



Prediction of Couple Adjustment Based on Disconnection and Rejection Schema with the Mediation of Alexithymia an in Married Elementary School Teachers of Qom City

Mohammad Esmail Zand¹, Faezeh Asgari^{2*}

1- Department of Psychology, Faculty of Human Sciences, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.

2- Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Human Sciences, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.

Corresponding author: Faezeh Asgari, Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.

Email: fz_asgari@yahoo.com

Received: 19 Nov 2022

Accepted: 10 March 2023

Abstract

Introduction: Today, attention to the family and its role in the establishment of a healthy society has been given more attention by psychologists and researchers. One of the most important issues in couple adjustment is alexithymia. Therefore, the aim of the present study is prediction of couple adjustment based on disconnection and rejection schema with the Mediation of alexithymia an in married elementary school teachers of Qom city.

Methods: The current research is of a descriptive-correlation type. The statistical population included all married male and female educators of Qom province. The research sample was based on Krejcie & Morgan's table and there were 291 male and female married elementary school teachers in Qom who were selected by multi-stage cluster random sampling method. Measurement instruments include demographic questionnaire, "Revised Dyadic Adjustment Scale", "Young Schema Questionnaire-Short Form" and "Toronto Alexithymia Scale". The validity of the tools was checked by exploratory factor analysis and reliability by internal consistency method by calculating Cronbach's alpha coefficient and Spearman-Brown's correlation coefficient. The obtained data were analyzed in SPSS 24 and AMOS 24.

Results: The proposed model has a good fit (GFI=0.93, AGFI=0.94, NFI=0.91, CFI=0.9, RMSEA=0.04) and alexithymia has a significant mediating role between disconnection and rejection schema with couple adjustment ($P<0.05$). Also, alexithymia has a significant mediating role in the relationship between disconnection and rejection schema to couple adjustment.

Conclusions: The variable of alexithymia has a significant mediating role in the relationship between cut and rejection schema with couple compatibility. Therefore, it is suggested that therapists and counselors use schema therapy in order to improve couples who have dyslexia.

Keywords: Couple's Adjustment, Disconnection /Rejection, Alexithymia.



پیش بینی سازگاری زوجی بر اساس طرحواره بریدگی و طرد با میانجیگری ناگویی خلقی در معلمین ابتدایی متاهل شهر قم

محمد اسماعیل زند^۱، فائزه عسکری^{۲*}

۱- کارشناس ارشد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران.
۲- استادیار، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران.

نویسنده مسئول: فائزه عسکری، استادیار، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، ایران.
ایمیل: fz_asgari@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۲۰

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۸/۲۸

چکیده

مقدمه: امروزه توجه به خانواده و نقش آن در برپایی جامعه سالم بیش از پیش مورد توجه روانشناسان و پژوهشگران قرار گرفته است. یکی از مسائل مهم و حائز اهمیت در سازگاری زوجی، ناگویی خلقی است. لذا هدف پژوهش حاضر پیش بینی سازگاری زوجی بر اساس بریدگی و طرد با نقش میانجیگری ناگویی خلقی در معلمین ابتدایی متاهل شهر قم می باشد.

روش کار: پژوهش حاضر از نوع توصیفی- همبستگی است. جامعه آماری شامل کلیه فرهنگیان متاهل زن و مرد استان قم بود. نمونه پژوهش بر اساس جدول Krejcie & Morgan ۲۹۱ معلم ابتدایی متاهل زن و مرد شهر قم بودند که به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شدند. ابزار اندازه‌گیری شامل پرسشنامه جمعیت شناختی، "مقیاس سازگاری زوجی بازنگری شده" (Revised Dyadic Adjustment Scale)، "پرسشنامه طرحواره‌های یانگ- فرم کوتاه" (Young Schema Questionnaire-Short Form) و "مقیاس ناگویی خلقی تورنتو" (Toronto Alexithymia Scale) بود. روایی ابزارها از تحلیل عاملی اکتشافی و پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ و ضریب تصنیف اسپیرمن براون بررسی شد. داده‌های به دست آمده در نرم افزار اس پی اس نسخه ۲۴ و ایموس نسخه ۲۴ تحلیل شد.

یافته‌ها: الگوی پیشنهادی از برازش خوبی برخوردار است (RMSEA=۰/۰۴، CFI=۰/۹، NFI=۰/۹۱، AGFI=۰/۹۴، GFI=۰/۹۳) و ناگویی خلقی نقش میانجیگر معناداری را بین طرحواره بریدگی و طرد با سازگاری زوجی دارد ($P < ۰/۰۵$). همچنین، ناگویی خلقی نقش میانجی معناداری در رابطه بین طرحواره بریدگی و طرد به سازگاری زوجی دارد.

نتیجه‌گیری: متغیر ناگویی خلقی دارای نقش میانجی معناداری در ارتباط بین طرحواره بریدگی و طرد با سازگاری زوجی است. لذا پیشنهاد می شود که درمانگران و مشاوران در راستای بهبود زوجینی که مشکل ناگویی خلقی دارند، از طرحواره درمانی بهره گیرند.

کلیدواژه‌ها: سازگاری زوجی، طرحواره بریدگی و طرد، ناگویی خلقی.

مقدمه

ابعاد گوناگون روابط زوجین مانند سازگاری، رضایت، شادی، انسجام و تعهد است (۳). ابراز رضایت بالا از رابطه، داشتن نگرش‌های مثبت به همسر و سطوح پایین خصومت و رفتارهای منفی، نشان دهنده کیفیت مطلوب است (۴). پژوهشگران سازگاری زوجی را فرایندی می دانند که به وسیله میزان تعارضات، رضایت، صمیمت زناشویی و توافق

جامعه سالم از خانواده سالم تشکیل شده است و هنگامی که کانون خانواده در برگیرنده محیط سالم و سازنده و روابط گرم و تعامل بین فردی صمیمی باشد، می تواند موجب رشد و پیشرفت اعضای خانواده شود (۱، ۲). سازگاری زوجی (couples adjustment) مفهومی چند بعدی است و شامل

یکی دیگر از عوامل همبسته با سازگاری زوجی، ناگویی خلقی (alexithymia) است. از نشانگان شناخته شده در زمینه نارسایی هیجانی، ناگویی خلقی است. ناگویی خلقی نوعی نقص و نارسایی خلقی است که باعث ناتوانی در پردازش شناختی اطلاعات هیجانی و تنظیم هیجان ها می شود (۱۲). ناگویی خلقی شامل ۳ مولفه دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات و سبک تفکر عینی می باشد (۱۳-۱۵). افرادی که به ناگویی خلقی مبتلا می شوند، قادر به تشخیص و تمیز دادن هیجان های خود نیستند و نمی توانند افکار و احساسات خود را درک و توصیف کنند و در آگاهی هیجانی، ارتباط با دیگران و بینش نسبت به احساسات خود نقایصی را نشان می دهند (۱۶، ۱۷). علاوه بر این، افراد مبتلا به ناگویی خلقی تهییج های بدنی بهنجار را بزرگ کرده، نشانه های بدنی انگیزندگی هیجانی را بد تفسیر می کنند، در ماندگی هیجانی را از طریق شکایت های بدنی نشان می دهند و در اقدامات درمانی نیز به دنبال درمان نشانه های جسمانی هستند (۱۸، ۱۹). پژوهش های انجام شده نشان می دهد که ناگویی خلقی با مشکلات روانی از جمله اضطراب، افسردگی، پرخاشگری، مصرف الکل و اختلالات خوردن ارتباط دارد (۲۰-۲۳). پژوهشگران معتقدند که ناگویی خلقی ممکن است ناشی از عملکرد نادرست محیط خانواده مخصوصاً فقدان توجه والدین به نیازهای هیجانی کودکان در مراحل اولیه رشد باشد. حساسیت و پاسخ دهی مراقب اولیه به حالت های هیجانی کودک تعیین کننده اصلی یادگیری روش تنظیم عواطف و رابطه با دیگران است (۲۴، ۲۵).

مروری بر پیشینه پژوهشی نشان می دهد که بین سازگاری زوجی، ناگویی خلقی، طرحواره های ناسازگار اولیه (بریدگی و طرد) در زوجین رابطه وجود دارد. از طرفی، چنین فرض می شود که ناگویی خلقی، طرحواره های ناسازگار اولیه (بریدگی و طرد) توان پیش بینی سازگاری زوجی را دارند. بنابراین، با توجه به پیشینه نظری و پژوهشی موجود در مورد سازه های پژوهش، این طور به نظر می رسد که توجه به روابط بین متغیرهای ناگویی خلقی، طرحواره های ناسازگار اولیه (بریدگی و طرد) و سازگاری زوجی بتواند مضامین مهمی درباره سازوکارهای اثرگذاری این سازه ها داشته باشد. اینگونه به نظر می رسد که نقش میانجیگری ناگویی خلقی در رابطه بین طرحواره بریدگی و طرد بررسی نشده است. لذا هدف پژوهش حاضر پیش بینی سازگاری

بر سر تصمیم گیری ها تعیین می شود (۵). عوامل مختلفی بر سازگاری زوجی تأثیر می گذارند، از قبیل عوامل فردی (جنسیت، سبک فرزند پروری، طبقه اقتصادی - اجتماع)، عوامل ارتباطی (نوع تعاملات، مدت ازدواج، تعداد و حضور فرزندان (و عوامل بیرونی) ویژگی های والدین، طلاق والدین) (۶).

با توجه به رابطه طرحواره های ناسازگار اولیه (early maladaptive schemas) با نگرش به سازگاری زوجی، می توان گفت که طرحواره های ناسازگار اولیه، الگوهای هیجانی و شناختی خود آسیب رسانی هستند که در ابتدای رشد و تحول در ذهن شکل می گیرند و در مسیر زندگی تداوم می یابند (۷). افرادی که طرحواره های شان در بریدگی و طرد (disconnection and rejection) قرار دارد، نمی توانند دل بستگی های ایمن و رضایت بخشی با دیگران برقرار کنند، چنین فردی معتقدند که نیاز آن ها به ثبات، امنیت، محبت، عشق و تعلق خاطر برآورده نخواهد شد. خانواده های اصلی آن ها معمولاً بی ثبات (رهاشده/ بی ثباتی)، بد رفتار (بی اعتمادی/ بد رفتاری)، سرد و بی عاطفه (محرومیت هیجانی)، طرد کننده (نقص و شرم) یا منزوری (انزوای اجتماعی/ بیگانگی) هستند (۸). به عقیده Young ریشه های تحولی طرحواره ها را باید در ارضا نشدن درست نیازهای هیجانی اساسی دوران کودکی جستجو کرد. این نیازهای اساسی عبارت اند از ۱- نیاز به دل بستگی ایمن به دیگران؛ ۲- نیاز به خودگردانی، کفایت و هویت؛ ۳- بیان نیازها و هیجان های سالم؛ ۴- نیاز به خود انگیزندگی و تفریح و ۵- نیاز به محدودیت های واقع بینانه و خویش تنداری (۹).

چهر آرزو ابوالحسنی و هنرپروران (۱۰) در پژوهشی با عنوان تبیین رابطه تعارضات زناشویی و طرحواره های ناسازگار اولیه با نگرش به روابط فرا زناشویی در زوجین نشان دادند وجود طرحواره های نقص و شرم، محرومیت هیجانی، وابستگی - بی کفایتی و آسیب پذیری نسبت به ضرر و بیماری در مردان و طرحواره های آسیب پذیری نسبت به ضرر و بیماری، انزوای اجتماعی - بیگانگی، استحقاق - بزرگ منشی و بازداری هیجانی در زنان، نگرش به روابط فرا زناشویی را پیش بینی می کند. Thimm (۱۱) در پژوهش خود عنوان کرده که طرحواره های ناسازگار اولیه که در اثر عدم ارضای نیازهای بنیادین به وجود می آیند، با مشکلات بین فردی همبستگی بالایی دارد.

زوجی براساس بریدگی و طرد با نقش میانجیگری ناگویی خلقی در معلمین ابتدایی متاهل شهر قم می باشد.

روش کار

پژوهش حاضر توصیفی - همبستگی است. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه معلمین ابتدایی زن و مرد متاهل شهر قم می باشد. جمعیت کل معلمان شهر قم حدود ۶۱۰۰ تن است. به دلیل اینکه فهرست تمامی آن ها در اختیار نیست از روش نمونه گیری خوشه ای چند مرحله ای استفاده شد.

به این ترتیب که از ۴ ناحیه آموزش و پرورش شهر قم، ۲ ناحیه (ناحیه ۴ و ۱) با روش نمونه گیری تصادفی ساده به روش قرعه کشی انتخاب شد. ناحیه ۴ آموزش و پرورش استان قم بالغ بر ۹۰ مدرسه ابتدایی دخترانه و پسرانه و ناحیه ۱ آموزش و پرورش استان قم بالغ بر ۸۳ مدرسه ابتدایی دخترانه و پسرانه دارد، که ناحیه ۴ و ۱ آموزش و پرورش شهر قم در کل بالغ بر ۱۷۳ مدرسه ابتدایی دخترانه و پسرانه دارد. سپس از هر ناحیه (ناحیه ۱ و ۴) ۲۰ مدرسه ابتدایی دخترانه و پسرانه با روش نمونه گیری تصادفی ساده به روش قرعه کشی انتخاب شد، که از ناحیه ۱ و ۴ آموزش و پرورش شهر قم جمعاً ۴۰ مدرسه ابتدایی دخترانه و پسرانه انتخاب شد. معلمان مقطع ابتدایی ناحیه ۱ و ۴ آموزش و پرورش شهر قم حدود ۱۲۰۰ تن هستند. براساس جدول Krejcie & Morgan ۲۹۱ تن برای تعداد نمونه کافی است. به طور میانگین هر مدرسه ۱۰ معلم داشت، که معلمان ۴۰ مدرسه انتخاب شده از ناحیه ۱ و ۴ آموزش و پرورش قم جمعاً حدود ۴۰۰ معلم بود. از هر مدرسه، ۸ معلم با روش نمونه گیری تصادفی ساده به روش قرعه کشی انتخاب شد که جمعاً ۳۲۰ معلم انتخاب شد.

معیار های ورود شامل معلم، مرد یا زن و متاهل بودن، بود و همچنین معیار های خروج هم شامل عدم تکمیل ۳۵ سوال از مجموع سولات و عدم رضایت از همکاری بود. در پژوهش حاضر برای جمع آوری داده ها از ابزارهای زیر استفاده شد. پرسشنامه جمعیت شناختی شامل سن و جنس بود.

«مقیاس سازگاری زوجی بازنگری شده» (Revised Dyadic Adjustment Scale) توسط Busby و همکاران در ایالات متحده آمریکا در سال ۱۹۹۵ با ۱۴ عبارت طراحی شده است. مقیاس دارای ۳ زیر مقیاس توافق (agreement) دارای

عبارت (۱ تا ۶)، رضایت (satisfaction) دارای ۵ عبارت (۷ تا ۱۱) و انسجام دارای ۳ عبارت (۱۲ تا ۱۴) (cohesion) تشکیل شده است. نمره گذاری مقیاس در طیف لیکرت ۶ درجه ای صورت می گیرد، به این صورت که «همیشه اختلاف داریم» نمره صفر و ۵ «توافق دائم داریم». بنابراین، بیشترین و کم ترین نمره ای که افراد پاسخ دهنده در این مقیاس کسب می کنند بین صفر تا ۷۰ است. نمره بالا در این پرسشنامه نشان دهنده سطح بالاتری از سازگاری زوجی در افراد است و نمره پایین نشان دهنده سطح پایین تری از سازگاری زوجی در افراد می باشد و سطح بندی نمره ذکر نشده است (۲۶).

Busby و همکاران (۲۶) در پژوهشی بر روی ۲۴۲ زوج دانشگاه بیرمنگام در انگلستان در سال ۱۹۹۵ انجام دادند، نتایج حاصل از تحلیل عامل تاییدی بر روی مقیاس سازگاری زوجی بازنگری شده ۳ زیر مقیاس را مورد تایید قرار داد. برای بررسی پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی ۲۴۲ زوج دانشگاه بیرمنگام استفاده شد که ۰/۹۵ گزارش شد.

Miller و همکاران (۲۷) بر روی ۲۵۱۰ زوج آمریکایی روانسنجی «مقیاس سازگاری زوجی» را مورد بررسی قرار دادند. روایی ملاکی به روش روایی همزمان مقیاس با «پرسشنامه تعارضات زناشویی» (Marital Conflict Questionnaire) و «پرسشنامه پیمان شکنی زناشویی» (Marital Punishment Questionnaire) به ترتیب ۰/۵۴ و ۰/۴۳ به دست آمد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق انجام و بین ۰/۷۹ تا ۰/۹ گزارش شد.

در ایران نیز اعتمادی و همکاران (۲۸) بر ۲۴۷۱ تن از دانشجویان متاهل شهر اهواز روایی ملاکی به روش روایی همزمان «مقیاس سازگاری زوجی» را با «مقیاس تمایز یافتگی خود» (Differentiation of Self-Inventory) محاسبه و ۰/۳۲- به دست آمد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق برابر با ۰/۷۳ محاسبه شد. همچنین یوسفی (۲۹) به کمک تحلیل عامل اکتشافی «مقیاس سازگاری زوجی» را بر روی ۳۸۴ تن از زن و مرد متاهل در دسترس در نیم سال اول ۱۳۹۰ که به مراکز مشاوره شهرستان سنندج مراجعه کردند بررسی کردند. نتایج ۳ عامل توافق، رضایت و انسجام را تایید کرد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق ۰/۹۲ محاسبه شد.

داشتند که این تمایز گروهی نشانه روایی همزمان این مقیاس است ($F=15/32$, $P=0/001$). همچنین پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق و همچنین ضریب تصنیف نیز به ترتیب برابر با $0/89$ و $0/82$ بود.

در ایران نیز بیدادیان و همکاران (۳۳) در مطالعه خود بر روی ۳۵۱ تن از دانشجویان اهواز روایی سازه به روش تحلیل عاملی اکتشافی «پرسشنامه طرحواره های یانگ- فرم کوتاه» را بررسی و نتایج ۱۵ حوزه طرحواره ای را مورد تایید قرار داد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق برای کل ابزار بین $0/86$ تا $0/91$ گزارش شد. ستایشی اظهاری (۳۴) روایی سازه به روش تحلیل عامل اکتشافی «پرسشنامه طرحواره های یانگ- فرم کوتاه» را بر روی ۳۱۶ تن از دانش آموزان دبیرستانی قم بررسی کردند. نتایج ۱۵ مولفه را نشان داد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق برای کل مقیاس $0/89$ به دست آمد.

«مقیاس ناگویی خلقی» (Toronto Alexithymia Scale) توسط Bagby و همکاران در کانادا در سال ۱۹۹۴ طراحی شد. مقیاس دارای ۲۰ عبارت و ۳ زیر مقیاس شامل دشواری در تشخیص احساسات (difficulty identifying feeling) ۷ عبارت شامل عبارت های ۷-۱، دشواری در توصیف احساسات (difficulty describing feeling) ۵ عبارت شامل عبارت های ۱۲-۸ و تفکر برون مدار (externally oriented thinking) ۸ عبارت شامل عبارت های ۲۰-۱۳ است. عبارت های ۴، ۵، ۱۲، ۱۹، و ۱۸ نمره گذاری معکوس دارند نمره گذاری مقیاس در طیف لیکرت ۵ درجه ای صورت می گیرد، به این صورت که «کاملاً مخالف» نمره ۱ و ۵ «کاملاً موافق» است. بنابراین، بیشترین و کمترین نمره ای که افراد پاسخ دهنده در این مقیاس کسب می کنند بین ۲۰ تا ۱۰۰ است. نمره بالا در این مقیاس نشان دهنده سطح بالاتری از ناگویی خلقی در افراد است و هر چه نمره افراد در این مقیاس پایین تر باشد، نشان دهنده سطح پایین تری از ناگویی خلقی می باشد. و سطح بندی نمره ذکر نشده است (۳۵).

Delattre و همکاران در پژوهشی (۳۶) روایی ملاک به روش روایی همزمان «مقیاس ناگویی خلقی» با «سیاهه هوش هیجانی بار-آن» (Bar-on Emotional Quotient Inventory) در ۶۳۱ دانشجوی بریتانیایی برابر $0/32$ و

«پرسشنامه طرحواره های یانگ- فرم کوتاه» (Young Schema Questionnaire-Short Form) توسط Young و همکاران در ایالات متحده آمریکا در سال ۱۹۹۵ به منظور اندازه گیری ۱۵ طرحواره ناسازگار اولیه با ۷۵ عبارت طراحی شده است. در پژوهش حاضر فقط از مولفه بریدگی و طرد (disconnection and rejection) آن استفاده شده است که شامل ۲۵ عبارت و ۵ طرحواره است. طرحواره رهاشدگی/بی ثباتی (abandonment/instability) ۵ عبارت شامل عبارت های ۵-۱، طرحواره بی اعتمادی/ بد رفتاری (mistrust/abuse) ۵ عبارت شامل عبارت های ۶-۱۰، طرحواره محرومیت هیجانی (emotional deprivation) ۵ عبارت شامل عبارت های ۱۱-۱۵، طرحواره نقص/شرم (defectiveness/shame) ۵ عبارت شامل عبارت های ۲۰-۱۶، طرحواره انزوای اجتماعی/ بیگانی (social isolation/alienation) ۵ عبارت شامل عبارت های ۲۱-۲۵ است. نمره گذاری این ابزار در طیف لیکرت ۶ درجه ای صورت می گیرد، به این صورت که «کاملاً غلط» نمره صفر و ۵ «کاملاً درست» است. بنابراین، در مولفه بریدگی و طرد بیشترین و کم ترین نمره ای که افراد پاسخ دهنده در این مقیاس کسب می کنند بین صفر تا ۱۲۵ است. نمره بالا در این پرسشنامه نشان دهنده سطح بالاتری از بریدگی و طرد در افراد است و نمره پایین نشان دهنده سطح پایین تری از بریدگی و طرد در افراد می باشد و سطح بندی نمره ذکر نشده است (۳۰).

همکاران در پژوهشی (۳۱) بر روی ۲۱۱۴ دانشجویان دانشگاه مک گیل کانادا روایی ملاکی به روش روایی همزمان «پرسشنامه طرحواره های یانگ- فرم کوتاه» با «سیاهه افسردگی بک» (Beck Depression Inventory) و «پرسشنامه اعتماد به نفس کوپر اسمیت» (Cooper Smith Self Esteem Inventory) به ترتیب همبستگی $0/31$ و $0/41$ دارد که نشانگر از روایی همزمان قابل قبول این مقیاس است. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق برای کل مقیاس بین $0/86$ تا $0/91$ محاسبه کردند.

همچنین در پژوهش Wieman و همکاران (۳۲) در اسپانیا روایی ملاکی به روش روایی همزمان «پرسشنامه طرحواره های یانگ- فرم کوتاه» به مقایسه بزرگسالان سالم با گروه بزرگسالان (هر گروه ۱۶۰ نفر) دچار اضطراب پرداختند. نتایج نشان داد که بزرگسالان دچار اضطراب سطوح بیشتری از طرحواره را نسبت به بزرگسالان سالم

براوون به ترتیب برابر با ۰/۷۱ و ۰/۶۵ بود. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ «پرسشنامه طرحواره یانگ- فرم کوتاه» بر روی نمونه فوق و ضریب تصنیف اسپیرمن براون انجام شد که به ترتیب برابر با ۰/۹۳ و ۰/۸۹ گزارش شد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ «مقیاس ناگویی خلقی» بر روی نمونه فوق و ضریب تصنیف اسپیرمن براون استفاده شد که به ترتیب برابر با ۰/۸۵ و ۰/۷۶ بود.

برای جمع آوری داده ها، ابتدا مجوز های لازم و معرفی نامه برای اداره کل آموزش و پرورش استان قم، از دانشگاه آزاد اسلامی واحد قم دریافت شد. سپس، با مراجعه به اداره کل آموزش و پرورش استان قم، از پژوهش و حراست اداره کل آموزش و پرورش استان قم، مجوز های لازم و معرفی نامه دریافت شده و به نواحی آموزش و پرورش شهر قم معرفی شده و مجوز شروع کار دریافت گردید.

روش اجرای پژوهش به این صورت بود که بعد از اینکه معلمین انتخاب شدند، هر ۳ ابزار قبل از شروع کلاس به طور همزمان در اختیار آن ها قرار گرفت. نهایت، بعد از اینکه ابزار ها به معلمین داده شد، راهنمای هریک از آن ها قرائت گردید. در راهنمای ابزار ها این طور بیان شده که هریک از عبارت های ابزار ها را بخوانید و مشخص کنید که هر کدام چقدر با ویژگی های شما شباهت دارد. هر آزمودنی برای پاسخ دادن به ابزار ها زمان آزاد داشت. حدود ۶۰ روز برای جمع آوری داده های پژوهش حاضر وقت صرف شد.

قبل از اجرای پژوهش، به معلمان گفته شد که انتخاب آن ها کاملاً تصادفی بوده و برای انجام پژوهش دانشگاهی انتخاب شده اند و لذا نیاز به ذکر نام خود در ابزار ها ندارند تا به این صورت شرط راز داری رعایت شود، همچنین به آن ها گفته شد، کاملاً مختار هستید که به ابزار ها جواب ندهد و یا همکاری نکنند.

جهت تحلیل داده ها در سطح توصیفی و استنباطی عمل شد. در سطح توصیفی جهت سنجش متغیرهای پژوهش از میانگین و انحراف معیار استفاده شد. در سطح استنباطی جهت بررسی روابط بین متغیرها ضریب همبستگی پیرسون و مدل یابی معادلات ساختاری بود. داده های به دست آمده در نرم افزار اس پی اس نسخه ۲۴ و ایموس نسخه ۲۴ تحلیل شد.

روایی سازه به روش روایی واگرا با «سیاهه مشکلات بین فردی» (Inventory of Interpersonal Problems) ۰/۳۵- بود. همچنین پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ در نمونه فوق، ۰/۸۴ گزارش شده است. Bagby و همکاران (۳۷) در مطالعه ای روی ۶۰۰ تن از دانشجویان کانادایی برای بررسی روایی سازه به روش تحلیل عاملی اکتشافی «مقیاس ناگویی خلقی» را انجام و ۳ عامل تایید شد. بعلاوه، روایی ملاکی به روش روایی همزمان در نمونه های بالینی و غیربالینی نشان داد که نمونه بالینی میزان ناگویی خلقی بیشتری نسبت به نمونه غیربالینی دارد. پایایی به روش آزمون مجدد در طول ۲ ماه بر روی نمونه فوق بررسی و ۰/۶۱ گزارش شد.

در ایران نیز کرمی و همکاران (۳۸) به بررسی روایی سازه «مقیاس ناگویی خلقی» به روش تحلیل عاملی اکتشافی روی ۱۱۰ بیمار کلوی پرداختند. نتایج ۳ زیر مقیاس را نشان داد. پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق برای نمره کل ناگویی خلقی و ۳ زیر مقیاس دشواری در تشخیص احساسات، دشواری در توصیف احساسات و تفکر برون مدار به ترتیب ۰/۷۲، ۰/۷۵، ۰/۸۲، ۰/۸۵ محاسبه شد. سجادی و همکاران (۳۹) در پژوهش خود روایی سازه به روش تحلیل عاملی اکتشافی بر روی ۳۰۰ تن از دانش آموزان دبیرستانی شیراز بررسی و نتایج ۳ زیر مقیاس را نشان داد. همچنین پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ بر روی نمونه فوق برای دشواری در تشخیص احساسات ۰/۷۴، و برای دشواری در توصیف احساسات ها ۰/۶۱ و برای تفکر برون مدار ۰/۷۵ به دست آوردند.

در مطالعه حاضر، برای بررسی روایی سازه «مقیاس سازگاری زوجی» از تحلیل عاملی اکتشافی بر روی ۲۹۱ تن از معلمان متاهل شهر قم استفاده شد. نتایج ۳ زیر مقیاس فوق را نشان داد. بررسی روایی سازه «پرسشنامه طرحواره یانگ- فرم کوتاه» به روش تحلیل عاملی اکتشافی به روش مولفه های اصلی بر روی نمونه فوق، مقدار شاخص کفایت نمونه گیری برابر با ۰/۸۷ و بررسی روایی «مقیاس ناگویی خلقی» به روش تحلیل عاملی اکتشافی به روش مولفه های اصلی بر روی نمونه فوق مقدار شاخص کفایت نمونه گیری برابر با ۰/۷۷ را نشان داد. برای بررسی پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفا کرونباخ «مقیاس سازگاری زوجی» بر روی نمونه فوق و ضریب تصنیف اسپیرمن

یافته ها

الگوی های علی، مخصوصا الگوی معادلات ساختاری است، لذا قبل از پرداختن به آزمون الگوی نظری، ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش همراه با ضرایب همبستگی و سطوح معناداری آنها در جدول ۱ ارائه شده است.

نتایج تحلیل داده ها نشان داد که ۱۱۷ نفر (۴۰/۲ درصد) از آزمودنی ها زن هستند و ۱۷۴ (۵۹/۸ درصد) نفر مرد هستند. همچنین میانگین سنی ۳۴/۱۵ با انحراف معیار ۸/۵ بود. با توجه به اینکه ماتریس همبستگی مبنای تجزیه و تحلیل

جدول ۱: ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

ردیف	متغیر	۱	۲	۳
۱	طرحواره بریدگی و طرد	۱		
۲	ناگویی خلقی	۰/۴۶***	۱	
۳	سازگاری زوجی	-۰/۳۶***	-۰/۴***	۱

دارد ($P < 0.01$). برای برازش الگو ابتدا به روابط مستقیم بین متغیرهای پژوهش پرداخته شده که در جدول ۲ آمده است.

با توجه به مندرجات جدول ۱ می توان بیان نمود که بین تمامی متغیرهای حاضر در تحلیل که در جدول فوق به آن ها اشاره شده، همبستگی مثبت و معناداری وجود

جدول ۲: ضرایب مستقیم الگوی پژوهش

مسیرهای مستقیم	ضریب مسیر	T	خطا	مقدار P
طرحواره بریدگی و طرد به سازگاری زوجی	-۱/۹۴	-۶/۸۷	۱/۹۶	۰/۰۱
ناگویی خلقی به سازگاری زوجی	-۱/۸۶	-۶/۶۲	۱/۳۵	۰/۰۱
طرحواره بریدگی و طرد به ناگویی خلقی	۱/۱۷	۵/۸۴	۰/۰۲۷	۰/۰۱

می شود. برای اینکه مشخص شود داده ها با الگو مورد پژوهش برازش مناسبی دارد یا خیر، به شاخص های برازش اشاره می شود که در جدول ۳ آمده است.

جدول ۲ نشان می دهد، تمامی ضرایب مسیر معنادار هستند، چرا که P محاسبه شده کمتر از مقدار ۰/۰۱ است ($P < 0.01$). بنابراین، تمامی روابط مستقیم معنادار هستند، از همین رو به شاخص های برازش الگو در ادامه پرداخته

جدول ۳: شاخص های برازش

شاخص ها	شاخص ها	نتایج	وضعیت
شاخص خی دو		۲/۱۶	قابل قبول
شاخص نرم شده برازندگی	NFI	۰/۹۱	قابل قبول
شاخص برازندگی تطبیقی	CFI	۰/۹	قابل قبول
شاخص برازش فزاینده	IFI	۰/۹۱	قابل قبول
شاخص برازندگی	GFI	۰/۹۳	قابل قبول
شاخص اصلاح شده برازندگی	AGFI	۰/۹۴	قابل قبول
شاخص ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب	RMSEA	۰/۰۴	قابل قبول

ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA) استفاده شد. مقدار خی دو به تعداد نمونه خیلی وابسته است و نمونه بزرگ کمیت خی دو را بیش از آنچه بتوان آن را به غلط بودن الگو نسبت داد، افزایش می دهد. ایده آل آن است که خی دو در سطح معناداری بیشتر از ۰/۰۵ باشد. با توجه به

به طور کلی برای ارزیابی الگوی معادلات ساختاری چندین مشخصه برازندگی وجود دارد. در این پژوهش برای ارزیابی الگو از شاخص خی دو، شاخص برازندگی (GFI)، شاخص اصلاح شده برازندگی (AGFI)، شاخص نرم شده برازندگی (NFI)، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) و شاخص بسیار مهم

دوم برآورد و رایانس خطای تقریب استفاده شد. این شاخص برای الگوهای خوب ۰/۰۵ و کمتر است، با این حال از ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ نیز متوسط است و از ۰/۰۸ تا ۰/۱۰ برآزش قابل قبول و ضعیفی محسوب می شود. همچنین الگویی که در آن این شاخص ۰/۱۰ یا بیشتر باشد، برآزش ضعیفی دارد. به طور کلی شاخص های نیکویی برآزش پژوهش در سطح خوبی قرار دارند. همه شاخص های نیکویی برآزش حاصل از آزمون الگوی پیشنهادی، به طور معناداری برآزنده داده ها هستند و الگوی پیشنهادی پژوهش از برآزندگی خوبی با داده ها برخوردار است. بنابراین، نیازی به اصلاح الگوی پژوهش وجود ندارد.

برای اینکه مشخص شود آیا ناگویی خلقی نقش میانجی معناداری در رابطه بین طرحواره بریدگی و طرد به سازگاری زوجی دارد یا خیر، از آزمون سوبل استفاده شد که در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴: نتایج آزمون سوبل

مقدار P	سوبل	مسیر غیرمستقیم
۰/۰۱	-۲/۱۳	طرحواره بریدگی و طرد به سازگاری زوجی با میانجی ناگویی خلقی

پیش بینی رضایت زناشویی را دارند. در تبیین این یافته ها می توان چنین بیان داشت که طرحواره های ناسازگار اولیه اساس مضامین نا آشکار و ناهشیار هستند که توسط افراد حفظ می شوند. این طرحواره ها به عنوان الگویی برای پردازش تجارب به کار می روند و نتیجه در سرتاسر زندگی گسترش می یابند و رفتارها، افکار، احساسات و روابط بین شخصی افراد را تعیین می کنند. بریدگی و طرد شامل طرحواره های رهاشدگی/ بی ثباتی، بی اعتمادی/ بدرفتاری، محرومیت هیجانی، نقص/ شرم و انزوای اجتماعی/ بیگانگی می باشد. براساس بریدگی و طرد، انتظار اینکه نیازهای فرد برای امنیت، ثبات، محبت، همدلی در میان گذاشتن احساسات و احترام به شیوه ای قابل پیش بینی ارضا نخواهد شد (۴۰). برقراری تعاملات مثبت با همسر در قالب رفتارهای نگهدارنده ای چون دوست داشتن، تلاش برای توسعه رابطه، جست و جوی نزدیکی، قدردانی کلامی و غیر کلامی از همسر، ارزش قائل شدن برای واقعیت وجود وی، به اشتراک گذاشتن تجربیات و خاطرات، درگیر شدن در فعالیت های لذت بخش و پرهیز از رفتارهای مخرب در هنگام بروز تعارض ها، ضامن ارتقا سازگاری زوجی در

مقدار گزارش شده این شاخص در جدول ۳، خی دو معنادار است اما چون که تعداد نمونه در این پژوهش ۲۹۰ تن است از شاخص های دیگری برای مناسب بودن برآزش الگو بهره گرفته شد. شاخص برآزندگی و شاخص اصلاح شده برآزندگی بین صفر و یک متغیر هستند و هرچقدر به یک نزدیک شوند، برآزش الگو بهتر می شود. همچنین برای بررسی این مطلب که یک الگو به خصوص در مقایسه با سایر مدل های ممکن از نظر تطبیق مجموعه ای از داده های مشاهده شده تا چه حد خوب عمل می کند، از شاخص نرم شده برآزندگی و شاخص برآزش تطبیقی استفاده شد. مقادیر بالای ۰/۸ برای شاخص نرم شده برآزندگی و بالای ۰/۹ برای شاخص برآزندگی تطبیقی حاکی از برآزش بسیار مناسب الگو طراحی شده در مقایسه با سایر الگو های موجود است. در نهایت برای بررسی اینکه الگوی مورد نظر چگونه برآزندگی و صرفه جویی را با هم ترکیب می کند، از شاخص بسیار توانمند ریشه ی

همان طور که مندرجات جدول ۴ نشان می دهد، مسیر غیر مستقیم طرحواره بریدگی و طرد به سازگاری زوجی با میانجی ناگویی خلقی معنادار است ($P < 0/01$). بنابراین، ناگویی خلقی نقش میانجیگر معناداری را بین طرحواره بریدگی و طرد و سازگاری زوجی دارد.

بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین پیش بینی سازگاری زوجی بر اساس طرحواره بریدگی و طرد با میانجیگری ناگویی خلقی در معلمین ابتدایی متاهل شهر قم انجام شد. نتایج نشان داد که مسیر طرحواره بریدگی و طرد به سازگاری زوجی معنادار بود. نتایج مطالعه حاضر با یافته های پژوهش سیفی زاده و همکاران (۴۰)، دربا و همکاران (۴۱)، کاشی (۴۲) و عسگری و همکاران (۴۳) همسو است. به عنوان مثال نتایج پژوهش سیفی زاده و همکاران (۴۰) نشان داد که هرچه سطوح طرحواره های ناسازگار اولیه در زوجین بالاتر باشد به طور همزمان میزان سازگاری زناشویی نیز پایین تر خواهد بود. همچنین یافته های پژوهش کاشی (۴۲) نشان داد که طرحواره های ناسازگار اولیه و تعهد زناشویی توانایی

حاشیه رانده می شوند. نارسایی در تنظیم و مدیریت هیجان ها از ویژگی های ناگویی خلقی است. این نارسایی که در سطح رفتارهای شخصی با کاهش بهزیستی روانشناختی و افزایش درماندگی روانشناختی، سلامت روانی را تهدید و تضعیف می کند (۴۴).

از یافته های دیگر مطالعه حاضر این است که مسیر طرحواره بریدگی و طرد به ناگویی خلقی معنادار بود. این نتایج با یافته های پژوهش سیف و زارعی (۴۵) و سعادت (۴۶) همسو است. به عنوان مثال نتایج پژوهش سیف و زارعی (۴۵) نشان داد که طرحواره های ناسازگار اولیه همبستگی مثبت و معناداری با ناگویی خلقی دارد و همچنین طرحواره های ناسازگار اولیه از پیش بینی کننده های ناگویی خلقی است. در تبیین این یافته ها می توان چنین بیان داشت که از ویژگی های اصلی افراد با طرحواره های بریدگی و طرد تعارض، تخصص، درماندگی، آشفتگی و تکانشوری است که آن ها را به شدت در معرض درگیری، تضاد، درماندگی و رفتار نابهنجار در موقعیت های تنش زا و روابط اجتماعی قرار می دهد. این مسئله مانع از حضور فعال این افراد در جمع دیگران شده و همین وضعیت ممکن است فرصت توصیف احساسات و یادگیری نحوه صحیح ابرازگری هیجانی را از آن ها سلب کند و منجر به شکل گیری و پایداری ویژگی های ناگویی خلقی در این افراد گردد (۴۵). ناگویی خلقی عملکرد آن ها را در مقابله با تنیدگی کاهش داده، منجر به افزایش مشکلات بین فردی و احساسات مرتبط با تردید و لذا تخصص را بروز می دهند. درمان طرحواره بریدگی و طرد به دلیل کار کردن بر درون مایه های روانشناختی یا همان طرحواره ها در بیمارانی که دید منفی نسبت به خود، توانایی ها، عواطف و هیجانات خود دارند، در اصلاح باورها و افکار آن ها مفید است (۴۶). بر همین اساس در بعد عاطفی و بیان عواطف، طرحواره درمانی، با استفاده از راهبردهای تجربی، باورهای شناختی را به چالش می کشد که به باور هیجانی گره خورده است، تا با تخلیه هیجانی، نیازهای هیجانی ارضا نشده را بشناسد، که به شکل گیری طرحواره های ناسازگار منجر شده است. این آگاهی سبب می شود تا بیماران دارای شخصیت مرزی با بهره گیری از طرحواره درمانی بتواند به شکلی بهتر، عواطف خود را مدیریت کرده و در بیان آن نیز توانمندتر می شوند (۴۶).

آخرین یافته مطالعه حاضر این است که طرحواره بریدگی و

اشکال سازگاری، تعارض زناشویی را کاهش می دهد. کسانی که اهل تعامل در زندگی هستند، باور دارند که تعارض بخش طبیعی زندگی است و وقتی تعارض پیدا می شود، به دنبال همکاری هستند، بدین ترتیب سازگاری زوجی خود را بهبود می بخشند (۴۱).

از یافته های دیگر مطالعه حاضر این است که مسیر ناگویی خلقی به سازگاری زوجی معنادار بود. این نتایج با یافته های پژوهش احمدخانی (۴۴) همسو است. به عنوان مثال نتایج پژوهش احمدخانی نشان داد که رابطه مستقیم بین ناگویی خلقی و رضایت زناشویی نیز منفی و معنادار است و ناگویی خلقی توان پیش بینی رضایت زناشویی را داشت. در تبیین این یافته ها می توان چنین بیان داشت که افرادی که توانایی شناخت احساسات خود را دارند و حالت های هیجانی خود را به گونه موثری ابراز می کنند، بهتر می توانند با مشکلات زندگی روبه رو شوند و در سازگاری با محیط و دیگران موفق تر هستند. در مقابل، افراد مبتلا به ناگویی خلقی به دلیل نارسایی در شناسایی و تنظیم هیجان ها، در فرایند پردازش شناختی، ادراک و ارزشیابی هیجان ها دچار آشفتگی و درماندگی می شوند که این نارسایی می تواند سازمان عواطف و شناخت های آن ها را مختل و سازگاری موفقیت آمیز را دچار مشکل کند. در نتیجه روابط مشترک زوجین دچار تعارض، دلزدگی زناشویی و نقص در روابط صمیمی می شود، زیرا روابط عاشقانه و رضایت بخش نیاز به توانایی شناسایی احساسات و توانایی ابراز احساسات به همسر دارد. هنگامی که اشخاص در بعد هیجانی توانمند باشند، می توانند در هنگام رویارویی با مشکلات زندگی، سطح سلامت و شادکامی زندگی خود را بهبود بخشند (۴۴). همچنین بیان نکردن احساسات ممکن است زندگی زوجین را کسل کننده کند و این امر به فاصله و شکاف عاطفی بین آن ها منجر می شود که پیامد آن سطح پایین سازگاری زوجی خواهد بود. چنین به نظر می رسد زوجینی که از مشکل ناگویی خلقی رنج می برند، به دلیل آسیب دیدن دلبستگی شان در کودکی و تجلی آن در بزرگسالی، در ارتباط با شریک و همسر خود نمی توانند رابطه ای صمیمی، قابل اعتماد و برخوردار از حس همدلی، حمایت و پذیرش داشته باشند. دلبستگی امن، سازگاری را تسهیل می کند و بر توانایی فرد برای سازگاری در رابطه اثر می گذارد. افراد آسیب پذیر از احساس تنهایی و کارآمدی اجتماعی ناکافی برخوردارند و به همین جهت به

بریدگی و طرد و سازگاری زوجی می تواند نقش مهمی در درک مشکلات روانشناختی ناشی از طرحواره بریدگی و طرد ایجاد کند (۴۸).

نتیجه گیری

نتایج نشان داد که ناگویی خلقی دارای نقش میانجی معناداری در ارتباط بین طرحواره بریدگی و طرد با سازگاری زوجی است. از آنجا که طرحواره بریدگی و طرد بر ناگویی خلقی و سازگاری زوجی تاثیر داشت، لذا پیشنهاد می شود که درمانگران و مشاوران در مراکز مشاوره، در راستای بهبود زوجینی که مشکل ناگویی خلقی و مشکل در سازگاری زوجی دارند، در کنار سایر مداخلات درمانی، از طرحواره درمانی نیز بهره گیرند، تا از این طریق به افزایش میزان سازگاری زوجی خانواده ها کمک شود. از جمله محدودیت های پژوهش حاضر می توان به این مورد اشاره نمود که با توجه اینکه جامعه آماری پژوهش محدود به شهر قم بوده، در تعمیم نتایج به شهر های دیگر نیاز است که احتیاط گردد.

سیاسگزاری

مقاله حاضر مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد محمد اسماعیل زند با راهنمایی خانم دکتر فائزه عسکری در دانشگاه آزاد اسلامی واحد قم می باشد که با کد پژوهشی ۱۶۲۵۴۳۱۱۷ در تاریخ ۱۴۰۱/۰۲/۲۱ در شورای پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد قم به تصویب رسیده و در سایت پژوهشیار ثبت گردیده است. این پژوهش در مورخ ۱۴۰۱/۰۶/۰۸ در کمیته اخلاق دانشگاه آزاد اسلامی واحد قم مورد بررسی قرار گرفت و با شناسه IR.IAU.QOM.REC.1401.094 به ثبت رسید. پژوهشگران بر خود وظیفه می دانند که از همکاری تمامی معلمان بزرگوار که ایشان را در انجام این پژوهش یاری نمودند، صمیمانه تشکر و سیاسگزاری نمایند.

تعارض منافع

نویسندگان مقاله حاضر هیچگونه تضاد منافی گزارش نکردند.

طرد با سازگاری زوجی با میانجیگری ناگویی خلقی همبستگی دارد. این نتایج با یافته های پژوهش حیدری و همکاران (۴۷)، آرین فر و پورشهریاری (۴۸)، هاشمی (۴۹) و عباسی زاده و همکاران (۵۰) همسو است. در تبیین این یافته ها می توان چنین بیان داشت که طرحواره بریدگی و طرد بر ناگویی خلقی مؤثر است، ناگویی خلقی بر سازگاری زوجی تأثیر خواهد داشت، به طوری که سطح بالای ناگویی خلقی نیز منجر به پایین آمدن سطح سازگاری زوجی می شود. پنج طرحواره بریدگی و طرد با میانجیگری ناگویی خلقی با سازگاری زوجی رابطه دارد. نتایج نقش میانجیگری ناگویی خلقی را در رابطه بین طرحواره بریدگی و طرد و سازگاری زوجی برجسته کرد. در تبیین این یافته ها می توان گفت که طرحواره ها موجب سوگیری و تفسیرهای ما از رویدادها می شوند و این سوگیری ها در آسیب شناسی روانی میان فردی به صورت سو تفهام ها، نگرش های تحریف شده، گمانه های نادرست، هدف و چشم داشت های غیر واقع بینانه خود را نشان می دهند (۴۷). زمانی که طرحواره های بریدگی و طرد فعال می شوند، تبدیل به اتاق فرمان افکار خود آیند منفی می گردند و به طور منفی موجب سوگیری در اطلاعات می شود و موجبات نارضایتی در افراد نسبت به یکدیگر، از جمله زوج های جوان می گردد. در این میان به دلیل مشکلات هیجانی که ایجاد می کند ممکن است موجب ناگویی خلقی شود و ناگویی خلقی به نوبه خود سازگاری زوجی افراد را تحت تاثیر قرار دهد، به این ترتیب که افراد مبتلا به ناگویی خلقی در برقراری ارتباط بین فردی با دیگران ضعیف عمل کرده و مشکلاتی را در عملکرد اجتماعی آن ها به وجود می آورد (۴۸). در مقابل از یاری و کمک طرف مقابل کمتر بهره مند می شوند. این امر می تواند به کاهش سلامت روانی آن ها و به شکل گیری و تداوم ناگویی خلقی منجر شود. همچنین ضعف در شناسایی احساسات و تمرکز بیشتر بر جنبه های بیرونی در شناسایی و توصیف می تواند باعث ناتوانی فرد در دستیابی به احساسات و عواطف مثبت شده و در نهایت منجر به تجربه هیجان های دوپهلوی شده که چیزی جز کاهش سازگاری زوجی را به دنبال نخواهد داشت. بنابراین، توجه به نقش میانجیگرانه ناگویی خلقی در رابطه بین طرحواره

References

1. Fisher TD, McNulty JK. Neuroticism and marital satisfaction: The mediating role played by the sexual relationship. *Journal of Family Psychology*. 2008; 22(1): 112. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.22.1.112>
2. Frye-Cox NE, Hesse CR. Alexithymia and marital quality: The mediating roles of loneliness and intimate communication. *Journal of Family Psychology*. 2013; 27(2): 203. <https://psycnet.apa.org/record/2013-11026-002> <https://doi.org/10.1037/a0031961>
3. Goodwin R, Gaines Jr SO. Relationships beliefs and relationship quality across cultures: Country as a moderator of dysfunctional beliefs and relationship quality in three former communist societies. *Personal Relationships*. 2004; 11(3): 267-279. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.2004.00082.x>
4. Gong M. Does status inconsistency matter for marital quality? *Journal of Family Issues*. 2007; 28(12): 1582-1610. <https://doi.org/10.1177/0192513X07300708>
5. Hesse C, Floyd K. Affection mediates the impact of alexithymia on relationships. *Personality and Individual Differences*. 2011; 50(4): 451-456. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0191886910005428> <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.11.004>
6. Hollist CS, Miller RB. Perceptions of attachment style and marital quality in midlife marriage. *Family Relations*. 2005; 54(1): 46-57. <https://doi.org/10.1111/j.0197-6664.2005.00005.x>
7. Soltani AE, Mohammadian A, Heydari DAN, Mohammad khani P. [A comparative examination of maladaptive schemas in sex addicts and normal individuals]. *Journal of Practice in Clinical Psychology*. 2016; 4(3): 159-166. <https://www.sid.ir/paper/345882/en> <https://doi.org/10.15412/J.JPCP.06040303>
8. Wang F, Edwards KJ, Hill PC. Humility as a relational virtue: Establishing trust, empowering repair, and building marital well-being. *Journal of Psychology and Christianity*. 2017; 36(2): 168-179. <https://www.proquest.com/openview/w/4dc4f22d0a199cff83b195eaf09fe3f4/1?pq-origsite=gscholar&cbl=38088>
9. Young JE. *Cognitive Therapy for personality disorders: A schema-focused approach*. Professional Resource press/professional Resource Exchange; <https://psycnet.apa.org/record/1999-02395-000>
10. Chehrazabolhasani M, Honarparvaran N. [Explain the relationship marital conflicts and early maladaptive schemas with attitude to extramarital relationship in couples]. 2017. <https://www.sid.ir/paper/895732/fa>
11. Thimm JC. Personality and early maladaptive schemas: A five-factor model perspective. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*. 2010; 41(4): 373-380. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S000579161000042X> <https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2010.03.009>
12. TP, Wood LM, Parker JD. Alexithymia and satisfaction in intimate relationships. *Humphreys Personality and Individual Differences*. 2009; 46(1): 43-47. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0191886908003309> <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.09.002>
13. Karukivi M. Associations between alexithymia and mental well-being in adolescents. 2011. <https://www.utupub.fi/bitstream/handle/10024/67963/AnnalesD957Karukivi.pdf?sequence=1>
14. Nadali H, Salehi M, Besharat MA, Zebardast A. [Emotional intelligence, alexithymia, and interpersonal problems]. 2008. <https://www.sid.ir/paper/55724/en>
15. Ball J, Henning LH. Rational suggestions for pre-marital counseling. *Journal of Marital and Family Therapy*. 1981; 7(1): 69-73. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1981.tb01353.x>
16. Culhane SE, Watson P. Alexithymia, irrational beliefs, and the rational-emotive explanation cognitive-behavior therapy of emotional disturbance. *Journal of Rational-Emotive*. 2003; 21(1): 57-72. <https://doi.org/10.1023/A:1024133218634>
17. Dozois DJ, Martin RA, Bieling PJ. Early maladaptive schemas and adaptive/maladaptive styles of humor. *Cognitive Therapy and Research*. 2009; 33(6): 585-596. <https://doi.org/10.1007/s10608-008-9223-9>
18. Guttman H, Laporte L. Alexithymia, empathy, and psychological symptoms in a family context. *Comprehensive Psychiatry*. 2002; 43(6): 448-55. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0010440X02000433> <https://doi.org/10.1053/comp.2002.35905>
19. Helmes E, Mcneill PD, Holden RR, Jackson C. The construct of alexithymia: Associations with defense mechanisms. *Journal of Clinical Psychology*. 2008; 64(3): 318-331. <https://doi.org/10.1002/jclp.20461>
20. Karukivi M, Hautala L, Korpelainen J, Haapasalo-

- Pesu K-M, Liuksil P-R, Joukamaa M. Alexithymia and eating disorder symptoms in adolescents. *Eating Disorders*. 2010; 18(3): 226-38. <https://doi.org/10.1080/10640261003719518>
21. Americans. Journal Krause N, Bastida E. Religion, suffering, and health among older Mexican of Aging studies. 2009; 23(2): 114-123. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0890406509000024> <https://doi.org/10.1016/j.jaging.2008.11.002>
 22. Lemche E, Klann-Delius G, Koch R, Joraschky P. Mentalizing language development in a longitudinal attachment sample: Implications for alexithymia. *Psychotherapy and Psychosomatics*. 2004; 73(6): 366-374. <https://doi.org/10.1159/000080390>
 23. Montebanocci O, Codispoti M, Balduino B, Rossi N. Adult attachment style and alexithymia. *Personality and Individual Differences*. 2004; 36(3): 499-507. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(03\)00110-7](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00110-7)
 24. Muller J, Buhner M, Ziegler M, Sahin L. Is alexithymia, ambivalence over emotional expression, and social insecurity overlapping constructs? *Journal of Psychosomatic Research*. 2008; 64(3): 319-325. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S002239990700387X> <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2007.10.005>
 25. Nicolo G, Semerari A, Lysaker PH, Dimaggio G, Conti L, Angerio S. Alexithymia in personality disorders: Correlations with symptoms and interpersonal functioning. *Psychiatry Research*. 2011; 190(1): 37-42. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2010.07.046>
 26. Busby DM, Christensen C, Crane DR, Larson JH. A revision of the dyadic adjustment scale for use with distressed and no distressed couples: Construct hierarchy and multidimensional scales. *Journal of Marital and Family Therapy*. 1995; 21(3): 289-308. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1995.tb00163.x>
 27. Miller RB, Hollist CS, Olsen J, Law D. Marital quality and health over 20 years: A growth curve analysis. *Journal of marriage and family*. 2013; 75(3): 667-680. <https://doi.org/10.1111/jomf.12025>
 28. Etemadi O, Isanegad O, Ahmadi A. [Effectiveness of relationship enhancement on marital quality of couples]. *Journal Behavioral Sciences*. 2010; 4: 9-16. <https://dnl.tebyan.net/Library/Books/pdf/Persian/592a4aa65bb923c670da0d40a189380e.pdf>
 29. Yoosefi N. [Investigation of psychometric properties of the revised Dyadic adjustment scales]. *Journal Research in clinical psychology and counseling*. 2012; 1(2): 183-200. https://tpccp.um.ac.ir/article_29789.html?lang=en
 30. Sadoughi Z, Aguilar Vafaei M, Rasoulzadeh SK, Esfahanian N. [Factor analysis of the young schema questionnaire short form in a nonclinical Iranian sample]. *Iranian Journal of psychiatry and clinical psychology*. 2010; 14(2): 214-219. <https://www.sid.ir/paper/16649/en>
 31. Van Vreeswijk M, Broersen J, Nadort M. *The Wiley-Blackwell Handbook of Schema Therapy: Theory, Research, and Practice*: John Wiley & Sons. 2012. https://books.google.com/books?hl=fa&lr=&id=gsB-RJRytMkC&oi=fnd&pg=PA9&dq=Van+Vreeswijk+M,+Broersen+J,+Nadort+M.+The+Wiley-Blackwell+Handbook+of+Schema+Therapy:+Theory,+Research,+and+Practice:+John+Wiley+%26+Sons.+2012.+&ots=1f6efypkYE&sig=p-oO9_1WH2rOX36yTWhUyrf_baY#v=onepage&q=Van%20Vreeswijk%20M%20C%20Broersen%20J%20C%20Nadort%20M.%20The%20Wiley-Blackwell%20Handbook%20of%20Schema%20Therapy%3A%20Theory%2C%-20Research%2C%20and%20Practice%3A%20John%20Wiley%20%26%20Sons.%202012.&f=false
 32. Wieman RJ. *Conjugal relationship modification and reciprocal reinforcement: A comparison of treatments for marital discord*: The Pennsylvania State University. 1973. <https://www.proquest.com/openview/e9e3c283d491e37b41a6794b6f200814/1?pq-origsite=gscholar&cbl=18750&dis=y>
 33. Bidadian M, Bahramizadeh H, Poursharifi H. [Obesity and quality of life: The role of early maladaptive schemas]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*. 2011; 30: 993-998. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1877042811020180> <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.193>
 34. Setayeshi-Azhari M. [Early maladaptive schemas and academic procrastination in students the mediating role of perfectionism]. *International Journal of Psychological studies*. 2017; 9(4): 76-82. https://www.researchgate.net/profile/Mohammad-Setayeshi-Azhari/publication/321186277_Early_Maladaptive_Schemas_and_

- Academic_Procrastination_in_Students_The_Mediating_Role_of_Perfectionism/links/5a3009deaca27271ec89e845/Early-Maladaptive-Schemas-and-Academic-Procrastination-in-Students-The-Mediating-Role-of-Perfectionism.pdf <https://doi.org/10.5539/ijps.v9n4p76>
35. Besharat MA. [Toronto Alexithymia Scale: Questionnaire, instruction and scoring Persian version]. *Journal Developmental Psychology*. 2013; 10(37): 90-92. <https://www.sid.ir/paper/488461/fa>
 36. Delattre V, Servant D, Rusinek S, Lorette C, Parquet P, Goudemand M. The early maladaptive schemas: A study in adult patients with anxiety disorders. *Lencephale*. 2004; 30(3): 255-258. <https://europepmc.org/article/med/15235523> [https://doi.org/10.1016/S0013-7006\(04\)95437-1](https://doi.org/10.1016/S0013-7006(04)95437-1)
 37. Bagby RM, Parker JD, Taylor GJ. The twenty-item Toronto Alexithymia Scale. Selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of Psychosomatic Research*. 1994; 38(1): 23-32. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(94\)90005-1](https://doi.org/10.1016/0022-3999(94)90005-1)
 38. Karami J, Zakipour A, Mohebbi Z. [Relationship between alexithymia and emotional beliefs with mental health in renal disease]. *Journal Health Psychology*. 2013, 1(4): 19-29. <https://www.sid.ir/paper/471375/fa>
 39. Sajadi F, Honarmand M, Zargar Y, Arshadi N, Sajadi S. [Predicting alexithymia in adolescents based on early trauma and attitudes toward father and mother]. *Journal of Fundamentals of Mental Health*. 2015; 17(3): 109-114. <http://eprints.mums.ac.ir/3584/> [https://doi.org/10.5812/rjfm.3\(2\)2015.25027](https://doi.org/10.5812/rjfm.3(2)2015.25027)
 40. Seyfizadeh H, Zareei Mahmodabadi H, Bakhshayesh A. [The relationship between early maladaptive schemas and marital adjustment with mediation fear of intimacy in married people]. *Journal of Family Research*. 2019; 15(4): 467-486. https://jfr.sbu.ac.ir/index.php/EnvironmentalScience/article/viewFile/5651/article_97783.html?lang=en
 41. Darba N, Mahmoudpor S, Ijadi M, Yousefi N. [Relationship between early maladaptive schemas with marital satisfaction and life quality in Women Drug-dependent spouse]. *Satisfaction and Scientific Quarterly of Research on Addiction*. 2021; 9 (3): 25-40. <https://sid.ir/paper/965398/fa>
 42. Kashi D. [The relationship early maladaptive schemas and marital commitment with marital]. *Satisfaction, Modern Achievement in Behavioral Sciences*. 2020; 21 (11): 30-45. <http://ijndibs.com/article-1-389-fa.html>
 43. Asghari F, Sadeghi A, Khakdoost SZ, Entezari M. [Investigating the relationship between early maladaptive schemas with marital conflict and instability in the couples of applicant of divorce and normal couples]. *Family Pathology, Counseling and Enrichment*. 2015; 1(1): 46-58. <http://fpcej.ir/article-1-105-en.html>
 44. Ahmadkhani L. [The relationship between early maladaptive schemas, cognitive emotion regulation strategies and perfectionism and alexithymia in cardiac patients]. *Modern Achievement in Behavioral Sciences*. 2017; 2 (3): 35- 48. <https://www.sid.ir/paper/758209/en>
 45. Seif H, Zareii H. [The relationship between early maladaptive schemas and marital adjustment with mediation fear of intimacy in married people]. *Journal of Family Research*. 2020; 4 (4): 35-41. https://jfr.sbu.ac.ir/index.php/EnvironmentalScience/article/viewFile/5651/article_97783.html?lang=en
 46. Saadati F. [The study of the relation of early maladaptive schemas and differentiation with the extent of marital adjustment]. *Journal Family*. 2010; <https://jdisabilstud.org/article-1-705-fa.pdf>
 47. Heidari A, Asgari P, Bakhtiarpour S, Hafezi F. [The role of mediation of alexithymia in the relationship between depression and marital satisfaction in elementary school teachers with gender moderation]. *Medical Journal of Mashhad University of Medical Sciences*. 2019; 62: 179-88. https://mjms.mums.ac.ir/article_14362.html?lang=en
 48. Arian N, Shahryar M. [Predicting marital conflicts base on early maladaptive schemas and alexithymia]. *Journal Psychotherapy*. 2017; 5 (4): 39-46. <https://sid.ir/paper/213965/fa>
 49. Hashemi Z. [The relationship between Alexithymia and relationship quality in women with general anxiety disorder claiming divorce]. *Quarterly Journal of Women and Society*. 2021, 11(44): 271-88. https://jzvj.marvdasht.iau.ir/m/article_4493.html?lang=en
 50. Abbaszadeh N, Bahrami HM, Yasini AS. [Prediction of health-related life quality based on alexithymia, attachment styles, and perceived social support in infertile]. *Journal Occupational Medicine Quality*. 2016; 8(1): 1-9. <https://www.sid.ir/paper/206977/en>