




The Mediating Role of the Need for Belonging in the Relationship Between the Quality of the Family of Origin and Psychological Distress in Women and Men on the Verge of Divorce

Sajad Sedaghati Rad  Master of Family Counseling, Ardakan University, Ardakan, Iran

Yaser Rezapour
Mirsaleh  * Associate Professor, Department of Counseling, Ardakan University, Ardakan, Iran

Zahra Jahanbakhshi  Assistant Professor, Department of Counseling, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran

Extended Abstract:

1. Introduction

The rising rate of divorce has become a growing social and mental health concern, underscoring the need to identify the psychological factors that contribute to the distress experienced by couples on the verge of marital dissolution. Psychological distress—comprising symptoms of anxiety and depression—can function both as a predictor and a consequence of divorce. Therefore, identifying the protective factors or risk factors related to distress is essential for designing effective clinical and preventive interventions. One fundamental factor influencing adult mental health and interpersonal functioning is the quality of the family of origin, which is closely linked to attachment patterns, intimacy, and autonomy. Among interpersonal variables, the need for belonging is a basic human motivation, and unmet needs for belonging have repeatedly been associated with mental health problems. The present study investigates whether the need for belonging mediates the relationship between family-of-origin quality and psychological distress among men and women seeking divorce.

2. Literature Review

Prior research demonstrates that a healthy family-of-origin environment—characterized by emotional intimacy, cohesion, and autonomy—predicts marital satisfaction and reduces conflict (Beliad et al., 2014; Muraru & Turliuc, 2012). Other studies show that unmet belongingness needs are strongly associated with internalizing symptoms, anxiety, depression, and overall lower well-being (Verhagen et al., 2018). Furthermore,

* Corresponding Author: y.rezapour@ardakan.ac.ir

How to Cite: Sedaghati Rad, S., Rezapour Mirsaleh, Y., Jahanbakhshi, Z. (2026). The Mediating Role of the Need for Belonging in the Relationship Between the Quality of the Family of Origin and Psychological Distress in Women and Men on the Verge of Divorce, *Journal of Counseling and Psychotherapy Culture*, 17(65), 143-162. DOI: 10.22054/qccpc.2025.76769.3228

findings suggest that the family of origin shapes attachment styles and belongingness, which in turn influence adult psychological functioning (Hardy et al., 2015). Despite these findings, limited research has examined the mediating role of the need for belonging between family-of-origin experiences and psychological distress in divorce-seeking populations, justifying the present study, which aims to fill this gap.

3. Methodology

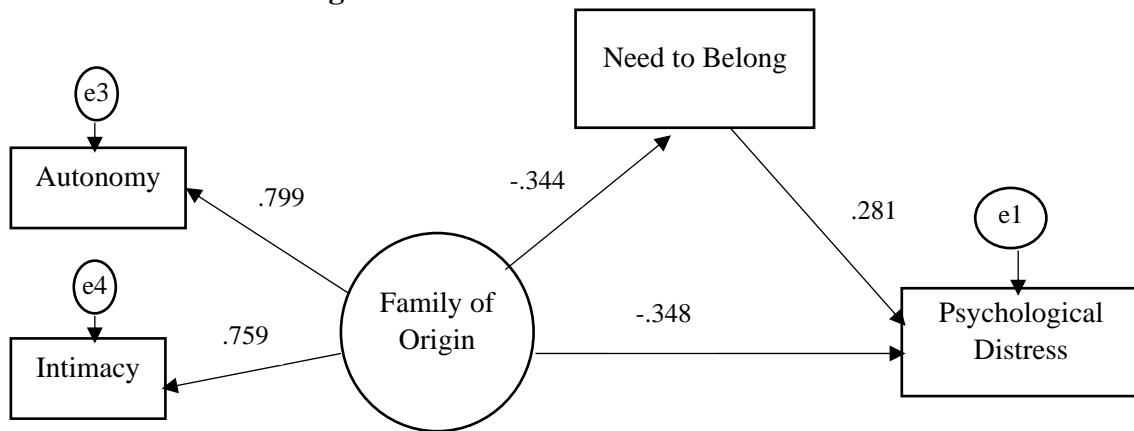
This descriptive–correlational study employed structural equation modeling (SEM). The statistical population consisted of all individuals seeking divorce who visited judiciary-approved counseling centers in Mashhad during the first half of 2023. A convenience sample of 300 participants (150 women, 150 men) was recruited. The study used the following instruments: The Family-of-Origin Scale (FOS; Hovestadt et al., 1985), the Kessler Psychological Distress Scale (K10; Kessler et al., 2002), and the Need to Belong Scale (Kelly, 1999).

Data analysis included Pearson correlations and SEM using SPSS 25 and AMOS 24. Validity and reliability indices were assessed. The assumptions of normality, the absence of outliers, and no multicollinearity were met.

4. Results

The sample consisted of 300 participants with an equal gender distribution. The mean age was approximately 32.23 years, and the average duration of marriage was about 9.47 years. Correlational analyses indicated a significant negative association between family-of-origin quality and psychological distress ($r = -0.37$, $p < .01$), while the need to belong showed a significant positive association with distress ($r = .40$, $p < .01$). Structural equation modeling further demonstrated that the direct effect of family-of-origin quality on distress was significant and negative ($\beta = -0.35$, $p < .001$). Family-of-origin quality was also significantly associated with the need to belong ($\beta = -0.34$), and the need to belong, in turn, exerted a significant positive effect on distress ($\beta = .28$) (Fig 1). Bootstrapping results revealed that the indirect effect of family-of-origin quality on psychological distress through the need to belong was likewise significant and negative (indirect $\beta \approx -0.10$, $p < .001$). Model fit indices (CFI = .992, RMSEA = .078, among others) indicated an acceptable fit, and the predictors together accounted for approximately 27% of the variance in psychological distress.

Figure 1. Standardized Path Coefficients



5. Discussion

The findings indicate that higher family-of-origin quality serves as a protective factor against psychological distress among divorce-seeking individuals. This relationship is partially mediated by the need to belong. In line with attachment theory and intergenerational models (such as Bowen’s framework), early family experiences shape interpersonal schemas, emotional security, and belongingness, which influence individuals’ vulnerability or resilience in later life when encountering major relational crises such as divorce. From a clinical perspective, these findings suggest that interventions aimed at strengthening the need to belong, addressing unmet relational needs, and processing family-of-origin experiences may help reduce distress and improve psychological outcomes among individuals undergoing divorce.

6. Conclusion

Both family-of-origin quality and the need to belong significantly predict psychological distress in individuals seeking divorce, with belongingness serving as a meaningful mediator. The study highlights the importance of developing counseling and therapeutic programs that foster belongingness and target unresolved family-of-origin issues. Future research using longitudinal designs, randomized samples, and cultural/gender-based comparisons is recommended to further refine these findings.

Keywords: Need to Belong, Family-of-Origin Quality, Psychological Distress, Divorce.



نقش میانجی ناگویی خلقی در ارتباط بین مثلث‌سازی و پریشانی روان‌شناختی زنان و مردان در آستانه طلاق

کارشناسی ارشد مشاوره خانواده، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران.

سجاد صداقتی راد

دانشیار گروه مشاوره، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران.

یاسر رضاپور میرصالح *

استادیار گروه مشاوره، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

زهرا جهانبخشی

چکیده

کاهش پریشانی روان‌شناختی زوجین هم به بهبود روابط آن‌ها و هم به استحکام بنیان خانواده و به طبع آن سلامت جامعه منجر خواهد شد. این پژوهش باهدف بررسی نقش میانجی ناگویی خلقی در ارتباط بین مثلث‌سازی با پریشانی روان‌شناختی زنان و مردان در آستانه طلاق انجام شد. پژوهش حاضر، از نوع همبستگی بود که جامعه آماری آن کلیه متقاضیان طلاق در نیم سال اول (بهار و تابستان) ۱۴۰۲ شهرستان مشهد بود که برای طی کردن مراحل طلاق به مراکز مشاوره صلاحیت‌دار مراجعه می‌کردند. از بین جامعه، ۳۰۰ نفر به‌صورت نمونه‌گیری در دسترس به‌صورت داوطلبانه انتخاب شدند. ابزار گردآوری داده‌ها در این پژوهش مقیاس مثلث‌سازی یوسفی و بهرامی (۱۳۹۴)، پرسشنامه پریشانی روان‌شناختی کسلر (۲۰۰۲) و مقیاس ناگویی خلقی تورنتو-۲۰ (۱۹۹۴) بود. برای تحلیل داده‌ها از آزمون‌های همبستگی پیرسون و تحلیل معادلات ساختاری به روش هم‌زمان استفاده گردید. یافته‌های پژوهش نشان داد مثلث‌سازی و پریشانی روان‌شناختی زنان و مردان در آستانه طلاق با یکدیگر رابطه مثبت دارند. همچنین ناگویی خلقی در ارتباط بین مثلث‌سازی و پریشانی روان‌شناختی زنان و مردان در آستانه طلاق، نقش میانجی دارد. در نتیجه با افزایش مثلث‌سازی، ناگویی خلقی افزایش و در نهایت منجر به افزایش پریشانی روان‌شناختی و پیشروی بیشتر به سمت طلاق می‌شود؛ بنابراین پیشنهاد شد که جهت کاهش پریشانی روان‌شناختی زوجین در حین طلاق، بر روی کاهش مثلث‌سازی و ناگویی خلقی آن‌ها تمرکز شود.

کلیدواژه‌ها: ناگویی خلقی، مثلث‌سازی، پریشانی روان‌شناختی، طلاق.

مقدمه و بیان مسئله

طلاق، به‌عنوان یکی از عوامل بنیادین فروپاشی خانواده، تأثیرات گسترده‌ای بر سلامت روان فردی و اجتماعی دارد. رشد روزافزون نرخ طلاق در جوامع مختلف، نشان‌دهنده‌ی ضرورت بررسی ریشه‌های روانی و بین‌فردی این پدیده است (محمودپور و همکاران، ۱۳۹۹). روابط زناشویی در صورتی که رضایت‌بخش نباشند، منجر به تعارض، کاهش سلامت روان و درنهایت فروپاشی خانواده می‌شوند (لیم و لی^۱، ۲۰۲۰). یافته‌های پژوهشی نشان می‌دهد طلاق با پیامدهایی چون افزایش اضطراب، افسردگی، افت کیفیت زندگی و آشفتگی هیجانی همراه است (لورنز^۲ و همکاران، ۱۹۹۷). از دیگر آثار طلاق می‌توان به کاهش سلامت جسمانی و روانی، افت بهره‌وری و شادکامی اشاره کرد (نامنی و همکاران، ۱۴۰۴). همچنین طلاق می‌تواند سبب بروز پیامدهای منفی برای فرزندان شود (جلالی، ۱۳۹۹). در پژوهشی که به دنبال تأثیرات طلاق بود، یافته‌ها نشان داد الگویی از تعاملات معنادار بین طلاق و شاخص‌های آسیب‌پذیری مانند پریشانی روان‌شناختی وجود دارد؛ همچنین پیش‌زمینه‌های نامطلوب خانوادگی اثرات ناراحت‌کننده طلاق را تقویت می‌کند (مندماکرز^۳ و همکاران، ۲۰۱۰). در روابط زناشویی، پریشانی می‌تواند باعث عدم کنترل هیجانات منفی شده و در درازمدت به فرسودگی زناشویی و درنهایت به طلاق منجر شود (اصغری و همکاران، ۱۳۹۷). در نقطه مقابل، طلاق نیز می‌تواند خطرات سلامت روان را برای افراد خانواده با کاهش قابل توجه رفاه آن‌ها افزایش دهد (عراقی و همکاران، ۱۳۹۹). در پژوهشی که بر روی مادران مطلقه و فرزندان‌شان صورت گرفته بود نتایج نشان داد، رویدادهای استرس‌زا و علائم پریشانی بلافاصله پس از طلاق به‌طور قابل توجهی افزایش می‌یابد (یاریگرروش، ۱۴۰۱). فرزندان خانواده‌های جداشده اضطراب ازدواج بالاتری داشته و اغلب سطوح بالای پریشانی روان‌شناختی را تجربه کردند (گول^۴ و همکاران، ۲۰۲۵). در پژوهش امین‌الرعا یا و همکاران (۱۳۹۵) بر روی زنان، نتایج بیانگر آن بود که زنان غیرمطلقه از نظر ابعاد الگوهای ارتباطی و تحمل پریشانی وضعیت بهتری را برای خود گزارش کردند و رضایت خاطر بیشتری داشتند و زنان مطلقه نسبت به زنان غیرمطلقه از الگوهای ارتباطی آشفته‌تر و از نظر تحمل پریشانی در سطح پایین‌تری بودند؛ همچنین نتایج بیان داشت، توجه ویژه به ویژگی‌های ارتباطی در خانواده‌های مبدأ و شاخص‌های روان‌شناختی زوجین در مشاوره پیش از ازدواج از ضروریات داشتن زندگی پایدار می‌باشد.

یکی از مهم‌ترین شاخص‌های روان‌شناختی که در فرآیند طلاق نقش دارد، پریشانی روان‌شناختی است.

1. Lim, S. A & Lee, J.
2. Lorenz, F. O.
3. Mandemakers, J. J.
4. Gul, K.

پیشانی روانی، ترکیبی از اضطراب، افسردگی و تنش‌های هیجانی است که در افراد درگیر در تعارضات زناشویی، به‌ویژه زنان و مردان متقاضی طلاق، به میزان بالایی مشاهده می‌شود (فیردوس^۱، ۲۰۱۷). این اختلال می‌تواند زمینه‌ساز تصمیم به طلاق شده یا بر کیفیت تصمیم‌گیری در این مرحله اثر منفی بگذارد؛ افرادی که در آستانه طلاق قرار دارند، اغلب سطوح بالایی از پیشانی روان‌شناختی را تجربه می‌کنند و این وضعیت، روند تصمیم‌گیری و سازگاری آن‌ها را تضعیف می‌کند (رحیمی و همکاران، ۱۳۹۹).

پیشانی روان‌شناختی می‌تواند طی دوره‌های کوتاه‌مدت اما حاد به شکل یک آشفتگی خاص روانی ظاهر شود. در این شرایط اشتیاق به زندگی کاهش یافته و احساس ناامیدی بر فرد غالب می‌شود؛ این وضعیت یک تجربه پیوسته و ناهشیار از احساس تحریک‌پذیری، نگرانی و فشار روانی را دربرمی‌گیرد که تأثیرات آن بر رفتارهای مختلف فرد از جمله رفتارهای آشکار و ناآشکار واضح است (وزیری و همکاران، ۱۳۹۷). رحیمی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی که شیوع پیشانی روانی و عوامل مرتبط با آن را ارزیابی می‌کرد، نشان دادند زنان ۵۰ تا ۵۹ سال، بیوه یا مطلقه، خانه‌دار، بی‌سواد یا بدون مدرک رسمی و ساکن شهرهای بزرگ، گروه پرخطر پیشانی روانی شناخته می‌شوند همچنین نشان دادند قرار گرفتن در آستانه طلاق می‌تواند پیشانی روان‌شناختی را افزایش دهد اما شدت این پیشانی ممکن است تحت تأثیر متغیرهای مختلفی باشد. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که پیشانی روان‌شناختی، به‌عنوان یک شاخص کلیدی در اختلالات هیجانی، نقش مهمی در روابط بین فردی ایفا می‌کند و سبب تشدید تعارضات زناشویی و میل به طلاق می‌شود (کسلر^۲، ۲۰۰۲).

از جمله عوامل بین فردی دیگری که با پیشانی روانی در ارتباط است، مفهوم مثلث‌سازی در خانواده است (دهقانی ششده و یوسفی، ۱۳۹۸). مثلث‌سازی به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن یکی از زوجین، به‌جای حل تعارض به‌صورت مستقیم، فرد سوم (فرزند، والد، دوست یا...) را وارد تعامل می‌کند تا فشار هیجانی را از خود کاهش دهد (بوئن^۳، ۱۹۷۸). این الگو نه تنها به کاهش تنش منجر نمی‌شود، بلکه موجب پیچیده‌تر شدن روابط، افزایش احساس بی‌ثباتی و کاهش صمیمیت در رابطه می‌گردد (بوئرتین و مورتلمنز^۴، ۲۰۱۷). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که مثلث‌سازی با اضطراب، افسردگی و اختلالات روان‌شناختی رابطه معناداری دارد (ویلیس^۵ و همکاران، ۲۰۲۱؛ تجلی و صباغی، ۱۴۰۰؛ دهقانی ششده و یوسفی، ۱۳۹۸).

بر اساس نظریه بوئن (۱۹۷۸)، مثلث‌سازی به‌عنوان یک مکانیسم ناسالم در روابط خانوادگی، موجب افزایش

1. Firdaus, G.
2. Kessler, R. C.
3. Bowen, M.
4. Boertien, D & Mortelmans, D.
5. Willis, K.

تنش و کاهش صمیمیت بین زوجین می‌شود. مینوچین^۱ نیز در نظریه ساختاری خود اظهار می‌دارد، مثلث‌سازی با اتحاد دو نفر بر علیه یک نفر از اعضای خانواده، شخص منفرد را مورد حمله قرار می‌دهد و در درازمدت باعث تضعیف بنیاد خانواده می‌شود (حسینی، ۱۳۹۳). مطالعات دهقانی ششده و یوسفی (۱۳۹۸) نشان داده‌اند که این پدیده با کاهش رضایت زناشویی و افزایش پریشانی روان‌شناختی مرتبط است. به دلیل ارتباط نادرست و مخرب زنان و مردان در زندگی زناشویی و عدم رضایت آن‌ها از این رابطه باعث مثلث‌سازی در زوجین به معنای وارد کردن شخص سومی به رابطه دونفره، می‌گردد. کیفیت رابطه زناشویی با شکل‌گیری مثلث دستخوش تغییراتی می‌شود؛ یک زوج سالم می‌تواند با آرامش و در فضایی سالم در مورد مشکلات و احساسات خصوصی خود با یکدیگر صحبت کنند اما زوجینی که درگیر مثلث‌سازی می‌شوند، به انکار هرگونه اختلاف در رابطه‌شان پرداخته و صمیمیت بین آن‌ها از بین می‌رود (بوئرتین و مورتلنمز، ۲۰۱۷). مثلث‌سازی افراد را در معرض خطر ناسازگاری روانی قرار می‌دهد (فوسکو و بری^۲، ۲۰۱۶). شواهد پژوهشی نیز این مسئله را تأیید می‌کند. برای مثال، یافته‌های یک مطالعه نشان داد مثلث‌سازی با اختلال در عملکرد خانواده سبب اختلال عملکرد درون فردی و در نهایت باعث ناسازگاری روان‌شناختی می‌شود (کپوکی و نفوفیتو^۳، ۲۰۲۴). همچنین مثلث‌سازی باعث بروز انواع مشکلات روان‌شناختی در زوجین می‌شود و با میل به طلاق رابطه علی دارد (دهقانی ششده و یوسفی، ۱۳۹۸). در پژوهشی که به دنبال عوامل پیش‌بینی‌کننده مثلث‌سازی بود، مشخص شد بین مثلث‌سازی و روان‌رنجوری زنان رابطه معناداری وجود دارد و می‌توان از شناخت مثلث‌سازی در مشاوره‌های زوجی بهره جست و مطابق با آن روش‌های پیشگیرانه و مداخلات مناسبی را به کار گرفت. همچنین مثلث‌سازی علاوه بر رابطه معنادار با روان‌رنجوری با هیجانان مثبت و منفی نیز رابطه معنادار دارد (تجلی و صباغی، ۱۴۰۰)؛ بنابراین می‌توان گفت مثلث‌سازی متغیر بین فردی تأثیرگذاری بر سلامت روان افراد است و آثار هیجانی آن سبب به وجود آمدن انواع اختلالات روان‌شناختی می‌شود.

با توجه به مطالب ذکر شده پریشانی روان‌شناختی و مثلث‌سازی عوامل مؤثری در روابط بین فردی هستند که ریشه هیجانی دارند (کسلر، ۲۰۰۲؛ دهقانی ششده و یوسفی، ۱۳۹۸)؛ از جمله عوامل دیگری که سبب اختلال در روابط بین فردی می‌شود و ریشه در هیجانان دارد، ناگویی خلقی (الکستایمیا^۴) است (اورن^۵ و همکاران، ۲۰۱۹).

-
1. Minuchin, S.
 2. Fosco, G. M & Bray, B. C.
 3. Cepukiene, V & Neophytou, K.
 4. Alexithymia
 5. Evren, C.

وضعیتی که فرد در آن توانایی شناسایی، پردازش و ابراز احساسات خود را ندارد (هاو^۱ و همکاران، ۲۰۱۹). این ناتوانی باعث دشواری در تنظیم هیجانات و ارتباط مؤثر با دیگران می‌شود و به‌ویژه در روابط نزدیک همچون ازدواج، می‌تواند نقش منفی ایفا کند (رُسچ^۲ و همکاران، ۲۰۲۱). پژوهش‌ها گویای این موضوع است که سطح بالای ناگویی خلقی با تعداد گوناگونی از اختلالات روانی مانند روان‌رنجورخویی، اضطراب، افسردگی، سوء‌مصرف مواد، الکلیسم، پرخاشگری و پریشانی روانی رابطه معنادار دارد (خلیلی و همکاران، ۲۰۲۲؛ اورن و همکاران، ۲۰۱۹؛ رایس^۳ و همکاران ۲۰۱۹). همچنین در موارد شدید، ناگویی خلقی سبب بروز افکار خودآسیبی و خودکشی می‌شود (اعتمادی‌راد و همکاران، ۱۴۰۳). مطالعات نشان داده است که ویژگی‌های افراد دارای ناگویی خلقی راه را برای مشکلات آینده در زندگی بین فردی و زناشویی هموار می‌کند (خلیلی و همکاران، ۲۰۲۲). در مسائل زناشویی، ناتوانی در شناسایی و بیان هیجانات، منجر به تشدید تعارضات و کاهش تاب‌آوری روانی زوجین می‌شود (بگبی^۴ و همکاران، ۱۹۹۴). پژوهش‌های اخیر (ایلیایی‌فر و همکاران، ۱۴۰۲) نیز نقش این متغیر را در افزایش اختلالات هیجانی و بین فردی تأیید کرده‌اند. مطالب مختلف در زمینه روانشناسی رشد گویای آن است که صلاحیت‌های اجتماعی و رشد شناختی و هیجانی فرد، تحت تأثیر مستقیم خانواده و ارتباط افراد در آن قرار دارد؛ بنابراین تعجب ندارد که کودکان در محیط خانوادگی با عملکرد مختل دچار ناگویی خلقی باشند (ارجمند‌دورانی و همکاران، ۱۴۰۰). لذا ناگویی خلقی یک متغیر بین فردی تأثیرگذار می‌باشد که ریشه هیجانی دارد و می‌تواند زندگی آینده افراد را تحت تأثیر قرار داده و موجب پریشانی و طلاق زوجین شود (خلیلی و همکاران، ۲۰۲۲).

برخی شواهد حاکی از آن‌اند که ناگویی خلقی می‌تواند نقش میانجی بین تجارب بین فردی (مثلث‌سازی) و واکنش‌های روان‌شناختی (پریشانی روانی) ایفا کند؛ به عبارت دیگر، افرادی که در روابطشان دچار مثلث‌سازی می‌شوند، به‌مرورزمان در شناخت و بیان احساسات دچار مشکل می‌شوند که این موضوع موجب تشدید پریشانی روانی می‌گردد (سیدلر^۵ و همکاران، ۲۰۲۱؛ فانگ^۶ و همکاران، ۲۰۲۰). در پژوهش سیدلر و همکاران (۲۰۲۱) ناگویی خلقی، نقش میانجی در بین تأثیر احساس شرم بر پریشانی روان‌شناختی دارد؛ احساس شرم وقتی با ناتوانی فرد در شناسایی و بیان احساسات خویش همراه شود می‌تواند باعث سردرگمی و به وجود آمدن اختلالات روان‌شناختی شود. همچنین ناگویی خلقی نقش میانجی را در تأثیر اختلال استرس پس از سانحه بر

1. Hao, Z.
2. Rösch, S. A.
3. Rice, S. M.
4. Bagby, R. M.
5. Seidler, Z. E.
6. Fang, S.

روی پریشانی روانی دارد؛ شدت این علائم ناراحتی تحت تأثیر نحوه دفاع روان‌شناختی آن‌ها و توانایی آن‌ها در شناسایی، بیان و پردازش احساسات ناراحت‌کننده بود (فانگ و همکاران، ۲۰۲۰).

در مورد نقش ناگویی خلقی و مثلث‌سازی بر پریشانی، پژوهش نیکو آبکنار (۱۳۹۷) با عنوان، پیش‌بینی کیفیت ابعاد رابطه زناشویی بر اساس مثلث‌سازی و دشواری تنظیم هیجانی در کارمندان دانشگاه علوم پزشکی شهر بندرعباس، بیان داشت که متغیرهای پژوهش با یکدیگر در ارتباط بوده و دشواری تنظیم هیجان و مثلث‌سازی توان پیش‌بینی کیفیت ابعاد رابطه زناشویی را دارند. بر همین اساس، پژوهش حاضر در پاسخ به یک شکاف مهم در ادبیات پژوهش طراحی شده است؛ با وجود مطالعات متعدد درباره رابطه مثلث‌سازی، ناگویی خلقی و پریشانی روانی به صورت مجزا، هیچ پژوهشی به بررسی نقش میانجی ناگویی خلقی در رابطه بین مثلث‌سازی و پریشانی روانی در زوجین در آستانه طلاق نپرداخته است؛ بنابراین هدف این پژوهش آن است که با بررسی این مدل مفهومی، به درک عمیق‌تری از عوامل روان‌شناختی مؤثر بر تعارضات زناشویی و تصمیم به طلاق برسد.

باتوجه به توضیحات فوق اهمیت پرداختن به اختلال پریشانی روان‌شناختی و عوامل تأثیرگذار بر آن به دلیل تأثیر این اختلال بر روابط بین فردی بخصوص روابط زوجین بیش‌ازپیش احساس می‌شود. همچنین عدم کار بر روی پریشانی روان‌شناختی و عوامل مؤثر بر آن، افزایش این اختلال را در پی دارد که یکی از نتایج تأسف بار این افزایش بالا رفتن اختلافات زوجین و طلاق می‌باشد. افزایش روزافزون آمار طلاق در جامعه پژوهشگران را بر آن داشته است که زمینه‌ها و عوامل بروز طلاق را مشخص و در جهت کاهش این عوامل تلاش‌های متمر ثمری انجام دهند. لذا با توجه مطالب بیان‌شده، می‌توان نقش مثلث‌سازی و نوع روابط اعضا در خانواده که می‌توانند بر روی هیجان‌ات و توانایی بروز این هیجان‌ات در اعضا تأثیر بگذارند و دوام روابط زناشویی آینده افراد را پیش‌بینی کنند، مؤثر دانست. امید است نتایج این پژوهش بتواند مبنای مداخلات پیشگیرانه و درمانی مؤثر همچون مداخلات مبتنی بر هیجان‌مداری و تنظیم هیجان در فرآیندهای درمانی زوجین قرار گیرد و سبب کاهش عوامل تأثیرگذار بر پریشانی روان‌شناختی و در پی آن کاهش اختلافات زناشویی و طلاق شود.

روش‌شناسی

این پژوهش از نظر ماهیت داده‌ها یک پژوهش کمی است و از روش تحقیق توصیفی-همبستگی، مدل‌معدلات ساختاری در قالب تحلیل مسیر استفاده شد. مثلث‌سازی متغیر پیش‌بین، پریشانی روان‌شناختی متغیر ملاک و ناگویی خلقی متغیر میانجی بود. جامعه آماری این پژوهش عبارت است از کلیه متقاضیان طلاق در نیم سال اول (بهار و تابستان) ۱۴۰۲ شهرستان مشهد که برای طی کردن مراحل طلاق به مراکز مشاوره صلاحیت‌دار (مرکز

مشاوره صدقاتی، ناصر، آرامش، سلامت و روان نو) مراجعه می‌کردند. بر اساس پژوهش‌های مختلف در مدل‌یابی معادلات ساختاری حجم نمونه حداقل ۲۰۰ نفر باید در نظر گرفته شود (هومن، ۱۳۹۷)؛ با توجه به اهمیت پژوهش حجم نمونه ۳۰۰ نفر (۱۵۰ زن و ۱۵۰ مرد) از متقاضیان در نظر گرفته شد. روش نمونه‌گیری در دسترس و به صورت داوطلبانه بود. پرسشنامه‌های استفاده‌شده در این پژوهش به شرح زیر هستند:

۱- مقیاس مثلث‌سازی یوسفی و بهرامی (۱۳۹۴): این پرسشنامه شامل ۱۶ ماده است که بر اساس نظریه ساختاری مینوچین (۱۹۷۴) ساخته شده است و روی یک طیف پنج‌درجه‌ای از کاملاً موافقم تا کاملاً مخالفم نمره‌گذاری می‌شود و میل به مقابله با مشکلات ارتباطی از طریق دخیل کردن شخص ثالث را ارزیابی می‌کند. این مقیاس شامل سه خرده مقیاس مثلث‌سازی منفی شامل گویه‌های (۴-۸-۹-۱۰-۱۱-۱۴-۱۵-۱۶)، پشتیبان شامل گویه‌های (۱-۲-۳-۵-۶-۷) و مثلث‌سازی با فرزند شامل گویه‌های (۱۲-۱۳) است که حاصل تحلیل عوامل اکتشافی می‌باشد. همسانی درونی هر خرده مقیاس تقریباً (۰/۸۰) می‌باشد. بهرامی و یوسفی (۱۳۹۱) برای روایی سازه‌ی آن تحلیل عامل تأییدی، تحلیل عامل اکتشافی، تحلیل و همبستگی هر سؤال با نمره کل را گزارش کرده‌اند، همچنین روایی همگرایی آن را تأیید کرده‌اند. گویه‌های هر یک از سه خرده مقیاس و همسانی درونی هر خرده مقیاس را نشان می‌دهد.

این مقیاس دارای نمره برش ۴۸ همچنین کران بالای ۶۴ و کران پایین ۲۳ می‌باشد (بهرامی و یوسفی، ۱۳۹۱). روایی صوری آن توسط متخصص تأییدشده و همسانی درونی آن از طریق آلفای کرونباخ بررسی شد ($\alpha = 0/874$) که قابل قبول بود. لازم به ذکر است در پژوهش حاضر نمره کل مثلث‌سازی مدنظر بود. روایی سازه، همگرا و واگرایی این ابزار توسط یوسفی و بهرامی (۱۳۹۴) بررسی و قابل اطمینان گزارش شده است. پایایی بازآزمایی این مقیاس توسط یوسفی پس از دو هفته اجرا ($r = 0/8$) گزارش شده است. همچنین مقدار شاخص‌های تطبیقی TLI و CFI در حدود ۰/۹ بود. مقدار RMSEA نیز به‌عنوان مهم‌ترین شاخص برازش کلی نشان داد که به‌طور کلی الگوی مثلث‌سازی از برازش مناسبی برخوردار و قابل قبول بود. شاخص هولتر نیز در مدل برابر با ۱۲۷ در سطح ۰/۰۵ و ۱۳۹ در سطح ۰/۰۱ است که نشان می‌دهد حجم نمونه برای بررسی برازش مدل تأییدی مقیاس مثلث‌سازی کافی بوده است (دهقانی ششده و یوسفی، ۱۳۹۸). جهت بررسی روایی این پرسشنامه از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد که ساختار سه عاملی مقیاس از برازش مطلوبی برخوردار است ($\chi^2/df = 2/762$)، $GFI = 0/979$ ، $CFI = 0/981$ ، $IFI = 0/983$ ، $RMSEA = 0/056$. در بررسی پایایی، آلفای کرونباخ برای مثلث‌سازی منفی برابر با ۰/۶۷، مثلث‌سازی پشتیبان برابر با ۰/۷۰ و مثلث‌سازی با فرزند برابر با ۰/۶۵ به دست آمد. این ضریب برای کل مقیاس ۰/۸۰ بود.

نقش میانجی ناگویی خلقی در ارتباط بین مثلثسازی و پریشانی روان‌شناختی؛ صداقتی راد و همکاران | ۱۵۳

۲- پرسشنامه پریشانی روان‌شناختی کسلر فرم ۱۰ سؤالی (K-10): مقیاس‌های پریشانی روان‌شناختی کسلر ویژه شناسایی اختلالات روانی در جمعیت عمومی توسط کسلر و همکارانش (۲۰۰۲) به دو صورت ۱۰ سؤالی (K-10) و ۶ سؤالی (K-6) تدوین شده و در مطالعات مختلف مورداستفاده قرار گرفته است (کسلر و همکاران، ۲۰۰۲). سؤالات این دو فرم به صورت لیکرتی از (هیچ‌وقت) تا (همیشه) است و از ۰ تا ۴ نمره‌گذاری می‌شود و دارای نمره کل هستند و زیر مقیاس ندارند؛ لذا حداکثر نمره در (K-10) برابر با ۴۰ می‌باشد. فرم ۱۰ سؤالی شامل ۱۰ سؤال است که اختلال روان‌شناختی خاصی را هدف قرار نمی‌دهد، اما در مجموع سطح اضطراب و علائم افسردگی را که فرد طی چند هفته اخیر تجربه کرده، مشخص می‌نماید. کسلر و همکاران برای ساختن این مقیاس ابتدا ۵ هزار سؤال را از منابع مختلف گردآوری نموده و طبقه‌بندی کردند و پس از طبقه‌بندی آن‌ها بر اساس اختلالات روانی موجود، تعداد سؤال‌ها را به ۴۵ و سپس به ۳۲ سؤال کاهش دادند. با اجرای اولیه پرسشنامه آن‌هم به شکل تلفنی و انجام تحلیل‌های آماری توانستند نسخه‌های ۱۰ و ۶ سؤالی را استخراج نمایند. نمره برش ۲۷ در آزمون (K-10) در جمعیت مورد مطالعه می‌تواند با احتمال ۷۶/۵ درصد یک فرد واقعاً بیمار را بیمار و با احتمال ۸۴/۵ درصد یک فرد واقعاً سالم را سالم تشخیص دهد. همچنین این مقیاس دارای کران بالای ۳۰ و کران پایین ۱۰ می‌باشد (کسلر و همکاران ۲۰۰۲). مطالعات فوروکاووا و همکاران (۲۰۰۳) نشان داد که پرسشنامه (K-10) دارای روایی ۰/۹۲ و پایایی ۰/۹۱ می‌باشد. در پژوهشی که یعقوبی (۱۳۹۴) برای ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه انجام داد، در رابطه با پایایی نتایج تحلیل‌های آماری حاکی از آن است که این پرسشنامه دارای همسانی درونی (۰/۹۳) مناسب و قابل قبولی است؛ همچنین اعتبار ملاکی این پرسشنامه تأیید شد. مطالعات مختلف (فوروکاووا^۱ و همکاران، ۲۰۰۳) نشان داده‌اند که پرسشنامه (K-10) از اعتبار و پایایی مطلوبی برخوردار است. در بررسی روایی این مقیاس از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد که این مقیاس از روایی تأییدی مطلوبی برخوردار است ($\chi^2/df=1/789$, $GFI=0/982$, $CFI=0/993$, $IFI=0/993$, $RMSEA=0/032$). در بررسی پایایی، آلفای کرونباخ برای این مقیاس ۰/۹۳ بود.

۳- مقیاس ناگویی خلقی تورنتو-۲۰ نسخه فارسی^۲ (FTAS-20): یک آزمون ۲۰ سؤالی است و سه زیر مقیاس دشواری در تشخیص احساس‌ها (شامل ۷ ماده)، دشواری در توصیف احساس‌ها (شامل ۵ ماده) و تفکر عینی (شامل ۸ ماده) را در اندازه‌های پنج‌درجه‌ای لیکرت از نمره ۱ (کاملاً مخالف) تا نمره ۵ (کاملاً موافق) می‌سنجد. یک نمره کل نیز برای ناگویی خلقی کلی محاسبه می‌شود. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ناگویی خلقی تورنتو-

1. Furukawa, T. A.

2. Persian Version of Toronto Alexithymia Scale-20

۲۰ در پژوهش‌های متعدد بررسی و تأیید شده است (بگبی و همکاران، ۱۹۹۴). در نسخه فارسی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو-۲۰، ضرایب آلفای کرونباخ برای ناگویی هیجانی کل و سه زیر مقیاس دشواری در شناسایی احساس‌ها شامل گویه‌های (۱-۳-۶-۷-۹-۱۳-۱۴)، دشواری در توصیف احساس‌ها شامل گویه‌های (۲-۴-۱۱-۱۲-۱۷) و تفکر عینی شامل گویه‌های (۵-۸-۱۰-۱۵-۱۶-۱۸-۱۹-۲۰) به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲، ۰/۷۵ و ۰/۷۲ محاسبه شد که نشانه همسانی درونی خوب مقیاس این پرسشنامه است؛ همچنین پایایی بازآزمایی در یک نمونه ۶۷ نفری در دانشجویان در مقطع کارشناسی در دو نوبت با فاصله ۴ هفته از ۰/۸۰ تا ۰/۸۷ برای ناگویی خلقی کل و زیرمقیاس‌های مختلف آن به دست آمد (بشارت، ۱۳۹۲).

این مقیاس دارای نمره برش ۶۰ همچنین کران بالای ۷۶ و کران پایین ۲۶ می‌باشد (بشارت، ۱۳۹۲). در بررسی روایی این پرسشنامه از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد که ساختار سه عاملی پرسشنامه از روایی تأییدی مطلوبی برخوردار است. شاخص‌های برازش در سطح مطلوبی بودند ($\chi^2/df=2/893$ ، $GFI=0/962$ ، $CFI=0/957$ ، $RMSEA=0/066$ ، $IFI=0/963$). در بررسی پایایی، آلفای کرونباخ برای دشواری در شناسایی احساسات برابر با ۰/۷۸، دشواری در توصیف احساسات برابر با ۰/۶۳ و تفکر عینی برابر با ۰/۶۱ به دست آمد. این ضریب برای کل مقیاس ۰/۷۵ بود.

روش نمونه‌گیری در دسترس و به‌صورت داوطلبانه بود. افرادی که در نیم سال اول ۱۴۰۲ (بهار و تابستان) پس از ثبت تقاضای طلاق برای طی کردن مراحل طلاق به مراکز مشاوره مراجعه کرده بودند به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. پس از اطلاع‌رسانی در مورد هدف پژوهش و کسب رضایت آگاهانه، در صورت تمایل پرسشنامه‌های تهیه‌شده در اختیارشان قرار داده شد. شرکت‌کنندگان به‌صورت فردی و در فضای مناسب و آرام به پرسشنامه‌ها پاسخ دادند. مدت زمان تکمیل پرسشنامه‌ها حدود ۱۵ دقیقه بود. پس از تکمیل، پرسشنامه‌ها جمع‌آوری و برای تحلیل آماری آماده شدند. تمام مراحل پژوهش با رعایت اصول اخلاقی و محرمانگی اطلاعات انجام شد. ملاک‌های ورود در این پژوهش عبارت بود از: ارجاع از دفاتر قضایی به مراکز مشاوره برای مشاوره قبل از طلاق، گذشت حداقل ۱ سال از ازدواج، رضایت قلبی برای دریافت خدمات مشاوره و قصد جدی برای ادامه زندگی زناشویی در صورت مؤثر بودن مشاوره. از طرفی ملاک‌های خروج در این پژوهش شامل مصرف داورهای روان‌پزشکی و دریافت خدمات مشاوره هم‌راستا از سوی مراکز درمانی دیگر بود.

لازم به ذکر است که در این پژوهش از روش مدل معادلات ساختاری در قالب تحلیل مسیر استفاده شد. در این مدل داده‌ها به‌صورت ماتریس‌های کواریانس یا همبستگی درآمده و یک مجموعه معادلات رگرسیون بین متغیرها تدوین می‌شود. بعد از گردآوری نمونه‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS.25 و AMOS تحلیل آماری انجام شد.

یافته‌ها

شرکت کنندگان در این پژوهش ۳۰۰ نفر (۱۵۰ زن و ۱۵۰ مرد) در آستانه طلاق تشکیل می‌دادند؛ که میانگین سن زنان ۳۰/۴۷ و میانگین سن مردان ۳۵/۹۹ است. میانگین و انحراف معیار کل نمونه نیز ۳۲/۲۳ و ۹/۱۷ است. میانگین و انحراف معیار سال‌های زندگی مشترک نیز به ترتیب ۹/۴۷ و ۷/۱۶ با دامنه ۱ تا ۳۶ سال بود. توزیع نمونه بر اساس تعداد فرزندان نشان‌دهنده آن است که ۴۶/۷ درصد شرکت کنندگان بدون فرزند بوده‌اند. ۲۳ درصد دارای یک فرزند، ۱۹/۳ درصد دارای دو فرزند و ۱۱ درصد دارای سه فرزند یا بیشتر بوده‌اند. توزیع نمونه بر اساس میزان تحصیلات نشان می‌دهد که ۷۱/۷ درصد از کل شرکت کنندگان تحصیلات دیپلم داشته‌اند. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهشی در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	خرده مقیاس‌ها	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
مثلث‌سازی	مثلث‌سازی منفی	۸	۲۹	۱۸/۲۵	۴/۷۵	۰/۲۰	-۰/۶۵
	مثلث‌سازی پشتیبان	۶	۲۸	۱۶/۳۹	۴/۱۴	۰/۲۸	-۰/۲۱
	مثلث‌سازی با فرزند	۱	۱۰	۵/۷۹	۲/۱۳	-۰/۲۳	-۰/۱۷
	نمره کل	۲۳	۶۴	۴۰/۴۳	۸/۲۱	۰/۳۴	-۰/۳۸
ناگویی خلقی	دشواری در شناسایی احساسات	۷	۳۰	۱۷/۵۹	۵/۰۳	۰/۳۵	-۰/۵۰
	دشواری در توصیف احساسات	۶	۲۳	۱۳/۷۲	۳/۷۵	۰/۲۴	-۰/۵۸
	تفکر عینی	۱۱	۲۹	۱۹/۸۴	۳/۸۴	-۰/۱۳	-۰/۲۳
	نمره کل	۲۶	۷۶	۵۱/۱۵	۹/۷۶	۰/۱۹	-۰/۴۵
پریشانی روان‌شناختی		۰	۴۰	۱۷/۵۸	۱۰/۵۵	۰/۲۱	-۰/۸۷

جدول ۱ نشان می‌دهد که در میان ابعاد مثلث‌سازی بعد مثلث‌سازی منفی از بالاترین و مثلث‌سازی با فرزند از کمترین میانگین برخوردار است (۱۸/۲۵ در برابر ۵/۷۹). در میان ابعاد ناگویی خلقی نیز، تفکر عینی بیشترین (۱۹/۸۴) و دشواری در توصیف احساسات کمترین (۱۳/۷۲) میانگین را داراست. میانگین و انحراف معیار پریشانی روان‌شناختی نیز به ترتیب ۱۷/۵۸ و ۱۰/۵۵ است. با توجه به آنکه ضرایب همبستگی میان متغیرها مبنای معادلات ساختاری است، ابتدا به بررسی ماتریس همبستگی متغیرها پرداخته شد. نتایج در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۴
پیشانی روان‌شناختی	۱		
مثلث‌سازی	**۰/۲۷	۱	
ناگویی خلقی	**۰/۴۰	*۰/۱۴	۱

* معنی‌دار در سطح کمتر از ۰/۰۵ ** معنی‌دار در سطح کمتر از ۰/۰۱

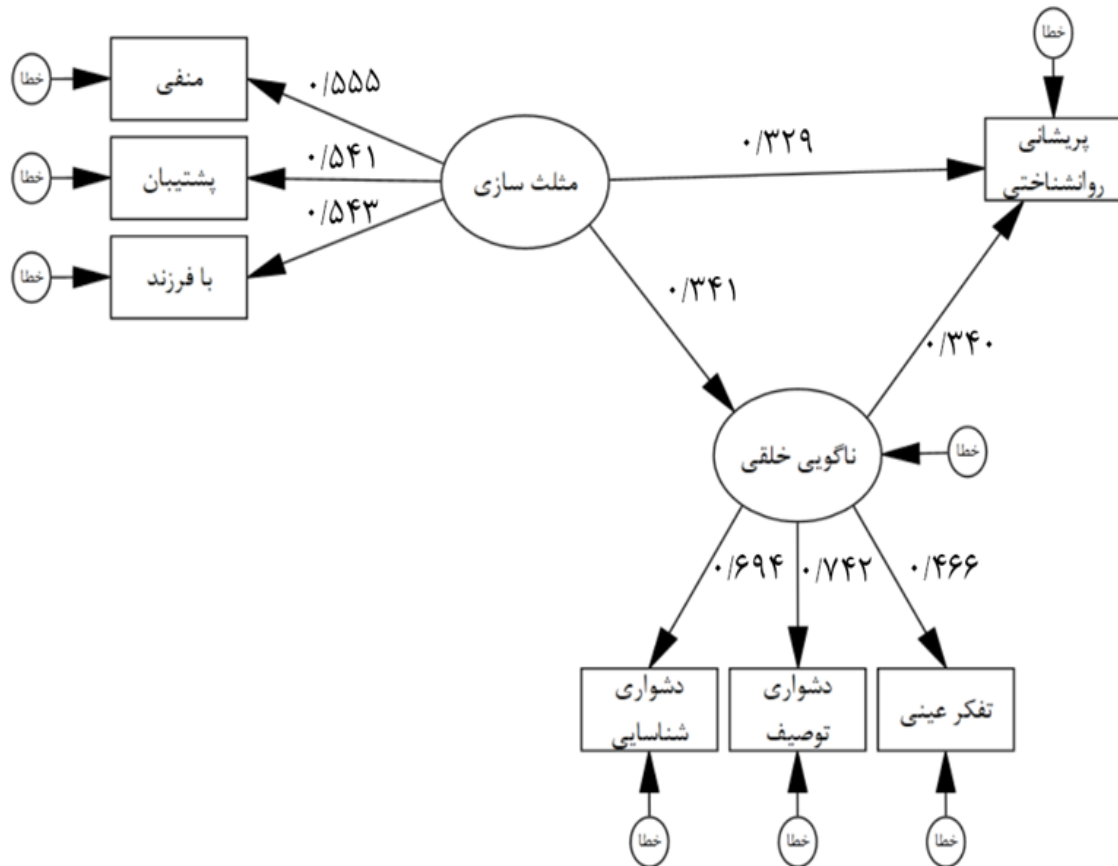
جدول ۲ نتایج بررسی همبستگی میان متغیرهای اصلی پژوهش را با آزمون ضریب همبستگی پیرسون نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای مثلث‌سازی با ضریب (۰/۲۷) و ناگویی خلقی با ضریب (۰/۴۰) همبستگی معناداری در سطح خطای (۰/۰۱) با متغیر پیشانی روان‌شناختی در میان نمونه‌ها دارند. فرضیه دیگری که باید مورد بررسی قرار گیرد، میانجی‌گری ناگویی خلقی در رابطه بین مثلث‌سازی و پیشانی روان‌شناختی است که در ادامه به آزمون آماری این فرضیه پرداخته می‌شود. شاخص‌های برازش این مدل معادلات ساختاری در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳. شاخص‌های برازندگی مدل پیش‌بینی پیشانی روان‌شناختی بر اساس مثلث‌سازی و ناگویی خلقی

شاخص‌ها	ملاک	ضرایب	وضعیت
χ^2/df	<۳	۲/۶۰۴	مطلوب
RMSEA	<۰/۰۸	۰/۰۷۳	مطلوب
IFI	>۰/۹۰	۰/۹۳۹	مطلوب
CFI	>۰/۹۰	۰/۹۳۷	مطلوب
GFI	>۰/۹۰	۰/۹۷۲	مطلوب

جدول ۳ نشان می‌دهد که شاخص‌های برازش مدل در سطح مطلوبی قرار دارند. نسبت خبی دو بر درجه آزادی برابر با ۲/۶۰۴ می‌باشد که از میزان ۳ کمتر است و مورد تأیید قرار می‌گیرد. میزان شاخص RMSEA نیز ۰/۰۷۳ است که از میزان ۰/۰۸ کمتر و مورد قبول است. میزان شاخص‌های IFI ۰/۹۳۹، CFI ۰/۹۳۷، GFI ۰/۹۷۲ است که هر سه این شاخص‌ها از میزان ۰/۹ بیشتر و مورد قبول هستند در نتیجه می‌توان بیان کرد که به‌طور کلی شاخص‌های برازش مدل مورد قبول می‌باشند. بر این اساس ضرایب مسیر استاندارد شده در شکل ۱ ارائه شده است.

شکل ۱. ضرایب مسیر استاندارد مدل پیش‌بینی پریشانی روانشناختی بر اساس مثلث سازی و ناگویی خلقی



بر اساس سایر نتایج میزان واریانس تبیین شده پریشانی روانشناختی بر اساس متغیرهای پیش‌بین برابر با $R^2=0/300$ بود. بدین معنی که متغیرهای پیش‌بین ۳۰ درصد از تغییرات پریشانی روانشناختی را تبیین می‌کنند. بررسی ضریب مسیر در جدول ۴ آورده شده است.

جدول ۴. ضریب مسیر مثلث سازی به پریشانی روانشناختی با نقش میانجی ناگویی خلقی

سطح اطمینان ۹۵ درصد		سطح معناداری	β	B	مسیرها
کرانه بالا	کرانه پائین				
۰/۲۰۰	۰/۰۴۴	۰/۰۰۱	۰/۱۱۶	۰/۴۶۴	مثلث سازی (ناگویی خلقی) ← پریشانی روانشناختی

جدول ۴ نشان می‌دهد که اثر غیرمستقیم مثلث سازی بر پریشانی روانشناختی با نقش میانجی ناگویی خلقی مثبت و معنادار است ($P \leq 0/001$, $\beta = 0/116$). بر این اساس چنین استنباط می‌شود که مثلث سازی به واسطه

ناگویی خلقی بر پریشانی روان‌شناختی اثر غیرمستقیم دارد و با افزایش مثلث‌سازی میزان ناگویی خلقی و پریشانی روان‌شناختی زنان و مردان در آستانه طلاق افزایش می‌یابد و بالعکس.

بحث و نتیجه‌گیری

در این بخش به تبیین یافته‌های پژوهش پرداخته می‌شود. یافته اول پژوهش نشان داد که مثلث‌سازی با پریشانی روان‌شناختی زنان و مردان در آستانه طلاق رابطه مثبت و معناداری دارد. این رابطه نشان می‌دهد که هرچه الگوهای مثلث‌سازی در روابط زناشویی بیشتر باشد، احتمال تجربه اضطراب، افسردگی و آشفتگی روانی نیز در این زوجها افزایش می‌یابد. در بافت خاص زوج‌های در آستانه طلاق، سطح بالای تنش، عدم اعتماد و شکست در حل و فصل تعارضات باعث می‌شود که افراد برای کاهش اضطراب، به شکل‌گیری روابط جانبی (مثلی) روی آورند. این راهبرد ناپایدار، در کوتاه‌مدت ممکن است تسکین‌دهنده به نظر برسد، اما در بلندمدت به تثبیت تنش‌ها و تقویت چرخه‌ی تعارض منجر می‌شود. نتایج پژوهش‌های پیشین مانند دهقانی‌شده و یوسفی (۱۳۹۸) و نیکوآبکنار (۱۳۹۷) نیز این ارتباط را تأیید کرده‌اند.

در زوج‌هایی که در آستانه طلاق هستند، فضای روانی پرتنش موجب می‌شود مثلث‌سازی به شکل ناهشیار به‌عنوان مکانیزم دفاعی برای گریز از رویارویی مستقیم با تعارض به کار گرفته شود. این روند، با افزایش تعارضات حل‌نشده و فرسایش ارتباط هیجانی، زمینه را برای افزایش پریشانی روان‌شناختی فراهم می‌سازد؛ بنابراین، مثلث‌سازی در این گروه از زوجها، نه تنها نتیجه نمی‌دهد بلکه یکی از عوامل حفظ‌کننده‌ی وضعیت بحرانی محسوب می‌شود. همچنین، مثلث‌سازی می‌تواند زمینه‌ساز افزایش استرس، اضطراب و احساس درماندگی در رابطه شود. در این وضعیت، زوجین به‌جای مواجهه سازنده با مشکل، به رفتارهایی مانند تحریک عاطفی، تهدید به ترک رابطه یا درگیر کردن اشخاص ثالث روی می‌آورند که خود موجب تشدید گسست عاطفی می‌شود. این الگو به شکل یک چرخه منفی باعث تشدید فشار روانی و درنهایت افزایش احتمال جدایی می‌گردد.

یافته دوم پژوهش نشان داد که ناگویی خلقی نقش میانجی در رابطه بین مثلث‌سازی و پریشانی روان‌شناختی دارد. این یافته نشان می‌دهد که مثلث‌سازی نه تنها به‌طور مستقیم بلکه به شکل غیرمستقیم نیز از طریق کاهش توانایی در بیان هیجانات نیز بر سلامت روانی زوجین تأثیر منفی می‌گذارد. در شرایط بحرانی مانند مراحل پایانی رابطه زناشویی، گفت‌وگوی هیجانی و صریح دشوارتر می‌شود و افراد اغلب برای محافظت از خود، احساساتشان را سرکوب می‌کنند. این سرکوب هیجانی همان ناگویی خلقی است که با

کاهش ارتباط مؤثر، سوء برداشت و تنش عاطفی همراه می‌شود.

در واقع، زوج‌هایی که دچار مثلث‌سازی هستند، اغلب فاقد مهارت‌های تنظیم هیجانی مؤثر می‌باشند. این ناتوانی در ابراز احساسات، ارتباط کلامی و هیجانی را ضعیف کرده و موجب می‌شود اختلافات حل‌نشده باقی بمانند. ناگویی خلقی به‌عنوان یک مکانیزم ناهشیار در پاسخ به فشار روانی مثلث‌سازی عمل می‌کند و در نتیجه، به‌طور غیرمستقیم سطح پریشانی روان‌شناختی افزایش می‌یابد. افرادی که به‌طور هم‌زمان درگیر روابط مثلی هستند و سطح بالایی از ناگویی خلقی دارند، با ریسک بالاتری از آشفتگی روانی مواجه‌اند، چراکه نه تنها در محیطی پر تنش قرار دارند، بلکه توانایی لازم برای پردازش و ابراز احساسات نیز در آن‌ها تضعیف شده است. در نتیجه، افزایش ناگویی خلقی می‌تواند نقش مهمی در سوق دادن رابطه به سمت فروپاشی ایفا کند.

بر اساس این یافته‌ها، ضرورت دارد مداخلاتی هدفمند برای زوجین در آستانه طلاق طراحی شود که تمرکز آن‌ها بر کاهش رفتارهای مثلث‌سازی و ارتقاء مهارت‌های هیجانی باشد. آموزش مهارت‌های ارتباطی، تقویت خوددافشایی هیجانی و استفاده از رویکردهایی مانند درمان متمرکز بر هیجان (EFT) و درمان‌های سیستمی می‌توانند در بهبود کیفیت ارتباط، کاهش پریشانی روان‌شناختی و پیشگیری از طلاق مؤثر واقع شوند.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Sajad Sedaghati Rad

Yasser Rezapour Mirsaleh

Zahra Jahanbakhshi



<https://orcid.org/0000-0003-4299-8713>



<https://orcid.org/0000-0002-7308-6912>



<https://orcid.org/0000-0002-2839-9960>

منابع

- ارجمند داورانی، راضیه؛ موسوی نسب، سید محمد؛ و تاشک، آناهیتا. (۱۴۰۰). بررسی مدل علی شیوه‌های فرزندپروری و آمادگی به اعتیاد مواد با نقش واسطه‌ای پرخاشگری و ناگویی خلقی. *فصلنامه خانواده‌پژوهی*، ۶۷، ۴۵۳-۴۳۹.
- اصغری، فرهاد؛ عیسی پور هفتخانی، خدیجه؛ و قاسمی جوبنه، رضا. (۱۳۹۷). اثربخشی آموزش تنظیم هیجان بر فرسودگی زناشویی و طلاق عاطفی زنان متقاضی طلاق. *فصلنامه مددکاری اجتماعی*، ۷(۱)، ۱۴-۲۱.
- اعتمادی‌راد، نسترن؛ ملکی، سمانه؛ افتخاری، نجمه و زارعی، ثمانه. (۱۴۰۳). تأثیر شناخت درمانی مبتنی بر ذهن آگاهی بر ناگویی هیجانی، اجتناب تجربه‌ای و نشخوارفکری در افراد مبتلا به خودآسیبی بدون قصد خودکشی. *نشریه روان‌پرستاری*، ۱۲(۳)، ۳۸-۵۱.
- امین‌الرعایا، رضوان. (۱۳۹۵). مقایسه کیفی ویژگی‌های ارتباطی خانواده مبدأ در زنان مطلقه و غیرمطلقه، پایان‌نامه برای دریافت مدرک کارشناسی ارشد، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی.
- ایلیایی فر، سیده گوهر تاج؛ حاجی‌باقری، سارا؛ فرجامی، مریم و انوشه، فریبا. (۱۴۰۲). تأثیر سبک‌های دلبستگی و ناگویی هیجانی بر پریشانی روان‌شناختی با میانجیگری ذهنی سازی در پرستاران. *نشریه مدیریت پرستاری*، ۱۲(۳)، ۶۴-۷۷.
- تجلی، گلزار؛ و صباغی، سمیه. (۱۴۰۰). پیش‌بینی مثلث‌سازی بر اساس ابعاد انطباق‌پذیری خانوادگی، انسجام، ویژگی‌های شخصیت خود و همسر و تجربه‌های هیجانی نسبت به همسر در زنان متأهل. *مجله روانشناسی و روان‌پزشکی شناخت*، ۸(۱)، ۱-۱۴.
- جلالی تهرانی، سید محمد احسان. (۱۳۹۹). اثربخشی زوج‌درمانی هیجان‌مدار بر رضایتمندی زناشویی و احساس تنهایی در زوجین متقاضی طلاق. *فصلنامه ایده‌های نوین روانشناسی*، ۵(۲)، ۲۵-۳۴.
- حسینی، سید مهدی. (۱۳۹۳). *مشاوره و روان‌درمانی خانواده*. تهران: انتشارات آوای نور.
- دهقانی ششده، زهرا؛ و یوسفی، زهرا. (۱۳۹۸). مدل‌سازی مدل‌یابی معادلات ساختاری میل به طلاق بر اساس متغیرهای سیستمی (مثلث‌سازی، رابطه با همسر) و متغیرهای روان‌شناختی (توافق‌پذیری و شیوه‌های کنترل) و متغیر اجتماعی (نحوه گذراندن اوقات فراغت) مادران شهر اصفهان. *فصلنامه خانواده‌پژوهی*، ۵۷، ۱۷۰-۱۵۵.
- رحیمی، زهرا؛ اسماعیلی، حبیب‌اله؛ تقی‌پور، علی؛ موسی فرخانی، احسان؛ و جمالی، جمشید. (۱۳۹۹). ارزیابی شیوع پریشانی روانی و عوامل جمعیت‌شناختی مرتبط با آن در جمعیت ۱۸ تا ۶۵ سال استان خراسان رضوی: یک مطالعه مقطعی در ابعاد بسیار بزرگ. *مجله اپیدمیولوژی ایران*، ۱۶(۴)، ۳۱۵-۳۲۴.
- عراقی، یحیی؛ برازیان، سعیده؛ امیری‌مجد، مجتبی و قمری، محمد. (۱۳۹۹). مقایسه اثربخشی آموزش گروهی به شیوه فراشناخت و رویکرد مبتنی بر پذیرش و تعهد بر کاهش ناامیدی زوجین متقاضی طلاق. *فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی*، ۱۱(۴۳)، ۲۳۷-۲۶۶.

نقش میانجی ناگویی خلقی در ارتباط بین مثلثسازی و پریشانی روان‌شناختی؛ صداقتی راد و همکاران | ۱۶۱

محمودپور، عبدالباسط؛ شیری، طاهره؛ فرحبخش، کیومرث؛ و ذوالفقاری، شادی (۱۳۹۹). پیش‌بینی گرایش به طلاق بر اساس دل‌زدگی زناشویی و تحمل پریشانی با میانجی‌گری احساس تنهایی در زنان متقاضی طلاق. *فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی*، ۱۱(۴۲)، ۱۲۱-۱۴۱.

نامنی، ابراهیم؛ کیندوری، امیرحسین و محمدی‌حسینی، سیداحمد (۱۴۰۴). اثربخشی آموزش یکپارچه‌نگر توحیدی بر بهزیستی روان‌شناختی، عزت‌نفس و شادکامی زنان پس از تجربه طلاق. *فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی*، ۱۶(۶۱)، ۱۲۳-۱۵۶.

نیکو آبکنار، بهزاد. (۱۳۹۷). *پیش‌بینی کیفیت ابعاد رابطه زناشویی بر اساس مثلث‌سازی و دشواری تنظیم هیجانی در کارمندان دانشگاه علوم پزشکی شهر بندرعباس*، پایان‌نامه برای دریافت کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه هرمزگان.

وزیری، شهرام؛ شیدایی اقدم، شوان؛ نوبخت، لعیا؛ خلیلی، منصوره؛ وزیری، یاشار؛ معصومی، رؤیا؛ و وزیری، آرش (۱۳۹۷). مقایسه‌ی علائم بدنی در افراد با پریشانی روانی بالا و پایین. *فصلنامه اندیشه و رفتار*، ۱۳(۴۹)، ۵۷-۶۶.

یارگرروش، محیا (۱۴۰۱). تجربه زیسته زنان از زندگی خود و فرزندانشان پس از طلاق. *فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی*، ۱۳(۵۰)، ۲۵۳-۲۷۴.

References

- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*, 38, 23-32.
- Boertien, D., Mortelmans, D. (2017). Does the relationship between personality and divorce change over time? A cross-country comparison of marriage cohorts. *Acta Sociologica*, 61(3), 300-316.
- Bowen, M. (1978). *Family therapy in clinical practice*. New York: Aronson.
- Cepukiene, V., & Neophytou, K. (2024). Intergenerational transmission of familial relational dysfunction: A test of a complex mediation model based on Bowen family systems theory. *Journal of Social and Personal Relationships*, 41(11), 3385-3408.
- Evren, C., Evren, B., Dalbudak, E., Topcu, M., & Kutlu, N. (2019). Relationship of alexithymia and aggression with internet addiction symptom severity among university students. *European Neuro Psychopharmacology*, 29, 115-116.
- Fang, S., Chung, M. C., & Wang, Y. (2020). The impact of past trauma on psychological distress: The roles of defense mechanisms and alexithymia. *Frontiers in Psychology*, 21, 10-20.
- Firdaus, G. (2017). Increasing rate of psychological distress in urban households: How does income matter? *Community Mental Health*, 54, 641-648.
- Fosco, G. M., & Bray, B. C. (2016). Profiles of cognitive appraisals and triangulation into interparental conflict: Implications for adolescent adjustment. *Journal of Family Psychology*, 30(5), 533-542.
- Furukawa, T. A., Kessler, R. C., Slade, T., & Andrews, G. (2003). The performance of the K-6 and K-10 screening scales for psychological distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-Being. *Psychological Medicine*, 23, 357-362.

- Gul, K., Sabir, J., Bukhtiar, A., & Saleem, H. A. R. (2025). Examining Marriage Anxiety, Psychological Distress and Social Support among Adults of Separated and Non-Separated Families. *The Critical Review of Social Sciences Studies*, 3(1), 1478-1493.
- Hao, Z., Jin, L., Li, Y., Akram, H. R., Saeed, M. F., Ma, J., Haibo, M., & Huang, J. (2019). Alexithymia and mobile phone addiction in Chinese undergraduate students: The roles of mobile phone use patterns. *Computers in Human Behavior*, 97, 51-59.
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. T., Walters, E. E., & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalence's and trends in nonspecific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32(6), 959-976.
- Khalili, D., Khalili, N., & Jafari, E. (2022). Effectiveness of positive psychotherapy on depression and alexithymia in women applying for a divorce. *Hindawi Depression Research and Treatment*, 2022, 84-92.
- Lim, S. A., Lee, J. (2020). Gender differences in the relationships between parental marital conflict, differentiation from the family of origin, and children's marital stability. *The American Journal of Family Therapy*, 48(5), 546-561.
- Lorenz, F. O., Simons, R. L., Conger, R. D., Elder, G. H., Johnson, C., & Chao, W. (1997). Married and recently divorced mothers' stressful events and distress: Tracing change across time. *Journal of Marriage and Family*, 59(1), 219-232.
- Mandemakers, J. J., Monden, C., & Kalmijn, M. (2010). Are the effects of divorce on psychological distress modified by family background? *Advances in Life Course Research*, 15(1), 27-40.
- Rice, S. M., Kealy, D., Oliffe, J. L., Treeby, M. S., & Ogrodniczuk, J. S. (2019). Shame and guilt mediate the effects of alexithymia on distress and suicide-related behaviours among men. *Psychology, Health & Medicine*, 25, 17-24.
- Rösch, S. A., Puhlmann, L. M., & Preckel, K. (2021). A cross-modal component of alexithymia and its relationship with performance in a social cognition task battery. *Journal of Affective Disorders*, 1(A), 625-633.
- Seidler, Z. E., Rice, S. M., Kealy, D., Wilson, M. J., Oliffe, J. L., & Ogrodniczuk, J. S. (2021). Men's shame and anger: Examining the roles of alexithymia and psychological distress. *The Journal of Psychology*, 156, 1-11.
- Trudel, G., & Goldfarb, M.R. (2010). Marital and sexual functioning and dysfunctioning, depression and anxiety. *Sexologies*, 19(3), 137-142.
- Willis, K., Miller, R. B., Yorgason, J., & Dyer, J. (2021). Was Bowen correct? The relationship between differentiation and triangulation. *Contemporary Family Therapy*, 43, 1-11.

استناد به این مقاله: صداقتی راد، سجاد، رضاپور میر صالح، یاسر، جهانبخشی، زهرا. (۱۴۰۵). نقش میانجی ناگویی خلقی در ارتباط بین مثلث سازی و پریشانی روانشناختی زنان و مردان در آستانه طلاق، فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان‌درمانی، ۱۷(۶۵)، ۱۴۳-۱۶۲. DOI: 10.22054/qccpc.2025.87867.3508



Counseling Culture and Psychotherapy is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.