

# Modeling the Relationship between Marital Intimacy, Early Maladaptive Schemas, and Distress Tolerance in Married Individuals

Shahabi Sh<sup>1</sup>, \*Jenaabadi H<sup>2</sup>, Kord Tamini B<sup>3</sup>

## Author Address

1. PhD Student, Department of Psychology, Zahedan Branch, Islamic Azad University, Zahedan, Iran;
2. Professor, Department of Psychology, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran;
3. Associate Professor, Department of Psychology, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran.

\*Corresponding author's email: [hjenaabadi@ped.usb.ac.ir](mailto:hjenaabadi@ped.usb.ac.ir)

Received: 2021 January 25; Accepted: 2021 August 21

## Abstract

**Background & Objectives:** Marital conflicts are a pattern of emotional, sexual, intellectual, economic, and socially disturbed interactions among spouses. Increasing marital conflicts and the risk of separation of couples have led family researchers to conduct studies on the role of conflicting emotions in family interactions and marriage to find strategies to improve distress tolerance in couples. Distress tolerance (respecting marriage) is among the skills that can assist couples to increase adaptation to problems. Accordingly, distress tolerance is common in studies related to constructing marital conflicts. The current study aimed to model the relationship between marital intimacy, Early Maladaptive Schemas (EMSs), and distress tolerance in married individuals.

**Methods:** The present descriptive-analytical and correlational research implemented structural equation modeling. The statistical population of this study included all married men and women with marital conflict (based on the couples' self-declared marital conflict & the confirmation of counselors of family counseling centers), referring to family counseling centers in Kerman City, Iran, in 2019. To increase accuracy, sampling was performed based on gender and share of each urban area from the 4 regions of north, south, east, and west of Kerman. Furthermore, 15–20 subjects are required per apparent variable in the modeling research; accordingly, 340 individuals were needed; however, for further confidence and considering the fallout and uncompleted questionnaires, 428 subjects were selected by purposive and convenience sampling methods. In addition, considering the odds of losing samples during sampling, 220 women and 220 men were considered, who were divided into 55 women and 55 males per urban area. In practice, 217 and 211 questionnaires were collected among women and men, respectively. After removing incomplete questionnaires, the number of acceptable samples for analysis equaled 384 (192 females & 192 males). The inclusion criteria of the study included experiencing permanent marriage for at least one year, not having biopsychological illnesses, such as depression, bipolar disorder, and anxiety (based on medical records review), and the age range of 20–60 years. The exclusion criteria were failure to answer >10% of the questions. Data collection tools included the Distress Tolerance Scale (Simmons and Gahler, 2005), the Marital Intimacy Questionnaire (Walker and Thompson, 1983), and Young Early Maladaptive Schemas Scale (Young, 1990). The obtained data were analyzed using structural equation modeling and Pearson correlation coefficient in SPSS and AMOS. The significance level of the tests was considered 0.05.

**Results:** The present study results indicated that disconnection/rejection domain ( $\beta=-0.32$ ,  $p<0.001$ ) and impaired inhibition domain ( $\beta=-0.31$ ,  $p<0.001$ ) had a negative and inverse effect, and the other-directedness domain ( $\beta=0.31$ ,  $p<0.001$ ) had a positive and direct effect on marital intimacy. Furthermore, impaired function domain ( $\beta=-0.14$ ,  $p<0.001$ ), impaired inhibition domain ( $\beta=-0.15$ ,  $p<0.001$ ), and disconnection/rejection domain ( $\beta=-0.21$ ,  $p<0.001$ ) had a negative and inverse effect. Moreover, marital intimacy ( $\beta=0.47$ ,  $p<0.001$ ) had a positive and direct effect on distress tolerance. The goodness of fit indices supported the optimal fit of the research model with the collected data ( $\chi^2/df=4.00$ , CFI=0.96, GFI=0.95, AGFI=0.93, RMSEA=0.07).

**Conclusion:** The collected data indicated the moderating role of marital intimacy concerning EMSs incompatible with distress tolerance among married individuals.

**Keywords:** Marital intimacy, Early maladaptive schemas, Distress tolerance.

## مدل‌سازی ارتباط بین صمیمیت زناشویی و طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در افراد متأهل

شیفته شهابی<sup>۱</sup>، \*حسین جناآبادی<sup>۲</sup>، بهمن کرد تمینی<sup>۳</sup>

توضیحات نویسندگان

۱. دانشجوی دکتری، گروه روان‌شناسی، واحد زاهدان، دانشگاه آزاد اسلامی، زاهدان، ایران؛  
 ۲. استاد، گروه روان‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران؛  
 ۳. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران.  
 \*رایانامه نویسنده مسئول: [henaabadi@ped.usb.ac.ir](mailto:henaabadi@ped.usb.ac.ir)

تاریخ دریافت: ۶ بهمن ۱۳۹۹؛ تاریخ پذیرش: ۳۰ مرداد ۱۴۰۰

### چکیده

**زمینه و هدف:** چگونگی مواجه‌شدن با تعارضات در زوجین به ویژگی‌هایی همچون تحمل پریشانی بستگی دارد و تحمل پریشانی ناشی از تعارضات زناشویی تحت تأثیر عواملی همچون طرحواره‌های ناسازگار اولیه است. هدف پژوهش حاضر، مدل‌سازی ارتباط بین صمیمیت زناشویی و طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در افراد متأهل بود. **روش بررسی:** روش پژوهش حاضر توصیفی-تحلیلی و طرح پژوهش همبستگی از نوع مدل‌سازی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری مطالعه را زنان و مردان متأهل دچار تعارض زناشویی مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره خانواده در شهر کرمان در سال ۱۳۹۸ تشکیل دادند. از بین آن‌ها ۳۸۴ نفر (۱۹۲ زن و ۱۹۲ مرد) به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزار جمع‌آوری داده‌ها شامل مقیاس تحمل پریشانی (سپینوز و گاهر، ۲۰۰۵)، پرسشنامه صمیمیت زناشویی (والکر و تامپسون، ۱۹۸۳) و مقیاس طرحواره‌های ناسازگار اولیه یانگ (یانگ، ۱۹۹۰) بود. داده‌های گردآوری‌شده با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون و مدل‌سازی معادلات ساختاری در نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۲ و AMOS نسخه ۲۲ تحلیل شد. سطح معناداری آزمون‌ها ۰/۰۵ در نظر گرفته شد.

**یافته‌ها:** نتایج نشان داد، حوزه بریدگی/طرد ( $\beta = -0/32, p < 0/001$ ) و حوزه بازداری مختل ( $\beta = -0/31, p < 0/001$ ) دارای اثر منفی و معکوس و حوزه دیگرمحوری ( $\beta = 0/31, p < 0/001$ ) دارای اثر مثبت و مستقیم بر صمیمیت زناشویی بودند. همچنین حوزه عملکرد مختل ( $\beta = -0/14, p < 0/001$ )، حوزه بازداری مختل ( $\beta = -0/15, p < 0/001$ ) و حوزه بریدگی/طرد ( $\beta = -0/21, p < 0/001$ ) دارای اثر منفی و معکوس و صمیمیت زناشویی ( $\beta = 0/47, p < 0/001$ ) دارای اثر مثبت و مستقیم بر تحمل پریشانی بودند. شاخص‌های نکوپی برازش از برازش مطلوب الگوی پژوهش با داده‌های گردآوری‌شده حمایت کردند ( $\chi^2/df = 4/00$ ،  $GFI = 0/96$ ،  $CFI = 0/96$ ،  $GFI = 0/95$ ،  $AGFI = 0/93$ ،  $RMSEA = 0/07$ ).

**نتیجه‌گیری:** نتایج به دست آمده بیانگر نقش تعدیلگر صمیمیت زناشویی در رابطه میان طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در افراد متأهل است. **کلیدواژه‌ها:** صمیمیت زناشویی، طرحواره‌های ناسازگار اولیه، تحمل پریشانی.

صمیمیت زناشویی در قبال همسر تأثیرگذارند. بر این اساس این مفاهیم در آینده و در هنگام بزرگسالی که ذهن قابلیت انتزاعی پیدا می‌کنند، روی برداشت‌های ذهنی انتزاعی فرد همچون تحمل پریشانی تأثیر می‌گذارند و به‌طور غیرمستقیم از طریق تخریب صمیمیت زناشویی، تحمل پریشانی فرد را مخدوش می‌کنند (۱۷).

صمیمیت زناشویی، نزدیکی و تشابه و روابط شخصی عاشقانه یا هیجانی با شخص دیگر را بیان می‌کند که مستلزم شناخت و درک عمیق از دیگری و همین‌طور بیان افکار و احساساتی است که نشانه تشابه با یکدیگر است. صمیمیت، فرآیندی تعاملی است. محور این فرایند شناخت، درک، پذیرش، همدلی با احساسات فرد دیگر، قدردانی یا پذیرش دیدگاه منحصر به فرد دیگران از دنیا است. صمیمیت، نیازی اساسی و واقعی انسان است و تنها تمایل یا آرزویی نیست (۱۸).

در پژوهش خدابخشی کولایی و همکاران مشخص شد، صمیمیت می‌تواند طرحواره‌های ناسازگار اولیه را پیش‌بینی کند (۱۹). ذوالفقاری و همکاران در پژوهش خود دریافتند که بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه با ابعاد صمیمیت زناشویی همبستگی منفی و معناداری وجود دارد؛ یعنی هرچه طرحواره‌ها ناسازگارتر می‌شوند، صمیمیت زناشویی کاهش می‌یابد (۲۰). پژوهش شهابی و همکاران نشان داد، بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی همبستگی معناداری وجود دارد (۲۱).

شناسایی نقش صمیمیت زناشویی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در افراد متأهل از آن حیث مهم است که این متغیر به‌عنوان متغیر تعیین‌کننده در کیفیت و ثبات زندگی زناشویی شناسایی شده است (۲۰)؛ بنابراین با انجام پژوهش حاضر می‌توان راهکارهای مؤثری به‌منظور تغییر طرحواره‌ها و بهبود صمیمیت زناشویی به‌منظور دست‌یافتن به تحمل پریشانی زیاد در زنان و مردان متأهل شهر کرمان ارائه داد؛ از این‌رو هدف پژوهش حاضر مدل‌سازی ارتباط بین صمیمیت زناشویی و طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی در افراد متأهل بود.

## ۲ روش بررسی

روش پژوهش حاضر توصیفی-تحلیلی و طرح پژوهش همبستگی از نوع مدل‌سازی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری مطالعه را همه زنان و مردان متأهل دچار تعارض زناشویی (براساس خوداظهاری زوجین مبنی بر وجود تعارض زناشویی و تأیید مشاوران مراکز مشاوره خانواده) مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره خانواده در شهر کرمان در سال ۱۳۹۸ تشکیل دادند. روش نمونه‌گیری به‌صورت در دسترس بود. برای افزایش دقت نمونه‌گیری، انتخاب افراد برحسب جنسیت و سهم هر منطقه شهری از مناطق چهارگانه شمال، جنوب، شرق و غرب شهر کرمان انجام شد. در انتخاب حجم نمونه در پژوهش مدل‌سازی به‌ازای هر متغیر آشکار ۱۵ تا ۲۰ نفر لازم است (۱۰). براساس متغیرهای موجود در مدل مفهومی شکل ۱ نیز ۳۴۰ نفر نیاز بود؛ اما برای اطمینان بیشتر و در نظر گرفتن ریزش و پرسشنامه‌های تکمیل‌نشده، تعداد ۴۲۸ نفر به‌روش نمونه‌گیری هدف‌مند انتخاب شدند؛ علاوه‌براین با در نظر گرفتن احتمال ریزش نمونه‌ها در حین نمونه‌گیری، تعداد ۲۲۰ نفر زن و ۲۲۰ نفر مرد در نظر گرفته شدند که تقسیم این تعداد بر

افزایش روزافزون تعارضات زناشویی و خطر بروز جدایی زوجین، موجب شده است محققان حوزه خانواده، مطالعاتی در زمینه نقش احساسات تعارض برانگیز در تعاملات خانوادگی و زناشویی انجام دهند تا راهکارهایی به‌منظور افزایش تحمل پریشانی در زوجین برای کمک به آن‌ها پیدا کنند (۱). در رابطه با نقش تحمل پریشانی در زندگی زناشویی می‌توان بیان کرد، تحمل پریشانی یکی از توانایی‌ها و مهارت‌هایی است که می‌تواند به زوجین برای افزایش سازگاری با مشکلات کمک کند (۲). بر این اساس متغیر تحمل پریشانی در مطالعات مربوط به تعارضات زناشویی سازه‌ای رایج است (۳). تحمل پریشانی به‌عنوان یکی از متغیرهای مهم در توانایی شخص برای تحمل موقعیت‌های فشارزایی که در زندگی اتفاق می‌افتد و می‌تواند روابط زناشویی زوجین را تحت تأثیر قرار دهد، موضوعی قابل بررسی است (۴). تعارضات زناشویی، نوعی روابط و تعاملات مختل عاطفی، جنسی، فکری، اقتصادی و اجتماعی تعارض برانگیز با همسر است (۵).

چگونگی مواجه شدن و مقابله با تعارضات در زوجین به ویژگی‌هایی همچون تحمل پریشانی بستگی دارد (۶). همچنین تحمل پریشانی ناشی از تعارضات زناشویی می‌تواند تحت تأثیر عواملی همچون طرحواره‌های ناسازگار و خودپنداره جنسی زوجین باشد (۷). تحمل پریشانی به‌منزله ظرفیت تجربه و تحمل کردن حالات روان‌شناختی منفی، تعریف می‌شود (۸). داشتن تحمل پریشانی که به‌نوعی توانایی زوجین را نشان می‌دهد، می‌تواند ناشی از علل و متغیرهای گوناگونی باشد که از جمله آن‌ها طرحواره‌های ناسازگار اولیه است (۹)؛ زیرا طرحواره‌های ناسازگار اولیه به‌عنوان الگوهای حساسیت و آسیب‌پذیری فرد شناخته می‌شوند که از کودکی در اثر تجربیات و خاطرات هیجانی شکل گرفته‌اند (۱۰)؛ به این دلیل که طرحواره‌های ناسازگار اولیه الگوهای شناختی و هیجانی خودشنکانه‌ای هستند که در اوایل کودکی آغاز می‌شوند و در طول دوره زندگی تکرار می‌شوند و می‌توانند برداشت ذهنی، ادراک افراد از تجربیات خود و در نتیجه تحمل پریشانی را در آن‌ها تحت تأثیر قرار دهند (۱۱).

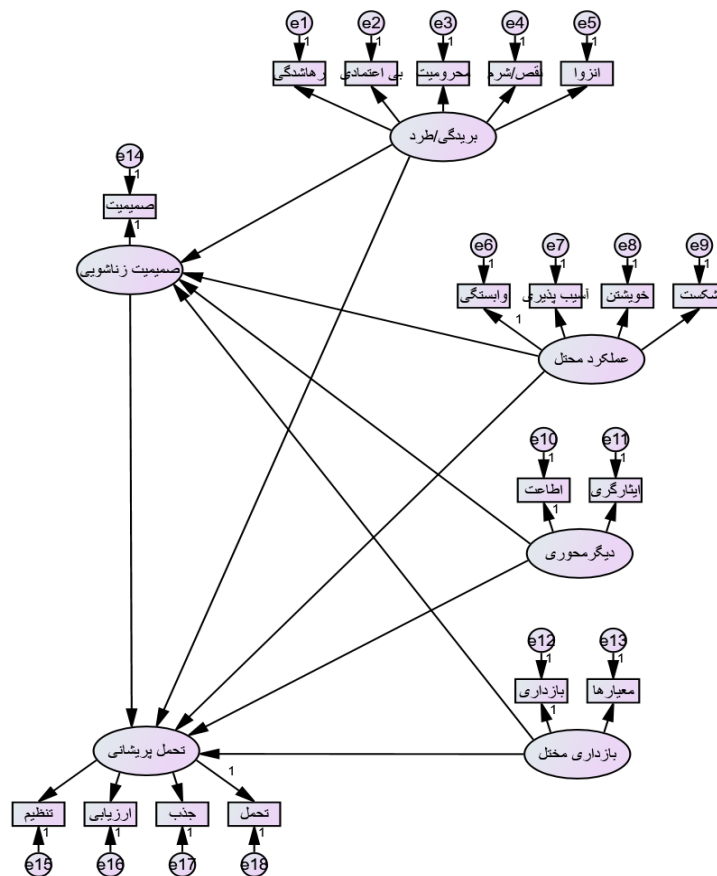
در این راستا، رابطه منفی طرحواره‌های ناسازگار اولیه با میزان صمیمیت زناشویی نیز در برخی مطالعات نشان داده شده است (۱۲). حساسیت در قبال طرد در موقعیت‌های اجتماعی که احتمال طرد وجود دارد، فعال می‌شود. حساسیت در قبال طرد، فرایندی شناختی-هیجانی است که از تجربه طرد توسط دیگران ناشی می‌شود (۱۳). بنابر نظریه دلبستگی بالبی، صمیمیت نیازی اساسی و واقعی انسان است و تنها تمایل یا آرزویی نیست (به نقل از ۱۴). علاوه‌براین، صمیمیت در ازدواج به این علت با ارزش است که به تعهد زوجین برای ثبات رابطه کمک می‌کند و به‌طور مثبتی با سازگاری و رضایت زناشویی همراه است.

در راستای ارتباط طرحواره‌های ناسازگار با صمیمیت زناشویی، نتایج مطالعات نشان می‌دهد که طرحواره‌های ناسازگار اولیه چون در کودکی شکل می‌گیرند، عمدتاً الگوهای هیجانی هستند (۱۵، ۱۶)؛ بنابراین فرض می‌شود این ساختارهای هیجانی بر فرایندهای ارتباطی همچون

تهیه شد (۲۲). گویه‌های این مقیاس، تحمل پریشانی را براساس توان‌مندی‌های فرد برای تحمل پریشانی هیجانی، ارزیابی ذهنی پریشانی، میزان توجه به هیجان‌های منفی در صورت وقوع و اقدام‌های تنظیم‌کننده برای تحمل پریشانی ارزیابی می‌کند. پرسشنامه دارای پانزده ماده و چهار خرده‌مقیاس تحمل، جذب، ارزیابی و تنظیم است. شرح خرده‌مقیاس‌ها عبارت است از: تحمل (تحمل پریشانی هیجانی)؛ جذب (جذب‌شدن هیجان‌ات منفی)؛ ارزیابی (برآورد ذهنی پریشانی)؛ تنظیم (تنظیم تلاش‌ها برای تسکین پریشانی). گزینه‌های این مقیاس براساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت نمره‌گذاری می‌شود. نمره یک به معنای توافق کامل با گزینه مدنظر و نمره پنج به معنای نبود توافق کامل با گزینه مدنظر است. حداقل نمره آزمودنی در این مقیاس ۱۵ و حداکثر ۷۵ است. نمره بیشتر نشان‌دهنده تحمل پریشانی بیشتر و کسب نمره کمتر بیانگر تحمل پریشانی کمتر است (۲۲). براساس پژوهش سیمونز و گاهر، این پرسشنامه روایی ملاکی و همگرایی اولیه خوبی دارد و ضریب روایی ۰/۶۱ برای آن گزارش شد (۲۲). این پرسشنامه را برای نخستین بار در ایران، علوی و همکاران استفاده کردند و پایایی همسانی درونی خوبی را برای کل مقیاس (۰/۷۱) و پایایی متوسطی را برای خرده‌مقیاس‌ها (۰/۵۴) نشان دادند؛ همچنین برای خرده‌مقیاس تنظیم (۰/۵۸) به دست آوردند (۲۳).

مناطق چهارگانه شهر کرمان برابر با ۵۵ زن و ۵۵ مرد از هر منطقه شهری بود. لازم به ذکر است، در عمل تعداد ۲۱۷ پرسشنامه از بین زنان و تعداد ۲۱۱ پرسشنامه نیز از بین مردان جمع‌آوری شد که بعد از حذف پرسشنامه‌های ناقص، تعداد نمونه‌های پذیرفتنی برای تجزیه و تحلیل برابر با ۳۸۴ نفر (۱۹۲ زن و ۱۹۲ مرد) باقی ماند. معیارهای ورود افراد به پژوهش شامل بودن در ازدواج دائمی حداقل به مدت یک سال، نداشتن بیماری‌های جسمی و روانی مانند افسردگی، اختلال دوقطبی و اضطراب (براساس بررسی پرونده پزشکی) و داشتن سن ۲۰ تا ۶۰ سال بود؛ درحالی‌که معیار خروج نمونه‌ها از پژوهش به این صورت بود که چنانچه فردی به بیش از ۱۰ درصد از سوالات پاسخ نداد، از نمونه نهایی حذف و خارج شد. ملاحظات اخلاقی پژوهش حاضر به شرح ذیل بود: تمامی افراد به شکل کتبی اطلاعاتی درباره پژوهش دریافت کردند و در صورت تمایل در پژوهش مشارکت کردند. این اطمینان به افراد داده شد که تمام اطلاعات محرمانه هستند و برای امور پژوهشی استفاده خواهند شد. به منظور رعایت حریم خصوصی، نام و نام خانوادگی شرکت‌کنندگان ثبت نشد. ابزارهای زیر در پژوهش به کار رفت.

– مقیاس تحمل پریشانی<sup>۱</sup>: این مقیاس شاخصی خودسنجی برای تحمل پریشانی هیجانی است که توسط سیمونز و گاهر در سال ۲۰۰۵



شکل ۱. مدل مفهومی رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه، صمیمیت زناشویی و تحمل پریشانی

<sup>۱</sup>. Distress Tolerance Scale

اثر متغیر طرحواره‌های ناسازگار اولیه (متغیر پیش‌بین) بر صمیمیت زناشویی (متغیر میانجی) و تحمل پریشانی (به‌عنوان متغیر ملاک) در نظر گرفته شد. در راستای تحلیل استنباطی از روش ضریب همبستگی پیرسون و مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شد؛ همچنین شاخص‌های نکویی برازش مدل الگوی پیشنهادی براساس شاخص مجذور خی دو بر درجه آزادی<sup>۲</sup> (باید کمتر از ۵ باشد)، شاخص برازش تطبیقی<sup>۴</sup> (CFI) (باید بزرگ‌تر از ۰/۹ باشد)، شاخص نکویی برازش<sup>۵</sup> (GFI) (باید بزرگ‌تر از ۰/۹ باشد)، شاخص نکویی برازش تعدیل‌شده<sup>۶</sup> (AGFI) (باید بزرگ‌تر از ۰/۹ باشد) و ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب<sup>۷</sup> (RMSEA) (باید کوچک‌تر از ۰/۰۹ باشد) به‌کار رفت (۲۹). برای بررسی پیش‌فرض نرمال بودن داده‌ها از آزمون کولموگروف-اسمیرنف استفاده شد. تحلیل‌های مذکور با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۲ و AMOS نسخه ۲۲ صورت گرفت. سطح معناداری آزمون‌ها در این پژوهش، ۰/۰۵ در نظر گرفته شد.

### ۳ یافته‌ها

باتوجه به یافته‌های به‌دست‌آمده از داده‌های جمعیت‌شناختی، میانگین سنی کل افراد نمونه برابر با ۳۵/۴۷ سال و انحراف معیار ۳/۹۱ بود. میانگین سنی گروه زنان برابر با ۳۳/۲۵ سال با انحراف معیار ۴/۹۲ و کمترین سن آن‌ها ۲۶ سال و بیشترین سن ۵۰ سال بود؛ میانگین سنی گروه مردان ۳۶/۵۷ سال با انحراف معیار ۶/۷۶ به‌دست‌آمد که کمترین سن ۲۶ سال و بیشترین سن ۵۶ سال بود. در ارتباط با میانگین سن ازدواج مشخص شد که در گروه زنان میانگین سن ازدواج ۲۵ سال با انحراف معیار ۱/۷۹ بود؛ درحالی‌که میانگین سن ازدواج در گروه مردان برابر با ۲۸/۲۱ سال با انحراف معیار ۱/۵۱ بود. میانگین مدت ازدواج گروه زنان برابر با ۸/۶ سال با انحراف معیار ۶/۴۳ به‌دست‌آمد. میانگین مدت ازدواج گروه مردان برابر با ۸/۸۳ سال با انحراف معیار ۵/۹ بود. درنهایت در زمینه تعداد فرزندان افراد متأهل سنجش‌شده، مشاهده شد که میانه تعداد فرزندان گروه زنان دو کودک و میانه تعداد فرزندان گروه مردان دو کودک بود. به عبارت دیگر فراوانی بیشتر تعداد فرزندان برای هر دو گروه زنان و مردان برابر با دو فرزند بود. در جدول ۱، شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

– پرسشنامه صمیمیت زناشویی<sup>۱</sup>: پرسشنامه صمیمیت زناشویی در سال ۱۹۸۳ توسط والکر و تامپسون برای سنجش مهر و صمیمیت تدوین شد (۲۴). این پرسشنامه هفده ماده هفت‌گزینه‌ای دارد که دامنه نمرات برای هر ماده بین ۱=هرگز، ۲=به‌ندرت، ۳=گاهی، ۴=اغلب، ۵=اکثراً، ۶=تقریباً همیشه و ۷=همیشه است. نمره پرسشنامه از طریق مجموع نمره گویه‌ها به‌دست می‌آید (دامنه نمرات ۱۷ تا ۱۱۹). نمره بیشتر به‌معنای صمیمیت زناشویی بیشتر است. نمره برش این ابزار ۶۰ و نمره کمتر از ۶۰ به‌معنای داشتن مشکل در صمیمیت میان همسران است (۲۴). والکر و تامپسون، روایی سازه ابزار را تأیید کردند و پایایی آن را با روش آلفای کرونباخ ۰/۹۱ تا ۰/۹۷ گزارش کردند (۲۴). در ایران، داوودوندی و همکاران، برای تعیین ضریب پایایی پرسشنامه صمیمیت از دو روش آلفای کرونباخ و تصنیف استفاده کردند که به‌ترتیب برابر با ۰/۹۶ و ۰/۹۶ به‌دست آمد (۲۵).

– مقیاس طرحواره‌های ناسازگار اولیه<sup>۲</sup>: این مقیاس را یانگ در سال ۱۹۹۰ برای ارزیابی طرحواره‌های ناسازگار اولیه طراحی کردند (۲۶). این پرسشنامه دارای نود ماده است که هجده حیطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه را اندازه‌گیری می‌کند. در این پرسشنامه، هر ماده به‌کمک مقیاس درجه‌بندی شش‌گزینه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. نمره‌های این مقیاس با جمع‌زدن نمرات ماده‌های هر زیرمقیاس به‌دست می‌آید. کسب نمرات بیشتر در این مقیاس به‌معنای برخورداری از طرحواره‌های ناسازگار بیشتر در فرد است. کمینه و بیشینه نمره فرد در مقیاس بین ۹۰ تا ۵۴ است. یانگ و همکاران پایایی این پرسشنامه را به‌روش همسانی درونی و بازآزمایی بر نمونه ۵۶۴ نفری از دانشجویان آمریکایی به‌ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۸۱ به‌دست آوردند (۲۷). همچنین در ایران یوسفی و همکاران پایایی پرسشنامه را بر نمونه‌ای ۵۷۹ نفری در دو مرحله (مرحله اول ۳۹۴ نفر و مرحله دوم ۱۸۵ نفر) بررسی کردند و پایایی آن را به‌روش آلفای کرونباخ و دونیمه‌کردن در کل به‌ترتیب ۰/۹۱ و ۰/۸۶ گزارش کردند (۲۸). در این پژوهش، چهار حوزه از طرحواره‌های ناسازگار اولیه بررسی شد. دلیل بررسی چهار حوزه طرحواره بریدگی/طرد، عملکرد مختل، دیگرمحوری و بازداری مختل این بود که در بررسی‌های انجام‌شده در پیشینه پژوهش، فقط این چهار حوزه دارای ارتباط با متغیرهای صمیمیت زناشویی و تحمل پریشانی بودند (۲۱–۱۹).

مدل مفهومی پژوهش در شکل ۱ ارائه شده است. در این مدل مفهومی،

جدول ۱. شاخص‌های آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	کمترین نمره	بیشترین نمره	K-S	مقدار احتمال
رهاشدگی	۱۵/۱۵	۴/۲۹	۹	۲۳	۰/۴۹	۰/۷۵۴
بی‌اعتمادی	۱۹/۸۶	۵/۵۵	۱۳	۲۷	۰/۸۱	۰/۵۱۲
محرومیت هیجانی	۱۸/۱۱	۳/۹۷	۱۰	۲۲	۰/۵۷	۰/۶۳۷
نقص/شرم	۱۹/۴۴	۴/۴۶	۸	۲۴	۰/۹۴	۰/۳۱۸

۵. Goodness of fit index (GFI)

۶. Adjusted goodness of fit index

۷. Root mean square error of approximation (RMSEA)

۱. Marital Intimacy Questionnaire

۲. Young Early Maladaptive Schemas Scale

۳.  $\chi^2/df$

۴. Comparative fit index (CFI)

۰/۶۵۸	۰/۵۶	۱۸	۷	۳/۱۸	۱۳/۲۶	انزوای اجتماعی
۰/۶۴۰	۰/۷۶	۲۴	۱۱	۴/۶۳	۱۷/۸۶	وابستگی/بی‌کفایتی
۰/۶۷۹	۰/۷۸	۱۹	۹	۳/۵۹	۱۴/۵۲	آسیب‌پذیری
۰/۶۶۸	۰/۵۸	۲۱	۱۰	۴/۵۷	۱۶/۹۳	خویش‌تنبول‌نیافته
۰/۶۴۲	۰/۵۴	۲۰	۸	۳/۱۸	۱۵/۵۰	شکست
۰/۷۵۹	۰/۶۹	۲۱	۸	۳/۶۳	۱۵/۷۲	اطاعت
۰/۴۷۵	۰/۸۵	۲۴	۱۲	۶/۴۹	۱۸/۵۳	ایثارگری
۰/۷۱۱	۰/۶۱	۲۰	۹	۴/۷۲	۱۶/۶۱	بازداری هیجانی
۰/۶۱۷	۰/۵۲	۱۸	۷	۳/۵۶	۱۴/۹۹	معیارهای سرسختانه
۰/۷۱۰	۰/۶۶	۹۱	۳۵	۲۶/۷۱	۷۳/۱۸	صمیمیت زناشویی
۰/۶۲۴	۰/۷۹	۱۵	۶	۲/۴۴	۱۳/۵۷	تحمل
۰/۶۳۵	۰/۵۶	۱۳	۴	۱/۸۹	۱۰/۱۲	جذب
۰/۶۱۲	۰/۷۷	۱۱	۴	۱/۳۷	۹/۸۲	ارزیابی
۰/۷۱۲	۰/۶۹	۱۳	۵	۱/۲۱	۱۱/۰۱	تنظیم

در جدول ۱، میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش آورده شده است. همچنین براساس نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف (K-S)، تمامی متغیرهای پژوهش از توزیع نرمال برخوردار بودند.

جدول ۲. نتایج ضریب همبستگی پیرسون بین خرده‌مقیاس‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه، صمیمیت زناشویی و تحمل پریشانی

تحمل پریشانی	صمیمیت زناشویی	طرحواره‌های ناسازگار اولیه
** -۰/۲۲	** -۰/۱۶	رهاشدگی
** -۰/۲۳	** -۰/۱۴	بی‌اعتمادی
** -۰/۲۵	** -۰/۱۵	محرومیت هیجانی
** -۰/۲۸	** -۰/۲۸	نقص/شرم
** -۰/۳۰	** -۰/۲۲	انزوای اجتماعی
** -۰/۱۱	۰/۰۹	وابستگی/بی‌کفایتی
** -۰/۱۹	** ۰/۱۵	آسیب‌پذیری
** -۰/۲۹	** -۰/۲۶	خویش‌تنبول‌نیافته
** -۰/۱۷	** ۰/۱۱	شکست
** -۰/۱۷	** ۰/۲۷	اطاعت
** -۰/۱۳	** ۰/۱۷	ایثارگری
** -۰/۲۲	** -۰/۲۴	بازداری هیجانی
** -۰/۲۰	** -۰/۱۳	معیارهای سرسختانه
** ۰/۶۸	۱	صمیمیت زناشویی
۱	** ۰/۶۸	تحمل
** -۰/۲۵	** ۰/۲۲	جذب
** -۰/۱۸	** ۰/۳۱	ارزیابی
** -۰/۳۹	** ۰/۱۹	تنظیم

$p < ۰/۰۵^{**}$

باتوجه به نتایج جدول ۲، رابطه بین تمامی خرده‌مقیاس‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه با تحمل پریشانی منفی و معنادار بود ( $p < ۰/۰۵$ ). علاوه براین بین خرده‌مقیاس‌های تحمل پریشانی و صمیمیت زناشویی رابطه معنادار مشاهده شد ( $p < ۰/۰۵$ ). همچنین بین تمامی خرده‌مقیاس‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه به غیر از وابستگی/بی‌کفایتی با صمیمیت زناشویی رابطه معنادار وجود داشت ( $p < ۰/۰۵$ ).

جدول ۳. شاخص‌های نکویی برازش مدل تحلیل مسیر

شاخص‌های نکویی برازش	نسبت مجذور خی به درجه آزادی	ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب	شاخص نکویی برازش تعدیل‌شده	شاخص نکویی برازش تطبیقی	شاخص برازش
۴/۰۰	۰/۰۷	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۹۶	الگوی مسیر

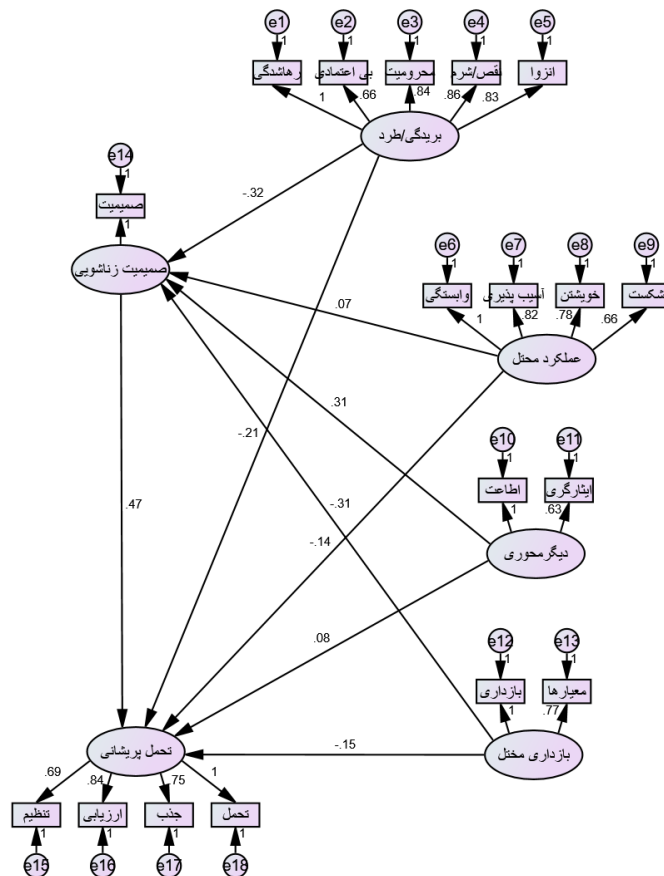
جدول ۳ نشان می‌دهد، شاخص‌های نکویی برآزش از برآزش مطلوب الگو با داده‌های گردآوری شده حمایت کرده است. به منظور بررسی سهم اولیه و تحمل پریشانی از دستور بوت استرپ استفاده شد.

جدول ۴. برآوردهای استاندارد ضرایب اثر مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیر برونزا طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر صمیمیت زناشویی (وابسته میانی) و متغیر تحمل پریشانی (وابسته اصلی)

مسیر	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	خطای معیار برآورد	مقدار احتمال (اثر مستقیم)
حوزه بریدگی/طرد بر صمیمیت زناشویی	-۰/۳۲	-	-۰/۳۲	۰/۰۸	<۰/۰۰۱
حوزه عملکرد مختل بر صمیمیت زناشویی	۰/۰۷	-	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۱۲۱
حوزه دیگر محوری بر صمیمیت زناشویی	۰/۳۱	-	۰/۳۱	۰/۰۹	<۰/۰۰۱
حوزه بازداری مختل بر صمیمیت زناشویی	-۰/۳۱	-	-۰/۳۱	۰/۱۳	<۰/۰۰۱
صمیمیت زناشویی بر تحمل پریشانی	۰/۴۷	۰/۱۳	۰/۶۰	۰/۱۲	<۰/۰۰۱
حوزه بریدگی/طرد بر تحمل پریشانی	-۰/۲۱	۰/۰۶	-۰/۲۷	۰/۰۷	<۰/۰۰۱
حوزه عملکرد مختل بر تحمل پریشانی	-۰/۱۴	۰/۰۹	-۰/۲۳	۰/۰۹	<۰/۰۰۱
حوزه دیگر محوری بر تحمل پریشانی	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۱۷	۰/۱۰	۰/۰۹۴
حوزه بازداری مختل بر تحمل پریشانی	-۰/۱۵	۰/۱۱	-۰/۲۶	۰/۱۱	<۰/۰۰۱

بریدگی/طرد ( $\beta = -0.21, p < 0.001$ ) دارای اثر منفی و معکوس و صمیمیت زناشویی ( $\beta = 0.47, p < 0.001$ ) دارای اثر مثبت و مستقیم بر تحمل پریشانی هستند. اثر غیرمستقیم طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر تحمل پریشانی برابر با ۰/۰۸ بود ( $p = 0.049$ ). نتایج الگوی مسیر اندازه‌گیری شده روابط بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه، صمیمیت زناشویی و تحمل پریشانی در شکل ۲ ارائه شده است.

همان‌طور که جدول ۴ و شکل ۲ نشان می‌دهند، حوزه بریدگی/طرد ( $\beta = -0.31, p < 0.001$ ) و حوزه بازداری مختل ( $\beta = -0.31, p < 0.001$ ) دارای اثر منفی و معکوس و حوزه دیگر محوری ( $\beta = 0.31, p < 0.001$ ) دارای اثر مثبت و مستقیم بر صمیمیت زناشویی هستند؛ همچنین حوزه عملکرد مختل ( $\beta = -0.14, p < 0.001$ ) و حوزه بازداری مختل ( $\beta = -0.15, p < 0.001$ )



شکل ۲. نقش تعدیلگر صمیمیت زناشویی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار و تحمل پریشانی (در حالت استاندارد)

براساس شکل ۲، صمیمیت زناشویی در رابطه بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی نقش تعدیلگر دارد.

#### ۴ بحث

هدف پژوهش حاضر مدل‌سازی ارتباط بین صمیمیت زناشویی و طرحواره‌های ناسازگار اولیه با تحمل پریشانی در افراد متأهل بود. نتایج نشان داد، اثر مستقیم سه حوزه (عملکرد مختل، بازداری مختل، بریدگی/طرد) از چهار حوزه طرحواره‌های ناسازگار اولیه، بر تحمل پریشانی معکوس و معنادار بود؛ به این معنی که با افزایش طرحواره‌های ناسازگار اولیه، از میزان تحمل پریشانی افراد متأهل کاسته می‌شود. این یافته با نتایج پژوهش شهبایی و همکاران همسوست. آن‌ها در پژوهش خود به این نتیجه رسیدند که بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی همبستگی منفی معناداری وجود دارد (۲۱).

در تبیین اثر مستقیم طرحواره‌های ناسازگار اولیه (عملکرد مختل، بازداری مختل، بریدگی/طرد) بر تحمل پریشانی می‌توان گفت، طرحواره‌های ناسازگار اولیه ساختارهای شناختی ناکارآمدی هستند که از ارضانشدن نیازهای اولیه به‌ویژه نیازهای هیجانی در دوران کودکی سرچشمه می‌گیرند؛ در نتیجه، ارضانشدن نیازهای اولیه بر عشق بزرگسالی تأثیر می‌گذارد؛ زیرا ارضانشدن نیازهای عاطفی باعث دل‌بستگی نایمن می‌شود که این نوع دل‌بستگی بیان می‌کند معشوقه فرد از نظر هیجانی غیرقابل اتکا و اعتماد است؛ بنابراین احساس ناامنی در رابطه زناشویی منجر به گسترش ترس از طردشدن توسط همسر و شکل‌گیری باور به این می‌شود که همسر غیرقابل اعتماد یا غیرقابل دسترس است؛ بنابراین در روابط زناشویی دردسترس نبودن هیجانی همسر، دل‌بستگی نایمن را ایجاد می‌کند؛ از این رو می‌توان گفت، دیدگاه دل‌بستگی اولیه فرض می‌کند بسیاری از مشکلات و علائم مراجعان انعکاس مشکلات ناشی از سبک دل‌بستگی نایمن است؛ زیرا ناامنی روابط را تخریب می‌کند و آشفتگی هیجانی به‌وجود می‌آورد (۳۰). این زوجین در ازدواج و در کارکردن با دیگران دچار مشکل خواهند شد و غالباً نتیجه امر، بی‌وفایی خواهد بود که نتیجه نهایی آن طلاق و کاهش تحمل پریشانی زوجین است (۳۱)؛ زیرا در تبیین نقش نبود صمیمیت بر تحمل پریشانی، می‌توان به این موضوع استناد کرد که کیفیت رابطه‌ای صمیمی و نزدیک، نقش مهمی در تحمل پریشانی بین طرفین دارد و بر احساس خوشبختی زوجین تأثیر عمده می‌گذارد (۳۲)؛ چراکه پژوهش‌ها نشان داده است، توانایی برقراری روابط صمیمانه با دیگران، یکی از عوامل کلیدی مؤثر در سلامت و بهزیستی روانی افراد به‌شمار می‌رود (۳۳). در روابط زوجین هرچه فرد از نظر هیجانی بهتر بتواند احساسات خود را کنترل کند، در نتیجه در روابط با همسرش صمیمیت بیشتری را تجربه می‌کند. در مقابل افرادی که قادر به شناخت هیجان‌ات خود نیستند، در روابط با همسر خود با مشکل مواجه می‌شوند و چون همسران آنان دچار نوعی نارضایتی خواهند شد، در نتیجه با گذشت زمان صمیمیت بین آن‌ها کم می‌شود و در پی آن سازگاری زناشویی آنان کاهش می‌یابد.

در بررسی اثر مستقیم طرحواره‌های ناسازگار اولیه بر صمیمیت زناشویی مشخص شد که رابطه طرحواره‌های دو حوزه بریدگی/طرد و بازداری مختل با صمیمیت زناشویی معنادار و منفی بود. این یافته با

نتایج پژوهش‌های خدابخشی کولایی و همکاران (۱۹) و ذوالفقاری و همکاران (۲۰) همسوست. خدابخشی کولایی و همکاران در پژوهش خود به این نتیجه دست یافتند که صمیمیت زناشویی می‌تواند طرحواره‌های ناسازگار اولیه را پیش‌بینی کند (۱۹). ذوالفقاری و همکاران در پژوهش خود دریافتند، بین طرحواره‌های ناسازگار با ابعاد صمیمیت زناشویی همبستگی منفی و معناداری وجود دارد؛ یعنی هرچه طرحواره‌ها ناسازگارتر می‌شوند صمیمیت زناشویی کاهش می‌یابد (۲۰).

در تبیین همبستگی معکوس بین طرحواره‌های حوزه‌های بریدگی/طرد و بازداری مختل با صمیمیت زناشویی می‌توان گفت، با استناد به تبیین‌های روان‌شناختی صمیمیت که بر تفاوت‌های فردی اشخاص در شیوه تفکر و احساس درباره رفتار خویش تأکید دارند، می‌توان چنین بیان کرد که زوجین دارای طرحواره حوزه بریدگی/طرد با انتخاب دوست یا همسری انتقادگر، از طریق قراردادن خود در موقعیت‌های سطح کمتر، طرحواره خود را حفظ می‌کنند؛ یا از طریق اجتناب از درمیان‌گذاشتن افکار و احساسات شرم‌آور خود با همسر به دلیل ترس از طردشدن، باعث کاهش صمیمیت زناشویی می‌شوند؛ در نتیجه، پس از ازدواج عامل صمیمیت زناشویی تاحدودی براساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه تبیین می‌شود (۳۴). به این دلیل که صمیمیت، فرایندی تعاملی است که منجر به بهبود روابط زناشویی بین زوجین می‌شود. بر این اساس طرحواره‌های مربوط به صمیمیت نوعاً مربوط به ترس از طردشدن توسط همسر و آرزو برای نزدیکی یا صمیمیت بیشتر با همسر است و ترس از اینکه وقتی به حمایت همسرش نیاز دارد، غیرقابل اعتماد یا غیرقابل دسترس باشد. در روابط زناشویی دردسترس نبودن هیجانی همسر، طردشدگی و رهاشدگی را فعال می‌کند و مانع از صمیمیت می‌شود (۲۱). بزرگسالان به‌منظور اطمینان از اینکه نیاز به صمیمیت آن‌ها ارضا می‌شود یا نه، دردسترس بودن همسر و توانایی او در ارضای نیازها را بازنگری می‌کنند. اگر شواهد دال بر دردسترس نبودن همسر یا فقدان حمایت، فقدان عشق و صمیمیت یا طرد باشد، این امر منجر به آشفتگی و رشد مشکلات ارتباطی می‌شود؛ زیرا آنچه هر فرد درباره روابط صمیمانه بین زن-مرد می‌آموزد، از مشاهدات، برداشت‌ها و تفسیرهای او از روابط بین والدینش تأثیر بسیار زیادی می‌پذیرد (۸)؛ بنابراین در بررسی صمیمیت زناشویی هر زوج، باید توجه خاصی به ادراک هرکدام از زوجین از روابط بین والدینشان و طرحواره‌های ناسازگار اولیه که از آن دوران در ذهن فرزندان‌شان نقش بسته است، مبذول شود.

دیگر یافته پژوهش حاضر بیانگر نقش تعدیلگر صمیمیت زناشویی در رابطه میان طرحواره‌های ناسازگار و تحمل پریشانی افراد متأهل بود. پژوهشی درباره این یافته مشاهده نشد. براساس این یافته، صمیمیت زناشویی اثر منفی طرحواره‌های ناسازگار اولیه را بر تحمل پریشانی تعدیل می‌کند. براساس یافته‌های پژوهش حاضر که در بخش یافته‌ها به آن اشاره شد، اثر صمیمیت زناشویی بر تحمل پریشانی، معنادار و مثبت است و بین صمیمیت زناشویی و تحمل پریشانی رابطه مثبت وجود دارد. این ویژگی مانع از اثر منفی طرحواره‌های ناسازگار بر تحمل پریشانی می‌شود؛ چراکه طرحواره‌های ناسازگار اولیه از طریق بازداری

## ۷ بیانیه‌ها

### تأییدیه اخلاقی و رضایت‌نامه از شرکت‌کنندگان

این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول در دانشگاه آزاد اسلامی واحد زاهدان است. مجوز اجرای این پژوهش بر گروه مطالعه شده توسط مسئولان مراکز مشاوره شهر کرمان با شماره نامه ۱۵۲ صادر شد. تمامی افراد به شکل کتبی اطلاعاتی درباره پژوهش دریافت کردند و در صورت تمایل در پژوهش مشارکت کردند. این اطمینان به افراد داده شد که تمام اطلاعات محرمانه هستند و برای امور پژوهشی استفاده خواهند شد. به منظور رعایت حریم خصوصی، نام و نام خانوادگی شرکت‌کنندگان ثبت نشد.

### رضایت برای انتشار

این امر غیرقابل اجرا است.

### در دسترس بودن داده‌ها و مواد

همه نویسندگان مقاله به داده‌های پژوهش دسترسی دارند.

### تزاخم منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند هیچ‌گونه تضاد منافی ندارند.

### منابع مالی

تأمین منابع مالی از هزینه‌های شخصی بوده است و توسط هیچ نهاد یا سازمانی صورت نگرفته است.

### مشارکت نویسندگان

نویسنده اول داده‌های به دست آمده را آنالیز و تفسیر کرد. نویسنده دوم در نگارش نسخه دست‌نوشته همکار اصلی بود. همه نویسندگان نسخه دست‌نوشته نهایی را خواندند و تأیید کردند.

صمیمیت و ایجاد مانع در ابراز هیجانات مثبت و محبت‌آمیز در بین زوجین که برای بهبود کیفیت رابطه مفید هستند، منجر به کاهش تحمل پریشانی در افراد متأهل می‌شوند.

طبق پیشینه پژوهش، یکی از عوامل تأثیرگذار بر تحمل پریشانی متأهلان، وضعیت اقتصادی است (۳). در این پژوهش به دلیل اینکه اکثر افراد نمونه تمایل به درمیان‌گذاشتن وضعیت اقتصادی خود با افراد ناشناس نداشتند، کنترل متغیر وضعیت اقتصادی میسر نشد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نقش مؤلفه اقتصادی نیز بررسی شود. همچنین بر طبق مرور پیشینه مربوط به صمیمیت زناشویی مشخص شد که مفاهیمی همچون عشق، رضایت، فداکاری و سرسپردگی به عنوان مؤلفه‌های صمیمیت گزارش شده است (۸). علاوه بر مطالب مذکور، از آنجاکه تحمل پریشانی تحت تأثیر عوامل متعدد سن، جنسیت، طبقه اجتماعی-اقتصادی و تحصیلات قرار دارد، بر این اساس پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی این متغیرها کنترل شود.

## ۵ نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج پژوهش نتیجه گرفته می‌شود که صمیمیت زناشویی در رابطه میان طرحواره‌های ناسازگار اولیه و تحمل پریشانی افراد متأهل نقش تعدیلگر دارد.

## ۶ تشکر و قدردانی

از تمامی افراد شرکت‌کننده در این پژوهش جهت همکاری کمال تشکر را داریم.

## References

1. Keshavarz Mohammadi R, Khalatbari J. Effectiveness of self-compassion on distress tolerance, emotion regulation and anxiety sensitivity in divorced women. *Family Pathology, Counseling and Enrichment*. 2018;4(1):17–32. [Persian] <https://fpcej.ir/article-1-170-en.pdf>
2. Mohammadpour A, Shiri T, Farahbakhsh K, Zolfaghari S. Anticipation of divorce tendency based on marital Burnout and distress tolerance by the mediation of loneliness in female applicants for divorce. *Counseling Culture and Psychotherapy*. 2020;11(42):121–41. [Persian] <https://dx.doi.org/10.22054/qccpc.2020.43452.2164>
3. Brem MJ, Khaddouma A, Elmquist J, Florimbio AR, Shorey RC, Stuart GL. Relationships among dispositional mindfulness, distress tolerance, and women's dating violence perpetration: a path analysis. *J Interpers Violence*. 2019;34(14):2996–3016. <https://doi.org/10.1177/0886260516664317>
4. Costa ECV, Castanheira E, Moreira L, Correia P, Ribeiro D, Graça Pereira M. Predictors of emotional distress in pregnant women: the mediating role of relationship intimacy. *J Ment Health*. 2020;29(2):152–60. <https://doi.org/10.1080/09638237.2017.1417545>
5. Doorley JD, Kashdan TB, Alexander LA, Blalock DV, McKnight PE. Distress tolerance in romantic relationships: A daily diary exploration with methodological considerations. *Motiv Emot*. 2019;43(3):505–16. <https://doi.org/10.1007/s11031-019-09751-3>
6. Zanganeh Parsa F, Hobbi M, Khalatbari J, Ghorban Shiroudi S. Modeling distress tolerance in couples with marital infidelity based on psychological capital and metacognitive beliefs in a psychiatric hospital. *International Journal of Hospital Research*. 2021;10(4):54–63. [Persian]
7. Faghih S, Kazemi H. The Effectiveness of Emotionally Focused Therapy on Distress Tolerance in Infertile Couples in Isfahan. *Community Health Journal*. 2018;12(1):22–9.
8. Saydi F, Zare H, Safarinia M, Erfani N. Designing model of correlation between psychological capital and forgiveness with distress tolerance by mediating cognitive flexibility and stress perception. *Social Cognition*. 2021 Jun 22;10(1).
9. Soleiman Borujerdi M, Dokanehei Fard F, Rezakhani S. Comparison of the effectiveness of Gottman's Couple Therapy and Reality Therapy on Emotional Divorce, Communication Patterns and Distress Tolerance in women referring to counseling centers in District 3 of Tehran. *medical journal of mashhad university of medical sciences*. 2019 Jan 21;61(supplement1):150–61.
10. Akbari E, Azimi Z, Talebi S, Fahimi S. Prediction of couples' emotional divorce based on early maladaptive schemas and emotion regulation's components. *Clinical Psychology and Personality*. 2020 Sep 26;14(2):79–92.

11. Mehrpouya F, Jajarmi M, Mousavi EA. The Inter-Structural Relationships between Early Maladaptive Schemas and Marital Commitment of Couples: The Mediating Role of Communication Patterns. *International Journal of Health Studies*. 2021 Sep 11;8(2).
12. Bakhtiari, Ensieh, Saeideh Sadat Hosseini, Mokhtar Arefi, and Karim Afsharinia. "Causal model of extramarital affairs based on attachment styles and early maladaptive schemas: mediating role of marital intimacy and love styles." (2019): 245-258.
13. Eftekhari A, Hejazi M, Yazdani K. Predicting marital satisfaction through early maladaptive schemas and communication styles of couples. *International Journal of Psychology (IPA)*. 2018 Oct 23;12(2):118-46.
14. Pasha H, Basirat Z, Esmailzadeh S, Faramarzi M, Adibrad H. Marital intimacy and predictive factors among infertile women in northern Iran. *Journal of clinical and diagnostic research: JCDR*. 2017 May;11(5):QC13.
15. Toosi-Rad SR, Razavi Nematollahi VS. A comparison of the effect of two methods of schema therapy and emotional disclosure in reducing students' depression. *Journal of Women and Study of Family*. 2016;9(33): 91-112. [http://jwsf.iaut.ac.ir/article\\_528952\\_942643f36c8f5a0ab7b4d61db77abd98.pdf?lang=en](http://jwsf.iaut.ac.ir/article_528952_942643f36c8f5a0ab7b4d61db77abd98.pdf?lang=en) [Persian]
16. Heydarianfar N, Mahmudi L, Zadeh SM, Bashiri Y, Zadeh SZ. Investigating the Relationship between Early Maladaptive Schemas and Quality of Life with Mediating Religious Commitment in Isfahan Women. *Journal of Research in Medical and Dental Science*. 2018 May 1;6(3):400-7.
17. Shahabi S, Jenaabadi H, Kord Tamini B. The Mediating Role of Marital Commitment in the Relationship between Early Maladaptive Schemas and Distress Tolerance in Married People in Kerman. *Razavi International Journal of Medicine*. 2021 Jul 1;9(3):79-84.
18. Javadivala Z, Allahverdi-pour H, Kouzekanani K, Merghati-Khoei E, Asghari Jafarabadi M, Mirghafourvand M. A randomized trial of a relationship-enhancement approach in improving marital intimacy in middle-aged Iranian couples. *Journal of sex & marital therapy*. 2019 Apr 3;45(3):190-200.
19. Khodabakhshi Koolaee A, Motlagh T, Esmaili A, Taghvaei D, Rahmatizadeh M. The comparison of early maladaptive schema and intimacy in married infidelity and non-infidelity men. *Iranian Journal of Psychiatric Nursing*. 2014;2(3):12–23. [Persian] <http://ijpn.ir/article-1-395-en.pdf>
20. Zolfaghari M, Zadeh MF, Abedi MR. Determining relationships between early maladaptive schemas and marital intimacy among Mobarakeh Steel Complex personnel. *Journal of Family Research*. 2009;4(3):247–61.
21. Shahabi S, Jenaabadi H, Kord Tamini B. The Mediating Role of Marital Commitment in the Relationship between Early Maladaptive Schemas and Distress Tolerance in Married People in Kerman. *Razavi International Journal of Medicine*. 2021;9(3):79-84.
22. Simons JS, Gaher RM. The distress Tolerance Scale: development and validation of a self-report measure. *Motiv Emot*. 2005;29(2):83–102. <https://doi.org/10.1007/s11031-005-7955-3>
23. Alavi K, Modarres Gharavi M, Amin Yazdi SA, Salehi Fardadi J. Effectiveness of group dialectical behavior therapy (based on core mindfulness, distress tolerance and emotion regulation components) on depressive symptoms in university students. *Journal of Fundamentals of Mental Health*. 2011;13(2):124–35. [Persian] <https://dx.doi.org/10.22038/jfmh.2011.881>
24. Walker AJ, Thompson L. Intimacy and intergenerational aid and contact among mothers and daughters. *Journal of Marriage and Family*. 1983;45(4):841–9. <https://doi.org/10.2307/351796>
25. Davoodvandi M, Navabi Nejad S, Farzad V. Examining the effectiveness of gottman couple therapy on improving marital adjustment and couples' intimacy. *Iran J Psychiatry*. 2018;13(2):135–41.
26. Young JE. *Cognitive therapy for personality disorders: a schema-focused approach*. Sarasota, Fla: Professional Resource Press; 1990.
27. Young J, Norman S, Thomas J. Schema Questionnaire. *Journal of Cognitive Therapy and Research*. 1995;19:295-321.
28. Yousefi N, Shirbaghi N. Validation the Young Early Maladaptive Schemas Questionnaire. *Iranian Journal of Psychiatry and Behavioral Sciences (IJBPS)*. 2010;4(1):38-46.
29. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling*. 4<sup>th</sup> ed. New York: Guilford Press; 2015.
30. Hosseinlou Z, Azad-Yekta M, Nasrollahi B. Investigating the relationship between attachment styles and early maladaptive schemas with incidence of Narcissistic personality traits in medical students of Tehran universities. *Quarterly Journal of Psychological Studies*. 2019;15(3):141-58. doi: [10.22051/PSY.2019.25977.1910](https://doi.org/10.22051/PSY.2019.25977.1910) [Persian]
31. Bakhshipour A, Shojaei KalateBali N, Behjat A, Fooladi A. Effect acceptance and commitment couple therapy on marital distress, psychological flexibility and social concern in divorce applicant couples. *Scientific Journal of Social Psychology*. 2020;7(54):27-38.
32. Shorey RC, Anderson S, Stuart GL. Early maladaptive schemas in substance use patients and their intimate partners: a preliminary investigation. *Addict Disord Their Treat*. 2011;10(4):169–79. <https://doi.org/10.1097/adt.0b013e318214cd11>
33. Aghamiri N, Vaziri S. Prediction of Psychological Well-being Based on Marital Intimacy, Resilience, and Mental Health of Couples in Tehran. *Avicenna Journal of Neuro Psycho Physiology*. 2019 Nov 10;6(4):203-10
34. Bakhtiari E, Hosseini SS, Arefi M, Afsharinia K. Causal model of extramarital affairs based on attachment styles and early maladaptive schemas: mediating role of marital intimacy and love styles. *Journal of Health Education and Health Promotion*. 2019;2(1):245-258.