



The Revised Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale (CPIC-R): Construct, Reliability, and Validity

Fateme Kalantari¹ , Azra Zebardast^{1*} , Sajjad Rezaei¹ 

1. Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran.

***Corresponding Author:** Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Literature and Humanities, University of Guilan, Rasht, Iran. Email: zebardast@guilan.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:
Received: 31 Aug 2025
Revised: 23 Oct 2025
Accepted: 18 Nov 2025
Published: 02 Oct 2026

Keywords:
*Adolescents,
Confirmatory Factor Analysis,
Content Validity,
Interparental Conflict,
Revised.*

ABSTRACT

The present study aimed to reconstruct and validate the Children's Perception of Interparental Conflict Scale (CPIC) with a particular focus on content validity and confirmatory factor analysis (CFA). The research design was developmental in purpose and descriptive-correlational in methodology. The statistical population consisted of all students aged 12–18 years in Tehran during the academic year 2024–2025 (1403 in the Iranian calendar). Convenience sampling was employed to select a total of 439 adolescents, including 200 girls and 200 boys). The Family Communication Scale (FCS), the Achenbach Youth Self-Report (YSR), and the Children's Perception of Interparental Conflict Scale (CPIC) were employed to gather data. The necessity and relevance of the CPIC items were assessed by subject-matter experts during the initial phase. The questionnaires were administered to adolescents in the second phase to evaluate the psychometric properties of the instrument, following expert revisions. Indices of correlation, confirmatory factor analysis, and content validity ratio (CVR) were examined using SPSS-27 and LISREL-10. The findings indicated that out of the initial 49 items, 16 were eliminated, resulting in a revised 33-item scale. The revised model was validated by the confirmatory factor analysis, which showed satisfactory factor loadings ($\chi^2/df = 1.45$; RMSEA = 0.032). Adequate internal consistency and sufficient reliability were demonstrated by concurrent criterion validity ($r = 0.48$), discriminant validity ($r = -0.42$), and Cronbach's alpha coefficient ($\alpha = 0.85$). In general, the findings suggested that the revised version of the scale possesses satisfactory validity and reliability. Additionally, it is more efficient to administer in psychological and clinical research than the original version, while still maintaining a robust factorial structure.

Cite this article: Kalantari, F., Zebardast, A., & Rezaei, S. (2026). The Revised Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale (CPIC-R): Construct, Reliability, and Validity. *Journal of Applied Psychological Research*, 17(3), 205-223. <https://doi.org/10.22059/japr.2026.401588.645337>



© Author(s) retain the copyright.

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2026.401588.645337>

The Revised Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale (CPIC-R): Construct, Reliability, and Validity

Extended Abstract

Aim

In the field of family psychology research, assessing children's perceptions of inter-parental conflict is considered a key dimension in understanding family interactions and their effects on children's psychological and emotional well-being. This perception, particularly among adolescents who are going through sensitive stages of identity development and self-awareness, plays a crucial role in shaping how they may handle conflicts in the future (Dong et al., 2020). However, there are relatively few validated tools specifically designed to assess adolescents' perceptions of inter-parental conflict. Moreover, assessing inter-parental conflict and its outcomes through parent-completed questionnaires differs significantly from assessing adolescents' own perceptions of these conflicts (Mokhtarnia et al., 2021).

The CPIC (Children's Perceptions of Inter-parental Conflict Scale) can play an important role in assessing children's perceptions of inter-parental conflict and contribute to a better understanding of family relationships and their effects on children's mental health. Since this scale provides valuable insights into how children perceive inter-parental conflict, it can be a useful tool for researchers and therapists in the field of family psychology. However, the expert judgment phase, in which experts assess the necessity and relevance of individual items, was not adequately addressed in the original development of the scale. This limitation in the development process may become particularly important when the instrument is used in scientific and clinical research.

Additionally, as noted in many studies and ethical guidelines, shorter instruments with more precise items can reduce the time and resources required from both researchers and participants. This can also reduce participants' response burden and support ethical research practices. Therefore, the present study was designed to revise and validate the Children's Perceptions of Inter-parental Conflict Scale, with a focus on its content validity and confirmatory factor analysis in an Iranian adolescent population.

Methodology

This developmental and descriptive-correlational study was conducted in two phases. In the first phase, the content validity of the revised Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale (CPIC) was examined by 15 experts in the field of interparental relationships, including 10 university faculty members and 5 clinical therapists. The experts were selected through purposive and snowball sampling. They evaluated the necessity and relevance of the items using the Content Validity Ratio (CVR) based on Lawshe's method. Items that did not meet the required content-validity criteria were removed or retained when necessary to preserve the conceptual structure of the scale.

In the second phase, the study population consisted of students aged 12–18 years in Tehran during the 2023–2024 academic year. Following permission from the Tehran Education Department, seven middle and high schools were selected using convenience sampling. A total of 439 students, including 225 girls and 214 boys, participated in the study. Inclusion criteria were informed consent and willingness to participate. Adolescents who were living separately from their parents because of divorce, migration, or parental death were excluded.

The original CPIC developed by Grych et al. (1992) was used as the basis for revision. The 49-item scale assesses adolescents' perceptions of interparental conflict across nine dimensions: Frequency, Stability, Intensity, Resolution, Content, Perceived Threat, Coping Strategies, Triangulation, and Self-Blame. The Youth Self-Report (YSR; Achenbach & Rescorla, 2001) was used to examine criterion-related validity, and the Family Communication Scale (FCS; Barnes & Olson, 1985) was used to provide evidence regarding the distinctiveness of the revised scale. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to examine the factor structure and construct validity of the revised scale. The analyses were performed using the weighted least squares approach for ordinal data in LISREL, with SPSS used for the descriptive and correlational analyses.

Findings

The content validity analysis resulted in the removal of 16 items from the original 49-item scale, yielding a revised 33-item version of the CPIC. The revised scale retained the nine-dimensional structure of the original instrument. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to examine the factor structure and construct validity of the revised scale. The fit indices for the original, revised, and second-order models are presented in Table 1.

Table 1. Fit indices for the CPIC models

Model	S-B χ^2 (df)	χ^2 /df	RMSEA	SRMR	CFI	NFI	NNFI	ECVI	AIC
Model 1: Original 49-item version	1807.38 (1091)	1.65	.044	.090	.98	.95	.98	4.74	2085.38
Model 2: Revised 33-item version	535.42 (369)	1.45	.032	.082	.99	.97	.99	1.66	42.727
Model 3: Revised second-order model	718.30 (395)	1.85	.043	.110	.99	.98	.98	1.96	858.30

Note. S-B χ^2 = Satorra–Bentler scaled chi-square; RMSEA = root mean square error of approximation; SRMR = standardized root means square residual; CFI = comparative fit index; NFI = normed fit index; NNFI = non-normed fit index; ECVI = expected cross-validation index; AIC = Akaike information criterion. Sample size = 439.

For the revised 33-item model (Model 2), the Satorra–Bentler chi-square was 535.42 (df = 369), with a χ^2 /df ratio of 1.45, RMSEA = .032, SRMR = .082, CFI = .99, NFI = .97, and NNFI = .99, indicating good overall model fit.

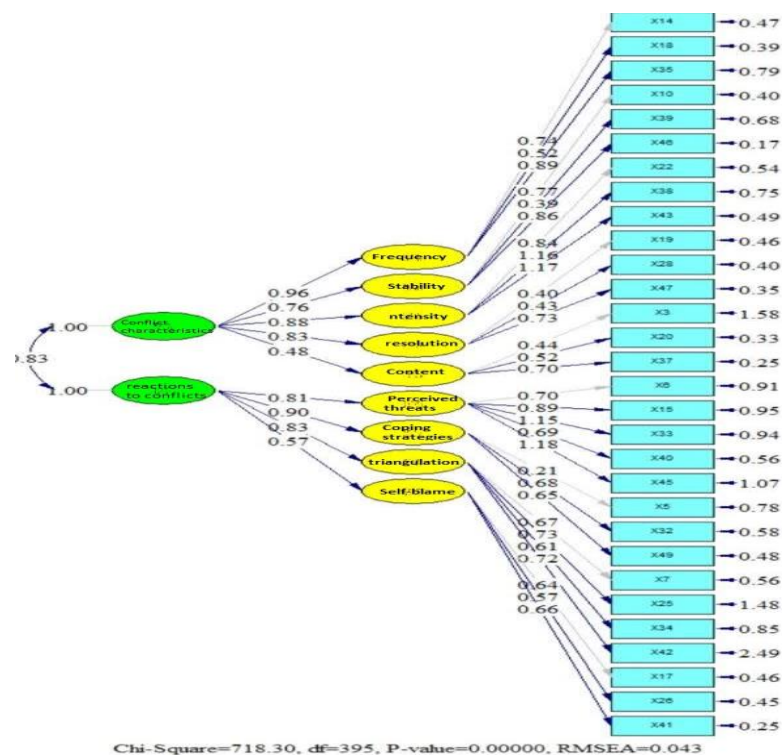


Figure 1. Confirmatory factor analysis model of the revised 33-item CPIC

A second-order model was also examined (Model 3). The model showed acceptable fit across several indices, with a Satorra–Bentler chi-square of 718.30 (df = 395), χ^2 /df = 1.85, RMSEA = .043, CFI = .99, NFI = .98, and NNFI = .98. The factor loadings supported the representation of the observed items by their respective dimensions.

Evidence of criterion-related validity was obtained through significant correlations between the revised CPIC and the YSR dimensions. The observed relationships were consistent with the expected associations between perceived interparental conflict and adolescents' psychological problems. Correlations with the Family Communication Scale also provided evidence regarding the distinctiveness of the revised measure.

The internal consistency of the revised 33-item scale was acceptable, with a Cronbach's alpha coefficient of .85 for the total scale. Although some subscales showed lower internal consistency, particularly those comprising fewer items, the overall scale demonstrated acceptable reliability. In the correlation analyses, 430 participants had complete data and were included in the relevant analyses.

Conclusion

The present study aimed to revise and culturally adapt the Children's Perception of Interparental Conflict Scale (CPIC) for Iranian adolescents. The revision involved systematic content validation and psychometric analyses to examine the validity and reliability of the instrument in the target population. The findings indicated that the revised version retained the key dimensions of adolescents' perceptions of interparental conflict while providing a more concise 33-item structure.

During the content validity assessment, the scale was reduced from 49 to 33 items based on expert judgments. Confirmatory factor analysis (CFA) subsequently supported the factor structure of the revised scale, with acceptable fit indices. This finding is consistent with Kong et al. (2024) and Lantos et al. (2023), who emphasized the potential for shortening psychometric instruments while maintaining their structural properties. The present findings therefore suggest that the reduction in the number of items did not substantially compromise the factorial structure of the instrument.

The internal consistency of the revised scale was also satisfactory. Cronbach's alpha coefficients for the main factors, Conflict Properties and Reaction to Conflict, were 0.76 and 0.78, respectively, while the overall alpha coefficient was 0.85. Although some subscales showed alpha coefficients below 0.70, such values may be partly related to the small number of items in these subscales (2–4 items), as noted by Carmines and Zeller (1979). The lower reliability of some subscales may also reflect the reduction in the number of items and the resulting narrowing of the conceptual coverage of certain dimensions. Accordingly, although the total score demonstrated satisfactory internal consistency, interpretations based on individual subscales should be made with caution.

Evidence of criterion-related validity was obtained through significant associations between the revised CPIC and the dimensions of the Achenbach Youth Self-Report (YSR). The observed associations were consistent with previous findings indicating relationships between interparental conflict and adolescents' internalizing and externalizing problems (Liu et al., 2019). These findings provide support for the criterion-related validity of the revised scale and its relevance to adolescents' emotional and behavioral difficulties.

Associations between the revised CPIC and the Family Communication Scale also provided evidence regarding the distinctiveness of the revised measure. Consistent with the theoretical model proposed by Mokhtarnia et al. (2017), disturbances within the parental subsystem may be associated with broader patterns of family interaction. Thus, the findings provide preliminary support for the validity of the revised instrument in relation to family interaction patterns.

The present study had several limitations. First, it focused only on adolescents' perceptions and did not include reports from parents or other family members, which may have limited a more comprehensive assessment of interparental conflict. Second, the cross-sectional design did not allow changes in perceptions of interparental conflict to be examined over time. Future studies are therefore recommended to validate the revised instrument among parents and to compare parents' and adolescents' perceptions of interparental conflict. Longitudinal studies are also needed to further examine the stability of the instrument's validity and reliability across different time periods.

From an applied perspective, the revised 33-item CPIC can provide a concise measure for assessing adolescents' perceptions of interparental conflict in psychological and clinical research. Given the satisfactory overall reliability and evidence of factorial and criterion-related validity, the instrument may be useful in future research involving Iranian adolescents, while interpretations of individual subscales should be made cautiously.

Overall, the findings suggest that the revised CPIC provides a concise instrument with satisfactory psychometric properties for assessing Iranian adolescents' perceptions of interparental conflict. Further research using parent reports and longitudinal designs can contribute to a more comprehensive evaluation of its validity and reliability.

Keywords: Adolescents, Confirmatory Factor Analysis, Content Validity, Interparental Conflict, Revised.

Ethical Considerations

The present study was conducted as part of the research project entitled “Design and Validation of the Model of Iranian Adolescents’ Perception of Parental Conflict,” which was approved by the Research Ethics Committee of the University of Guilan (Ethics Code: IR.GUILAN.REC.1403.077). Ethical principles, including confidentiality and protection of participants’ information, were observed throughout the study. Participants and their parents were assured that their personal information and responses would remain confidential. No identifying information, such as participants’ names or surnames, was collected; instead, a code was assigned to each participant. Informed consent was obtained from the participants, and permission from their legal guardians was obtained before completing the scale.

Acknowledgments and Funding

The authors sincerely thank all participants who contributed to the completion of this research. The authors declare that this research received no financial support from any governmental, commercial, or nonprofit organization

Conflict of Interest

The authors declare no conflict of interest.

Cite this article: Kalantari, F., Zebardast, A., & Rezaei, S. (2026). The Revised Children’s Perceptions of Interparental Conflict Scale (CPIC-R): Construct, Reliability, and Validity. *Journal of Applied Psychological Research*, 17(3), 205-223. <https://doi.org/10.22059/japr.2026.401588.645337>



© Author(s) retain the copyright.

Publisher: University of Tehran Press.

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2026.401588.645337>

مقیاس تجدیدنظرشده ادراک فرزندان از تعارض بین والدین (CPIC-R): ساخت، پایایی و اعتبار

فاطمه کلانتری^۱، عذرا زبردست^{۲*}، سجاد رضائی^۳

۱. گروه روان شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.

*نویسنده مسئول: استادیار، گروه روان شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران. رایانامه: zebardast@guilan.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخ های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۰۹

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۸/۰۱

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۸/۲۷

تاریخ انتشار: ۱۴۰۵/۰۷/۱۰

کلیدواژه ها:

تجدیدنظرشده،

تحلیل عاملی تأییدی،

تعارض بین والدین،

روایی محتوا،

نوجوانان.

هدف پژوهش حاضر، بازسازی و اعتباریابی مقیاس ادراک تعارض بین والدین، با تمرکز بر روایی محتوایی و تحلیل عاملی تأییدی بود. روش پژوهش از لحاظ هدف توسعه ای و از نظر روش شناسی توصیفی-همبستگی بود. جامعه آماری آن شامل کلیه دانش آموزان ۱۲ تا ۱۸ ساله شهر تهران در سال ۱۴۰۳ بودند. ۴۳۹ دانش آموز (۲۲۵ دختر و ۲۱۴ پسر) به صورت در دسترس انتخاب شدند. گردآوری داده ها با مقیاس های تعاملات خانواده (FCS)، مشکلات هیجانی-رفتاری ایشنباخ (YSR) و مقیاس ادراک از تعارض بین والدین (CPIC) انجام گرفت. در گام نخست، متخصصان به قضاوت درباره ضرورت وجود گویه های مقیاس ادراک فرزندان از تعارضات پرداختند و در گام دوم، بعد از اعمال دیدگاه های متخصصان، پرسشنامه ها برای بررسی میزان اعتبار در بین نوجوانان توزیع شد. شاخص های همبستگی، تحلیل عاملی تأییدی و نسبت روایی محتوایی به وسیله نرم افزارهای SPSS-27 و Lisrel-10 بررسی شدند. نتایج نشان داد از ۴۹ گویه اولیه، ۱۶ گویه حذف شدند و مقیاس به ۳۳ گویه تقلیل یافت. تحلیل عاملی تأییدی مدل تجدیدنظرشده را تأیید کرد و بار عاملی گویه ها مناسب گزارش شد ($\chi^2/df=1/45$; $RMSEA=0/032$). روایی ملاکی همزمان ($0/48$)، روایی واگرا ($-0/42$) و ضریب آلفای کرونباخ ($0/85$) بیانگر همسانی درونی و اعتبار مطلوب ابزار بودند. یافته ها نشان داد مقیاس تجدیدنظرشده از روایی و پایایی مورد اطمینان برخوردار است. همچنین می تواند در پژوهش های روان شناختی و بالینی سریع تر از نسخه اصلی اجرا شود و از ساختار عاملی قابل قبولی نیز برخوردار است.

استناد: کلانتری، ف.، زبردست، ع.، و رضائی، س. (۱۴۰۵). مقیاس تجدیدنظرشده ادراک فرزندان از تعارض بین والدین (CPIC-R): ساخت، پایایی و اعتبار. فصل نامه پژوهش های

کاربردی روانشناختی، ۱۷(۳)، ۲۰۵-۲۲۳. <https://doi.org/10.22059/japr.2026.401588.645337>

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2026.401588.645337>

© نویسندگان.



۱. مقدمه

تعارض روزمره بین والدین شامل دامنه‌ای از تجربه هیجانی و ابراز رفتاری مثبت تا منفی است. این تجارب، هم بر زوجین و بر هم فرزندان تأثیر می‌گذارد. تعارض بین والدین، فرزندان را دچار استرس، ترس و خشم می‌کند و مواجهه مکرر با تجربه تعارض می‌تواند به مشکلات رفتاری در فرزندان منجر شود (هارولد و سیلرز^۱، ۲۰۱۸؛ نانگیا^۲، ۲۰۲۳). مطالعات نشان داده است در گستره رده‌های سنی مختلف فرزندان، ادراک نوجوانان از تعارض والدین بر امنیت هیجانی و مشکلات روانی-اجتماعی آن‌ها اثرگذار است (زانگ و همکاران^۳، ۲۰۲۴؛ اوه‌هارا و همکاران^۴، ۲۰۲۴). درواقع، تمرکز بر ادراک نوجوانان از تعارضات بین والدین به چند دلیل اهمیت دارد: اول اینکه ادراک نه فقط خود تعارض را، بلکه نحوه تفسیر پیامدها و مقابله نوجوان را شکل می‌دهد. دوم اینکه تعارضات آشکار و پنهان بین والدین، در موضوعات و مسائل مختلف زندگی از جمله روابط والد-فرزند نمود پیدا می‌کند و در نتیجه پیامدهای روان‌شناختی برای فرزندان دارد (براون^۵، ۲۰۱۶؛ دانگ و همکاران^۶، ۲۰۲۰). سوم اینکه نتایج پژوهش‌های روان‌درمانی سیستمی، مانند درمان ساختاری و شناختی-رفتاری خانوادگی، تأکید ویژه‌ای بر مدیریت سازنده تعارض دارند و نشان داده‌اند آموزش والدین در این زمینه موجب بهبود احساس امنیت و کاهش پیامدهای منفی در نوجوانان می‌شود (مینوچین^۷، ۲۰۱۲؛ اوه‌هارا و همکاران^۸، ۲۰۲۴)؛ به‌طوری‌که مدیریت سازنده استرس در فرزندان سبب استفاده از راهبردهای سازنده برای حل مسائل می‌شود (نوذری و همکاران^۹، ۱۴۰۰).

از آنجا که در رابطه زناشویی، اجتناب از تعارض غیرممکن است، علی‌رغم تلاش والدین برای دورنگه داشتن فرزندان از تعارض، آن‌ها تقریباً به‌طور روزمره با تعارضات والدین مواجه می‌شوند (مانسفیلد و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۵). اما نشانه‌های جدید در نتایج پژوهش‌ها حاکی از این است که کیفیت مدیریت تعارض (و نه فقط وجود آن) نقشی کلیدی در تعیین پیامدهای روان‌شناختی دارد (کانگ و همکاران^{۱۱}، ۲۰۲۴). به عبارت دیگر، از منظر طبقه‌بندی، تعارض بین والدین براساس آثار آن بر سازش‌یافتگی فرزندان قابل تفکیک است؛ به‌طوری‌که تعارضات مخرب مانند پرخاشگری و رفتار غیرکلامی منفی، در برابر تعارضات سازنده که هدایت‌شده و حل‌گرا هستند، قرار می‌گیرند (کرافت و همکاران^{۱۲}، ۲۰۲۱؛ دیویس و همکاران^{۱۳}، ۲۰۲۱). پژوهش‌ها نشان می‌دهد تعارضات سازنده با فرصت‌هایی برای یادگیری مهارت‌های حل مسئله و مقابله همراه است؛ درحالی‌که تعارضات مخرب حتی پس از کاهش استرس اولیه، پیامدهای گسترده هیجانی و رفتاری برای نوجوانان دارد (لی و همکاران^{۱۴}، ۲۰۲۱). در همین خصوص، نتایج پژوهش ژانگ و همکاران (۲۰۲۴) نشان داد ادراک تعارض توسط نوجوانان می‌تواند به احساس بی‌ثباتی هیجانی و اختلال خواب منجر شود که به‌نوبه خود بر عملکرد اجتماعی و تحصیلی آنان تأثیر منفی دارد.

یکی از برجسته‌ترین رویکردهای نظری در تبیین تأثیر تعارض خانوادگی بر رفتار و سازگاری فرزندان، «الگوی شناختی مبتنی بر بافت»^{۱۵} است. این الگو که ریشه در کارهای اولیه گریچ و فینچام^{۱۶} (۱۹۹۰) دارد، بر فرایندهای روان‌شناختی و ادراکی تمرکز می‌کند که از طریق آن‌ها فرزندان معنای تعارض بین والدین را درک می‌کنند و براساس آن، واکنش‌های هیجانی و رفتاری خود را شکل می‌دهند (اسلون و همکاران^{۱۷}، ۲۰۲۵). در سال‌های اخیر، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که صرفاً بسامد یا شدت تعارض نمی‌تواند پیش‌بینی‌کننده دقیقی برای پیامدهای روانی کودکان باشد، بلکه ارزیابی‌های شناختی فرزندان از ویژگی‌های

1. Harold & Sellers
2. Nangia
3. Zong et al.
4. O'Hara et al.
5. Brown
6. Dong et al.
7. Minuchin
8. Mansfield et al.
9. Kong et al.
10. Craft et al.
11. Davies et al.
12. Lee et al.
13. cognitive-contextual framework
14. Grych & Fincham
15. Sloan et al.

تعارض، از جمله ادراک تهدید، احساس مسئولیت و راهبردهای مقابله‌ای، نقشی کلیدی در اثرگذاری آن دارد (دیویس و کائو، ۲۰۲۵؛ داندان، ۲۰۲۲).

الگوی شناختی مبتنی بر بافت، ماهیت چندبعدی تعارض را مورد توجه می‌دهد و تأکید می‌کند که شناخت ابعاد مختلف آن برای درک سازوکار تأثیر تعارض بر مشکلات رفتاری و هیجانی نوجوانان ضروری است. این ابعاد شامل ویژگی‌های عینی تعارض بین والدین (فراوانی، شدت، محتوای مشاجرات، حل‌وفصل و ثبات در زمان) و ابعاد ذهنی و واکنشی فرزندان به تعارض (ادراک تهدید، خودسرزنی، مثلث‌سازی، و راهبردهای مقابله‌ای) است (وان الدیک و همکاران، ۲۰۲۰؛ مکوئلی، ۲۰۲۱). در راستای این رویکرد، گریچ و فینچام (۱۹۹۰) مقیاس «ادراک فرزندان از تعارض بین والدین»^۵ را طراحی کردند تا ابعاد ادراکی تجربه تعارض را اندازه‌گیری کنند. این مقیاس شامل ۴۹ گویه و دو عامل اصلی است که در دهه‌های اخیر مورد بررسی‌های روان‌سنجی متعددی قرار گرفته است. پژوهش‌های جدید، از جمله اعتبارسنجی‌های بین‌فرهنگی و تحلیلی در کشورهای مختلف ساختار چندعاملی آن را تأیید کرده‌اند (اسلون و همکاران، ۲۰۲۵؛ روسوتی و همکاران، ۲۰۲۴). مطالعات اخیر حتی پیشنهادهایی برای نسخه‌های کوتاه‌تر با حفظ روایی سازه ارائه کرده‌اند (دیویس و همکاران، ۲۰۲۱). شاخص‌های پایایی و روایی در این پژوهش‌ها عموماً در دامنه‌ای بالا گزارش شده‌اند که مؤید ثبات ساختاری و بین‌فرهنگی این الگو است.

در حوزه پژوهش‌های روان‌شناسی خانواده، به‌ویژه در ارزیابی وضعیت خانواده‌ها و فهم برداشت فرزندان از تعارضات بین والدین، نیاز به ابزاری معتبر و دقیق برای سنجش ادراک فرزندان از این تعارضات به‌وضوح احساس می‌شود. با این حال، سنجش تعارضات بین والدین و پیامدهای آن با پرسشنامه‌های تکمیل‌شده توسط والدین، بسیار متفاوت با سنجش ادراک خود نوجوان از تعارضات است. ابزار ادراک فرزندان از تعارض بین والدین می‌تواند نقش مهمی در ارزیابی ادراک فرزندان از تعارضات والدین داشته باشد و به فهم بهتر روابط خانوادگی و همچنین آثار این روابط بر سلامت روان فرزندان کمک کند. تقریباً همه پژوهش‌های داخلی که از پرسشنامه ادراک تعارض بین والدین استفاده کرده‌اند، عمدتاً شامل ترجمه و به‌کارگیری ابزار اصلی پرسشنامه بدون هیچ‌گونه بررسی و ارزیابی روایی محتوای آن در بستر فرهنگی و اجتماعی ایران بوده‌اند. در این پژوهش‌ها، تلاش‌هایی برای تأیید روایی صوری یا محتوایی پرسشنامه انجام نشده است، بلکه بیشتر تمرکز بر تجزیه و تحلیل روابط بین متغیرها بوده و به بررسی پایایی اکتفا شده است (رضاپور میرصالح و همکاران، ۱۴۰۱؛ بیرامی و محبی، ۱۳۹۵). این موضوع نشان‌دهنده لزوم انجام پژوهش‌های بیشتر برای ارزیابی و بومی‌سازی این ابزار در جامعه ایرانی تا بتواند تصویر دقیق‌تری از نیازهای روانی و اجتماعی نوجوانان و همچنین ویژگی‌های خاص خانواده‌ها ارائه دهد. در مرحله ساخت مقیاس گریچ و فینچام (۱۹۹۰)، مسئله‌ای جدی در تعیین ضرورت وجود هر گویه یا سؤال در ابزار اندازه‌گیری وجود دارد. به عبارت دیگر، مرحله قضاوت که در آن متخصصان باید ضرورت و کارایی هر گویه را بررسی کنند، در فرایند ساخت این مقیاس به‌درستی انجام نشده است. این نقص ساختاری سبب وجود گویه‌های تکراری و کم‌بازده در ابزار شده است. علاوه‌براین، مطابق اصول اخلاقی پژوهش و به‌منظور افزایش کارایی و صرفه‌جویی در زمان پاسخ‌دهندگان، کاهش گویه‌های زائد و افزایش دقت محتوایی ضروری است (روسوتی و همکاران، ۲۰۲۴). پژوهش حاضر با هدف تجدیدنظر در مقیاس ادراک فرزندان از تعارض بین والدین در نوجوانان طراحی شده تا با کاهش گویه‌های تکراری و بهینه‌سازی محتوا، ابزاری معتبرتر، کارآمدتر و متناسب با جامعه ایرانی ارائه کند.

۲. روش

۱-۲. جامعه، نمونه و روش اجرا

1. Davies & Cao
2. Dandan
3. van Eldik et al.
4. Mccauley
5. Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale (CPIC)
6. Russotti et al.

پژوهش حاضر از نظر هدف توسعه‌ای است. طرح پژوهش از نظر روش‌شناختی توصیفی از نوع همبستگی است که با هدف تجدیدنظر در مقیاس ادراک تعارضات بین والدین با تمرکز بر روایی محتوایی و تحلیل‌عاملی تأییدی انجام گرفته است. پژوهش شامل دو مرحله است. در مرحله اول برای بررسی روایی محتوایی سیستماتیک از روش لاوشه^۱ (۱۹۷۵) استفاده شد. به این منظور ۱۵ متخصص حوزه روابط والدین (شامل ۱۰ عضو هیئت‌علمی و ۵ درمانگر بالینی) به روش نمونه‌گیری گلوله‌برفی و هدفمند انتخاب شدند تا فرایند قضاوت محتوا انجام شود (جدول ۱). ابتدا متخصصان به صورت برخط مقیاس را دریافت کردند و به بررسی روایی محتوایی آن طبق دستورالعمل تدوین شده پرداختند. انتخاب متخصصان هیئت‌علمی و درمانگران نوجوانان از استادان صاحب‌نظر دانشگاه گیلان و پژوهشکده خانواده دانشگاه شهید بهشتی شروع شد و سپس آن‌ها سایر اعضای هیئت‌علمی و درمانگران را معرفی کردند. درمانگران حداقل پنج سال تجربه بالینی کار با نوجوانان و تحصیلات دانشجوی دکتری روان‌شناسی را داشتند.

همان‌گونه که گفته شد، جامعه آماری مطالعه کلیه دانش‌آموزان ۱۲ تا ۱۸ ساله شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۲ هستند. در مرحله دوم، پس از اخذ مجوز از مدیریت آموزش و پرورش استان تهران، ۷ مدرسه متوسطه اول و دوم با نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. درمورد حجم نمونه برای تحلیل‌عاملی تأییدی، رویکرد کلان^۲ (۲۰۱۶) با انتخاب نمونه بیشتر برای برآورد اندازه نمونه استفاده شد. پژوهش‌های جدید توصیه می‌کنند برای تثبیت ساختار عاملی و به‌ویژه مدل‌یابی معادلات ساختاری، استفاده از نسبت ۱۰ تا ۲۰ شرکت‌کننده به هر گویه و حداقل ۲۰۰ نفر برای مدل‌های چندعاملی الزامی است (تاباکنیک و فیدل^۳، ۲۰۱۸). در پژوهش حاضر ۴۳۹ نفر (۲۲۵ دختر و ۲۱۴ پسر) انتخاب شدند. رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش از معیارهای ورود بود. همچنین نوجوانانی که جدا از والدین خود زندگی می‌کردند (طلاق، مهاجرت، فوت والدین)، از پژوهش کنار گذاشته شدند.

۲-۲. ابزارهای اندازه‌گیری

۲-۲-۱. مقیاس ادراک فرزندان از تعارض بین والدین (CPIC)

مقیاس ادراک فرزندان از تعارض بین والدین (CPIC) اولین بار توسط گریچ و همکاران^۴ (۱۹۹۲) برای سنجش میزان ادراک فرزندان از تعارضات والدین و واکنش‌های هیجانی آنان طراحی شد. این مقیاس به‌طور خاص برای نوجوانان ۱۱ تا ۱۲ ساله با خانواده‌های سالم ساخته شد. مقیاس مذکور شامل ۴۹ گویه و ۲۳ عامل اصلی است که هر عامل، خرده‌مقیاس‌هایی دارد. این عوامل از طریق روایی صوری استخراج شده‌اند. عامل اول مربوط به خصوصیات تعارض زناشویی^۵ است و شامل ابعادی مانند فراوانی^۶، ثبات^۷، شدت^۸، حل‌وفصل^۹ و محتوا^{۱۰} است. عامل دوم به واکنش‌های فرزندان به تعارضات^{۱۱} اشاره دارد و شامل ادراک تهدید^{۱۲}، راهبردهای مقابله‌ای^{۱۳}، مثلث‌سازی^{۱۴} و خودسرزنی^{۱۵} است. پاسخ‌ها به هر گویه در یک طیف سه‌درجه‌ای از نوع لیکرت (صفر = نادرست، ۱ = تقریباً درست، ۲ = درست) تنظیم می‌شود. نمره بالاتر به معنای ادراک تنش بیشتر در تعارضات است. «هنگامی که والدینم مشاجره می‌کنند، بدجوری عصبانی می‌شوند» (در عامل اول) و «هنگامی که والدینم دعوا می‌کنند،

1. Lawshe
2. Kline
3. Tabachnick & Fidell
4. Grych et al.
5. aspects of marital conflict
6. Frequency
7. Stability
8. ntensity
9. resolution
10. Content
11. Children's reactions to conflicts
12. Perceived threats
13. Coping strategies
14. triangulation
15. Self-blame

می‌ترسم» (در عامل دوم) نمونه‌هایی از گویه‌های این مقیاس هستند. گریچ و همکاران (۱۹۹۲) برای ارزیابی پایایی درونی هریک از مقیاس‌ها از آلفای کرونباخ بهره گرفت و ضریب آلفای کرونباخ را برای دو عامل اول از ۰/۸۴ تا ۰/۸۹ گزارش کرد. در ارزیابی پایایی بیرونی نیز از روش بازآزمایی پس از دو هفته استفاده شد که نتایج نشان‌دهنده پایایی بالای ۰/۷۰ برای هر دو عامل بود. این مقیاس همچنین به عنوان معیاری برای پیش‌بینی سازگاری فرزندان با مقیاس‌های رضایت و تعارض زناشویی معرفی شده است. براساس یافته‌های گریچ و همکاران (۱۹۹۲)، این مقیاس توانسته ۴۳ درصد واریانس نمرات پسران و ۲۱ درصد واریانس نمرات دختران را در زمینه مشکلات رفتاری تبیین کند. علاوه بر این، در این پژوهش، روایی نه خرده‌مقیاس این مقیاس از طریق تحلیل عاملی تأییدی تأیید شد. در پژوهش بیخام و فیس^۱ (۱۹۹۷) نیز آلفای کرونباخ برای مقیاس خصوصیات تعارض ۰/۹۵ و برای عامل دوم ۰/۸۵ به دست آمد. همچنین در ارزیابی پایایی بیرونی به روش بازآزمایی، نمرات همبستگی پیرسون برای خرده‌مقیاس‌ها نشان‌دهنده پایایی بالا بود.

۲-۲-۲. مقیاس خودگزارش‌دهی نوجوان^۲ (YSR)

مقیاس خودگزارش‌دهی نوجوان (YSR)، برای سنجش مشکلات عاطفی و رفتاری نوجوانان ۱۱ تا ۱۸ ساله طراحی شده است (ایشنباخ و رکسولار^۳، ۲۰۰۱). این مقیاس شامل هشت زیرمقیاس است: نشانگان گوشه‌گیری-افسردگی^۴، اضطراب-افسردگی^۵، شکایات جسمانی^۶، مشکلات اجتماعی^۷، مشکلات تفکر^۸، مشکلات توجه^۹، رفتار قانون‌شکن^{۱۰} و رفتار پرخاشگرانه^{۱۱}. ترکیب این زیرمقیاس‌ها به شناسایی مشکلات درونی‌سازی^{۱۲} و برونی‌سازی^{۱۳} و همچنین مشکلات کلی کمک می‌کند. تمامی گویه‌های مقیاس براساس طیف سه‌درجه‌ای درجه‌بندی می‌شوند و نمرات بالاتر در هر مقیاس نشان‌دهنده میزان بروز آن مشکل در فرزندان است. در ایران، مینایی (۱۳۸۵) فرم‌های نظام ایشنباخ را به فارسی ترجمه و برای جمعیت ایرانی هنجار کرده است. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در ایران نشان‌دهنده حمایت از ساختار هشت‌عاملی این مقیاس است. همچنین روایی همگرایی مقیاس با استفاده از پرسشنامه مشکلات رفتاری راتر^{۱۴} و پرسشنامه شخصیت آیزنگ در سطح مطلوب گزارش شده است. همسانی درونی مقیاس خودگزارش‌دهی نوجوان با استفاده از آلفای کرونباخ برای پسران ۰/۸۹ و برای دختران ۰/۹۴ به دست آمده است. از طرفی با استفاده از روش دونیمه کردن، همسانی درونی برای پسران ۰/۸۴ و برای دختران ۰/۸۷ گزارش شده است. ضرایب اعتبار آلفای کرونباخ برای مقیاس‌های مختلف به شرح زیر است: اضطراب-افسردگی ۰/۸۳، گوشه‌گیری-افسردگی ۰/۸۵، مشکلات جسمانی ۰/۷۸، مشکلات اجتماعی ۰/۷۹، مشکلات تفکر ۰/۶۶، مشکلات توجه ۰/۷۸، قانون‌شکنی ۰/۶۴ و رفتار پرخاشگرانه ۰/۸۷. ضریب اعتبار دونیمه کردن برای همان مقیاس‌ها به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۷۱، ۰/۶۸، ۰/۸۶، ۰/۶۷، ۰/۸۷، ۰/۶۹ و ۰/۸۶ به دست آمده است (حبیبی عسگرآبادی و همکاران، ۱۳۸۸). آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر برای مشکلات درونی‌سازی ۰/۸۶ و برای مشکلات برونی‌سازی ۰/۷۹ محاسبه شد.

1. Bickham & Fiese
2. Youth Self-report Scale (YSR)
3. Achenbach & Rescorla
4. withdrawn/depressed
5. anxious/depressed
6. somatic complaints
7. social problems
8. thought problems
9. attention problems
10. rule-breaking behavior
11. aggressive behavior
12. internalizing problems
13. externalizing
14. Rutter children's behavior questionnaire

۲-۳. مقیاس تعاملات خانواده^۱ (FCS)

مقیاس تعاملات خانوادگی (FCS) مقیاسی ده‌سؤالی است که بر مبنای مقیاس بیست‌سؤالی تعاملات والد-نوجوان (بارنز و السون^۲، ۱۹۸۵) تدوین شده و دارای دو خرده‌مقیاس گشودگی ارتباطی^۳ و مشکلات ارتباطی^۴ است. السون^۵ (۲۰۱۱) در نمونه‌ای ۲۴۶۵ نفری از اعضای خانواده، پایایی این مقیاس را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۰ و ضریب بازآزمایی ۰/۸۶ گزارش کرده است. حبیبی و همکاران (۱۳۹۳) به هنجاریابی و ساختار عاملی این مقیاس پرداختند و نتایج آلفای کرونباخ حاکی از آن بود که میزان پایایی مقیاس تعاملات خانوادگی برای پدران، مادران و فرزندان خانواده به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۷ و ۰/۸۹ است. آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۸۲ به دست آمد.

۲-۳. تحلیل داده‌ها

بررسی روایی سازه و تأیید نظرات داوران به کمک تحلیل عاملی تأییدی^۶ و اندازه‌گیری تغییرناپذیری^۷ با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی گروه‌های چندگانه^۸ انجام گرفت. برای برازش آماری مدل اندازه‌گیری، از روش حداقل مربعات وزنی قطری^۹ و نرم‌افزار Lisrel-8.8 استفاده شد. سایر تحلیل‌ها با نرم‌افزار SPSS-21 انجام پذیرفت.

۳. یافته‌ها

۳-۱. توصیف جمعیت‌شناختی

نمونه پژوهش حاضر شامل ۴۳۹ دانش‌آموز بود که ۴۹/۵ درصد را پسران و ۵۰/۵ درصد را دختران تشکیل می‌دادند. میانگین سنی دانش‌آموزان ۱۵/۶۲ با انحراف استاندارد ۱/۱۷ بود. از این تعداد ۳۲/۶ درصد ۱۶ ساله‌ها بودند که بیشترین حجم نمونه را شامل می‌شدند. ۴۱/۶ درصد پدران شغل آزاد داشتند که بیشترین فراوانی را شامل می‌شد و ۹۲ درصد مادران نیز خانه‌دار بودند. همچنین ۴۱/۴ درصد خانواده دوفرزندی و ۳۱/۴ درصد خانواده‌های سه‌فرزندی با بیشترین فراوانی داشتند.

۳-۲. روایی محتوایی

بر اساس مقیاس گریچ و همکاران (۱۹۹۲) ۴۹ گویه همراه با ۹ عامل در اختیار متخصصان قرار داده شد. در مرحله قضاوت، از متخصصان خواسته شد تا ضرورت و سپس مرتبط بودن هریک از گویه‌ها را با در نظر گرفتن هدف کلی سیاهه واریسی^{۱۰} و عامل‌های مرتبط را مشخص کنند. نتایج قضاوت متخصصان در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج قضاوت متخصصان

عامل	گویه‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	بار عاملی استاندارد شده ¹¹	خطای استاندارد شده	آزمون معناداری t	نسبت روایی محتوا
فراوانی تعارضات	۱۴. حتی زمانی که کنار والدینم هستم، اغلب با هم بدرفتاری می‌کنند.	۰/۲۹	۰/۵۸	۰/۷۴	۰/۰۷	۱۰/۷۸	۱
	۱۸. اغلب شاهد مشاجرات والدینم هستم.	۰/۷۶	۰/۷۲	۰/۶۳	۰/۰۴	۱۲/۲۸	۰/۴۶
	۳۵. والدینم وقتی در خانه هستند، مدام به هم غر می‌زنند و از همدیگر	۰/۳۳	۰/۶۰	۰/۷۱	۰/۰۷	۱۳/۴۱	۰/۶۰

1. Family Communication Scale (FCS)

2. Barnes, & Olson

3. open communication

4. problems in communication

5. Olson

6. Confirmatory Factor Analysis (CFA)

7. measurement invariance

8. Multi-Group Confirmatory Factor Analyses (MGCFA)

9. diagonally weighted least squares

10. checklist

11. Standardized Factor Loading

عامل	گویه‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	بار عاملی استاندارد شده ¹¹	خطای استاندارد شده	آزمون معناداری t	نسبت روایی محتوا
ثبات تعارضات	شکایت می‌کنند.						
	۱۰. والدینم حتی بعد از پایان مشاجراتشان، همچنان از دست همدیگر عصبانی‌اند.	۰/۵۵	۰/۷۰	۰/۷۷	۰/۰۷	۱۰/۸۸	۰/۶۰
	۳۹. بعد از اینکه والدینم مشاجره را تمام می‌کنند، با هم رفتار دوستانه‌ای دارند.	۱.۴۱	۰/۶۷	۰/۴۶	۰/۰۶	۶/۹۶	۰/۶۰
	۴۶. والدینم بعد از اتمام مشاجره‌شان همچنان با هم برخورد بدی دارند.	۰/۲۹	۰/۵۴	۰/۸۸	۰/۰۴	۱۹/۴۶	۰/۴۶
شدت تعارضات	۲۲. هنگامی که والدینم مشاجره دارند، حرف‌های زشتی به هم می‌زنند.	۰/۰۸	۰/۳۲	۰/۷۶	۰/۰۸	۱۰/۸۰	۰/۶۰
	۳۸. والدینم در زمان مشاجره‌شان وسایلی را به سمت هم پرتاب می‌کنند یا آن‌ها را می‌شکنند.	۰/۲۱	۰/۵۰	۰/۸۰	۰/۰۷	۱۶/۹۶	۰/۷۳
	۴۳. والدینم در زمان مشاجره همدیگر را هل می‌دهند یا می‌کشند.	۰/۱۲	۰/۴۰	۰/۸۵	۰/۰۸	۱۴/۱۴	۰/۸۶
	۱۹. هنگامی که والدینم درباره موضوعی اختلاف دارند، معمولاً به راه‌حلی می‌رسند.	۱.۴۳	۰/۶۶	۰/۵۲	۰/۰۵	۸/۱۷	۱
حل‌وفصل تعارضات	۲۸. هنگامی که والدینم مشاجره می‌کنند، معمولاً با هم منصفانه برخورد می‌کنند.	۱.۳۲	۰/۶۸	۰/۵۸	۰/۰۵	۹/۳۴	۰/۶۰
	۴۷. والدینم چون نمی‌دانند چطور باید با یکدیگر کنار بیایند، با هم جروبخت می‌کنند.	۰/۴۸	۰/۶۴	۰/۷۵	۰/۰۵	۱۲/۹۰	۰/۶۰
	۳. اغلب پدر و مادرم درمورد کارهایی که در مدرسه انجام می‌دهم با همدیگر مشاجره می‌کنند.	۰/۶۹	۰/۸۱	۰/۳۶	۰/۰۹	۵/۲۲	۰/۴۶
	۲۰. معمولاً مشاجرات والدینم درباره کارهایی است که من انجام می‌دهم.	۰/۳۲	۰/۵۴	۰/۷۹	۰/۰۵	۱۲/۹۶	۰/۶۰
محتوای تعارضات	۳۷. در اغلب موارد، زمانی که اشتهایی از من سر بزند، والدینم با هم شروع به مشاجره می‌کنند.	۰/۴۹	۰/۶۴	۰/۶۸	۰/۰۷	۸/۷۲	۰/۶۰
	۶. هنگامی که والدینم دعوا می‌کنند می‌ترسم.	۰/۵۹	۰/۸۰	۰/۵۹	۰/۰۷	۱۰/۱۰	۰/۸۶
	۱۵. هنگامی که والدینم مشاجره می‌کنند، نگران سرنوشت خودم می‌شوم (چه بلایی به سرم می‌آید).	۰/۵۳	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۰۷	۱۳/۳۶	۰/۶۰
	۳۳. هنگامی که والدینم مشاجره می‌کنند، نگرانم که یکی از آن‌ها آسیب ببیند.	۰/۵۶	۰/۷۸	۰/۷۶	۰/۰۷	۱۶/۲۷	۰/۶۰
ادراک تهدید	۴۰. هنگامی که والدینم مشاجره می‌کنند، می‌ترسم سر من هم دادوبیداد کنند.	۰/۶۳	۰/۷۸	۰/۶۸	۰/۰۶	۱۲/۳۲	۰/۶۰
	۴۵. هنگامی که والدینم مشاجره می‌کنند، نگرانم که نکند طلاق بگیرند.	۰/۳۲	۰/۶۵	۰/۷۵	۰/۰۹	۱۲/۴۷	۰/۷۳

عامل	گویه‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	بار عاملی استاندارد شده ¹¹	خطای استاندارد شده	آزمون معناداری t	نسبت روایی محتوا
راهبرد مقابله‌ای	۵. هنگامی که والدین مشاجره می‌کنند، می‌توانم کاری انجام دهم که خودم احساس بهتری داشته باشم.	۰/۶۹	۰/۷۳	۰/۲۴	۰/۰۶	۳/۳۹	۰/۸۶
	۳۲. هنگامی که والدین مشاجره می‌کنند، برای آرام کردن آن‌ها هیچ کاری از دستم بر نمی‌آید.	۱	۰/۷۶	۰/۶۷	۰/۰۶	۱۱/۴۶	۰/۶۰
	۴۹. هنگامی که والدین مشاجره می‌کنند، اصلاً به حرف‌های من گوش نمی‌دهند.	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۰۶	۱۰/۶۳	۰/۸۶
	۷. وقتی والدین مشاجره می‌کنند، من وسط آن‌ها گیر افتاده‌ام و نمی‌دانم چه کاری بکنم.	۰/۵۶	۰/۷۱	۰/۶۶	۰/۰۶	۱۱/۶۱	۰/۶۰
مثلت‌سازی	۲۵. مادرم از من می‌خواهد که هنگام مشاجره با پدرم، از او طرفداری کنم.	۰/۲۲	۰/۵۵	۰/۵۱	۰/۱۳	۵/۶۹	۰/۶۰
	۳۴. هنگامی که والدین اختلاف‌نظر دارند، احساس می‌کنم مجبورم طرف یکی از آن‌ها را بگیرم.	۰/۴۸	۰/۷۰	۰/۵۶	۰/۰۸	۸/۰۴	۱
	۴۲. پدرم از من می‌خواهد که هنگام مشاجره با مادرم، طرفدارش باشم.	۰/۱۳	۰/۴۲	۰/۴۳	۰/۲۴	۳/۱۳	۰/۶۰
	۱۷. معمولاً تقصیر من است که والدین مشاجره می‌کنند.	۰/۲۱	۰/۴۶	۰/۷۲	۰/۰۶	۱۲	۰/۷۳
خودسرزنی شی	۲۶. حتی زمانی که والدین به من حرفی نزنند، می‌دانم هنگامی که با هم مشاجره می‌کنند، من مقصرم.	۰/۲۲	۰/۵۰	۰/۶۸	۰/۰۷	۸/۲۹	۰/۶۰
	۴۱. والدین هنگام مشاجره مرا مقصر می‌دانند.	۰/۱۶	۰/۴۲	۰/۷۴	۰/۰۶	۹/۶۲	۰/۷۳

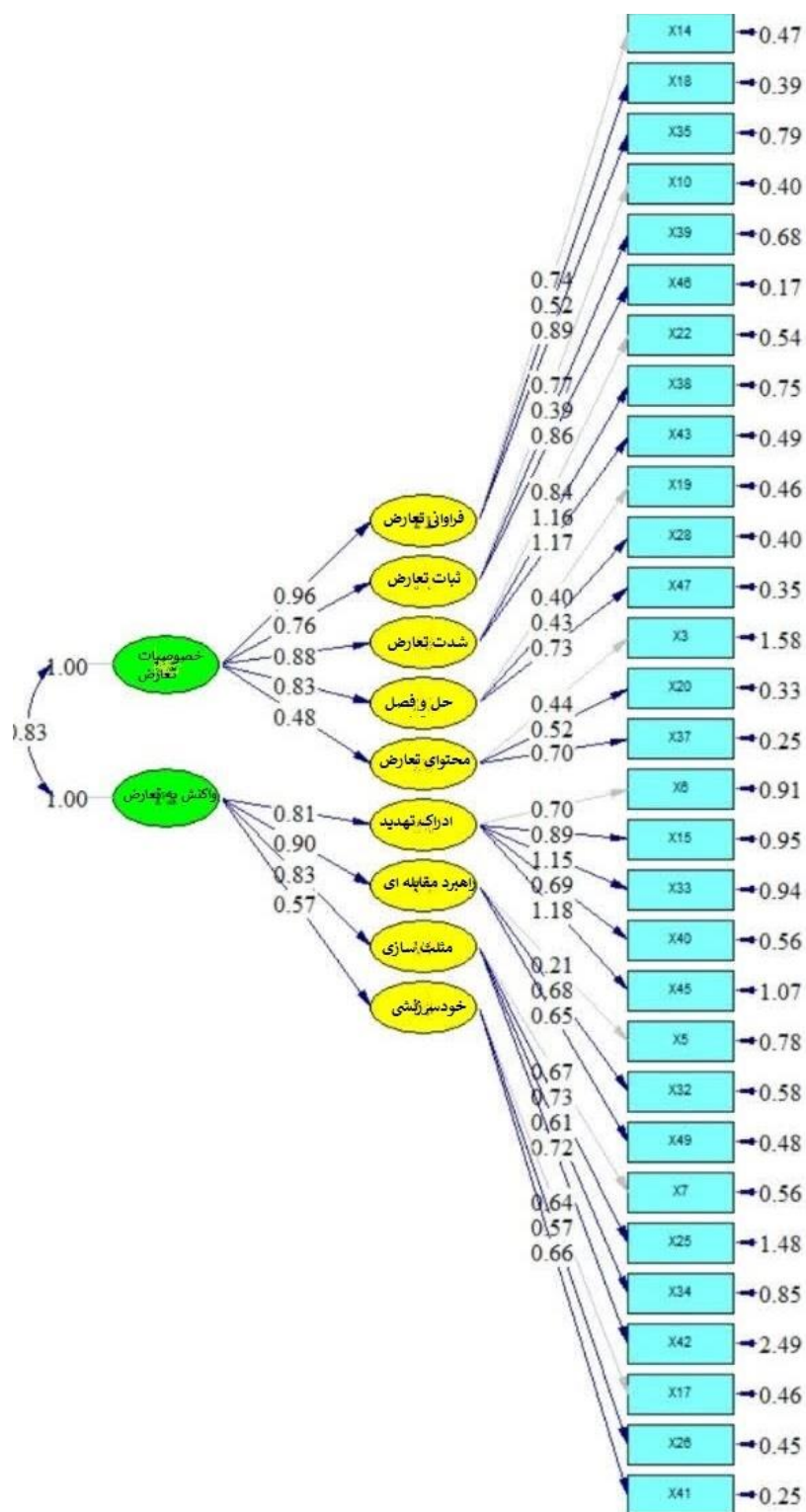
طبق توصیه لاوشه (۱۹۷۵) در پنل ۱۵ نفره از متخصصان، گویه‌هایی که مقدار نسبت روایی محتوای کمتر از ۰/۵۱ را کسب می‌کنند، از سازه مورد نظر کنار گذاشته می‌شوند. در پژوهش حاضر از دامنه فراوانی تعارضات، سه گویه در فرایند قضاوت داوران حذف شد. از دامنه ثبات تعارضات یک گویه، از دامنه شدت تعارضات چهار گویه، از دامنه حل‌وفصل تعارضات سه گویه و از دامنه محتوای تعارضات یک گویه حذف شدند. در رابطه با دامنه‌های ادراک تهدید، راهبرد مقابله‌ای، مثلت‌سازی و خودسرزنی به ترتیب دو، دو، یک و دو گویه حذف شد؛ بنابراین ۱۶ گویه در مرحله قضاوت داوران کنار گذاشته شدند. در نتیجه مقیاس به ۳۳ گویه تقلیل پیدا کرد. در این پژوهش، برای ارزیابی روایی محتوایی گویه‌ها، از شاخص نسبت اعتبار محتوا استفاده شد. براساس جدول لاوشه و آستانه بحرانی مشخص شده برای تعداد خبرگان شرکت‌کننده، گویه‌هایی که مقدار نسبت روایی محتوایی آن‌ها کمتر از مقدار بحرانی بود، در معرض حذف قرار گرفتند. مطابق توصیه‌های نظری در تحلیل عاملی تأییدی، برای هر عامل مفهومی، حداقل سه گویه ضروری است تا مدل به‌درستی شناسایی شود و برآوردهای آماری پایا و معتبر باشند (بولن و دیویس^۱، ۲۰۰۹؛ کلاین، ۲۰۱۶؛ براون، ۲۰۱۶)؛ بنابراین در مواردی که با حذف گویه‌ای با نسبت روایی محتوایی، کمتر از سه گویه برای یک عامل باقی می‌ماند، از حذف آن گویه خودداری شد. این تصمیم به دلیل حفظ ساختار مفهومی مدل و جلوگیری از ایجاد عامل‌های ضعیف یا ناپایدار گرفته شد. براین اساس، در این پژوهش فقط گویه‌هایی حفظ شدند که برای حفظ حداقل سه گویه در یک عامل ضروری بودند.

۳-۳. تحلیل عاملی تأییدی و مقایسه مدل‌ها براساس شاخص‌های برازش و تحلیل تفاوت‌ها

در پژوهش حاضر دو مدل تحلیل عاملی تأییدی با هدف انتخاب مدلی با برازش بهتر، ساختار ساده‌تر و قابلیت تعمیم بالاتر مقایسه شدند. این ارزیابی براساس سه منبع معتبر انجام شد: چئونگ و رنزولد^۱ (۲۰۰۲)، چن^۲ (۲۰۰۷) و فن و سیوو^۳ (۲۰۰۹). ابتدا مقدار تغییر شاخص برازش تطبیقی^۴ بین دو مدل ۰/۰۱ بود که طبق آستانه پیشنهادی چئونگ و رنزولد و همچنین فن و سیوو، در مرز تفاوت معنادار قرار دارد. بالاین‌حال، تغییر ریشه میانگین مجزورات خطای تقریب^۵ ۰/۷۰۰ و تغییر باقی‌مانده‌های استاندارد ریشه دوم^۶ نیز ۰/۰۰۸ گزارش شد که براساس دستورالعمل‌های چن (۲۰۰۷)، این میزان تفاوت از نظر آماری و کاربردی ناچیز تلقی می‌شود و نشان‌دهنده ثبات و پایداری مدل دوم در مقایسه با مدل اول است. همچنین شاخص‌های اطلاعاتی مانند شاخص اطلاعات آکائیک^۷ و شاخص میانگین مقطع اعتباری مورد انتظار^۸ تا حد زیادی به نفع مدل دوم بودند. مقدار شاخص اطلاعات آکائیک مدل دوم حدود ۱۳۴۸ واحد کمتر از مدل اول و مقدار مقطع اعتباری مورد انتظار آن برابر با ۱/۶۶ در مقابل ۴/۷۴ گزارش شد که بیانگر سادگی بیشتر و توان پیش‌بینی بالاتر آن است. درمجموع، با توجه به پایداری شاخص‌های برازش، سادگی ساختار و قدرت تعمیم بالاتر، مدل دوم به‌عنوان مدل مطلوب‌تر شناخته شد و مبنای تحلیل‌های نهایی پژوهش قرار گرفت.

مدل سوم با وجود افت اندک در شاخص باقی‌مانده‌های استاندارد ریشه دوم، ساختار ساده‌تر، و از نظر شاخص‌های اطلاعاتی مانند شاخص اطلاعات آکائیک و شاخص میانگین مقطع اعتباری مورد انتظار، عملکرد بسیار بهتری دارد. همچنین با حفظ سطح شاخص برازش تطبیقی و شاخص برازش غیرتطبیقی، گزینه مناسب‌تری برای استفاده در تحلیل‌های کنار مدل دوم محسوب می‌شود. درنتیجه علاوه بر اینکه مدل حاضر برازش خوبی را با داده‌ها نشان داد، نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز نظرات متخصصان را تأیید کرد. یافته‌ها در جدول ۲ آمده است.

1. Cheung & Renszold
2. Chen
3. Fan & Sivo
4. ΔCFI
5. $\Delta RMSEA$
6. $\Delta SRMR$
7. AIC
8. ECVI



Chi-Square=718.30, df=395, P-value=0.00000, RMSEA=0.043

شکل ۱. مدل برازش یافته در تحلیل عاملی مرتبه دوم

جدول ۲. شاخص‌های برازش برای مدل‌ها

مدل‌ها	S-B χ^2 (df)	χ^2/df	RMSEA ($\Delta RMSEA$)	SRMR (ΔGH)	CFI (ΔCFI)	NFI (ΔNFI)	NNFI ($\Delta NNFI$)	ECVI ($\Delta ECVI$)	AIC	تصمیم‌گیری
مدل اول: نسخه اصلی مقیاس ۴۹ سؤالی	۱۸۰۷/۳۸ (۱۰۹۱)	۱/۶۵	۰/۰۴۴ (--)	۰/۰۹۰ (--)	۰/۹۸ (--)	۰/۹۵ (--)	۰/۹۸ (--)	۴/۷۴ (--)	۲۰۷۵/۳۸	پذیرش مدل
مدل دوم نسخه تجدیدنظرشده ۳۳ سؤالی	۵۳۵/۴۲ (۳۶۹)	۱/۴۵	۰/۰۳۲ (۰/۰۰۷)	۰/۰۸۲ (۰/۰۰۵)	۰/۹۹ (۰/۰۱)	۰/۹۷ (۰/۰۱)	۰/۹۹ (۰)	۱/۶۶ (۳/۰۸)	۷۲۷/۴۲ (۱۳۴۷/۹۶)	پذیرش مدل
مدل سوم: تحلیل عاملی مرتبه دوم نسخه تجدیدنظرشده	۷۱۸/۳۰ (۳۹۵)	۱/۸۵	۰/۰۴۳ (۰/۰۰۷)	۰/۱۱ (۰/۰۰۵)	۰/۹۹ (۰/۰۱)	۰/۹۸ (۰/۰۱)	۰/۹۸ (۰)	۱/۹۶ (۳/۰۸)	۸۵۸/۳۰	پذیرش مدل

۳-۴. پایایی و روایی (ملاکی هم‌زمان، واگرا)

ارزیابی روایی ملاک هم‌زمان در این پژوهش، با پرسشنامه خودگزارش‌دهی نوجوانان صورت گرفت. به‌منظور سنجش رابطه بین نمرات عامل‌های تعارضات بین والدین و مشکلات برونی‌سازی، درونی‌سازی و مشکلات کلی، ضرایب همبستگی پیرسون محاسبه شدند. نتایج این همبستگی‌ها شواهد قوی‌تری برای روایی هم‌زمان این مقیاس ارائه کرد و نشان داد روابط بین این متغیرها به‌طور معناداری (در سطح $p < 0.01$) برقرار است. ضرایب همبستگی بالاتر از 0.40 به‌عنوان روابط قوی در نظر گرفته می‌شوند (کوهن^۱، ۲۰۱۳) و این مقادیر نشان‌دهنده رابطه معنادار و مهم بین تعارضات والدینی و مشکلات رفتاری فرزندان است. بررسی روایی سازه به دو روش مکمل انجام گرفت. ابتدا برای تعیین روایی واگرا از پرسشنامه تعاملات خانواده استفاده شد که نتایج آن تأییدکننده روایی سازه این مقیاس بود. سپس تحلیل عاملی تأییدی انجام گرفت که پشتیبانی بیشتری از روایی سازه ابزار ارائه داد و از دیدگاه متخصصان برای حذف گویه‌های غیرضروری حمایت کرد. این روش تحلیل نشان داد ساختار عاملی مقیاس تجدیدنظرشده با داده‌های جمع‌آوری‌شده همخوانی دارد و مدل نظری طراحی‌شده از قبل، پشتیبانی می‌شود (استیونس^۲، ۲۰۰۹). در زمینه همسانی درونی مقیاس، از روش آلفای کرونباخ برای ارزیابی اعتبار استفاده شد. در برخی از عوامل، ضرایب آلفای کرونباخ زیر 0.50 گزارش شدند که دلیل آن می‌تواند تعداد کم گویه‌های هر عامل باشد. با این حال، مقدار کلی آلفای کرونباخ برای مقیاس 0.85 به‌دست آمد که نشان‌دهنده همسانی درونی مناسب و قابل قبول است (ثورندایک^۳، ۱۹۹۵). به‌علاوه، تمامی ضرایب آلفای کرونباخ برای مقیاس‌ها (در سطح $p < 0.01$) معنادار بودند که نشان‌دهنده اعتبار ابزار در سنجش متغیرهای مورد نظر است. این نتایج به‌طور کلی از روایی و اعتبار مقیاس ادراک تعارضات بین والدین پشتیبانی می‌کند و نشان‌دهنده قابلیت اعتماد زیاد این مقیاس برای استفاده در مطالعات بالینی و پژوهشی است. نتایج در جدول ۳ آمده است.

1. Cohen
2. Stevens
3. Thorndike

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵	۱۶
۱. فراوانی تعارضات	۱															
۲. ثبات تعارضات	۰/۴۲ ^{**}	۱														
۳. شدت تعارضات	۰/۴۸ ^{**}	۰/۳۳ ^{**}	۱													
۴. حل و فصل تعارضات	۰/۴۸ ^{**}	۰/۵۳ ^{**}	۰/۴۰ ^{**}	۱												
۵. محتوای تعارضات	۰/۱۶ ^{**}	۰/۰۳	۰/۰۷ ^{**}	-۰/۰۳	۱											
۶. ادراک تهدید	۰/۴۴ ^{**}	۰/۲۷ ^{**}	۰/۴۰ ^{**}	۰/۲۸ ^{**}	۰/۱۵ ^{**}	۱										
۷. راهبردهای مقابله‌ای	۰/۴۱ ^{**}	۰/۳۷ ^{**}	۰/۲۴ ^{**}	۰/۳۸ ^{**}	۰/۰۵	۰/۴۴ ^{**}	۱									
۸. مثلث‌سازی	۰/۴۱ ^{**}	۰/۲۷ ^{**}	۰/۴۳ ^{**}	۰/۳۱ ^{**}	۰/۱۶ ^{**}	۰/۴۹ ^{**}	۰/۲۸ ^{**}	۱								
۹. خودسرزنشی	۰/۱۸ ^{**}	۰/۱۶ ^{**}	۰/۱۰*	۰/۰۸	۰/۴۸ ^{**}	۰/۲۵ ^{**}	۰/۱۱ ^{**}	۰/۲۷ ^{**}	۱							
۱۰. تعارضات بین والدین	۰/۷۷ ^{**}	۰/۷۳ ^{**}	۰/۶۴ ^{**}	۰/۷۵ ^{**}	۰/۳۹ ^{**}	۰/۴۶ ^{**}	۰/۴۵ ^{**}	۰/۴۷ ^{**}	۰/۳۱ ^{**}	۱						
۱۱. واکنش به تعارضات بین والدین	۰/۵۳ ^{**}	۰/۳۸ ^{**}	۰/۴۴ ^{**}	۰/۳۸ ^{**}	۰/۲۴ ^{**}	۰/۸۷ ^{**}	۰/۶۶ ^{**}	۰/۷۲ ^{**}	۰/۴۶ ^{**}	۰/۶۰ ^{**}	۱					
۱۲. نمره کل تعارضات بین والدین	۰/۷۲ ^{**}	۰/۶۱ ^{**}	۰/۶۰ ^{**}	۰/۶۲ ^{**}	۰/۳۵ ^{**}	۰/۷۶ ^{**}	۰/۶۳ ^{**}	۰/۶۷ ^{**}	۰/۴۴ ^{**}	۰/۸۸ ^{**}	۰/۹۰ ^{**}	۱				
۱۳. تعاملات خانواده	-۰/۳۹ ^{**}	-۰/۳۴ ^{**}	-۰/۲۵ ^{**}	-۰/۴۷ ^{**}	-۰/۰۴	-۰/۲۰ ^{**}	-۰/۴۰ ^{**}	-۰/۱۸ ^{**}	-۰/۰۲	-۰/۴۶ ^{**}	-۰/۳۰ ^{**}	-۰/۴۲ ^{**}	۱			
۱۴. مشکلات درونی‌سازی	۰/۴۰ ^{**}	۰/۲۱ ^{**}	۰/۲۶ ^{**}	۰/۳۲ ^{**}	۰/۱۸ ^{**}	۰/۳۳ ^{**}	۰/۴۱ ^{**}	۰/۳۱ ^{**}	۰/۲۰ ^{**}	۰/۴۲ ^{**}	۰/۴۵ ^{**}	۰/۴۹ ^{**}	-۰/۳۹ ^{**}	۱		
۱۵. مشکلات برونی‌سازی	۰/۳۰ ^{**}	۰/۲۳ ^{**}	۰/۲۴ ^{**}	۰/۳۰ ^{**}	۰/۱۶ ^{**}	۰/۱۳ ^{**}	۰/۲۴ ^{**}	۰/۱۸ ^{**}	۰/۱۷ ^{**}	۰/۳۷ ^{**}	۰/۲۴ ^{**}	۰/۳۷ ^{**}	-۰/۳۴ ^{**}	۰/۵۴ ^{**}	۱	
۱۶. مشکلات کلی	۰/۴۱ ^{**}	۰/۲۴ ^{**}	۰/۲۸ ^{**}	۰/۳۵ ^{**}	۰/۱۹ ^{**}	۰/۲۸ ^{**}	۰/۳۸ ^{**}	۰/۲۸ ^{**}	۰/۲۱ ^{**}	۰/۴۵ ^{**}	۰/۴۱ ^{**}	۰/۴۸ ^{**}	-۰/۴۲ ^{**}	۰/۹۰ ^{**}	۰/۸۴ ^{**}	۱
میانگین	۱/۲۶	۱/۲۷	۰/۴۳	۱/۷۶	۱/۴۱	۲/۴۶	۲/۳۱	۱/۲۸	۰/۶۰	۶/۱۲	۶/۶۶	۱۲/۷۸	۳۷/۹۲	۱۵/۵۶	۱۰/۵۶	۲۶/۱۳
انحراف استاندارد	۱/۳۳	۱/۳۷	۰/۹۰	۱/۴۱	۱/۳۵	۲/۴۲	۱/۴۹	۱/۴۸	۰/۹۸	۴/۱۹	۴/۶۴	۷/۹۰	۶/۱۵	۸/۹۱	۶/۹۵	۱۳/۹۷
کمینه- بیشینه	-۰۶	-۰۶	-۰۶	-۰۶	-۰۶	-۱۰	-۰۶	-۰۸	-۰۵	-۲۳	-۲۲	-۴۵	۱۷-۵۰	-۴۴	-۳۶	۱-۷۰
آلفای کرونباخ	۰/۶۰	۰/۶۳	۰/۶۲	۰/۵۵	۰/۴۸	۰/۷۳	۰/۴۴	۰/۵۱	۰/۶۱	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۸۵	۰/۸۲	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۹۰
**در سطح ۰/۰۱																
*در سطح ۰/۰۵																

۴. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف به‌روزرسانی و بهبود نسخه تجدیدنظرشده مقیاس ادراک فرزندان از تعارض بین والدین انجام گرفت تا به‌طور خاص برای نوجوانان ایرانی طراحی و ارزیابی شود. این ارزیابی‌ها با استفاده از روایی محتوایی سیستماتیک و همچنین تحلیل‌های روان‌سنجی پیشرفته برای اطمینان از دقت و اعتبار مقیاس در جمعیت هدف صورت گرفت. نتایج نشان داد این مقیاس قابلیت استفاده در ارزیابی دقیق‌تر ویژگی‌های تعارضات بین والدین و نحوه ادراک فرزندان از این تعارضات را دارد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی روی ۳۳ گویه منتخب که توسط کارشناسان تأیید شده نشان داد مدل برازش مناسبی دارد. این یافته با نتایج پژوهش‌های بین‌المللی مشابه، مانند پژوهش کانگ و همکاران (۲۰۲۴) هم‌راستا است که با کاهش حجم گویه‌ها، ساختار عاملی با کیفیت و پایایی مناسبی گزارش کرده‌اند. همچنین پژوهش لانتوس و همکاران^۱ (۲۰۲۳) نشان می‌دهد مقیاس‌های روان‌سنجی فشرده در صورتی که به‌صورت دقیق و سیستماتیک طراحی شوند، می‌توانند روان‌سنجی برابر یا حتی بهتری از نسخه‌های طولانی‌تر ارائه دهند. در پژوهش حاضر، فرم تجدیدنظرشده مقیاس «ادراک تعارضات بین والدین» پس از مرحله قضاوت روایی محتوایی از ۴۹ گویه به ۳۳ گویه کاهش یافت. شایان ذکر است که برخی پژوهشگران حوزه علوم رفتاری تحلیل عاملی تأییدی را نیز روشی در راستای ارزیابی روایی محتوایی قلمداد می‌کنند (یارنولد^۲، ۲۰۱۳). به همین دلیل، روایی محتوایی از مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی اعتبار ابزارهای روان‌سنجی محسوب می‌شود و در پژوهش حاضر نیز مشخص شد که نسخه بازسازی‌شده ابزار، از روایی محتوایی مطلوبی برخوردار است. همسانی درونی مقیاس در این پژوهش، با ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۷۶ و ۰/۷۸ در دو عامل اصلی «ویژگی‌های تعارض» و «واکنش به تعارض» پس از اصلاح مقیاس به‌دست آمد. همچنین آلفای کل مقیاس ۰/۸۵ بود که بیانگر پایایی بسیار مطلوب است و پایایی کلی مقیاس در حد قابل قبول و مطلوب برای پژوهش‌های علوم رفتاری قرار دارد (استرینر^۳، ۲۰۰۳). اگرچه در برخی زیرمقیاس‌ها ضریب آلفای کرونباخ کمتر از ۰/۷۰ گزارش شد، اما در بررسی مقدار مطلوبیت آلفا باید تعداد گویه‌ها در زیرمقیاس‌ها نیز در نظر گرفته شود؛ برای مثال، طبق دیدگاه کارمینز و زیلر^۴ (۱۹۷۹) اگر تعداد گویه‌ها ۲ تا ۴ باشد، آلفای ۰/۳۳ تا ۰/۵۰ قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (حبیب‌پور و صفری شالی، ۱۴۰۱).

شایان ذکر است کاهش پایایی زیرمقیاس‌ها را می‌توان به دو عامل اساسی نسبت داد: نخست، کاهش تعداد گویه‌ها که به‌طور مکانیکی مقدار آلفا را کاهش می‌دهد، حتی زمانی که همبستگی میان گویه‌ها بالا باشد (ادلزبرونر و همکاران^۵، ۲۰۲۵). دوم، کوتاه‌سازی ابزار ممکن است موجب محدودشدن دامنه مفهومی سازه شود و بخشی از پراکندگی محتوایی آن را حذف کند که این موضوع نیز می‌تواند همسانی درونی زیرمقیاس‌ها را کاهش دهد؛ زیرا سؤال‌های مشابه در یک مقیاس از نظر محتوایی، سبب کاهش دشواری و افزایش آلفا می‌شود (دی‌ولیس و تورپ^۶، ۲۰۲۲). نتایج پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند که در ابزارهای کوتاه‌شده، تمرکز بر حفظ قابلیت اتکای کلی ابزار و استفاده از نمره کل به‌عنوان شاخص اصلی سنجش سازه، منطقی و مؤثر است (باز و همکاران^۷، ۲۰۲۲). از نظر دی‌ولیس و تورپ (۲۰۲۲) زمانی که برخی زیرمقیاس‌ها پایایی کافی ندارند، استفاده از نمره کل که پایایی بالای ۰/۸۰ دارد، توصیه می‌شود؛ بنابراین، با وجود افت پایایی برخی زیرمقیاس‌ها، نسخه کوتاه‌شده حاضر دارای پایایی کل مطلوب است و با حذف گویه‌های غیرمرتبط و غیرضروری در مرحله قضاوت روایی، همسانی درونی عوامل نسبت به نسخه اصلی تا حد زیادی حفظ شده است. این نسخه فشرده می‌تواند به‌منظور صرفه‌جویی در زمان و سهولت استفاده، در پژوهش‌های آینده به‌کار گرفته شود؛ هرچند تفسیر مستقل نمرات زیرمقیاس‌ها باید با احتیاط انجام گیرد.

روایی ملاک بعد از روایی محتوا دومین رویکرد اصلی روایی است که با مقایسه نمره‌های آزمون با نوعی از عملکرد در یک مقیاس خارجی تعیین می‌شود (گروث مارنات^۸، ۲۰۰۹). برای بررسی روایی هم‌زمان از ابزار مشکلات هیجانی-رفتاری ایشنباخ

1. Lantos et al.
2. Yarnold
3. Streiner
4. Carmines & zeller
5. Edelsbrunner et al.
6. DeVellis & Thorpe
7. Buz et al.
8. Groth-Marnat

استفاده شد. همان طور که اشاره شد، تعارضات بین والدین در بروز مشکلات درونی سازی و برونی سازی نوجوانان تأثیر دارد (لیو و همکاران^۱، ۲۰۱۹؛ گونزالس و همکاران^۲، ۲۰۱۸). این یافته نشان می دهد مقیاس تجدیدنظرشده توانایی تبیین مشکلات هیجانی-رفتاری نوجوان را دارد. همچنین برای بررسی روایی واگرا اثر تعارضات بین والدین روی تعاملات خانواده بررسی شد. پژوهش های گذشته هم از این الگوهای نظری حمایت می کنند که اختلال در زیرمنظومه ها تحت تأثیر اختلال تحولی خانواده^۳ رخ می دهد و در چرخه زندگی خانواده بروز می یابد. مهم ترین ویژگی تعارضات در یک زیرمنظومه تحت تأثیر گذاشتن آن در زیرمنظومه دیگری است. در نتیجه تعاملات خانواده به طور کل تحت تأثیر قرار می گیرد (مختارنیا و همکاران، ۱۳۹۵)؛ بنابراین این ابزار به طور معناداری توانایی تبیین واریانسی از تعاملات خانواده را دارد و مقیاس تجدیدنظرشده تعارضات بین والدین دارای روایی ملاک است.

نکته مهم در این زمینه این است که نمونه پژوهش نمایی از فرهنگ ایرانی جمع گرا بود. تعارض والدین و حساسیت نوجوانان به آن می تواند تحت تأثیر ارزش ها و تابوهای خانوادگی-فرهنگی باشد (مختارنیا و همکاران، ۱۴۰۰)؛ تا جایی که همسو با این مسئله در نتایج پژوهش سایر کشورها مانند لو و همکاران^۴ (۲۰۲۳) نیز به تفاوت فرهنگی در ادراک تعارض اشاره شده است؛ بنابراین، این پژوهش فرصتی برای معرفی این ابزار برای سایر پژوهشگران فراهم آورد تا آن را در فرهنگ های متفاوت اجرا و نتایج آن را مقایسه کنند. از طرفی، طرح پژوهش حاضر دارای محدودیت هایی است که قابلیت تعمیم نتایج را محدود می کند. از جمله اینکه پژوهش حاضر فقط ادراک نوجوانان را اندازه گرفت و ادراک یا گزارش والدین یا سایر اعضای خانواده کنار نهاده شد که ممکن است بر درک جامع از تعارضات خانوادگی و ارزیابی مقیاس تأثیر بگذارد. طراحی مقطعی پژوهش نیز امکان بررسی تغییرات ادراک تعارضات والدین در طول زمان را محدود کرده است. با توجه به این محدودیت ها، پیشنهاد می شود پژوهش های آتی، این ابزار را در گروه والدین نیز اعتبارسنجی کنند تا بتوان تفاوت های احتمالی در ادراک تعارضات میان والدین و نوجوانان را شناسایی کرد. همچنین پژوهش های طولی می تواند پایایی و اعتبار ابزار را در شرایط زمانی مختلف ارزیابی کند. از منظر کاربردی، مقیاس تجدیدنظرشده می تواند به عنوان ابزاری معتبر و قابل اعتماد برای ارزیابی ادراک نوجوانان از تعارضات والدین در پژوهش های بالینی و روان شناختی استفاده شود و به روان شناسان و مشاوران خانواده کمک کند تا الگوها و شدت تعارضات خانوادگی را شناسایی و مداخلات مناسب را طراحی کنند. به علاوه، به کارگیری این ابزار در برنامه های پیشگیری و آموزش خانواده می تواند در شناسایی نقاط بحرانی تعارض و بهبود تعاملات خانوادگی مؤثر واقع شود.

۵. ملاحظات اخلاقی

مقاله حاضر بخشی از پژوهش «طراحی و اعتبارسنجی الگوی ادراک نوجوانان ایرانی از تعارض بین والدین» است که پس از تأیید مراحل پژوهش، از کمیته اخلاق پژوهش دانشگاه گیلان کد IR.GUILAN.REC.1403.077 دریافت کرد. در این پژوهش، اصول اخلاقی از جمله محرمانه بودن رعایت شد و به دانش آموزان شرکت کننده در پژوهش و والدینشان اطمینان داده شد که اصل رازداری برای داده ها و اطلاعات آن ها رعایت خواهد شد. به این منظور به جای دریافت اطلاعات فردی از کد استفاده شد. همچنین تمامی شرکت کنندگان با رضایت آگاهانه در پژوهش شرکت کردند و دریافت اجازه از سرپرست قانونی برای تکمیل مقیاس لحاظ شده بود.

۶. سیاست گذاری و حمایت مالی

از دانش آموزان، والدین آن ها و مسئولان آموزشی مدارس و اداره کل آموزش و پرورش شهر تهران که در انجام این پژوهش ما را یاری کردند، قدردانی می شود. پژوهش حاضر هیچ گونه حمایت مالی ای دریافت نکرده است.

1. Liu et al.

2. Gonzales et al.

3. family development dysfunctions

4. Lo et al.

۷. تعارض منافع

در این مطالعه هیچ گونه تعارض منافی وجود ندارد.

منابع

- بیرامی، م.، و محبی، م. (۱۳۹۵). رابطه دل بستگی به والدین و ادراک از تعارض بین والدین با اختلال اضطراب اجتماعی در دانش آموزان دختر: نقش میانجی گری راهبرد مقابله ای هیجان مدار. *روان شناسی بالینی: نوآوری ها در پژوهش و عمل*، ۸(۱)، ۷۱-۸۲.
https://cprpi.semnan.ac.ir/article_2228.html
- حبیب پور گتایی، ک.، و صفری شالی، ر. (۱۴۰۱). راهنمای جامع کاربرد SPSS در تحقیقات پیمایشی: تحلیل داده های کمی. تهران: انتشارات متفکران.
<https://opac.nlai.ir/opac-prod/bibliographic/9058769>
- حبیبی عسگرآباد، م.، بشارت، م.، ع. فدایی، ز.، و نجفی، م. (۱۳۸۸). بررسی ساختار عاملی تأییدی، اعتبار و روایی مقیاس خودگزارشی مشکلات رفتاری نوجوانان ایشنباخ (YSR): دوقلوهای همسان و ناهمسان. *روان شناسی بالینی: نوآوری ها در پژوهش و عمل*، ۱(۱)، ۱-۱۸.
https://cprpi.semnan.ac.ir/article_1993.html
- حبیبی، م.، مظاهری، م.، دهقانی، س.، و عاشوری، ا. (۱۳۹۳). هنجاریابی و ساختار عاملی مقیاس تعاملات خانوادگی (FCS) و رضایت خانوادگی (FSS) در خانواده های ایرانی. *خانواده پژوهی*، ۱۰(۳)، ۳۱۳-۳۲۹.
https://jfr.sbu.ac.ir/article_96516.html
- رضاپور میر صالح، ی.، اخوت، م.، و امینی، ر. (۱۴۰۱). رابطه ادراک نوجوان از تعارض والدین با بهزیستی روان شناختی و ناامیدی در دانش آموزان دختر نوجوان: بررسی نقش میانجی شیوه های مقابله. *رویش روان شناسی*، ۱۱(۲)، ۱۱۷-۱۳۲.
<http://frooyesh.ir/article-1-3331-fa.html>
- مختارنیا، ا.، زاده محمدی، ع.، پناغی، ل.، و چراغی، م. (۱۴۰۰). تعارضات عمده نوجوانان ایرانی با والدین در پاندمی کووید ۱۹. *خانواده پژوهی*، ۱۷(۳)، ۳۸۵-۴۰۶.
<https://doi.org/10.52547/JFR.17.3.385>
- مختارنیا، ا.، زاده محمدی، ع.، حبیبی، م.، و میرزایی فر، ف. (۱۳۹۵). تعارضات زناشویی و تعارضات والدین-نوجوان: نقش میانجی ارزیابی نوجوانان از تعارضات بین والدین. *تحقیقات خانواده*، ۱۲(۴)، ۶۸۲-۶۹۳.
https://jfr.sbu.ac.ir/article_97458.html
- مینایی، ع. (۱۳۸۵). انطباق و استاندارد سازی چک لیست رفتار کودک، فرم های خودگزارش دهی نوجوانان و فرم های گزارش معلم. *مجله کودکان استثنایی*، ۶(۱)، ۵۲۹-۵۵۸.
<http://joec.ir/article-1-416-fa.html>
- نوذری، ع.، ثابت، م. و بشردوست، س. (۱۴۰۰). اثربخشی آموزش مهارت های مدیریت استرس بر رفتارهای پرخطر دانش آموزان دختر. *فصل نامه پژوهش های کاربردی روانشناختی*، ۱۲(۲)، ۳۰۳-۳۱۹.
<https://doi.org/10.22059/japr.2021.306731.643601>

References

- Achenbach, T., & Rescorla, L. A. (2001). Child behavior checklist for ages 6-18 (pp. 6-1). Burlington, VT: University of Vermont.. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/t47452-000>.
- Barnes, H. L., & Olson, D. H. (1985). Parent-adolescent communication and the circumplex model. *Family Development and the Child*, 56(2), 438-447. <https://doi.org/10.2307/1129732>
- Bayrami, M., & Mohebi, M. (2016). Relationship between attachment to parents and perception of conflict between parents with social anxiety disorder in female students: The mediating role of emotion-Oriented coping strategy. *Clinical Psychology: Research and Practice Innovations*, 8(1), 71-82. https://cprpi.semnan.ac.ir/article_2228.html?lang=en (In Persian)
- Bickham, N. L., & Fiese, B. H. (1997). Extension of the Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale for use with late adolescents. *Journal of Family Psychology*, 11(2), 246-250. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.11.2.246>
- Bollen, K. A., & Davis, W. R. (2009). Two rules of identification for structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 523-536. <https://doi.org/10.1080/10705510903008261>
- Brown, N. D. (2016). *Ending the parent-teen control battle: Resolve the power struggle and build trust, responsibility, and respect*. New Harbinger Publications. <https://biblio.com.au/9781626254244>

- Buz, J., Crego, A., Yela, J. R., Sánchez-Zaballos, E., & Ayuso, A. (2022). Should we use a total score, two subscale scores, or six subscale scores for the self-compassion scale? A multi-faceted assessment beyond model fit indices. *Mindfulness*, 13, 1793-1803. <https://doi.org/10.1007/s12671-022-01917-4>
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Sage publications. <https://doi.org/10.4135/9781412985642>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, J. (2024). The Influence of Parental Conflict on Adolescent Depression. *Transactions on Social Science, Education and Humanities Research*, 11, 113-118. <https://doi.org/10.62051/a93v0y59>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5
- Cohen, J. (2013). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd Edition). New York: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Craft, A. L., Perry-Jenkins, M., & Newkirk, K. (2021). The implications of early marital conflict for Children's development. *Journal of Child and Family Studies*, 30, 292-310 <https://doi.org/10.1007/s10826-020-01871-6>
- Dandan, J. (2022). The moderating impact of gender and friendship quality on the effects of interparental conflict on adolescent internalizing problems. *Doctoral dissertation in Psychology*, University of South Carolina. Retrieved from: <https://scholarcommons.sc.edu/etd/6918>
- Davies, P. T., & Cao, V. T. (2025). Conflict in family relationships: Developmental implications for children. In N. C. Overall, J. A. Simpson, & J. A. Lavner (eds.). *Research Handbook on Couple and Family Relationships* (pp. 218-233). Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781035309269.00024>
- Davies, P. T., Pearson, J. K., Coe, J. L., Hentges, R. F., & Sturge-Apple, M. L. (2021). Beyond destructive and constructive interparental conflict: Children's psychological vulnerability to interparental disorganization. *Developmental Psychology*, 57(12), 2192. <https://doi.org/10.1037/dev0001264>
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2022). *Scale development: Theory and applications* (5th ed.). Sage Publications, Thousand Oaks. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/epdf/10.1111/peps.12499>
- Dong, L., Fine, E. R., Michie, S., Zhou, Q., ... & Harvey, A. G. (2020). Open trial of the Parent Behavior Change Intervention (PBC-I): Study protocol. *Health Psychology*, 39(9), 785-795 <https://doi.org/10.1037/hea0000873>
- Edelsbrunner, P. A., Simonsmeier, B. A., & Schneider, M. (2025). The Cronbach's alpha of domain-specific knowledge tests before and after learning: A meta-analysis of published studies. *Educational Psychology Review*, 37, 4. <https://doi.org/10.1007/s10648-024-09982-y>
- Fan, X., & Sivo, S. A. (2009). Using Δ goodness-of-fit indexes in assessing mean structure invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(1), 54-69. <https://doi.org/10.1080/10705510802561311>
- Gonzales, N. A., Knight, G. P., Gunn, H. J., Tein, J. Y., Tanaka, R., & White, R. M. (2018). Intergenerational gaps in Mexican American values trajectories: Associations with parent-adolescent conflict and adolescent psychopathology. *Development and Psychopathology*, 30(5), 1611-1627. <https://doi.org/10.1017/s0954579418001256>
- Groth-Marnat, G. (2009). *Handbook of psychological assessment* (5th ed.). John Wiley & Sons, Inc.. John. <https://psycnet.apa.org/record/2009-09588-000>
- Grych, J. H., & Fincham, F. D. (1990). Marital conflict and children's adjustment: A cognitive-contextual framework. *Psychological Bulletin*, 108(2), 267-290. <https://doi.org/10.1037//0033-2909.108.2.267>

- Grych, J. H., Seid, M., & Fincham, F. D. (1992). Assessing marital conflict from the child's perspective: The Children's Perception of Interparental Conflict Scale. *Child Development*, 63(3), 558-572. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1992.tb01646.x>
- Habibi Asgarabad, M., Besharat, M. A., Fadaei, Z., & Najafi, M. (2009). Confirmatory factorial structure, reliability and validity of the Achenbach Youth Self-Report Scale (YSR): Monozygotic and dizygotic twins. *Clinical Psychology: Research and Practice Innovations*, 1(1), 1-18. https://cprpi.semnan.ac.ir/article_1993.html?lang=en (In Persian)
- Habibi, M., Mazaheri, M. A., Dehghani, S., & Ashouri, A. (2014). Measurement model and psychometric properties of Family Communication Scale (FCS) and Family Satisfaction Scale (FSS) in Iranian families. *Family Studies*, 10(3), 313-329. https://jfr.sbu.ac.ir/article_96516.html?lang=en (In Persian)
- Habibpourgetabi, K., & Safarishali, R. (2022). *Comprehensive guide to using SPSS in survey research: Quantitative data analysis*. Tehran: Motafekran Publications. <https://opac.nlai.ir/opac-prod/bibliographic/9058769> (In Persian)
- Harold, G. T., & Sellers, R. (2018). Annual research review: Interparental conflict and youth psychopathology: An evidence review and practice focused update. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 59(4), 374-402 <https://doi.org/10.1111/jcpp.12893>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York, NY: The Guilford Press. <https://dl.icdst.org/pdfs/files4/befc0f8521c770249dd18726a917cf90.pdf>
- Kong, R., Chen, R., & Meng, L. (2024). Parental conflict and adolescents' socially adverse emotions: The mediating role of family functioning. *Frontiers In Psychology*, 15, 1387698. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1387698>
- Lantos, D., Moreno-Agostino, D., Harris, L. T., Ploubidis, G., Haselden, L., & Fitzsimons, E. (2023). The performance of long vs. short questionnaire-based measures of depression, anxiety, and psychological distress among UK adults: A comparison of the patient health questionnaires, generalized anxiety disorder scales, malaise inventory, and Kessler scales. *Journal of Affective Disorders*, 338, 433-439. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2023.06.033>
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563-575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Lee, J. Y., Pace, G. T., Lee, S. J., & Altschul, I. (2021). The associations of constructive and destructive interparental conflict to child well-being among low-income families. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(15-16), 7523-7546. <https://doi.org/10.1177/0886260519835872>
- Liu, L., Wang, N., & Tian, L. (2019). The parent-adolescent relationship and risk-taking behaviors among chinese adolescents: The moderating role of self-control. *Frontiers in Psychology*, 10, 542. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00542>
- Lo, A. Y., Kim, S. Y., & Grotevant, H. D. (2023). Parents' adaptation from conflict: Bicultural socialization beliefs and acculturative family conflict in Chinese American families. *Journal of Family Psychology*, 37(4), 443-452. <https://doi.org/10.1037/fam0001094>
- Mansfield, A. K., Keitner, G. I., & Dealy, J. (2015). The family assessment device: An update. *Family Process*, 54(1), 82-93. <https://doi.org/10.1111/famp.12080>
- Mccauley, D. M. (2021). Interparental conflict and threat appraisals during adolescence: Identifying sensitive periods of risk for psychological maladjustment, substance use, and diminished school adjustment. *Doctoral dissertation, Human Development and Family Studies*, The Pennsylvania State University. <https://etda.libraries.psu.edu/catalog/19933dwm23>
- Minaei, A. (2006). Adaptation and standardization of the Child Behavior Checklist, youth self-report, and teacher's report forms. *Journal of Exceptional Children*, 6(1), 529-558. <http://joec.ir/article-1-416-en.html> (In Persian)
- Minuchin, S. (2012). *Families and Family Therapy* (2nd ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203111673>
- Mokhtarnia, I., Zadeh Mohammadi, A., Habibi, M., & Mirzaei-Far, F. (2017). Marital conflicts and parent-adolescent conflicts: The mediator role of adolescents' appraisals of interparental

- conflicts. *Journal of Family Research*, 12(4), 663-682. https://jfr.sbu.ac.ir/article_97458.html?lang=en (In Persian)
- Mokhtarnia, I., Zadeh Mohammadi, A., Panaghi, L., & Cheraghi, M. (2021). Major conflicts of adolescents with their parents during the COVID-19 pandemic in Iran. *Journal of Family Research*, 17(3), 385-406. <https://doi.org/10.52547/jfr.17.3.385> (In Persian)
- Nangia, V. (2023). Crisis of parental conflict: Impact on children and families. *Horyzonty Wychowania*, 22(64), 71-82. <https://doi.org/10.35765/hw.2023.2264.08>
- Nozari, E., Sabet, M., & Bashardoost, S. (2021). The effectiveness of stress management training on risky behaviors in female students. *Journal of Applied Psychological Research*, 12(2), 303-319. <https://doi.org/10.22059/japr.2021.306731.643601> (In Persian)
- O'Hara, K. L., Cummings, E. M., & Davies, P. T. (2024). Interparental conflict and adolescent emotional security across family structures. *Family Process*, 63(1), 265-283. <https://doi.org/10.1111/famp.12872>
- Olson, D. (2011). FACES IV and the circumplex model: Validation study. *Journal of Marital and Family Therapy*, 37(1), 64-80. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.2009.00175.x>
- Rezapour Mirsaleh, Y., Okhovat, M., & Amini, R. (2022). The relationship between adolescent perception of parental conflict and psychological well-being and disappointment in adolescent female students: A mediating role of coping styles. *Rooyesh*, 11(2), 235-254. <http://frooyesh.ir/article-1-3331-en.html> (In Persian)
- Russotti, J., Platts, C. R., Sturge-Apple, M. L., Davies, P. T., & Thompson, M. J. (2024). A process model of parental executive functioning as a spillover mechanism linking interparental conflict and parenting difficulties across parenting domains. *Developmental Psychology*, 60(6), 1052-1065. <https://doi.org/10.1037/dev0001743>
- Sloan, C. J., Lanza, S. T., Forrester, E. J., Feinberg, M. E., & Fosco, G. M. (2025). The role of interparental conflict in divergent perceptions of parenting. *Journal of Marriage and Family*, 87(5), 2157-2166. <https://doi.org/10.1111/jomf.13108>
- Stevens, J. P. (2009). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (5th ed.). New York: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203843130>
- Streiner, D. L. (2003). Starting at the beginning: an introduction to coefficient alpha and internal consistency. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 99-103. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8001_18
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2018). *Using multivariate statistics* (7th ed.). Boston, MA: Pearson.
- Thorndike, R. M. (1995). Book review: psychometric theory by Jum Nunnally and Ira Bernstein New York: McGraw-hill, 1994, xxiv+ 752 pp. *Applied Psychological Measurement*, 19(3), 303-305. <https://doi.org/10.1177/014662169501900308>
- van Eldik, W. M., de Haan, A. D., Parry, L. Q., ... & Prinzie, P. (2020). The interparental relationship: Meta-analytic associations with children's maladjustment and responses to interparental conflict. *Psychological Bulletin*, 146(7), 553-594. <https://doi.org/10.1037/bul0000233>
- Yarnold, P. R. (2013). Univariate and multivariate analysis of categorical attributes with many response categories. *Optimal Data Analysis*, 2(1), 177-190. <https://odajournal.com/wp-content/uploads/2019/01/v2a27.pdf>
- Zong, Y., Zeng, J., Hong, Z., & Wang, S. (2024). Restful nights to peaceful days: How sleep quality and family dynamics influence aggression in preadolescent children. *Humanities and Social Sciences Communications*, 11, 1743. <https://doi.org/10.1057/s41599-024-04332-3>