

مدل ساختاری روابط فرازنشویی بر اساس طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی با  
میانجی‌گری عملکرد خانواده

The Structural Model of Extramarital Relationships Based on Cognitive Schemas And  
Alexithymia With The Mediation of Family Functioning

**Dr. Mohammad Mohammadipour**

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

**Fatemeh Zhinous Malekzadeh\***

Ph.D. Student in Counseling, Counseling Department,  
Bojnurd Branch, Islamic Azad University, Bojnurd,  
Iran.

[zhinousmalekzadeh@gmail.com](mailto:zhinousmalekzadeh@gmail.com)

**Dr. Sajad Mohammadipour**

General Practitioner, Neishabur University of Medical  
Sciences, Kharv Health Center, Iran.

دکتر محمد محمدی پور

دانشیار، گروه روان‌شناسی، واحد قوچان، دانشگاه آزاد اسلامی، قوچان،  
ایران.

فاطمه ملقبه به ژینوس ملک زاده (نویسنده مسئول)

دانشجوی دکتری مشاوره، گروه مشاوره، واحد بجنورد، دانشگاه آزاد  
اسلامی، بجنورد، ایران.

دکتر سجاد محمدی پور

پزشک عمومی، دانشگاه علوم پزشکی نیشابور، مرکز بهداشت خرو، ایران.

**Abstract**

The present study was conducted to provide a structural model of extramarital relationships based on cognitive schemas and alexithymia with the mediation of family function in Gonbad-e Kavus city. The research method was a descriptive correlation of the path analysis type. The statistical population consisted of married men and women who were referred to counseling centers in Gonbadkavus City in 2022, from which 200 people were selected through available sampling. The research tools include the Attitudes Toward Infidelity Scale (ATIS) (Whatley, 2008), the Young Schematic Questionnaire (YSQ) (Yang, 2005), the Toronto Ataxia Scale (TAS-20) (Bagby et al., 1994) and the McMaster Family Assessment Device (FAD-60) (Epstein et al., 1950). The results of the path analysis indicated the optimal fit of the model. The results of the path analysis indicated the optimal fit of the model. The findings showed that the direct effect of none of the cognitive schemas on extramarital relationships was insignificant. However, the other orientation schema indirectly and significantly affects extramarital relations by mediating family function ( $P<0.01$ ). Emotional dyslexia significantly affects extramarital relationships, both directly and indirectly ( $P<0.01$ ). The dimensions of identifying, expressing, and introspection have a negative and significant indirect effect on extramarital relationships through the mediation of family functioning ( $P<0.01$ ). Therefore, it can be concluded that cognitive schemas indirectly affect extramarital relationships by mediating family functioning, but emotional dyslexia is directly and indirectly effective.

**Keywords:** Alexithymia, extramarital relationships, cognitive schemas, family functioning.

**چکیده**

پژوهش حاضر با هدف ارائه مدل ساختاری روابط فرازنشویی بر اساس طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی با میانجیگری عملکرد خانواده در شهرستان گنبدکاووس انجام شد. روش این پژوهش توصیفی - همبستگی از نوع تحلیل مسیر بود. جامعه آماری، متشکل از زنان و مردان متأهل مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره شهرستان گنبدکاووس در سال ۱۴۰۱ بود که از بین آنها ۲۰۰ نفر از طریق نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل مقیاس روابط فرازنشویی (ATIS، واتلی، ۲۰۰۸)، پرسش‌نامه طرحواره‌ی یانگ (YSQ، یانگ، ۲۰۰۵)، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS-20، بگی و همکاران، ۱۹۹۴) و پرسش‌نامه سنجش عملکرد خانواده مک مستر (FAD-60، اپستاین و همکاران، ۱۹۵۰) بود. جهت تحلیل داده‌ها، از روش تحلیل مسیر استفاده شد. نتایج تحلیل مسیر حاکی از برآزش مطلوب مدل بود. یافته‌ها نشان داد، اثر مستقیم هیچ‌یک از طرحواره‌های شناختی بر روابط فرازنشویی معنادار نبود؛ اما طرحواره دیگر جهت‌مندی با میانجیگری عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی اثر غیرمستقیم و معنی‌داری داشت ( $P<0/01$ ). ناگویی هیجانی، هم به طور مستقیم و هم غیرمستقیم اثر معنی‌دار بر روابط فرازنشویی داشت ( $P<0/01$ ). ابعاد شناسایی احساسات، بیان احساسات و درون‌نگری با میانجیگری عملکرد خانواده، اثر غیرمستقیم منفی و معنی‌دار بر روابط فرازنشویی داشت ( $P<0/01$ )؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، طرحواره‌های شناختی به طور غیرمستقیم و ناگویی هیجانی، هم به طور مستقیم و هم غیرمستقیم با میانجیگری عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی مؤثر است.

**واژه‌های کلیدی:** ناگویی هیجانی، روابط فرازنشویی، طرحواره‌های شناختی، عملکرد خانواده.

پیوند زناشویی، مقوله انسانی بسیار رایجی است که گهگاه با مسئله‌ای به نام روابط فرازنشویی دست‌به‌گریبان است؛ روابط فرازنشویی از جمله عواملی است که سلامت خانواده را با چالش مواجه کرده و مهم‌ترین عامل تهدیدکننده عملکرد، ثبات و تداوم روابط زناشویی است (شهابی و فکری، ۱۳۹۹). روابط فرازنشویی زناشویی به‌عنوان تخطی از توافق جنسی بین یک زوج تعریف می‌شود و می‌تواند پیامدهای عاطفی شدیدی در زوجین ایجاد کند (سلترمن<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۹). مطالعات نشان داده‌اند که واکنش فرد نسبت به خیانت همسر، شبیه علائم استرس پس از سانحه همچون علائم شوک، سردرگمی، خشم و افسردگی است (وربولوسکا - اسکرزک<sup>۲</sup>، ۲۰۲۱).

از سویی پژوهش‌ها حاکی از تأثیر عوامل فردی و اجتماعی گوناگونی بر گرایش زوجین به روابط فرازنشویی هستند که از این میان می‌توان به طرحواره‌های ناسازگار اولیه<sup>۳</sup> اشاره نمود (شاه‌مرادی و همکاران، ۱۳۹۷؛ آرین‌فر و اعتمادی، ۱۳۹۸). یانگ<sup>۴</sup> و همکاران (۲۰۰۶) مدل طرحواره نظریه بک را برای شناسایی طرحواره‌های ناسازگار اولیه که به‌عنوان الگوها یا درون‌مایه‌های عمیق و فراگیر متشکل از شناخت‌واره‌ها، خاطرات، عواطف و احساس‌های در رابطه با خود و روابطش با دیگران تعریف می‌شود، توضیح می‌دهد (بروستر و پیلکینگتون<sup>۵</sup>، ۲۰۲۳). طرحواره‌های ناسازگار در پنج حوزه قرار می‌گیرند: حوزه بریدگی و طرد، حوزه خودگردانی و عملکرد مختل، حوزه محدودیت‌های مختل، حوزه دیگر جهت‌مندی و حوزه گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری (بار<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۲۳). این طرحواره‌های مربوط به روابط بین‌فردی در بزرگسالی در همسرگزینی و در تربیت فرزند نمود می‌یابند و بر آن تأثیر مخرب می‌گذارد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۹).

بر اساس بررسی مطالعات پیشین، پژوهش‌هایی که به بررسی رابطه نقش طرحواره‌ها بر روابط فرازنشویی پرداخته بودند، گزارش کردند، خیانت توسط متغیرهای محرومیت هیجانی، اطاعت، آسیب‌پذیری در برابر ضرر و بیماری، بی‌اعتمادی و خویشتن‌داری (زیرمقیاس‌های طرحواره‌های ناسازگار اولیه) پیش‌بینی می‌شود (دست‌افشان و همکاران، ۱۳۹۸). همچنین طرحواره‌های ناسازگار اولیه هم به طور مستقیم و هم غیرمستقیم از طریق ابعاد ذهن‌آگاهی پیش‌بینی‌کننده نگرش به روابط فرازنشویی هستند (مهدی‌زاده و دره کردی، ۱۳۹۹).

بر اساس پژوهش‌های انجام‌شده، یکی دیگر از متغیرهای زمینه‌ساز روابط فرازنشویی، ناگویی هیجانی<sup>۷</sup> است (ذاکری و رضایی<sup>۸</sup>، ۲۰۲۲؛ وانپول<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۰۷) که به معنی ناتوانی در پردازش شناختی<sup>۱۰</sup> اطلاعات هیجانی و تنظیم هیجان‌ها تعریف می‌شود (پریس<sup>۱۱</sup> و همکاران، ۲۰۲۳). بررسی نقش ناگویی هیجانی در مشکلات زناشویی (زارع باغبیدی و اعتمادی‌فرد، ۱۳۹۹) نه‌تنها یک یافته مهم از لحاظ علمی است؛ بلکه پایه‌ای کاربردی در جهت شناسایی صفات شخصیتی مرتبط با مشکلات هیجانی زوجین به‌عنوان عاملی در پدیدآمدن روابط فرازنشویی می‌تواند مفید باشد (آگسنه و آگنچ، ۱۴۰۰).

خانواده در محدودترین معنای آن، گروه دو یا چند نفره‌ای اطلاق می‌شود که باهم زندگی می‌کنند، دارای درآمد مشترک برای ضروریات زندگی هستند و از طریق خون، فرزندخواندگی یا ازدواج، باهم نسبت دارند (ملک زاده و همکاران، ۱۳۹۸). به اعتقاد بلسی<sup>۱۲</sup> (۲۰۰۵) شیوه عملکرد خانواده<sup>۱۳</sup> با تکیه بر درگیری (آمیزش) عاطفی راهی برای ادغام افراد در زندگی اجتماعی است و چهارچوبی برای حمایت عاطفی، معنوی و مادی اعضای خود فراهم می‌کند. در نتیجه، عملکرد خانواده می‌تواند به‌عنوان یک مفهوم چندبعدی دیده شود که بیانگر تعامل اعضای خانواده با یکدیگر و همکاری در دستیابی به یک هدف و نتیجه مشترک است (تی مورای<sup>۱۴</sup>، ۲۰۱۹).

1 Selterman  
2 Wróblewska - Skrzek  
3 Early Schema  
4 Young  
5 Bruysters & Pilkington  
6 Bär  
7 Alexithymia  
8 Zakeri & Rezaei  
9 Vanheule  
10 Cognitive Processing  
11 Preece  
12 Belsey  
13 Family Function  
14 Tye-Murray

در خانواده‌های با عملکرد پایین مشکلات عدیده‌ای وجود دارد که می‌تواند آسیب‌های روانی را برای اعضای آن به وجود آورد. به همین دلیل بسیاری از پژوهشگران به دنبال عوامل تعیین‌کننده عملکرد خانواده در راستای بهبود سلامت فردی و جامعه هستند (مارکسون<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۱۶؛ آجیلی‌لاهیجی و بشارت<sup>۲</sup>، ۲۰۱۹). این آسیب‌ها به‌عنوان تهدیدی علیه انسجام خانواده شناخته شده‌اند. بدیهی است زمانی که پایداری، انسجام و دوام روابط خانوادگی دچار مشکل شود، میزان صمیمیت، احساس امنیت، تعاملات عاطفی و نظایر آن نیز دچار مشکلات خواهد شد؛ در چنین شرایطی رشد و تعالی خانواده و کارکردهای خانواده تابعی از معضلات می‌شود و زندگی خانوادگی رو به اضمحلال می‌رود؛ بنابراین نقش این متغیر در عوامل مؤثر بر روابط فرازناشویی مسئله‌ای دور از انتظار نیست (قاسمی و همکاران، ۱۴۰۱؛ سلطانی و همکاران، ۱۴۰۰). البته رسیدن به تبیینی جامع‌تر از نگرش به روابط فرازناشویی متضمن درهم بینی ارتباط درونی متغیرهای شناخته‌شده در این زمینه است؛ به‌گونه‌ای که بتوان ضمن شناسایی روابط علی بین این متغیرها، به شناخت بهتری از شکل‌گیری روند رسیدن زوجین به روابط فرازناشویی دست‌یافت. مداخلات مبتنی بر بهبود روابط زناشویی در سال‌های اخیر متمرکز بر طرحواره درمانی و درمان‌های هیجان‌مدار بوده است. تغییر طرحواره‌ها و ناگویی هیجانی نسبت به بهبود عملکرد خانواده فرایندی دشوارتر و طولانی‌تر است. از این‌رو تأیید نقش میانجی‌گرانه عملکرد خانواده می‌تواند به هدف‌مندی بهتر مداخلات روان‌شناختی در این زمینه کمک کند.

با توجه به افزایش نرخ بی‌وفایی و گرایش به روابط فرازناشویی در بین همسران (آکسته و آگنج، ۱۴۰۰)، تداوم و افزایش این آمار، منجر به ابتدال خانواده و انحطاط کل جامعه می‌شود. نظر به افزایش این پدیده در جامعه و عدم اقدام مناسب از سوی دستگاه‌های مرتبط و مسئول، به نظر می‌رسد انجام پژوهش‌هایی در این زمینه بسیار ضروری است. تا شاید با یافتن عوامل زمینه‌ساز و تأثیرگذار در زمینه این پدیده و درنهایت درمان‌های روان‌شناختی مناسب بتوانیم به افراد و خانواده‌های درگیر در این مسائل برای بازسازی خانواده و جامعه کمک‌های لازم را فراهم آوریم. علاوه بر این، مطالعاتی از این نوع، می‌تواند در ارائه آموزش به زوج‌ها، کمک در تصحیح امر ازدواج، راهنمایی و مشاوره افرادی که مستعد روابط خارج از چارچوب خانواده هستند، مؤثر باشد. بر این اساس با توجه به حساسیت و پیچیدگی مسئله روابط فرازناشویی، هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی نقش میانجی‌گرانه عملکرد خانواده در پیش‌بینی روابط فرازناشویی بر اساس طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی در قالب یک مدل ساختاری بود.

## روش

روش پژوهش حاضر توصیفی - همبستگی و از نوع تحلیل مسیر بود. جامعه آماری، متشکل از زنان و مردان متأهل مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره شهرستان گنبدکاووس در سال ۱۴۰۱ بود. روش نمونه‌گیری پژوهش به‌صورت در دسترس بود. برای تعیین حجم نمونه در روش مدل‌یابی معادلات ساختاری، کلاین<sup>۳</sup> (۲۰۱۱)، حجم نمونه حداقل ۲۰۰ نفری را توصیه می‌کند (کلانتر، ۱۳۹۷) و با توجه به نظر پژوهشگران دیگر، حجم نمونه برای تحلیل مدل ساختاری در مدل‌هایی با ۱۰ تا ۱۵ نشانگر ۲۰۰ تا ۴۰۰ مورد باید در نظر گرفته شود (میرز و همکاران، ۱۳۹۵). بر همین اساس در این پژوهش، حجم نمونه ۲۰۰ نفری در نظر گرفته شد که با احتمال ریزش، تعداد ۲۴۰ نفر به‌عنوان نمونه تعیین شد که پس از اجرای پرسش‌نامه‌ها، به علت ناقص تکمیل شدن تعدادی از پرسش‌نامه‌ها، درنهایت پاسخ‌های ۲۰۰ نفر که قابلیت تحلیل داشتند، مورد بررسی قرار گرفت. ملاک‌های ورود به پژوهش رضایت آگاهانه جهت شرکت در پژوهش، داشتن سواد حداقل دیپلم، داشتن تجربه خیانت زناشویی، گذشتن حداقل دو سال از شروع زندگی مشترک و رده سنی ۲۰-۴۵ سال و ملاک‌های خروج از پژوهش نیز عدم تمایل به ادامه شرکت در پژوهش و پرسش‌نامه‌های ناقص بود. به‌منظور اجرای پژوهش، پس از مراجعه به مراکز مشاوره شهرستان گنبدکاووس و هماهنگی با مدیریت مراکزی که حاضر به همکاری با پژوهشگر شدند، پرسش‌نامه‌ها در بین زنان و مردان متأهل مراجعه‌کننده به این مراکز که دارای ملاک‌های ورود به پژوهش شدند، توزیع شد. در ابتدای پرسش‌نامه اهداف پژوهش ذکر شده بود و به پاسخ‌دهندگان اطمینان داده شده بود که هویتشان مجهول خواهد ماند و داده‌ها صرفاً در اختیار پژوهشگر قرار خواهد گرفت؛ لذا

1 Markson

2 AjeliLahiji & Besharat

3 Keline

از پاسخ‌دهندگان تقاضا گردید در صورت رضایت به شرکت در پژوهش، صادقانه و با دقت به سؤالات پاسخ دهند. داده‌ها با روش تحلیل مسیر و با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۴ و ماکروی هیز (۲۰۲۲) نسخه ۴ تحلیل شدند.

### ابزار سنجش

**مقیاس نگرش به خیانت (روابط فرا‌زنشویی) (ATIS):**<sup>۱</sup> این ابزار توسط واتلی<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) در ۱۲ گویه طراحی شده است. گویه‌ها بر اساس مقیاس هفت درجه‌ای لیکرت از کاملاً موافقم (۷) تا کاملاً مخالفم (۱) نمره‌گذاری می‌شود و نمره ابزار با مجموع نمره گویه‌ها محاسبه می‌گردد. گویه‌های ۲، ۵، ۷، ۸، ۱۲ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. دامنه نمرات بین ۱۲ تا ۸۴ است و نمره بالاتر نشان‌دهنده نگرش مثبت فرد به خیانت زناشویی است. طراح، روایی این مقیاس به روش واگرا را ۰/۸۶ و پایایی با روش آلفای کرونباخ را ۰/۸۷ گزارش کرده است (واتلی، ۲۰۰۸؛ به نقل از باقری و البهشتی، ۱۳۹۹). ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس توسط حبیبی و همکاران (۲۰۱۹) مورد بررسی قرار گرفت و ساختار عاملی مقیاس در یک عامل مرتبه اول با استفاده از تحلیلی عاملی تأییدی، تأیید شد. همچنین پایایی با روش آلفای کرونباخ را ۰/۷۱ و با روش بازآزمایی را ۰/۸۷ برآورد کردند (به نقل از باقری و البهشتی، ۱۳۹۹). جهت بررسی روایی این آزمون در ایران، از روایی ملاکی از (نوع واگرا) استفاده شده است. به همین منظور، پرسش‌نامه جهت‌گیری مذهبی آلپورت به کار گرفته شد. روایی واگرا با جهت‌گیری مذهبی درونی، ۰/۲۹ و با جهت‌گیری مذهبی بیرونی ۰/۱۶ به دست آمد (سیدعلی تبار و همکاران، ۱۳۹۴). در پژوهش حاضر نیز پایایی با روش آلفای کرونباخ ۰/۸۴ گزارش شده است.

**پرسشنامه طرحواره یانگ شکل کوتاه (YSQ-SF):**<sup>۳</sup> برای اندازه‌گیری طرحواره‌های ناسازگار اولیه از پرسش‌نامه ۷۵ سؤالی یانگ (۲۰۰۵) و با مقیاس پاسخگویی ۶ درجه‌ای لیکرت (کاملاً نادرست = ۱ تا کاملاً درست = ۶) و ۱۵ خرده مقیاس شامل محرومیت هیجانی، طرد/رهاشدگی، بی‌اعتمادی/بدرفتاری، انزوای اجتماعی، نقص/شرم، شکست، وابستگی/بی‌کفایتی، آسیب‌پذیری به ضرر، گرفتاری/در دام افتادی، اطلاعات، از خودگذشتگی، بازداری هیجانی، معیارهای سرسختانه، استحقاق، خویش‌نوازی و خود انضباط ناکافی استفاده شد. در این پرسش‌نامه هر ۵ پرسش یک طرحواره را مورد سنجش قرار می‌دهد. چنانچه میانگین هر خرده مقیاس بالاتر از ۲/۵ باشد، آن طرحواره ناکارآمد است (قاسمی و شریفی، ۱۳۹۶). آلفای کرونباخ برای آزمون حاضر در پژوهش بچ<sup>۴</sup> (۲۰۱۸)، ۰/۹۶ و برای خرده مقیاس‌ها بالاتر از ۰/۸۰ گزارش شد. مطالعه پیلکینگتون<sup>۵</sup> و همکاران (۲۰۲۲) همبستگی بالایی بین این پرسش‌نامه با پرسش‌نامه پریشانی روان‌شناختی کسلر (I=۰/۴۵) گزارش کردند که نشان‌دهنده مطلوب بودن روایی همگرا این پرسش‌نامه است. از سوی دیگر نتایج پژوهش استانیسزک و پوپیل<sup>۶</sup> (۲۰۱۸) در رابطه با بررسی قابلیت اعتماد پرسشنامه از آلفای کرونباخ استفاده کرده که ضرایب مؤلفه‌ها در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ گزارش شده و همبستگی بین دو نسخه کوتاه و بلند ضریب ۰/۸۰ به دست آمده که نشان‌دهنده روایی همگرایی پرسشنامه است. در پژوهش پیاده امرغان و همکاران (۱۴۰۱)، آلفای کرونباخ برای پرسش‌نامه ۰/۸۶ و در خرده مقیاس‌ها بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۲ گزارش شد. در پژوهش غیائی (۱۳۸۸) روایی هم‌زمان پرسشنامه با مقیاس نگرش‌های ناکارآمد ۰/۶۵ گزارش شد (به نقل از امرغان و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین در این پژوهش، آلفای کرونباخ کل ۰/۸۱ و برای خرده مقیاس‌ها ۰/۶۰ تا ۰/۷۹ به دست آمد.

**مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS-20):**<sup>۷</sup> مقیاس ناگویی هیجانی توسط تورنتو و همکاران (۱۹۹۴) ساخته شد. این آزمون ۲۰ سؤالی است و سه زیرمقیاس دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات و تفکر عینی را در اندازه‌های ۵ درجه‌ای لیکرت از نمره ۱ (کاملاً مخالف) تا نمره ۵ (کاملاً موافق) می‌سنجند. یک نمره کل نیز از جمع نمره‌های سه زیرمقیاس برای ناگویی هیجانی کلی محاسبه می‌شود که شامل: دشواری در تشخیص احساسات، دشواری در توصیف احساسات و تفکر با جهت‌گیری خارجی است. پارکر و همکاران (۲۰۰۱) روایی محتوایی پرسش‌نامه ۰/۷۹ به دست آورده و آلفای کرونباخ آن را نیز ۰/۸۷ گزارش کردند (یوسفی و منیرپور، ۱۴۰۰). در نسخه فارسی این مقیاس ضرایب آلفای کرونباخ برای ناگویی هیجانی کل ۰/۸۵ و سه زیرمقیاس دشواری در شناسایی احساسات ۰/۸۲، دشواری در توصیف احساسات ۰/۷۵ و برای تفکر عینی ۰/۷۲ محاسبه شد که نشانه همسانی درونی خوب مقیاس بود

1 Attitudes Toward Infidelity Scale

2 Whately

3 Young Schema Questionnaire - Short Form

4 Bach

5 Pilkington

6 Staniszek & Popiel

7 Toronto Alexithymia Scale

(شاهمردی و همکاران، ۱۴۰۰). روایی هم‌زمان مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو بر حسب همبستگی بین زیرمقیاس‌های این آزمون و مقیاس‌های هوش هیجانی، بهزیستی روان‌شناختی و درماندگی روان‌شناختی بررسی و مورد تأیید قرار گرفت. نتایج ضرایب همبستگی پیرسون نشان داد که بین نمره آزمودنی‌ها در مقیاس ناگویی هیجانی کل با هوش هیجانی ( $r=0/80, p<0/001$ )، بهزیستی روان‌شناختی ( $r=0/78, p<0/001$ )، و درماندگی روان‌شناختی ( $r=0/44, p<0/001$ ) همبستگی معناداری وجود دارد (بشارت، ۱۳۸۸). همچنین در پژوهش حاضر، ضرایب آلفای کرونباخ کل ۰/۷۹ و سه زیر مقیاس دشواری در شناسایی احساسات ۰/۷۱، دشواری در توصیف احساسات ۰/۷۷ و برای تفکر عینی ۰/۶۹ به دست آمد.

**پرسشنامه سنجش عملکرد خانواده (FAD-60):** این پرسش‌نامه توسط اپستاین<sup>۲</sup> و همکاران (۱۹۵۰) برای سنجش عملکرد خانواده بر اساس مدل عملکرد خانواده مک مستر<sup>۳</sup>، تدوین شده است. این پرسش‌نامه، شامل ۶۰ سؤال و ۷ خرده مقیاس حل مسئله، ارتباط یا تعامل، نقش‌ها، پاسخگویی عاطفی، آمیزش عاطفی، کنترل رفتاری، عملکرد کلی خانواده است. در این ابزار نمره زیاد نشان‌دهنده عملکرد نامطلوب خانواده و نمرات کمتر بیانگر عملکرد مطلوب است (یوسفی، ۱۳۹۲). اپستاین و همکاران (۱۹۸۳) ضرایب همسانی درونی خرده مقیاس‌ها ابزار سنجش کارکرد خانواده بین ۰/۷۲ تا ۰/۸۳ و میزان ضرایب آلفای کرونباخ را برای مقیاس عملکرد کلی ۰/۷۹، نقش‌ها ۰/۷۰، ارتباط ۰/۷۲، حل مسئله ۰/۷۴، همراهی عاطفی ۰/۷۰، مهار رفتار ۰/۶۹ و آمیزش عاطفی ۰/۷۴ گزارش کرده‌اند. میزان همسانی درونی با ضرایب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های آن از ۰/۷۲ تا ۰/۹۲ بود و مقدار روایی پیش‌بین با پرسش‌نامه الگوهای ارتباطی کریستینسن و سالووی (۱۹۸۲) ۰/۷۶ و روایی هم‌زمان آن ۰/۸۰ است. همچنین روایی داخلی این ابزار توسط ثنایی (۱۳۸۹) ۰/۸۱ گزارش شده است (به نقل از محمودی و همکاران، ۱۴۰۱). در پژوهش یوسفی (۱۳۹۱) ضریب روایی همگرایی و واگرایی خرده مقیاس‌های ابزار سنجش خانواده با پرسش‌نامه الگوهای ارتباطی و خرده مقیاس گسلس هیجانی (یکی از خرده مقیاس‌های پرسش‌نامه تمایز یافتگی خود) به ترتیب برای خرده مقیاس‌های حل مسئله ۰/۳۷ و ۰/۳۱- ارتباط یا تعامل ۰/۴۱ و ۰/۳۵، نقش‌ها ۰/۳۱ و ۰/۳۴، پاسخگویی عاطفی ۰/۳۷ و ۰/۴۶، آمیزش عاطفی ۰/۴۲ و ۰/۳۸- کنترل رفتار ۰/۳۲ و ۰/۴۱- و عملکرد کلی خانواده ۰/۴۶ و ۰/۴۳- گزارش شده است. در تحلیل موازی (مقیاس رضایت زناشویی لاک-والاس)، پرسش‌نامه عملکرد خانواده توانست فقط ۰/۱۱ ( $R=0/34$ ) واریانس برای شوهران و ۰/۱۲ ( $R=0/36$ ) را برای زنان پیش‌بینی کند. به بیان دیگر پرسش‌نامه عملکرد خانواده، قدرت پیش‌بینی بهتری دارد (صیادی، ۱۳۸۳). همچنین در این پژوهش، آلفای کرونباخ کل ۰/۸۴ و برای خرده مقیاس‌ها ۰/۶۳ تا ۰/۷۹ به دست آمد.

## یافته‌ها

بر اساس اطلاعات مربوط به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی افراد نمونه، ۷۲ درصد زن و ۲۸ درصد پاسخ‌دهندگان مرد بودند. همچنین ۱۸ درصد در بازه سنی ۲۰ تا ۲۵ سال، ۲۴/۵ درصد در بازه سنی ۲۶-۳۰ سال، ۲۶ درصد در بازه سنی ۳۱-۳۵ سال، ۱۹/۵ درصد در بازه سنی ۳۶-۴۰ سال و ۱۲ درصد در بازه سنی ۴۱-۴۵ سال قرار داشتند. میانگین سن ۲۴/۶ و انحراف استاندارد سن ۱/۴ بود. از لحاظ تحصیلات، ۲۲ درصد دیپلم، ۶۴ درصد کارشناسی و ۱۴ درصد کارشناسی ارشد بودند.

جدول ۱. توصیف آماری و ماتریس ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱. بریدگی و طرد	-									
۲. خودگردانی	۰/۳۸**	-								
۳. دیگر جهت‌مندی	۰/۰۵	۰/۴۳**	-							
۴. گوش‌به‌زنگی	۰/۱۸*	۰/۰۳	۰/۱۸*	-						
۵. محدودیت‌های مختل	۰/۱۰	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۱۵*	-					
۶. شناسایی احساسات	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۲	-				

1 Family Assessment Device

2 Epstein

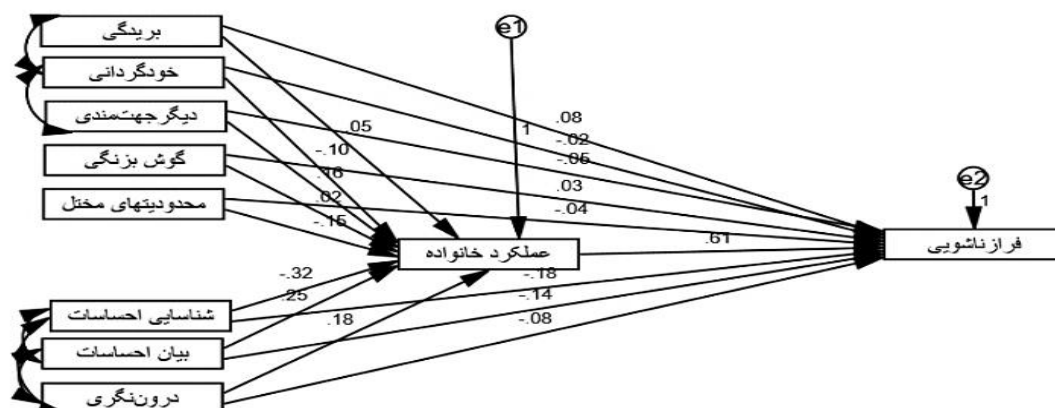
3 McMaster Model of Family Functioning

۷. بیان احساسات	۰/۰۳	۰/۰۶	۰/۱۲	-۰/۰۸	۰/۶۳**	۰/۶۱**	-		
۸. درون‌نگری	۰/۰۸	۰/۰۹	-۰/۰۰۶	-۰/۰۲	۰/۶۸**	-۰/۲۴**	-۰/۰۸	-	
۹. عملکرد خانواده	-۰/۰۳	-۰/۰۹	۰/۰۸	-۰/۰۳	۰/۶۸**	-۰/۰۷	-۰/۱۳	۰/۳۰**	-
۱۰. روابط فرازنشویی	۰/۰۲	-۰/۰۸	-۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۱۴*	۰/۴۰**	۰/۵۰**	۰/۵۳**	-۰/۶۰**
میانگین	۶۴/۴۵	۳۹/۱۷	۴۳/۶۰	۳۲/۰۳	۲۸/۸۶	۲۰/۳۱	۱۵/۴۲	۲۴/۷۰	۱۹۰/۰۴
انحراف استاندارد	۲۱/۰۶	۶/۷۷	۶/۱۶	۹/۵۱	۷/۴۰	۳/۱۱	۲/۴۳	۳/۰۸	۷/۲۹
کجی	۰/۱۴	-۰/۱۰	-۰/۴۳	-۰/۰۴	۰/۲۹	۰/۱۰	-۰/۲۹	-۰/۳۲	۰/۱۳
کشیدگی	-۰/۹۱	-۰/۰۵	۰/۴۹	-۰/۸۹	-۰/۲۸	۰/۰۸	۰/۴۹	۰/۷۳	۱/۴۶

\* معنی‌داری در سطح ۰/۰۵ \*\* معنی‌داری در سطح ۰/۰۱

در جدول ۱ اطلاعات توصیفی متغیرها شامل میانگین، انحراف معیار به همراه ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش ارائه شده است. همان گونه که نشان داده شده است همبستگی بین طرحواره ناسازگار حوزه محدودیت‌های مختل با روابط فرازنشویی مثبت و معنی‌دار است ( $P < 0/01$ ). همبستگی بین مؤلفه‌های ناگویی هیجانی با روابط فرازنشویی مثبت و معنی‌دار است ( $P < 0/01$ ) و همبستگی بین عملکرد خانواده با روابط فرازنشویی منفی و معنی‌دار است ( $P < 0/01$ ).

به‌منظور آزمون مدل پژوهش از تحلیل مسیر به روش بیشینه احتمال با بهره‌گیری از نرم‌افزار ماکروی هیز (۲۰۲۲) استفاده شد. پیش از استفاده از تحلیل مسیر، داده‌های پرت تک متغیری با استفاده از نمودار جعبه‌ای و داده‌های پرت چندمتغیری با استفاده از آماره ماهالانوبیس بررسی و از مجموعه داده‌ها کنار گذاشته شدند. حداکثر مقدار ماهالانوبیس (۴۲/۰۱۰) از مقدار بحرانی مجذور کای (۳۷/۶۹۷) بزرگ‌تر بود. بررسی نمرات نشان داد که نمره یک نفر باید کنار گذاشته شود. کجی و کشیدگی توزیع نمرات متغیرها با استفاده از نرم‌افزار SPSS محاسبه و نتایج نشان داد، کجی و کشیدگی نمرات در دامنه ۲ انحراف معیار بود. همچنین برای نرمال بودن توزیع نمرات از آزمون کولموگوروف - اسمیرنوف استفاده شد. بر اساس نتایج توزیع نمرات به‌جز خودگردانی، در سایر متغیرها نرمال نبود. شاخص نمرات استیودنت شده محاسبه و نمره هشت نفر به‌عنوان غیرنرمال شناسایی شد. فرض استقلال خطاها با آماره دوربین واتسون برای محاسبه معادلات رگرسیونی مدل پژوهش بررسی شد که مقدار به‌دست‌آمده بیانگر برقراری این مفروضه است. مفروضه هم خطی بین متغیرها با استفاده از همبستگی پیرسون بین زوج متغیرها بررسی شد. با توجه به اینکه همبستگی دو متغیری ۰/۹۰ و بالاتر نشان‌دهنده هم خطی است، این مشکل در داده‌های پژوهش حاضر مشاهده نشد. علاوه بر آن آماره تحمل و عامل تورم واریانس به‌منظور بررسی هم خطی چندگانه محاسبه شد. نتایج نشان داد هیچ‌کدام از مقادیر آماره تحمل کوچک‌تر از حد مجاز ۰/۱ و هیچ‌کدام از مقادیر عامل تورم واریانس بزرگ‌تر از حد مجاز ۱۰ نمی‌باشند؛ بنابراین بر اساس دو شاخص ذکرشده وجود هم خطی چندگانه در داده‌ها مشاهده نشد. پس از بررسی مفروضه‌ها و حصول اطمینان از برقراری آن‌ها، به‌منظور ارزیابی مدل موردبررسی از تحلیل مسیر استفاده شد. نتایج در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱. ضرایب استاندارد مدل نهایی نقش میانجی عملکرد خانواده در رابطه بین طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی با روابط فرازنشویی

در شکل ۱ ضرایب استاندارد مدل به منظور بررسی نقش میانجی عملکرد خانواده در رابطه بین طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی با روابط فرازنشویی نشان داده شده است. در این مدل، طرحواره‌های شناختی به طور مستقیم، قادر به پیش‌بینی معنی‌دار رابطه فرازنشویی نبود؛ اما طرحواره دیگر جهت‌مندی با میانجیگری عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی اثر غیرمستقیم و معنی‌داری داشت ( $P < 0/01$ ). ناگویی هیجانی، هم به طور مستقیم و هم غیرمستقیم اثر معنی‌دار بر روابط فرازنشویی داشت ( $P < 0/01$ ). نتایج مربوط به ضرایب مسیر مستقیم و غیرمستقیم طرحواره‌های شناختی، ناگویی هیجانی و عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی در جدول ۲ و ۳ ارائه شده است.

جدول ۲. ضرایب مسیر اثرات مستقیم طرحواره‌های شناختی، ناگویی هیجانی و عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی

مسیر	B	B	SE	T	Sig
بریدگی و طرد به روابط فرازنشویی	۰/۰۵۳	۰/۰۱۲	۰/۰۱۰	۱/۱۸۷	۰/۲۳۷
خودگردانی به روابط فرازنشویی	۰/۰۱۱	۰/۰۰۸	۰/۰۳۵	۰/۲۲۴	۰/۸۲۳
دیگر جهت‌مندی به روابط فرازنشویی	۰/۰۸۳	۰/۰۶۴	۰/۰۳۶	۱/۷۵۴	۰/۰۸۱
گوش‌به‌زنگی به روابط فرازنشویی	۰/۰۲۴	۰/۰۱۲	۰/۰۲۱	۰/۵۶۹	۰/۵۷۰
محدودیت‌های مختل به روابط فرازنشویی	۰/۰۲۳	۰/۰۱۵	۰/۰۲۷	۰/۵۶۹	۰/۵۷۰
شناسایی احساسات به روابط فرازنشویی	۰/۰۴۲	۰/۰۶۶	۰/۱۰۲	۰/۶۴۱	۰/۵۲۲
بیان احساسات به روابط فرازنشویی	۰/۱۷۵	۰/۳۴۵	۰/۱۱۱	۳/۱۰۱	۰/۰۰۲
درون‌نگری به روابط فرازنشویی	۰/۱۵۱	۰/۲۳۳	۰/۰۹۲	۲/۵۳۶	۰/۰۱۲
عملکرد کلی خانواده به روابط فرازنشویی	-۰/۳۱۷	-۰/۶۲۷	۰/۱۰۲	-۶/۱۶۷	۰/۰۰۱
کنترل رفتاری به روابط فرازنشویی	-۰/۰۷۳	-۰/۲۱۹	۰/۱۲۲	-۱/۷۹۷	۰/۰۷۴
حل مسئله به روابط فرازنشویی	-۰/۲۹۲	-۰/۹۳۲	۰/۱۴۷	-۶/۳۴۲	۰/۰۰۱
ارتباط به روابط فرازنشویی	-۰/۰۱۸	-۰/۰۲۹	۰/۰۷۸	-۰/۳۷۲	۰/۷۱۱
نقش‌ها به روابط فرازنشویی	-۰/۲۸۳	-۰/۷۴۸	۰/۱۱۱	-۶/۷۴۰	۰/۰۰۱
پاسخگویی عاطفی به روابط فرازنشویی	-۰/۰۲۷	-۰/۰۷۹	۰/۱۵۶	-۰/۵۰۸	۰/۶۱۲
آمیزش عاطفی به روابط فرازنشویی	-۰/۱۹۴	-۰/۵۱۳	۰/۱۴۶	-۳/۵۱۶	۰/۰۰۱

$$R^2=0.735, F=32.278, p<0.001$$

در جدول ۲ نتایج مربوط به ضرایب مسیر بین طرحواره‌های شناختی و مؤلفه‌های ناگویی هیجانی با روابط فرازنشویی و همچنین ضرایب مسیر عملکرد خانواده و مؤلفه‌های آن با روابط فرازنشویی ارائه شده است. بر اساس اطلاعات این جدول، ضرایب مسیر مربوط به رابطه بین طرحواره‌های شناختی با روابط فرازنشویی معنی‌دار نیست؛ اما ضرایب مسیر مربوط به رابطه بین مؤلفه‌های بیان احساسات (بتا = ۰/۳۴۵)، عملکرد کل خانواده (بتا = -۰/۶۲۷)، حل مسئله (بتا = -۰/۹۳۲) و آمیزش عاطفی (بتا = -۰/۵۱۳) با روابط فرازنشویی در سطح آلفای ۰/۰۱ معنی‌دار است و ضریب مسیر رابطه بین درون‌نگری و عمیق‌شدن (بتا = ۰/۲۳۳) با روابط فرازنشویی در سطح آلفای ۰/۰۵ معنی‌دار است؛ به عبارت دیگر در این مدل، طرحواره‌های شناختی به طور مستقیم، قادر به پیش‌بینی معنی‌دار رابطه فرازنشویی نبود. از طرف دیگر، از بین ابعاد عملکرد خانواده، به‌غیر از بعد ارتباط و پاسخگویی عاطفی، سایر ابعاد اثر مستقیم معنی‌داری بر روابط فرازنشویی دارند.

جدول ۳. ضرایب مسیر اثرات غیرمستقیم طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی، با میانجی‌گری عملکرد خانواده بر روابط

مسیر	B	خطای معیار	حد پایین	حد بالا
بریدگی و طرد از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	۰/۰۰۹	۰/۰۱۰	-۰/۰۱۰۴	۰/۰۲۹۰
خودگردانی از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	-۰/۰۱۸	۰/۰۳۲	۰/۰۸۴۸	۰/۰۴۳۱
دیگر جهت‌مندی از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	۰/۰۸۳	۰/۰۳۳	۰/۱۴۶۴	۰/۰۱۳۷
گوش‌به‌زنگی از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	۰/۰۳۷	۰/۱۱۲	-۰/۰۰۲۶	۰/۰۷۸۱

محدودیت‌های مختل از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	-۰/۰۰۳	۰/۰۲۹	-۰/۰۵۸۸	۰/۰۵۴۰
شناسایی احساسات از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	۰/۳۶۶	۰/۰۷۹	۰/۵۲۴۰	۰/۲۱۱۱
بیان احساسات از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	۰/۵۴۷	۰/۰۹۸	۰/۷۴۶۳	۰/۳۵۷۳
درون‌نگری از طریق عملکرد خانواده به روابط فرازنشویی	۰/۳۸۶	۰/۰۹۷	۰/۵۷۶۴	۰/۱۹۵۸

نقش میانجی‌گری عملکرد خانواده با روش خودگردانی و استفاده از ماکروی هیز (۲۰۲۲) نسخه ۴ انجام شد. در روش خودگردانی بر اساس حدود اطمینان ۹۵ درصد و قرار گرفتن مقدار صفر در این دامنه نسبت به آزمون فرضیه اقدام می‌شود. همان‌طور که جدول ۲ نشان می‌دهد اثر مستقیم ابعاد طرحواره‌ها بر روابط فرار زناشویی معنی‌دار نبود، در صورتی که در جدول ۳ مشخص شد بعد دیگر جهت‌مندی از طریق عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی تأثیر معنی‌داری دارد؛ به عبارت دیگر، نقش میانجی‌گری کامل دارد؛ اما ابعاد ناگویی هیجانی در اینجا نقش میانجی‌گری جزئی ایفا می‌کنند؛ چون در مدل اثرات مستقیم هم تأثیر معنی‌دار بر روابط فرازنشویی داشته‌اند در اینجا هم به شکل میانجی‌گری باز نقش معنی‌داری در روابط فرازنشویی دارند؛ بنابراین بر اساس نتایج به دست آمده ضرایب مربوط به تأثیر غیرمستقیم طرحواره دیگر جهت‌مندی و ابعاد ناگویی هیجانی شامل شناسایی احساسات، بیان احساسات و درون‌نگری از طریق متغیر میانجی عملکرد خانواده معنی‌دار است. از این رو فرضیه پژوهش مبنی بر نقش واسطه‌ای عملکرد خانواده در رابطه میان طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی با روابط فرازنشویی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل پیشنهادی

شاخص‌ها	X <sup>2</sup> /df	GFI	NFI	CFI	RMSEA	IFI	SRMR
دامنه مورد قبول	< ۳	> ۰/۹	> ۰/۹	> ۰/۹	< ۰/۰۸	> ۰/۹	< ۰/۰۸
مقدار مشاهده شده	۱/۴۱۶	۹۶۷	۰/۹۲۱	۰/۹۸۳	۰/۰۴۷	۰/۹۶۳	۰/۰۴۲

جدول ۴ شاخص‌های برازش مدل را نشان می‌دهد. مدل اولیه بعد از برقراری کوواریانس میان خطاهای ابعاد بریدگی و طرد با خودگردانی و خودگردانی با دیگر جهت‌مندی در طرحواره‌های ناسازگار اولیه و برقراری کوواریانس میان ابعاد شناسایی احساسات با درون‌نگری و بیان احساسات و بیان احساسات با درون‌نگری در ناگویی هیجانی، به برازش موردنظر رسید. در مدل اصلاح‌شده، مقدار شاخص نسبت مجذور کای بر درجه آزادی (X<sup>2</sup>/df) در بین ۱ تا ۵ قرار دارد، نشان‌دهنده برازش مدل است. خطای ریشه مجذور میانگین تقریبی (RMSEA) برابر ۰/۰۴۷ و ریشه دوم میانگین مربعات باقی‌مانده (SRMR) برابر ۰/۰۴۲ است که از میزان (۰/۰۸) کوچک‌تر است و در نتیجه برازش مدل را تأیید می‌کند. شاخص‌های IFI، CFI، GFI و NFI نیز از ملاک موردنظر (۰/۰۹) بزرگ‌تر هستند. ضرایب به دست آمده حاکی از برازش مطلوب مدل است.

## بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف ارائه مدل ساختاری روابط فرازنشویی بر اساس طرحواره‌های شناختی و ناگویی هیجانی با میانجی‌گری عملکرد خانواده در شهرستان گنبدکاووس انجام شد. یافته‌ها نشان داد، اثر مستقیم هیچ‌یک از طرحواره‌های شناختی بر روابط فرازنشویی معنادار نبود؛ اما طرحواره دیگر جهت‌مندی با میانجی‌گری عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی اثر غیرمستقیم و معنی‌داری دارد. به طوری که افزایش طرحواره دیگر جهت‌مندی از طریق کاهش عملکرد خانواده میزان روابط فرازنشویی را افزایش می‌دهد.

نتایج حاصل از عدم ارتباط مستقیم طرحواره‌های ناسازگار اولیه با روابط فرازنشویی با نتایج یافته‌های پیشین همچون آرین‌فر و اعتمادی (۱۳۹۸) همسو نبوده و با نتایج پژوهش سلطانی و همکاران (۱۴۰۰) همسو بوده است. در تبیین این ناهمسویی می‌توان به اختلاف نمونه‌های پژوهش اشاره کرد. نمونه‌های مورد استفاده در پژوهش‌های پیشین اغلب افرادی بودند که مرتکب خیانت زناشویی شده یا اینکه در معرض طلاق قرار داشتند؛ اما در پژوهش حاضر نمونه، افراد متأهلی بودند که مشکلات حد زناشویی نداشتند و از این رو همگن‌تر بودند. نتایج حاصل از این پژوهش در زمینه اثر و ارتباط غیرمستقیم طرحواره دیگر جهت‌مندی از طریق عملکرد خانواده با روابط فرازنشویی، با نتایج پژوهش قاسمی و همکاران (۱۴۰۱)؛ سلطانی و همکاران (۱۴۰۰) همسو بوده است. در تبیین این یافته می‌توان اظهار داشت که

اساساً طرحواره ناسازگار اولیه دیگر جهت‌مندی موجب سوگیری در تفسیر رویدادها و وقایع زندگی می‌شوند. این سوگیری‌ها در آسیب‌شناسی روانی به‌صورت سوءتفاهم‌ها، نگرش‌های ناکارآمد و تحریف‌شده، باورهای نادرست و غلط، هدف‌ها و چشمداشت‌های غیرواقع‌بینانه در همسران پدید می‌آیند و این سوءبرداشت‌ها بر ادراک‌ها و ارزیابی‌های بعدی (زندگی مشترک و روابط زناشویی) تأثیر می‌گذارند و باعث کاهش و آفت عملکرد خانواده در زمینه‌های مختلف می‌شوند، زیرا طرحواره ناسازگار دیگر جهت‌مندی در مسیر زندگی تداوم و استمرار داشته و بر چگونگی رابطه فرد با خود و دیگران به‌ویژه شریک زندگی تأثیر دارند، از آنجاکه طرحواره‌های ناسازگار از جمله طرحواره ناسازگار دیگر جهت‌مندی ناکارآمد و غیرانطباقی است؛ ناخشنودی و نارضایتی در روابط زناشویی و خانوادگی را در پی داشته (سلطانی و همکاران، ۱۴۰۰) و باعث تخریب و لطمه‌زدن به عملکرد بهینه خانواده شده و به‌صورت غیرمستقیم و با تحت‌تأثیر قراردادن عملکرد خانواده زمینه را برای روابط فرازناشویی فراهم می‌کند. درواقع می‌توان گفت همسرانی که دارای طرحواره ناسازگار دیگر جهت‌مندی هستند و عملکرد خانوادگی پایینی دارند، احتمال برقراری روابط فرازناشویی در آن‌ها بیشتر است.

یافته دیگر این پژوهش نشان داد ناگویی هیجانی هم به‌طور مستقیم و هم غیرمستقیم بر روابط فرازناشویی اثر معنی‌دار دارد و ابعاد شناسایی احساسات، بیان احساسات و درون‌نگری با میانجیگری عملکرد خانواده، اثر غیرمستقیم منفی و معنی‌دار بر روابط فرازناشویی دارد. به‌طوری‌که با افزایش این ابعاد، عملکرد خانواده کاهش یافته و منجر به کاهش روابط فرازناشویی می‌گردد. یافته حاصل از ارتباط مستقیم بین ناگویی هیجانی با روابط فرازناشویی با نتایج پژوهش‌های پیشین همچون؛ ذاکری و رضایی (۲۰۲۲)؛ آگسنت و آگنج (۱۴۰۰) همسو بوده است. یافته حاصل از ارتباط غیرمستقیم ناگویی هیجانی بر اساس نقش میانجی عملکرد خانواده با روابط فرازناشویی با نتایج پژوهش‌های پیشین همچون؛ زارع باغبیدی و اعتمادی‌فرد (۱۳۹۹) همسو بوده است. در تبیین یافته حاصل از ارتباط مستقیم بین نارسایی هیجانی با روابط فرازناشویی می‌توان چنین گفت که؛ زوجین مبتلا به ناگویی هیجانی به دلیل نارسایی در شناسایی و تنظیم هیجان‌ها، در فرایند پردازش شناختی، ادراک و ارزشیابی هیجان‌ها دچار آشفتگی و درماندگی شده، این نارسایی می‌تواند سازمان عواطف و شناخت‌های آنان را مختل و سازگاری موفقیت‌آمیز را دچار مشکل کند. در نتیجه روابط مشترک زوجین دچار تعارض، دل‌زدگی زناشویی و نقص در روابط صمیمی می‌شود؛ زیرا روابط عاشقانه و رضایت‌بخش نیاز به توانایی شناسایی احساسات و توانایی ابراز احساسات به همسر دارد که این تبیین با پژوهش وانهول و همکاران (۲۰۰۷) همخوانی دارد. همچنین ناگویی هیجانی با روابط بد، نداشتن رضایت زناشویی و رضایت جنسی و کاهش کیفیت ارتباط زناشویی، رابطه دارد که همه این عوامل، زمینه‌ساز قوی برای روابط فرازناشویی هستند. در تبیین یافته حاصل از ارتباط غیرمستقیم ناگویی هیجانی بر اساس نقش میانجی عملکرد خانواده با روابط فرازناشویی می‌توان چنین گفت که از آنجایی‌که تنظیم هیجان به‌عنوان فرایندی که دارای ساختاری چندبعدی است، ناگویی هیجانی را می‌توان معادل دشواری در خودتنظیمی هیجانی یا ناتوانی در پردازش اطلاعات هیجانی و تنظیم هیجان دانست (لومینت و همکاران<sup>۱</sup> ۲۰۰۴؛ موری<sup>۲</sup> و همکاران ۲۰۱۹). ناگویی هیجانی، سازمان‌دهی عواطف و شناخت‌های فرد را مختل می‌کند و احتمال استفاده از مکانیزم‌های دفاعی آزاردهنده و ناکارآمد را افزایش می‌دهد. شکست در تنظیم احساسات به‌عنوان یکی از پیامدهای ناگویی هیجانی می‌تواند تجارب هیجانی منفی را افزایش دهد؛ بنابراین، زمانی که زوجین احساس می‌کنند کنترل کمی بر موقعیت‌های چالش‌برانگیز زندگی مشترک دارند، آن را منفی و استرس‌زا تفسیر می‌کنند (استیوز<sup>۳</sup> و همکاران، ۲۰۲۲)؛ که این منجر به یک تجربه هیجانی منفی مشترک در بین زوجین می‌شود که می‌تواند منجر به ضعف عملکرد خانواده و مشکلات بین‌فردی و خانوادگی مانند یک رابطه سرد و سبک اجتنابی در ابراز احساسات و عواطف شود (هنری<sup>۴</sup> و همکاران، ۲۰۰۷). علاوه بر این، ناتوانی در تنظیم هیجان می‌تواند با سطوح پایین سلامت جسمی و روانی در افراد مبتلا به اختلال ناگویی خلقی همراه باشد. یکی از مهم‌ترین مهارت‌هایی که در زندگی هر فردی لازم است، توانایی آگاهی از احساسات خود و ابعاد دیگران است. این توانایی به فرد کمک می‌کند تا با نقاط قوت و ضعف و سایر ویژگی‌های خود و دیگران آشنا شود و با آگاهی عمیق از خود و دیگران وارد مراحل مختلف زندگی شود (داسیلوا<sup>۵</sup> و همکاران، ۲۰۱۷؛ ادواردز و ووپرمن<sup>۶</sup>، ۲۰۱۷؛ لومینت و زاماریولا<sup>۷</sup>، ۲۰۱۸؛ گورملی<sup>۸</sup> و همکاران،

1 Luminet

2 Morie

3 Estévez

4 Henry

5 Da Silva

6 Edwards &amp; Wupperman

7 Luminet &amp; Zamariola

8 Gormley

(۲۰۲۱)؛ بنابراین زوجی که شناخت کمی از احساسات و عواطف خود دارد و هوش هیجانی پایینی دارد، نمی‌تواند احساسات و خواسته‌های خود را در زندگی مشترک و خانوادگی به‌درستی بیان کند و قادر به شناسایی هیجانات، عواطف و رفع نیازهای عاطفی همسرش نیست. این امر باعث آسیب به عملکرد خانواده و عدم تعامل مناسب زوجین با یکدیگر می‌شود و با توجه به ضعف در عملکرد خانواده و عدم وجود تعاملات سازنده و مفید بین زوجین، زمینه برای برقراری روابط فرازنشویی فراهم می‌شود.

با توجه به یافته‌ها و نتایج پژوهش حاضر می‌توان گفت که طرحواره ناسازگار اولیه دیگر جهت‌مندی و ناگویی هیجانی در شکل‌گیری انتظارات و باورهای افراد درباره روابط زناشویی و عملکرد خانوادگی نقش مهمی را ایفا می‌کنند و از این طریق زمینه را برای روابط فرازنشویی آماده می‌کنند، بنابراین به نظر می‌رسد جهت ارتقا و بهبود بهداشت روانی و بهزیستی روان‌شناختی زوجین، باید توجه خاصی به خانواده که نخستین منبع شکل‌گیری شخصیت و باورهای افراد درباره خود، دیگران و دنیا است، مبذول داشت. به‌طور کلی نتایج این مطالعه حاکی از آن است که طرحواره ناسازگار اولیه دیگر جهت‌مندی و ناگویی هیجانی؛ دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در بیان احساسات و درون‌نگری از طریق کاهش عملکرد خانواده بر روابط فرازنشویی زوجین تأثیرگذار هستند و به نظر می‌رسد با بهبود عملکرد خانواده و با تأکید بر حل مسئله، ارتباط و تعامل متقابل، احساسات و هیجانات مثبت، آمیزش عاطفی و پرورش و حمایت از رشد مهارت‌های زندگی و حفظ و اداره سیستم خانواده می‌توان به مداخلات و رویکردهای درمانی سودمند در بهبود روابط زوجین دارای طرحواره ناسازگار اولیه دیگر جهت‌مندی و ناگویی هیجانی، استحکام و انسجام بخشیده و آن‌ها را در جهت داشتن روابط بهتر و رضایت‌بخش یاری رساند. همچون سایر پژوهش‌ها، مطالعه حاضر نیز با محدودیت‌هایی همراه بود که می‌توان به اجتماع پسند بودن پاسخ افراد شرکت‌کننده بخصوص در پرسش‌نامه روابط فرازنشویی اشاره کرد. استفاده از نمونه‌گیری در دسترس، از دیگر محدودیت‌های پژوهش حاضر بود. علاوه بر این، از آنجاکه برای برازش مدل و نقش میانجی‌گری و واسطه‌ای حجم نمونه بایستی نسبتاً بالا باشد احتمال معناداری ضرایب ضعیف در مدل برازش یافته وجود دارد که باید جانب احتیاط را در تفسیر نتایج لحاظ کرد. به پژوهشگران و محققان پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی این پژوهش در سایر شهرها و جوامعی که دارای فرهنگ‌های متفاوتی هستند و دیگر گروه‌ها نیز اجرا گردد.

## منابع

- احمدی، س.، ماردپور، ع. ر.، و محمودی، آ. (۱۳۹۹). اثربخشی طرحواره درمانی بر طرحواره‌های ناسازگار اولیه، افزایش کیفیت زندگی و رضایت زناشویی در زوجین متقاضی طلاق در شهر شیراز. *مجله روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۱۱(۴۱)، ۵۳-۷۰.  
<https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285516.1399.11.41.4.8>
- آرین‌فر، ن.، و اعتمادی، ع. (۱۳۹۸). مقایسه اثربخشی زوج‌درمانی یکپارچه‌نگر و هیجان‌مدار بر صمیمیت زناشویی زوجین آسیب‌دیده از خیانت همسر. *فصلنامه پژوهش‌های مشاوره*، ۱۵(۵۹)، ۷-۱۷.  
<http://iran-counseling.ir/journal/article-1-32-fa.html>
- آکسته، ا.، و آگنج، ن. (۱۴۰۰). پیش‌بینی گرایش به روابط فرازنشویی بر اساس ناگویی خلقی، تمایز یافتگی و صمیمیت جنسی در زنان فرهنگی. *فصلنامه روان‌شناسی زن*، ۲(۳)، ۴۱-۵۵.  
<http://dorl.net/dor/20.1001.1.27833333.1400.2.3.4.4>
- باقری، ن.، البهشتی، غ. (۱۳۹۹). بررسی نقش سرخوردگی زناشویی در نگرش به روابط فرازنشویی با نقش تعدیلی هوش هیجانی، رویش روان‌شناسی، ۱۳۹-۱۴۶.  
<http://frooyesh.ir/article-1-2207-fa.html>
- بشارت، م. ع. (۱۳۸۸). ناگویی هیجانی و مشکلات بین شخصی، مطالعات تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه فردوسی، ۱۰(۱)، ۱۲۹-۱۴۵.  
[https://tpccp.um.ac.ir/article\\_27413.html](https://tpccp.um.ac.ir/article_27413.html)
- پیاده امرغان، م.، بلیاد، م. ر.، ژیان باقری، م.، هواسی سومار، ن.، رنجبری پور، ط. (۱۴۰۱). پیش‌بینی راهبردهای مقابله با استرس بر اساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه و هوش معنوی در مادران دانش‌آموزان کم‌توان ذهنی. *رویش روان‌شناسی*، ۱۱(۱۲)، ۱۵۲-۱۴۱.  
<http://frooyesh.ir/article-1-4058-fa.html>
- دست‌افشان، ا.، حیدریه، ز.، دهقان، ع.، و فرهادی شوربلاغی، ا. (۱۳۹۸). پیش‌بینی میل خیانت به همسر بر پایه صمیمیت با همسر، طرحواره‌های ناسازگار اولیه و باورهای دینی در زنان متأهل شهرستان یزد. *چهارمین کنفرانس بین‌المللی دستاوردهای نوین پژوهشی در علوم اجتماعی، علوم تربیتی و روان‌شناسی، اصفهان*.  
<https://civilica.com/doc/928482/>
- زارع باغبیدی، م.، و اعتمادی‌فرد، ا. (۱۳۹۹). تعیین نقش واسطه‌ای مهارت ارتباطی در رابطه بین ناگویی هیجانی و دل‌زدگی زناشویی زوجین متقاضی طلاق. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۲۸، ۱۳۵-۱۵۰.  
<https://doi.org/10.22034/spr.2020.114700>

- سلطانی، س.، خادمی، ع.، بخشی پور، ع.، و علیوندی وفا، م. (۱۴۰۰). مدل یابی علی آسیب پذیری روابط فرازناشویی بر اساس طرحواره های هیجانی با میانجی گری عملکرد جنسی. *زن و مطالعات خانواده*، ۱۴(۵۲)، ۱۲۵-۱۵۶. <https://doi.org/10.30495/jwsf.2020.1912668.1510>
- سیدعلی تبار، س. ه.، محمدعلی پور، ز.، حبیبی، ف.، سروستانی، ع.، و جوان بخت، ع. ر. (۱۳۹۴). بررسی روانی و پایایی مقیاس نگرش به روابط فرازناشویی، *فصلنامه پژوهنده*، ۲۰(۶)، ۳۴۲-۳۴۹. <http://pajoohande.sbmu.ac.ir/article-1-2100-fa.html>
- شاهمردی، ذ. ا.، خالقی پور، ش.، و مسجدی، م. (۱۳۹۷). مقایسه اثربخشی طرحواره درمانی و شناخت درمانی مبتنی بر ذهن آگاهی بر طرحواره های ناسازگار و سلامت عمومی بیماران مبتلا به ویتیلیگو. *نشریه مدیریت ارتقای سلامت*، ۷(۶)، ۹۴-۱۰۷. <http://jhpm.ir/article-1-835-fa.html>
- شاهمردی، ش.، پورابراهیم، ت.، و حبیبی، م. ب. (۱۴۰۰). تحلیل معادلات ساختاری ناگویی هیجانی بر اساس جو عاطفی خانواده و سبک های دل بستگی با میانجیگری تمایز یافتگی و تصویر بدنی افراد متأهل. *تحقیقات علوم رفتاری*، ۱۹(۳)، ۴۳۹-۴۵۳. <https://sid.ir/paper/1018744/fa>
- شهبایی، ن.، و فکری، ک. (۱۳۹۹). مقایسه صمیمیت، کیفیت زندگی و گرایش به خیانت در زنان شاغل و خانه دار. *فصلنامه روان شناسی زن*، ۱(۲). <https://civilica.com/doc/1328798>
- صیادی، ع. (۱۳۸۳). *بررسی اثرات متقابل کارایی خانواده در بروز مشکلات روانی نوجوانان از نظر دختران و پسران پایه سوم متوسطه شهر تهران در سال تحصیلی ۱۰-۸۱*. پایان نامه کارشناسی ارشد مشاوره. تهران: دانشگاه علامه طباطبایی.
- علی تبار، ه.، قنبری، س.، علی زاده، م.، حبیبی، م. (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین روابط جنسی پیش از ازدواج با نگرش به روابط فرازناشویی، *فصلنامه خانواده پژوهی*، ۱۰(۳۸)، ۲۵۵-۲۶۷. [https://jfr.sbu.ac.ir/article\\_96651.html](https://jfr.sbu.ac.ir/article_96651.html)
- قاسمی، ث.، شریفی، ک. (۱۳۹۶). بررسی مقایسه طرحواره های ناسازگار اولیه، هوش هیجانی و سازگاری اجتماعی نوجوانان دارای گرایش به رفتارهای پرخطر و نوجوانان عادی، *رویش روان شناسی*، ۶(۴)، ۴۵-۷۲. <http://frooyesh.ir/article-1-372-fa.html>
- قاسمی، ک.، الهی، ط.، و یوسفی افراشته، م. (۱۴۰۱). نقش طرحواره های ناسازگار اولیه (محرومیت هیجانی، رهاشدگی، بی ثباتی و بی اعتمادی) بدرفتاری) در تعهد زناشویی با واسطه گری نقش های جنسیتی. *پژوهش های روان شناسی بالینی و مشاوره*، ۱۲(۱)، ۶-۲۱. <http://doi.10.22067/tpccp.2022.75842.1266>
- کلانتر، م. (۱۳۹۷). *مدل یابی معادلات ساختاری رابطه چشم انداز زمان و رضایت از زندگی با میانجی گری ویژگی های شخصیتی*. پایان نامه کارشناسی ارشد رشته روان شناسی بالینی دانشکده علوم انسانی گروه روان شناسی. دانشگاه شاهد.
- محمودی، ه.، عامری، م.، فرهادی، ق. (۱۴۰۱). رابطه بین تغییر رفتار جنسی، عملکرد خانواده و صمیمیت زناشویی در بزرگسالان متأهل ۲۰ تا ۵۰ ساله حین همه گیری کووید-۱۹، *رویش روان شناسی*، ۱۱(۷۲)، ۱۲۵-۱۳۴. <http://frooyesh.ir/article-1-3385-fa.html>
- ملک زاده، م.، علیجانی، ح.، شکوهی فر، س.، ایلانی، ز.، و ملک زاده، ف. ز. (۱۳۹۸). *روان شناسی خانواده*. تهران: انتشارات صالحیان.
- مهدی زاده، ف.، و دره کردی، ع. (۱۳۹۹). رابطه طرحواره های ناسازگار اولیه و نگرش به روابط فرازناشویی با میانجی گری ابعاد ذهن آگاهی به منظور ارائه مدل. *فصلنامه علمی پژوهشی علوم روان شناختی*، ۱۹(۸۷)، ۳۸۳-۳۸۹. <http://psychologicalscience.ir/article-1-583-fa.html>
- میرز، ل. ا.، گامست، گ.، و گارینو، ا. ج. (۲۰۰۶). *پژوهش چندمتغیری کاربردی (طرح و تفسیر)*. ترجمه حسن پاشا شریفی، ولی الله فرزاد، سیمین دخت رضاخانی، حمیدرضا حسن آبادی، بلال ایزانلو، مجتبی حبیبی. تهران: انتشارات رشد.
- یوسفی، ن. (۱۳۹۱). *بررسی شاخص های روان سنجی مقیاس های شیوه سنجش خانوادگی مک مستر (FAD)*. فصلنامه اندازه گیری تربیتی، شماره ۷، سال سوم، بهار ۹۱، صص ۸۵-۱۱۴. <http://ensani.ir/file/download/article/20131104151202-9880-46.pdf>
- یوسفی، ن.، فارسانی، ک.، شکویا، ع.، همتی، س.، نبوی حصار، ج. (۱۳۹۲). اعتباریابی پرسش نامه تمایل جنسی هالبرت (HISD)، *نشریه علمی روان شناسی بالینی و شخصیت*، ۱۱(۲۱)، ۱۰۷-۱۱۸. [https://cpap.shahed.ac.ir/article\\_2696.html](https://cpap.shahed.ac.ir/article_2696.html)
- یوسفی، ن.، منیرپور، ن. (۱۴۰۰). پیش بینی نشانگان وسواس بر اساس ناگویی هیجانی و باورهای غیرمنطقی در افراد مبتلا به اختلال وسواسی - جبری، *رویش روان شناسی*، ۱۰(۱۲)، ۱۵۹-۱۶۸. <http://frooyesh.ir/article-1-3102-fa.html>
- AjeliLahiji, L., & Besharat, M. A. (2019). The role of personality traits in predicting family functioning and quality of life among nurses, Shiraz, Iran 2017-2018. *Journal of Occupational Health and Epidemiology*, 8(2), 81-87. <http://dx.doi.org/10.29252/johe.8.2.81>
- Bach, B., Lockwood, G., & Young, J. E. (2018). A new look at the schema therapy model: organization and role of early maladaptive schemas. *Cognitive behaviour therapy*, 47(4), 328-349. <https://doi.org/10.1080/16506073.2017.141056>
- Bär, A., Bär, H. E., Rijkeboer, M. M., & Lobbestael, J. (2023). Early Maladaptive Schemas and Schema Modes in clinical disorders: A systematic review. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*. <https://doi.org/10.1111/papt.12465>
- Belsey, M. A. (2005). *AIDS and the family: Policy options for a crisis in family capital*. United Nations Publications. <https://desapublications.un.org/publications/aids-and-family-policy-options-crisis-family-capital>

- Bruysters, N. Y. F., & Pilkington, P. D. (2023). Overprotective parenting experiences and early maladaptive schemas in adolescence and adulthood: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 30(1), 10-23. <https://doi.org/10.1002/cpp.2776>
- Da Silva, A. N., Vasco, A. B., & Watson, J. C. (2017). Alexithymia and emotional processing: A mediation model. *Journal of Clinical Psychology*, 73(9), 1196-1205. <https://doi.org/10.1002/jclp.22422>
- Edwards, E. R., & Wupperman, P. (2017). Emotion regulation mediates effects of alexithymia and emotion differentiation on impulsive aggressive behavior. *Deviant Behavior*, 38(10), 1160-1171. <https://doi.org/10.1080/01639625.2016.1241066>
- Estévez, A., Jauregui, P., Macía, L., & Martín-Pérez, C. (2022). Alexithymia and emotion regulation strategies in adolescent gamblers with and without at-risk profiles. *Journal of Gambling Studies*, 38(1), 15-29. <https://doi.org/10.1007/s10899-021-10057-8>
- Gormley, E., Ryan, C., & McCusker, C. (2021). Alexithymia is associated with emotion dysregulation in young people with autism spectrum disorder. *Journal of Developmental and Physical Disabilities*, 34, 171-186. <https://doi.org/10.1007/s10882-021-09795-9>
- Henry, J. D., Green, M. J., de Lucia, A., Restuccia, C., McDonald, S., & O'Donnell, M. (2007). Emotion dysregulation in schizophrenia: Reduced amplification of emotional expression is associated with emotional blunting. *Schizophrenia Research*, 95(1-3), 197-204. <https://doi.org/10.1016/j.schres.2007.06.002>
- Luminet, O., & Zamariola, G. (2018). *Emotion knowledge and emotion regulation in alexithymia from part II - Emotion and cognitive processing*. In O. I., Luminet, R. M. Michael Bagby, & G. J. Taylor (Eds.), *Alexithymia advances in research, theory, and clinical practice* (pp. 49-77). Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108241595.006>
- Luminet, O., Rime, B., Bagby, R. M., & Taylor, G. (2004). A multimodal investigation of emotional responding in alexithymia. *Cognition and Emotion*, 18(5), 741-766. <https://doi.org/10.1080/02699930341000275>
- Markson, L., Lamb, M. E., & Lösel, F. (2016). The impact of contextual family risks on prisoners' children's behavioral outcomes and the potential protective role of family functioning moderators. *European Journal of Developmental Psychology*, 13(3), 325-340. <https://doi.org/10.1080/17405629.2015.1050374>
- Morie, K. P., Jackson, S., Zhai, Z. W., Potenza, M. N., & Dritschel, B. (2019). Mood disorders in high-functioning Autism: The importance of alexithymia and emotional regulation. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 49(7), 2935-2945. <https://doi.org/10.1007/s10803-019-04020-1>
- Pilkington, P. D., Spicer, L., & Wilson, M. (2022). Schema therapists' perceptions of the influence of their early maladaptive schemas on therapy. *Psychotherapy Research*, 1-14. <https://doi.org/10.1080/10503307.2022.2038804>
- Preece, D. A., Mehta, A., Petrova, K., Sikka, P., Bjureberg, J., Becerra, R., & Gross, J. J. (2023). Alexithymia and emotion regulation. *Journal of Affective Disorders*, 324, 232-238. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2022.12.065>
- Selterman D, Garcia JR, Tsapelas I (2019). Motivations for extradyadic infidelity revisited. *The Journal of Sex Research*. Mar 24; 56(3): 273-286. <https://doi.org/10.1080/00224499.2017.1393494>
- Staniszak, K., & Popeil, A. (2018). Development and validation of the Polish experimental short version of the young schema Questionnaire (YSQ-ES-PL) for the assessment of early maladaptive Schemas, 20(2), pp. 401-427. <http://dx.doi.org/10.18290/rpsych.2017.20.2-5en>
- Tye-Murray, N. (2019). *Foundations of aural rehabilitation: Children, adults, and their family members*. Plural Publishing. <https://www.pluralpublishing.com/publications>
- Vanheule, S., Desmet, M., Meganck, R., & Bogaerts, S. (2007). Alexithymia and interpersonal problems. *Journal of clinical psychology*, 63(1), 109-117. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17016830/>
- Whately, M. A. (2008). Attitudes toward infidelity scale. *J Soc Psychol*, 133:547-51.
- Wróblewska-Skrzek, J. (2021). Infidelity in relation to sex and gender: The perspective of sociobiology versus the perspective of sociology of emotions. *Sexuality & Culture*, 25(5), 1885-1894. <https://doi.org/10.1007/s12119-021-09845-6>
- Zakeri F, Rezaei M. (2022). The Role of Alexithymia and Dysfunctional Reactions in Predicting Marital Intimacy. *PCP*; 10 (4), 329-342. <http://dx.doi.org/10.32598/jpcp.10.4.850.1> <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/17016830/>