

Research Article

## **The Role of Self-Compassion Moderator in the Effect of Alexithymia and Interpersonal Problems on Marital Boredom in Maladjusted Women**

**Fatemeh Zakeri<sup>1</sup>, Mohammad Reza Saffariantoosi<sup>2\*</sup>, Hamid Nejat<sup>3</sup>**

1. Ph.D. student in counseling, Faculty of Educational Sciences, Islamic Azad University, Mashhad Branch. Iran.

2. Assistant Professor of Psychology, Department of Educational Sciences, Faculty of Educational Sciences, Islamic Azad University, Mashhad Branch. Iran.

3. Assistant Professor of Psychology, Department of Psychology, Islamic Azad University, Quchan Branch. Iran

### **Abstract**

This research was conducted to evaluate the moderating role of self-compassion in the effect of alexithymia and interpersonal problems on marital burnout in maladjusted women. This study was conducted by the correlation method. Therefore, 103 women with low marital adjustment were selected by random cluster sampling. The tools used in the present study were the Dyadic Adjustment Scale, Toronto Alexithymia Scale, Interpersonal Problems Scale, and Couple Burnout Scale. Data analysis was analyzed by structural equation modeling. According to the results, self-compassion played a moderating role in alexithymia and interpersonal problems on marital burnout in maladjusted women. Therefore, based on results, the higher self-compassion in maladjusted women with couple burnout, the less alexithymia and interpersonal difficulties they experience.

**Keywords:** self-compassion, alexithymia, interpersonal problems, couple burnout, maladjusted women.

---

\* saffarian.r44@yahoo.com

پژوهش‌نامه روانشناسی مثبت

سال پنجم، شماره چهارم، پیاپی (۲۰)، زمستان ۱۳۹۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۸ تاریخ بازنگری: ۱۳۹۸/۰۴/۱۷ و ۱۳۹۸/۱۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۳/۰۴

صص: ۳۵-۵۰

مقاله پژوهشی

## نقش تعدیل کننده خودشفقتی در تاثیر ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی بر دل‌زدگی زناشویی در زنان ناسازگار

فاطمه ذاکری<sup>۱</sup>، محمدرضا صفاریان طوسی<sup>۲\*</sup>، حمید نجات<sup>۳</sup>

۱. دانشجوی دکتری مشاوره. دانشکده علوم تربیتی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مشهد، ایران.

azadeh.zakeri59@gmail.com

۲. استادیار روانشناسی، گروه آموزشی علوم تربیتی، دانشکده علوم تربیتی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مشهد، ایران.

saffarian.r44@yahoo.com

۳. استادیار روانشناسی، گروه آموزشی روانشناسی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قوچان، ایران.

hnejat54@yahoo.com

### چکیده

این پژوهش با هدف بررسی نقش تعدیل کننده شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی بر دل‌زدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین انجام گرفت. پژوهش حاضر به روش همبستگی اجرا شد. بدین منظور ۱۰۳ زن دارای سازگاری پایین زناشویی به شیوه نمونه گیری تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند. ابزارهای به کاررفته در پژوهش حاضر، پرسشنامه سازگاری زناشویی، مقیاس ناگویی هیجان تورنتو، مقیاس مشکلات بین فردی و مقیاس دل‌زدگی زناشویی بود. داده‌ها با استفاده از مدل معادلات ساختاری تحلیل شدند. نتایج این مطالعه نشان دادند شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی بر دل‌زدگی زناشویی نقش تعدیل کننده دارد. براساس یافته‌های پژوهش حاضر، هرچه میزان شفقت خود در زنان با سازگاری پایین با دل‌زدگی زناشویی بیشتر باشد، ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی کمتری را تجربه می کنند.

واژه‌های کلیدی: شفقت خود، ناگویی هیجانی، مشکلات بین فردی، دل‌زدگی زناشویی، سازگاری پایین

زناشویی

## مقدمه

خانواده کوچک‌ترین واحد از ساختار جامعه است. پایه و اساس خانواده از زوجینی شکل می‌یابد که به یکدیگر تعهد، وفاداری و مسئولیت‌پذیری را قول داده‌اند. کیفیت ازدواج با مفاهیمی مانند سازگاری، رضایت و خوشبختی تعیین می‌شود (موتلو، ارکات، بلدیزیم و گاندوگدو، ۲۰۱۸). ناکامی زوجها در حل اختلافات زناشویی ممکن است به اشکال گوناگونی بروز پیدا کند که هر کدام به نوبه خود سلامت روابط زناشویی را به خطر می‌اندازد. یکی از انواع بروز اختلافات زناشویی، پدیده دل‌زدگی است که زوج‌های بسیاری را درگیر خود می‌کند (ساداتی، مهرابی‌زاده هنرمند و سودانی، ۱۳۹۳). دل‌زدگی زناشویی زمانی ایجاد می‌شود که زوجها در می‌یابند رابطه آنها برای برآورده کردن یکسری از نیازهای اساسی ناتوان است و طرفین دچار حالت‌های دردناک خستگی، یکنواختی و احساس ناکامی در زندگی زناشویی می‌شوند (پینز و نانس، ۲۰۰۳؛ کالی، ۲۰۱۰). دل‌زدگی زناشویی، نبود تدریجی دل‌بستگی عاطفی است که شامل کاهش توجه به همسر، بیگانگی عاطفی و افزایش احساس دل‌سردی و بی‌تفاوتی نسبت به همسر است (مازارانتانی، ۲۰۱۱). یکی از عوامل مؤثر بر سطح سازگاری همسران،

کفایت عاطفی و هیجانی آنهاست که در رشد صمیمیت فی‌مابین نیز نقش بسیار حیاتی دارد و باعث تجربه احساس حمایت‌شدن در زوجین می‌شود و همان‌طور که ابراز هیجان به غنای رابطه زناشویی می‌افزاید، ناگویی و ابراز نکردن هیجانات، تأثیر منفی بر این رابطه دارد و رضایت زوجین از زندگی را کاهش می‌دهد (خواجه و خضری مقدم، ۱۳۹۵).

ناگویی هیجانی ساختار چندوجهی است که اختلال به شمار نمی‌رود؛ بلکه یک صفت شخصیتی است و در ناگویی هیجانی فرد با مشکل در شناسایی و تمایز دادن هیجان‌ها با حس‌های بدنی، توصیف هیجان‌ها، زندگی خیالی و هیجانی درونی پایین، تفکر معطوف به بیرون، اجتناب از حل تعارضات جدی روبه‌روست (چالاه و آیشه، ۲۰۱۷). (کوردوا، جی و وارن<sup>۲</sup>، ۲۰۰۵؛ میرجین<sup>۳</sup> و کوردوا، ۲۰۰۷؛ سانگیو و هیوانگ<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹ به نقل از خواجه و خضری مقدم، ۱۳۹۵) هریک در پژوهش‌های خود به‌طور جداگانه نشان داده‌اند توانایی تشخیص و ابراز هیجان‌ها با سازگاری و رضایت زناشویی رابطه دارد (بشارت و گنجی ۱۳۹۱؛ امانی ۱۳۹۱؛ فری کاکس و کالین، ۲۰۱۳؛ لی ۲۰۱۰؛ هامفرز، وود و پارکر، ۲۰۰۹). یاقوتیان، سلیمانان و محمدزاده (۱۳۹۴) و صداقتی فرد

<sup>2</sup> alexithymia

<sup>3</sup> Cordova, Gee & Warren

<sup>4</sup> Mirgian

<sup>5</sup> Sangkian & Heuikwang

formationb77@gmail.com

<sup>1</sup> couple boredom

\* نویسنده مسئول:

و ابراهیمی (۱۳۹۵) نیز در پژوهش خود نشان دادند ناگویی هیجانی پیش‌بینی‌کننده معنادار دل‌زدگی زناشویی‌اند. فتوحی، میکائیلی، عطادخت و حاجلو، (۱۳۹۶) در پژوهش خود نشان دادند درمان مبتنی بر فراهیجان به چرخه تعامل مثبتی منجر می‌شود که ویژگی آن، افزایش میزان دردسترس بودن و پاسخگویی هیجانی است که این امر موجب کاهش مؤلفه‌های دل‌زدگی زناشویی می‌شود. گل‌من<sup>۱</sup> (۱۹۹۵) معتقد است افرادی که توانایی درک و بیان حالت‌های هیجانی خود را ندارند، در مقایسه با افرادی که چنین توانمندی را دارا هستند، در ارتباط با محیط و دیگران سازگاری کمتری را نشان می‌دهند (علوی، اصغری مقدم، رحیمی‌نژاد، فراهانی و علامه، ۱۳۹۵). درواقع افراد واجد ناگویی هیجانی، الگوهای از تعاملات بین فردی را نشان می‌دهند که شامل فاصله‌گیری و کناره‌گیری است؛ به‌ویژه ناگویی هیجانی با سرد بودن و فاصله‌داشتن در روابط بین فردی و بازداری احساس اجتماعی در تعاملات اجتماعی همبسته است که نشان‌دهنده تأثیر ناگویی هیجانی در مشکلات بین فردی و اجتماعی است (کافسیوس و هس، ۲۰۱۸).

مشکلات بین فردی در رابطه با دیگران تجربه می‌شوند و آشفتگی روانی ایجاد می‌کنند یا با این دسته از ناراحتی‌ها (آشفتگی‌های روانی) در ارتباط قرار می‌گیرند (هارویتز، ۱۹۷۹). افراد با مشکلات بین فردی سازگاری اجتماعی ضعیفی با خانواده، دوستان و شریک عشقی خود نشان می‌دهند. پژوهش‌ها نشان دادند رابطه بین فردی بر رضایت از زندگی زناشویی اثر می‌گذارد (ونگلیستی، ریز و فیتزپاتریک،<sup>۲</sup> ۲۰۰۲؛ السون و السون<sup>۳</sup> ۲۰۰۰؛ ویلسون، رول، استرود و

دوربین<sup>۴</sup> ۲۰۱۲ به نقل از خواجه و خضری مقدم، ۱۳۹۵). همچنین صفی‌پوریان، قدمی، خاکپور، سودانی و مهر آفرید (۱۳۹۵) آموزش مهارت‌های بین فردی را باعث کاهش دل‌زدگی زناشویی دانسته‌اند. پژوهش‌های حسینی، زهرا کار، داورنیا، شاکری و محمدی (۱۳۹۴)، شهریارپور، نجفی، امین بیدختی، رئوفی و مرادی (۱۳۹۶) و شیخ‌الاسلامی، خدا کریمی و داداش‌زاده (۱۳۹۶) نشان دادند مسئولیت‌پذیری (مؤلفه مشکلات بین فردی) رابطه مستقیمی با تعهد زناشویی دارد و همچنین پژوهش‌های زارعی محمودآبادی (۱۳۹۶) و نصیری و جوکار (۱۳۸۷) نشان دادند ناتوانی در برقراری صمیمیت بین فردی (مؤلفه مشکلات بین فردی)، منجر به افزایش ناسازگاری‌های زناشویی می‌شود. در این میان توافق‌نداشتن دو فرد با یکدیگر، ناسازگاری بین نظرات و اهداف آنها و همین‌طور بروز رفتاری که در جهت مخالفت با دیگری صورت می‌گیرد را تعارض بین آن دو تعریف می‌کنند و افرادی در حل تعارضات مهارت دارند که قادر باشند دیدگاه شریک عشقی خود را در هنگام اختلاف نظر درک کنند و مشکلات حال حاضر خود را نه بخشی از سختی‌های شخصی خود، بخشی از زندگی انسانی خود بدانند که درواقع این توانمندی، جزئی از مفهوم شفقت خود محسوب می‌شود (ویژگی مشترک انسانی).

شفقت خود معرف آگاهی متعادل نسبت به هیجانات خود و توانایی مواجهه با افکار و احساسات رنج‌آور (به‌جای اجتناب از آنها) بدون بزرگ‌نمایی یا احساس غم و تأسف برای خود است (نف و کاستیگان، ۲۰۱۳؛ نف و پامیر، ۲۰۱۳). شفقت خود، استراتژی نظم‌جویی هیجانی است، برای زمانی که احساسات دردناک یا تنش‌زا اجتناب‌ناپذیرند؛ چون آنها را

<sup>1</sup> Golman

<sup>2</sup> interpersonal problems

<sup>3</sup> Vangelisiti, Reis, & Fitzpatrick

<sup>4</sup> Olson & Olson

<sup>5</sup> Wilson, Revelle, Stroud, & Durbin

<sup>6</sup> self-compassion

۱. شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی بر دلزدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین نقش تعدیل کننده دارد.
۲. شفقت خود در رابطه مشکلات بین فردی بر دلزدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین نقش تعدیل کننده دارد.

## روش

روش پژوهش، جامعه آماری و نمونه: پژوهش حاضر، توصیفی از نوع همبستگی است. جامعه آماری شامل زنان با سازگاری پایین مراجعه کننده به مراکز مشاوره تحت پوشش بهزیستی شهر مشهد در فاصله زمانی اردیبهشت ماه تا خردادماه سال ۹۷ بود. روش نمونه گیری، تصادفی خوشه ای بود؛ بدین گونه که در ابتدا فهرستی از تمامی مراکز مشاوره تحت پوشش بهزیستی مشهد تهیه شد و بر مبنای تعداد مراکز (۱۰۰ مرکز)، ۲۵ خوشه تشکیل شد و براساس مناطق شهری در هر خوشه ۴ مرکز مشاوره قرار داده شد و از بین این ۲۵ خوشه، یک خوشه به صورت تصادفی، انتخاب و پرسشنامه ها به ۱۵۶ زن مراجعه کننده به این مراکز داده شد؛ ۲۷ نفر از شرکت کنندگان به علت ناکامل بودن و پاسخ دهی تصادفی پرسشنامه ها از روند پژوهش خارج شدند و بر اساس نمره حاصل از پرسشنامه سازگاری زناشویی تعداد ۱۰۳ نفر برای نمونه در نظر گرفته شدند. ملاک اصلی ورود به پژوهش برای شرکت کنندگان عبارت بود از تمایل به شرکت در پژوهش، کسب نمره پایین تر از ۱۰۱ در پرسشنامه سازگاری زناشویی به عنوان سازگاری زناشویی پایین، حداقل تحصیلات دیپلم، حداقل سن ۲۰ سال و گذشتن حداقل ۱ سال از زندگی مشترک با همسر.

آگاهانه با مهربانی، درک و حس مشترک انسانی نگه می دارد (چائو، فان، لیو و ژئو، ۲۰۱۸). افراد با شفقت خود در روابط دوستانه و عاشقانه خود به داشتن روابط حمایت گرانه و صادقانه با دیگران گرایش دارند (جاکبسون، ویلسون، سولومانکروز و کلوم، ۲۰۱۸). خودشفقتی باعث می شود افراد ترس کمتری از شکست داشته باشند و شایستگی خود را درک و ملاحظه کنند (نف، هسیه و دیجیرات، ۲۰۰۵). درواقع شفقت خود به عنوان یک میانجی، هنگامی که افراد با یک شکست مواجه می شوند، برای مداخله در ارزیابی منفی از خود و ارتباطشان کارساز است و توانایی مقابله فرد را در مواجهه با شکست ها بالا می برد (اسبارا، اسمیت و مهل، ۲۰۱۲). علاوه بر این، افراد با شفقت خودشیفتگی بالا تعارضات بین شخصی خود را با در نظر گرفتن نیازهای خود و دیگران حل می کنند (اسبارا و امری، ۲۰۰۵). جاکبسون و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند خودشفقتی بر کیفیت روابط عاشقانه اثر می گذارد. مطالعه یارنل و نف (۲۰۱۲) نشان داد افراد با خودشفقتی بالا قادرند تعارض در رابطه عاشقانه خود را با استفاده از راه حل های مصالحه آمیز، متعادل کننده و برطرف کننده نیازهای خود و طرف مقابل حل و فصل کنند. در همین راستا رجبی، حریرزوی و تقی پور (۱۳۹۵)، نشان دادند شفقت خود در روابط زناشویی، نقش راهبرد مقابله ای در کاهش ناسازگاری های زناشویی و افزایش کیفیت زندگی دارد. قزل سفلو، جزایری، بهرامی و محمدی (۱۳۹۵) نیز در مطالعه ای جداگانه تأثیر شفقت خود بر رضایت زناشویی را نشان دادند. نظر به اهمیت نقش شفقت خود در بهبود روابط بین زوجین و وجود خلأ پژوهشی در بررسی نقش تعدیل کننده شفقت خود در رابطه متغیرهای مذکور، فرضیه های زیر در پژوهش، تدوین و بررسی شدند:

ابزار سنجش: پرسشنامه سازگاری زناشویی اسپانیر<sup>۱</sup> اسپانیر (۱۹۷۶) این ابزار ۳۲ سؤال را برای ارزیابی کیفیت رابطه زناشویی طراحی کرد. تحلیل عاملی نشان می‌دهد این مقیاس چهار بُعد را می‌سنجد که شامل رضایت دونفری، همبستگی دونفری، توافق دونفری، ابراز محبت. نمره‌گذاری در یک مقیاس لیکرت و نمره کل مجموع تمام سؤالات بین ۰ تا ۱۵۱ است. افرادی که نمره آنها ۱۰۱ یا کمتر از آن باشد، با سازگاری پایین تلقی می‌شوند. نمره کل مقیاس با آلفای کرونباخ ۰/۹۶ از همسانی درونی چشمگیری برخوردار است. همسانی درونی خرده‌مقیاس‌ها بین خوب تا عالی است: رضایت دونفری = ۰/۹۴، همبستگی دونفری = ۰/۸۱، توافق دونفری = ۰/۹۰ و ابراز محبت = ۰/۷۳ (اسپانیر، ۱۹۷۶ به نقل از مسرت مشهدی و دولتشاهی، ۱۳۹۶). پایایی مقیاس در پژوهش شارپلی و کروس<sup>۲</sup> (شارپلی و کروس، ۱۹۸۲ به نقل از مسرت مشهدی و دولتشاهی، ۱۳۹۶)، و در پژوهش اسپانیر و تامپسونال<sup>۳</sup> (اسپانیر و تامپسونال، ۱۹۸۲ به نقل از مسرت مشهدی و دولتشاهی، ۱۳۹۶) ۰/۹۱ به دست آوردند. در ایران نیز آموزگار و حسین‌نژاد (۱۳۷۴) این مقیاس را ترجمه، هنجاریابی و اجرا کردند. ملازاده، منصور، اژه‌ای و کیامنش (۱۳۸۱) همسانی درونی بالایی (۰/۹۵) در سرتاسر پرسشنامه به دست آوردند. پژوهش حاضر اعتبار این مقیاس را در کل نمرات با آلفای کرونباخ ۰/۹۳ برآورد کرده است.

پرسشنامه ناگویی هیجانی تورنتو<sup>۴</sup> باگبی، پارکر و تیلور (۱۹۹۴) این پرسشنامه را طراحی کردند که سه بُعد دشواری در شناسایی احساس‌ها، دشواری در توصیف احساس‌ها و تفکر عینی را در ۲۰ سؤال و در مقیاس

لیکرت می‌سنجد. یک نمره کل نیز از جمع سه بُعد برای ناگویی هیجانی کلی به دست می‌آید. برخی سؤالات این پرسشنامه به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. حداقل نمره ۲۰ و حداکثر نمره ۱۰۰ است و هرچه قدر نمره بالاتر باشد، شدت ناگویی هیجانی بیشتر است. تیلور، پارکر و باگبی (۱۹۹۷)، آلفای کرونباخ این پرسشنامه را ۰/۸۱ گزارش کردند. در نسخه فارسی این مقیاس، ضریب آلفای کرونباخ برای ناگویی هیجانی کل و ۳ زیرمقیاس آن به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲، ۰/۷۵ و ۰/۷۲ محاسبه شد که نشانه همسانی درونی بالای این مقیاس است. (تقوی، نجفی، کیان ارثی و آقایان، ۱۳۹۲). پژوهش حاضر اعتبار این مقیاس را در کل نمرات با آلفای کرونباخ ۰/۷۶ برآورد کرده است. مقیاس دل‌زدگی زناشویی<sup>۵</sup> پینز (۱۹۹۶) این مقیاس را در ۲۱ ماده طراحی کرد؛ شامل ۳ جزء اصلی خستگی جسمی (مثل احساس خستگی، سستی و داشتن اختلالات خواب)، از پا افتادن عاطفی (مثل احساس افسردگی، ناامیدی و در دام افتادن) و از پا افتادن روانی (مثل احساس بی‌ارزشی، سرخوردگی و خشم به همسر). نمره‌گذاری این مقیاس در یک مقیاس ۷ درجه‌ای لیکرت است؛ بنابراین، دامنه نمرات بین ۲۱-۱۴۷ قرار دارد. ۴ ماده معکوس نمره‌گذاری می‌شود و نمره بالاتر نشانه دل‌زدگی بیشتر است. ضریب اطمینان آزمون باز آزمون ۰/۸۶ برای یک دوره یک‌ماهه، ۰/۷۶ برای یک دوره دوماهه و ۰/۶۶ برای دوره چهارماهه بود. تداوم درونی برای بیشتر آزمودنی‌ها با ضریب ثابت آنها سنجیده شد که بین ۰/۹۱ تا ۰/۹۳ بود (پینز، ۱۹۹۶). نویدی (۱۳۸۴) آلفای کرونباخ را ۰/۸۶ به دست آورد. در پژوهش نادری، افتخار و آملازاده (۱۳۸۸) آلفای کرونباخ و تنصیف به ترتیب ۰/۷۸ و ۰/۸۱ محاسبه شد.

<sup>1</sup> Spanier marital adjustment inventory

<sup>2</sup> Sharply & Cross

<sup>3</sup> Thompsonal

<sup>4</sup> Toronto alexithymia scale

<sup>5</sup> couple burnout measurement (CBM)

پژوهش حاضر، اعتبار این مقیاس را در کل نمرات با آلفای کرونباخ ۰/۷۹ برآورد کرده است.

مقیاس شفقت خود؛ نف (۲۰۰۳) این مقیاس را طراحی کرد که مشتمل از ۲۶ گویه است و به صورت لیکرت نمره گذاری می شود. اجزای سازنده این پرسشنامه، اگرچه از لحاظ مفهومی باهم متفاوت اند، به لحاظ نظری به هم مرتبط اند: انسانیت مشترک، ذهن آگاهی و خودمهربانی. اگرچه ساختار اصلی با این سه جنبه تعریف شده بود، تحلیل عاملی، شش خرده مقیاس را نشان داد که نشان دهنده جنبه های مثبت و منفی هر وجه اند (نف، ۲۰۰۳). این شش خرده مقیاس ها عبارت اند از: خودمهربانی، خودانتقادی، انسانیت مشترک، انزوا، ذهن آگاهی و همانندسازی افراطی. برخی از گویه های این مقیاس دارای نمره گذاری معکوس اند. حداقل نمره صفر و حداکثر نمره ۱۳۰ است؛ هرچه نمره بالاتر باشد، میزان شفقت خود فرد بالاتر است. مطالعات روایی همگرا و روایی افتراقی، همسانی درونی و پایایی بازآزمایی مناسب این مقیاس را نشان داده اند (شیوندی، نعیمی، فرشاد، ۱۳۹۵). نف (۲۰۰۳) ضریب آلفای کرونباخ نسخه اولیه این آزمون را ۰/۹۳ گزارش کرده است. در پژوهش رستمی، عبدی و حیدری (۱۳۹۳)، ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۳ به دست آمد. در پژوهش خسروی، صادقی و یابنده (۱۳۹۲) ضریب آلفا برای نمره کلی مقیاس، ۰/۷۶ و ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس های مهربانی با خود، قضاوت نسبت به خود، اشتراکات انسانی، انزوا، به هشیاری یا ذهن آگاهی و همانندسازی افراطی به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۹، ۰/۸۴، ۰/۸۵، ۰/۸۰ و ۰/۸۳ به دست آمد. روایی پرسشنامه نیز مطلوب گزارش شده است. پژوهش

حاضر، اعتبار این مقیاس را در کل نمرات با آلفای کرونباخ ۰/۸۱ برآورد کرده است.

مقیاس مشکلات بین فردی؛<sup>۲</sup> (فرم ۳۲ سؤالی)، یک ابزار خود گزارش دهی است. بارخام، هاردی و استرتاپ (۱۹۹۶) این مقیاس را براساس تحلیل عاملی اکتشافی از فرم ۱۲۷ سؤالی و با در نظر گرفتن چهار گویه ای طراحی کردند که بیشترین بار عاملی را در هر زیرمقیاس دارند و به منظور استفاده در خدمات بالینی طراحی شدند. این مقیاس دارای ۶ زیرمقیاس است: صراحت و مردم آمیزی، حمایت گری و مشارکت، پرخاشگری، گشودگی، در نظر گرفتن دیگران و وابستگی به دیگران. این گویه ها روی یک مقیاس لیکرت نمره گذاری می شوند. کمترین نمره ۳۲ و بیشترین نمره ۱۶۰ به دست می آید و نمره بالای ۹۶ نشان دهنده مشکلات بین فردی بیشتر است. بارخام و همکاران (۱۹۹۶) ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه و خرده مقیاس های صراحت و مردم آمیزی، گشودگی، در نظر گرفتن دیگران، پرخاشگری، حمایت گری و مشارکت و وابستگی را به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۸۳، ۰/۶۳، ۰/۶۰، ۰/۸۳، ۰/۷۱ و ۰/۶۳ گزارش کردند. در پژوهش خواجه و خضری مقدم (۱۳۹۵)، ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه و خرده مقیاس های به ترتیب ذکر شده بالا ۰/۷۹، ۰/۷۵، ۰/۶۰، ۰/۶۰، ۰/۷۳، ۰/۷۰ و ۰/۶۵ به دست آمد. پژوهش حاضر اعتبار این مقیاس را در کل نمرات با آلفای کرونباخ ۰/۷۸ برآورد کرد و برای خرده مقیاس ها به ترتیب ذکر شده بالا ۰/۷۲، ۰/۶۲، ۰/۶۰، ۰/۷۳، ۰/۶۹ و ۰/۶۱ به دست آمد.

روش اجرا و تحلیل: شرکت کنندگان پس از ارائه توضیح راجع به اهداف پژوهش، محرمانه بودن اطلاعات و به کارگیری آنان برای اهداف پژوهش و

<sup>۲</sup> interpersonal problem scale

<sup>۱</sup> self-compassion measurement

اخذ رضایت کتبی برای پرکردن پرسشنامه‌ها در مطالعه شرکت کردند. تجزیه و تحلیل‌های این پژوهش در دو سطح توصیفی و استنباطی انجام شدند که در بخش توصیفی از میانگین و انحراف استاندارد و در بخش استنباطی از تحلیل مدل معادلات ساختاری (SEM) استفاده شد.

## یافته‌ها

جدول ۱. ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

| دلزدگی زناشویی  | ناگویی هیجانی | مشکلات بین فردی | شفقت خود |
|-----------------|---------------|-----------------|----------|
| ۱               |               |                 |          |
| دلزدگی زناشویی  | ۰/۵۷۲**       |                 |          |
| ناگویی هیجانی   |               | ۰/۱۴۵           |          |
| مشکلات بین فردی | ۰/۳۴۳**       |                 | ۱        |
| شفقت خود        | -۰/۳۶۸**      | -۰/۱۴۱          | -۰/۱۳۱   |

$p \leq ۰/۰۱^{**}$

در تحقیقاتی که هدف، آزمون مدل خاصی از رابطه بین متغیرهاست، از تحلیل مدل معادلات ساختاری (SEM) استفاده می‌شود. این مدل یک رویکرد جامع برای آزمون فرضیات درباره روابط متغیرهای مشاهده شده و مکنون است (هومن، ۱۳۸۷: ۶۰). یکی از تکنیک‌های به کاررفته SEM کمترین مربعات بخشی (PLS) است که بر واریانس بین سازه‌ها تمرکز کرده است. در PLS پارامترهای ساختاری و اندازه‌گیری از طریق یک رویه تکراری تخمین زده می‌شوند که رگرسیون ساده و چندگانه را با کمترین مربعات معمولی (OLS) ترکیب می‌کند؛ بنابراین، از هرگونه فرض هم‌توزیعی متغیرهای مشاهده شده اجتناب می‌ورزد. این تکنیک ارزیابی هم‌زمان روایی و پایایی ابزار اندازه‌گیری سازه‌های تئوریکی را فراهم می‌سازد. برای ارزیابی مدل‌های سنجش و ساختاری با سازه‌های

سن شرکت کنندگان این پژوهش در دامنه ۲۵ تا ۴۸ قرار داشت و ۳۵٪ از شرکت کنندگان شاغل بودند. در جدول ۱، نتایج آزمون معنی‌داری ضریب همبستگی پیروسون، رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی با متغیر دلزدگی زناشویی نشان می‌دهند. همچنین این نتایج حاکی از رابطه منفی و معنی‌دار بین متغیر شفقت خود با دلزدگی زناشویی نیز است.

چند شاخصی با اثرات مستقیم و غیرمستقیم نیز استفاده می‌شوند (چوا و چن، ۲۰۰۹). در این پژوهش برای بررسی فرضیات پژوهش از نرم‌افزار smart pls استفاده شده است. این نرم‌افزار از روش بوت استرپ برای بررسی روابط و بررسی نقش تعدیل‌گری متغیرها استفاده می‌کند.

برای بررسی مدل، ابتدا برای سنجش روابط متغیرهای پنهان با گویه‌های سنجش آنها از مدل بیرونی استفاده شده است. مدل بیرونی، ارتباط گویه‌ها را با سازه‌ها بررسی می‌کند. درواقع تا ثابت نشود سؤالات پرسشنامه، متغیرهای پنهان را به خوبی اندازه‌گیری کرده‌اند، نمی‌توان روابط را آزمود. برای آنکه نشان داده شود متغیرهای پنهان به درستی اندازه‌گیری شده‌اند، از مدل بیرونی استفاده شده است. به منظور بررسی این



امر اعتبار سازه مدل بررسی می شود که برای سنجش آن از دو اعتبار همگرایی و اعتبار افتراقی<sup>۱</sup> استفاده می شود. در اعتبار همگرا هر یک از بارهای عاملی (ضرایب رگرسیونی) می باید معنادار و از ۰/۴ بزرگ تر یا مساوی باشند؛ در غیر این صورت باید حذف شوند. همچنین حد مطلوب و پذیرفتنی روایی مرکب<sup>۲</sup> (CR) و میانگین واریانس استخراج شده (AVE) بررسی می شود و در اعتبار افتراقی به منظور بررسی نبود همپوشانی بین سازه های پرسشنامه در ارتباط با گویه های سنجیده شده آن، کواریانس بین هر دو سازه نباید بیشتر از ۰/۹ باشد. جدول ۲ نتایج تحلیل عاملی تأییدی را برای متغیرهای اصلی مدل نشان می دهد.

---

<sup>1</sup> construct validity

<sup>2</sup> convergent validity

<sup>3</sup> discriminant validity

<sup>4</sup> composite reliability

جدول ۲. تحلیل عاملی تأییدی متغیرهای پنهان

| مقیاس           | زیر مقیاس                  | بار عاملی | انحراف استاندارد | t آماره | AVE   | CR    |
|-----------------|----------------------------|-----------|------------------|---------|-------|-------|
| دل زدگی زناشویی | خستگی جسمی                 | ۰/۹۴۲     | ۰/۰۱۱            | ۸۹/۳۷۹  | ۰/۸۲۳ | ۰/۸۹۵ |
|                 | از پا افتادن عاطفی         | ۰/۸۷۴     | ۰/۰۴۴            | ۲۰/۰۰۴  |       |       |
|                 | از پا افتادن روانی         | ۰/۹۰۳     | ۰/۰۳۰            | ۳۰/۱۰۵  |       |       |
| شفقت خود        | خودمهربانی                 | ۰/۷۵۰     | ۰/۰۷۴            | ۱۰/۱۵۷  | ۰/۵۰۷ | ۰/۸۵۹ |
|                 | خودانتقادی                 | ۰/۶۹۸     | ۰/۰۸۰            | ۸/۶۹۶   |       |       |
|                 | انسانیت مشترک              | ۰/۶۷۵     | ۰/۰۷۷            | ۸/۷۸۸   |       |       |
|                 | انزوا                      | ۰/۸۰۹     | ۰/۰۵۴            | ۱۵/۰۱۵  |       |       |
|                 | ذهن آگاهی                  | ۰/۷۶۹     | ۰/۰۴۲            | ۱۸/۳۸۴  |       |       |
|                 | هماندسازی افراطی           | ۰/۵۴۰     | ۰/۱۰۲            | ۵/۲۹۸   |       |       |
| مشکلات بین فردی | صراحت و مردم آمیزی         | ۰/۶۸۸     | ۰/۰۹۷            | ۷/۱۰۱   | ۰/۵۴۴ | ۰/۸۷۴ |
|                 | حمایت گری و مشارکت         | ۰/۸۱۴     | ۰/۰۶۳            | ۱۲/۸۲۴  |       |       |
|                 | پرخاشگری                   | ۰/۸۶۷     | ۰/۰۴۲            | ۲۰/۵۸۰  |       |       |
|                 | گشودگی                     | ۰/۷۱۹     | ۰/۰۹۵            | ۷/۵۶۹   |       |       |
|                 | در نظر گرفتن دیگران        | ۰/۷۹۸     | ۰/۰۷۹            | ۱۰/۰۶۸  |       |       |
|                 | وابستگی به دیگران          | ۰/۴۷۰     | ۰/۱۴۷            | ۳/۱۹۹   |       |       |
| ناگویی هیجانی   | دشواری در شناسایی احساس ها | ۰/۹۲۷     | ۰/۰۲۱            | ۴۴/۸۵۱  | ۰/۷۹۴ | ۰/۸۹۱ |
|                 | دشواری در توصیف احساس ها   | ۰/۸۸۲     | ۰/۰۴۳            | ۲۰/۷۰۹  |       |       |
|                 | تفکر عینی                  | ۰/۸۶۴     | ۰/۰۵۰            | ۱۷/۳۴۱  |       |       |

بر اساس نتایج جدول ۲ ملاحظه می شود مقادیر بارهای عاملی همه گویه ها از ۰/۴ بیشتر است. همچنین مقادیر آماره t برای همه گویه ها از ۱/۹۶ بیشتر است. همچنین دو شاخص AVE و CR سازه های بررسی شده نیز در محدوده مطلوب قرار دارند؛ بنابراین، اعتبار گویه ها مطلوب است. برای اندازه گیری پایایی مدل در PLS از شاخص پایایی ترکیبی استفاده می شود. پایایی مرکب هم بنا به گفته فورنر و لارکر (۱۹۸۱) باید ۰/۷ یا بالاتر باشد که نشان از کافی بودن سازگاری درونی است. فورنل و لارکر (۱۹۸۱) استفاده از متوسط واریانس استخراج شده (AVE) را به عنوان معیاری برای

اعتبار همگرا پیشنهاد می کنند. حداقل AVE معادل ۰/۵ بیان کننده اعتبار همگرای کافی است. اعتبار واگرا یا افتراقی نسبتاً یک مفهوم تکمیل کننده است و در مدل سازی مسیری PLS، معیار فورنل - لارکر برای آن مطرح شده است: این معیار ادعا می کند یک متغیر باید در مقایسه با شاخص های سایر متغیرهای مکنون، پراکندگی بیشتری را در بین شاخص های خودش داشته باشد. می توان برای این آزمون، جذر AVE با همبستگی بین متغیرهای مکنون مقایسه شود که باید جذر AVE برای هر متغیر مکنون از مقدار همبستگی آن متغیر با سایر متغیرها بیشتر باشد. اعداد روی قطر اصلی، جذر AVE برای هر سازه را نشان می دهند.

<sup>1</sup> composite reliability<sup>2</sup> Fornell-Larcker criterion

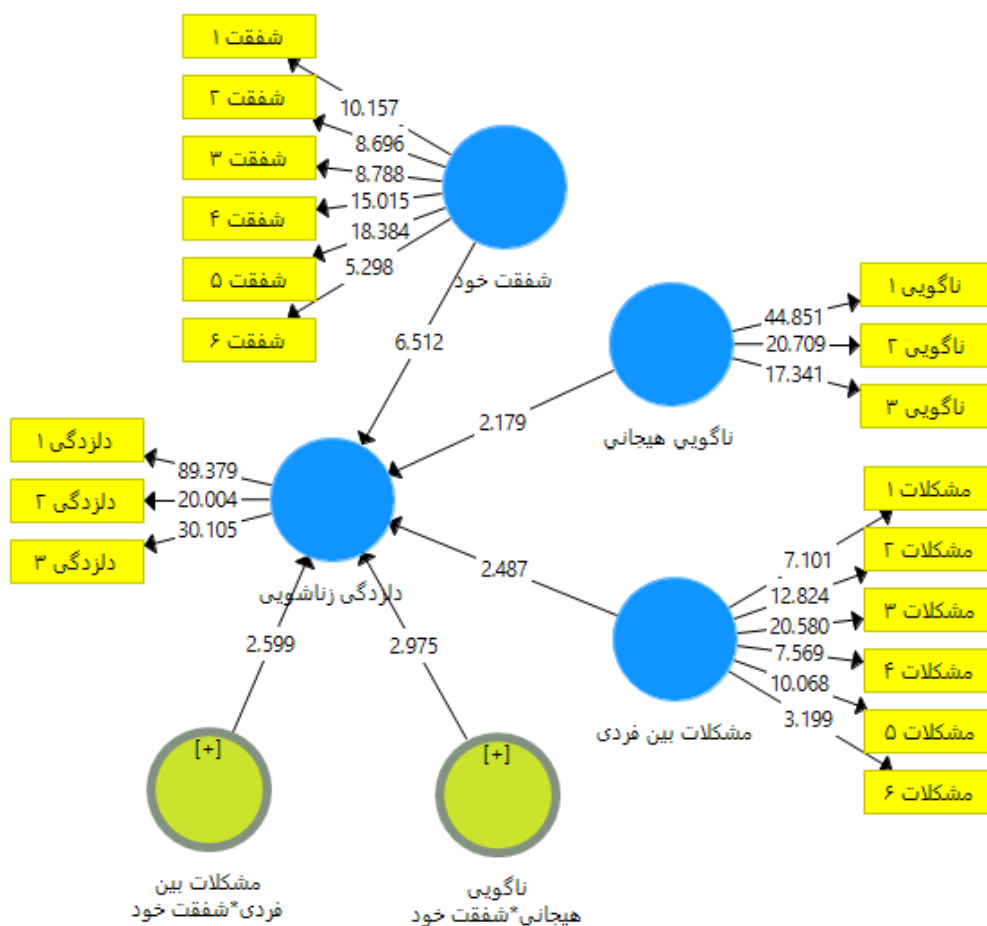
جدول ۳. همبستگی متغیرها و جذر AVE

| دلزدگی<br>زناشویی | شفقت<br>خود | مشکلات بین<br>فردی | ناگویی<br>هیجانی |
|-------------------|-------------|--------------------|------------------|
| دلزدگی زناشویی    | ۰/۹۰۷       |                    |                  |
| شفقت خود          | ۰/۶۱۷*      | ۰/۷۱۲              |                  |
| مشکلات بین فردی   | ۰/۴۱۹*      | ۰/۵۵۳*             | ۰/۷۳۷            |
| ناگویی هیجانی     | ۰/۴۲۹*      | ۰/۵۸۰*             | ۰/۶۴۹*           |
|                   |             |                    | ۰/۸۹۱            |

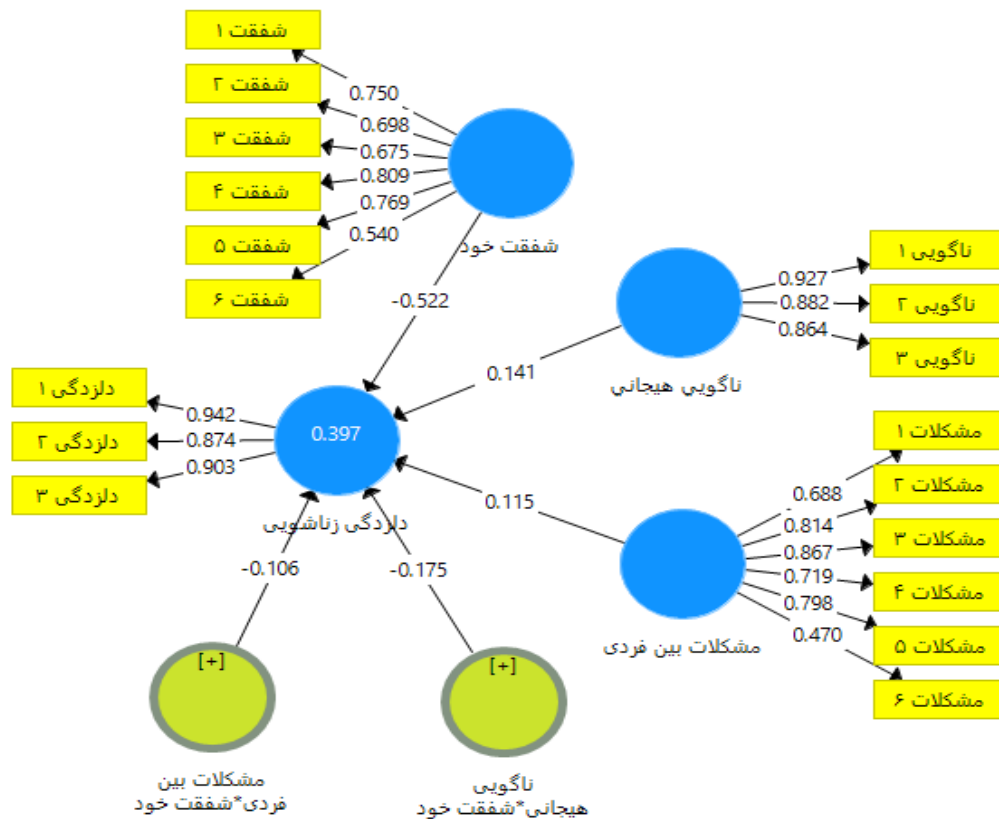
با توجه به جدول ۳، در بررسی تمام متغیرها، جذر AVE هر متغیر از مقدار همبستگی آن متغیر با سایر متغیرها بیشتر است و روایی و اگرایی مدل اندازه گیری

تأیید می شود (اعداد زیر قطر اصلی، همبستگی دوبه دوی متغیرها هستند).

شکل ۱ و ۲، مدل معادلات ساختاری و نمودار مسیر مدل تحقیق را نشان می دهد.



شکل ۱. مدل معادلات ساختاری به همراه قدرمطلق مقادیر آماره های t



شکل ۲. مدل معادلات ساختاری به همراه ضرایب استاندارد شده

پیش‌بینی مدل را در متغیرهای وابسته مشخص می‌کند. به اعتقاد آنها مدل‌هایی که برازش بخش ساختاری پذیرفته شده‌ای دارند، باید قابلیت پیش‌بینی شاخص‌های مربوط به سازه‌های درون‌زای مدل را داشته باشند؛ بدین معنی که اگر در یک مدل، روابط بین سازه‌ها به درستی تعریف شده باشند، سازه‌ها قادر خواهند بود بر شاخص‌های یکدیگر تأثیر کافی بگذارند و از این راه، فرضیه‌ها به درستی تأیید شوند. مقدار  $Q^2$  باید درباره تمامی سازه‌های درون‌زا محاسبه شود. سه مقدار ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ را قدرت پیش‌بینی کم، متوسط و قوی تعیین کرده‌اند. معیار استون برای دلزدگی زناشویی برابر با ۰/۲۹۴ است. در جدول ۴ معنی‌داری مسیرهای بین متغیرهای پنهان از نظر آماری با مقادیر  $t$  به عنوان آماره آزمون گزارش شده است.

به منظور ارزیابی مدل ساختاری (درونی) از معیارهای اساسی ضریب تعیین و ارزیابی ضرایب مسیر استفاده می‌شود؛ در ادامه به تفکیک مراحل بررسی شده این معیارها گزارش می‌شود. ضریب تعیین، نسبت به ضریب همبستگی، معیار گویاتری است. این ضریب بیان‌کننده درصد تغییرات متغیر وابسته به وسیله متغیرهای مستقل است. با توجه به شکل ۲، ضریب تعیین دلزدگی زناشویی ۰/۳۹۷ است که این عدد بیان می‌کند ۳۹/۷ درصد از تغییرات متغیر دلزدگی زناشویی از شفقت خود، ناگوی هیجانی و مشکلات بین فردی تأثیر می‌گیرند و مابقی عواملی اند که در مدل در نظر گرفته نشده‌اند.

ارتباط پیش‌بین (معیار استون - گایسر " $Q^2$ ") که استون (۱۹۷۴) و گایسر (۱۹۷۴) معرفی کردند، قدرت

<sup>1</sup> coefficient of determination

<sup>2</sup> criterion of predictive relevance

جدول ۴. نتایج مدل ساختاری تحقیق

| مسیر                              | ضریب مسیر استاندارد شده | انحراف معیار | قدرمطلق آماره t | نتیجه |
|-----------------------------------|-------------------------|--------------|-----------------|-------|
| شفقت خود -> دلزدگی زناشویی        | -۰/۵۲۲                  | ۰/۰۸۰        | ۶/۵۱۲           | تائید |
| مشکلات بین فردی -> دلزدگی زناشویی | ۰/۱۱۵                   | ۰/۰۴۶        | ۲/۴۸۷           | تائید |
| ناگویی هیجانی -> دلزدگی زناشویی   | ۰/۱۴۱                   | ۰/۰۶۴        | ۲/۱۷۹           | تائید |
| اثر تعدیل گری شفقت خود بر مسیر    | ضریب مسیر استاندارد شده | انحراف معیار | آماره t         | نتیجه |
| مشکلات بین فردی -> دلزدگی زناشویی | -۰/۱۰۶                  | ۰/۰۴۰        | ۲/۵۹۹           | تائید |
| ناگویی هیجانی -> دلزدگی زناشویی   | ۰/۱۷۵                   | ۰/۰۵۸        | ۲/۹۷۵           | تائید |

### بحث

هدف از پژوهش حاضر، بررسی نقش تعدیل کننده شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی بر دلزدگی زناشویی در زنان با سازگاری پایین بود. نتایج پژوهش حاضر نشان دادند در رابطه مشکلات بین فردی بر دلزدگی زناشویی در زنان با سازگاری پایین، شفقت خود نقش تعدیل کننده دارد؛ در بررسی پژوهش های داخل و خارج از ایران، پژوهشی یافت نشد که چنین رابطه ای را با متغیرهای پژوهش حاضر بررسی کرده باشد؛ اما نتایج پژوهش حاضر با صفی پوریان و همکاران (۱۳۹۵) به طور غیرمستقیم همسو است. در تبیین نتایج این پژوهش باید گفت شفقت خود به صورتی معنادار با داشتن شفقت نسبت به دیگران نیز همراه است (نف و پامیر، ۲۰۱۳) که این امر می تواند در تعارضات بین فردی به ویژه تعارضات زناشویی نقش تعیین کننده داشته باشد. درواقع شفقت خود با انسانی ساختن رابطه زناشویی که بر اساس آن، همه انسان ها دارای نقص اند، اشتباه می کنند، درگیر رفتارهای ناسالم و نیز باعث درد و رنج همسر خود و به جریان انداختن و تقویت بخشش زناشویی می شوند (رجبی، حریزای و تقی پور، ۱۳۹۵). بخشندگی از دو طریق کاهش رفتارهای منفی و افزایش رفتارهای مثبت، باعث کاهش تعارض زناشویی و به تبع آن، کاهش دلزدگی می شود. درحقیقت، افزایش احساسات مثبت

نتایج معناداری ضرایب براساس مقدار آماره t گزارش شده است؛ به طوری که اگر مقدار آماره t از ۱/۹۶ بیشتر باشد، با اطمینان ۹۵ درصد متغیر مستقل بر متغیر وابسته تأثیر دارد. طبق جدول ۴، مقدار قدرمطلق آماره t برای نقش تعدیل کننده شفقت خود در رابطه مشکلات بین فردی بر دلزدگی زناشویی زنان برابر با ۲/۵۹۹ و از ۱/۹۶ بیشتر است؛ بنابراین، با اطمینان ۹۵ درصد، شفقت خود در رابطه مشکلات بین فردی بر دلزدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین نقش تعدیل کننده دارد. مقدار ضریب مسیر برابر با ۰/۱۰۶- و منفی است؛ بنابراین، شفقت خود در رابطه مشکلات بین فردی بر دلزدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین نقش تعدیل کننده منفی دارد؛ بنابراین، فرضیه اول تحقیق تأیید می شود. همچنین براساس نتایج جدول ۴، مقدار قدرمطلق آماره t برای نقش تعدیل کننده شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی بر دلزدگی زناشویی زنان برابر با ۲/۹۷۵ و از ۱/۹۶ بیشتر است؛ بنابراین، با اطمینان ۹۵ درصد، شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی بر دلزدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین نقش تعدیل کننده دارد. مقدار ضریب مسیر برابر با ۰/۱۷۵- و منفی است؛ بنابراین، شفقت خود در رابطه ناگویی هیجانی بر دلزدگی زناشویی زنان با سازگاری پایین نقش تعدیل کننده منفی دارد؛ بنابراین، فرضیه دوم تحقیق نیز تأیید می شود.

ناشی از بخشیدن یا بخشیده شدن، تقویتی است برای انجام دوباره این عمل که به دنبال آن، تعارض‌ها را کاهش می‌دهد و از بروز دل‌زدگی زناشویی جلوگیری می‌کند (ساداتی و همکاران، ۱۳۹۳).

همچنین شفقت خود با ایجاد برخی ویژگی‌های مثبت چون ادراک معقول از خود، صبر و بردباری و تعادل هیجانی در طول تجربه‌های دشوار و نیز یادآوری این نکته به شخص که ناملایمات و بدیاری‌ها برای همگان اتفاق می‌افتد، از اثرات منفی آنها پیشگیری می‌کند (رجبی و همکاران، ۱۳۹۵). افراد با شفقت خود نسبت به خود، هیجانات مثبت تولید می‌کنند (نف و کاستیگان، ۲۰۱۴) و هیجانات مثبت به افراد کمک می‌کند اجتماعی‌تر باشند و روابط بین فردی موفق‌تری داشته باشند. این امر به این دلیل است که هیجان‌های مثبت، احساس فرد از خویشتن را به گونه‌ای وسعت می‌دهند که دیگران را نیز شامل می‌شود. این موضوع در طول زمان به شکل‌گیری احساس همپوشانی خود - دیگری یا به نوعی احساس «وحدت» منجر می‌شود. احساس خود - دیگری پیش‌بینی‌کننده درک بیشتر نسبت به دیگران است که خود به گسترش و تداوم روابط بین فردی می‌انجامد (علوی و همکاران، ۱۳۹۵).

نتایج پژوهش حاضر نشان دادند در رابطه ناگویی هیجانی با دل‌زدگی زناشویی در زنان با سازگاری پایین شفقت خود نقش تعدیل‌کننده دارد؛ این نتایج با پژوهش‌های صداقتی فرد و ابراهیمی (۱۳۹۵) و یاقوتیان، سلیمانیان و محمدزاده ابراهیمی (۱۳۹۴) همسو است. در تبیین نتایج اخیر پژوهش حاضر، توانایی ایجاد و حفظ رابطه عاشقانه و رضایت‌بخش، نیازمند توانایی تشخیص هیجانات و توانایی ابراز آنها و درک و توجه به احساسات دیگران است. گاتمن، کوآن، کارر و اسوانسون<sup>۱</sup> (گاتمن، کوآن، کارر و اسوانسون، ۱۹۹۸ به

نقل از فتوحی و همکاران، ۱۳۹۶) مطرح کردند حمایت و درگیری هیجانی اجزای اساسی رابطه زناشویی است و این عوامل در مقایسه با تعارضات فردی، با قدرت بیشتری می‌تواند آینده رابطه را پیش‌بینی کند. به عبارتی، لحن ابراز هیجانی بین زوجین بسیار مهم‌تر از محتوای گفتگوها و توانایی حل تعارضاتشان است و با توجه به اینکه تجربه احساسات منفی همچون درماندگی، نومی‌دی در میان زوجین با دل‌زدگی زناشویی تجربه رایجی است، نیاز به نگرش امیدوارانه و درک‌کننده نسبت به خود و همچنین داشتن برداشتی متعادل از احساسات منفی و یادآوری تجربه‌های مشترک انسانی حائز اهمیت است (اسبارا و امری، ۲۰۰۵). سازه شفقت خود با سبک‌های مقابله و نظم‌جویی هیجانی نیز مرتبط است. براساس مؤلفه ذهن آگاهی در شفقت خود که درواقع پذیرش لحظه حال بدون قضاوت است، فرد دیگر از احساسات دردناک و ناراحت‌کننده اجتناب نمی‌کند؛ بلکه با مهربانی، فهم و احساس اشتراکات انسانی، به آنها نزدیک می‌شود؛ بنابراین، هیجان‌های منفی به حالت احساسی مثبت‌تری تبدیل می‌شوند و به فرد فرصت درک دقیق‌تر شرایط و انتخاب کارهای مؤثر برای تغییر خود یا شرایط به صورتی اثربخش و مناسب می‌دهند؛ درواقع همان فرصتی که در یک رابطه آسیب‌دیده زناشویی نیاز آن احساس می‌شود. درواقع شفقت خود واکنش احساسی معتدل افراد به رویدادهای منفی است که به افراد کمک می‌کند تا خود و تجارب زندگی خود را دقیق‌تر ارزیابی کنند و درنهایت موجب می‌شود واکنش‌های غمگینی و اضطراب افراد به اتفاقات طبیعی، رویدادهای منفی خیالی و واقعی کاهش یابد (نف و همکاران، ۲۰۰۵).

پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی نیز روبه‌رو بود؛ ازجمله داده‌ها با استفاده از ابزار خودسنجی جمع‌آوری

<sup>۱</sup> Gottman, Coan, Carrère & Swanson

شده‌اند که احتمال می‌رود گاهی با دقت پاسخ داده نشده باشد. پژوهش حاضر، تنها در ۴ مرکز و شهر مشهد انجام شده است؛ در نتیجه، نتایج آن نمی‌تواند نماینده کل جمعیت زنان با سازگاری پایین کشور باشد و با توجه به اینکه پژوهش از نوع همبستگی است، امکان نتیجه‌گیری علی وجود ندارد. با توجه به نتایج پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آینده برای طرح‌ریزی پروتکل‌های درمانی مختص این گروه زنان، به مقایسه زنان با دلزدگی زناشویی با زنان فاقد دلزدگی زناشویی در مؤلفه‌های مختلف شفقت خود، ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی پرداخته شود. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آینده، متغیرهای تعدیل‌کننده یا واسطه‌ای از جمله میزان سن، سطوح فرهنگی - اقتصادی و تحصیلی لحاظ شود؛ بنابراین، انجام پژوهش‌های مکمل که این متغیرها را به‌طور هم‌زمان بررسی کند، برای پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود.

## منابع

امانی، ا. (۱۳۹۱). پیش‌بینی رضایت زناشویی زنان براساس رضایت جنسی، ناگویی هیجانی و تصویر بدنی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، پردیس بین‌الملل.

ایزدی، ن. و سجادیان، ا. (۱۳۹۶). رابطه سازگاری زناشویی و استرس مرتبط با ناباروری: نقش میانجی‌گری شفقت خود و خودقضاوتی. نشریه روان‌پرستاری، ۵ (۲)، ۱۵-۲۲.

بشارت، م. ع. و گنجی، پ. (۱۳۹۱). نقش تعدیل‌کننده سبک‌های دل‌بستگی در رابطه بین ناگویی هیجانی و رضایت زناشویی. مجله اصول بهداشت روانی، ۱۴ (۵۶)، ۳۲۴-۳۳۵.

تقوی، م.، نجفی، م.، کیان ارثی، ف. و آقایان، ش. (۱۳۹۲). مقایسه ناگویی خلقی، سبک‌های دفاعی و اضطراب صفت حالت در بیماران مبتلا به - اختلال اضطراب فراگیر، افسردگی اساسی و افراد عادی. مجله روانشناسی بالینی، ۵ (۲)، ۶۷-۷۶.

حسینی، ا.، زهراکار، ک.، داورنیا، ر.، شاکری، م. و محمدی، ب. (۱۳۹۴). رابطه تعهد زناشویی با ویژگی‌های شخصیتی. مجله دانشگاه علوم پزشکی سبزوار، ۲۲ (۵)، ۷۸۸-۷۹۵.

حسین‌نژاد، م. (۱۳۷۴). مطالعه میزان ناسازگاری در بین والدین با کودکان عقب‌مانده ذهنی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه علامه طباطبائی. تهران.

خسروی، ص.، صادقی، م. و یابنده، م. ر. (۱۳۹۲). کفایت روان‌سنجی مقیاس شفقت خود (SCS). فصلنامه روش‌ها و مدل‌های روانشناختی، ۳ (۱۳)، ۴۹-۵۹.

خواجه، ف. و خضری مقدم، ا. (۱۳۹۵). رابطه ناگویی هیجانی و مشکلات بین فردی با رضایت زناشویی در پرستاران زن متأهل. ماهنامه دانشکده پرستاری و مامایی ارومیه، ۱۴ (۷)، ۶۳۸-۶۳۰.

رجبی، غ.، حریراوی، م. و تقی‌پور، م. (۱۳۹۵). ارزیابی مدل رابطه خوددلسوزی، همدلی زناشویی و افسردگی با میانجی‌گری بخشش زناشویی در زنان. دو فصلنامه مشاوره کاربردی، ۶ (۲)، ۱-۲۲.

رستمی، م.، عبدی، م. و حیدری، ح. (۱۳۹۳). رابطه انواع بدرفتاری در دوران کودکی با شفقت بر خود و سلامت روانی در افراد متأهل. فصلنامه اصول بهداشت روانی، ۱۶ (۶۲)، ۱۴۱-۱۳۰.

زارعی محمودآبادی، ح. (۱۳۹۶). اثربخشی آموزش زوج‌درمانی مثبت‌نگر بر صمیمیت زناشویی و امید به زندگی زنان عادی شهرستان بافق. طلوع بهداشت، ۱۶ (۲)، ۹۸-۱۰۹.

- ساداتی، ا.، مهرابی‌زاده هنرمند، م. و سودانی، م. (۱۳۹۳). رابطه علی تمایز یافتگی، نورزگرایی و بخشندگی با دلزدگی زناشویی با واسطه تعارض زناشویی. *روانشناسی خانواده*، ۱ (۲)، ۶۸-۵۵.
- شهریاری‌پور، ر.، نجفی، س.، امین بیدختی، ع. ا.، رئوفی، م. و مرادی، ف. (۱۳۹۶). نقش دین‌داری و مسئولیت‌پذیری در پیش‌بینی تعهد زناشویی دانشجویان. *پژوهش‌های مشاوره*، ۱۶ (۶۳)، ۲۰-۱.
- شیخ‌الاسلامی، ع.، خداکریمی، ش.، داداش‌زاده، م. (۱۳۹۶). پیش‌بینی تعهد زناشویی براساس رضایت جنسی، سلامت معنوی: نقش میانجی مسئولیت‌پذیری. *دین و سلامت*، ۵ (۱)، ۳۱-۲۱.
- شیوندی، ک.، نعیمی، ا.، فرشاد، م. ر. (۱۳۹۵). ارائه مدل ساختاری خود-دلسوزی و بهزیستی روانشناختی با میانجی‌گری عزت‌نفس و تصویر بدنی در دانشجویان دختر دانشگاه شیراز. *مطالعات روانشناسی بالینی*، ۶ (۲)، ۱۱۵-۱۳۳.
- صداقتی‌فرد، م. و ابراهیمی، م. (۱۳۹۵). بررسی رابطه بین باورهای ارتباطی و ناگویی خلقی با دلزدگی زناشویی زنان مراجعه‌کننده به مراکز بهداشت شهرستان ورامین. *فصلنامه تازه‌های روانشناسی صنعتی/سازمانی*، ۷ (۲۵)، ۲۰-۹.
- صفی‌پوریان، ش.، قدمی، ا.، خاکپور، م.، سودانی، م. و مهرآفرید، م. (۱۳۹۵). تأثیر مشاوره گروهی با روش درمان بین فردی (IPT) بر کاهش دلزدگی زناشویی زنان متقاضی طلاق. *نشریه آموزش پرستاری*، ۵ (۱)، ۱۱-۱.
- علوی، خ.، اصغری مقدم، م. ع.، رحیمی‌نژاد، ع.، فراهانی، ح. و علامه، ز. (۱۳۹۵). رابطه دوسوگرایی در ابراز هیجان و افسردگی: نقش واسطه‌ای مشکلات بین فردی. *اندیشه و رفتار*، ۱۱ (۴۱)، ۲۷-۳۶.
- فتوحی، س.، میکائیلی، ن.، عطادخت، ا. و حاجلو، ن. (۱۳۹۶). اثربخشی زوج درمانی مبتنی بر فراهیجان بر سازگاری و دلزدگی زناشویی در همسران دارای تعارض. *فصلنامه فرهنگی- تربیتی زنان - خانواده*، ۱۲ (۳)، ۴۴-۴۵.
- قرلسفلو، م.، جزایری، ر.، بهرامی، ف. و محمدی، ر. (۱۳۹۵). سبک‌های زوجی و شفقت خود به عنوان پیش‌بین‌های رضایت زناشویی. *دو فصلنامه مشاوره کاربردی*، ۵ (۲)، ۹۶-۷۹.
- مسرت مشهدی، ز.، دولتشاهی، ب. (۱۳۹۶). بررسی اثربخشی میزان سازگاری زناشویی از باورهای غیرمنطقی. *رویش روانشناسی*، ۶ (۱)، ۸۴-۶۹.
- ملازاده، ج.، منصور، م.، اژه‌ای، ج. و کیامنش، ع. (۱۳۸۱). سبک‌های رویارویی و سازگاری زناشویی در فرزندان شاهد. *مجله روانشناسی*، ۶، ۲۵۵-۲۷۵.
- نادری، ف.، افتخار، ز. و آملازاده، ص. (۱۳۸۸). رابطه ویژگی‌های شخصیت و روابط صمیمی همسر با دلزدگی زناشویی در همسران معتادان مرد اهواز. *یافته‌های نو در روانشناسی*، ۳ (۱۱)، ۶۸-۶۱.
- نصیری، ح. و جوکار، ب. (۱۳۸۷). معناداری زندگی، امید، رضایت از زندگی و سلامت روان در زنان. *پژوهش زنان*، ۶ (۲)، ۱۷۶-۵۷.
- نوییدی، ف.؛ ادیب‌راد، ن. و صباغیان، ز. (۱۳۸۴). بررسی و مقایسه رابطه دلزدگی زناشویی با عوامل جو سازمانی در کارکنان ادارات آموزش و پرورش و پرستاران بیمارستان‌های شهر تهران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*. دانشگاه شهید بهشتی.
- هومن، ح. ع. (۱۳۸۷). *مدل‌یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم‌افزار لیزرل*. سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها. تهران.



- Fryecox, N., & Colin, R. (2013). Alexithymia and marital quality: The mediating roles of loneliness and intimate communication. *Journal Family Psychology*, 27 (2), 203-211.
- Geisser, S. (1974). A Predictive Approach to the Random Effects Model, *Biometrika*, 61(1): 101-107.
- Horowitz, L. M. (1979). On the cognitive structure of interpersonal problems treated in psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47, 5-15.
- Humphreys, T. P., Wood, L. M. & Parker, J. D. A. (2009). Alexithymia and satisfaction in intimate relationships. *Personality and Individual Differences*, 46 (1), 43-47.
- Jacobson, E. H. K., Wilson, K. G., Solomon Kurz, A., & Kellum, K. K. (2018). Examining self-compassion in romantic relationships. *Journal of Contextual Behavioral Science*. 8, 69-73.
- Kafetsios, K. & Hess, U. (2018). Seeing mixed emotions: Alexithymia, emotion perception bias, and quality in dyadic interactions. *Personality and Individual Differences*. 137, 80-85.
- Kally, E. (2010). Work Stress. Personal life and burnout. *Cognition, Brain, Behavior*, 14 (3), 261-280.
- Lee, V. (2010). *The impact of alexithymia, emotional intelligence, marital*. [Doctoral desertation in Psychology]. Howard University, USA.
- Mirgain, S. A., & Cordova, J. V. (2007). Cognitive emotion regulation skills and marital health: the association between observed and self reported emotion skills, intimacy and marital satisfaction. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 26 (9): 983-1009.
- Mutlu, B., Erkut, Z., Yildirim, Z., Gündoğdu, N. (2018). A review on the relationship between marital adjustment and maternal attachment. *Revista da Associação Médica Brasileira*. 64 (3), 243-252.
- Mazzarantani, J. (2011). *The divorce survival guide: What you need to know to protect your emotional and financial security*. Miami: Jules Mazzarantani PLLC.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure یاقوتیان، م.، سلیمانیان، ع.ا. و محمدزاده ابراهیمی، ع. (۱۳۹۴). پیش‌بینی دل‌زدگی زناشویی از روی متغیرهای ناگویی هیجانی و باورهای ارتباطی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی بجنورد.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., & Parker, J. D. A. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale: II. Convergent, discriminant, and concurrent validity. *Journal of Psychosomatic Research*. 38, 33-40.
- Barkham, M., Hardy, G. E., & Startup, M. (1996). The IIP-32: A short version of the Inventory of Interpersonal Problems. *British Journal of Clinical Psychology*, 35 (1), 3-21.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Taylor and Francis Group.
- Chalah, M. A., & Ayache, S. S. (2017). Alexithymia in multiple sclerosis: A systematic review of literature. *Neuropsychologia*, 104, 31-47.
- Choua, S. W., & Chen, P. Y. (2009). The influence of individual differences on continuance intentions of enterprise resource planning (ERP). *Int. J. Human Computer Studies*, 67 (6), 484-496.
- Chu, X.-W., Fan, C.-Y., Liu, Q.-Q., & Zhou, Z.-K. (2018). Cyberbullying victimization and symptoms of depression and anxiety among Chinese adolescents: Examining hopelessness as a mediator and self-compassion as a moderator. *Computers in Human Behavior*, 86, 377-38.
- Cordova, J. V., Gee, C. B., & Warren, L. Z. (2005). Emotional Skillfulness in Marriage: Intimacy as a Mediator of the Relationship between Emotional Skillfulness and Marital Satisfaction. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 24 (2), 218-235.
- Fornell, C. & Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable and measuring error. *Journal of High Technology Management Research*. 39-50.

- Pines, A. M. (1996). *Couple burnout*. New York: Routledge.
- Sbarra, D. A. & Emery, R. E. (2005). The emotional sequelae of nonmarital relationship dissolution: analysis of change and intraindividual variability over time. *Pers Relatsh.* (12), 213-32.
- Sbarra, D. A., Smith, H. L., & Mehl, M. R. (2012). When leaving your ex, love yourself: observational ratings of self-compassion predict the course of emotional recovery following marital separation. *Journal of Psychological Science*, 23(3): 261-269.
- Stone, M. (1974). Cross-Validatory Choice and Assessment of Statistical Predictions, *Journal of the Royal Statistical Society*, 36(2): pp 111-147.
- Yarnell, L. M., & Neff, K. D. (2012). Self-compassion, interpersonal conflict resolutions, and well-being. *Self and Identity*, 1, 1-14.
- selfcompassion. *Self and Identity*, 2 (3), 223-250.
- Neff, K. D. & Costigan, A. P. (2013). Self-Compassion, Wellbeing and Happiness. *Psychologie in Österreich*. 2/3, 114-119.
- Neff, KD., Hseih, Y., & Dejithirat, K. (2005). Self-compassion, achievement goals, and coping with academic failure. *Self and Identity*, 4, 263-87.
- Neff, K. D., & Pommier, E. (2013). The relationship between self-compassion and other-ocused concern among college undergraduates, community adults, and practicing meditators. *Self and Identity*. 12 (2), 160-176.
- Pines, A. M. & Nunes, R. (2003). The relationship between career and couple burnout: Implications for career and couple counseling. *Journal of Employment Counseling*, 40 (2), 50-64.