولیه؛ پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف؛ کودک و نوجوان؛ رواسازی؛ روایی سازه؛ پایایی.



مقدمه

طرحواره‌های ناسازگار اولیه از مفاهیم بنیادین در رویکرد طرحواره‌درمانی به شمار می‌روند و به الگوهای عمیق، فراگیر و نسبتاً پایداری از شناخت‌ها، هیجان‌ها، خاطرات، احساس‌های بدنی و گرایش‌های رفتاری اشاره دارند که درباره خود، دیگران و روابط بین‌فردی شکل می‌گیرند. این طرحواره‌ها معمولاً در نتیجه تعامل میان خلق‌و‌خو، نیازهای هیجانی اساسی برآورده‌نشده و تجربه‌های نامطلوب دوران کودکی پدید می‌آیند و در مراحل بعدی زندگی نیز به‌عنوان چارچوب‌هایی برای تفسیر رویدادها عمل می‌کنند. هنگامی که یک طرحواره فعال می‌شود، فرد ممکن است اطلاعات محیطی را به‌صورت انتخابی پردازش کند، موقعیت‌های مبهم را مطابق باورهای پیشین خود تفسیر نماید و به شیوه‌هایی پاسخ دهد که تداوم همان الگوی ناکارآمد را تقویت می‌کنند. از این‌رو، طرحواره‌های ناسازگار اولیه صرفاً مجموعه‌ای از افکار منفی گذرا نیستند، بلکه ساختارهای سازمان‌یافته‌ای هستند که می‌توانند بر تنظیم هیجان، ادراک خود، کیفیت روابط و سازگاری روان‌شناختی اثرگذار باشند. اهمیت این سازه در دوره کودکی و نوجوانی از آن جهت بیشتر است که بسیاری از این الگوها در همین مراحل رشد در حال شکل‌گیری، تثبیت و تمایز یافتن هستند و شناسایی زودهنگام آن‌ها می‌تواند فرصت مناسبی برای پیشگیری و مداخله فراهم سازد (Güner, 2017).

کودکی و نوجوانی دوره‌هایی حساس برای تحول ساختارهای شناختی، هیجانی و بین‌فردی هستند. کودک در تعامل با والدین، خواهران و برادران، همسالان، معلمان و سایر افراد معنادار، به‌تدریج باورهای درباره ارزشمندی خود، قابلیت اعتماد دیگران، امنیت محیط، حق برخورداری از حمایت و میزان توانایی خود در عملکرد مستقل ایجاد می‌کند. تکرار تجربه‌هایی مانند طردشدگی، بی‌ثباتی عاطفی، بدرفتاری، انتقاد افراطی، حمایت بیش از حد، محرومیت هیجانی یا فقدان حدود واقع‌بینانه می‌تواند احتمال شکل‌گیری الگوهای ناکارآمد را افزایش دهد. یافته‌های حاصل از مرور نظام‌مند و فراتحلیل مطالعات نوجوانان نشان داده‌اند که تجربه سوءاستفاده و غفلت در دوران کودکی با شدت بیشتر طرحواره‌های ناسازگار در نوجوانی ارتباط دارد و انواع متفاوت بدرفتاری ممکن است با حوزه‌های طرحواره‌ای مختلف پیوند داشته باشند. این شواهد نشان می‌دهند که طرحواره‌ها را می‌توان یکی از سازوکارهای شناختی-هیجانی مهمی دانست که تجربه‌های نامطلوب اولیه را به مشکلات روان‌شناختی دوره نوجوانی مرتبط می‌سازند (May et al., 2022).

با این حال، شکل‌گیری طرحواره‌ها را نمی‌توان صرفاً پیامد مستقیم رویدادهای آسیب‌زا تلقی کرد، زیرا عوامل تحولی، ویژگی‌های خلقی و کیفیت دلبستگی نیز در این فرایند نقش دارند. خلق‌و‌خوی کودک می‌تواند نحوه دریافت، پردازش و پاسخ‌گویی او به رفتار مراقبان را تحت تأثیر قرار دهد و در کنار روابط دلبستگی، زمینه را برای پیدایش باورهای خاص درباره خود و دیگران فراهم کند. شواهد طولی در نوجوانان نشان داده‌اند که برخی ابعاد خلق‌و‌خوی دوره میانی کودکی، حتی با در نظر گرفتن نقش دلبستگی، با طرحواره‌های ناسازگار دوره نوجوانی مرتبط‌اند. چنین یافته‌ای بیانگر آن است که طرحواره‌ها محصول تعامل پیچیده‌ای میان ویژگی‌های فردی و تجارب رابطه‌ای هستند و ارزیابی آن‌ها باید در چارچوب تحول شناختی، هیجانی و اجتماعی فرد صورت گیرد (Li et al., 2025). بر همین اساس، بررسی طرحواره‌ها در کودکان و نوجوانان می‌تواند اطلاعات ارزشمندی درباره مسیرهای آسیب‌پذیری و تاب‌آوری فراهم کند و به درک دقیق‌تر تفاوت‌های فردی در واکنش به شرایط مشابه کمک نماید.

مطالعات مختلف ارتباط طرحواره‌های ناسازگار اولیه را با دامنه وسیعی از مشکلات هیجانی، رفتاری و بین‌فردی نشان داده‌اند. طرحواره‌هایی مانند ره‌اشدگی، بی‌اعتمادی، نقص و شرم، شکست، وابستگی، آسیب‌پذیری نسبت به خطر، بازداری هیجانی و معیارهای سخت‌گیرانه می‌توانند با افسردگی، اضطراب، استرس، مشکلات تنظیم هیجان، کاهش عزت‌نفس و دشواری‌های ارتباطی همراه باشند. برای مثال، مقایسه افراد دارای چاقی با افراد دارای وزن طبیعی نشان داده است که تجربه آسیب‌های دوران کودکی، نشانه‌های اختلال استرس پس

از سانه، طرحواره‌های ناسازگار اولیه و حالت‌های طرحواره‌ای در گروه‌های بالینی می‌توانند الگوهای متفاوتی داشته باشند. این یافته‌ها از نقش واسطه‌ای یا تداوم‌بخش طرحواره‌ها در ارتباط میان تجارب آسیب‌زا و مشکلات روان‌شناختی حمایت می‌کنند (Spirou et al., 2022). هرچند چنین روابطی در بسیاری از موارد همبستگی‌اند و نباید به‌صورت علی تفسیر شوند، جهت کلی شواهد بر اهمیت ارزیابی ساختارهای طرحواره‌ای در کنار نشانه‌های بالینی تأکید دارد.

در همین راستا، توسعه مداخلات طرحواره‌محور برای کودکان و نوجوانان اهمیت فزاینده‌ای یافته است. طرحواره‌درمانی در ابتدا عمدتاً برای بزرگسالان و اختلالات مزمن یا پیچیده طراحی شده بود، اما به تدریج اصول آن با نیازهای تحولی گروه‌های سنی پایین‌تر انطباق یافت. در نسخه‌های کودک و نوجوان، علاوه بر کار مستقیم با باورها و هیجان‌های کودک، از روش‌های تجربی، بازی، تصویرسازی، داستان‌پردازی، ایفای نقش و مداخلات والد‌محور استفاده می‌شود. مرور نظام‌مند مداخلات طرحواره‌درمانی برای کودکان و نوجوانان نشان داده است که الگوهای فردی، گروهی و والد‌محور این رویکرد در حال گسترش‌اند و می‌توانند در کاهش مشکلات هیجانی و رفتاری و بهبود الگوهای ارتباطی مؤثر باشند؛ با این حال، ناهمگونی روش‌شناختی مطالعات و محدودیت حجم نمونه‌ها ضرورت انجام پژوهش‌های دقیق‌تر را برجسته می‌سازد (Uysal et al., 2026). بدیهی است که اثربخشی و هدفمندی چنین مداخلاتی به وجود ابزارهای معتبر برای شناسایی و اندازه‌گیری طرحواره‌ها وابسته است.

یکی از چالش‌های اصلی در این حوزه، سنجش معتبر طرحواره‌های ناسازگار اولیه در سنین رشد است. بسیاری از پرسش‌نامه‌های طرحواره‌ای بر اساس توانایی‌های زبانی، خودبازتابی و تفکر انتزاعی بزرگسالان طراحی شده‌اند. کودکان و حتی نوجوانان کم‌سن ممکن است درک عبارت‌های پیچیده، تمایز میان احساس‌های موقعیتی و الگوهای پایدار، برآورد فراوانی تجربه‌ها و گزارش دقیق حالات درونی خود با دشواری مواجه شوند. افزون بر این، پاسخ آنان ممکن است بیش از بزرگسالان تحت تأثیر شرایط لحظه‌ای، تمایل به پاسخ‌دهی مطلوب اجتماعی، توانایی خواندن و درک واژگان قرار گیرد. بنابراین، استفاده مستقیم از ابزارهای بزرگسالان در جمعیت کودک و نوجوان می‌تواند به کاهش روایی محتوایی، افزایش خطای اندازه‌گیری و تفسیر نادرست نتایج منجر شود. پژوهش‌های مربوط به تدوین نسخه‌های کوتاه پرسش‌نامه طرحواره یانگ نیز نشان داده‌اند که کاهش تعداد گویه‌ها باید همراه با بررسی دقیق پوشش محتوایی، ساختار عاملی و عملکرد گویه‌ها انجام شود تا اختصار ابزار به تضعیف کیفیت سنجش منجر نشود (Hatoum et al., 2025).

مسئله دیگر به ساختار عاملی طرحواره‌ها مربوط است. مدل کلاسیک طرحواره‌درمانی مجموعه‌ای از طرحواره‌های متمایز را در حوزه‌های کلی سازمان‌دهی می‌کند، اما مشخص نیست که این تمایزها در تمام مراحل رشد و در همه فرهنگ‌ها به یک شکل ظاهر شوند. ممکن است در کودکان، برخی طرحواره‌ها هنوز از یکدیگر به‌طور کامل متمایز نشده باشند یا چند طرحواره در قالب یک عامل گسترده‌تر نمایان شوند. پژوهش‌های انجام‌شده بر نسخه‌های نوجوانان پرسش‌نامه طرحواره یانگ نشان داده‌اند که ساختار عاملی ابزارها می‌تواند با توجه به سن، نمونه، زبان و روش تحلیل متفاوت باشد. بررسی یک فرم کوتاه در نوجوانان، علاوه بر تأیید اهمیت ساختار چندبعدی، بر ضرورت ارزیابی همسانی اندازه‌گیری میان گروه‌ها تأکید کرده است؛ زیرا بدون اثبات هم‌ارزی اندازه‌گیری، مقایسه نمرات گروه‌های مختلف ممکن است معتبر نباشد (Santos et al., 2018).

تحلیل‌های مبتنی بر نظریه سؤال-پاسخ و مدل راش نیز نشان داده‌اند که برخی گویه‌های پرسش‌نامه‌های متداول طرحواره ممکن است از نظر دشواری، قدرت تمایز یا برازش با مدل اندازه‌گیری عملکرد مطلوبی نداشته باشند. بازنگری پرسش‌نامه طرحواره یانگ با استفاده از تحلیل راش به تدوین نسخه اصلاح‌شده‌ای انجامید که هدف آن افزایش دقت اندازه‌گیری و کاهش مشکلات مربوط به عملکرد گویه‌ها بود (Yalcin et al., 2022). ارزیابی‌های بعدی نسخه اصلاح‌شده نشان دادند که بررسی اعتبار پیش‌بین و مقایسه عملکرد آن با فرم‌های کوتاه و بلند



برای تعیین ارزش افزوده نسخه جدید ضروری است. این مطالعات بیانگر آن‌اند که اعتبار یک ابزار را نمی‌توان صرفاً بر اساس شهرت یا کاربرد گسترده آن پذیرفت، بلکه ویژگی‌های روان‌سنجی باید در هر جمعیت هدف و با استفاده از روش‌های مناسب دوباره بررسی شوند (Yalcin et al., 2023).

حتی در سنجش طرحواره‌های مثبت یا سازگار نیز مسئله ساختار عاملی و سازمان سلسله‌مراتبی عوامل مطرح است. پژوهش‌های مربوط به پرسش‌نامه طرحواره‌های مثبت یانگ نشان داده‌اند که طرحواره‌های سازگار را می‌توان در قالب حوزه‌های سطح بالاتر سازمان‌دهی کرد، اما این ساختار باید در نمونه‌های مختلف آزمون شود. بررسی ساختار مرتبه بالاتر طرحواره‌های سازگار در بزرگسالان نوظهور، شواهدی برای وجود حوزه‌های کلی‌تر فراهم کرده است و نشان می‌دهد که مدل‌های سلسله‌مراتبی می‌توانند درک جامع‌تری از روابط میان مؤلفه‌های طرحواره‌ای ارائه دهند (Coenye et al., 2025). با این حال، نتایج حاصل از نمونه‌های خاص، مانند افراد مبتلا به اختلالات خوردن، نشان داده‌اند که ساختار عاملی ابزارهای طرحواره مثبت ممکن است تحت تأثیر ویژگی‌های بالینی نمونه قرار گیرد و لازم است مدل‌های پیشنهادی در جمعیت‌های متفاوت به‌طور مستقل بررسی شوند (Huckstepp et al., 2023). این یافته‌ها به‌طور غیرمستقیم بر ضرورت اجتناب از تعمیم ساختارهای عاملی بدون آزمون تجربی در کودکان و نوجوانان ایرانی تأکید دارند.

در کنار ساختار عاملی، روایی ملاکی و روابط ابزار با سازه‌های مرتبط نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. یک پرسش‌نامه طرحواره باید علاوه بر بازنمایی ساختار نظری، بتواند الگوهای قابل‌انتظار ارتباط با متغیرهای روان‌شناختی را نشان دهد. انتظار می‌رود نمرات بالاتر طرحواره‌های ناسازگار با شدت بیشتر افسردگی، اضطراب، استرس، مشکلات رفتاری و دشواری‌های بین‌فردی همراه باشد و با متغیرهایی مانند عزت‌نفس، سازگاری و بهزیستی رابطه منفی داشته باشد. در مقابل، طرحواره‌های مثبت باید با شاخص‌های سلامت روان و عملکرد سازگارانه ارتباط مثبت نشان دهند. بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه آلمانی پرسش‌نامه طرحواره‌های مثبت در جمعیت عمومی و بیماران روان‌پزشکی نشان داده است که مقایسه نمونه‌های بالینی و غیربالینی می‌تواند اطلاعات مهمی درباره اعتبار افتراقی ابزار فراهم کند (Paetsch et al., 2022). چنین رویکردی برای ابزارهای کودک و نوجوان نیز ضروری است؛ زیرا صرف مشاهده همبستگی با نشانه‌های هیجانی برای تعیین کاربرد بالینی ابزار کافی نیست.

مسئله انطباق فرهنگی نیز در رواسازی پرسش‌نامه‌های طرحواره‌ای نقشی اساسی دارد. طرحواره‌ها گرچه بر نیازهای هیجانی نسبتاً جهان‌شمول استوارند، نحوه تجربه، بیان و تفسیر آن‌ها می‌تواند تحت تأثیر فرهنگ، ساختار خانواده، شیوه‌های فرزندپروری، ارزش‌های جمع‌گرایانه یا فردگرایانه، هنجارهای جنسیتی و انتظارات تحصیلی قرار گیرد. عبارتی که در یک فرهنگ نشانه وابستگی افراطی تلقی می‌شود، ممکن است در فرهنگی دیگر بازتاب رفتار خانوادگی پذیرفته‌شده باشد. همچنین، مفاهیمی مانند اطاعت، فداکاری، کنترل هیجان، موفقیت تحصیلی و تأیید اجتماعی در بافت‌های مختلف معانی متفاوتی پیدا می‌کنند. بررسی نسخه عربی فرم کوتاه سوم پرسش‌نامه طرحواره یانگ نشان داده است که ترجمه زبانی به‌تنهایی برای تضمین اعتبار ابزار کافی نیست و ساختار عاملی، همسانی درونی و روابط با متغیرهای مرتبط باید در زبان و فرهنگ مقصد ارزیابی شوند (Sfeir et al., 2025).

این ضرورت در مورد ابزارهای مخصوص کودکان برجسته‌تر است، زیرا تصاویر، موقعیت‌های اجتماعی و شیوه بیان هیجان نیز ممکن است معانی فرهنگی متفاوتی داشته باشند. پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف برای کودکان با هدف کاهش پیچیدگی شناختی و افزایش فهم‌پذیری سنجش طرحواره‌ها طراحی شده است. استفاده از تصاویر کارتون در کنار گویه‌های کوتاه می‌تواند به کودک کمک کند موقعیت موردنظر را به‌صورت عینی‌تر درک کند و پاسخ خود را بر اساس تجربه‌ای ملموس‌تر ارائه دهد. با این حال، تصاویر نیز باید از نظر تناسب فرهنگی، پوشش، روابط خانوادگی، محیط مدرسه و نشانه‌های غیرکلامی بررسی شوند. انطباق ترکی این پرسش‌نامه شواهدی درباره ویژگی‌های



روان‌سنجی آن و ارتباط نمرات طرحواره‌ای با دشواری‌های دوران کودکی فراهم کرده است و نشان داده است که نسخه‌های بومی‌شده می‌توانند برای سنجش طرحواره‌های کودکان مفید باشند، مشروط بر آنکه فرایند ترجمه، انطباق و ارزیابی روان‌سنجی به‌دقت انجام شود (Köse Karaca et al., 2022).

پژوهش‌های مربوط به پرسش‌نامه‌های طرحواره کودک در سایر کشورها نیز بر ضرورت بررسی جداگانه نمونه‌های جامعه و بالینی تأکید کرده‌اند. اعتبارسنجی عاملی یک پرسش‌نامه طرحواره کودک در نمونه‌های یونانی نشان داده است که ارزیابی هم‌زمان کودکان جامعه و گروه‌های بالینی می‌تواند اطلاعات دقیق‌تری درباره پایداری ساختار عاملی و توان تمایز ابزار فراهم سازد (Tsouvelas & Chondrokouki, 2025). چنین یافته‌ای اهمیت آن را نشان می‌دهد که ابزارهای طرحواره‌ای نه تنها در یک نمونه عمومی، بلکه در کودکان دارای مشکلات هیجانی یا رفتاری نیز آزمون شوند. در غیاب این شواهد، کاربرد ابزار باید به پژوهش و غربالگری مقدماتی محدود شود و نباید از نمرات آن به‌تنهایی برای تشخیص یا تصمیم‌گیری درمانی استفاده کرد.

همچنین، مطالعات روان‌سنجی جامع بر ابزارهای طرحواره کودکان و نوجوانان نشان داده‌اند که ارائه مقادیر هنجاری، بررسی ثبات زمانی و تعیین تفاوت‌های وابسته به سن و جنسیت برای تفسیر معنادار نمرات ضروری است. پژوهش‌گونر درباره مجموعه پرسش‌نامه‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه برای کودکان و نوجوانان، علاوه بر بررسی روایی و پایایی، بر اهمیت مقادیر هنجاری در تفسیر نمرات تأکید کرد (Güner, 2017). نمره خام یک کودک تنها زمانی معنای کاربردی بیشتری پیدا می‌کند که بتوان آن را با توزیع نمرات گروه هم‌سن و هم‌جنس مقایسه کرد. افزون بر این، طرحواره‌ها ممکن است در مراحل مختلف نوجوانی شدت یا ساختار متفاوتی داشته باشند؛ بنابراین، بررسی همسانی اندازه‌گیری بر حسب سن و جنسیت یکی از الزامات توسعه ابزارهای معتبر است.

با وجود گسترش پژوهش‌های بین‌المللی، در زبان فارسی شواهد کافی درباره ویژگی‌های روان‌سنجی ابزارهای مصور و متناسب با رشد برای سنجش طرحواره‌های کودکان و نوجوانان وجود ندارد. استفاده از نسخه‌های ترجمه‌شده بدون ارزیابی دقیق می‌تواند به خطا در برآورد شدت طرحواره‌ها و روابط آن‌ها با مشکلات روان‌شناختی منجر شود. فرایند رواسازی باید شامل ترجمه مستقیم، بازترجمه، بررسی معادل بودن مفهومی، ارزیابی روایی صوری و محتوایی، تحلیل ساختار عاملی و سنجش پایایی باشد. افزون بر این، ارتباط ابعاد ابزار با نشانه‌هایی مانند افسردگی، اضطراب و استرس و با سازه‌ای مانند عزت‌نفس می‌تواند شواهدی درباره روایی مبتنی بر روابط با متغیرهای بیرونی فراهم کند. یافته‌های مربوط به پیوند طرحواره‌های ناسازگار با مشکلات دوران کودکی، آسیب‌های اولیه و نشانه‌های روان‌شناختی نشان می‌دهند که انتظار چنین روابطی از نظر نظری موجه است (Köse Karaca et al., 2022; May et al., 2022; Spirou et al., 2022).

در عین حال، تفسیر نتایج روان‌سنجی باید با احتیاط انجام شود. دستیابی به شاخص‌های برازش مناسب لزوماً به معنای تأیید قطعی مدل نیست، به‌ویژه هنگامی که اصلاحات آماری متعددی روی همان نمونه انجام شده باشد. ضرایب آلفای کرونباخ نیز به تعداد گویه‌ها، همگنی محتوایی و مفروضات مدل اندازه‌گیری وابسته‌اند و بهتر است در مطالعات بعدی با شاخص‌هایی مانند امگای مک‌دونالد، پایایی ترکیبی و آزمون‌بازآزمون تکمیل شوند. همچنین، همبستگی‌های معنادار اما ضعیف با متغیرهای ملاک تنها شواهد مقدماتی فراهم می‌کنند و برای تعیین روایی بالینی باید از مصاحبه‌های تشخیصی، گزارش والدین و معلمان و مقایسه گروه‌های بالینی و غیربالینی استفاده شود. ادبیات اخیر درباره بازنگری و کوتاه‌سازی ابزارهای طرحواره‌ای نیز بر همین ضرورت تأکید دارد که اعتبار ابزار باید از طریق مجموعه‌ای از شواهد مکمل، نه یک شاخص منفرد، ارزیابی شود (Hatoum et al., 2025; Yalcin et al., 2022; Yalcin et al., 2023).

بر این اساس، رواسازی نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف می‌تواند گامی در جهت توسعه ابزارهای بومی و متناسب با رشد در حوزه روان‌شناسی کودک و نوجوان باشد. چنین ابزاری می‌تواند در پژوهش‌های مربوط به عوامل خطر، مشکلات هیجانی، روابط



خانوادگی، تجارب نامطلوب کودکی و اثربخشی مداخلات طرحواره‌محور مورد استفاده قرار گیرد. در صورت تأیید بیشتر ویژگی‌های روان‌سنجی، امکان استفاده از آن در مدارس و مراکز مشاوره برای غربالگری اولیه نیز فراهم خواهد شد. با این حال، دستیابی به این هدف مستلزم آن است که ساختار عاملی ابزار، همسانی درونی و روابط آن با شاخص‌های سلامت روان در جامعه ایرانی به‌طور تجربی بررسی شود و نتایج در چارچوب محدودیت‌های نمونه و روش تحلیل تفسیر گردد (Tsouvelas & Chondrokouki, 2025; Uysal et al., 2026).

بنابراین، پژوهش حاضر با هدف رواسازی و بررسی روایی محتوایی، روایی سازه، روایی ملاکی و پایایی نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف در کودکان و نوجوانان ایرانی انجام شد.

مواد و روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش، یک مطالعه توصیفی-مقطعی از نوع روان‌سنجی بود که با هدف رواسازی نسخه فارسی پرسش‌نامه طرحواره کودک و نوجوان انجام شد. جامعه آماری پژوهش را کلیه کودکان و نوجوانان کشور در سال تحصیلی ۱۴۰۵-۱۴۰۴ تشکیل دادند که از میان آنان، ۹۳۶ نفر با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. فرایند ترجمه و انطباق فرهنگی ابزار بر اساس الگوی ترجمه مستقیم و بازترجمه^۱ انجام گرفت؛ بدین ترتیب که پرسشنامه ابتدا به‌طور مستقل توسط دو متخصص مسلط به زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد، پس از تلفیق نسخه‌ها، ترجمه معکوس آن توسط مترجمی مستقل صورت گرفت و نسخه نهایی با نظر متخصصان روان‌شناسی کودک، روان‌سنجی و زبان‌شناسی تدوین شد. برای بررسی روایی صوری و محتوایی، گویه‌ها در اختیار ۱۴ نفر از متخصصان قرار گرفت و شاخص روایی محتوا (CVI) و نسبت روایی محتوا (CVR) محاسبه شد؛ همچنین فهم‌پذیری گویه‌ها در یک مطالعه مقدماتی با مشارکت [تعداد] کودک و نوجوان ارزیابی گردید. روایی سازه ابزار از طریق تحلیل عاملی اکتشافی^۲ (EFA) و تحلیل عاملی تأییدی^۳ (CFA) بررسی شد. پایایی ابزار نیز با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ و روش آزمون‌بازآزمون با فاصله زمانی ۴ هفته ارزیابی شد.

پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف برای کودکان^۴ (DISC) که توسط لوس^۵ و همکاران (۲۰۱۸) تدوین شده است، پرسش‌نامه‌ای ۳۶ گویه‌ای است که طرحواره‌های ناسازگار را در کودکان ۸ تا ۱۳ ساله ارزیابی می‌کند. این ابزار بر مبنای فرم کوتاه نسخه سوم پرسش‌نامه طرحواره یانگ (۲۰۰۵) طراحی شده و در قالب یک دفترچه ارائه می‌شود. در هر صفحه از دفترچه، یک تصویر کارتونی نشان‌دهنده موقعیتی مرتبط با یک طرحواره خاص درج شده است و پس از آن، برای هر کدام از ۱۸ طرحواره، دو گویه اختصاصی ارائه می‌شود. گویه‌ها به‌صورت عبارت‌های خودتوصیفی تنظیم شده‌اند و پاسخ‌دهندگان باید میزان موافقت خود را با آن‌ها بر اساس یک مقیاس چهاردرجه‌ای مشخص کنند: ۴ = «همیشه درست است»، ۳ = «اغلب درست است»، ۲ = «به‌ندرت درست است» و ۱ = «هرگز درست نیست». در مطالعه اولیه لوس و همکاران (۲۰۱۸)، ضریب آلفای کرونباخ برای بررسی همسانی درونی کل مقیاس ۰/۸۷ به دست آمد. پایایی بازآزمایی نیز در فاصله زمانی ۱۲ تا ۱۳ ماه برابر با $r=0/61$ و از نظر آماری معنادار بود $p<0/01$ این ضریب در فاصله زمانی ۲۶ تا ۳۴ ماه برابر با $r=0/37$ گزارش شد. بین طرحواره‌های متناظر در ابزارهای DISC و SIC همبستگی مثبت مشاهده شد که ضرایب آن بین ۰/۲۲ تا ۰/۶۹ قرار داشتند. این یافته شواهدی در تأیید روایی ملاکی پرسش‌نامه فراهم کرد (لوس و همکاران، ۲۰۱۸). همچنین، برای بررسی روایی پیش‌بین، همبستگی پیرسون میان نمرات

¹ Forward-Backward Translation

² Exploratory Factor Analysis

³ Confirmatory Factor Analysis

⁴ Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire for Children

⁵ Loose



DISC و پرسش‌نامه نقاط قوت و دشواری‌ها^۱ (گودمن^۲، ۱۹۹۷) محاسبه شد. نتایج نشان داد که ضریب همبستگی DISC با نسخه خودگزارشی SDQ برابر با $r = 0.42$ و با نسخه ارزیابی والدین برابر با $r = 0.23$ بود (لوس و همکاران، ۲۰۱۸). در مطالعه حاضر، ضریب آلفای کرونباخ نمره کل DISC برابر با 0.88 بود و ضرایب مربوط به خرده‌مقیاس‌ها در دامنه 0.70 تا 0.79 قرار داشتند.

داده‌ها پس از اخذ رضایت آگاهانه از والدین و موافقت کودکان و نوجوانان، با رعایت اصل محرمانگی گردآوری و با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۴ در سطح معناداری 0.05 تحلیل شدند.

یافته‌ها

نتایج بخش اول پژوهش شامل ویژگی‌های توصیفی گروه نمونه و داده‌های استنباطی مربوط به بررسی مدل مفهومی پژوهش گزارش شد. نتایج جدول نشان می‌دهد که میانگین سن شرکت‌کننده در این آزمون $16/3$ با انحراف استاندارد $1/41$ است؛ از طرفی کمترین سن مربوط به آزمودنی‌های ۸ ساله و بیشترین سن مربوط به آزمودنی‌های ۱۳ ساله است. همچنین نتایج جدول نشان می‌دهد که $30/6$ درصد دارای تحصیلات دیپلم و زیر دیپلم؛ $19/7$ ، کاردانی؛ $17/4$ درصد کارشناسی؛ $21/3$ کارشناسی ارشد و 11 درصد از مادران نیز دارای سطح تحصیلات دکتری بودند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که $21/3$ درصد از پدران دارای تحصیلات دیپلم و زیر دیپلم؛ $21/9$ درصد، کاردانی؛ $27/7$ درصد کارشناسی؛ $17/1$ کارشناسی ارشد و $11/9$ درصد نیز دارای سطح تحصیلات دکتری بودند. از سوی دیگر نتایج نشان می‌دهد که $50/6$ درصد از مادران شرکت‌کنندگان خانه دار و $49/4$ درصد نیز شاغل گزارش شده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که $34/5$ درصد از پدران کارمندی؛ $32/3$ درصد کارگر و $33/2$ درصد هم‌آزاد گزارش شد.

جدول ۱

گویه‌ها و شاخص‌های توصیفی پرسشنامه طرح-واره‌های نوجوانی

شماره	متغیرهای پژوهش	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	بارعاملی	خطا	قدرت تشخیص
۱	اگر کاری طولانی‌تر شود زود ناراحت می‌شوم	۳.۰۶	۱.۴۲	-۱.۲۹	-۰.۰۲	۰/۳۷	۰.۸۲	(ثابت)
۲	صبر کردن برای چیزی برایم خیلی سخت است.	۲.۹۲	۱.۴۴	-۱.۳۷	۰.۰۸	۰/۳۸	۰.۶۵	
۳	برای اینکه دعوا نشود، دوست دارم دیگران تصمیم بگیرند	۳.۱۳	۱.۴۰	-۱.۳۰	-۰.۱۳	۰/۵۱	۰.۷۰	
۴	نظر دیگران مهم‌تر از نظر من است.	۳.۰۹	۱.۴۴	-۱.۳۵	-۰.۰۸	۰/۴۷	۰.۸۳	
۵	فکر می‌کنم دوستانم به من خیانت می‌کنند	۲.۹۶	۱.۳۸	-۱.۲۶	-۰.۰۴	۰/۵۱	۰.۶۵	
۶	فکر می‌کنم دیگران از من سوءاستفاده می‌کنند.	۳.۱۲	۱.۴۵	-۱.۳۲	-۰.۱۳	۰/۵۰	۰.۷۰	
۷	نمی‌فهمم چگونه کسی ممکن است مرا دوست داشته باشد.	۲.۹۹	۱.۴۴	-۱.۳۴	-۰.۰۳	۰/۳۷	۰.۸۳	
۸	احساس می‌کنم ارزش دوست داشته شدن ندارم	۳.۰۱	۱.۴۴	-۱.۳۳	-۰.۰۱	۰/۳۴	۰.۵۰	
۹	دوست ندارم با دیگران وقت بگذرانم.	۲.۸۸	۱.۴۰	-۱.۲۴	۰.۱۰	۰/۳۸	۰.۵۶	
۱۰	دوست دارم تنها باشم و به گروه ملحق نشوم.	۳.۰۹	۱.۴۱	-۱.۲۶	-۰.۰۳	۰/۵۷	۰.۷۹	
۱۱	در کارهای روزمره به کمک زیادی نیاز دارم. در غیر این صورت از عهده آن برنمی‌آیم.	۲.۹۹	۱.۴۲	-۱.۳۲	-۰.۰۴	۰/۳۹	۰.۸۰	(ثابت)
۱۲	بدون کمک والدینم به سختی کاری انجام می‌دهم.	۳.۰۲	۱.۴۱	-۱.۳۰	۰.۰۱	۰/۳۶	۰.۷۷	

¹ Strengths and Difficulties Questionnaire; SDQ

² Goodman



۱۳	مهم نیست در مدرسه چه کار کنم، همیشه دیگران بهتر از من هستند.	۳.۱۹	۱.۳۴	-۱.۱۴	-۰.۲۰	۰/۵۱	۰.۲۳۰	۰.۶۳
۱۴	عملکردم ضعیف است و فکر می‌کنم همیشه همین‌طور خواهد بود.	۳.۰۱	۱.۴۰	-۱.۲۷	-۰.۰۲	۰/۴۷	۰.۲۴۸	۰.۷۱
۱۵	حس می‌کنم هر لحظه ممکن است اتفاق بدی بیفتد.	۲.۹۶	۱.۴۶	-۱.۳۶	۰.۰۷	۰/۴۰	۰.۲۳۴	۰.۷۸
۱۶	می‌ترسم اتفاق بدی بیفتد.	۲.۸۰	۱.۴۲	-۱.۲۹	۰.۲۲	۰/۴۸	۰.۲۵۸	۰.۶۹
۱۷	وقتی والدینم مشکل دارند، فوراً ناراحت می‌شوم.	۳.۱۱	۱.۴۰	-۱.۳۳	-۰.۰۲	۰/۵۴	۰.۲۷۳	۰.۵۹
۱۸	احساس می‌کنم مسئول مشکلات یا زندگی والدینم هستم.	۳.۰۲	۱.۴۱	-۱.۳۱	-۰.۰۶	۰/۴۷	۰.۲۵۴	۰.۸۱
۱۹	دیگران مرا دانای کل صدا می‌کنند.	۳.۰۳	۱.۴۲	-۱.۳۲	۰.۰۵	۰/۸۱	۰.۴۱۰	۰.۷۴
۲۰	دیگران باید کاری را انجام دهند که من می‌خواهم.	۲.۹۰	۱.۴۰	-۱.۲۶	۰.۱۷	۰/۶۸	۰.۳۴۴	۰.۸۸
۲۱	هیچ توجه یا محبت دریافت نمی‌کنم.	۲.۹۹	۱.۴۱	-۱.۲۹	۰.۰۲	۰/۵۰	۰.۲۳۵	۰.۵۶
۲۲	هیچ‌کس واقعاً برای من وقت نمی‌گذارد.	۲.۹۵	۱.۳۹	-۱.۲۸	۰.۰۳	۰/۴۴	۰.۲۲۱	۰.۷۱
۲۳	مطمئنم خانواده و دوستانم همیشه کنارم خواهند بود.	۲.۹۳	۱.۴۱	-۱.۲۹	۰.۰۸	۰/۴۱	(ثابت)	۰.۷۶
۲۴	باور دارم خانواده و دوستانم در هر شرایطی کنارم خواهند بود.	۲.۹۵	۱.۴۵	-۱.۳۸	۰.۰۷	۰/۴۸	۰.۲۲۹	۰.۷۴
۲۵	اگر از من کمک بخواهند، همه کار می‌کنم، حتی اگر برایم دشوار باشد.	۲.۸۹	۱.۴۴	-۱.۳۴	۰.۰۷	۰/۴۶	۰.۲۰۰	۰.۸۰
۲۶	وقتی دائم به دیگران رسیدگی می‌کنم، وقتی برای خودم ندارم.	۲.۸۶	۱.۴۳	-۱.۳۰	۰.۱۲	۰/۴۶	۰.۲۰۱	۰.۷۶
۲۷	مهم است دیگران بگویند من خوبم، وگرنه حس خوبی ندارم.	۲.۹۰	۱.۵۳	-۱.۴۵	۰.۱۱	۰/۴۴	۰.۱۹۶	۰.۷۴
۲۸	داشتن لباس‌های شیک و آشنا بودن با افراد محبوب باعث می‌شود احساس کنم فرد خاصی هستم.	۳.۰۱	۱.۴۱	-۱.۲۷	-۰.۰۲	۰/۳۷	(ثابت)	۰.۷۷
۲۹	بیشتر اتفاقات زندگی‌ام بد هستند یا به بدی پایان می‌یابند.	۳.۰۰	۱.۳۹	-۱.۲۷	۰.۰۴	۰/۵۰	۰.۲۳۳	۰.۷۸
۳۰	تصمیم گرفتن برایم سخت است چون از عواقب می‌ترسم.	۳.۰۹	۱.۴۲	-۱.۳۱	-۰.۰۴	۰/۵۳	۰.۲۴۱	۰.۸۴
۳۱	نشان دادن احساساتم باعث خجالت من می‌شود.	۳.۱۹	۱.۴۵	-۱.۳۰	-۰.۲۱	۰/۴۲	۰.۲۱۴	۰.۸۰
۳۲	دوست ندارم دیگران بدانند وقتی عصبانی، نگران یا ناراحتم.	۳.۱۵	۱.۳۸	-۱.۲۶	-۰.۱۵	۰/۴۱	۰.۲۱۲	۰.۷۷
۳۳	اگر اشتباه کنم، سزاوار تنبیه هستم.	۳.۰۰	۱.۴۶	-۱.۴۰	۰.۰۱	۰/۵۲	۰.۲۳۸	۰.۷۵
۳۴	هر کسی که اشتباه کند، باید تنبیه شود، چه عمدی باشد و چه غیرعمدی.	۳.۰۴	۱.۳۸	-۱.۲۰	-۰.۰۷	۰/۴۳	(ثابت)	۰.۸۶
۳۵	خودم را تحت فشار زیادی می‌گذارم تا خودم و دیگران ببینند چقدر خوبم.	۳.۱۲	۱.۴۴	-۱.۳۷	-۰.۰۳	۰/۷۵	۰.۲۴۳	۰.۸۱
۳۶	مهم‌ترین چیز برای من این است که در مدرسه عملکرد خوبی داشته باشم.	۳.۰۲	۱.۴۴	-۱.۳۶	-۰.۰۴	۰/۷۱	(ثابت)	۰.۷۰

جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی گویه‌ها دارای همبستگی ۰/۵۰ الی ۰/۸۳ با نمره کل بوده و از قدرت تشخیص مناسبی برخوردار هستند. شاخص‌های پراکندگی میانگین و انراف معیار دلالت بر این دارند که همه سوالات در دامنه میانگین بین ۲/۸۰ الی ۳/۱۳ قرار دارند که نشان دهنده سطح متوسط طرح‌واره‌های نوجوانی در همه سوالات است.

پرسشنامه حاضر از ۳۶ ماده تشکیل شده است که شامل ۶ خرده مقیاس گسستگی و طرد (۷، ۸، ۹، ۱۰، ۵، ۶، ۲۱، ۲۲، ۲۳ و ۲۴)، خودگردانی و عملکرد آسیب دیده (۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷ و ۱۸)، محدودیت‌های ناکافی (۱، ۲، ۱۹ و ۲۰)، جهت گیری به دیگران (۳)، ۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷ و ۲۸)، گوش به زنگی (۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳ و ۳۴) و معیارهای عملکردی (۳۵ و ۳۶) است. نمره‌گذاری نیز بر اساس طیف لیکرت ۵ درجه‌ای (۱= بسیار کم تا ۵= بسیار زیاد) نمره‌گذاری می‌شود. برای تعیین هر خرده مقیاس از روایی محتوایی استفاده شده است. به‌منظور تعیین روایی محتوای از روش‌های پیشنهادی لاوشی (۱۹۷۵) استفاده شد. لاوشی بر این عقیده است که هنگامی که سطح انتزاعی و بینش بالای در رابطه با قضاوت نیاز است و در حالتی که دامنه استنباط در محتوا و پیرامون یک پیام گسترده است، محققان می‌بایست از



رویکرد روایی محتوا استفاده کنند. پاسخ اعضا به شرح زیر کدگذاری می‌شود: E، ضروری، U، مفید اما غیرضروری و N، غیرضروری. معمولاً اعضای گروه پانل ارزیاب روایی بایستی از متخصصانی تشکیل شوند که در حوزه دامنه محتوایی پرسشنامه فعالیت داشته باشند تا امکان قضاوت دقیق و صحیح فراهم شود. این اعضا بر طبق اهداف از پیش تعیین‌شده مطالعه ۱۴ نفر انتخاب شدند. اگرچه روش پیشنهادی لاوشی حداقل تعداد اعضا را ۴ نفر اعلام می‌کند اما تصمیم بر آن بود که تا حد امکان از اعضای بیشتری در این مطالعه استفاده شود. این تصمیم ضمن غلبه بر محدودیت‌های آتی نظیر انصراف افراد در شرکت در مطالعه و عدم برگشت پرسشنامه، باعث افزایش قابلیت اطمینان نتایج نیز می‌گردد. در این پرسشنامه شاخص روایی محتوایی نیز بررسی شد. این شاخص به اختصار با CVI نشان داده می‌شود. این شاخص نشان‌دهنده جامعیت قضاوت‌های مربوط به روایی یا قابلیت اجرای مدل، آزمون یا ابزار نهایی است. هرچقدر روایی محتوایی نهایی بالاتر باشد، مقدار CVI به سمت ۰/۹۹ میل می‌کند.

جدول ۲

مقادیر CVR و نتایج پذیرش یا رد پرسشنامه

شماره	متغیرهای پژوهش	CVR	نتیجه
۱	اگر کاری طولانی‌تر شود زود ناراحت می‌شوم	۰/۵۷	پذیرش
۲	صبر کردن برای چیزی برایم خیلی سخت است.	۰/۵۷	پذیرش
۳	برای اینکه دعوا نشود، دوست دارم دیگران تصمیم بگیرند	۰/۸۵	پذیرش
۴	نظر دیگران مهم‌تر از نظر من است.	۰/۷۱	پذیرش
۵	فکر می‌کنم دوستانم به من خیانت می‌کنند	۰/۵۷	پذیرش
۶	فکر می‌کنم دیگران از من سوءاستفاده می‌کنند.	۰/۷۱	پذیرش
۷	نمی‌فهمم چگونه کسی ممکن است مرا دوست داشته باشد.	۰/۸۵	پذیرش
۸	احساس می‌کنم ارزش دوست داشته شدن ندارم	۰/۵۷	پذیرش
۹	دوست ندارم با دیگران وقت بگذرانم.	۰/۸۵	پذیرش
۱۰	دوست دارم تنها باشم و به گروه ملحق نشوم.	۰/۷۱	پذیرش
۱۱	در کارهای روزمره به کمک زیادی نیاز دارم. در غیر این صورت از عهده آن برنمی‌آیم.	۰/۵۷	پذیرش
۱۲	بدون کمک والدینم به سختی کاری انجام می‌دهم.	۰/۷۱	پذیرش
۱۳	مهم نیست در مدرسه چه کار کنم، همیشه دیگران بهتر از من هستند.	۰/۷۱	پذیرش
۱۴	عملکردم ضعیف است و فکر می‌کنم همیشه همین‌طور خواهد بود.	۰/۸۵	پذیرش
۱۵	حس می‌کنم هر لحظه ممکن است اتفاق بدی بیفتد.	۰/۵۷	پذیرش
۱۶	می‌ترسم اتفاق بدی بیفتد.	۰/۵۷	پذیرش
۱۷	وقتی والدینم مشکل دارند، فوراً ناراحت می‌شوم.	۰/۸۵	پذیرش
۱۸	احساس می‌کنم مسئول مشکلات یا زندگی والدینم هستم.	۰/۷۱	پذیرش
۱۹	دیگران مرا دانای کل صدا می‌کنند.	۰/۵۷	پذیرش
۲۰	دیگران باید کاری را انجام دهند که من می‌خواهم.	۰/۵۷	پذیرش
۲۱	هیچ توجه یا محبت دریافت نمی‌کنم.	۰/۵۷	پذیرش
۲۲	هیچ‌کس واقعاً برای من وقت نمی‌گذارد.	۰/۷۱	پذیرش
۲۳	مطمئنم خانواده و دوستانم همیشه کنارم خواهند بود.	۰/۶۹	پذیرش
۲۴	باور دارم خانواده و دوستانم در هر شرایطی کنارم خواهند بود.	۰/۶۶	پذیرش
۲۵	اگر از من کمک بخواهند، همه کار می‌کنم، حتی اگر برایم دشوار باشد.	۰/۷۱	پذیرش
۲۶	وقتی دائم به دیگران رسیدگی می‌کنم، وقتی برای خودم ندارم.	۰/۷۲	پذیرش
۲۷	مهم است دیگران بگویند من خوبم، وگرنه حس خوبی ندارم.	۰/۶۹	پذیرش



۲۸	داشتن لباس‌های شیک و آشنا بودن با افراد محبوب باعث می‌شود احساس کنم فرد خاصی هستم.	۰/۷۵	پذیرش
۲۹	بیشتر اتفاقات زندگی‌ام بد هستند یا به بدی پایان می‌یابند.	۰/۸۰	پذیرش
۳۰	تصمیم گرفتن برایم سخت است چون از عواقب می‌ترسم.	۰/۷۱	پذیرش
۳۱	نشان دادن احساساتم باعث خجالت من می‌شود.	۰/۶۹	پذیرش
۳۲	دوست ندارم دیگران بدانند وقتی عصبانی، نگران یا ناراحتم.	۰/۵۹	پذیرش
۳۳	اگر اشتباه کنم، سزاوار تنبیه هستم.	۰/۶۷	پذیرش
۳۴	هر کسی که اشتباه کند، باید تنبیه شود، چه عمدی باشد و چه غیرعمدی.	۰/۷۱	پذیرش
۳۵	خودم را تحت فشار زیادی می‌گذارم تا خودم و دیگران ببینند چقدر خوبم.	۰/۶۶	پذیرش
۳۶	مهم‌ترین چیز برای من این است که در مدرسه عملکرد خوبی داشته باشم.	۰/۷۰	پذیرش

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد هر آیتمی که بیش از نیمی از اعضای پانل، ضروری تشخیص دهند، از درجه‌ای از روایی محتوایی برخوردار است و همچنین هراندازه که تعداد اعضای بیشتری به ضروری بودن یک آیتم رأی موافق دهند (فراتر از ۵۰٪) به همان اندازه از میزان روایی بالاتری برخوردار است. از آنجایی که تعداد افراد پانل متخصصان ۱۴ نفر بود طبق جدول تصمیم‌گیری CVR بزرگ‌تر از ۰/۵۱ مورد قبول بود که با توجه به جدول (۲) تمام آیتم‌ها شرط ذکرشده را دارا بودند؛ از طرفی جدول (۹) نتایج شاخص روایی محتوایی ابعاد را نشان می‌دهد:

جدول ۳

شاخص روایی محتوایی ابعاد میزان آشنایی معلمان با روش‌های تدریس فعال

ابعاد پرسشنامه	شماره سؤالات	CVI
گسستگی و طرد	۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۴	۰/۶۹
خودگردانی و عملکرد آسیب دیده	۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸	۰/۶۹
محدودیت‌های ناکافی	۱، ۲، ۱۹، ۲۰	۰/۵۷
جهت‌گیری به دیگران	۳، ۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۲۸	۰/۷۴
گوش به زنگی و بازداري	۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳، ۳۴	۰/۷۰
معیارهای عملکردی	۳۵، ۳۶	۰/۶۸

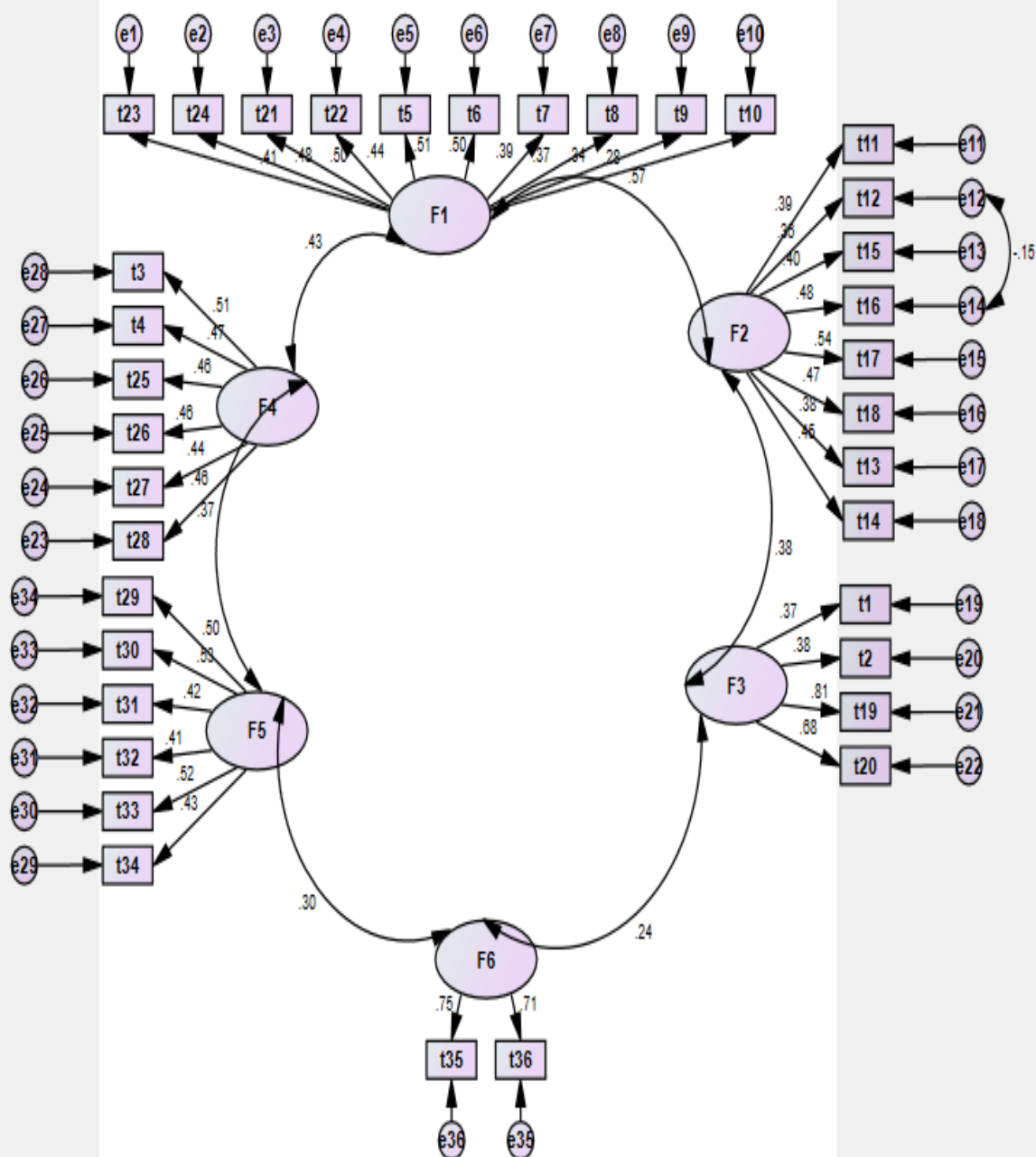
همان‌گونه که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، شاخص روایی محتوایی به تفکیک هر یک از ابعاد از شاخص روایی قابل قبول برخوردار هستند.

در ادامه به بررسی روایی سازه به روش تحلیل عاملی تأییدی مرتبطه اول به روش حداکثر درست نمایی پرداخته شده است. در شکل

(۱) مدل اندازه‌گیری ۵ عاملی ارائه شده است.

شکل ۱

مدل اندازه‌گیری ۶ عاملی پرسشنامه طرح-واره‌های نوجوانی پس از اصلاح



طبق شکل (۱) در مدل ۶ عاملی سوالات بارعاملی بیشتر از ۰/۳۰ دارند. در جدول ۶ شاخص‌های برازش مدل اندازه‌گیری به روش حداکثر درست‌نمایی ارائه شده است.



جدول ۴

شاخص‌های برازش مدل اندازه‌گیری پرسشنامه طرح-واره‌های نوجوانی

نام شاخص	شاخص‌های برازش	مقدار	حد مجاز
		χ^2 df	
		۲/۹۱	کمتر از ۳
(ریشه میانگین خطای برآورد)	RMSEA ^۱	۰/۰۸	کمتر از ۰/۱
CFI ^۲ (برازندگی تعدیل یافته)		۰/۹۸	بالاتر از ۰/۹
NFI ^۳ (برازندگی نرم شده)		۰/۹۶	بالاتر از ۰/۹
GFI ^۴ (نیکویی برازش)		۰/۹۶	بالاتر از ۰/۹
AGFI ^۵ (نیکویی برازش اصلاح شده)		۰/۹۴	بالاتر از ۰/۹

به طور کلی در کار با برنامه اموس هر یک از شاخص‌های بدست آمده به تنهایی دلیل برازندگی یا عدم برازندگی مدل نیستند و این شاخص‌ها را در کنار هم بایستی تفسیر نمود. مقدارهای بدست آمده برای این شاخص‌ها نشان می‌دهد که در مجموع الگو در جهت تبیین و برازش از وضعیت مناسبی برخوردار است. در ادامه شاخص‌های مدل اندازه‌گیری ابتدا گزارش می‌شود.

نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول نشان داد که مدل ۶ عاملی در وضعیت مطلوبی قرار دارند؛ بر این اساس می‌توان گفت پرسشنامه در حالت ۶ عاملی با ۳۶ سوال از برازش مطلوب برخوردار است؛ بر این اساس می‌توان گفت مدل ۶ عاملی از روایی سازه مطلوب برخوردار است؛ لازم به ذکر است که در بخش اصلاح مدل از حداکثر اصلاحات برای دستیابی به برازش مطلوب استفاده شده است. در ادامه نتایج بررسی روایی ملاکی (همگرا و واگرا) ارائه شده است:

جدول ۵

شاخص‌های گرایش مرکزی متغیرهای مورد بررسی، روایی ملاکی و همسانی درونی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱. گسستگی و طرد										
۲. خودگردانی و عملکرد آسیب دیده	۰/۵۵**	۱								
۳. محدودیت - های ناکافی	۰/۴۳**	۰/۴۳**	۱							
۴. جهت‌گیری نسبت به دیگران	۰/۵۱**	۰/۴۷**	۰/۴۱**	۱						

^۱ Root Mean Square Error Approximation

^۲ Comparative Fit Index

^۳ Normed Fit Index

^۴ Goodness of Fit Index

^۵ Goodness of Fit Index



۵. گوش به زنگی و بازداری	۰/۴۸**	۰/۵۰**	۰/۴۰**	۰/۳۸**	۱
۶. معیارهای عملکردی	۰/۳۱**	۰/۳۴**	۰/۳۰**	۰/۳۱**	۱
۷. افسردگی	۰/۱۳*	۰/۱۴*	۰/۱۳*	۰/۱۳*	۱
۸. اضطراب	۰/۱۲*	۰/۱۳*	۰/۱۲*	۰/۱۲*	۱
۹. استرس	۰/۱۳*	۰/۱۴*	۰/۱۱*	۰/۱۵*	۱
۱۰. عزت نفس	-۰/۱۸*	-۰/۱۵*	-۰/۱۳*	-۰/۱۶*	-۰/۱۴*
میانگین	۳۰	۲۴	۱۲	۱۸	۱۸
انحراف معیار	۷/۳۸	۶/۱۸	۴	۵/۰۹	۵/۰۶
کجی	-۰/۰۶	۰/۰۱	-۰/۱۰	-۰/۰۸	۰/۲۰
کشیدگی	-۰/۵۳	-۰/۶۳	-۰/۶۷	-۰/۴۳	-۰/۴۹
ضرایب آلفای کرونباخ	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۷۲	۰/۷۵	۰/۷۳

** همبستگی در سطح خطای ۰/۰۱ معنادار است.

* همبستگی در سطح خطای ۰/۰۵ معنادار است.

در جدول فوق میانگین، انحراف معیار و شاخص‌های کجی و کشیدگی جهت بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها ارائه شده است، همان‌گونه که قابل مشاهده است شاخص‌های کجی و کشیدگی در دامنه ۲ الی ۲- قرار دارند، بر این اساس داده‌ها دارای توزیع نرمال هستند و می‌توان از آزمون‌های آماری پارامتری استفاده نمود. نتایج جدول بالا دلالت بر این دارد که طرح‌واره‌های نوجوانی با اضطراب و افسردگی و استرس رابطه منفی و معنادار دارد که نشان دهنده روایی همگرا بین آن‌ها است. همچنین طرح‌واره‌های نوجوانی با عزت نفس همبستگی منفی و معنادار دارد که نشان دهنده روایی همگرا بین این متغیرها است. بر اساس نتایج حاضر می‌توان گفت که پرسشنامه طرح‌واره‌های نوجوانی از روایی ملاکی معتبر برخوردار است. نتایج بررسی پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ نشان داد که ضریب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های گسستگی و طرد (۰/۷۱)، خودگردانی و عملکرد آسیب دیده (۰/۷۰)، محدودیت‌های ناکافی (۰/۷۲)، جهت‌گیری به دیگران (۰/۷۵)، گوش به زنگی و بازداری (۰/۷۳)، معیارهای عملکردی (۰/۷۰) که همگی مطلوب گزارش شده اند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرح‌واره دوسلدورف برای کودکان و نوجوانان انجام شد. یافته‌ها در مجموع نشان دادند که این ابزار از شواهد مقدماتی قابل‌قبولی در زمینه روایی محتوایی، روایی سازه، روایی ملاکی و همسانی درونی برخوردار است. نتایج ارزیابی روایی محتوایی نشان داد که مقدار نسبت روایی محتوایی همه ۳۶ گویه از نقطه برش ۰/۵۱ بیشتر بود و متخصصان، گویه‌های ابزار را برای سنجش مؤلفه‌های طرح‌واره‌ای ضروری و متناسب ارزیابی کردند. تحلیل عاملی تأییدی نیز ساختار شش‌عاملی پرسش‌نامه را شامل گسستگی و طرد، خودگردانی و عملکرد آسیب‌دیده، محدودیت‌های ناکافی، جهت‌گیری به دیگران، گوش‌به‌زنگی و بازداری و معیارهای عملکردی تأیید کرد. شاخص‌های برازش مدل، شامل نسبت کای‌دو به درجه آزادی برابر با ۲/۹۱، ریشه میانگین مجذور خطای برآورد برابر با ۰/۰۸، شاخص برازش تطبیقی برابر با ۰/۹۸، شاخص برازش هنجار شده برابر با ۰/۹۶، شاخص نیکویی برازش برابر با ۰/۹۶



و شاخص تعدیل‌شده نیکویی برازش برابر با $0/94$ ، نشان‌دهنده برازش قابل‌قبول تا مطلوب مدل با داده‌های پژوهش بودند. همچنین، بارهای عاملی گویه‌ها در دامنه $0/34$ تا $0/81$ قرار داشتند. ابعاد طرحواره‌ای با افسردگی، اضطراب و استرس روابط مثبت و معنادار و با عزت‌نفس روابط منفی و معنادار نشان دادند. افزون بر این، ضریب آلفای کرونباخ نمره کل برابر با $0/88$ و ضرایب خرده‌مقیاس‌ها در دامنه $0/70$ تا $0/75$ قرار گرفتند که از همسانی درونی قابل‌قبول ابزار حمایت می‌کند.

نخستین یافته پژوهش، برخورداری تمام گویه‌ها از مقادیر قابل‌قبول نسبت روایی محتوایی بود. این نتیجه نشان می‌دهد که محتوای گویه‌ها از دیدگاه متخصصان روان‌شناسی کودک، روان‌سنجی و حوزه‌های مرتبط، با تعریف نظری طرحواره‌های ناسازگار اولیه تناسب داشته و ابعاد اصلی این سازه را به‌طور نسبتاً مناسب پوشش می‌دهد. اهمیت این یافته زمانی آشکارتر می‌شود که پیچیدگی سنجش ساختارهای شناختی و هیجانی در کودکان و نوجوانان مورد توجه قرار گیرد. طرحواره‌ها مفاهیمی عمیق و انتزاعی‌اند و کودکان ممکن است در تمایز میان باورهای پایدار، هیجان‌های گذرا و واکنش‌های وابسته به موقعیت با دشواری مواجه شوند. به همین دلیل، تناسب زبان، کوتاهی عبارت‌ها، وضوح معنایی و هماهنگی تصاویر با محتوای گویه‌ها از پیش‌شرط‌های اساسی اعتبار ابزار به شمار می‌روند. یافته حاضر با تأکید پژوهش‌های قبلی بر ضرورت تدوین یا انطباق ابزارهای متناسب با سطح تحول شناختی و هیجانی کودکان هماهنگ است (Güner, 2017; Santos et al., 2018).

ماهیت مصور پرسش‌نامه دوسلدورف می‌تواند یکی از دلایل ارزیابی مثبت محتوای آن باشد. تصاویر کارتونی همراه با عبارت‌های کوتاه و خودتوصیفی، موقعیت‌های مرتبط با طرحواره را عینی‌تر می‌کنند و احتمالاً بار شناختی پاسخ‌گویی را کاهش می‌دهند. این ویژگی به‌ویژه در سنجش طرحواره‌هایی مانند محرومیت هیجانی، بی‌اعتمادی، نقص، انزوای اجتماعی، وابستگی و بازداری هیجانی اهمیت دارد؛ زیرا بیان مستقیم و انتزاعی چنین تجربه‌هایی برای کودکان دشوار است. نتایج انطباق ترکی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف نیز نشان داده است که ترکیب تصویر و عبارت می‌تواند روشی مناسب برای سنجش تجربه‌های طرحواره‌ای کودکان باشد، مشروط بر آنکه ترجمه زبانی و انطباق فرهنگی به‌دقت انجام شود (Köse Karaca et al., 2022; Loose et al., 2018). باین‌حال، پذیرش محتوایی گویه‌ها نباید به معنای هم‌ارزی کامل فرهنگی تلقی شود؛ زیرا تصاویر مربوط به خانواده، روابط همسالان، محیط مدرسه، پوشش و شیوه نمایش هیجان ممکن است در فرهنگ‌های مختلف به شکل متفاوتی تفسیر شوند. شواهد حاصل از رواسازی نسخه عربی پرسش‌نامه طرحواره یانگ نیز نشان داده است که انتقال یک ابزار به زبان و فرهنگ جدید، افزون بر ترجمه، مستلزم ارزیابی مجدد ساختار و عملکرد روان‌سنجی آن است (Sfeir et al., 2025).

دومین یافته مهم پژوهش، حمایت تحلیل عاملی تأییدی از ساختار شش‌عاملی پرسش‌نامه بود. قرار گرفتن ۳۶ گویه در شش حوزه گسترده نشان می‌دهد که طرحواره‌های مورد سنجش، با وجود تفاوت‌های محتوایی، می‌توانند در سطحی بالاتر در قالب حوزه‌های نسبتاً منسجم سازمان یابند. این ساختار با منطق نظری طرحواره‌درمانی هماهنگ است؛ زیرا طرحواره‌های خاص بر اساس نوع نیاز هیجانی ارضانده و الگوی غالب ادراک خود و دیگران در حوزه‌های کلی‌تری گروه‌بندی می‌شوند. حوزه گسستگی و طرد تجربه‌هایی مانند نایمنی، فقدان محبت، بی‌اعتمادی و احساس نقص را پوشش می‌دهد؛ خودگردانی و عملکرد آسیب‌دیده با ادراک ناتوانی، وابستگی، شکست و آسیب‌پذیری مرتبط است؛ محدودیت‌های ناکافی به مشکلات خودکنترلی و استحقاق اشاره دارد؛ جهت‌گیری به دیگران بیانگر تقدم نیازها و ارزیابی دیگران بر خواسته‌های شخصی است؛ گوش‌به‌زنگی و بازداری با کنترل هیجان، بدبینی و تنبیه‌گری ارتباط دارد؛ و معیارهای عملکردی بر فشار برای موفقیت و دستیابی به استانداردهای سخت‌گیرانه تأکید می‌کند.

برازش ساختار شش‌عاملی با یافته‌های پژوهش‌هایی همسو است که از قابلیت سازمان‌دهی طرحواره‌ها در حوزه‌های کلی‌تر حمایت کرده‌اند. مطالعات مربوط به پرسش‌نامه‌های طرحواره کودکان و نوجوانان نشان داده‌اند که مدل‌های دارای عوامل سطح بالاتر می‌توانند روابط میان طرحواره‌های نزدیک به یکدیگر را به‌صورت فشرده‌تر و باثبات‌تر بازنمایی کنند (Güner, 2017; Tsouvelas & Chondrokouki, 2025).



همچنین، یافته‌های مربوط به ساختار مرتبه بالاتر طرحواره‌های سازگار نشان داده‌اند که مؤلفه‌های طرحواره‌ای را می‌توان در حوزه‌های وسیع‌تری سازمان داد، هرچند تعداد و ترکیب این حوزه‌ها ممکن است بر حسب سن، ویژگی‌های نمونه و ابزار مورد استفاده متفاوت باشد (Coenye et al., 2025). بنابراین، ساختار شش‌عاملی مشاهده‌شده را می‌توان بازنمایی نسبتاً فشرده‌ای از سازمان طرحواره‌ای پاسخ‌دهندگان دانست، اما این ساختار نیازمند تکرار در نمونه‌های مستقل است.

مقدار نسبت کای‌دو به درجه آزادی کمتر از ۳ و شاخص‌های CFI، NFI، GFI و AGFI بیشتر از ۰/۹۰ از تناسب مناسب مدل با داده‌ها حمایت کردند. مقدار RMSEA برابر با ۰/۰۸ نیز در مرز برازش قابل قبول قرار داشت. این مجموعه شاخص‌ها نشان می‌دهد که مدل شش‌عاملی در مجموع قادر است روابط مشاهده‌شده میان گویه‌ها را به‌طور قابل قبولی توضیح دهد. با این حال، برازش آماری مناسب به‌تنهایی برای تأیید قطعی ساختار کافی نیست، به‌ویژه هنگامی که اصلاحات مدل در همان نمونه انجام شده باشد. پژوهش‌های مربوط به اصلاح پرسش‌نامه طرحواره یانگ با استفاده از تحلیل راسخ نشان داده‌اند که عملکرد ظاهراً مناسب یک مدل ممکن است برخی مشکلات مربوط به گویه‌ها، از جمله پوشش نامتوازن دامنه سازه یا برازش متفاوت در زیرگروه‌ها، را پنهان کند (Yalcin et al., 2022). بررسی اعتبار پیش‌بین نسخه اصلاح‌شده نیز نشان داده است که ارزش یک ساختار اندازه‌گیری باید افزون بر شاخص‌های برازش، بر اساس توان پیش‌بینی و مقایسه با مدل‌های رقیب ارزیابی شود (Yalcin et al., 2023).

بارهای عاملی گویه‌ها بین ۰/۳۴ تا ۰/۸۱ قرار داشتند و همه گویه‌ها حداقل رابطه لازم با عامل مربوط به خود را نشان دادند. بارهای بالاتر بیانگر آن‌اند که برخی گویه‌ها بازنمایی روشن‌تری از عامل نهفته دارند، درحالی‌که بارهای نزدیک به ۰/۳۰ نشان می‌دهند بعضی گویه‌ها سهم محدودتری در تعریف عامل خود ایفا می‌کنند. پایین‌تر بودن بار عاملی برخی عبارت‌ها ممکن است به پیچیدگی مفهومی، ابهام زبانی، تفاوت‌های فرهنگی یا تحول ناکامل توانایی خودبازتابی مربوط باشد. نوجوان ممکن است عبارتی مانند احساس نقص، وابستگی یا نیاز به تأیید را نه به‌عنوان یک الگوی پایدار، بلکه به‌عنوان واکنشی طبیعی به یک موقعیت خاص درک کند. همچنین، برخی رفتارهایی که در نظریه طرحواره نشانه جهت‌گیری افراطی به دیگران یا وابستگی محسوب می‌شوند، ممکن است در بافت خانوادگی جمع‌گرایانه به‌عنوان احترام، همکاری یا پیوند خانوادگی تفسیر شوند.

این نتیجه با پژوهش‌هایی هماهنگ است که نشان داده‌اند ساختار طرحواره‌ها در سنین رشد لزوماً همان تمایز مشاهده‌شده در بزرگسالی را ندارد. در دوره نوجوانی، برخی طرحواره‌ها ممکن است هنوز به‌طور کامل تفکیک نشده باشند و پاسخ‌ها بیشتر تحت تأثیر رویدادهای جاری، روابط والدین و همسالان و شرایط مدرسه قرار گیرند (Li et al., 2025; May et al., 2022). مطالعات مرتبط با ساختار پرسش‌نامه‌های طرحواره مثبت نیز تفاوت‌هایی را میان نمونه‌های عمومی و بالینی نشان داده‌اند؛ برای مثال، ساختار عاملی ابزار در نمونه افراد دارای اختلال خوردن ممکن است با ساختار مشاهده‌شده در جمعیت عمومی متفاوت باشد (Huckstepp et al., 2023). بنابراین، بارهای عاملی ضعیف‌تر برخی گویه‌ها می‌توانند بازتاب تفاوت‌های تحولی و نمونه‌ای باشند، نه صرفاً نشانه ضعف گویه.

سومین یافته پژوهش نشان داد که ابعاد شش‌گانه پرسش‌نامه با یکدیگر همبستگی مثبت و معنادار دارند. این نتیجه بیانگر آن است که حوزه‌های طرحواره‌ای، ضمن برخورداری از تمایز نسبی، دارای هسته مشترکی از آسیب‌پذیری شناختی و هیجانی هستند. کودکی که روابط اولیه خود را نایمن و محروم‌کننده تجربه می‌کند، ممکن است هم‌زمان احساس ناتوانی، وابستگی، نگرانی از خطر، نیاز افراطی به تأیید و فشار برای عملکرد مطلوب را نیز تجربه کند. برای نمونه، ارتباط میان گسستگی و طرد با خودگردانی و عملکرد آسیب‌دیده را می‌توان بر اساس این فرض توضیح داد که فقدان حمایت و امنیت در روابط اولیه، فرصت رشد استقلال، کفایت و اعتماد به خود را کاهش می‌دهد. به همین ترتیب،



ارتباط گسستگی و طرد با جهت‌گیری به دیگران ممکن است نشان دهد فرد برای جلوگیری از طرد مجدد، نیازها و ترجیحات خود را نادیده می‌گیرد و پذیرش دیگران را در اولویت قرار می‌دهد.

همبستگی میان حوزه‌های طرحواره‌ای با ماهیت شبکه‌ای طرحواره‌ها همخوانی دارد. تجربه‌های نامطلوب دوران کودکی معمولاً تنها یک باور منفرد ایجاد نمی‌کنند، بلکه مجموعه‌ای از باورهای مرتبط درباره خود، دیگران و آینده را شکل می‌دهند. فراتحلیل مطالعات مربوط به سوءاستفاده و غفلت دوران کودکی نشان داده است که بدرفتاری اولیه با چندین حوزه طرحواره‌ای در نوجوانی ارتباط دارد و آثار آن به یک طرحواره محدود نمی‌شود (May et al., 2022). همچنین، پژوهش‌های مربوط به ارتباط خلق‌وخو، دلبستگی و طرحواره‌ها نشان می‌دهند که عوامل تحولی مشترک می‌توانند زمینه شکل‌گیری هم‌زمان چند طرحواره را فراهم سازند (Li et al., 2025). درعین حال، متوسط بودن ضرایب ارتباط میان خرده‌مقیاس‌ها نشان می‌دهد که ابعاد ابزار کاملاً همپوشان نیستند و هرکدام جنبه‌ای متمایز از تجربه طرحواره‌ای را اندازه‌گیری می‌کنند.

یافته دیگر پژوهش، وجود روابط مثبت و معنادار میان ابعاد طرحواره‌ای با افسردگی، اضطراب و استرس بود. جهت این روابط با مبانی نظری طرحواره‌درمانی مطابقت دارد؛ زیرا فعال‌شدن طرحواره‌های ناسازگار می‌تواند شیوه تفسیر موقعیت‌ها و تنظیم هیجان را تحت تأثیر قرار دهد. کودکی که خود را دوست‌نداشتنی، ناقص، ناتوان یا در معرض رهاشدگی می‌داند، ممکن است رویدادهای بین‌فردی را منفی‌تر تفسیر کند و در برابر نشانه‌های افسردگی و اضطراب آسیب‌پذیرتر باشد. طرحواره آسیب‌پذیری می‌تواند احتمال و پیامد رویدادهای خطرناک را بزرگ‌نمایی کند، طرحواره شکست می‌تواند انتظار ناکامی را افزایش دهد و بازداری هیجانی ممکن است امکان بیان و پردازش سازگاران هیجان‌ها را محدود سازد. در نتیجه، شدت بیشتر این الگوها با تجربه بیشتر هیجان‌های منفی همراه می‌شود.

این یافته با نتایج پژوهش‌هایی همسو است که رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه را با نشانه‌های روان‌شناختی گزارش کرده‌اند. بررسی افراد دارای چاقی و افراد دارای وزن طبیعی نشان داد که آسیب دوران کودکی، نشانه‌های استرس پس از سانحه، طرحواره‌های ناسازگار و حالت‌های طرحواره‌ای به‌طور معناداری با یکدیگر ارتباط دارند (Spirou et al., 2022). مطالعه انطباق ترکی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف نیز رابطه نمرات طرحواره‌ای را با دشواری‌های دوران کودکی تأیید کرد (Köse Karaca et al., 2022). افزون بر این، اعتبارسنجی پرسش‌نامه طرحواره کودک در نمونه‌های جامعه و بالینی نشان داده است که شدت طرحواره‌ها در کودکان دارای مشکلات بالینی می‌تواند با گروه‌های عمومی متفاوت باشد (Tsouvelas & Chondrokouki, 2025). این همسویی از روایی ملاکی نسخه فارسی حمایت می‌کند.

با وجود معناداری روابط، اندازه همبستگی ابعاد طرحواره‌ای با افسردگی، اضطراب و استرس پایین بود. این موضوع نشان می‌دهد که طرحواره‌ها تنها یکی از عوامل مرتبط با نشانه‌های هیجانی‌اند و بخش عمده تغییرپذیری این نشانه‌ها می‌تواند به عوامل دیگری مانند رویدادهای جاری، حمایت اجتماعی، خلق‌وخو، راهبردهای تنظیم هیجان، روابط خانوادگی و شرایط تحصیلی مربوط باشد. طرحواره‌ها ساختارهایی عمیق و نسبتاً پایداری دارند، درحالی‌که افسردگی، اضطراب و استرس اندازه‌گیری‌شده در یک مقطع ممکن است ماهیتی حالت‌محور داشته باشند. بنابراین، انتظار ارتباط‌های بسیار قوی میان آن‌ها لزوماً منطقی نیست. این نتیجه همچنین نشان می‌دهد که نباید از نمره پرسش‌نامه برای استنباط مستقیم وجود اختلال روان‌شناختی استفاده کرد. پژوهش‌های مربوط به تدوین نسخه‌های مختصر پرسش‌نامه طرحواره نیز بر ضرورت ارزیابی روابط ابزار با چندین ملاک بیرونی و پرهیز از اتکا به یک شاخص واحد تأکید کرده‌اند (Hatoum et al., 2025).

همبستگی منفی و معنادار ابعاد طرحواره‌ای با عزت‌نفس نیز مطابق انتظار نظری بود. طرحواره‌های ناسازگار معمولاً حاوی ارزیابی‌هایی منفی درباره ارزشمندی، شایستگی، دوست‌داشتنی بودن و توانایی فرد هستند. در حوزه گسستگی و طرد، فرد خود را فاقد ارزش دریافت محبت یا پذیرش می‌داند؛ در حوزه خودگردانی و عملکرد آسیب‌دیده، خود را ناتوان یا شکست‌خورده ارزیابی می‌کند؛ و در معیارهای عملکردی،



ارزشمندی خود را به موفقیت، اجتناب از اشتباه و تأیید دیگران مشروط می‌سازد. چنین باورهایی می‌توانند عزت‌نفس را کاهش دهند یا آن را به ارزیابی‌های بیرونی وابسته کنند. از این‌رو، افزایش نمرات طرحواره‌های ناسازگار با کاهش ارزیابی مثبت فرد از خود همراه است. در مقابل، یافته‌های مربوط به طرحواره‌های مثبت نشان داده‌اند که ساختارهای سازگار می‌توانند با عملکرد روان‌شناختی مطلوب‌تر و ادراک مثبت‌تر از خود همراه باشند (Coenye et al., 2025; Paetsch et al., 2022). این تقابل نظری، جهت منفی رابطه مشاهده‌شده با عزت‌نفس را تأیید می‌کند. در بخش پایایی، آلفای کرونباخ $0/88$ برای نمره کل، همسانی درونی مطلوب مجموعه گویه‌ها را نشان داد. ضرایب خرده‌مقیاس‌ها نیز بین $0/70$ تا $0/75$ قرار داشتند و در محدوده قابل قبول بودند. این یافته به این معناست که گویه‌های هر حوزه، با وجود تفاوت در محتوای طرحواره‌های خاص، بخش مشترکی از عامل مربوط به خود را اندازه‌گیری می‌کنند. ضرایب نسبتاً پایین‌تر خرده‌مقیاس‌ها در مقایسه با نمره کل می‌تواند ناشی از تعداد محدودتر گویه‌ها و ناهمگونی محتوایی طرحواره‌های قرارگرفته در هر حوزه باشد. مطالعات پیشین نیز برای پرسش‌نامه‌های طرحواره کودکان و نوجوانان، ضرایب همسانی درونی قابل‌قبولی گزارش کرده‌اند (Güner, 2017; Köse Karaca et al., 2022). باین‌حال، آلفای کرونباخ به‌تنهایی برای قضاوت درباره پایایی کافی نیست و بررسی ثبات زمانی و شاخص‌های مبتنی بر مدل اندازه‌گیری ضروری است.

در مجموع، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف، ساختاری شش‌عاملی و همسانی درونی قابل‌قبولی دارد و جهت روابط آن با افسردگی، اضطراب، استرس و عزت‌نفس با مبانی نظری و یافته‌های پیشین هماهنگ است. برخورداری ابزار از قالب مصور می‌تواند سنجش ساختارهای انتزاعی را برای کودکان و نوجوانان تسهیل کند و زمینه استفاده از آن را در پژوهش‌های تحولی و بالینی فراهم سازد. گسترش مداخلات طرحواره‌محور فردی، گروهی و والد‌محور برای کودکان و نوجوانان نیز نیاز به ابزارهایی معتبر برای شناسایی الگوهای هدف و ارزیابی تغییرات درمانی را افزایش داده است (Uysal et al., 2026). باین‌حال، نتایج حاضر باید شواهدی مقدماتی تلقی شوند و استفاده از پرسش‌نامه برای تشخیص بالینی یا تصمیم‌گیری درمانی فردمحور به مطالعات تکمیلی نیاز دارد.

پژوهش حاضر با چند محدودیت همراه بود. نمونه پژوهش تنها از کودکان و نوجوانان کشور انتخاب شد؛ بنابراین، تعمیم یافته‌ها به کودکان سایر استان‌ها، مناطق روستایی، گروه‌های قومی و فرهنگی و طبقات اجتماعی-اقتصادی متفاوت باید با احتیاط انجام شود. استفاده از نمونه‌گیری خوشه‌ای در مدارس نیز ممکن است به وابستگی پاسخ‌های دانش‌آموزان یک مدرسه یا کلاس منجر شده باشد، درحالی‌که اثر خوشه‌ای در تحلیل‌ها لحاظ نشد. تحلیل عاملی و اصلاح مدل بر یک نمونه واحد انجام گرفت و از نمونه مستقلی برای اعتبارسنجی متقابل استفاده نشد؛ از این‌رو، احتمال انطباق بیش از اندازه مدل با ویژگی‌های نمونه حاضر وجود دارد. داده‌ها بر پاسخ‌های خودگزارشی استوار بودند و گزارش مستقلی از والدین، معلمان یا متخصصان بالینی دریافت نشد. همچنین، نبود نمونه بالینی امکان بررسی روایی افتراقی، حساسیت، ویژگی و قدرت تشخیصی ابزار را محدود کرد. روابط طرحواره‌ها با افسردگی، اضطراب، استرس و عزت‌نفس نیز از نظر اندازه ضعیف بودند و تنها شواهد اولیه‌ای برای روایی ملاکی فراهم کردند.

پیشنهاد می‌شود ساختار عاملی نسخه فارسی پرسش‌نامه در نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تری از مناطق مختلف ایران بررسی شود و تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بر دو نمونه مستقل انجام گیرد. مقایسه مدل شش‌عاملی با مدل‌های رقیب، از جمله ساختار ۱۸ عاملی، مدل عوامل مرتبه دوم و مدل دوعاملی، می‌تواند به تعیین ساختار بهینه ابزار کمک کند. بررسی همسانی اندازه‌گیری بر حسب جنسیت، گروه سنی، پایه تحصیلی، وضعیت اجتماعی-اقتصادی و وضعیت بالینی نیز ضروری است. در مطالعات بعدی بهتر است افزون بر آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد، پایایی ترکیبی و ثبات آزمون-بازآزمون محاسبه شود. استفاده از گزارش والدین و معلمان، مصاحبه بالینی و مشاهده رفتاری می‌تواند شواهد چندروشی قوی‌تری برای اعتبار ابزار فراهم کند. همچنین، مقایسه کودکان دارای اختلالات اضطرابی، افسردگی، رفتاری و نقص



توجه/بیش‌فعالی با کودکان غیربالینی و اجرای تحلیل منحنی مشخصه عملکرد گیرنده برای تعیین نقاط برش، حساسیت و ویژگی توصیه می‌شود. مطالعات طولی نیز می‌توانند توان پرسش‌نامه را در پیش‌بینی مشکلات هیجانی و رفتاری آینده ارزیابی کنند.

نسخه فارسی پرسش‌نامه مصور طرحواره دوسلدورف در وضعیت کنونی می‌تواند به‌عنوان یک ابزار پژوهشی و وسیله غربالگری اولیه در مدارس، مراکز مشاوره و کلینیک‌های کودک و نوجوان به کار رود، اما نباید به‌تنهایی مبنای تشخیص اختلال یا انتخاب درمان قرار گیرد. روان‌شناسان و مشاوران باید نتایج آن را همراه با مصاحبه، تاریخچه تحولی و خانوادگی، گزارش والدین و معلمان و سایر ابزارهای استاندارد تفسیر کنند. بررسی الگوی خرده‌مقیاس‌ها می‌تواند به شناسایی حوزه‌های آسیب‌پذیری شناختی و هیجانی و طراحی برنامه‌های آموزش والدین، مداخلات پیشگیرانه مدرسه‌محور و درمان‌های متناسب با نیازهای کودک کمک کند. لازم است پیش از کاربرد گسترده، دستورالعمل نمره‌گذاری و تفسیر، هنجارهای سنی و جنسیتی و نقاط برش مناسب تدوین شود و کاربران ابزار نیز درباره محدودیت‌های تفسیر نمرات و تفاوت میان غربالگری و تشخیص آموزش ببینند.

تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در این پژوهش ما را یاری نمودند تشکر و قدردانی به عمل می‌آید.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

موازن اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازن و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

شفافیت داده‌ها

داده‌ها و مآخذ پژوهش حاضر در صورت درخواست از نویسنده مسئول و ضمن رعایت اصول کپی رایت ارسال خواهد شد.

حامی مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

References

- Coenye, J., Verbeken, S., Goossens, L., Louis, J. P., & Beyers, W. (2025). Adaptive Schema Domains: Validation and Higher-Order Structure of the Young Positive Schema Questionnaire in a Sample of Flemish Emerging Adults. *Journal of Personality Assessment*, 107(5), 575-585. doi:10.1080/00223891.2025.2478032
- Güner, O. (2017). Psychometric Properties and Normative Values of the Early Maladaptive Schema Questionnaire Set for Children and Adolescents. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 24(2), 534-554. doi:10.1002/cpp.2049



- Hatoum, A. H., Abbott, M. J., & Burton, A. L. (2025). Measuring Early Maladaptive Schemas: Preliminary Development of a Brief Young Schema Questionnaire. *Clinical Psychologist*, 29(1), 1-15. doi:10.1080/13284207.2024.2428248
- Huckstepp, T. J., Allen, A., Maher, A. L., Houlihan, C., & Mason, J. (2023). Factor Structure of the Young Positive Schema Questionnaire in an Eating Disorder Sample. *Eating and Weight Disorders: Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 28(1), 13. doi:10.1007/s40519-023-01549-0
- Köse Karaca, B., Armağan Küçükseymen, Z. C., Aytaç, M., & Karaosmanoğlu, H. A. (2022). Turkish Adaptation of the Düsseldorf Illustrated Schema Questionnaire for Children: Psychometric Properties and Relationship with Childhood Difficulties. *International Journal of Cognitive Therapy*, 15(3), 336-353. doi:10.1007/s41811-022-00141-1
- Li, K., Waters, T. E., & Bosmans, G. (2025). Late Adolescents' Early Maladaptive Schemas: Are They Longitudinally Linked with Middle-Childhood Temperament over and above Attachment? *Research on Child and Adolescent Psychopathology*, 53(1), 101-112. doi:10.1007/s10802-024-01256-z
- Loose, C., Meyer, F., & Pietrowsky, R. (2018). The Dusseldorf Illustrated Schema Questionnaire for Children (Disc). *Psicologia: Reflexao e Critica*, 31(1), 7.
- May, T., Younan, R., & Pilkington, P. D. (2022). Adolescent Maladaptive Schemas and Childhood Abuse and Neglect: A Systematic Review and Meta-Analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 29(4), 1159-1171. doi:10.1002/cpp.2712
- Paetsch, A., Moultrie, J., Kappelmann, N., Fietz, J., Bernstein, D. P., & Kopf-Beck, J. (2022). Psychometric Properties of the German Version of the Young Positive Schema Questionnaire in the General Population and Psychiatric Patients. *Journal of Personality Assessment*, 104(4), 522-531. doi:10.1080/00223891.2021.1966020
- Santos, L., Vagos, P., & Rijo, D. (2018). Dimensionality and Measurement Invariance of a Brief Form of the Young Schema Questionnaire for Adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, 27(7), 2100-2111. doi:10.1007/s10826-018-1050-3
- Sfeir, M., Postigo, Á., Fekih-Romdhane, F., González-Nuevo, C., Malaeb, D., Hallit, S., & Obeid, S. (2025). Psychometric Properties of the Arabic Version of the Young Schema Questionnaire Short Form-Version 3. *Scientific reports*, 15(1), 406. doi:10.1038/s41598-024-83089-w
- Spirou, D., Raman, J., Bishay, R. H., Ahlenstiel, G., & Smith, E. (2022). Childhood Trauma, Posttraumatic Stress Disorder Symptoms, Early Maladaptive Schemas, and Schema Modes: A Comparison of Individuals with Obesity and Normal-Weight Controls. *BMC psychiatry*, 22(1), 517. doi:10.1186/s12888-022-04169-7
- Tsouvelas, G., & Chondrokouki, M. (2025). Factorial Validation of the Greek Schema Questionnaire for Children: A Comparison of Community and Clinical Samples. *Child Abuse Review*, 34(3), e70031. doi:10.1002/car.70031
- Uysal, M., Gurel Ficicioglu, I. E., Mutlu, M., & Mutluer, T. (2026). Schema Therapy for Children and Adolescents: A Systematic Review of Individual, Group, and Parent-Based Interventions. *Clinical Child and Family Psychology Review*, 1-16. doi:10.1007/s10567-026-00568-4
- Yalcin, O., Marais, I., Lee, C., & Correia, H. (2022). Revisions to the Young Schema Questionnaire Using Rasch Analysis: The Ysq-R. *Australian Psychologist*, 57(1), 8-20. doi:10.1080/00050067.2021.1979885
- Yalcin, O., Marais, I., Lee, C. W., & Correia, H. (2023). The Ysq-R: Predictive Validity and Comparison with the Short and Long Forms of the Young Schema Questionnaire. *International journal of environmental research and public health*, 20(3), 1778. doi:10.3390/ijerph20031778