



Psychometric Properties of the Multi-Dimensional Co-Parenting After Divorce Questionnaire in the Iranian Population

Alireza Pezhman,¹ Mahtab Beiranvand,² Leila Mirahmadi^{*3} 

Abstract

Given the rising divorce rate in Iran and the critical role of co-parenting quality in children's mental health, a valid instrument to assess this construct is essential. The present study aimed to examine the psychometric properties of the Multidimensional Co-Parenting Scale for Dissolved Relationships (MCS-DR) within the Iranian population. In this cross-sectional psychometric study, the Persian version of the questionnaire (MCS-DR-F) was administered to a sample of 207 divorced parents. The factor structure of the questionnaire was evaluated using Confirmatory Factor Analysis (CFA). Reliability was assessed via Cronbach's alpha (ranging from 0.756 to 0.880), McDonald's omega (0.742 to 0.872), and composite reliability. Convergent validity was examined using the Average Variance Extracted (AVE) index (exceeding 0.50), while discriminant validity was assessed using the Heterotrait-Monotrait ratio of correlations (HTMT). To evaluate criterion validity, the Parenting Stress Index-Short Form (PSI-SF) was utilized. Results indicated a significant positive correlation between conflict dimensions and parenting stress ($r = 0.482, p < 0.01$) and a significant negative correlation between support and parenting stress ($r = -0.395, p < 0.01$). The results confirmed that the four-factor structure of the questionnaire—comprising "Support," "Overt Conflict," "Covert Conflict-Internally Regulated," and "Covert Conflict-Externally Regulated"—demonstrated a good fit with the research data (CFI = 0.92, RMSEA = 0.06). The findings indicate that the Persian version of the MCS-DR is a valid instrument for assessing various dimensions of post-divorce co-parenting in Iranian society. It can be effectively utilized in research, clinical interventions, and legal contexts related to divorce and child custody. Furthermore, the instrument demonstrated comparable applicability across both mothers and fathers, with no significant gender differences observed in any of the four co-parenting dimensions. Additionally, cultural differences observed in the correlation patterns between co-parenting dimensions, compared to studies conducted in other cultures, may reflect specific cultural characteristics of the Iranian context.

Keywords: Co-Parenting, Divorce, Parental Conflict, Reliability, Validity

¹ Ph.D. Student in Clinical Psychology, Clinical Psychology Dept., Faculty of Psychology and Educational Sciences, Allameh Tabataba University, Tehran, Iran
Email: a_pezhman@atu.ac.ir

² Master of Educational Psychology, Department of Educational Psychology, Faculty of Education and Psychology, Alzahra University, Tehran, Iran
Email: mahtab.beyranvand78@gmail.com

³ Corresponding Author: Assistant Professor of Counseling Group, Sefahan Non-Profit Higher Education Institute, Isfahan, Iran
Email: leila_mirahmadi@yahoo.com

Introduction

Divorce profoundly transforms family structures and carries far-reaching consequences for children's psychological well-being. In Iran, the divorce rate reached 47% in early 2023, rising to 67% in Tehran ([National Organization for Civil Registration, 2023](#)). Research consistently demonstrates that post-divorce interparental conflict is associated with behavioral problems, anxiety, and depression in children, while cooperative co-parenting serves as a protective factor for their mental health and academic functioning ([Ferraro et al., 2016](#); [Van Dijk et al., 2020](#)). Co-parenting after divorce refers to the shared parental responsibility in raising children following marital dissolution and has been identified as a key mechanism in predicting children's post-separation mental health ([Lamela & Figueiredo, 2016](#)).

The construct is multidimensional, encompassing co-parenting support and conflict, the latter manifesting as overt (direct, hostile exchanges) or covert conflict involving indirect tactics such as triangulating children or undermining the other parent ([McHale et al., 2011](#)). Despite its significance, covert conflict remains understudied due to measurement limitations. Of 21 existing co-parenting instruments, only eight assessed covert conflict, and only two targeted divorced families specifically ([Mollà Cusí et al., 2020](#)). The MCS-DR ([Ferraro et al., 2018](#)) addresses this gap by simultaneously measuring all four co-parenting dimensions and has demonstrated adequate reliability in Spain ($\alpha = 0.72\text{--}0.89$) and Japan ($\alpha = 0.71\text{--}0.81$). However, its psychometric properties had not been examined in Iran, where societal norms restrict post-divorce spousal contact and no validated co-parenting instrument for divorced families existed ([Nikparvar et al., 2021](#)). Therefore, this study aimed to examine the factor structure, reliability, and validity of the Persian MCS-DR within the Iranian context.

Method

This cross-sectional psychometric study employed a descriptive-correlational design with CFA. The population comprised divorced parents in Iran with at least one child under 18. Sampling was conducted via convenience and snowball methods through online platforms (Eitaa, Telegram, and Shad) during 2024. Based on Bentler and Chou's ([1987](#)) guideline of 5–15 participants per item, and accounting for 15% attrition, 253 participants were recruited. After excluding incomplete or invalid responses, 207 divorced parents remained (51% female, 49% male; mean age = 41.75, $SD = 6.32$). Mean marriage duration was 9.24 years ($SD = 4.18$), mean time since divorce was 3.65 years ($SD = 2.14$), and 70% held primary custody.

The Persian MCS-DR-F was developed via forward-backward translation ([Brislin et al., 1986](#)), reviewed by two specialists for cultural adequacy, and piloted on 15 participants before final deployment. The instrument comprises 22 items on a five-point Likert scale covering four subscales. The Parenting Stress Index–Short Form (PSI-SF; [Abidin, 1995](#); Iranian validation: [Fadaei et al., 2011](#), $\alpha = 0.90$) assessed criterion validity. Data were analyzed using SPSS-26 and Amos-26.

Results

CFA confirmed the four-factor structure with good model fit: $\chi^2/df = 2.03$; RMSEA = 0.062; CFI = 0.95; TLI = 0.94; GFI = 0.914; SRMR = 0.068. All factor loadings exceeded 0.40. Internal consistency was satisfactory: Support ($\alpha = 0.880$, $\omega = 0.872$, CR = 0.890, AVE = 0.551), Overt Conflict ($\alpha = 0.871$, $\omega = 0.872$, CR = 0.879, AVE = 0.537), Self-Controlled Covert Conflict ($\alpha = 0.756$, $\omega = 0.759$, CR = 0.768, AVE = 0.501), and Externally-Controlled Covert Conflict ($\alpha = 0.777$, $\omega = 0.742$, CR = 0.868, AVE = 0.504). All AVE values exceeded 0.50, confirming convergent validity, and all HTMT ratios fell below 0.85 (range: 0.057–0.569), confirming discriminant validity. Criterion validity was supported by a significant positive correlation between Overt Conflict and parental distress ($r = 0.482$, $p < 0.01$) and a negative correlation between Support and parental distress ($r = -0.395$, $p < 0.01$). No significant gender differences were found across any co-parenting dimension ($p > 0.05$).

Discussion and Conclusion

The present study confirmed that the Persian MCS-DR-F possesses sound psychometric properties for assessing post-divorce co-parenting in Iran. The four-factor structure was replicated consistently with the original instrument and cross-cultural validations in Spain and Japan, underscoring its structural robustness across contexts. The adequate measurement of covert conflict dimensions is particularly noteworthy, as this domain has historically been neglected in co-parenting assessment tools ([Mollà Cusí et al., 2020](#)). The positive correlation between conflict subscales and parenting stress aligns with theoretical models positing that antagonistic co-parenting heightens parental distress and compromises parenting quality ([Feinberg, 2003](#)). The absence of gender differences enhances the instrument's applicability to both mothers and fathers—a practically important finding for clinical and legal use. Cultural differences in intercorrelation patterns, compared to Western studies, likely reflect Iran's sociocultural norms, including restricted post-divorce contact and family-centered values ([Nikparvar et al., 2021](#)). Limitations include convenience sampling, reliance on self-report measures, and the absence of test-retest reliability data. Future research should employ larger and geographically diverse samples, incorporate both parents' perspectives simultaneously, and examine measurement invariance across custody and gender groups. Practically, the MCS-DR-F can be utilized by clinicians to identify dysfunctional co-parenting patterns, by family courts to inform custody decisions, and by counselors designing post-divorce support programs.

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه چندبعدی هم‌والدگری بعد از طلاق در جامعه ایرانی

علیرضا پژمان^۱، مهتاب بیرانوند^۲، لیلا میراحمدی^۳

چکیده

با توجه به افزایش نرخ طلاق در ایران و اهمیت کیفیت رابطه هم‌والدگری در سلامت روانی کودکان، وجود ابزاری معتبر برای سنجش این سازه ضروری است. پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه چندبعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR) در جامعه ایرانی انجام شد. در این مطالعه مقطعی از نوع روان‌سنجی، نسخه فارسی پرسشنامه MCS-DR-F روی نمونه‌ای متشکل از ۲۰۷ والد طلاق‌گرفته اجرا شد. ساختار عاملی پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی بررسی و پایایی آن از طریق آلفای کرونباخ (۰/۷۵۶ تا ۰/۸۸۰)، امگای مک‌دونالد (۰/۷۴۲ تا ۰/۸۷۲) و پایایی ترکیبی ارزیابی شد. روایی همگرا با شاخص AVE (بیشتر از ۰/۵۰) و روایی واگرا با شاخص HTMT بررسی شد. برای سنجش روایی ملاکی، از پرسشنامه استرس والدینی فرم کوتاه (PSI-SF) استفاده شد که همبستگی معناداری بین ابعاد تعارض و استرس والدینی ($r = 0.482$, $p < 0.01$) و همبستگی منفی بین حمایت و استرس والدینی ($r = -0.395$, $p < 0.01$) نشان داد. نتایج تأیید کرد ساختار چهارعاملی پرسشنامه شامل «حمایت»، «تعارض آشکار»، «تعارض پنهان با تنظیم درونی» و «تعارض پنهان با تنظیم بیرونی» با داده‌های پژوهش برازشی مناسب دارد ($CFI=0.92$, $RMSEA=0.06$). یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد نسخه فارسی پرسشنامه MCS-DR ابزاری معتبر برای سنجش ابعاد مختلف هم‌والدگری پس از طلاق در جامعه ایران است و می‌تواند در پژوهش‌ها، مداخلات بالینی و حوزه‌های حقوقی مرتبط با طلاق و حضانت فرزندان استفاده شود. همچنین، یافته‌ها نشان داد این ابزار برای هر دو گروه مادران و پدران به طور یکسان کاربرد دارد و تفاوتی معنادار بین دو جنس در ابعاد هم‌والدگری مشاهده نشد. تفاوت‌های فرهنگی در الگوی همبستگی بین ابعاد مختلف هم‌والدگری در مقایسه با مطالعات انجام‌شده در سایر فرهنگ‌ها مشاهده شد که می‌تواند منعکس‌کننده ویژگی‌های فرهنگی جامعه ایرانی باشد.

واژه‌های کلیدی: پایایی، تعارض والدینی، روایی، طلاق، هم‌والدگری.

^۱ دانشجوی دکتری روان‌شناسی بالینی، دانشجو، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

ایمیل: a_pezhman@atu.ac.ir

^۲ کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی، دانشجو، گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران

ایمیل: mahtab.beyranvand78@gmail.com

^۳ استادیار گروه مشاوره، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

ایمیل: leila_mirahmadi@yahoo.com

مقدمه

طلاق به عنوان یک پدیده اجتماعی پیچیده، تغییراتی عمیق در ساختار خانواده ایجاد می‌کند (Xu, 2024). آمارهای رسمی در ایران نشان می‌دهد در ماه‌های نخست سال ۱۴۰۲، نرخ طلاق به ۴۷ در صد رسیده و در تهران این نرخ به ۶۷ در صد افزایش یافته است (National Organization for Civil Registration, 2023). این روند صعودی طلاق پیامدهایی گسترده برای خانواده‌ها و به ویژه کودکان به همراه دارد و می‌تواند دیدگاه آنها نسبت به آینده، برداشتشان از مفهوم خانواده و کیفیت رابطه شان با والدین را دگرگون کند (حاجی حیدری و همکاران، ۱۴۰۲). شواهد پژوهشی متعددی تأیید می‌کند تعارضات بین والدین پس از طلاق با افزایش مشکلات رفتاری (فهیمی و رضوانی، ۱۴۰۱)، اضطراب و افسردگی (Zhu et al., 2024) و نشانه‌های روان‌تنی (El-Sheikh et al., 2009) در کودکان ارتباط دارد. در مقابل، همکاری و توافق بین والدین تأثیری مثبت بر سلامت روانی و عملکرد تحصیلی کودکان می‌گذارد (Ferraro et al., 2016). با این حال، طلاق والدین بر همه کودکان به یک شکل تأثیر نمی‌گذارد و تنوعی قابل ملاحظه در نحوه سازگاری آنها وجود دارد. این تغییرپذیری به عوامل متعدد اقتصادی، اجتماعی، فردی و ارتباطی مرتبط است (Lansford, 2009; Amato, 2010). مطالعات نشان می‌دهند کیفیت رابطه هم‌والدگری^۱ نقشی تعیین‌کننده در سازگاری کودکان با شرایط جدید خانواده ایفا می‌کند (Akarçay Ulutaş & Taşkıran, 2024; Blackstone & Hill, 2020) و می‌تواند به عنوان عاملی محافظتی در برابر پیامدهای منفی طلاق عمل کند. مفهوم هم‌والدی پس از طلاق^۲ که نخستین بار در نظریه مراحل طلاق بوهانان و برنارد مطرح شد، به مسئولیت مشترک والدین طلاق گرفته در تربیت فرزندانشان اشاره دارد (Bohannon & Bernard, 1971). بررسی سیستماتیک تأثیر طلاق بر سلامت روانی کودکان (Lamela & Figueiredo, 2016) نشان می‌دهد هم‌والدگری مکانیسمی کلیدی در پیش‌بینی سلامت روانی کودکان پس از جدایی والدین است.

هم‌والدگری، به عنوان سازه‌ای منحصربه‌فرد، به شیوه مراقبت مشترک والدین از فرزندان اشاره دارد و به عنوان مسئولیت مشترک در تأمین اجتماعی سازی، مراقبت و پرورش فرزندان تعریف می‌شود (Amato & Anthony, 2014; McHale et al., 2011). والدین طلاق گرفته که مسئولانه در فرزندپروری مشارکت می‌کنند، با چالش‌های چندوجهی مواجه هستند: کنارگذاشتن اختلافات شخصی، همکاری در تصمیم‌گیری‌های هماهنگ در دو خانواده متمایز، حفظ رویکردی محترمانه، اجتناب از درگیری مقابل فرزندان و خودداری از انتقاد متقابل (Peixoto et al., 2022; Ferraro et al., 2016). رابطه هم‌والدگری ساختاری پیچیده و چندبعدی دارد. با وجود عدم توافق کامل پژوهشگران درباره ابعاد دقیق این رابطه، ادبیات پژوهشی نشان می‌دهد این پدیده چندوجهی است. مطالعات به طور مداوم دو حوزه اصلی را شناسایی کرده‌اند: تعارض هم‌والدگری و همکاری/حمایت هم‌والدگری (Ferraro et al., 2016; McHale et al., 2011). تعارض هم‌والدگری به اختلافات و منازعات بین والدین درباره نقش‌ها و مسئولیت‌های مرتبط با فرزندان اشاره دارد که می‌تواند در قالب انتقاد،

¹ family structure² coparenting³ post-divorce co-parenting⁴ stations of divorce

تحقیق و سرزنش بروز یابد (McHale et al., 2011; Peixoto et al., 2022) در مقابل، همکاری به میزان حمایت، تعامل سازنده والدین و انتقال جو وفاداری متقابل به کودک اطلاق می‌شود (Lansford, 2009). مطالعات نشان می‌دهند سطح تعارض بین والدین با مشکلات بلندمدت سازگاری کودکان ارتباط مستقیم دارد؛ به طوری که افزایش تعارض هم‌والدگری به مشکلات عاطفی و رفتاری بیشتری منجر می‌شود (Harold & Sellers, 2018; Van Eldik et al., 2020). همچنین، روابط هم‌والدگری خصمانه با مهارت‌های ضعیف‌تر فرزندپروری و کیفیت پایین‌تر رابطه والد-کودک همبستگی دارد (Van Dijk et al., 2020).

تحلیل‌های دقیق‌تر در حوزه تعارض هم‌والدگری دو شکل متمایز را شناسایی کرده‌اند: تعارض آشکار و پنهان (Buehler & Trotter, 1990). تعارض آشکار به تبادلات مستقیم و تهاجمی بین والدین اشاره دارد (McHale et al., 2011). شواهد پژوهشی متعددی نشان می‌دهد تعارض خصمانه، شدید و مکرر بین والدین عامل خطر مهمی برای کودکان محسوب می‌شود و با طیفی گسترده از پیامدهای منفی همچون مشکلات خواب (El-Sheikh et al., 2009)، رفتارهای درونی‌سازی و برونی‌سازی شده (Margolin et al., 2001)، مشکلات بین‌فردی، مشکلات جسمانی (McHale, 1997; Zhu et al., 2024) و افت تحصیلی (Pellón-Elexpuru et al., 2024) ارتباط دارد. این نوع تعارض پرمطالعه‌ترین حوزه پژوهشی در هم‌والدگری پس از طلاق است (Teubert & Pinquart, 2010; McHale et al., 2011; Ferraro et al., 2018). در مقابل، تعارض پنهان ماهیتی مبهم‌تر دارد و شناسایی آن چالش‌برانگیزتر است (Petren et al., 2017; McHale et al., 2011; McHale & Sirotkin, 2019). ویژگی اصلی این نوع تعارض استفاده از تاکتیک‌های غیرمستقیم و ظریف توسط والدین برای تخریب والد دیگر و درگیرکردن کودک در اختلافات است. در این شرایط، والدین دارای حضانت ممکن است مرزهای والدگری را نقض کنند و کودک را در میان منازعات خود قرار دهند که این امر ممکن است به شکل قربانی‌سازی کودک یا فشار برای هم‌راستایی با یکی از والدین بروز یابد (Teubert & Pinquart, 2010; McHale et al., 2011). این پدیده که با عناوینی همچون مثلث‌سازی (Buehler & Trotter, 1990; Petren et al., 2017) یا گم‌شدگی نقش والدینی (Kerig & Swanson, 2010) نیز شناخته می‌شود، کودکان را در موقعیتی قرار می‌دهد که ناچار به انتخاب بین والدین یا فاصله‌گیری از آنها می‌شوند. پژوهش‌ها ارتباطی معنادار بین تعارض پنهان و بروز افسردگی (Xu, 2024) و رفتارهای ضداجتماعی (Petren et al., 2017) در کودکان نشان داده‌اند.

مطالعاتی (Ahrons, 1981; McHale, 1997) در حوزه سنجش ابزار هم‌والدگری انجام شده است که بیانگر تأکید بر دو بُعد حمایت و تعارض آشکار در روابط والدین و غفلت از تعارض پنهان است. این در حالی است که تجزیه و تحلیل تعارضات والدینی مشترک منعکس‌کننده ادبیاتی است که نشان می‌دهد تعارضات والدینی مشترک پس از طلاق شامل اشکال آشکار و مستقیم تعارض و اشکال پنهان، غیرمستقیم، یا به عبارت دیگر، منفعل تعارض است (Ferraro et al., 2016). تعارض پنهان به دلیل ماهیت ظریف‌تر و دشواری شناسایی آن، در مقایسه با تعارض آشکار، کمتر مطالعه شده است. این امر به توسعه محدود ابزارهای ارزیابی برای این سازه منجر شده است. مولا-کاوسی و همکاران در بررسی سیستماتیک ابزارهای ارزیابی رابطه هم‌والدگری، دریافتند از ۲۱ ابزار بررسی شده، فقط هشت مورد به نوعی تعارض پنهان را ارزیابی می‌کنند که عمدتاً در

قالب تضعیف یا مثلث سازی مفهوم سازی شده است (Mollà Cusi et al., 2020). از این میان، فقط دو ابزار (McHale et al., 2018; Ferarro et al., 2011) این پدیده را در خانواده‌های طلاق گرفته می‌سنجند. مقیاس چندبُعدی هم‌والدگری پس از طلاق (Ferarro et al., 2018) یکی از ابزارهای شاخص در این حوزه است که برای سنجش کیفیت هم‌والدگری طراحی شده است. این ابزار ابعادی متنوع از هم‌والدگری شامل حمایت، تعارض آشکار، تعارض پنهان کنترل شده توسط خود و تعارض پنهان کنترل شده توسط دیگران را ارزیابی می‌کند و به پژوهشگران ابزاری ارائه می‌دهد تا اشکال ظریف‌تر تعارض هم‌والدگری را در میان والدینی که طلاق گرفته‌اند، بررسی کنند. این امر نشان‌دهنده پیشرفتی مهم در مطالعه هم‌والدگری پس از طلاق است؛ زیرا اشکال پنهان تعارض هم‌والدگری معمولاً مطالعه نمی‌شوند. توسعه آیت‌ها با توجه به محدودیت‌های شرح داده شده در ادبیات موجود در رابطه با فرزندپروری مشترک پس از طلاق هدفمند بود تا هم تصویری کامل‌تر از روابط فرزندپروری مشترک پس از طلاق به دست آید و هم اطمینان حاصل شود که هر یک از سازه‌های فرضی شامل آیت‌هایی هستند که طیفی وسیع از رفتارها را شامل چندین بازیگر در بر می‌گیرند. همچنین، مطالعات اعتباریابی این ابزار در کشورهای مختلف پایایی قابل قبولی را نشان داده‌اند؛ به طوری که ضریب آلفای کرونباخ در اسپانیا (Ángela Ordóñez-Carabaño et al., 2024) بین ۰/۷۲ تا ۰/۸۹ و در ژاپن (Aoki, 2020) بین ۰/۷۱ تا ۰/۸۱ گزارش شده است.

هم‌والدگری پس از طلاق در فرهنگ‌های سنتی با ارزش‌های جمع‌گرایانه، همچون ایران، چالش‌هایی منحصر به فرد را ایجاد می‌کند. در بافت فرهنگی ایران، نگرش‌های منفی نسبت به طلاق و عدم تشویق به حفظ ارتباط با همسر سابق تعاملات والدین را به طرز قابل ملاحظه محدود می‌کند (Nikparvar et al., 2021). با وجود تلاش کاویانی و همکاران در اعتباریابی ابزاری برای سنجش هم‌والدگری در خانواده‌های سالم ایرانی، تا کنون هیچ پژوهشی ابزاری مناسب برای ارزیابی هم‌والدگری پس از طلاق در جامعه ایرانی را بررسی و اعتباریابی نکرده است (Kaviyani et al., 2025). با توجه به نقش کلیدی هم‌والدگری در سلامت روانی و اجتماعی کودکان و تأثیر عمیق الگوهای تعارض و همکاری والدین بر سازگاری آنها (Feinberg, 2003; Ferraro et al., 2018)، وجود ابزاری معتبر برای سنجش این سازه در بافت فرهنگی ایران ضرورتی انکارناپذیر است. پرسشنامه چندبُعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR) در کشورهای مختلف اعتبار سنجی شده و پایایی مطلوبی را نشان داده است (Ángela Ordóñez-Carabaño et al., 2024; Aoki, 2020)، اما تا کنون ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار در نمونه ایرانی بررسی نشده است. بنابراین، پژوهش حاضر با هدف اعتبارسنجی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی MCS-DR در نمونه ایرانی انجام می‌شود تا امکان استفاده از آن در مطالعات داخلی و برنامه‌های حمایتی فراهم شود. با توجه به افزایش نرخ طلاق در جامعه ایران، این پژوهش گامی مؤثر در راستای ارتقای سلامت روان کودکان خانواده‌های طلاق گرفته خواهد بود؛ زیرا نتایج این مطالعه می‌تواند به متخصصان حوزه خانواده کمک کند تا با استفاده از ابزاری معتبر، کیفیت هم‌والدگری را ارزیابی و مداخلاتی مناسب را طراحی کنند.

روش پژوهش

این پژوهش از نوع مطالعات ابزارسازی با رویکرد روان‌سنجی بود که به روش توصیفی-همبستگی و با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی انجام شد.

جامعه، روش نمونه‌گیری، حجم نمونه و ویژگی‌های نمونه

جامعه آماری این پژوهش شامل والدین طلاق‌گرفته ساکن ایران بود که دست‌کم یک فرزند زیر ۱۸ سال داشتند. انتخاب این معیار سنی با ابزار اصلی پژوهش، یعنی مقیاس MCS-DR که برای والدین دارای فرزندان خردسال طراحی شده است، هم‌سو است (Ferraro et al., 2018) و با پژوهش‌های انجام شده در ایران در حوزه هم‌والدگری پس از طلاق نیز هم‌خوانی دارد (Gholami Jam et al., 2021). افزون بر این، بر اساس قوانین حضانت در ایران، سرپرستی فرزندان تا سن ۱۸ سالگی ادامه دارد. نمونه‌گیری به روش در دسترس و گلوله‌برفی و از طریق پلتفرم‌های مجازی (ایتا، تلگرام و شاد) در سال ۱۴۰۳ انجام شد.

برای محاسبه حجم نمونه در این پژوهش از قاعده بنتلر و چو استفاده شد که برای تحلیل عاملی تأییدی پیشنهاد می‌کند به ازای هر گویه بین ۵ تا ۱۵ نمونه در نظر گرفته شود (Bentler & Chou, 1987). با توجه به اینکه پرسشنامه این پژوهش شامل ۲۲ گویه است، حجم نمونه مناسب بین ۱۱۰ تا ۳۳۰ نفر برآورد شد. در این مطالعه، با در نظر گرفتن استاندارد ۱۰ نمونه به ازای هر گویه، حجم نمونه ۲۲۰ نفر تعیین شد. با احتساب احتمال ریزش ۱۵ درصدی، حجم نمونه نهایی ۲۵۳ نفر محاسبه شد. در نهایت، پس از جمع‌آوری داده‌ها و حذف پرسشنامه‌های ناقص و نامعتبر، ۲۰۷ پرسشنامه (معادل ۹/۴ نمونه به ازای هر گویه) تحلیل شد که همچنان در محدوده قابل قبول برای انجام تحلیل عاملی تأییدی قرار دارد. نمونه‌گیری به روش در دسترس و از طریق سکوها‌های آنلاین در سال ۱۴۰۳ انجام شد. پرسشنامه به صورت برخط طراحی و لینک آن در گروه‌های پرکاربرد شبکه‌های اجتماعی مانند ایتا، تلگرام و گروه‌های والدین در نرم‌افزار شاد به اشتراک گذاشته شد. برای افزایش دامنه دسترسی، از روش نمونه‌گیری گلوله‌برفی نیز استفاده شد؛ به این صورت که از شرکت‌کنندگان درخواست شد لینک پرسشنامه را در گروه‌های مرتبط دیگر به اشتراک بگذارند. معیارهای ورود عبارت‌اند از: الف) والدین جدا شده، ب) دست‌کم ۶ ماه از طلاق آنها گذشته باشد، تا ارزیابی هم‌والدگری بازتاب الگوهای نسبتاً پایدار پس از عبور از مرحله حاد و هیجانی اولیه طلاق باشد، پ) دست‌کم دارای یک فرزند کمتر از ۱۸ سال، وجود دست‌کم یک فرزند زیر ۱۸ سال برای معنادار بودن سنجش سازه‌های هم‌والدگری ضروری است؛ زیرا این سازه به تعاملات والدین در تربیت کودکان/نوجوانان وابسته است: اگر دارای بیشتر از یک فرزند باشند، از آنها خواسته شده است تا کوچک‌ترین فرزند را برای پاسخ‌دهی در نظر بگیرند. معیارهای خروج عبارت‌اند از: الف) پرسشنامه‌هایی که شواهدی از پاسخ‌دهی شتاب‌زده و غیرمعتبر داشته باشند، از جمله زمان پاسخ‌دهی غیرواقعی کوتاه (کمتر از حداقل زمان منطقی مورد نیاز برای خواندن و پاسخ‌دهی دقیق به آیتم‌ها)، به عنوان شاخص کاهش کیفیت و روایی داده‌ها از تحلیل حذف شدند، ب) عدم مشارکت عملی یکی از والدین در فرایند فرزندپروری (به گونه‌ای که تعامل هم‌والدگری عملاً وجود نداشته باشد).

در این مطالعه، میانگین سن شرکت‌کنندگان $41/75 \pm 6/32$ سال (دامنه ۲۹-۵۸) بود. از نظر جنسیت، ۱۰۶ نفر (۵۱ درصد) زن و ۱۰۱ نفر (۴۹ درصد) مرد بودند. در زمینه تحصیلات، ۳۱ نفر (۱۵ درصد) دیپلم، ۴۱ نفر (۲۰ درصد) کاردانی، ۷۲ نفر (۳۵ درصد) کارشناسی، ۵۰ نفر (۲۴ درصد) کارشناسی ارشد و ۱۳ نفر (۶ درصد) دکتری داشتند. ۱۲۴ نفر (۶۰ درصد) تمام وقت شاغل، ۵۲ نفر (۲۵ درصد) پاره وقت و ۳۱ نفر (۱۵ درصد) خانه‌دار بودند. میانگین مدت ازدواج قبل از طلاق $9/4 \pm 2/18$ سال و مدت زمان سپری شده از طلاق $3/65 \pm 2/14$ سال بود. میانگین سن فرزندان $8/92 \pm 3/45$ سال (دامنه ۲-۱۴) و میانگین تعداد فرزندان $0/76 \pm 1/68$ بود. ۱۱۴ نفر (۵۵ درصد) از فرزندان پسر و ۹۳ نفر (۴۵ درصد) دختر بودند. ۱۳۵ نفر (۶۵ درصد) دانش‌آموز، ۴۱ نفر (۲۰ درصد) پیش‌دبستانی و ۳۱ نفر (۱۵ درصد) در سنین آموزش نبودند. در خصوص حضانت، ۱۴۵ نفر (۷۰ درصد) اظهار داشتند حضانت فرزند با آنهاست و ۶۲ نفر (۳۰ درصد) گزارش کردند فرزندشان با همسر سابق زندگی می‌کند.

ابزارهای پژوهش

پرسشنامه چندبعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR)^۱: این پرسشنامه توسط فرارو و همکاران تدوین شده است و شامل ۲۲ گویه است که چهار بُعد از رفتارهای هم‌والدگری را ارزیابی می‌کند: (۱) حمایت که شامل کمک، هماهنگی و همکاری است و بیانگر درک مشترک والدین از وظایف فرزندپروری است؛ (۲) تعارض آشکار که رفتارهای مقابله‌ای مستقیم و آشکارا خصمانه را منعکس می‌کند؛ (۳) تعارض پنهان با تنظیم درونی که شامل رفتارهایی است که در کنترل خود پاسخ‌دهنده است و به صورت منفعل-پرخا شگرانه یا غیرمستقیم (مثل انتقال پیام از طریق کودک) نمایان می‌شود؛ و (۴) تعارض پنهان با تنظیم بیرونی که شامل رفتارهایی است که پاسخ‌دهنده آنها را خارج از کنترل خود و ناشی از رفتار والد دیگر یا رفتارهای کودک (مانند جانبداری کودک از یکی از والدین) می‌داند. گویه‌های این پرسشنامه بر اساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت (۱=هرگز تا ۵=همیشه) نمره‌گذاری می‌شوند. دامنه نمرات در این پرسشنامه بین ۲۲ تا ۱۱۰ است و کسب نمره بالاتر در هر زیرمقیاس به معنای فراوانی بیشتر آن رفتار در رابطه هم‌والدی است (Ferraro et al., 2018).

نسخه اصلی این پرسشنامه از روایی سازه و ملاکی مناسبی برخوردار است و پایایی آن در زیرمقیاس‌های حمایت (۰/۹۱)، تعارض آشکار (۰/۹۲)، تعارض پنهان با تنظیم درونی (۰/۷۷) و تعارض پنهان با تنظیم بیرونی (۰/۸۳) به روش آلفای کرونباخ تأیید شده است (Ferraro et al., 2018). در مطالعه حاضر، همسانی درونی برای خرده‌مقیاس‌های حمایت، تعارض آشکار، تعارض پنهان با تنظیم درونی و تعارض پنهان با تنظیم بیرونی به ترتیب با آلفای کرونباخ ۰/۸۸۰، ۰/۸۷۱، ۰/۷۵۶ و ۰/۷۷۷ به دست آمد. پایایی ترکیبی برای خرده‌مقیاس‌ها در سطحی مطلوب قرار داشت و شاخص امگای مک‌دونالد برای این ابعاد به ترتیب ۰/۸۷۲، ۰/۸۷۲، ۰/۷۵۹ و ۰/۷۴۲ محاسبه شد. روایی سازه از طریق تحلیل عاملی تأییدی با شاخص‌های

^۱ Multidimensional Coparenting Scale for Dissolved Relationships

^۲ Support

^۳ Overt Conflict

^۴ Self-Controlled Covert Conflict

^۵ Externally-Controlled Covert Conflict

برازش مطلوب ($RMSEA=0/062$; $TLI=0/94$; $CFI=0/95$) تأیید شد. روایی همگرا با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج شده (AVE) برای تمامی ابعاد (بین $0/501$ تا $0/551$) در سطحی مطلوب قرار داشت. روایی واگرا با استفاده از شاخص HTMT (مقادیر کمتر از $0/85$) تأیید شد. همچنین، روایی ملاکی از طریق همبستگی معنادار بین تعارض آشکار و پریشانی والدینی ($r=0/482$, $p<0/01$) و همبستگی منفی بین حمایت و پریشانی والدینی ($r=-0/395$, $p<0/01$) تأیید شد.

پرسشنامه استرس والدینی فرم کوتاه (PSI-SF)^۱: این پرسشنامه یک ابزار خودگزارشی ۳۶ گویه‌ای است که توسط آیدین به منظور سنجش میزان استرس تجربه شده توسط والدین طراحی شده است (Abidin, 1995). این پرسشنامه شامل ۳۶ گویه است و سه خرده‌مقیاس شامل «پریشانی والدینی»، «تعامل ناکارآمد والد-کودک» و «کودک دشوار» را ارزیابی می‌کند. هر گویه بر اساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۵ (کاملاً موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمرات قابل کسب در این پرسشنامه از ۳۶ تا ۱۸۰ متغیر است و نمرات بالاتر نشان‌دهنده استرس والدینی بیشتر است. نسخه اصلی پرسشنامه استرس والدینی فرم کوتاه (PSI-SF) دارای روایی و پایایی مطلوبی است که توسط آیدین با ضریب آلفای کرونباخ $0/95$ گزارش شده است (Abidin, 1995). نسخه بومی سازی شده این ابزار در ایران نیز از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است که توسط فدایی و همکاران (۱۳۹۰) با ضریب آلفای کرونباخ $0/90$ ارزیابی و تأیید شده است. در پژوهش حاضر نیز ضریب آلفای کرونباخ برای این پرسشنامه برابر $0/96$ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی درونی مطلوب آن است.

روش اجرا و تحلیل داده

در این پژوهش، برای اقتباس و بومی‌سازی فرهنگی ابزار، از رویکرد ترجمه و بازترجمه^۲ مطابق راهنمای پیشنهادی برینسلین و همکاران و توصیه‌های جامع بهر و همکاران استفاده شد (Brislin et al., 1986; Behr et al., 2016). این فرایند که به عنوان یکی از استانداردهای پذیرفته شده‌ترین روش‌ها در مطالعات اقتباس بین فرهنگی شناخته می‌شود، در چند گام به اجرا درآمد. در مرحله اول، ابزار توسط یک مترجم متخصص ترجمه شد که به زبان مقصد تسلط کامل داشت. در گام دوم، نسخه ترجمه شده توسط مترجم مستقل دیگری که هم به زبان مبدأ و هم مقصد کاملاً مسلط بود، به زبان اصلی بازگردانده شد. سپس، اعضای تیم پژوهش با دقت به مقایسه تطبیقی دو نسخه اصلی و ترجمه شده مشغول شدند تا اطمینان حاصل شود مفاهیم و معانی اولیه به طور دقیق و صحیح منتقل شده‌اند و مغایرت مفهومی یا معنایی در فرایند ترجمه رخ نداده است. در ادامه، دو نفر از متخصصان حوزه روان‌سنجی و زبان‌شناسی، ترجمه نهایی را به لحاظ انطباق فرهنگی، خوانایی و وضوح مفهومی ارزیابی کردند. در نهایت، به منظور بررسی کیفیت ترجمه و برطرف کردن ابهامات احتمالی، پرسشنامه در یک مطالعه مقدماتی بر روی نمونه‌ای کوچک ($n=15$) اجرا شد و پس از اعمال اصلاحات لازم، نسخه نهایی در اختیار شرکت‌کنندگان پژوهش برای تکمیل قرار گرفت.

^۱ Parenting Stress Index–Short Form

^۲ Forward-Backward Translation

روش تحلیل

در این پژوهش، ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه چندبُعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR) با استفاده از پایایی درونی (آلفای کرونباخ؛ $\alpha > 0.70$)، پایایی ترکیبی ($CR > 0.80$) و ضریب امگای مک‌دونالد ($\omega > 0.60$) مطلوب و ($\omega > 0.70$) قوی‌تر ارزیابی شد (Nunnally & Bernstein, 1994; Hair et al., 2019; Dunn et al., 2014). در روان‌سنجی، انجام تحلیل عاملی اکتشافی پیش از تحلیل عاملی تأییدی یک الزام روش‌شناختی قطعی نیست و این تصمیم به سطح تبیین نظری سازه و شواهد تجربی پیشین ابزار وابسته است. زمانی که ابزار دارای مدل اندازه‌گیری از پیش تعریف‌شده و اعتبارسنجی‌های مکرر باشد، اجرای مستقیم تحلیل عاملی تأییدی (CFA) برای آزمون برازش مدل، رویکردی پذیرفته‌شده و توصیه‌شده در ادبیات تخصصی است. در چنین شرایطی، CFA با هدف تأیید ساختار موجود کاملاً موجه تلقی می‌شود (Flora et al., 2012; Goretzko et al., 2024). تحلیل عاملی تأییدی برای بررسی ساختار عاملی و شاخص‌های برازش χ^2/df ، RMSEA، SRMR، CFI، TLI، GFI و AGFI انجام شد (Hu & Bentler, 1999; Kline, 2015). روایی همگرا و واگرا با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده ($AVE > 0.50$) و شاخص HTMT بررسی شد (Henseler et al., 2015). همچنین، برای ارزیابی روایی ملاکی، رابطه نمرات MCS-DR با پرسشنامه استرس والدینی فرم کوتاه (PSI-SF) ارزیابی شد (Abidin, 1995). تحلیل‌های توصیفی با SPSS-26 و CFA با Amos-26 انجام شد.

یافته‌ها

در این بخش، یافته‌های پژوهش در چهار قسمت ارائه می‌شود: ابتدا، یافته‌های توصیفی شامل میانگین، چولگی و کشیدگی گویه‌ها و ابعاد پرسشنامه گزارش می‌شود. سپس، نتایج پیش‌پردازش و بررسی مفروضه‌های آماری داده‌ها ارائه می‌شود. در ادامه، یافته‌های مربوط به شاخص‌های روان‌سنجی پرسشنامه شامل نتایج تحلیل عاملی تأییدی، شاخص‌های برازش مدل، روایی (همگرا و واگرا) و پایایی ابزار بررسی می‌شود.

جدول ۱: ویژگی‌های توصیفی گویه‌ها و ابعاد پرسشنامه چندبُعدی هم‌والدگری بعد از طلاق

Table 1: Descriptive characteristics of items and the post-divorce polyparenting questionnaire

شماره پرسش	محتوا	میانگین	چولگی	کشیدگی
	بعد یک: تعارض آشکار	۴/۶۴	-۰/۷۲۳	-۰/۱۸۱
۱	گفت‌وگوهای بین من و همسر سابقم تنش‌آلود و/یا کنایه‌آمیز است.	۴/۷۵	-۰/۷۱۴	-۰/۸۹۴
۲	همسر سابقم از من انتقاد یا مرا تحقیر می‌کند.	۴/۶۹	-۰/۵۱۶	-۱/۱۹
۳	تعاملات با همسر سابقم ناخوشایند و/یا ناراحت‌کننده است.	۵/۲۱	-۱/۰۰	-۰/۰۹
۴	در طول اختلافات، همسر سابقم بر سر من فریاد می‌زند یا جیغ می‌کشد.	۴/۸۲	-۰/۶۶	-۰/۷۸

۵	ما نسبت به یکدیگر تحقیر یا بی‌احترامی نشان می‌دهیم.	۴/۳۳	-۰/۵۲	-۱/۰۸
۶	صحبت‌های همسر سابقم کنایه‌آمیز است یا دربارهٔ فرزندپروری من شوخی می‌کند.	۴/۰۱	-۰/۰۹	-۱/۴۶
	بعد دو: حمایت	۳/۲۴	۰/۴۳۳	-۰/۵۹۵
۷	ما اهداف و انتظاراتی مشابه برای فرزندان داریم.	۳/۹۵	-۰/۱۲	-۱/۴۱
۸	ما دربارهٔ استانداردهای کلی رفتار فرزندان توافق داریم.	۳/۷۸	۰/۱۰	-۱/۳۴
۹	همسر سابقم در تربیت فرزندان برای من منبعی مناسب است.	۲/۵۳	۱/۳۱	۰/۶۶
۱۰	ما قوانینی مشابه برای فرزندان داریم.	۳/۵۵	۰/۲۵	-۱/۴۲
۱۱	ما در تصمیم‌گیری‌های مربوط به تربیت فرزند از یکدیگر مشاوره و/یا کمک می‌خواهیم.	۲/۶۹	۰/۷۹	-۰/۷۶
۱۲	ما در تصمیم‌گیری‌های دشوار فرزندپروری از یکدیگر حمایت می‌کنیم.	۲/۹۵	۰/۶۹	-۰/۹۳
	بعد سه: تعارض پنهان با تنظیم درونی	۳/۱۹	۱/۴۳	-۰/۵۲
۱۳	من سعی می‌کنم به فرزندان نشان دهم که از همسر سابقم بهتر هستم.	۴/۱۶	-۰/۲۸	-۱/۳۵
۱۴	من از فرزندان دربارهٔ زندگی شخصی همسر سابقم می‌پرسم.	۲/۷۴	۰/۹۵	-۰/۳۸
۱۵	من دربارهٔ فرزندپروری همسر سابقم کنایه‌آمیز صحبت می‌کنم.	۲/۸۱	۰/۸۵	-۰/۵۵
۱۶	به جای ابراز مستقیم نظراتم به او، ناامیدی‌هایم را در رابطه با همسر سابقم با فرزندان در میان می‌گذارم.	۳/۱۸	۰/۵۵	-۱/۱۸
۱۷	من از همسر سابقم انتقاد یا او را تحقیر می‌کنم.	۳/۰۵	۰/۵۳	-۱/۲۱
	بعد چهار: تعارض پنهان با تنظیم بیرونی	۳/۷۵	۰/۰۹	-۰/۲۹
۱۸	وقتی بحث می‌کنیم، فرزندان طرف کسی را می‌گیرد.	۴/۰۱	۰/۹۱	-۱/۳۹
۱۹	به جای ابراز مستقیم نظراتش به من، همسر سابقم ناامیدی‌هایش را در رابطه با من با فرزندان در میان می‌گذارد.	۳/۹۸	۰/۱۶	-۱/۳۵
۲۰	همسر سابقم از طریق فرزندان به من پیام می‌فرستد.	۳/۱۰	۰/۶۴	-۰/۸۵
۲۱	همسر سابقم از فرزندان دربارهٔ زندگی شخصی من می‌پرسد.	۳/۷۷	۰/۱۰	-۱/۴۲
۲۲	وقتی من و همسر سابقم اختلاف نظر داریم، فرزندان وارد بحث می‌شود یا طرف کسی را می‌گیرد.	۳/۶۲	۰/۳۶	-۱/۲۸

در فرایند اعتباریابی، ابتدا داده‌های نامعتبر و پرت با استفاده از نمودارهای پراکندگی و آزمون ماهالانوبیس شناسایی و حذف شدند. به دلیل طراحی پرسشنامه به صورت اجباری، هیچ داده گمشده‌ای وجود نداشت. نرمال بودن داده‌ها در سطح تک‌متغیری، مطابق معیارهای کلاین بود که بیان می‌کند قدر مطلق چولگی و کشیدگی متغیرها به ترتیب نباید از ۳ و ۱۰ فراتر رود (Kline, 2015). تحلیل‌های آماری نشان داد تمامی گویه‌ها و ابعاد در محدوده مطلوب قرار دارند (جدول ۱). در سطح چندمتغیری، آزمون مردیا نشان داد چولگی ($b_{\square, \square} = 0/2134$; $p = 0/0876$) و کشیدگی چندمتغیره ($b_{\square, \square} = 3/05421$; $p = 0/3812$) از نظر

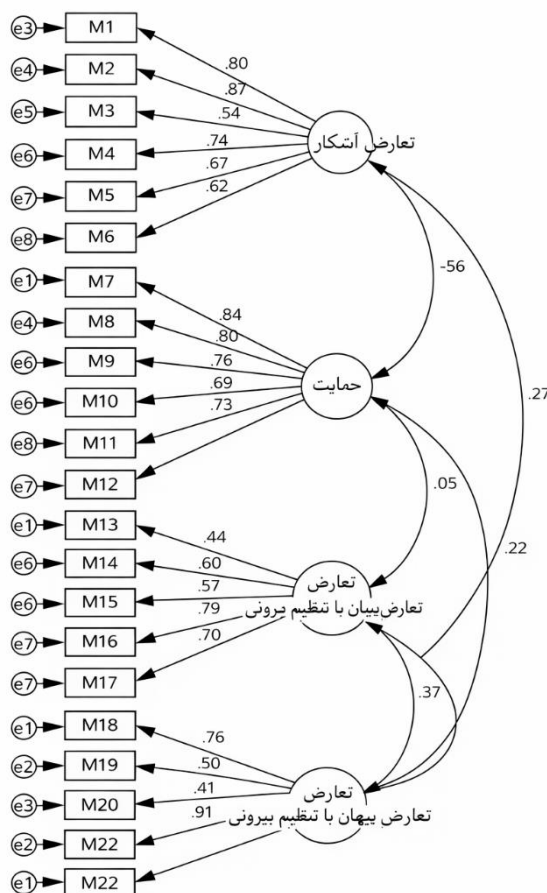
آماري معنادار نیستند. با تأیید پیش‌شرط‌های لازم، از روش حداکثر درست‌نمایی برای تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد و بارهای عاملی بزرگ‌تر از ۰/۴ به عنوان معیار پذیرش گویه‌ها در نظر گرفته شدند (Henseler et al., 2015).

جدول ۲: شاخص‌های برازش مدل اندازه‌گیری پژوهش و مقایسه با مقادیر قابل قبول

Table 2: Fit indices of the research measurement model and comparison with acceptable values

شاخص	مجدور	ریشه خطای	شاخص	شاخص	ریشه	شاخص	شاخص	df	P	X ²	شاخص
برازش	خی دو بر	میانگین	برازش	برازندگی	استاندارد	برازندگی	برازش				برازش
تعدیل شده	آزادی	مجدورات	توکر لویس	تطبیقی	مجدور	هنجار شده	نیکویی				نیکویی
(AGFI)	(χ^2/df)	تقریب	(TLI)	(CFI)	میانگین	(NFI)	(GFI)				
		(RMSEA)			(SRMR)						
مدل پژوهش	۲/۰۳	۰/۰۶۲	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۰۶۸	۰/۹۱	۰/۹۱۴	۰/۸۹	۰/۰۰۱	۲۰۳	۴۱۲/۳۶
مقادیر قابل قبول	۴ <	< ۰/۰۸	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	< ۰/۰۸	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	-	-	-

تحلیل نشان داد مدل اندازه‌گیری از برازشی مطلوب برخوردار است ($\chi^2=412/36$, $df=203$, $p=0/087$). شاخص نسبت مجدور خی به درجه آزادی (۲/۰۳) کمتر از مقدار مجاز ۴، شاخص ریشه خطای میانگین مجدورات تقریب (۰/۰۶۲) کمتر از ۰/۰۸، و شاخص‌های برازش تطبیقی (۰/۹۵)، توکر - لویس (۰/۹۴)، برازندگی هنجار شده (۰/۹۱) و نیکویی برازش (۰/۹۱۴) همگی بیشتر از مقدار قابل قبول ۰/۹۰ هستند. همچنین، شاخص ریشه استاندارد باقیمانده مجدور میانگین (۰/۰۶۸) کمتر از مقدار بحرانی ۰/۰۸ است که نشان‌دهنده برازش مناسب مدل با داده‌های پژوهش است. فقط شاخص نیکویی برازش تعدیل شده (۰/۸۹) اندکی کمتر از حد قابل قبول ۰/۹۰ است، اما با توجه به مطلوب بودن سایر شاخص‌ها، می‌توان گفت مدل در مجموع از برازشی مناسب با داده‌های پژوهش برخوردار است (جدول ۲).



شکل ۱: نتایج تحلیل عاملی تأییدی برای ساختار چهارعاملی مرتبه اول مدل اندازه‌گیری پژوهش به همراه بارهای عاملی استاندارد و خطاهای اندازه‌گیری

Figure 1: Results of confirmatory factor analysis for the first-order four-factor structure of the Multi-Dimensional Co-Parenting After Divorce Questionnaire (MCS-DR) with standardized factor loadings and measurement errors

نتایج تحلیل عاملی تأییدی (CFA) نشان می‌دهد تمامی بارهای عاملی در سطحی مطلوب قرار دارند و متغیرهای مشاهده‌شده به‌درستی سازه‌های مکنون مربوط را اندازه‌گیری می‌کنند. در بُعد تعارض آشکار، قوی‌ترین بار عاملی مربوط به گویه «تعاملات با همسر سابقم ناخوشایند و/یا ناراحت‌کننده است.» با مقدار $0/82$ است که نشان‌دهنده تأثیر قوی این متغیر بر سازه پنهان است. در بُعد حمایت، گویه «ما درباره استانداردهای کلی رفتار فرزندانمان توافق داریم.» با بار عاملی $0/86$ بیشترین همبستگی را با این سازه نشان می‌دهد. در بُعد تعارض پنهان با تنظیم درونی، گویه «به جای ابراز مستقیم نظراتم به او، ناامیدی‌هایم را در رابطه با همسر سابقم با فرزندانم در میان می‌گذارم.» با بار عاملی $0/79$ قوی‌ترین شاخص است. در بُعد تعارض پنهان با

تنظیم بیرونی، گویۀ «وقتی من و همسر سابقم اختلاف نظر داریم، فرزندان وارد بحث می‌شود یا طرف کسی را می‌گیرد.» با بار عاملی ۰/۹۱ بیشترین همبستگی را با سازهٔ مربوط دارد. در مقابل، ضعیف‌ترین بار عاملی مربوط به گویۀ «وقتی من و همسر سابقم اختلاف نظر داریم، فرزندان وارد بحث می‌شود یا طرف کسی را می‌گیرد.» در بُعد تعارض پنهان با تنظیم بیرونی با مقدار ۰/۴۱ است که نسبت به سایر متغیرها اثری کمتر در اندازه‌گیری این سازه دارد، اما همچنان بالاتر از حد قابل قبول ۰/۴ قرار دارد.

علاوه بر این، ضرایب همبستگی بین سازه‌های پنهان نشان می‌دهند ارتباط منفی قوی بین بُعد تعارض آشکار و حمایت (با مقدار ۰/۵۶-) وجود دارد. همچنین، همبستگی منفی بین بُعد تعارض آشکار و تعارض پنهان با تنظیم درونی (با مقدار ۰/۴۴-) مشاهده می‌شود. بین بُعد حمایت و تعارض پنهان با تنظیم بیرونی همبستگی مثبت ضعیفی (۰/۰۵) وجود دارد، در حالی که همبستگی مثبت ۰/۳۷ بین بُعد تعارض پنهان با تنظیم درونی و تعارض پنهان با تنظیم بیرونی مشاهده می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد برخی از سازه‌ها تأثیر متقابل منفی دارند، در حالی که برخی دیگر به طور هم‌افزا بر یکدیگر اثر می‌گذارند (شکل ۱).

اعتبار همگرا و واگرا

نتایج تحلیل پایایی و روایی همگرا نشان می‌دهد شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) برای تمامی سازه‌های مدل در سطحی قابل قبول قرار دارد. مقادیر AVE برای تمامی ابعاد بالاتر از حد آستانه ۰/۵۰ قرار دارند که نشان‌دهندۀ روایی همگرایی مناسب است. بُعد «حمایت» با مقدار AVE برابر ۰/۵۵۱ بیشترین میزان همگرایی را در میان سازه‌ها نشان می‌دهد، در حالی که بُعد «تعارض آشکار» با مقدار ۰/۵۳۷ در رتبهٔ بعدی قرار دارد. ابعاد «تعارض پنهان با تنظیم بیرونی» و «تعارض پنهان با تنظیم درونی» نیز به ترتیب با مقادیر ۰/۵۰۴ و ۰/۵۰۱ از حداقل سطح مورد انتظار برای روایی همگرا برخوردار هستند. این یافته‌ها تأیید می‌کنند گویه‌های هر بُعد به طور مناسب سازهٔ مربوط را منعکس می‌کنند و همبستگی درونی مناسبی با یکدیگر دارند (جدول ۳).

جدول ۳: شاخص‌های پایایی و روایی همگرا
Table 3: Convergent reliability and validity indices

AVE	پایایی ترکیبی	ضریب امگا	آلفای کرونباخ	ابعاد
۰/۵۳۷	۰/۸۷۹	۰/۸۷۲	۰/۸۷۱	تعارض آشکار
۰/۵۵۱	۰/۸۹۰	۰/۸۷۲	۰/۸۸۰	حمایت
۰/۵۰۱	۰/۷۶۸	۰/۷۵۹	۰/۷۵۶	تعارض پنهان با تنظیم درونی
۰/۵۰۴	۰/۸۶۸	۰/۷۴۲	۰/۷۷۷	تعارض پنهان با تنظیم بیرونی

نتایج شاخص HTMT (نسبت روش‌های چندخصیصه-چندروشی) نشان می‌دهد تمامی مقادیر کمتر از حد آستانه ۰/۸۵ هستند که بیانگر روایی و اگرای مطلوب مدل است. کمترین مقدار HTMT بین ابعاد «تعارض پنهان با تنظیم درونی» و «حمایت» (۰/۰۵۷) مشاهده شد که نشان‌دهنده تمایز قوی بین این دو سازه است. بیشترین مقدار HTMT بین ابعاد «تعارض آشکار» و «حمایت» (۰/۵۶۹) قرار دارد که اگرچه نسبتاً بالاتر است، همچنان زیر حد بحرانی ۰/۸۵ قرار می‌گیرد. همچنین، مقدار HTMT بین «تعارض پنهان با تنظیم درونی» و «تعارض پنهان با تنظیم بیرونی» (۰/۴۲۳) نشان‌دهنده ارتباط معنادار اما متمایز بین این دو بُعد است (جدول ۴).

جدول ۴: شاخص نسبت روش‌های چندخصیصه-چندروشی برای بررسی روایی واگر

Table 4: HTMT index for examining the validity of Wager

۴	۳	۲	۱	
			۰/۵۶۹	تعارض آشکار
				حمایت
		۰/۰۵۷	۰/۴۰۷	تعارض پنهان با تنظیم درونی
	۰/۴۲۳	۰/۲۴۳	۰/۳۴۰	تعارض پنهان با تنظیم بیرونی

نتایج تحلیل همبستگی بین ابعاد پرسشنامه هم‌والدگری و استرس والدینی نشان می‌دهد تعارض آشکار با پریشانی والدینی همبستگی مثبت معناداری دارد ($r=0/482$, $p<0/01$) که نشان‌دهنده همگرایی مناسب بین این دو سازه است. همچنین، حمایت با پریشانی والدینی همبستگی منفی معناداری دارد ($r=-0/395$, $p<0/01$) که نشان‌دهنده واگرایی مناسب بین این دو سازه است. همچنین، تعارض پنهان با تنظیم درونی با تعامل ناکارآمد والد-کودک ($r=0/367$, $p<0/01$) و تعارض پنهان با تنظیم بیرونی با کودک دشوار ($r=0/412$, $p<0/01$) همبستگی‌های مثبت معناداری دارند که همگرایی بین این سازه‌ها را تأیید می‌کند. همبستگی ضعیف بین تعارض پنهان با تنظیم درونی و حمایت ($r=0/057$, $p>0/05$) نیز واگرایی مناسب بین این دو بُعد را نشان می‌دهد. به طور کلی، این نتایج همگرایی بین سازه‌های مرتبط و واگرایی بین سازه‌های متمایز را تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند پرسشنامه‌های استفاده‌شده از روایی همگرا و واگرای مناسبی برخوردار هستند.

پایایی مقیاس اعتماد به بدن

برای سنجش پایایی درونی هر بُعد از پرسشنامه چندبعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR)، از سه شاخص آماری استفاده شد (جدول ۳). آلفای کرونباخ که نشان‌دهنده میانگین همبستگی بین گویه‌های هر بُعد است، با نقطه برش ۰/۷۰ ارزیابی شد (Nunnally & Bernstein, 1994). برای مقیاس‌های چندبعدی، شاخص پایایی ترکیبی (CR) با معیار بیشتر از ۰/۷۰ استفاده شد (Hair et al., 2019). همچنین، ضریب امگای مک‌دونالد با دو سطح ارزیابی شد: مقادیر بیشتر از ۰/۶۰

نشان‌دهنده پایایی مطلوب و بیشتر از ۰/۷۰ نشان‌دهنده پایایی قوی‌تر هستند (Dunn et al., 2014). نتایج تحلیل نشان داد تمامی شاخص‌های آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد و ضریب پایایی ترکیبی برای هر یک از ابعاد پرسشنامه مقادیر بالایی دارند و از انسجام درونی قابل قبولی برخوردار هستند.

مقایسه ابعاد هم‌والدگری بر اساس جنسیت با کنترل وضعیت حضانت

به منظور بررسی تفاوت جنسیتی در ابعاد هم‌والدگری، ابتدا آزمون t دو گروه مستقل و سپس تحلیل کوواریانس با کنترل وضعیت حضانت انجام شد. نتایج نشان داد بین زنان و مردان در هیچ یک از چهار بُعد هم‌والدگری تفاوتی معنادار وجود ندارد: حمایت ($t(205)=1/32$, $p=0/19$)، تعارض آشکار ($t(205)=0/73$, $p=0/47$)، تعارض پنهان-درونی ($t(205)=0/77$, $p=0/44$) و تعارض پنهان-بیرونی ($t(205)=0/29$, $p=0/77$). با این حال، بررسی اندازه‌های اثر نشان داد زنان نمرات بالاتری در بُعد حمایت ($M=3/64$, $M=3/14$) و مردان نمرات بالاتری در تعارض آشکار ($M=4/70$, $M=4/42$) داشتند، هرچند این تفاوت‌ها از نظر آماری معنادار نبودند. پس از کنترل وضعیت حضانت در تحلیل‌های کوواریانس، این الگوها در همه ابعاد غیرمعنادار باقی ماندند. گفتنی است، وضعیت حضانت اثر مرزی بر خرده‌مقیاس حمایت نشان داد ($p=0/08$ ، $F(1,205)=3/10$) (جدول ۵).

جدول ۵: مقایسه ابعاد هم‌والدگری بین زنان و مردان بر اساس آزمون t مستقل و تحلیل کوواریانس

Table 5: Comparison of co-parenting dimensions between mothers and fathers using independent samples t-test and ANCOVA

بُعد هم‌والدگری	میانگین زنان (SD)	میانگین مردان (SD)	t	p	d کوهن	F (آنکوا)	p
حمایت	(1/69)3/64	(1/50)3/14	1/32	0/19	0/32	2/185	0/14
تعارض آشکار	(1/59)4/42	(1/55)4/70	-0/73	0/47	-0/18	0/664	0/41
تعارض پنهان-درونی	(1/29)3/28	(1/47)3/17	0/29	0/77	0/07	0/162	0/68
تعارض پنهان-بیرونی	(1/11)3/39	(1/27)3/85	-1/51	0/15	-0/37	2/033	0/15

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه چندبُعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR) در نمونه‌ای از خانواده‌های ایرانی انجام شد. این پرسشنامه ۲۲ گویه‌ای توسط فرارو و همکاران ایجاد شده است و چهار بُعد حمایت، تعارض آشکار، تعارض پنهان با تنظیم درونی و تعارض پنهان با تنظیم بیرونی را می‌سنجد (Ferraro et al., 2018).

یافته‌های این مطالعه نشان داد نسخه فارسی این پرسشنامه در نمونه مورد بررسی از ساختار عاملی، پایایی و روایی مناسبی برخوردار است.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد ساختار چهارعاملی پرسشنامه MCS-DR شامل «حمایت»، «تعارض آشکار»، «تعارض پنهان با تنظیم درونی» و «تعارض پنهان با تنظیم بیرونی» با داده‌های پژوهش برازشی مناسب دارد. این یافته با مطالعه اصلی فرارو و همکاران (Ferraro et al., 2018) و همچنین، مطالعات اعتباریابی در سایر فرهنگ‌ها مانند اسپانیا (Ángela Ordóñez-Carabaño et al., 2024) و ژاپن (Aoki, 2020) هم‌سو است. این هم‌سوئی نشان می‌دهد با وجود تفاوت‌های فرهنگی، ساختار اصلی هم‌والدگری پس از طلاق در فرهنگ‌های مختلف مشابه است.

با این حال، تفاوت‌هایی در قدرت بارهای عاملی برخی از گویه‌ها مشاهده شد. به طور خاص، گویه مربوط به «پرسش همسر سابق از فرزند درباره زندگی شخصی» ضعیف‌ترین گویه در بُعد تعارض پنهان با تنظیم بیرونی بود. این یافته ممکن است ناشی از تفاوت‌های فرهنگی در درک حریم خصوصی و مرزهای ارتباطی در خانواده‌های ایرانی باشد. در فرهنگ ایرانی که بر پیوندهای خانوادگی قوی و ارتباطات نزدیک تأکید دارد، ممکن است پرسش درباره زندگی شخصی همسر سابق کمتر به عنوان نقض حریم خصوصی تلقی شود.

بررسی پایایی پرسشنامه با استفاده از سه شاخص آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد و پایایی ترکیبی نشان داد تمامی ابعاد از همسانی درونی مطلوبی برخوردار هستند. این یافته با نتایج مطالعه اصلی فرارو و همکاران هم‌خوانی دارد (Ferraro et al., 2018). بیشترین ضریب پایایی مربوط به بُعد حمایت بود که نشان می‌دهد این بُعد از انسجام درونی بیشتری برخوردار است. این یافته با مطالعات قبلی (Ángela Ordóñez-Carabaño et al., 2024) هم‌سو است و می‌تواند به دلیل ماهیت مشخص‌تر و عینی‌تر رفتارهای حمایتی در مقایسه با سایر ابعاد باشد. در مقابل، کمترین ضریب پایایی مربوط به بُعد تعارض پنهان با تنظیم درونی بود که اگرچه همچنان در محدوده قابل قبول قرار دارد، می‌تواند نشان‌دهنده پیچیدگی بیشتر این سازه و دشواری سنجش آن باشد. نتایج تحلیل روایی همگرا نشان داد شاخص میانگین واریانس استخراج شده برای تمامی ابعاد در سطحی مطلوب قرار دارد که بیانگر روایی همگرایی مناسب ابزار است. این یافته نشان می‌دهد گویه‌های هر بُعد به خوبی سازه مربوط را منعکس می‌کنند. بررسی روایی واگرا با استفاده از شاخص HTMT نیز نشان داد تمامی مقادیر در محدوده قابل قبول هستند که نشان‌دهنده تمایز مناسب بین ابعاد مختلف پرسشنامه است. کمترین مقدار HTMT بین ابعاد تعارض پنهان با تنظیم درونی و حمایت مشاهده شد که نشان‌دهنده تمایز قوی بین این دو سازه است. این یافته منطقی به نظر می‌رسد، زیرا این دو بُعد از نظر مفهومی در دو قطب مخالف قرار دارند.

بررسی روایی ملاکی از طریق همبستگی با پرسشنامه استرس والدینی نیز یافته‌هایی قابل ملاحظه را آشکار کرد. همبستگی مثبت بین ابعاد تعارض و استرس والدینی با نظریه مراحل طلاق بوهانان و برنارد هم‌خوانی دارد که بر تأثیر منفی تعارضات هم‌والدگری بر سلامت روانی والدین تأکید می‌کند (Bohannon & Bernard, 1971). همچنین، همبستگی منفی بین حمایت

و استرس والدینی با یافته‌های آکارا سی یولتاس و تسکرین هم سو است که نشان داده‌اند هم‌والدگری حمایتی می‌تواند به عنوان عاملی محافظتی در برابر استرس‌های ناشی از طلاق عمل کند (Akarçay Ulutaş & Taşkıran, 2024).

یکی از یافته‌های جالب توجه و اکتشافی این پژوهش تفاوت‌های ظریف در الگوی همبستگی بین ابعاد مختلف هم‌والدگری در مقایسه با مطالعات انجام شده در سایر فرهنگ‌ها بود. به طور خاص، همبستگی بین تعارض آشکار و حمایت در نمونه ایرانی قوی‌تر از مطالعات مشابه در فرهنگ‌های غربی مانند آمریکا (Ferraro et al., 2018) و اسپانیا (Ángela Ordóñez-Carabaño et al., 2024) بود. این یافته می‌تواند منعکس‌کننده ویژگی‌های فرهنگی جامعه ایرانی باشد که در آن، حفظ روابط خانوادگی حتی پس از طلاق از اهمیت زیادی برخوردار است. در فرهنگ ایرانی که بر ارزش‌های جمع‌گرایانه و پیوندهای خانوادگی قوی تأکید دارد، طلاق هنوز با انگ اجتماعی همراه است و والدین طلاق گرفته ممکن است فشار بیشتری برای حفظ ظاهر رابطه مثبت با وجود تعارضات زیربنایی احساس کنند. این امر ممکن است به الگوهایی پیچیده‌تر از تعامل منجر شود که در آنها، تعارض و حمایت به طور هم‌زمان وجود دارند.

به طور کلی، نتایج این پژوهش نشان داد نسخه فارسی پرسشنامه چندبعدی هم‌والدگری پس از طلاق (MCS-DR-F) از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی در این نمونه برخوردار است و می‌تواند به عنوان ابزاری معتبر برای سنجش ابعاد مختلف هم‌والدگری پس از طلاق استفاده شود. این ابزار می‌تواند به پژوهشگران، متخصصان بالینی و مشاوران خانواده کمک کند تا درکی عمیق‌تر از پویایی‌های هم‌والدگری در خانواده‌های طلاق گرفته ایرانی به دست آورند و مداخلاتی مؤثرتر برای بهبود کیفیت این روابط طراحی کنند. با توجه به افزایش نرخ طلاق در ایران و اهمیت هم‌والدگری مؤثر در کاهش پیامدهای منفی طلاق برای کودکان، دسترسی به چنین ابزاری می‌تواند گامی مهم در راستای ارتقای سلامت روانی خانواده‌های طلاق گرفته باشد.

عدم وجود تفاوت معنادار جنسیتی در هیچ یک از چهار بُعد هم‌والدگری با ویژگی‌های روان‌سنجی گزارش شده در اعتباریابی اصلی MCS-DR هم سو است. فرارو و همکاران نشان دادند سه بُعد از چهار بُعد — تعارض آشکار، حمایت، و تعارض پنهان-بیرونی — از اینواریانس اندازه‌گیری بین دو جنس برخوردار هستند، در حالی که بُعد تعارض پنهان-درونی فقط در سطح اینواریانس شکلی قرار داشت (Ferraro et al., 2018). این امر نشان می‌دهد درک این بُعد ممکن است میان مادران و پدران متفاوت باشد. اندازه‌های اثر کوچک اما غیرمعنادار مشاهده‌شده در پژوهش حاضر — به ویژه در بُعد حمایت ($d=0/32$) — حاکی از آن است که نسخه فارسی MCS-DR در بافت ایرانی برای هر دو جنس به طرز قابل مقایسه عمل می‌کند. همچنین، اثر مرزی وضعیت حضانت بر خرده‌مقیاس حمایت ($p=0/08$) با یافته‌های آئوکی در نمونه ژاپنی هم‌خوانی دارد که نشان داد وضعیت حضانت — و نه جنسیت والد — عامل اصلی تمایزبخش در ابعاد هم‌والدگری است (Aoki, 2020). این یافته‌ها بر اهمیت کنترل متغیرهای ساختاری مانند وضعیت حضانت در پژوهش‌های آتی تأکید می‌کنند.

این پژوهش با محدودیت‌هایی همراه بود که باید در تفسیر نتایج مورد توجه قرار گیرند. نخست، استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس ممکن است امکان تعمیم نتایج به کل جامعه ایرانی را محدود کند. دوم، این مطالعه فقط بر اساس

گزارش یکی از والدین انجام شده و دیدگاه والد دیگر و همچنین کودکان را در نظر نگرفته است. سوم، ماهیت مقطعی پژوهش امکان بررسی پایایی بازآزمایی و ثبات زمانی ابزار را فراهم نکرده است.

برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود: (الف) از نمونه‌های متنوع‌تر و گسترده‌تر از نظر جغرافیایی، فرهنگی و اقتصادی-اجتماعی استفاده شود؛ (ب) دیدگاه هر دو والد و همچنین کودکان در ارزیابی کیفیت هم‌والدگری لحاظ شود؛ (پ) مطالعات طولی برای بررسی ثبات زمانی ابزار و تغییرات در الگوهای هم‌والدگری در طول زمان انجام شود؛ (ت) ارتباط ابعاد مختلف هم‌والدگری با پیامدهای روان‌شناختی و رفتاری کودکان در بافت فرهنگی ایران بررسی شود؛ (ث) در پژوهش‌های آتی، تغییرناپذیری اندازه‌گیری ابزار به صورت مقایسه‌ای بین زنان و مردان در خانواده‌های مطلقه بررسی شود؛ مشروط بر آنکه متغیرهای مرتبط با نقش والدینی، از جمله وضعیت حضانت، الگوی ملاقات و میزان درگیری والد-کودک، به طور نظام‌مند کنترل یا طبقه‌بندی شوند. چنین رویکردی می‌تواند به درک دقیق‌تر تفاوت‌های جنسیتی در استرس فرزندپروری و اعتبار بین‌گروهی ابزار منجر شود.

یافته‌های این پژوهش کاربردهای عملی مهمی در حوزه‌های مختلف دارد. در حوزه بالینی، این ابزار می‌تواند برای شناسایی الگوهای ناکارآمد هم‌والدگری و طراحی مداخلات متناسب با نیازهای خانواده‌های طلاق‌گرفته ایرانی استفاده شود. در حوزه حقوقی و قضایی، می‌تواند به متخصصان در ارزیابی دقیق‌تر کیفیت روابط هم‌والدگری و اتخاذ تصمیم‌های مناسب‌تر درباره حضانت و ملاقات کمک کند. در حوزه آموزشی، می‌تواند مبنایی برای طراحی برنامه‌های آموزشی والدین طلاق‌گرفته با هدف بهبود کیفیت هم‌والدگری فراهم آورد. افزون بر این، یافته‌های پژوهش حاضر نشان می‌دهد نسخه فارسی MCS-DR برای هر دو گروه زنان و مردان طلاق‌گرفته به طور یکسان کاربرد دارد و تفاوتی معنادار در نمرات چهار بُعد هم‌والدگری بین دو جنس مشاهده نشد. این یافته روایی و کاربردپذیری فرافرهنگی ابزار را تقویت می‌کند.

تشکر و قدردانی

از تمامی افرادی که با شرکت در این پژوهش به روند اجرای طرح کمک کردند، نهایت تشکر و سپاسگزاری را داریم.

منابع

حاجی حیدری، ز.، پورشهریاری، م. س.، حسینیان، س.، و یزدی، س. م. (۱۴۰۲). مطالعه عوامل مداخله‌گر در آسیب‌پذیری زنان پس از طلاق. *مطالعات راهبردی زنان*، ۲۶ (۱۰۲)، ۱۵۷-۱۷۸.

<https://doi.org/10.22095/jwss.2024.462809.3489>

فدایی، ز.، دهقانی، م.، طهماسیان، ک.، و فرهادی، ف. (۱۳۹۰). بررسی پایایی، روایی و ساختار عاملی فرم کوتاه پرسشنامه استرس والدینی در مادران کودکان ۷-۱۲ ساله. پژوهش در علوم رفتاری، ۹ (۲)، ۱۷۱-۱۸۱.
<http://rbs.mui.ac.ir/article-1-171-fa.html>

فهمی، ل.، و رضوانی، ز. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر طلاق عاطفی بر سلامت روان فرزندان. نشریه مطالعات روانشناسی با رویکرد اسلامی، ۳ (۵)، ۴۱-۵۶. <https://www.magiran.com/p2484798>

References

- Abidin, R. (1995). *Parenting Stress Index: Professional Manual* (3rd ed.). Lutz, FL: Psychological Assessment Resources, Inc. <https://archive.org/details/parentingstressi0000unse>
- Ahrons, C. R. (1981). The continuing coparental relationship between divorced spouses. *American Journal of Orthopsychiatry*, 51, 415-428. <https://doi.org/10.1111/j.1939-0025.1981.tb01390.x>
- Akarçay Ulutaş, D., & Taşkıran, M. (2024). Is co-parenting possible after divorce?: A scoping review of the effects on children. *İmgelem*, 15, 27-60. <https://doi.org/10.53791/imgelem.1491998>
- Ángela Ordóñez-Carabaño, P., Martínez-Díaz, P., Caperos, J. M., & Charro-Baena, B. (2024, November 28). Assessing acrimony and co-parenting in dissolved relationships: Validation of the BACS-8 and the MCS-DR in a Spanish sample. *PREPRINT* (Version 1). Available at Research Square. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-5416701/v1>
- Amato, P. R. (2010). Research on divorce: Continuing trends and new developments. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 650-666. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2010.00723.x>
- Amato, P. R., & Anthony, C. J. (2014). Estimating the effects of parental divorce and death with fixed effects models. *Journal of Marriage and Family*, 76(2), 370-386. <https://doi.org/10.1111/jomf.12100>
- Aoki, A. (2020). Factor structure, reliability, and validity of the Japanese version of the Multidimensional Co-parenting Scale for Dissolved Relationships (MCS-DR-J). *The Japanese Journal for Research on Children of Divorced Families and Stepfamilies*, 2, 2-12. https://www.jstage.jst.go.jp/article/jarcds/2/0/2_2/_article/-char/ja
- Behr, D., Braun, M., Dorer, B., & Gesis, L. (2016). Measurement instruments in cross-national surveys. *GESIS Survey Guidelines*. GESIS - Leibniz Institute for the Social Sciences. http://dx.doi.org/10.15465/gesis-sg_en_006
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- Blackstone, J., & Hill, D. (2020). *Co-parenting through separation and divorce: Putting your children first*. American Academy of Pediatrics. <https://shop.aap.org/co-parenting-through-separation-and-divorce-paperback/>

- Bohannon, P., & Bernard, J. (1971). *Divorce and after: An analysis of the emotional and social problems of divorce*. Anchor Books.
- Brislin, R. W. (1986). The wording and translation of research instruments. In W. J. Lonner & J. W. Berry (Eds.), *Field methods in cross-cultural research* (pp. 137–164). Sage Publications.
- Buehler, C., & Trotter, B. B. (1990). Nonresidential and residential parents' perceptions of the former spouse relationship and children's social competence following marital separation: Theory and programmed intervention. *Family Relations*, 39(4), 395–404. <https://doi.org/10.2307/584866>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- El-Sheikh, M., Kouros, C. D., Erath, S., Cummings, E. M., Keller, P., & Staton, L. (2009). Marital conflict and children's externalizing behavior: Interactions between parasympathetic and sympathetic nervous system activity. *Monographs of the Society for Research in Child Development*, 74(1). <https://doi.org/10.1111/j.1540-5834.2009.00501.x>
- Fadaei, Z., Dehghani, M., Tahmasebian, K., & Farhadi, F. (2011). Investigating reliability, validity, and factor structure of parenting stress—short form in mothers of 7–12-year-old children. *Research in Behavioral Sciences*, 9(2), 171–181. <https://doi.org/10.1001.1.17352029.1389.8.2.1.3> [In Persian]
- Fahimi, L., & Rezvani, S. Z. (2022). The effect of emotional divorce on children's mental health. *Journal of Psychology Studies with an Islamic Approach*, 3(5), 41–56. <https://magiran.com/p2484798> [In Persian]
- Feinberg, M. E. (2003). The internal structure and ecological context of coparenting: A framework for research and intervention. *Parenting: Science and Practice*, 3(2), 95–131. https://doi.org/10.1207/S15327957PSPR0702_05
- Ferraro, A. J., Malespin, T., Oehme, K., Bruker, M., & Opel, A. (2016). Advancing co-parenting education: Toward a foundation for supporting positive post-divorce adjustment. *Child & Adolescent Social Work Journal*, 33(5), 407–415. <https://doi.org/10.1007/s10560-016-0444-9>
- Ferraro, A. J., Lucier-Greer, M., & Oehme, K. (2018). Psychometric evaluation of the multidimensional co-parenting scale for dissolved relationships. *Journal of Child and Family Studies*, 27(9), 2780–2796. <https://doi.org/10.1007/s10826-018-1124-2>
- Flora, D. B., Labrish, C., & Chalmers, R. P. (2012). Old and new ideas for data screening and assumption testing for exploratory and confirmatory factor analysis. *Frontiers in Psychology*, 3, 55. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2012.00055>
- Gholami Jam, F., Maarefvand, M., Hosseinzadeh, S., & Khubchandani, J. (2021). The effectiveness of co-parenting intervention on parenting stress among divorced Iranian adults. *Children and Youth Services Review*, 130, 106265. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2021.106265>
- Goretzko, D., Siemund, K., & Sterner, P. (2024). Evaluating model fit of measurement models in confirmatory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 84(1), 123–144. <https://doi.org/10.1177/00131644231163813>

- Haji Heydari, Z., Pourshahriari, M., Hosseinian, S., & Yazdi, S. M. (2024). Intervening factors in the vulnerability of women after divorce: A qualitative study. *Women's Strategic Studies*, 26(102), 1–25. <https://doi.org/10.22095/JWSS.2024.462809.3489> [In Persian]
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2–24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Harold, G. T., & Sellers, R. (2018). Annual research review: Interparental conflict and youth psychopathology: An evidence-based review and practice-focused update. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 59(4), 374–402. <https://doi.org/10.1111/jcpp.12893>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaviyani, F., Saadati, H., & Bahreinian, S. A. (2025). Persian version of the McHale co-parenting scale: The evaluation of the psychometric properties. *Journal of Family Therapy*, 47(1), e12473. Available from: <https://doi.org/10.1111/1467-6427.12473>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Publications. <https://psycnet.apa.org/record/2015-56948-000>
- Kerig, P. K., & Swanson, J. A. (2010). Ties that bind: Triangulation, boundary dissolution, and the effects of interparental conflict on child development. In M. S. Schulz, M. K. Pruett, P. K. Kerig, & R. D. Parke (Eds.), *Strengthening couple relationships for optimal child development: Lessons from research and intervention* (pp. 59–76). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/12058-005>
- Lamela, D., & Figueiredo, B. (2016). Coparenting after marital dissolution and children's mental health: A systematic review. *Jornal de Pediatria*, 92(4), 331–342. <https://doi.org/10.1016/j.jped.2015.09.011>
- Lansford, J. E. (2009). Parental divorce and children's adjustment. *Perspectives on Psychological Science*, 4(2), 140–152. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6924.2009.01112.x>
- Margolin, G., Gordis, E. B., & John, R. S. (2001). Coparenting: A link between marital conflict and parenting in two-parent families. *Journal of Family Psychology*, 15(1), 3–21. <https://doi.org/10.1037//0893-3200.15.1.3>
- McHale, J. P. (1997). Overt and covert coparenting processes in the family. *Family Process*, 36(2), 183–201. <https://doi.org/10.1111/j.1545-5300.1997.00183.x>
- McHale, J. P., Lindahl, K. M., & Fehr, D. L. (2011). *Coparenting: A conceptual and clinical examination of family systems*. American Psychological Association. <https://login.ezproxy.lib.usf.edu/login?url=http://usf.catalog.fcla.edu/permalink.jsp?24SF031909794>
- McHale, J. P., & Sirotkin, Y. S. (2019). Coparenting in diverse family systems. In M. H. Bornstein (Ed.), *Handbook of parenting: Being and becoming a parent* (pp. 75–107). Erlbaum.

- Mollà Cusí, L., Günther-Bel, C., Vilaregut Puigdesens, A., Campreciós Orriols, M., & Matalí Costa, J. L. (2020). Instruments for the assessment of coparenting: A systematic review. *Journal of Child and Family Studies*, 29(9), 2487-2506. <https://doi.org/10.1007/s10826-020-01761-3>
- National Organization for Civil Registration. (2023). *Annual statistical report on marriage and divorce in Iran*. <https://www.sabteahval.ir>
- Nikparvar, F., Stith, S., Dehghani, M., & Liang, J. G. (2021). The process of adjusting to divorce after leaving violent marriages: A case study of Iranian women. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(7-8), NP4468–NP4494. <https://doi.org/10.1177/0886260518787210>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Peixoto, J. M. A., Gonçalves, M. A. V., Gaspar, M. F., & Matos, M. A. V. (2022). Developing a valid and reliable cross-cultural measure of coparenting conflict between divorced parents: The Portuguese version of the Acrimony Scale. *Journal of Child and Family Studies*, 31(6), 1664-1682. <https://doi.org/10.1007/s10826-022-02037-6>
- Pellón-Elexpuru, I., Martínez-Pampliega, A., & Cormenzana, S. (2024). Physical and psychological symptomatology, co-parenting, and emotion socialization in high-conflict divorces: A profile analysis. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 21(9), 1156. <https://doi.org/10.3390/ijerph21091156>
- Petren, R. E., Ferraro, A. J., Davis, T. R., & Pasley, K. (2017). Factors linked with coparenting support and conflict after divorce. *Journal of Divorce & Remarriage*, 58(3), 145-160. <https://doi.org/10.1080/10502556.2016.1224917>
- Teubert, D., & Pinquart, M. (2010). The association between coparenting and child adjustment: A meta-analysis. *Parenting: Science and Practice*, 10(4), 286-307. <https://doi.org/10.1080/15295192.2010.492040>
- Van Dijk, R., van der Valk, I. E., Deković, M., & Branje, S. (2020). A meta-analysis on interparental conflict, parenting, and child adjustment in divorced families: Examining mediation using meta-analytic structural equation models. *Clinical Psychological Science*, 79, 101861. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2020.101861>
- Van Eldik, W. M., de Haan, A. D., Parry, L. Q., Davies, P. T., Luijk, M. P. C. M., Arends, L. R., & 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>
- Xu, K. (2024). Impact of divorce on children in China. *Lecture Notes in Education Psychology and Public Media*, 33, 158-163. <https://doi.org/10.54254/2753-7048/33/20231614>
- Zhu, J., Xiang, S., & Li, Y. (2024). Mothers' Perceived Co-Parenting and Preschooler's Problem Behaviors: The Mediating Role of Maternal Parenting Stress and the Moderating Role of Family Resilience. *Psychology Research and Behavior Management*, 17, 891–904. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S451870>

