

- اثربخشی روان درمانی پویشی فشرده کوتاه مدت بر بهبود تعارضات درون روانی، پذیرش بیماری و سطح هموگلوبین گلیکوزیله در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱

فاطمه عیسی زاده، اسحق رحیمیان بوگر..... ۲۱۳

- ویژگی های روان سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بزرگسالان

فرهاد خرمائی، مریم قائمی، فاطمه آزادی دهبیدی، نادیا دریانی زاده، نیلوفر موهبت، سید مهدی پورسید..... ۲۲۴

- الگوی روابط سیستم های مغزی- رفتاری با شدت تعارض زناشویی در زنان متقاضی طلاق: تبیینی بر پایه تنظیم شناختی هیجان و کارکردهای اجرایی

زهرا کیانی مروج، ندا نظربلند، هاجر فلاح زاده..... ۲۳۷

- اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و کاهش اضطراب در فرزندان طلاق

منیره محمدی نژاد مطلق، فاطمه ربانی نژاد، غلامرضا چلیپانلو حسرتانلو..... ۲۴۷

- اعتباریابی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد- همسر در زوجین ایرانی

سرور احمدی، امید حمیدی..... ۲۵۹

- الگوی ساختاری سبک های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بالاتکلیفی با علائم وسواسی- اجباری در نوجوانان: نقش میانجی اجتناب تجربه ای

فاطمه حسنلو، نرجس عامری، محمود نجفی..... ۲۷۰

- نقش طرحواره های شرم، ایثار، بازداري هیجانی و استحقاق در پیش بینی پرخاشگری پنهان ارتباطی در افراد متأهل

عرفان عبداللهی چیرانی، یونس رجائی، مهیار نیک پور رحمت آبادی، محمدرضا نائیجی..... ۲۸۲

- نقش موسیقی درمانی در بهبود راهبردهای تنظیم خشم

مجید اخشابی، نسیم سهیلی..... ۲۹۱

- نقش محافظتی باورهای خودکارآمدی: سپری در برابر فرسودگی مادران در بحران تعاملات والد- فرزند

مهنوش کرمی، سیده فاطمه موسوی، شهره روشنی..... ۳۰۴

- رابطه بین سبک های دلبستگی، ذهنی سازی و تنظیم هیجان با ترومای ناشی از تغییر سازمانی

هاجر برایی احمدآبادی..... ۳۱۷

درجه «علمی-پژوهشی» در جلسه مورخ ۱۳۷۸/۱۱/۴ کمیسیون «بررسی نشریات علمی کشور» به «مجله روانشناسی» اعطا گردید. این درجه در تاریخ های ۱۳۸۳/۱۰/۱۲، ۱۳۸۹/۲/۱۲ و ۱۳۹۱/۱۰/۲۶ تمدید گردید. همینطور از سوی شورای راهبردی پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) در جلسه مورخ ۱۳۸۸/۲/۱۸ این شورا، «مجله روانشناسی» به عنوان نشریه نمایه شده ISC و ایران ژورنال مورد تأیید قرار گرفت و دارای «ضریب تأثیر» (IF) است. این مجله همچنین ایندکس APA بر اساس نامه مورخ ۳۱ آگوست ۲۰۰۹ دارد.

اثربخشی روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت بر بهبود تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری و سطح هموگلوبین گلیکوزیله در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱

The Effectiveness of Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy on Improving Intrapyschic Conflicts, Disease Acceptance, and Glycosylated Hemoglobin Levels in Adolescents with Type 1 Diabetes

Fatemeh Eisazadeh, PhD

Isaac Rahimian-Boogar, PhD✉

فاطمه عیسی‌زاده^۱

اسحق رحیمیان بوگر^۲

Abstract

Considering the prevalence of Type 1 diabetes, the present study aimed to examine the effectiveness of intensive short-term dynamic psychotherapy (ISTDP) in improving intrapsychic conflicts, disease acceptance, and HbA1c levels in adolescents with Type 1 diabetes. The research design was a semi-experimental pre-test/post-test study with a two-month follow-up, including both experimental and control groups. Forty adolescents (ages 12 to 18) diagnosed with Type 1 diabetes, who visited the Diabetes Association of Iran in Tehran in the first half of 2024, were selected through convenience sampling and randomly assigned to either the experimental or control group. The experimental group received 10 to 20 sessions of ISTDP on an individual basis, while the control group received no intervention. Data were collected using the Intrapyschic Conflicts Questionnaire-Revised (2020), the Iranian version of the Diabetes Acceptance Questionnaire (2023), and HbA1c blood tests. Repeated measures ANOVA results revealed that ISTDP significantly reduced intrapsychic conflicts at both post-test ($P < 0.001$) and follow-up ($P < 0.05$), increased diabetes acceptance at post-test ($P < 0.001$) and follow-up ($P < 0.01$), and decreased HbA1c levels at post-test ($P < 0.001$) and follow-up ($P < 0.05$) in adolescents with Type 1 diabetes. Therefore, it is recommended to use intensive short-term dynamic psychotherapy as either the primary treatment or as a complementary intervention alongside other therapeutic approaches to address psychological and physical challenges in adolescents with Type 1 diabetes.

Keywords: Psychodynamic Psychotherapy, Intrapyschic Conflicts, Disease Acceptance, HbA1c, Type 1 Diabetes

چکیده

با توجه به شیوع دیابت نوع ۱، پژوهش حاضر با هدف تعیین اثربخشی روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت بر بهبود تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری و سطح هموگلوبین گلیکوزیله در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ انجام گردید. طرح پژوهش حاضر، نیمه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون-پس‌آزمون و پیگیری دو ماهه با گروه کنترل و آزمایش بود. از میان نوجوانان (۱۲ تا ۱۸ سال) مبتلا به دیابت نوع ۱ که در نیمه اول سال ۱۴۰۳ به انجمن دیابت ایران واقع در تهران مراجعه نمودند، ۴۰ نفر به شیوه در دسترس انتخاب شدند و به‌طور تصادفی در دو گروه آزمایش و کنترل جایگزین شدند. گروه آزمایش ۱۰ تا ۲۰ جلسه روان‌درمانی پویشی کوتاه‌مدت را به‌شیوه فردی دریافت نمودند و گروه کنترل مداخله‌ای دریافت نکردند. داده‌ها با استفاده از پرسشنامه تعارضات درون‌روانی-ویرایش‌شده (۲۰۲۰)، نسخه ایرانی پرسشنامه پذیرش دیابت (۱۴۰۱) و آزمایش خون HbA1c جمع‌آوری شد. نتایج تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر نشان داد که روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت به کاهش تعارضات درون‌روانی در مرحله پس‌آزمون ($P < 0.001$) و پیگیری ($P < 0.05$)، افزایش پذیرش دیابت در مرحله پس‌آزمون ($P < 0.001$) و پیگیری ($P < 0.01$) و نیز کاهش سطح هموگلوبین گلیکوزیله در مرحله پس‌آزمون ($P < 0.001$) و پیگیری ($P < 0.05$) در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ منجر شد. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد که از روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت به‌عنوان درمان اصلی و یا به‌عنوان درمان مکمل در کنار سایر مداخلات درمانی جهت کاهش مشکلات روان‌شناختی و جسمانی نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: روان‌درمانی پویشی، تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری، هموگلوبین گلیکوزیله، دیابت نوع ۱

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۹/۲۲ تصویب نهایی: ۱۴۰۵/۲/۲۹

۱. گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

دیابت نوع ۱ (T1D) یک بیماری خودایمنی مزمن است که معمولاً در کودکی یا نوجوانی آغاز می‌شود و عوارض جسمی، روانی و اجتماعی گسترده‌ای دارد (گونگ و همکاران، ۲۰۲۵؛ سوبرامانیان و همکاران، ۲۰۲۴). مدیریت این بیماری در دوره حساس (adolescence)، که همراه با تغییرات سریع رشدی است (صالحی و همکاران، ۱۴۰۴)، چالش‌برانگیز است. الزامات درمانی سختگیرانه، از جمله پایش مداوم قند خون و تزریق انسولین، بار سنگینی ایجاد کرده و می‌تواند منجر به پریشانی روانی، کاهش کیفیت زندگی و افزایش خطر اضطراب و افسردگی شود (سوندهیم و همکاران، ۲۰۲۵؛ لیو و همکاران، ۲۰۲۴). در ایران نیز دیابت نوع ۱ از شایع‌ترین اختلال‌های متابولیک این سنین است که با پیامدهای منفی متعددی همراه است (صفرآبادی‌فراهانی و همکاران، ۱۳۸۹). ناتوانی در مدیریت این استرس‌ها اغلب به کاهش تبعیت از درمان و در نتیجه، کنترل نامطلوب قند خون منجر می‌شود (انجمن دیابت آمریکا، ۲۰۲۵؛ مارچینی و همکاران، ۲۰۲۱).

یکی از مکانیسم‌های روان‌شناختی مهم در این زمینه، فعال‌سازی یا تشدید تعارضات درون‌روانی (intrapsychic conflicts) است. این تعارضات به الگوهای ناخودآگاه و پایدار اشاره دارند که ریشه در تجارب اولیه زندگی داشته و بر ادراک، هیجان و رفتار فرد تأثیر می‌گذارند (جنیری‌کوکوسیسی و واسلاماتزیس، ۲۰۰۸؛ مارچینی و همکاران، ۲۰۲۲؛ هافنر و باوکس، ۲۰۲۵). یک بیماری مزمن مانند دیابت می‌تواند این تعارضات را حول محورهایی مانند استقلال در برابر وابستگی، کنترل در برابر درماندگی، یا سلامت در برابر بیماری برانگیزد (عباس و همکاران، ۲۰۱۳؛ فیلیپ و همکاران، ۲۰۲۵). این وضعیت، سازگاری روانی فرد با بیماری یا همان پذیرش بیماری (disease acceptance) را به مخاطره می‌اندازد. پذیرش بیماری فرآیندی فعال است که به فرد امکان می‌دهد واقعیت بیماری را بپذیرد، با محدودیت‌ها کنار آمده و مسئولیت مدیریت آن را بپذیرد (اشمیت و همکاران، ۲۰۱۴). پذیرش ضعیف با مکانیسم‌های دفاعی مانند انکار و اجتناب همراه است و به کاهش خودمراقبتی و افزایش سطح هموگلوبین گلیکوزیله (HbA1c) منجر می‌شود (گیلارد و بران، ۲۰۲۵). براساس آخرین دستورالعمل‌های انجمن دیابت آمریکا، HbA1c ابزار اصلی غربالگری و تشخیص دیابت است و آستانه تشخیصی آن ۶/۵ درصد گزارش شده است (مهتا و همکاران، ۲۰۲۵؛ موکوندا و همکاران، ۲۰۲۵).

ابتلا به بیماری‌های مزمن، بهزیستی کلی نوجوانان را تهدید کرده و نیازمند مداخلات چندوجهی و متناسب است (افشاری و همکاران، ۱۴۰۱). در دیابت نوع ۱، آشفتگی روان‌شناختی ناشی از خودپایشی مستمر، محدودیت‌های غذایی و نگرانی از آینده، سبب ایجاد احساسات منفی و تعارضات درون‌روانی بین نیازهای نوجوان و الزامات درمانی می‌شود (لیو و همکاران، ۲۰۲۴). بنابراین، ارائه مداخلات روان‌شناختی بیش‌تر که هم‌زمان بر سطوح روانی، هیجانی و فیزیولوژیک تأثیر بگذارند، ضروری است. روان‌درمانی پویایی فشرده کوتاه‌مدت (intensive short-term dynamic psychotherapy-ISTDP) یک رویکرد درمانی منسجم و کارآمد براساس مدل روان‌تنی است (پوپا-ولا و همکاران، ۲۰۱۶؛ عباس و همکاران، ۲۰۰۹). مبانی نظری ISTDP بر این اصل استوار است که هیجان‌های دردناک و تعارضات حل‌نشده ناخودآگاه، در صورت سرکوب، می‌توانند از طریق سیستم عصبی خودمختار فعال‌سازی بیش‌از حد ایجاد کرده و به شکل علائم روان‌تنی یا تشدید بیماری‌هایی مانند دیابت ظاهر شوند (دوانلو، ۲۰۰۵؛ عباس، ۲۰۱۶؛ جانسون و همکاران، ۲۰۱۴). این درمان با ایجاد اتحاد درمانی قوی و مواجهه امن با دفاع‌ها، به بیمار کمک می‌کند تا هیجان‌های محبوس شده را تجربه، پردازش و یکپارچه کرده و در نتیجه تعارضات درون‌روانی خود را شناسایی و حل‌وفصل نماید (عباس و حقیری، ۲۰۱۵؛ کرادوک و اسکینر، ۲۰۰۱؛ راسل، ۲۰۲۵).

شواهد پژوهشی اولیه از اثربخشی ISTDP در بهبود پیامدهای روان‌شناختی و فیزیولوژیک در جمعیت‌های بالینی حمایت می‌کند (عباس، ۲۰۱۶؛ راسل، ۲۰۲۵). مطالعات نشان داده‌اند این درمان می‌تواند پذیرش بیماری، تحمل پریشانی و تاب‌آوری در افراد مبتلا به شرایط مزمن را افزایش دهد (حسینی و آلیاسین، ۲۰۲۵؛ سیفگه-کرنکه و ولز، ۲۰۲۴؛ تاون و درایسن، ۲۰۱۳) و همچنین منجر به کاهش نشانه‌های روان‌تنی و بهبود تبعیت از درمان شود (کلاین‌اشتوبر و همکاران، ۲۰۱۱؛ عباس و همکاران، ۲۰۰۹؛ بهمنی و همکاران، ۱۴۰۲). با وجود یافته‌های امیدوارکننده در مورد تأثیر مثبت روان‌درمانی‌های پویایی بر خودآگاهی و سازگاری با بیماری مزمن (کمپلینگ و همکاران، ۲۰۲۲؛ توما و آلن، ۲۰۲۲؛ فیلیپ و همکاران، ۲۰۲۵)، کاربرد نظام‌مند و بررسی تجربی ISTDP در جمعیت نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ بسیار محدود است. این در حالی است که نوجوانی، دوره اوج حساسیت به مسائل هویتی و تعارضات مرتبط با استقلال است و دیابت می‌تواند این بحران‌ها را تشدید کند. مداخله در فرآیندهای ناخودآگاه و بهره‌گیری از رابطه درمانی برای فهم و اصلاح الگوهای مشکل‌ساز

در این گروه سنی حائز اهمیت است (میلو و همکاران، ۲۰۲۴). بنابراین، هدف اصلی این مطالعه، بررسی اثربخشی ISTDP بر سه متغیر کلیدی به هم پیوسته در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ است: کاهش تعارضات درون‌روانی (سطح روان‌تحلیلی)، افزایش پذیرش بیماری (سطح شناختی-هیجانی) و بهبود کنترل متابولیک از طریق کاهش سطح HbA1c (سطح فیزیولوژیک). انجام این پژوهش می‌تواند گامی مهم در جهت توسعه مداخلات روان‌شناختی یکپارچه‌نگر و مبتنی بر شواهد برای این جمعیت آسیب‌پذیر باشد.

• روش

طرح پژوهش حاضر نیمه‌آزمایشی با پیش‌آزمون-پس‌آزمون و پیگیری دوماه با گروه کنترل و آزمایش بود. جامعه آماری شامل نوجوانان ۱۲ تا ۱۸ ساله مبتلا به دیابت نوع ۱ بود که در نیمه اول سال ۱۴۰۳ به انجمن دیابت ایران مراجعه کردند. از میان آنان، ۴۰ نفر از طریق نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و سپس از طریق جایگزینی تصادفی (با استفاده از اعداد تصادفی) در گروه آزمایش شامل ۲۰ نفر (۱۰ دختر و ۱۰ پسر) و گروه کنترل شامل ۲۰ نفر (۱۰ دختر و ۱۰ پسر) قرار گرفتند. گروه آزمایش به مدت ۱۰ تا ۲۰ جلسه (هر هفته یک جلسه ۷۵ الی ۹۰ دقیقه‌ای) مداخله فردی دریافت نمود و گروه کنترل هیچ مداخله‌ای دریافت نکرد و پس از گذشت دو ماه گروه‌ها پیگیری شدند. معیارهای ورود شامل تشخیص قطعی دیابت نوع ۱ با حداقل یک‌سال سابقه (با تشخیص متخصص غدد و متابولیسم)، سن ۱۲ تا ۱۸ سال، نبود ابتلا به اختلال‌های روان‌پزشکی عمده فعال و نبود دریافت روان‌درمانی موازی بود. معیارهای خروج نیز شامل غیبت بیش از دو جلسه متوالی یا سه جلسه در مجموع، شروع مصرف داروهای روان‌پزشکی، دریافت سایر مداخلات روان‌درمانی و وقوع رویدادهای استرس‌زای عمده در طول مطالعه بود. پژوهش با رعایت اصول اخلاقی از جمله اخذ رضایت آگاهانه، حفظ رازداری اطلاعات و آزادی در ترک مطالعه (با درخواست بیمار و یا والدین) انجام شد. برای رعایت اصول اخلاقی پژوهش، کاهش نابرابری و قدردانی از مشارکت، پس از اتمام مرحله جمع‌آوری داده‌های پیگیری، سه جلسه آموزشی گروهی به گروه کنترل ارائه شد. محتوای این جلسات صرفاً عمومی و شامل آموزش نقش استرس در دیابت و مهارت‌های کلی مقابله بود و فاقد ماهیت تخصصی و فشرده مداخله اصلی (ISTDP) بود.

• ابزار

الف) پرسشنامه تعارضات درون‌روانی- ویرایش‌شده (intrapsychic conflicts questionnaire-revised- ICQR): این پرسشنامه از محور تشخیص روان‌پویشی عملیاتی‌شده (operationalized psychodynamic diagnosis-OPD) استخراج شده است و شامل ۷ ماده با نمره‌گذاری طیف لیکرت ۱ تا ۵ درجه‌ای و دامنه نمرات بین ۷ الی ۳۵ است (بوث و همکاران، ۲۰۱۹). نمرات بالا نشان‌دهنده تعارضات درون‌روانی بالاتر و نمرات پایین نشان‌دهنده تعارضات درون‌روانی کمتر است. نسخه کودکان و نوجوانان از روایی و اعتبار مناسبی برخوردار است (جون و همکاران، ۲۰۲۴). محور ساختار OPD-2 با همبستگی درون‌گروهی برابر با ۰/۷۹ دارای اعتبار خوبی بین ارزیابان برای کل مقیاس و در دامنه ۰/۶۲ تا ۰/۸۲ برای ۸ خرده‌مقیاس آن بود. همبستگی‌های بین ابعاد OPD-2 و مقیاس‌های هم‌گرا، متوسط و معنادار بودند. به‌علاوه، OPD-2 دارای اعتبار خوب و روایی هم‌زمان و افتراقی خوبی برای استفاده بالینی و اهداف پژوهشی است (دوئرینگ و همکاران، ۲۰۱۴).

ب) نسخه ایرانی پرسشنامه پذیرش دیابت (diabetes acceptance scale-DAS): نسخه اصلی ۲۰ ماده‌ای این مقیاس به وسیله اشمیت و همکاران (۲۰۱۴) ساخته شد و در سال ۱۴۰۱ نسخه ایرانی آن توسط نجفی قزلجه و همکاران (۲۰۲۲) تهیه شد و تعداد ماده‌های آن به ۱۹ مورد کاهش یافت. این پرسشنامه دارای سه خرده‌مقیاس برخورد منطقی (پذیرش بیماری و ایفای مسئولیت در درمان) شامل ماده‌های (۱ تا ۹)، رنجش (نشان‌دهنده احساس خشم یا ناراحتی از ابتلا) شامل ماده‌های (۱۰، ۱۱، ۱۴، ۱۷ و ۱۸) و اجتناب (بیانگر نادیده‌گیری یا انکار بیماری) شامل ماده‌های (۱۲، ۱۳، ۱۵، ۱۶ و ۱۹) است. نمره‌گذاری خرده‌مقیاس برخورد منطقی، رنجش و اجتناب در طیف لیکرت (هرگز=۰ تا همیشه=۳) انجام می‌شود. به‌علاوه، خرده‌مقیاس‌های رنجش و اجتناب به‌طور معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. دامنه نمرات ۰ تا ۵۷ است و نمره بالاتر بیانگر پذیرش بیشتر دیابت است. در مطالعه نجفی قزلجه و همکاران (۲۰۲۲) سه مؤلفه این پرسشنامه از طریق تحلیل عاملی اکتشافی ۶۸/۸ درصد از واریانس کل DAS را تبیین نمودند و تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل ۳ عاملی برازش خوبی با مجموعه داده‌های مستقل دارد. ضریب آلفای کرونباخ برای عامل برخورد منطقی، رنجش و اجتناب به ترتیب ۰/۹۶، ۰/۹۴ و ۰/۹۳ بود. همچنین با استفاده از ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای، اعتبار ابزار ۰/۹۷ به‌دست آمد (نجفی قزلجه و همکاران، ۲۰۲۲).

پ) سطح هموگلوبین گلیکوزیله (hemoglobin A1C-HbA1c): آزمایش هموگلوبین گلیکوزیله، برای سنجش اثربخشی درمان و به‌عنوان شاخصی جهت تعیین نیاز به تعدیل در برنامه‌درمانی به‌کار می‌رود (مهتا و همکاران، ۲۰۲۵). سنجش هموگلوبین گلیکوزیله در پژوهش حاضر در آزمایشگاه‌های مجهز شهر تهران که با دستگاه Knauer- HPLC (high-performance liquid chromatography) تجهیز شده بودند، صورت گرفت. این دستگاه که ساخت شرکتی آلمانی (advanced scientific instruments) است، دستگاهی است که بر پایه کروماتوگرافی تمایلی با کارایی بالا تنظیم گردیده است؛ نمونه مورد نیاز ۴ میکرولیتر خون کامل است که پس از افزودن محلول لیز (Liss)، سانتریفیوژ (centrifuge) انجام می‌گردد و مایع رویی برای تزریق به‌داخل دستگاه به‌کار می‌رود. انجام هرآزمون حدود ۳۰ دقیقه زمان می‌برد و نیازمند پرسنل کارآزموده است (دوباخ و همکاران، ۲۰۱۹).

ت) پروتکل درمان: پروتکل درمان برگرفته از پروتکل روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت دوانلو (دلاسلوا، ۱۹۹۶؛ دوانلو، ۲۰۰۵) بود. درمان به‌صورت فردی و تحت نظارت بالینی در ۱۰ تا ۴۰ جلسه ۷۵ تا ۹۰ دقیقه‌ای توسط یک متخصص روان‌شناسی آموزش دیده برگزار شد. در این مطالعه، تعداد جلسات بسته به پیشرفت و دستیابی به شاخص‌های اختتام درمان بین ۱۰ تا ۲۰ جلسه بود. درمانگر با استفاده از فنون خاص در هر مرحله با تمرکز بر حل تعارضات ناخودآگاه بین خواسته‌ها و احساسات، رابطه‌درمانی و مکانیزم‌های دفاعی و کاهش علائم ناشی از آنها به بررسی و حل تعارضات می‌پرداخت. در ابتدا مداخله با یک جلسه آزمایشی یک‌وینیم تا دو ساعته شروع شد که در آن درمانگر روان‌تشخیص را انجام داد و سپس، درمان در یک یا دو دور ۱۰ جلسه‌ای مبتنی بر پروتکل (جدول ۱) اجرا شد. در صورتی که هدف درمان در ۱۰ جلسه محقق می‌شد، درمان پایان می‌یافت؛ در غیر این صورت، دور دوم آغاز می‌شد. برای درصد بالایی از بیماران ۱۰ جلسه درمان استفاده شد (۶۵ درصد) و کل درمان بین ۱۰ تا ۲۰ جلسه طول کشید. شرح مراحل روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت (ISTDP) در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. شرح مراحل روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت

مرحله	توصیف	هدف و محتوای مداخله درمانی
مرحله ۱ و ۲	تحقیق، فشار و روان‌تشخیص (inquiry, pressure, and psychodiagnosis)	در درمان ISTDP، ارزیابی روان‌تشخیصی بیمار برای شناسایی الگوهای اضطراب ناخودآگاه و مقاومت‌ها انجام شد. هدف این ارزیابی تعیین مسیر تخلیه اضطراب در سطوح مختلف (عضلات مخطط، عضلات صاف، و شناختی) است. فشارهای درمانی برای تشویق بیمار به شناسایی و تجربه احساسات ناخودآگاه به‌کار گرفته شد تا مقاومت‌های او فعال شود و در اتاق درمان بررسی گردد. بسته به نوع تنش و مقاومت بیمار، درمانگر تصمیم می‌گرفت چگونه مسیر درمان را ادامه دهد. برای بیماران با تنش عضلانی و جداسازی هیجان، فعال‌سازی ناخودآگاه مستقیم انجام شد. در صورتی که بیمار دچار اختلال‌های شناختی یا سرکوب بود، ابتدا ظرفیت تحمل اضطراب ساخته می‌شد.
مرحله ۳ و ۴	روشن‌سازی و چالش (clarification and challenge)	علاوه بر ارزیابی روان‌تشخیصی، فشار به‌عنوان فن فعال‌سازی احساسات پیچیده انتقالی و مقاومت‌های ثانویه نیز استفاده شد. این احساسات پیچیده، مانند قدردانی از تلاش‌های درمانگر یا واکنش‌های احساسی به درمانگر، به دلستگی‌ها و تروماهای گذشته بیمار مربوط می‌شود. نشانه‌های مقاومت در روابط درمانی معمولاً شامل قطع تماس چشمی، کند شدن رفتار یا تغییر وضعیت بدن بررسی و مورد مداخله قرار گرفت. در این زمان، درمانگر بر روشن‌سازی تأثیر منفی مقاومت تأکید کرد و آن را به‌طور همیارانه به چالش می‌کشید.
مرحله ۵	آزادسازی ناخودآگاه (unlocking the unconscious)	در این مرحله، تمرکز بر تجربه مستقیم احساسات پیچیده انتقالی به‌عنوان محرک آزادسازی ناخودآگاه فن اصلی مداخله بود. برای بیماران مقاوم، اعمال فشار و چالش با دفاع‌ها ادامه یافت تا تجربه جسمانی احساسات شروع شد. مسیرهای جسمانی احساساتی از جمله خشم (حرکت حرارت و انرژی از پایین به بالا) و گناه (انقباضات و پشیمانی) بررسی شدند. تجربه این احساسات به‌طور جسمانی باعث کاهش اضطراب ناخودآگاه و مقاومت می‌شد. در این حالت، بیمار قادر به یادآوری وقایع آسیب‌زا و تجربه تصاویر بصری می‌گردید که به شکل‌گیری اتحاد درمانی ناخودآگاه منجر می‌شد.
مرحله ۶ و ۷	بازنگری و تثبیت (recapitulation and consolidation)	بازنگری پس از این فرایندها یک ویژگی حیاتی درمان بود. در بیماران مقاوم که از عقلانی‌سازی استفاده می‌کنند، تفسیر به پس از فعال‌سازی ناخودآگاه محدود می‌شد. هدف این فرآیند پیوند دقیق احساسات، اضطراب و دفاع‌ها با شخصیت‌های گذشته و حال بود. این کار سبب تقویت اتحاد ناخودآگاه و کاهش مقاومت می‌گردید. تداوم فشار برای درگیر شدن با احساسات پیچیده انتقالی و بازنگری مکرر آموخته‌ها به درمان خشم، گناه و احساسات ناخودآگاه و طولانی‌مدت کمک می‌نمود.

در پژوهش حاضر، جهت بررسی فرضیه‌های پژوهش از آمار استنباطی و تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر (repeated measures ANOVA) استفاده شد و داده‌ها توسط نرم‌افزار SPSS-26 تجزیه و تحلیل گردید.

• یافته‌ها

دامنه سنی شرکت‌کنندگان بین ۱۲ تا ۱۸ سال با میانگین سنی ۱۴/۸۵ و انحراف معیار ۲/۰۳ بود. همچنین، میانگین مدت ابتلا به دیابت از ۱ تا ۱۵ سال با میانگین ۶/۳۵ و انحراف معیار ۲/۷۸ متغیر بود. اکثریت (۹۲/۵ درصد) در حال تحصیل بودند. وضعیت اجتماعی-اقتصادی اغلب در سطح متوسط (۴۰ درصد) گزارش شد. روش کنترل دیابت ترکیبی (انسولین، رژیم و ورزش) در (۳۰ درصد) موارد رایج بود. سطح حمایت خانوادگی عمدتاً متوسط تا زیاد (۶۰ درصد) بود. اکثریت (۸۰ درصد) فاقد بیماری مزمن دیگر بودند و تقریباً تمامی شرکت‌کنندگان (۹۷/۵ درصد) فاقد اختلال روانی عمده بودند و یک نفر (۲/۵ درصد) دارای اختلال روانی خفیف (و دارای معیار ورود به مطالعه) بود. میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش در مراحل مختلف در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش در مراحل پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری به تفکیک گروه

متغیر	مؤلفه	زمان	گروه	کنترل	گروه	آزمایش
			میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
تعارضات درون‌روانی	-	پیش‌آزمون	۱۷/۷۰	۹۳/۳	۳۰/۱۷	۶۳/۴
		پس‌آزمون	۲۵/۱۷	۲۱/۴	۹۵/۱۲	۹۶/۳
		پیگیری	۶۰/۱۷	۹۳/۳	۴۵/۱۴	۵۰/۳
منطقی		پیش‌آزمون	۹۰/۱۴	۹۸/۴	۹۵/۱۷	۴۳/۴
		پس‌آزمون	۷۵/۱۵	۲۴/۵	۱۰/۲۱	۲۹/۴
		پیگیری	۹۰/۱۴	۲۸/۵	۹۰/۲۰	۵۰/۳
پذیرش بیماری	رنجش	پیش‌آزمون	۰۰/۸	۰۶۰/۳	۷۰/۹	۱۳/۳
		پس‌آزمون	۲۰/۸	۱۵/۳	۸۵/۱۱	۶۲/۲
		پیگیری	۱۰/۸	۰۴/۳	۵۰/۱۱	۴۸/۲
	اجتناب	پیش‌آزمون	۶۵/۸	۶۶/۲	۴۰/۹	۷۶/۳
		پس‌آزمون	۵۵/۷	۳۷/۲	۸۰/۱۱	۶۲/۲
		پیگیری	۹۰/۷	۸۰/۲	۹۵/۱۰	۷۸/۲
کلی		پیش‌آزمون	۵۵/۳۱	۸۰/۹	۰۵/۳۷	۲۰/۱۰
		پس‌آزمون	۵۰/۳۱	۰۲/۱۰	۷۵/۴۴	۲۸/۸
		پیگیری	۹۰/۳۰	۰۹/۱۰	۳۵/۴۳	۷۲/۷
HBA1c	-	پیش‌آزمون	۴۳/۸	۷۸۰/۰	۴۹/۸	۹۳/۰
		پس‌آزمون	۴۲/۸	۷۹/۰	۴۲/۷	۵۸/۰
		پیگیری	۴۲/۸	۸۵/۰	۷۳/۷	۶۷/۰

پیش‌از تحلیل داده‌ها، مفروضه‌های تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر بررسی شد. مفروضه نبود وجود داده‌های پرت با نمودار جعبه‌ای بررسی شد و داده پرتی در مشاهدات وجود نداشت. توزیع نرمال با کمک مقادیر کجی و کشیدگی و آزمون شاپیرو-ویلک نشان داد که داده‌ها به صورت نرمال توزیع شده‌اند ($P \geq 0/05$). بررسی همگنی واریانس‌ها با نتایج غیرمعنادار آزمون لون نشان‌دهنده همگنی واریانس‌های بین‌گروهی بود ($P \geq 0/05$). نتایج آزمون ام‌باکس برای تساوی واریانس متغیرهای تعارضات درون‌روانی ($F=1/49$ ، $P=0/17$)، پذیرش بیماری ($F=2/13$ ، $P=0/08$)، و سطح هموگلوبین گلیکوزیله ($F=2/98$ ، $P=0/06$) است که حاکی از همگنی ماتریس واریانس-کوواریانس متغیرها بود. علاوه بر این، مفروضه همگنی شیب‌های رگرسیون نیز رعایت شد ($P \geq 0/05$). آزمون کرویت موچلی برای متغیرهای تعارضات درون‌روانی ($F=0/94$ ، $P=0/37$)، پذیرش بیماری ($F=0/57$ ، $P=0/07$)، و سطح هموگلوبین گلیکوزیله ($F=0/60$ ، $P=0/08$) نیز نشان داد که واریانس‌ها و کوواریانس‌های متغیرهای وابسته در گروه‌های مختلف برابر هستند. همچنین، در این مطالعه از آزمون گرین هاوز گیش در بررسی فرضیه تأثیر مداخله ISTDP بر بهبود تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری و سطح هموگلوبین گلیکوزیله در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ استفاده شد.

مطابق جدول ۳، یافته‌های آزمون تک‌متغیره درون‌آزمودنی‌ها در بررسی آثار زمان و تعامل زمان و گروه به تفکیک متغیرهای مورد بررسی، تأثیر مثبت معنادار مداخله ISTDP بر بهبود تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری و سطح هموگلوپین‌گلیکوزیله (HBA1c) را نشان داد.

جدول ۳. جدول تک‌متغیره درون‌آزمودنی‌ها در بررسی اثرات زمان و تعامل زمان و گروه به تفکیک متغیرهای مورد بررسی

متغیر	منبع	آزمون	درجه آزادی	شاخص F	معناداری	ضریب اتا
تعارضات درون‌روانی	زمان	گرین هاوز گیشر	۱/۹۰	۵۹/۸۱	۰/۰۰۱	۰/۶۱
	تعامل زمان و گروه	گرین هاوز گیشر	۱/۹۰	۴۰/۹۸	۰/۰۰۱	۰/۵۱
پذیرش بیماری	زمان	گرین هاوز گیشر	۱/۵۲	۶۱/۰۸	۰/۰۰۱	۰/۶۱
	تعامل زمان و گروه	گرین هاوز گیشر	۱/۵۲	۷۰/۵۰	۰/۰۰۱	۰/۶۵
HBA1c	زمان	گرین هاوز گیشر	۱/۴۹	۸۸/۴۸	۰/۰۰۱	۰/۷۰
	تعامل زمان و گروه	گرین هاوز گیشر	۱/۴۹	۸۴/۹۷	۰/۰۰۱	۰/۶۹

طبق جدول ۴، یافته‌های آزمون‌های چندمتغیری نشان داد که اثر زمان و اثر تعاملی زمان و گروه بر نمره‌های تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری و HBA1c معنادار بود. جدول ۵ نیز حاکی از اثربخشی مداخله ISTDP است.

جدول ۴. یافته‌های آزمون‌های چندمتغیری برای بررسی معناداری اثر زمان و اثر تعاملی زمان و گروه

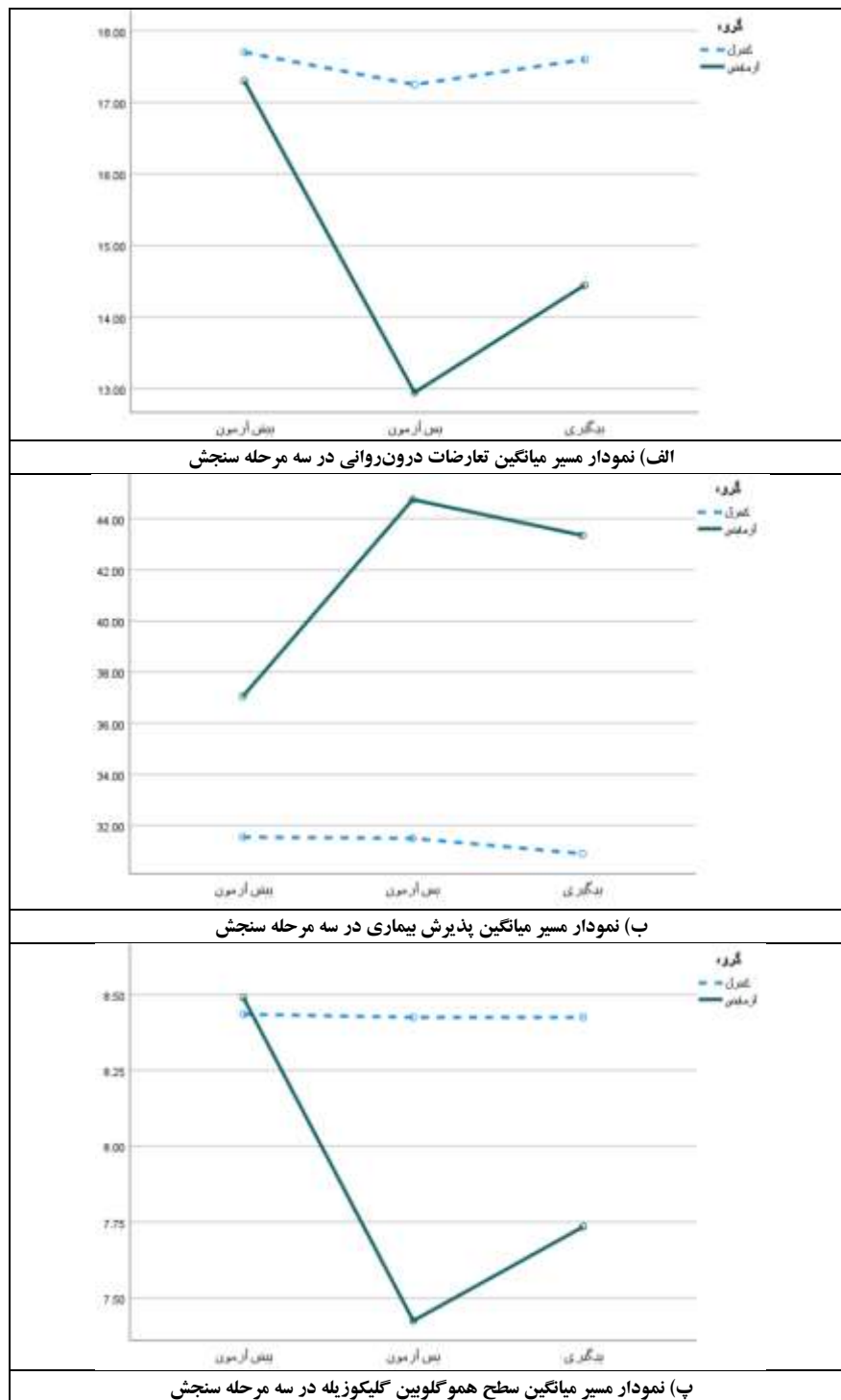
متغیر	اثر	آزمون	ارزش	شاخص F	درجه آزادی مفروض	درجه آزادی خطا معناداری	ضریب اتا
تعارضات درون‌روانی	لامبدای ویلکز	زمان	۰/۲۳	۶۰/۱۹	۲	۳۷	۰/۷۶
	لامبدای ویلکز	تعامل زمان و گروه	۰/۳۲	۳۹/۳۵	۲	۳۷	۰/۶۸
پذیرش بیماری	لامبدای ویلکز	زمان	۰/۲۳	۶۰/۴۴	۲	۳۷	۰/۷۶
	لامبدای ویلکز	تعامل زمان و گروه	۰/۲۴	۵۶/۴۷	۲	۳۷	۰/۷۵
HBA1c	لامبدای ویلکز	تعامل زمان و گروه	۰/۲۵	۵۴/۵۷	۲	۳۷	۰/۷۴
	لامبدای ویلکز	تعامل زمان و گروه	۰/۲۶	۵۲/۳۴	۲	۳۷	۰/۷۳

طبق نتایج جدول ۵، در پس‌آزمون متغیرهای تعارضات درون‌روانی ($F=4/35$, $p<0/04$)، پذیرش بیماری ($F=12/46$, $p<0/01$)، و HBA1c ($F=5/10$, $p<0/03$) بین گروه‌ها تفاوت معناداری وجود داشت؛ به عبارت دیگر، متغیر گروه مؤثر واقع شده است و ISTDP توانسته است در نتایج گروه آزمایش مؤثر باشد. همچنین، با استناد به جدول ۵ می‌توان نتیجه گرفت که ISTDP موجب بهبود تعارضات درون‌روانی، پذیرش بیماری و HBA1c در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ گردیده است و این نتایج در دوره پیگیری نیز ثابت باقی مانده است.

جدول ۵. نتایج تحلیل بین‌آزمودنی در بررسی اثر گروه بر متغیرهای وابسته

متغیر	منبع	مجموع مجذورات	درجه آزادی میانگین مجذورات	شاخص F	معناداری	ضریب اتا
تعارضات درون‌روانی	عدد ثابت	۳۱۵۲۵/۲۰	۱	۶۶۸/۳۶	۰/۰۰۱	۰/۹۴
	گروه	۲۰۵/۴۰	۱	۴/۳۵	۰/۰۴	۰/۱۰
	خطا	۱۷۹۲/۳۸	۳۸	۴۷/۱۶		
پذیرش بیماری	عدد ثابت	۱۶۰۰۱۶/۰۳	۱	۶۱۴/۵۰	۰/۰۰۱	۰/۹۴
	گروه	۳۲۴۴/۸۰	۱	۱۲/۴۶	۰/۰۱	۰/۲۴
	خطا	۹۸۹۵/۱۶	۳۸	۲۶۰/۳۹		
HBA1c	عدد ثابت	۷۹۸۲/۱۱	۱	۴۵۷۴/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۹۹
	گروه	۸/۹۱	۱	۵/۱۰	۰/۰۳	۰/۱۱
	خطا	۶۶/۳۱	۳۸	۱/۷۴		

شکل ۱ خط روند تفاوت میانگین متغیرها در پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری را نشان می‌دهد.



شکل ۱. خط روند میانگین متغیرها در پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری

• بحث

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که روان‌درمانی پویشی فشرده کوتاه‌مدت موجب بهبود تعارضات درون‌روانی در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ می‌شود. این یافته با نتایج پژوهش‌های مارچینی و همکاران (۲۰۲۲)، عباس و همکاران (۲۰۰۹ب)، عباس و تاون (۲۰۲۵)، دوئرینگ و همکاران (۲۰۱۴)، عباس (۲۰۱۶) و دوانلو (۲۰۰۵) همسو است. مارچینی و همکاران (۲۰۲۲) بیان می‌کنند که روان‌درمانی پویشی کوتاه‌مدت، از طریق تمرکز بر شناسایی، تجربه و پردازش هیجان‌ها و افکار مرتبط با تجارب ناخوشایند، به نوجوانان کمک می‌کند تا نسبت به احساسات ناهشیار و تعارضات درون‌روانی خود آگاهی بیشتری یافته و توانایی مؤثرتری در مدیریت آنها کسب کنند.

همچنین، عباس و همکاران (۲۰۰۹ب) و عباس و تاون (۲۰۲۵) معتقدند این رویکرد درمانی با کاهش تنش‌های روان‌شناختی و اضطراب مرتبط با بیماری، زمینه کاهش تعارضات درونی را فراهم می‌سازد.

عباس (۲۰۱۶) در تبیین این یافته‌ها استدلال می‌کند که تجربه مجدد هیجان‌های دردناک گذشته در فرایند درمان، موجب سرکوب‌زدایی هیجان‌های منفی و در نتیجه کاهش تعارضات درون‌روانی و بهبود نشانه‌های روان‌تنی می‌شود. در همین راستا، دوانلو (۲۰۰۵) تأکید می‌کند که روان‌درمانی پویایی فشرده کوتاه‌مدت با تسهیل شناسایی و حل‌وفصل تعارضات ناهشیار ناشی از نپذیرفتن بیماری و خودپنداره منفی، به ارتقای سلامت روانی نوجوانان کمک می‌کند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که این رویکرد درمانی، از طریق افزایش بینش هیجانی و کاهش تعارضات ناهشیار، نقش مؤثری در بهبود سازگاری روان‌شناختی نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ ایفا می‌کند.

علاوه بر این، یافته‌های پژوهش نشان داد که روان‌درمانی پویایی فشرده کوتاه‌مدت موجب بهبود پذیرش بیماری در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ می‌شود. این یافته با نتایج پژوهش‌های فیلیپ و همکاران (۲۰۲۵)، مارچینی و همکاران (۲۰۲۱، ۲۰۲۲)، عباس و همکاران (۲۰۰۹ب)، عباس و تاون (۲۰۲۵)، سیفگه-کرنکه و ولز (۲۰۲۴)، حسینی و آلیاسین (۲۰۲۵) و تاون و درایسن (۲۰۱۳) هم‌خوانی دارد. فیلیپ و همکاران (۲۰۲۵) معتقدند که روان‌درمانی پویایی فشرده، از طریق کمک به پردازش هیجان‌ها و نگرانی‌های ناهشیار مرتبط با بیماری، نوجوانان را در پذیرش و مدیریت مؤثرتر بیماری یاری می‌دهد. همچنین، مارچینی و همکاران (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که درمان روان‌پویایی با افزایش خودآگاهی و کاهش آشفتگی روان‌شناختی، توانایی سازگاری فرد با شرایط جدید زندگی ناشی از ابتلا به دیابت را تقویت می‌کند.

درواقع، کاوش و ابراز هیجان‌های سرکوب‌شده، زمینه تخلیه هیجانی و کاهش فشارهای روانی را فراهم می‌سازد و در نتیجه، پذیرش بیماری تسهیل می‌شود. عباس و همکاران (۲۰۰۹ب) و عباس و تاون (۲۰۲۵) نیز بر نقش مثبت روان‌درمانی پویایی در افزایش پذیرش بیماری، بهبود کیفیت زندگی و ارتقای مدیریت بیماری در افراد مبتلا به دیابت تأکید کرده‌اند. افزون بر این، سیفگه-کرنکه و ولز (۲۰۲۴) معتقدند که این رویکرد درمانی می‌تواند به بهبود خودپذیری، سازگاری با بیماری و ارتقای تعاملات اجتماعی نوجوانان منجر شود. دوانلو (۲۰۰۵) نیز بر این باور است که حل‌وفصل احساسات ناهشیار و کاهش مقاومت‌های روانی در فرایند درمان، نقش مهمی در تقویت پذیرش بیماری و بهبود کیفیت زندگی بیماران ایفا می‌کند.

نتایج پژوهش حاضر همچنین نشان داد که روان‌درمانی پویایی فشرده کوتاه‌مدت تأثیر معناداری بر کاهش هموگلوبین گلیکوزیله (HbA1c) در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ دارد. این یافته با نتایج مطالعات فیلیپ و همکاران (۲۰۲۵)، مارچینی و همکاران (۲۰۲۱)، عباس و همکاران (۲۰۰۹الف، ۲۰۰۹ب)، عباس و تاون (۲۰۲۵) و کرادوک و اسکینر (۲۰۰۱) همسو است. مارچینی و همکاران (۲۰۲۱) بیان می‌کنند که روان‌درمانی پویایی کوتاه‌مدت، از طریق مواجهه با احساسات ناهشیار و پردازش تعارض‌های درون‌روانی، انگیزش نوجوانان را برای پایبندی به رفتارهای خودمراقبتی و مدیریت قند خون افزایش می‌دهد. همچنین، کرادوک و اسکینر (۲۰۰۱) معتقدند که کاهش آشفتگی‌های روان‌شناختی در پی مداخلات روان‌پویایی می‌تواند به بهبود کنترل گلوکز خون منجر شود.

فیلیپ و همکاران (۲۰۲۵) نیز اشاره می‌کنند که کاهش تنش‌ها و آشفتگی‌های روان‌شناختی از طریق روان‌درمانی پویایی، ممکن است با کاهش فرایندهای التهابی، بهبود عملکرد دستگاه ایمنی و تنظیم بهتر فرایندهای سوخت‌وسازی بدن همراه باشد. بر این اساس، می‌توان استدلال کرد که بهبود تعارضات درون‌روانی و ارتقای روابط بین‌فردی، با افزایش خودآگاهی و انگیزش درمانی، زمینه تقویت رفتارهای خودمراقبتی را فراهم می‌سازد و در نهایت به کاهش سطح HbA1c منجر می‌شود. این یافته‌ها بر اهمیت به‌کارگیری مداخلات روان‌شناختی در کنار درمان‌های پزشکی، به‌منظور ارتقای کیفیت زندگی و بهبود کنترل بیماری در نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ تأکید دارند.

• نتیجه‌گیری

یافته‌های این پژوهش نشان داد که روان‌درمانی پویایی فشرده کوتاه‌مدت (ISTDP)، از طریق هدف‌قرار دادن تعارضات درون‌روانی و ارتقای پذیرش بیماری، می‌تواند به‌طور هم‌زمان بر پیامدهای روان‌شناختی و شاخص‌های فیزیولوژیک، از جمله کاهش سطح هموگلوبین

گلیکوزیله (HbA1c)، تأثیر مثبت داشته باشد. این نتایج از ضرورت توجه به ابعاد روان‌شناختی در کنار درمان‌های پزشکی استاندارد در مراقبت از نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ حمایت می‌کند. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود از این رویکرد درمانی به‌عنوان مداخله‌ای مکمل در کنار مراقبت‌های پزشکی استفاده شود و آموزش تخصصی درمانگران در حوزه ISTDP مورد توجه قرار گیرد. همچنین، انجام پژوهش‌های هزینه - اثربخشی می‌تواند در ارزیابی امکان‌پذیری و کارآمدی کاربرد این مداخله در نظام سلامت مفید باشد. به‌طور کلی، یافته‌های حاضر بر اهمیت رویکرد کل‌نگر و توجه به تعامل فرایندهای روان‌شناختی و جسمانی در مدیریت بیماری دیابت تأکید دارد. پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی همراه بود که در تفسیر و تعمیم نتایج باید مورد توجه قرار گیرد. نخست، حجم نمونه نسبتاً کوچک و استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس، قابلیت تعمیم یافته‌ها به سایر نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ را محدود می‌سازد. دوم، نبود گروه کنترل فعال این احتمال را مطرح می‌کند که بخشی از تغییرات مشاهده‌شده ناشی از عوامل غیراختصاصی درمان، ازجمله توجه درمانگر، حمایت هیجانی یا انتظار بهبود باشد. افزون بر این، دوره پیگیری دوماهه امکان بررسی پایداری بلندمدت اثرات درمان را فراهم نمی‌سازد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از نمونه‌های بزرگ‌تر و روش‌های نمونه‌گیری تصادفی استفاده شود و با به‌کارگیری گروه‌های کنترل فعال، دقت استنباط درباره اثربخشی اختصاصی درمان افزایش یابد. همچنین، اجرای پیگیری‌های بلندمدت‌تر، مانند دوره‌های شش‌ماهه یا یک‌ساله، می‌تواند در ارزیابی ماندگاری اثرات درمان سودمند باشد. بررسی مکانیسم‌های تغییر در روان‌درمانی پویایی فشرده کوتاه‌مدت و مقایسه اثربخشی آن با سایر مداخلات روان‌شناختی نیز می‌تواند به توسعه دانش موجود در این حوزه کمک کند.

• تعارض منافع

نویسندگان اظهار می‌دارند که در این مطالعه هیچ‌گونه تضاد یا تعارض منفعی وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از انجمن دیابت ایران و سایر بیماران مبتلا به دیابت شرکت‌کننده در این پژوهش تشکر و قدردانی می‌شود. این مقاله از طرح پسادکتری دانشگاه سمنان با شماره قرارداد ۲۱۲۶۵ مورخ ۱۴۰۲/۸/۶ استخراج شده است و مورد تأیید کمیته اخلاق دانشگاه علوم پزشکی و خدمات بهداشتی درمانی سمنان با کد اخلاق IR.SEMUMS.REC.1402.319 مورخ ۱۴۰۲/۱۲/۲۱ است. تمام مراحل مطالعه مطابق با اصول اخلاق پژوهشی و استانداردهای اخلاقی بوده است و نیز با بیانیه هلسینکی (۱۹۶۴) و اصلاحات بعدی آن مطابقت دارد.

• منابع

افشاری، افروز؛ نقاش، نیلوفر؛ احدی، بتول. (۱۴۰۱). اثربخشی آموزش خودحمایتی بر مهارت‌های ارتباطی نوجوانان مبتلا به ریزش موی ناشی از شیمی‌درمانی/ رادیوتراپی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۶(۱)، ۲۶۱-۲۷۱. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1401.26.3.8.9>

بهمنی، بهمن؛ علیزاده، طاهر؛ خانجانی، محمدسعید؛ شکیب، شیما؛ ازخوش، منوچهر؛ واحدی، محسن. (۱۴۰۲). طراحی پروتکل مشاوره توان‌بخشی مبتنی بر روان‌درمانی پویایی کوتاه‌مدت براساس تجارب افراد دارای آلبنیسم: یک مطالعه ترکیبی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷(۱)، ۷۵-۸۲. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1402.27.1.10.4>

صالحی، منیره؛ زاهد، سعیده؛ رضایی، محسن؛ کارشکی، حسین؛ تعلیم‌دهنده، سمانه. (۱۴۰۴). بهبود کارکردهای اجرایی نوجوانان با استفاده از تجربه یادگیری واسطه‌گری‌شده با بازی در خانواده: ارزیابی بازی‌های مؤثر بر انواع کارکردهای اجرایی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۹(۱)، ۱-۱۱. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1404.29.1.1.9>

صفرآبادی فراهانی، طاهره؛ علی اکبر، محبوبه؛ صفرآبادی فراهانی، اکرم؛ وحقانی، حمید. (۱۳۸۹). بررسی کیفیت زندگی نوجوانان مبتلا به دیابت نوع ۱ بر حسب سن و جنس. *نشریه پرستاری ایران*، ۲۳ (۶۸)، ۷۳-۷۹. https://ijn.iuums.ac.ir/browse.php?a_code=A-10-238-1&slc_lang=fa&sid=1

Abbass A. (2016). The Emergence of Psychodynamic Psychotherapy for Treatment Resistant Patients: Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy. *Psychodynamic psychiatry*, 44(2), 245-280.

<https://doi.org/10.1521/pdps.2016.44.2.245>

Abbass, A., & Haghir, B. (2025). Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy for Functional Somatic Disorders: A Scoping Review. *Clinical neuropsychiatry*, 22(2), 111-120. <https://doi.org/10.36131/cnfioritiditore20250201>

- Abbass, A., & Town, J. (2025). Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy for Complex, Chronic, and Treatment-Resistant Conditions. *American journal of psychotherapy*, 78(3), 160–166. <https://doi.org/10.1176/appi.psychotherapy.20240024>
- Abbass, A., Campbell, S., Magee, K., & Tarzwell, R. (2009a). Intensive short-term dynamic psychotherapy to reduce rates of emergency department return visits for patients with medically unexplained symptoms: preliminary evidence from a pre-post intervention study. *CJEM*, 11(6), 529–534. <https://doi.org/10.1017/s1481803500011799>
- Abbass, A., Kisely, S., & Kroenke, K. (2009b). Short-term psychodynamic psychotherapy for somatic disorders: Systematic review and meta-analysis of clinical trials. *Psychother Psychosom*, 78(5), 265–74. <https://doi.org/10.1159/000228247>
- Abbass, A., Town, J. M., & Driessen, E. (2013). Intensive short-term dynamic psychotherapy: A review of the treatment method and empirical basis. *Research in Psychotherapy: Psychopathology, Process and Outcome*, 16(1), 6–15. <https://doi.org/10.4081/ripppo.2013.84>
- American Diabetes Association Professional Practice Committee (2025). 14. Children and Adolescents: Standards of Care in Diabetes-2025. *Diabetes care*, 48(1 Suppl 1), S283–S305. <https://doi.org/10.2337/dc25-S014>
- Both, L. M., Bastos, A. G., & Freitas, L. H. M. (2019). Operationalized psychodynamic diagnosis: a systematic review of the literature. *Trends in psychiatry and psychotherapy*, 41(2), 201–210. <https://doi.org/10.1590/2237-6089-2018-0020>
- Cradock, S., & Skinner, C. (2001). Managing type 2 diabetes: a dynamic approach. *Nursing times*, 97(7), 42–43. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/11954085>
- Davanloo, H. (2005). Intensive short-term dynamic psychotherapy. In H. Kaplan & B. Sadock (Eds.), *Comprehensive textbook of psychiatry* (8th ed., Vol. 2, pp. 2628–2652). Philadelphia: Williams and Wilkins.
- Della Selva, P. C. (1996). *Intensive short-term dynamic psychotherapy: Theory and technique*. John Wiley & Sons. <https://psycnet.apa.org/record/1996-97469-000>
- Doering, S., Burgmer, M., Heuft, G., Menke, D., Bäumer, B., Lübking, M., Feldmann, M., & Schneider, G. (2014). Assessment of personality functioning: validity of the operationalized psychodynamic diagnosis axis IV (structure). *Psychopathology*, 47(3), 185–193. <https://doi.org/10.1159/000355062>
- Dubach, I. L., Christ, E. R., & Diem, P. (2019). HbA_{1c}-testing: Evaluation of two point-of-care analysers. *Primary care diabetes*, 13(6), 583–587. <https://doi.org/10.1016/j.pcd.2019.05.007>
- Gaillard, E., & Beran, D. (2025). Adapting and Accepting Type 1 Diabetes: A Qualitative Exploration of the Perspectives from People with Type 1 Diabetes from 13 Countries. *Healthcare (Basel, Switzerland)*, 13(12), 1380. <https://doi.org/10.3390/healthcare13121380>
- Ginieri-Coccosis, M., & Vaslamatzis, G. (2008). Dysregulation and containment in the psychoanalytic psychotherapy of a poorly controlled diabetic patient. *The journal of the American Academy of Psychoanalysis and Dynamic Psychiatry*, 36(1), 33–47. <https://doi.org/10.1521/jaap.2008.36.1.33>
- Gong, B., Yang, W., Xing, Y., Lai, Y., & Shan, Z. (2025). Global, regional, and national burden of type 1 diabetes in adolescents and young adults. *Pediatric research*, 97(2), 568–576. <https://doi.org/10.1038/s41390-024-03107-5>
- Hofner, A., & Bawks, J. (2025). Benefits of Using Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy in Psychiatric Practice. *American journal of psychotherapy*, 78(3), 167–173. <https://doi.org/10.1176/appi.psychotherapy.20240040>
- Hosseini S M, & Aleyasin S A.(2025). The effectiveness of intensive short-term dynamic psychotherapy (ISTDP) on distress tolerance and resilience in type 2 diabetic patients. *EBNESINA* 27 (2), 103-112 URL: <http://ebnesina.ajaums.ac.ir/article-1-1399-en.html>
- Johansson, R., Town, J. M., & Abbass, A. (2014). Davanloo's Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy in a tertiary psychotherapy service: overall effectiveness and association between unlocking the unconscious and outcome. *PeerJ*, 2, e548. <https://doi.org/10.7717/peerj.548>
- Juen, F., Reiffen-Züger, B., Lehmhaus, D., Prentl, S., Moisl, S., Züger, M., Rexroth, I., Marton, M. A., & Maurer, M. H. (2024). Die Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik des Kindes- und Jugendalters (OPD-KJ-2) im klinischen Alltag mit dem Plämokasten [The Operationalized Psychodynamic Diagnostic of Children and Adolescents (OPD-KJ-2) in Everyday Clinical Practice with the Plämobox: Applicability and Interrater Reliability]. *Zeitschrift für Kinder- und Jugendpsychiatrie und Psychotherapie*, 52(4), 201–211. <https://doi.org/10.1024/1422-4917/a000971>
- Kamplung, H., Köhler, B., Germerott, I., Haastert, B., Icks, A., Kulzer, B., Nowotny, B., Hermanns, N., & Kruse, J. (2022). An Integrated Psychosomatic Treatment Program for People with Diabetes (psy-PAD). *Deutsches Arzteblatt international*, 119(14), 245–252. <https://doi.org/10.3238/arztebl.m2022.0094>
- Kleinstäuber, M., Withöft, M., & Hiller, W. (2011). Efficacy of short-term psychotherapy for multiple medically unexplained physical symptoms: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, 31(1), 146-160. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.09.001>
- Liu, Z., Sang, X., Liu, Y., Yu, C., & Wan, H. (2024). Effect of psychological intervention on glycemic control in middle-aged and elderly patients with type 2 diabetes mellitus: A systematic review and meta-analysis. *Primary care diabetes*, 18(6), 574–581. <https://doi.org/10.1016/j.pcd.2024.09.006>
- Marchini, F., Caputo, A., Convertino, A., & Napoli, A. (2021). Psychodynamics in Diabetes: The Relevance of Deepening the Symbolic in Treatment Adherence. *Frontiers in psychology*, 12, 661211. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.661211>

- Marchini, F., Caputo, A., Langher, V., Giuliani, C., Convertino, A., Mazzilli, R., Faggiano, A., & Napoli, A. (2022). Understanding care relationships in diabetes practice: A psychodynamic interview-based exploratory study. *PloS one*, 17(2), e0263226. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0263226>
- Mehta, M., Prasad, A., Kalapureddy, V., Narayanam, H., & Kondaveeti, S. B. (2025). "Insights into HbA1c: Key Role in Diabetes Screening and Associated Conditions" - A Comprehensive Review. *Journal of pharmacy & bioallied sciences*, 17(Suppl 2), S1064–S1066. https://doi.org/10.4103/jpbs.jpbs_1631_24
- Milo, F., Imondi, C., D'Amore, C., Angelino, G., Knafelz, D., Bracci, F., Dall'Oglio, L., De Angelis, P., & Tabarini, P. (2024). Short-term Psychodynamic Psychotherapy in Addition to Standard Medical Therapy Increases Clinical Remission in Adolescents and Young Adults with Inflammatory Bowel Disease: a Randomised Controlled Trial. *Journal of Crohn's & colitis*, 18(2), 256–263. <https://doi.org/10.1093/ecco-jcc/jjad145>
- Mukonda, E., van der Westhuizen, D. J., Dave, J. A., Cleary, S., Hannan, L., Rusch, J. A., & Lesosky, M. (2025). Understanding the relationship between the frequency of HbA1c monitoring, HbA1c changes over time, and the achievement of targets: a retrospective cohort study. *BMC endocrine disorders*, 25(1), 3. <https://doi.org/10.1186/s12902-024-01816-w>
- Najafi Ghezeljeh, T., Sharif Nia, H., Bagheri, H., Abbasi, A., Keyvanloo Shahrestanaki, S., Amiri Largani, H., & Marôco, J. (2022). Psychometric evaluation of Persian version of Diabetes Acceptance Scale (DAS). *BMC endocrine disorders*, 22(1), 225. <https://doi.org/10.1186/s12902-022-01123-2>
- Philipp, R., Walbaum, C., & Vehling, S. (2025). Psychodynamic psychotherapy in serious physical illness: A systematic literature review of approaches and techniques for the treatment of existential distress and mental disorders. *Death studies*, 49(5), 676–697. <https://doi.org/10.1080/07481187.2024.2353362>
- Popa-Velea, O., Bubulac, L., Petrescu, L., & Purcarea, R. M. (2016). Psychopathology and psychotherapeutic intervention in diabetes: particularities, challenges, and limits. *Journal of medicine and life*, 9(4), 328–333. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/27928433>
- Russell L. (2025). The Cost-Effectiveness of Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy in Public Health Care Settings. *American journal of psychotherapy*, 78(3), 137–145. <https://doi.org/10.1176/appi.psychotherapy.20240041>
- Schmitt, A., Reimer, A., Kulzer, B., Haak, T., Gahr, A., & Hermanns, N. (2014). Assessment of diabetes acceptance can help identify patients with ineffective diabetes self-care and poor diabetes control. *Diabetic medicine: a journal of the British Diabetic Association*, 31(11), 1446–1451. <https://doi.org/10.1111/dme.12553>
- Seiffge-Krenke, I., & Volz, M. (2024). Effectiveness of psychodynamic treatment: Comparing trajectories of internalizing and externalizing psychopathology of adolescents in treatment, healthy and physically ill adolescents. *Development and psychopathology*, 36(1), 478–493. <https://doi.org/10.1017/S0954579422001341>
- Subramanian, S., Khan, F., & Hirsch, I. B. (2024). New advances in type 1 diabetes. *BMJ (Clinical research ed.)*, 384, e075681. <https://doi.org/10.1136/bmj-2023-075681>
- Sundheim, B., Hirani, K., Blaschke, M., Lemos, J. R. N., & Mittal, R. (2025). Pre-Type 1 Diabetes in Adolescents and Teens: Screening, Nutritional Interventions, Beta-Cell Preservation, and Psychosocial Impacts. *Journal of clinical medicine*, 14(2), 383. <https://doi.org/10.3390/jcm14020383>
- Thoma, N. C., & Allan A. (2022). Intensive short-term dynamic psychotherapy (ISTDP) offers unique procedures for acceptance of emotion and may contribute to the process-based therapy movement. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 25, 106–114. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2022.07.003>
- Town, J. M., & Driessen, E. (2013). Emerging evidence for intensive short-term dynamic psychotherapy with personality disorders and somatic disorders. *Psychiatric Annals*, 43(11), 502–507. <https://doi.org/10.3928/00485713-20131105-05>

ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بزرگسالان Psychometric Properties of the Short Form of the Adult Moral Character Scale

Farhad khormaei, PhD[✉]

Maryam Ghaemi, PhD Student

Fateme Azadi Dehbidi, PhD

Nadia Doryanizadeh, PhD Student

Niloufar Mohebat, PhD Student

Seyed Mehdi Poorseyed, PhD

فرهاد خرمائی^۱

مریم قائمی^۲

فاطمه آزادی ده‌بیدی^۳

نادیا دریانی‌زاده^۲

نیلوفر موهبت^۲

سید مهدی پورسید^۴

Abstract

The aim of the present study was to examine the psychometric properties of the short form of the Adult Moral Character Scale. This scale comprises 8 components (etiquette/ rudeness, pious/ denialist, conscientiousness/ procrastination, forgiveness/ confrontation, honest/ deceptive, sensitivity/ indifference, submissive/ rebellious, and independent/ dependent) and includes 24 items, which were derived from Iranian-Islamic ethical sources and interviews with experts and students. To evaluate the psychometric characteristics of this scale, 412 students (286 women and 126 men) from Shiraz University were selected through multistage cluster random sampling and participated in the study by completing the Moral Character Scale. To examine the construct validity of this scale, confirmatory factor analysis was used, and to determine the criterion validity of the scale, the correlation of component scores and the total score of the moral character scale with the total score and component scores of the moral judgment questionnaire, the cognitive errors questionnaire, and the classroom environment perception questionnaire was used. The data were analyzed using confirmatory factor analysis, which confirmed the eight-factor structure of the Moral Character Scale and the correlation of the components and total score of this scale with the tools used showed that this scale has appropriate criterion validity. Additionally, Cronbach's alpha was employed to assess reliability, and the coefficients for all subscales and the total score were found to be sufficient. Thus, the short form of the Moral Character Scale can be effectively used in research studies within the field of moral psychology.

Keywords: Moral Psychology, Moral Character, Etiquette, Conscientiousness, Honest, Independent

چکیده

هدف پژوهش حاضر تعیین شاخص‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بزرگسالان بود. مقیاس منش اخلاقی دارای ۸ مؤلفه (آداب‌گرا/ گستاخانه، پارسایانه/ انکارورزانه، وظیفه‌گرا/ تساهل‌گرا، بخشش‌گرا/ تقابل‌گرا، صداقت‌گرا/ نیرنگ‌بازانه، حساسیت‌گرا/ بی‌تفاوت، تبعیت‌گرا/ طغیان‌گرا و وارستگی/ دل‌بستگی) و همچنین ۲۴ ماده است که این ماده‌ها با استناد به منابع اخلاقی ایرانی-اسلامی و همچنین مصاحبه با صاحب‌نظران و دانشجویان استخراج شده است. به منظور بررسی خصوصیات روان‌سنجی این مقیاس، تعداد ۴۱۲ (۲۸۶ زن و ۱۲۶ مرد) دانشجوی دانشگاه شیراز به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب و با تکمیل مقیاس منش اخلاقی در این پژوهش شرکت کردند. برای بررسی روایی سازه این مقیاس از روش تحلیل عاملی تأییدی و برای تعیین روایی ملاکی مقیاس از همبستگی نمره‌های مؤلفه‌ها و نمره کل مقیاس منش اخلاقی با نمره کل و نمره مؤلفه‌های مقیاس‌های قضاوت اخلاقی، خطاهای شناختی و ادراک از محیط کلاس استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ساختار ۸ عاملی مقیاس منش اخلاقی را مورد تأیید قرار داد و همبستگی مؤلفه‌ها و نمره کل این مقیاس با ابزارهای مورد استفاده نشان داد که این مقیاس از روایی ملاکی مناسب برخوردار است. همچنین، برای بررسی اعتبار این مقیاس از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. ضرایب آلفای کرونباخ برای تمام زیرمقیاس‌ها و نمره کل مناسب بود. بنابراین، فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی می‌تواند ابزاری سودمند در مطالعات حوزه روان‌شناسی و اخلاق باشد.

واژه‌های کلیدی: روان‌شناسی اخلاق، منش اخلاقی، آداب‌گرا، وظیفه‌گرا، صداقت‌گرا، وارستگی

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۲/۲۷ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۸/۱۵

۱. بخش روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول)

۲. بخش روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

۳. گروه روان‌شناسی، مرکز آموزش عالی اقلید، اقلید، ایران.

۴. گروه آموزش روان‌شناسی و مشاوره، دانشگاه فرهنگیان، تهران، ایران.

● مقدمه

اخلاق حوزه‌ای از مطالعات فلسفی است که ارزش‌ها، اعمال و انتخاب‌ها را برای تعیین درست و نادرست بودن بررسی می‌کند (ملائی و همکاران، ۱۴۰۴). منش اخلاقی (moral character) یکی از مفاهیم کلیدی در حوزه روان‌شناسی اخلاق و شخصیت است که طی هزاران سال، توجه فیلسوفان و روان‌شناسان را به خود جلب کرده است. این سازه، نقش بنیادینی در هدایت رفتارهای اخلاقی افراد دارد (کرت، ۲۰۰۱). در تعاریف اولیه، وین و والبرگ (۱۹۸۴)، منش اخلاقی را بر مبنای سنت‌های اخلاقی چنین توصیف می‌کنند: درگیر شدن در رفتارها و گفتارهای اخلاقی یا خودداری از رفتارها و گفتارهای خاصی که از منظر اخلاقی ناپسند تلقی می‌شوند. پریچارد (۱۹۸۸) منش اخلاقی را مجموعه‌ای نسبتاً پایدار از ویژگی‌های فردی معرفی می‌کند که رفتارهای اخلاقی را هدایت می‌نمایند. هیت (۲۰۰۰)، معتقد است منش اخلاقی شامل عناصر اساسی دانش اخلاقی، استدلال اخلاقی، ارزش‌ها و تعهدات فردی است که معمولاً در کنش‌های رفتاری فرد نمایان می‌شود. برکوویتز (۲۰۰۲) نیز منش اخلاقی را ترکیبی از ویژگی‌های روان‌شناختی می‌داند که بر توانایی و تمایل فرد به کنش اخلاقی تأثیر می‌گذارند.

نارویز و رست (۱۹۹۵)، در مدل چهارمؤلفه‌ای خود تأکید می‌کنند که رشد اخلاقی و منش شامل حساسیت اخلاقی، قضاوت اخلاقی، انگیزش اخلاقی و کنش اخلاقی است و باید بر فرایندهای درونی و مهارت‌های رفتاری تمرکز داشت. آنها معتقدند این مؤلفه‌ها حاصل تعامل فرایندهای شناختی و عاطفی هستند. قضاوت اخلاقی به تنهایی نمی‌تواند انگیزه انجام عمل اخلاقی را ایجاد نماید و تنها زمانی که افراد خود و اهداف خود را مطابق با معیارهای اخلاقی درک کنند، گرایش نیرومندی به عمل براساس قضاوت‌های اخلاقی در خود احساس می‌کنند (پورتیموری و همکاران، ۱۴۰۰). در همین راستا، فاندرو و فست (۲۰۱۰) و کوهن و مورس (۲۰۱۴)، با تمرکز بر سازوکارهای روان‌شناختی زیربنایی افکار، هیجانات و رفتار، منش اخلاقی را آمادگی پایدار فرد برای تفکر، احساس و رفتار به شیوه‌ای اخلاقی تعریف می‌کنند. شوشانی و روسو-نزر (۲۰۱۷)، نیز توانمندی‌های منشی را به عنوان مجموعه‌ای از فضائل و ویژگی‌های شخصیتی مثبت می‌بیند که در قالب رفتارهایی همچون تعهد اخلاقی، مسئولیت‌پذیری، ارزش‌مداری و خویش‌داری تجلی می‌یابد. به‌طور کلی، منش اخلاقی با نگرش فرد نسبت به مسئولیت‌های اجتماعی، حساسیت به پریشانی دیگران، آگاهی از قراردادهای اجتماعی، رفتارهای جامعه‌پسند و تنظیم هیجانی در بستر تعاملات بین‌فردی مرتبط است.

مدل‌های متعددی در تبیین منش اخلاقی پیشنهاد شده‌اند که از جمله آنها می‌توان به مدل سرشتی - منشی کلونینجر (۲۰۰۳)، مدل شخصیت بلاسی (۱۹۹۳)، مدل منش اخلاقی کوهن و مورس (۲۰۱۴) و مدل فضایل پترسون و سلیگمن (۲۰۰۴) اشاره کرد. هریک از این مدل‌ها ابعاد مختلفی از منش را با استفاده از رویکردهای گوناگون مانند زیست‌روانی، رشدی، رفتاری یا شناختی بررسی کرده‌اند. در سال‌های اخیر، پژوهش‌گران ایرانی نیز تلاش‌هایی در زمینه بومی‌سازی مفهوم منش اخلاقی انجام داده‌اند. در این میان، خرمائی و قائمی (۱۳۹۷)، گامی مهم در تبیین منش اخلاقی مبتنی بر فرهنگ ایرانی - اسلامی برداشته‌اند. آنها منش اخلاقی را به‌عنوان شبکه‌ای از صفات و ویژگی‌هایی تعریف کرده‌اند که ارزش‌های فرهنگی و دینی بر آنها بارگذاری شده است. این محققین بر پایه تحلیل منابع اخلاق اسلامی ۸ بُعد برای منش اخلاقی شناسایی کرده‌اند: وظیفه‌گرا/ تساهل‌گرا (صفاتمانند نظم، وقت‌شناسی و مسئولیت‌پذیری)، آداب‌گرا/ گستاخانه (صفاتمانند مهربانی، فروتنی، ادب و قدردانی)، حساسیت‌گرا/ بی‌تفاوت‌گرا (توجه به منافع جمعی و پرهیز از خودمحوری)، پارسایانه/ انکارورزانه (شامل صفات دینی مانند اخلاص، توکل و تقوا)، تبعیت‌گرا/ طغیان‌گرا (پرهیز از آسیب‌رسانی به دیگران مانند غیبت، تهمت و انتقام‌جویی)، بخشش‌گرا/ تقابل‌گرا (شامل مدارا کردن، انتقادپذیری و عیب‌پوشی)، وارستگی/ وابستگی یا تعلق‌گرا (بی‌اعتنایی به ثروت، قدرت و جایگاه اجتماعی)، صداقت‌گرا/ نیرنگ‌بازانه (راست‌گویی، صداقت، پرهیز از فریبکاری و خودستایی).

پژوهش‌های انجام شده در سطح بین‌المللی حاکی از آن است که منش اخلاقی با پیامدهای متعددی در حوزه‌های فردی، اجتماعی و سازمانی مرتبط است. یافته‌ها نشان می‌دهند منش اخلاقی رابطه منفی معناداری با رفتارهای ضداجتماعی و غیراخلاقی همچون تقلب، پرخاشگری، بزهکاری، دروغ‌گویی، اهمال‌کاری، نقض قانون و خطاهای شناختی دارد (زیدلر و همکاران، ۲۰۱۳؛ کیم و کوهن، ۲۰۱۵؛ دینگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ کودامارا و همکاران، ۲۰۲۰؛ سوکولوفسکا و همکاران، ۲۰۱۸). درمقابل، بین منش اخلاقی با رفتارهای

جامعه‌پسند، رشد اجتماعی، قضاوت‌های اخلاقی و تصمیم‌گیری‌های اخلاقی رابطه‌ای مثبت گزارش شده است (فانگ و همکاران، ۲۰۱۹؛ لی و همکاران، ۲۰۲۱).

در فضای پژوهشی ایران نیز نتایج مشابهی مشاهده شده است. منش اخلاقی در مطالعات متعدد با کاهش رفتارهای غیراخلاقی، افزایش رفتارهای اخلاقی و جامعه‌پسند، بهبود قضاوت اخلاقی، تقویت تعاملات هیجانی والد-فرزند، رشد مثبت نوجوانی و کاهش خطاهای شناختی همراه بوده است (خرمائی و بارانی، ۱۳۹۹؛ دهقانی و خرمائی، ۱۴۰۰؛ آزادی‌ده بیدی و خرمائی، ۱۴۰۱؛ شریفی اردانی و همکاران، ۱۴۰۲؛ دهقانی و همکاران، ۱۴۰۴).

با توجه به نقش کلیدی منش اخلاقی در رفتارهای انسانی و پیامدهای روان‌شناختی و اجتماعی آن، ارزیابی دقیق این سازه اهمیت بسزایی دارد. لذا ساخت ابزارهای معتبر و متناسب با زمینه فرهنگی برای سنجش منش اخلاقی، پیش‌شرط انجام پژوهش‌های دقیق در این حوزه است. در حال حاضر، بیشتر ابزارهای سنجش منش اخلاقی بر مبنای چارچوب پترسون و سلیگمن (۲۰۰۴) طراحی شده‌اند که عمدتاً در بستر فرهنگ غربی تدوین گردیده‌اند. این در حالی است که پژوهش‌گران بر لزوم توسعه ابزارهایی مبتنی بر فرهنگ و ارزش‌های بومی تأکید دارند.

در این راستا، خرمائی و قائمی (۱۳۹۷) مقیاسی ۴۸ ماده‌ای برای سنجش منش اخلاقی براساس مفاهیم برگرفته از منابع دینی، عرفانی و فرهنگی ایران طراحی کردند. با وجود دقت علمی بالای این ابزار، کاربرد آن در پژوهش‌های میدانی به دلیل تعداد زیاد ماده‌ها دشوار است. ازاین‌رو، تدوین فرم کوتاه این مقیاس ضروری به نظر می‌رسد. فرم کوتاه باید ضمن حفظ ساختار نظری و مفاهیم اصلی سازه منش اخلاقی، ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی نیز داشته باشد تا در مطالعات پژوهشی، غربالگری و آموزش‌های اخلاقی قابل استفاده باشد.

مطالعه حاضر با هدف طراحی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی مبتنی بر نسخه اصلی خرمائی و قائمی (۱۳۹۷) انجام شده است. در این مطالعه، پژوهش‌گران ابتدا با تحلیل محتوای فرم بلند، اقدام به انتخاب گزاره‌هایی نماینده از هریک از ابعاد هشت‌گانه منش اخلاقی کردند و سپس ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه کوتاه را با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار و روایی ملاکی بررسی نمودند. برای تعیین روایی ملاکی، روابط بین منش اخلاقی و متغیرهایی چون قضاوت اخلاقی، خطاهای شناختی و ادراک محیط کلاس به عنوان ملاک‌های مرتبط بررسی شده است.

پژوهش‌های پیشین نشان داده‌اند که صفات شخصیتی و منشی، بر فرآیندهای قضاوت اخلاقی اثرگذارند. صفاتی چون توافق‌پذیری، وظیفه‌شناسی، صداقت و مهربانی که از مؤلفه‌های منش اخلاقی محسوب می‌شوند، نقش تعیین‌کننده‌ای در تمایز میان کنش‌های اخلاقی و غیراخلاقی ایفا می‌کنند (مارکوس و روی، ۲۰۱۷). از طرف دیگر، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که منش اخلاقی با کاهش بروز خطاهای شناختی در تصمیم‌گیری‌های روزمره نیز ارتباط دارد (خرمائی و ذبیحی، ۱۳۹۹). همچنین، در فضای آموزشی، منش اخلاقی با ادراک مثبت‌تری از محیط کلاس، تعامل مؤثرتر با معلمان و هم‌کلاسی‌ها و پیروی از هنجارهای اجتماعی همراه است (شریفی اردانی و همکاران، ۱۴۰۲). خرمائی و همکاران (۱۴۰۳)، در پژوهشی در مورد ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی نوجوانان به این نتیجه رسیدند که مقیاس منش اخلاقی نوجوانان در فرهنگ ایرانی قابلیت کاربردی دارد و می‌تواند در پژوهش‌های مرتبط با روان‌شناسی و اخلاق نوجوانی مورد استفاده قرار گیرد.

درمجموع، طراحی و روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی با هدف تسهیل استفاده از این ابزار در بسترهای گوناگون پژوهشی، بالینی و آموزشی، گامی مهم در جهت توسعه ادبیات بومی‌شده روان‌شناسی اخلاق در ایران به‌شمار می‌آید. این ابزار می‌تواند زمینه‌ساز پژوهش‌های گسترده‌تر در زمینه منش، ارزش‌ها، رفتار اخلاقی و پیش‌بینی پیامدهای روان‌شناختی در گروه‌های مختلف جمعیتی باشد. بنابراین با توجه به مطالب ذکر شده مبنی بر ضرورت وجود ابزارهای معتبر برای سنجش منش اخلاقی، این پژوهش به دنبال پاسخ‌گویی به این سؤال است که آیا فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بزرگسالان، روایی و اعتبار مناسب در نمونه دانشجویان دارد؟

• روش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از لحاظ روش‌شناسی در زمره پژوهش‌های توصیفی-همبستگی به‌شمار می‌رود که به‌منظور تعیین شاخص‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی از روش تحلیل عاملی تأییدی برای بررسی روایی سازه و از همبستگی

مؤلفه‌های این مقیاس با پرسشنامه قضاوت اخلاقی، مقیاس ادراک از محیط کلاس و پرسشنامه خطاهای شناختی برای سنجش روایی ملاکی این مقیاس استفاده شد. برای تعیین اعتبار مقیاس نیز از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش دانشجویان کارشناسی دانشگاه شیراز بودند که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی انتخاب شدند. حجم نمونه براساس دیدگاه کلاین (۲۰۱۶)، مبنی بر این که برای هر پارامتر بین ۱۰ تا ۲۰ مشارکت‌کننده در نظر گرفته شود، ۶۸ نفر تعیین شد که در نهایت با حذف داده‌های پرت و کنار گذاشتن پرسشنامه‌های ناقص، داده‌های ۴۱۲ (۲۸۶ زن و ۱۲۶ مرد) مشارکت‌کننده تحلیل گردید. تجزیه و تحلیل داده‌های توصیفی پژوهش با استفاده از نرم افزار Spss22 بوده است و برای تعیین روایی سازه فرم کوتاه منش اخلاقی از روش تحلیل عامل تأییدی در نرم‌افزار Amos 22 استفاده شد.

• ابزارها

الف) فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی (short form of the moral character scale- SFMCS): این ابزار براساس فرم بلند مقیاس صفات منشی (خرمائی و قائمی، ۱۳۹۷) ساخته شده است. خرمائی و قائمی (۱۳۹۷)، با بررسی و تحلیل محتوای مهم‌ترین آثار اندیشمندان اخلاق اسلامی با استفاده از رویکرد واژگانی در ابتدا ۱۱۹ صفت اخلاقی را استخراج نمودند و در گام بعد با حذف صفات مشابه این صفات را به ۴۸ صفت تقلیل دادند و بر آن اساس فرم بلند مقیاس منش اخلاقی را تدوین نمودند. روایی محتوایی فرم بلند مقیاس منش اخلاقی به‌وسیله ۱۵ استاد دانشگاه شیراز مورد بررسی و تأیید قرار گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نیز وجود ۸ عامل را در این مقیاس تأیید نمود. لیکن به جهت تعداد زیاد ماده‌های این ابزار و همچنین الزامات پژوهشی و به جهت کاربست‌های عملی، تدوین فرم کوتاه این مقیاس ضرورت یافت. بنابراین فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی با اقتباس از فرم بلند مقیاس منش اخلاقی تدوین گردید. در این فرم، ۲۴ ماده فرم بلند که در مطالعات گذشته بارهای عاملی مناسبی جهت سنجش زیر مقیاس‌های منش اخلاقی داشتند، گزینش گردید که در یک طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای (کاملاً درست، درست، تا حدی درست، نادرست، کاملاً نادرست) نمره‌گذاری می‌شود. در این مقیاس صفات منشی آداب‌گرا/ گستاخانه توسط ماده‌های ۱، ۲ و ۳؛ وظیفه‌گرا/ تساهل‌گرا، به‌وسیله ماده‌های ۷، ۸ و ۹؛ بخشش‌گرا/ تقابل‌گرا، با ماده‌های ۱۰، ۱۱ و ۱۲؛ تبعیت‌گرا/ طغیان‌گرا با ماده‌های ۱۳، ۱۴ و ۱۵؛ پارسایانه/ انکارورزانه، به‌وسیله ماده‌های ۴، ۵ و ۶؛ وارستگی/ دلبستگی توسط ماده‌های ۱۶، ۱۷ و ۱۸؛ صداقت‌گرا/ نیرنگ‌بازانه با ماده‌های ۱۹، ۲۰ و ۲۱ و حساسیت‌گرا/ بی‌تفاوت با ماده‌های ۲۲، ۲۳ و ۲۴ مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در پژوهش حاضر، برای اندازه‌گیری اعتبار فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی از همسانی درونی ماده‌ها با ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. همچنین روایی سازه این مقیاس با روش تحلیل عامل تأییدی و روایی ملاکی آن از طریق همبستگی نمره‌های مؤلفه‌ها و نمره کل این مقیاس با ابزار زیر مورد مطالعه قرار گرفت.

ب) مقیاس قضاوت اخلاقی (moral judgment scale- MJS): مقیاس قضاوت اخلاقی توسط لیند (۲۰۰۸)، ساخته شده است و ۲۶ ماده دارد که در آن دو وضعیت دشوار توصیف شده است. براساس این دو وضعیت از فرد سؤالاتی پرسیده می‌شود. مورد اول وضعیت دشوار یک پزشک را شرح می‌دهد و فرد باید به ۱۳ سؤال مرتبط به آن پاسخ دهد و دومی وضعیت دشوار یک کارگر را شرح می‌دهد و در این قسمت نیز آزمودنی باید به ۱۳ سؤال پاسخ دهد. پاسخ‌ها به صورت لیکرت ۹ طیفی است که از خیلی مخالفم (۱) تا خیلی موافقم (۹) نمره‌گذاری شده است. روایی این پرسشنامه به روش تحلیل عاملی تأییدی محاسبه شده و اعتبار آن با استفاده از آلفای کرونباخ بین ۰/۸۵ تا ۰/۹۱ به‌دست آمده است (آسahارا و همکاران، ۲۰۱۵). در این مطالعه نیز برای سنجش روایی این مقیاس از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد که ضرایب تمامی ماده‌ها بالاتر از ۰/۳۰ بوده است و مقدار بار عاملی ماده‌ها در محدوده ۰/۵۵ تا ۰/۸۶ قرار داشت. بار عاملی ماده‌های بعد اول معمای اخلاقی یک (اخلاق وسیله‌ای) ۰/۶۳ تا ۰/۷۶، بار عاملی ماده‌های بعد دوم معمای اخلاقی یک (اخلاق قانونی) ۰/۵۵ تا ۰/۷۵، بار عاملی ماده‌های بعد اول معمای اخلاقی دو (اخلاق وظیفه‌ای) ۰/۷۳ تا ۰/۸۵ و بار عاملی ماده‌های بعد دوم معمای اخلاقی دو (اخلاق هنجاری) ۰/۶۴ تا ۰/۸۶ بوده است. شاخص‌های نیکویی برازش پرسشنامه قضاوت اخلاقی شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی (X^2/df)، شاخص‌های GFI، AGFI، CFI، TLI، IFI، RMSEA و PCLOSE برای پرسشنامه به‌ترتیب ۲/۱۴، ۰/۹۱، ۰/۹۱، ۰/۹۵، ۰/۹۴، ۰/۹۵، ۰/۰۵ و ۰/۳۰ بوده است. همه این شاخص‌ها در سطح

مقادیر قابل قبول گزارش شده توسط میرز، کامست و گارینو (۲۰۰۶/۱۳۹۶) قرار دارد. در این مدل، اعتبار نمره کل پرسشنامه خطاهای شناختی با استفاده از روش آلفای کرونباخ کل ۰/۹۲ و برای بعد اول معمای اخلاقی یک ۰/۸۵، بعد دوم معمای اخلاقی یک ۰/۸۴، بعد اول معمای اخلاقی دو ۰/۷۰ و بعد دوم معمای اخلاقی دو ۰/۸۰ به دست آمد.

ج) مقیاس خطاهای شناختی (CDS- cognitive distortions scale): در این پژوهش برای سنجش خطای شناختی از مقیاس تحریف‌های شناختی (کوبین و همکاران، ۲۰۱۱) استفاده شد. این پرسشنامه ۲۰ ماده دارد و آزمودنی به این ماده‌ها در قالب یک مقیاس هفت درجه‌ای لیکرت (از ۱ هرگز تا ۷ همیشه) پاسخ می‌دهد. این مقیاس براساس سنجش ۱۰ خطای شناختی ذهن‌خوانی (ماده‌های ۱ و ۲)، فاجعه‌سازی (ماده‌های ۳ و ۴)، تفکر همه یا هیچ (ماده‌های ۵ و ۶) و استدلال احساسی (ماده‌های ۷ و ۸)، برجسب‌زدن (ماده‌های ۹ و ۱۰)، فیلتر ذهنی (ماده‌های ۱۱ و ۱۲)، تعمیم بیش‌از حد (ماده‌های ۱۳ و ۱۴)، شخصی‌سازی (ماده‌های ۱۵ و ۱۶)، بایدها (الزامات) (ماده‌های ۱۷ و ۱۸) و حذف یا کوچک شمردن رویدادها و اطلاعات مثبت (ماده‌های ۱۹ و ۲۰) محاسبه می‌شود. براساس مطالعات اولیه این مقیاس تک عاملی است. قابل ذکر است در هر خطای شناختی دو ماده با هم جمع می‌شوند. در این پژوهش نیز برای محاسبه روایی مقیاس از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. شاخص‌های نیکویی برازش پرسشنامه خطای شناختی شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی (X^2/df)، شاخص‌های CFI ، $AGFI$ ، TLI ، IFI ، $RMSEA$ و $PCLOSE$ برای پرسشنامه به ترتیب ۰/۹۶، ۰/۹۳، ۰/۹۵، ۰/۹۵، ۰/۰۶ و ۰/۰۶ بوده است. همه این شاخص‌ها در سطح مقادیر قابل قبول (میرز و همکاران، ۲۰۰۶/۱۳۹۶) قرار دارند. همچنین آلفای کرونباخ مقیاس خطاهای شناختی ۰/۹۲ بوده است.

د) مقیاس ادراک از محیط کلاس (CEPS- classroom environment perception scale): این مقیاس از مقیاس ادراک از محیط کلاسی آدامو (۲۰۱۷) اقتباس شده است که ماده‌ها با شرایط کلاس دانشگاهی انطباق داده شده است. این مقیاس دارای ۱۶ ماده است که براساس مقیاس طیف لیکرت از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۵ (کاملاً موافقم) نمره‌گذاری شده است. این مقیاس دارای ۴ زیرمقیاس پیوستگی دانشجویان (ماده‌های ۱ تا ۴)، حمایت استاد (ماده‌های ۵ تا ۸)، مشارکت (ماده‌های ۹ تا ۱۲) و جهت‌گیری تکلیف (ماده‌های ۱۳ تا ۱۶) است. در پژوهش حاضر، برای بررسی روایی این پرسشنامه از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. براساس این تحلیل، بار عاملی تمامی ماده‌ها بالاتر از ۰/۳۰ بوده است و مقدار بار عاملی ماده‌ها در محدوده ۰/۵۰ تا ۰/۸۱ قرار داشت. بار عاملی ماده‌های پیوستگی دانشجویان ۰/۵۰ تا ۰/۷۳، بار عاملی ماده‌های حمایت استاد ۰/۶۳ تا ۰/۷۲، بار عاملی ماده‌های مشارکت ۰/۵۰ تا ۰/۷۰ و بار عاملی ماده‌های جهت‌گیری تکلیف ۰/۷۶ تا ۰/۸۱ بوده است. شاخص‌های نیکویی برازش مقیاس ادراک از محیط کلاس شامل نسبت مجذور خی به درجه آزادی (X^2/df)، شاخص‌های CFI ، $AGFI$ ، TLI ، IFI ، $RMSEA$ و $PCLOSE$ برای پرسشنامه به ترتیب ۰/۹۳، ۰/۹۱، ۰/۹۴، ۰/۹۳، ۰/۰۶ و ۰/۱۳ بوده است. همه این شاخص‌ها در سطح مقادیر قابل قبول (میرز و همکاران، ۲۰۰۶/۱۳۹۶) قرار دارند. برای سنجش اعتبار مقیاس ادراک از محیط کلاس مجازی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. مقادیر این ضریب برای عامل پیوستگی دانشجویان ۰/۷۰، حمایت استاد ۰/۷۶، مشارکت ۰/۷۶، جهت‌گیری تکلیف ۰/۸۶ و برای کل مقیاس ۰/۹۰ به دست آمد.

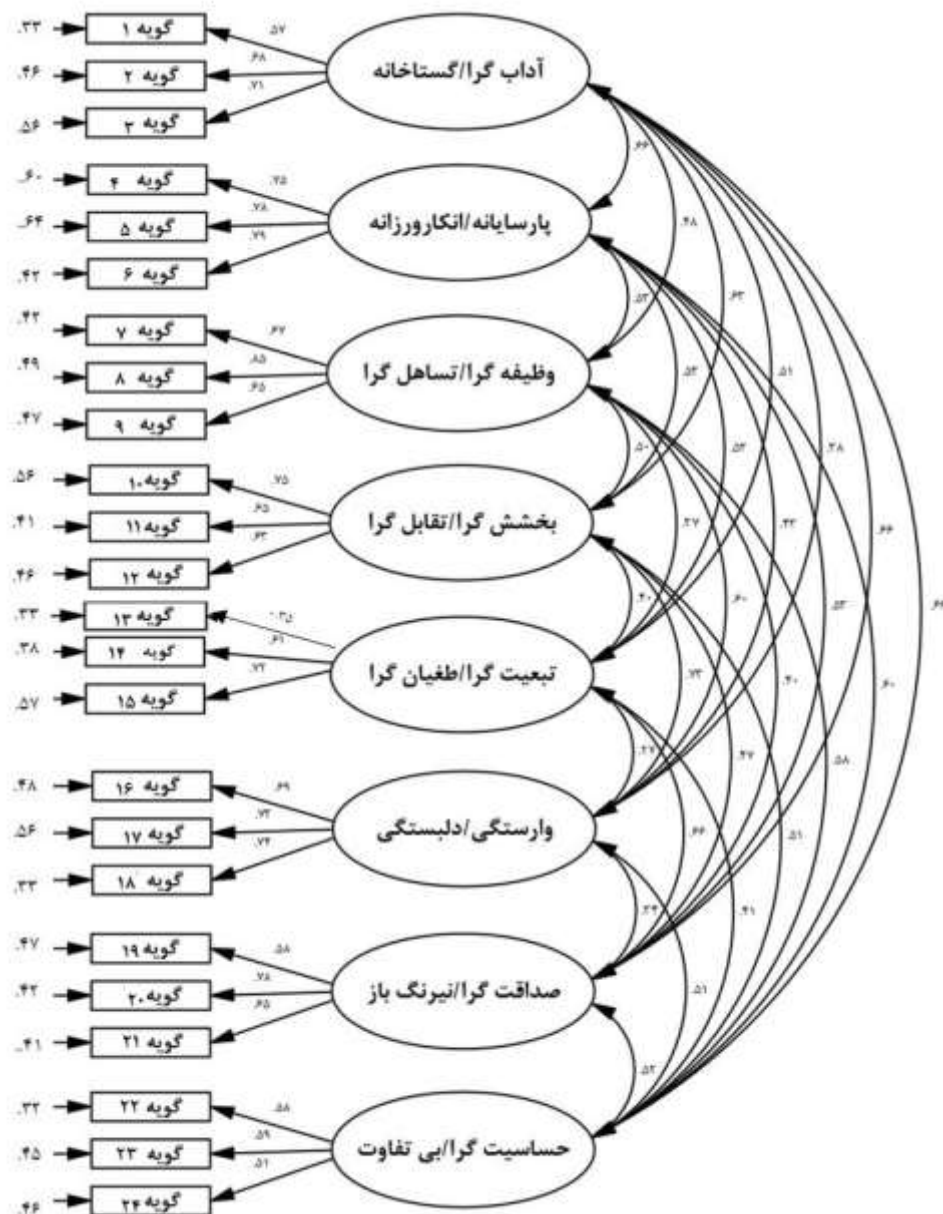
• یافته‌ها

در جدول ۱ ویژگی جمعیت‌شناختی مشارکت‌کنندگان در پژوهش آمده است.

با هدف ارزیابی روایی سازه مقیاس منش اخلاقی، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. پیش‌از اجرای تحلیل عاملی تأییدی مفروضه‌های داده‌های گمشده و پرت بررسی شدند. با توجه به تأکید پژوهشگران مبنی بر این که پاسخگویی به تمام سؤالات الزامی است هیچ داده گمشده‌ای وجود نداشت. داده‌های پرت با استفاده از نمودارهای جعبه‌ای بررسی شدند که ۲۵ مورد به عنوان موارد پرت شناسایی شده و از نمونه حذف شدند. جهت بررسی نرمال بودن از شاخص‌های کجی و کشیدگی استفاده شد، تمام مقادیر کجی در محدوده -۱ و +۱ و مقادیر کشیدگی در محدوده -۱۰ و +۱۰ بود، بنابراین، پیش‌فرض نرمال بودن برقرار بود (میرز و همکاران، ۲۰۰۶/۱۳۹۶). در ادامه، ماده‌های مقیاس در قالب مدل ۸ عاملی در نرم‌افزار ایموس (نسخه ۲۲) ترسیم و روی نمونه‌ای از دانشجویان شامل ۴۱۲ نفر (۱۲۶ مرد و ۲۸۶ زن) آزمون شد.

جدول ۱. توزیع فراوانی شرکت‌کنندگان در پژوهش به تفکیک دانشکده و جنسیت

دانشکده	فراوانی (زن)	فراوانی (مرد)	فراوانی (کل)	درصد
دانشکده ادبیات و علوم انسانی	۲۳	۶	۲۹	۷/۰۰
دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی	۳۷	۱۵	۵۲	۱۲/۶۰
دانشکده الهیات و معارف اسلامی	۱۰	۳	۱۳	۳/۲۰
دانشکده حقوق و علوم سیاسی	۲۷	۱۸	۴۵	۱۰/۹۰
دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی	۶۳	۲۶	۸۹	۲۱/۶۰
دانشکده علوم	۴۹	۱۲	۶۱	۱۴/۸۰
دانشکده مهندسی شیمی، نفت و گاز	۸	۱۰	۱۸	۴/۴۰
دانشکده کشاورزی	۳۸	۲۰	۵۸	۱۴/۱۰
دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر	۱۶	۸	۲۴	۵/۸۰
دانشکده مهندسی مکانیک	۲	۵	۷	۱/۷۰
دانشکده هنر و معماری	۱۳	۳	۱۶	۳/۹۰
مجموع	۲۸۶	۱۲۶	۴۱۵	۱۰۰



شکل ۱. نتایج تحلیل عامل تأییدی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بزرگسالان

شاخص‌های برازش مدل از جمله نسبت خي دو به درجه آزادی (X^2/df)، ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، برازش تطبیقی (CFI)، برازش نرم‌شده (NFI)، نیکویی برازش (GFI)، نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI) و PCLOSE برای مدل محاسبه شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مقیاس منش اخلاقی با ۸ عامل آداب‌گرا/گستاخانه (با بار عاملی ۰/۵۷ تا ۰/۷۱)؛ پارسایانه/انکارورزانه (با بار عاملی ۰/۷۵ تا ۰/۷۹)؛ وظیفه‌گرا/تساهل‌گرا (با بار عاملی ۰/۶۵ تا ۰/۸۵)؛ بخشش‌گرا/تقابل‌گرا (با بار عاملی ۰/۶۳ تا ۰/۷۵)؛ تبعیت‌گرا/طغیان‌گرا (با بار عاملی ۰/۳۵ تا ۰/۷۲)؛ وارستگی/دلبستگی (با بار عاملی ۰/۶۹ تا ۰/۷۴)؛ صداقت‌گرا/نیرنگ‌بازانه (با بار عاملی ۰/۵۸ تا ۰/۷۸) و حساسیت‌گرا/بی‌تفاوت (با بار عاملی ۰/۵۱ تا ۰/۵۸) بارگذاری و تأیید شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در شکل ۱ و شاخص‌های برازش مدل در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. شاخص‌های برازش مقیاس منش اخلاقی

شاخص	χ^2/DF	GFI	AGFI	CFI	NFI	RMSEA	PCLOSE
مقدار	۲/۵۱	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۱	۰/۹۲	۰/۰۷	۰/۰۶
مقادیر قابل قبول	< ۳	> ۰/۹۰	> ۰/۸۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	< ۰/۰۸	> ۰/۰۵

همچنین برای بررسی اعتبار از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد و مقدار ضریب اعتبار برای هریک از ابعاد آداب‌گرا/گستاخانه، پارسایانه/انکارورزانه، وظیفه‌گرا/تساهل‌گرا، بخشش‌گرا/تقابل‌گرا، تبعیت‌گرا/طغیان‌گرا، وارستگی/دلبستگی، صداقت‌گرا/نیرنگ‌باز و حساسیت‌گرا/بی‌تفاوت و نمره کل مقیاس به ترتیب ۰/۶۷، ۰/۸۱، ۰/۷۱، ۰/۶۸، ۰/۶۰، ۰/۷۶، ۰/۶۰، ۰/۶۶ و ۰/۹۲ به دست آمد. پس از بررسی روایی سازه مقیاس فرم کوتاه منش اخلاقی برای بررسی روایی ملاکی این مقیاس از همبستگی مؤلفه‌های مقیاس منش اخلاقی با مؤلفه‌های پرسشنامه‌های قضاوت اخلاقی، خطای شناختی و ادراک از محیط کلاس استفاده شد. نتایج همبستگی بین این مؤلفه در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. ماتریس همبستگی متغیرهای صفات منشی، ادراک از محیط کلاس، خطاهای شناختی و قضاوت اخلاقی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
۱- منش آداب‌گرا	۱														
۲- منش پارسایانه	۰/۴۸**	۱													
۳- منش وظیفه‌گرا	۰/۴۷**	۰/۵۰**	۱												
۴- منش بخشش‌گرا	۰/۵۰**	۰/۴۰**	۰/۴۳**	۱											
۵- منش تبعیت‌گرا	۰/۲۷**	۰/۳۵**	۰/۲۸**	۰/۲۴**	۱										
۶- منش وارستگی	۰/۳۰**	۰/۳۶**	۰/۴۷**	۰/۵۹**	۰/۱۷**	۱									
۷- منش صداقت‌گرا	۰/۴۷**	۰/۴۵**	۰/۴۴**	۰/۳۸**	۰/۴۵**	۰/۳۶**	۱								
۸- منش حساسیت‌گرا	۰/۴۵**	۰/۴۰**	۰/۴۵**	۰/۳۵**	۰/۲۹**	۰/۳۹**	۰/۴۰**	۱							
۹- پیوستگی دانشجویان	۰/۱۶**	۰/۱۷**	۰/۱۸**	۰/۱۶**	۰/۱۲**	۰/۱۲**	۰/۱۶**	۰/۱۴**	۱						
۱۰- حمایت استاد	۰/۲۱**	۰/۱۸**	۰/۱۹**	۰/۲۳**	۰/۱۳**	۰/۱۸**	۰/۱۵**	۰/۲۰**	۰/۶۰*	۱					
۱۱- مشارکت در کلاس	۰/۱۹**	۰/۱۰*	۰/۱۵**	۰/۲۱**	۰/۱۰**	۰/۱۳**	۰/۱۸**	۰/۱۵**	۰/۶۱*	۰/۵۸**	۱				
۱۲- درگیری تکلیف کلاس	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۲۵**	۰/۳۸*	۰/۵۵**	۰/۷۰**	۱			
۱۳- ادراک از محیط کلاس	۰/۲۲**	۰/۱۷**	۰/۲۱**	۰/۲۴**	۰/۱۴**	۰/۱۸**	۰/۱۹**	۰/۱۹**	۰/۸۲**	۰/۸۷**	۰/۸۳**	۱			
۱۴- خطاهای شناختی	۰/۱۵**	۰/۱۲**	۰/۱۸**	۰/۲۲**	۰/۱۴**	۰/۲۴**	۰/۲۲**	۰/۱۸**	۰/۲۲**	۰/۲۷**	۰/۳۱**	۰/۳۰**	۰/۳۴**	۱	
۱۵- قضاوت اخلاقی	۰/۲۲**	۰/۲۴**	۰/۲۲**	۰/۲۷**	۰/۱۱*	۰/۲۲**	۰/۲۳**	۰/۲۴	۰/۳۶*	۰/۳۸**	۰/۳۸**	۰/۳۴**	۰/۴۰**	۰/۴۴**	۱

نتایج جدول ۳ وجود روابط معنادار بین مؤلفه‌های پرسشنامه‌های منش اخلاقی، قضاوت اخلاقی، خطای شناختی و ادراک از محیط کلاس را مورد تأیید قرار می‌دهد که نشان دهنده روایی ملاکی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی است. در جدول ۴ به اختصار همبستگی

بین نمرات کل پرسشنامه‌های منش اخلاقی، قضاوت اخلاقی، خطای شناختی و ادراک از محیط کلاس آمده است که وجود رابطه معنادار تأییدکننده روایی ملاکی فرم کوتاه مقیاس اخلاقی است.

جدول ۴. ماتریس همبستگی متغیرهای منش اخلاقی، ادراک از محیط کلاس، خطاهای شناختی و قضاوت اخلاقی

متغیرها	۱	۲	۳	۴
۱- منش اخلاقی	۱			
۲- ادراک از محیط کلاس	۰/۳۵**	۱		
۳- خطاهای شناختی	۰/۲۹**	۰/۳۳**	۱	
۴- قضاوت اخلاقی	۰/۳۶**	۰/۴۴**	۰/۳۹**	۱

** نشان‌دهنده معنادار بودن در سطح ۰/۰۱ است.

در جدول ۵ شاخص‌های توصیفی مؤلفه‌های پژوهش آمده است.

جدول ۵. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	حداقل نمره	حداکثر نمره	میانگین	انحراف معیار
منش آداب‌گرا/گستاخانه	۳	۱۵	۱۱/۱۵	۲/۷۹
منش پارسایانه/انکارورزانه	۵	۱۵	۱۰/۶۲	۲/۳۸
منش وظیفه‌گرا/تساهل‌گرا	۳	۱۵	۱۰/۰۱	۲/۴۲
منش بخشش‌گرا/تقابل‌گرا	۵	۱۵	۱۰/۴۱	۲/۵۲
منش تبعیت‌گرا/طغیان‌گر	۴	۱۵	۹/۶۰	۲/۴۹
منش وارستگی/دلبستگی	۵	۱۵	۱۰/۸۹	۲/۲۷
منش صداقت‌گرا/نیرنگ‌بازانه	۵	۱۵	۱۰/۸۰	۲/۰۶
منش حساسیت‌گرا/بی تفاوت	۶	۱۵	۱۱/۵۵	۲/۲۳
منش اخلاقی	۵۳	۱۲۰	۸۴/۹۸	۱۳/۵۱
پیوستگی دانشجویان	۶	۲۰	۱۳/۴۳	۲/۹۶
حمایت استاد	۶	۲۰	۱۳/۴۴	۲/۹۳
مشارکت در کلاس	۷	۲۰	۱۳/۷۴	۳/۰۰
درگیری تکلیف کلاس	۶	۲۰	۱۴/۱۹	۳/۳۱
ادراک از محیط کلاس	۲۷	۸۰	۵۴/۸۰	۹/۷۲
خطاهای شناختی	۲۰	۱۱۵	۶۶/۴۲	۱۸/۸۷
قضاوت اخلاقی	۵۲	۲۱۶	۱۱۶/۸۶	۲۵/۹۵

• بحث

پیشینه پژوهش در حوزه منش اخلاقی نشان می‌دهد که این سازه با کیفیت زندگی فرد، به‌ویژه در زمینه کنش‌ها و تصمیم‌گیری‌های اخلاقی، ارتباط معناداری دارد (فانگ و همکاران، ۲۰۱۹، آمپونی و همکاران، ۲۰۱۹، سیمها و پاربوتیه، ۲۰۲۰، دینگ و همکاران، ۲۰۱۸، کودامارا و همکاران، ۲۰۲۰). از این رو، تدوین ابزارهایی برخوردار از روایی و پایایی مناسب برای سنجش منش اخلاقی، ضرورتی اساسی در پژوهش‌های روان‌شناختی و تربیتی محسوب می‌شود. بر همین اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بود.

به‌منظور بررسی روایی سازه، از تحلیل عاملی تأییدی و برای ارزیابی روایی ملاکی از همبستگی نمره‌های مقیاس منش اخلاقی با پرسشنامه‌های قضاوت اخلاقی، خطای شناختی و ادراک از محیط کلاس استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که ساختار هشت‌عاملی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی، شامل آداب‌گرایی/ گستاخی، پارسایی/ انکارورزی، وظیفه‌گرایی/ تساهل‌گرایی، بخشش‌گرایی/تقابل‌گرایی، تبعیت‌گرایی/طغیان‌گری، صداقت‌گرایی/ نیرنگ‌بازی، حساسیت‌گرایی/ بی تفاوتی و وارستگی/ دلبستگی، از برازش مطلوبی برخوردار است. این یافته با نتایج پژوهش خرمائی و قائمی (۱۳۹۷) همسو است و مؤید اعتبار ساختاری این ابزار در سنجش ابعاد منش اخلاقی است. همچنین، شاخص‌های برازش مطلق، تطبیقی و مقتصد، برازش مناسب داده‌ها با مدل مفروض را تأیید کردند و تمامی گویه‌ها از بار عاملی مطلوبی برخوردار بودند.

نتایج پژوهش نشان داد که بین نمره مؤلفه‌های منش اخلاقی و نمره کل پرسشنامه قضاوت اخلاقی، همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. این یافته بیانگر آن است که ویژگی‌های منشی با ارزش‌ها و داوری‌های اخلاقی افراد مرتبط‌اند. یافته حاضر با نتایج پژوهش مارکوس و روی (۲۰۱۷) همخوانی دارد. در چارچوب نظریه‌های شخصیت نیز برخی ویژگی‌های شخصیتی، نظیر توافق‌پذیری، وظیفه‌گرایی و صداقت - فروتنی در مدل هگزاکو، با ابعاد منش اخلاقی همچون بخشش‌گرایی، آداب‌گرایی و وظیفه‌گرایی همپوشانی مفهومی دارند. بنابراین، وجود همبستگی مثبت میان این مؤلفه‌ها، شواهدی در حمایت از روایی ملاکی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی فراهم می‌آورد؛ یافته‌ای که با نتایج پژوهش کیم و کوهن (۲۰۱۵) نیز همسو است.

در تبیین این یافته می‌توان به دیدگاه وین (۱۹۸۴) اشاره کرد که معتقد است افراد وظیفه‌گرا، به دلیل خودنظم‌دهی و تأدیب نفس، توان بیشتری برای مقاومت در برابر رفتارهای غیراخلاقی دارند. همچنین اشتون و لی (۲۰۰۷)، در چارچوب مدل شخصیتی هگزاکو، افراد وظیفه‌گرا و باوجدان را افرادی قانون‌مدار، محتاط و قابل اعتماد معرفی می‌کنند که حساسیت بیشتری نسبت به مسائل اخلاقی دارند. افزون‌بر این، کوهن و مورس (۲۰۱۴) وظیفه‌گرایی را با خودکنترلی مرتبط دانسته و معتقدند این افراد با در نظر گرفتن پیامدهای بلندمدت رفتار، کمتر به رفتارهای غیراخلاقی گرایش پیدا می‌کنند. در مجموع، این یافته‌ها بیانگر آن است که ارتباط میان منش اخلاقی و قضاوت اخلاقی می‌تواند به عنوان شاخصی مناسب برای روایی ملاکی این مقیاس تلقی شود.

یکی دیگر از شاخص‌های مورد استفاده برای بررسی روایی ملاکی فرم کوتاه منش اخلاقی، رابطه آن با خطاهای شناختی بود. بر این اساس، انتظار می‌رفت افرادی که در ویژگی‌هایی نظیر انصاف، عدالت و احترام به دیگران نمره بالاتری کسب می‌کنند، کمتر دچار خطاهای شناختی شوند. در حوزه روان‌شناسی مثبت‌نگر نیز توانمندی‌های منش به عنوان عوامل محافظت‌کننده در برابر اختلال‌های روانی و شخصیتی معرفی شده‌اند (پترسون، ۲۰۰۶). فردریکسون (۲۰۰۱) نیز معتقد است افراد برخوردار از توانمندی‌های منشی، به دلیل برخوردار از افق فکری گسترده‌تر و انعطاف‌پذیری شناختی بیشتر، کمتر دچار تفکر تونلی و سوگیری‌های شناختی می‌شوند. یافته‌های پژوهش احمد (۲۰۲۰) نیز نشان داده است که برخی ویژگی‌های شخصیتی می‌توانند پیش‌بینی‌کننده سوگیری‌های شناختی باشند. در پژوهش حاضر نیز بین نمره‌های منش اخلاقی و خطای شناختی، رابطه‌ای منفی و معنادار مشاهده شد. این یافته بیانگر آن است که افراد دارای صفات منشی قوی‌تر، کمتر دچار خطاهای شناختی می‌شوند و این رابطه می‌تواند به عنوان شواهدی بر روایی ملاکی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی تلقی شود.

علاوه بر این، رابطه منش اخلاقی با ادراک از محیط کلاس نیز به عنوان شاخص دیگری برای بررسی روایی ملاکی مورد ارزیابی قرار گرفت. از آنجا که اخلاق در بستر تعاملات اجتماعی شکل می‌گیرد، انتظار می‌رفت افرادی که از صفات منشی مطلوب‌تری برخوردارند، ادراک مثبت‌تری از محیط کلاس، از جمله مشارکت اجتماعی، درگیری تحصیلی، پیوستگی با همکلاسی‌ها و حمایت استاد داشته باشند. نتایج پژوهش نشان داد که بین مؤلفه‌های منش اخلاقی و ادراک از محیط کلاس، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این یافته با نتایج پژوهش‌های پیشین (آندرمین و میگلی، ۱۹۹۷؛ رز، ۲۰۱۲؛ ویسبورد و همکاران، ۲۰۱۳؛ ویلسون و همکاران، ۱۹۹۲؛ کدیور، ۱۳۷۵) همسو است که بر نقش محیط آموزشی در رشد اخلاقی تأکید کرده‌اند. همچنین این نتایج با دیدگاه پژوهشگرانی همچون لوین و همکاران (۲۰۰۰) و میری و هلکاما (۲۰۰۰) همخوانی دارد که آموزش و پرورش را عاملی مؤثر در پرورش ویژگی‌های اخلاقی می‌دانند. افزون‌بر این، یافته حاضر با نتایج پژوهش کوپرمنیک و همکاران (۲۰۰۱) نیز هماهنگ است که محیط کلاس را عاملی مؤثر در شکل‌گیری عملکرد اخلاقی و رفتاری دانشجویان معرفی کرده‌اند. در مجموع، وجود رابطه مثبت میان منش اخلاقی و ادراک از محیط کلاس، شواهدی در تأیید روایی ملاکی مقیاس منش اخلاقی فراهم می‌آورد.

• نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، به منظور تعیین اعتبار فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی، از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. نتایج نشان داد که ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و تمامی زیرمقیاس‌ها در سطح مطلوبی قرار دارد؛ از این رو می‌توان نتیجه گرفت که این ابزار از ثبات درونی رضایت‌بخشی برخوردار است.

با وجود این، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، به‌منظور بررسی دقیق‌تر ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس، از روش‌های دیگری نظیر پایایی بازآزمایی، روایی همگرا و واگرا و نیز تحلیل‌های مبتنی بر نظریه سؤال- پاسخ استفاده شود. همچنین، جامعه آماری این پژوهش محدود به دانشجویان دوره کارشناسی دانشگاه شیراز بود؛ بنابراین، تعمیم‌پذیری یافته‌ها به سایر گروه‌های جمعیتی و فرهنگی با احتیاط همراه است. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده در میان گروه‌های سنی، تحصیلی و فرهنگی متفاوت انجام گیرد تا امکان بررسی پایداری ساختار عاملی و تعمیم نتایج در بافت‌های گوناگون فراهم شود.

درمجموع، یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی، به‌دلیل برخورداری از ویژگی‌هایی همچون بومی‌بودن، اختصار، جامعیت و برخورداری از شاخص‌های روان‌سنجی مطلوب، می‌تواند ابزاری کارآمد برای سنجش منش اخلاقی در پژوهش‌های حوزه روان‌شناسی اخلاق و علوم تربیتی باشد و زمینه را برای انجام مطالعات گسترده‌تر در این حوزه فراهم سازد.

• تضاد منافع

نویسندگان مقاله اظهار می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافع وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از تمامی افرادی که در انجام این پژوهش پژوهشگران را یاری کردند، صمیمانه قدردانی و تشکر به‌عمل می‌آید.

• منابع

- آزادی‌دهبیدی، فاطمه؛ خرمائی، فرهاد (۱۴۰۱). تبیین رفتارهای اخلاقی تحصیلی: نقش صفات منشی و جو اخلاقی مدرسه. *پژوهش‌های تربیتی*، ۱۱(۴۵)، ۱۸۳-۲۰۲.
- بارانی، حمید؛ خرمائی، فرهاد (۱۳۹۹). رابطه منش‌های اخلاقی با ابعاد بی‌صدافتی تحصیلی با توجه به نقش واسطه‌ای خودفریبی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۴(۴)، ۴۵۴-۴۷۰.
- پورتموری، حمیده؛ حاج‌حسینی، منصوره؛ خدایاری‌فرد، محمد (۱۴۰۰). واکاوی نقش مدرسه در ساخت هویت اخلاقی دانش‌آموزان. *مجله روان‌شناسی*، ۲۵(۴)، ۵۴۹-۵۶۰. [20.1001.1.18808436.1400.25.4.12.8](https://doi.org/10.18808/436.1400.25.4.12.8)
- خرمائی، فرهاد؛ آزادی‌دهبیدی، فاطمه؛ پورسید، سید مهدی (۱۴۰۳). ویژگی‌های روان‌سنجی فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی نوجوانان. *آموزش و ارزشیابی*، ۱۷(۶۶)، ۱۲۹-۱۴۶. [10.71767/jinev.2024.1185257](https://doi.org/10.71767/jinev.2024.1185257)
- خرمائی، فرهاد؛ ذبیحی، معصومه (۱۳۹۹). ارتباط بین حساسیت پردازش حسی و خودتنظیمی شناختی هیجانی با واسطه‌گری منش‌های اخلاقی. *اخلاق و تاریخ پزشکی*، ۱۳، ۱۵۴-۱۴۲.
- خرمائی، فرهاد؛ محمودنژاد، خاتون (۱۴۰۰). رابطه منش‌های اخلاقی با بی‌صدافتی تحصیلی دانشجویان: نقش واسطه‌گری عدم درگیری اخلاقی. *اخلاق و تاریخ پزشکی*، ۱۴، ۷۳-۶۰.
- خرمائی، فرهاد؛ قائمی، مریم (۱۳۹۷). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه منش‌های اخلاقی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه شیراز.
- دهقانی، شهلا؛ خرمائی، فرهاد (۱۴۰۰). رابطه منش‌های اخلاقی و پرخاشگری در دانشجویان: نقش واسطه‌ای هیجانات شرم و گناه. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۱۱(۴۴)، ۷۲-۴۷. [https:// doi.org/ 10.22034/ spr.2022.301816.1672](https://doi.org/10.22034/spr.2022.301816.1672)
- دهقانی، زهرا؛ خرمائی، فرهاد؛ پورسید، سید مهدی (۱۴۰۴). *اثربخشی آموزش منش بر خردمندی، امید به تحصیل و رفتار جامعه‌پسند دانشجویان*. *اخلاق و تاریخ پزشکی*، ۱۸، ۱-۱۶. [10.18502/ijme.v18i20.20165](https://doi.org/10.18502/ijme.v18i20.20165)
- شریفی اردانی، علیرضا؛ خرمائی، فرهاد؛ فولادچنگ، محبوبه؛ فضیلت‌پور، مسعود (۱۴۰۲). رابطه منش‌های اخلاقی والدین با مهارت‌های اجتماعی فرزندان: نقش واسطه‌ای سبک‌های والدین در برخورد با هیجانات منفی کودکان. *دست‌آوردهای روان‌شناختی*، ۳۰(۱)، ۳۷۵-۳۹۴. [https:// doi.org/ 10.22055/ psy.2022.38299.2729](https://doi.org/10.22055/psy.2022.38299.2729)
- ملائی، فاطمه؛ عزیزاده‌فرد، سوسن؛ نیکوگفتار، منصوره (۱۴۰۴). مدل‌یابی روابط ساختاری قضاوت اخلاقی و رفتار اخلاقی و بررسی نقش میانجی بنیادهای اخلاقی و همدلی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۹(۲)، ۳۸۳-۳۷۴. [20.1001.1.18808436.1404.29.2.18.8](https://doi.org/10.18808/436.1404.29.2.18.8)
- Abdolmohammadi, M. J., & Baker, C. R. (2006). Accountants' value preferences and moral reasoning. *Journal of Business Ethics*, 69(1), 11-25. [https:// doi.org/ 10.1007/ s10551-006-9064-y](https://doi.org/10.1007/s10551-006-9064-y)

- Ampuni, S., Kautsari, N., Maharani, M., Kuswardani, S., & Buwono, S. B. S. (2019). Academic dishonesty in Indonesian college students: An Investigation from a moral psychology perspective. *Journal of Academic Ethics*, 1- 23. [https://doi.org/ 10.1007/ s10805-019-09352-2](https://doi.org/10.1007/s10805-019-09352-2)
- Anderman, E. M., & Midgley, C. (1997). Changes in achievement goal orientations, perceived academic competence, and grades across the transition to middle-level schools. *Contemporary Educational Psychology*, 22(3), 269-298. [10.1006/ CEPS.1996.0926](https://doi.org/10.1006/CEPS.1996.0926)
- Antes, A. L., Brown, R. P., Murphy, S. T., Waples, E. P., Mumford, M. D., Connelly, S., & Devenport, L. D. (2007). Personality and ethical decision-making in research: The role of perceptions of self and others. *Journal of Empirical Research on Human Research Ethics*, 2(4), 15-34. [10.1525/ jer.2007.2.4.15](https://doi.org/10.1525/ jer.2007.2.4.15)
- Ashton, M. C., & Lee, K. (2007). Empirical, theoretical, and practical advantages of the HEXACO model of personality structure. *Personality and Social Psychology Review*, 11(2), 150–166. [https:// doi.org/ 10.1177/ 1088868306294907](https://doi.org/10.1177/1088868306294907)
- Berkowitz, M. (2002). The science of character education. In W. Damon (Ed.), *Bringing in a new era in character education* (43-63). Stanford, CA: Hoover Institute Press.
- Blasi, A. (1993). The development of identity: Some implications for moral functioning. In G. Naom & T. Wren (Eds.), *The moral self* (99-122). Cambridge, MA: MIT Press.
- Casali, N., Feraco, T., Ghisi, M., & Meneghetti, C. (2021). Associations between character strengths, psychological distress and self-efficacy during Covid-19 lockdown. *Journal of Happiness Studies*, 22(5), 2255-2274. [10.1007/ s10902-020-00321-w](https://doi.org/10.1007/s10902-020-00321-w)
- Cloninger C.R. (2003). Completing *the Psychobiological Architecture of Human Development: Temperament, Character, and Coherence*. In: Staudinger U.M., Lindenberger U. (eds) *Understanding Human Development*. Springer, Boston, MA
- Cohen, T. R., & Morse, L. (2014). Moral character: What it is and what it does. In A. P. Brief Colby, A., & Damon, W. (1992). *Some do care: Contemporary lives of moral commitment*. New York: Free Press.
- Ding, W., Shao, Y., Sun, B., Xie, R., Li, W., & Wang, X. (2018). How can prosocial behavior be motivated? The different roles of moral judgment, moral elevation, and moral identity among the young Chinese. *Frontiers in psychology*, 9, 814-820. [https:// doi.org/ 10.3389/ fpsyg.2018.00814](https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00814)
- Dorman, J. P., Fisher, D. L., & Waldrup, B. G. (2006). Classroom environment, students' perceptions of assessment, academic efficacy and attitude to science: A LISREL analysis. In D.L. Fisher & M.S. Khine (Eds.), *Contemporary approaches to research on learning environments worldview* (pp. 1–28). Singapore: World Scientific.
- Fang, Y., Dong, Y., & Fang, L. (2019). Honesty-humility and prosocial behavior: The mediating roles of perspective taking and guilt-proneness. *Scandinavian Journal of Psychology*, 60(4), 386-393. [https:// doi.org/ 10.1111/ sjop.12551](https://doi.org/10.1111/sjop.12551)
- Fraser, B. J. (1998). Classroom environment instruments: Development, validity, and applications. *Learning Environments Research*, 1, 7-34. [http:// dx.doi.org/ 10.1023/ A:1009932514731](http://dx.doi.org/10.1023/A:1009932514731)
- Funder, D. C., & Fast, L. A. (2010). Personality in social psychology. In S. T. Fiske, D. T. Gilbert, & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of social psychology* (p. 668–697). John Wiley & Sons Inc.
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The Broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218-226. [10.1037/ 0003-066x.56.3.218](https://doi.org/10.1037/0003-066x.56.3.218)
- Gau, Z., Li, W., Yang, Y., & Kou. (2021). Honesty-Humility and unethical behavior in adolescent: The mediating role of moral disengagement and the moderating role of system justification. *Journal of Adolescence*, 90, 11-22. [10.1016/ j. adolescence.2021.05.009](https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2021.05.009)
- Higgins, A., Sadh, D. (1997). The dimensions and measurement of school culture: Understanding school culture as the basis for school reform. *International Journal of Educational Research*, 27(7), 553-569. [https:// doi.org/ 10.1016/ S0883-0355\(97\)00054-2](https://doi.org/10.1016/S0883-0355(97)00054-2)
- Huitt, W. (2000). Moral and character development. *Educational Psychology Interactive*. Valdosta, GA: Valdosta State University. Retrieved December 2002, from [http:// www.edpsycinteractive.org/ topics/ morchr/ morchr.html](http://www.edpsycinteractive.org/topics/morchr/morchr.html)
- Khalilzadeh, S., & Khodi, A. (2021). Teachers' personality traits and students' motivation: A structural equation modeling analysis. *Current Psychology*, 40(4), 1635-1650. [https:// doi.org/ 10.1007/ s12144-018-0064-8](https://doi.org/10.1007/s12144-018-0064-8)
- Khine, M. S., & Fisher, D. L. (Eds.). (2003). *Technology-rich learning environments: A future perspective*. Singapore: World Scientific.
- Kim, Y., Cohen, T.R. (2015). Moral character and workplace deviance: Recent research and current trends, *Current Opinion in Psychology*, 6, 134-138. [https:// doi.org/ 10.1016/ j.copsyc.2015.08.002](https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2015.08.002)
- Kline, R. B. (2016). Principles and practices of structural equation modeling (4rd Eds.). New York: Guilford.
- Kraut, R. (2001). Aristotle's. In E. Zalta (Ed.), *Stanford Encyclopedia of Philosophy*. Stanford, CA: The Metaphysics Research Lab, Stanford University. Retrieved April 2004, from [http:// plato.stanford.edu/ entries/ aristotle-ethics/](http://plato.stanford.edu/entries/aristotle-ethics/)
- Kohlberg, L. (1984). *Essays on moral development: The psychology of moral development*. Vol. 2. San Francisco: Harper & Row.
- Koodamara, N. K., Prabhu, N., Suhan, M., & Narayanan, S. L. (2021). Big Five personality traits and ethical climate: A test of antecedents of unethical behavior. *Journal of Education for Business*, 96(4), 243-251. [https:// doi.org/ 10.1080/ 08832323.2020.1812487](https://doi.org/10.1080/08832323.2020.1812487)
- Kuperminc, G. P., Leadbeater, B. J., & Blatt, S. J. (2001). School social climate and individual differences in vulnerability to psychopathology among middle school students. *Journal of School psychology*, 39(2), 141-159. [10.1016/ S0022- 4405\(01\)00059-0](https://doi.org/10.1016/S0022-4405(01)00059-0)

- Lan, G., Gowing, M., McMahon, S., Rieger, F., & King, N. (2008). A study of the relationship between personal values and moral reasoning of undergraduate business students. *Journal of Business Ethics*, 78(1-2), 121-139. <https://doi.org/10.1007/s10551-006-9322-z>
- LaRocque, M. (2008). Assessing perceptions of the environment in elementary classroom: The link with achievement. *Educational Psychology in Practice*, 24(4), 289-305. <https://doi.org/10.1080/02667360802488732>
- Lee, S. D., Kuncel, N. R., & Gau, J. (2020). Personality, attitude, and demographic correlates of academic dishonesty: A meta-analysis. *Psychology Bulletin*, 146(11), 1042-1058. [10.1037/bul0000300](https://doi.org/10.1037/bul0000300)
- Levine, C. G., Pakvis, P., & Alessandro, H. D. (2000). Ego and moral development in university contexts: the value of consistency thesis extended. *Journal of Adolescent Research*, 15, 482-503. <https://doi.org/10.1177/0743558400154004>
- Lickona, T. (1991). *Educating for character: How our schools can teach respect and responsibility*. New York: Bantam.
- Lutzen, K., Ewalds-Kvist, B. (2013). Moral distress and its interconnection with moral sensitivity and moral resilience: viewed from the philosophy of Viktor E. Frankl. *Journal of Bioethical Inquiry*, 10(3), 317-324. [10.1007/s11673-013-9469-0](https://doi.org/10.1007/s11673-013-9469-0)
- Marcus, J., & Roy, J. (2019). In search of sustainable behavior: The role of core values and personality traits. *Journal of Business Ethics*, 158(1), 63-79. <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3682-4>
- McGrath, R. E., & Wallace, N. (2021). Cross-validation of the VIA inventory of strengths-revised and its short forms. *Journal of Personality Assessment*, 103(1), 120-131. <https://doi.org/10.1080/00223891.2019.1705465>
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications.
- Myrsky, L., & Helkama, K. (2001). University student's value priorities and emotional empathy. *Educational Psychology*, 21(1), 25-40. [10.1080/01443410123128](https://doi.org/10.1080/01443410123128)
- Narvaez, D. & Rest, J. (1995). The four components of acting morally. In W. Kurtines & J. Gewirtz (Eds.), *Moral development: An introduction* (385-400). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Oliver, R. M., Wehby, J. H., & Reschly, D. J. (2011). Teacher classroom management practices: Effects on disruptive or aggressive student behavior. *Campbell Systematic Reviews*, 7(1), 1-55. <https://doi.org/10.4073/csr.2011.4>
- Peterson C. (2006). The Values in Action (VIA) classification of strengths. In M., Csikszentmihalyi, I. S. Csikszentmihalyi (Eds). *A life worth living: contributions to positive psychology* (pp. 29-48). New York: Oxford University Press.
- Peterson, C., & Seligman, M.E.P. (2004). *Character Strengths and Virtues: A Handbook and Classification*. New York: Oxford University Press and Washington, DC: American Psychological Association.
- Pritchard, I. (1988). Character education: Research prospects and problems. *American Journal of Education*, 96(4), 469-495. <https://doi.org/10.1086/443904>
- Shoshani, A., & Russo-Netzer, P. (2017). Exploring and assessing meaning in life in elementary school children: Development and validation of the meaning in life in children questionnaire (MIL-CQ). *Personality and Individual Differences*, 104, 460-465. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.09.014>
- Shuell, T. J. (1996). Teaching and learning in a classroom context. In D. C. Berliner & R. C. Calfee (Eds.), *Handbook of educational psychology* (pp. 726-764). Macmillan Library Reference Usa; Prentice Hall International.
- Sokolovska, V., Dinic, B. M., & Tomasevic, A. (2018). Aggressiveness in the HEXACO personality model. *Psihologija*, 51(4), 449-468. [10.2298/PSI170705022S](https://doi.org/10.2298/PSI170705022S)
- Simha, A., & Parboteeah, K. P. (2020). The Big 5 personality traits and willingness to justify unethical behavior—A cross-national examination. *Journal of Business Ethics*, 167(3), 451-471. <https://doi.org/10.1007/s10551-019-04142-7>
- Ulug, M., Ozden, M. S., & Eryilmaz, A. (2011). The effects of teachers' attitudes on students' personality and performance. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 30(1), 738-742. [10.1016/j.sbspro.2011.10.144](https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.144)
- Verma, M. H. (2008). *Learner's attitude and Its impact on language Learning*. International conference-language issues in English- medium. Hong Kong.
- Weissbourd, R., Bouffard, S. M., & Jones, S. M. (2013). School climate, moral and social development. In Dary, T. & Pickeral, T. (Ed), *School Climate: Practices for Implementation and Sustainability. A School Climate Practice Brief, Number1*, New York: National School Climate Center.
- Wynne, E., & Walberg, H. (Eds.). (1984). *Developing character: Transmitting knowledge*. Posen, IL: ARL.
- Zettler, I., Hilbig, B. E., & Heydasch, T. (2013). Two sides of one coin: Honesty-humility and situational factors mutually shape social dilemma decision making. *Journal of Research in Personality*, 47(4), 286-295. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.01.012>

فرم کوتاه مقیاس منش اخلاقی بزرگسالان

ردیف	عبارت	کاملاً درست	درست	تا حدی درست	نادرست	کاملاً نادرست
۱	به دیگران کمک می‌کنم حتی اگر برایم منفعت نداشته باشد.					
۲	نسبت به دیگران دلسوز و مهربان هستم و از داشتن این حس خشنودم.					
۳	در رفتار و گفتارم فروتن و متواضع هستم و از داشتن این حس خشنودم.					
۴	تلاش‌هایم در زندگی برای نزدیکی به خداوند است.					
۵	رضایت خداوند بیش از رضایت دیگران برایم اهمیت دارد.					
۶	معمولاً حضور خداوند را نزدیک خود احساس می‌کنم.					
۷	کارهایم را با نظم و برنامه‌ریزی مشخص انجام می‌دهم.					
۸	پیگیر کارهایم هستم و آن‌ها را طبق برنامه به پایان می‌رسانم.					
۹	کاری که به من سپرده می‌شود، در اسرع وقت انجام می‌دهم.					
۱۰	بدون این که رنجشی در دلم باشد، دیگران را می‌بخشم.					
۱۱	خطای دیگران را می‌بخشم و از حق خودم چشم‌پوشی می‌کنم.					
۱۲	اگر از کسانی دلگیر باشم با آن‌ها مدارا می‌کنم.					
۱۳	اگر دیگران را به جهت اشتباهاتشان مستحق سرزنش بدانم، خودم را نیز سرزنش می‌کنم.					
۱۴	صحبت کردن راجع به دیگران هنگامی که خودشان حضور ندارند، مرا رنج می‌دهد.					
۱۵	اظهار نظر و قضاوت در مورد دیگران مرا می‌آزارد.					
۱۶	هنگامی که نسبت به نداشتن پول و ثروت نگران می‌شوم، این احساس را براحتی می‌توانم از خودم دور سازم.					
۱۷	هنگامی که نگران از دست دادن مقام و موقعیتم هستم، این احساس را براحتی می‌توانم از خودم دور کنم.					
۱۸	هنگامی که نسبت به از دست دادن قدرت و جایگاه اجتماعی‌ام نگران می‌شوم، این حس را براحتی می‌توانم از خودم دور کنم.					
۱۹	با این که مهارت زیادی در بازی با کلمات دارم لیکن اگر لازم بشود، توانایی دروغ گفتن ندارم.					
۲۰	اگر تظاهر به انجام کاری کنم که درست نیست، عذاب وجدان می‌گیرم.					
۲۱	هنگامی که نیت واقعی‌ام را به فرد مقابل نمی‌گویم، حس بدی دارم.					
۲۲	نسبت به دستیابی به حق و حقوق خودم حساس هستم.					
۲۳	نسبت به این که کسی حق مرا بخورد، حساس هستم و واکنش نشان می‌دهم.					
۲۴	هر گاه توانایی‌هایم را برای تغییر در امور اطرافم دست‌کم می‌گیرم، از خودم ناراحت می‌شوم.					

الگوی روابط سیستم‌های مغزی- رفتاری با شدت تعارض زناشویی در زنان متقاضی طلاق: تبیینی بر پایه تنظیم شناختی هیجان و کارکردهای اجرایی

The Relationship Pattern of Brain-Behavioral Systems with the Severity of Marital Conflict in Women Seeking Divorce: An Explanation Based on Cognitive Emotion Regulation and Executive Functions

Zahra kiani moravej, MSc

Neda Nazarboland, PhD[✉]

Hajar Fallahzadeh, PhD

زهرا کیانی مروج^۱

ندا نظربلند^۲

هاجر فلاح‌زاده^۳

Abstract

The present study aimed to model the relationships between brain-behavioral systems and marital conflict severity among women seeking divorce, with particular attention to executive functions, including cognitive emotion regulation and response inhibition. This descriptive-correlational study employed structural equation modeling. The population consisted of women residing in Tehran who referred to family courts in 2023. A convenience sample of 250 participants was selected. Instruments included the Marital Conflict Questionnaire, the Gray-Wilson Personality Questionnaire, the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire, and a computerized Go/No-Go task.

Behavioral inhibition system showed a significant negative association with marital conflict severity and a positive association with cognitive emotion regulation. In contrast, behavioral activation system and interaction paths involving executive functions were not significant.

Conclusion: Findings suggest that among women seeking divorce, behavioral inhibition sensitivity plays a more prominent role in explaining marital conflict severity, while executive functions are primarily linked through direct rather than moderating pathways.

Keywords: response inhibition, marital conflict, cognitive regulation of emotion, brain-behavioral systems and executive functions

چکیده

هدف پژوهش حاضر، تبیین الگوی روابط میان سیستم‌های مغزی- رفتاری و شدت تعارض زناشویی در زنان متقاضی طلاق، با تأکید بر نقش کارکردهای اجرایی شامل تنظیم شناختی هیجان و بازداری پاسخ بود. این پژوهش از نوع توصیفی- همبستگی و مبتنی بر مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری پژوهش را تمامی زنان مراجعه‌کننده به دادگاه‌های خانواده شهر تهران در سال ۱۴۰۲ تشکیل دادند که از میان آنان، ۲۵۰ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل پرسشنامه تعارض زناشویی ثنائی، پرسشنامه سیستم‌های مغزی- رفتاری گری- ویلسون، پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گارنفسکی و تکلیف رایانه‌ای Go/No-Go بود.

نتایج نشان داد که سیستم بازداری رفتاری با شدت تعارض زناشویی و نیز راهبردهای مثبت تنظیم شناختی هیجان، رابطه‌ای منفی و معنادار دارد. درمقابل، رابطه سیستم فعال‌سازی رفتاری با شدت تعارض زناشویی معنادار نبود؛ همچنین، اثرات تعاملی بازداری پاسخ و تنظیم شناختی هیجان در مدل پژوهش تأیید نشد. یافته‌ها حاکی از آن بود که در زنان متقاضی طلاق، حساسیت بالاتر سیستم بازداری رفتاری نقش برجسته‌تری در تبیین شدت تعارض زناشویی ایفا می‌کند. افزون‌بر این، کارکردهای اجرایی بیش از آنکه واجد نقش تعدیل‌گر باشند، به‌صورت مستقیم با مؤلفه‌های هیجانی مرتبط هستند.

واژه‌های کلیدی: بازداری پاسخ، تعارض زناشویی، تنظیم شناختی هیجان، سیستم‌های مغزی رفتاری و کارکردهای اجرایی

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۱/۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۶/۲۵

۱. دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۲. گروه مشاوره، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. گروه مشاوره، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

● مقدمه

تعارض زناشویی پدیده‌ای چندبعدی و تا حدی اجتناب‌ناپذیر در روابط زوجین است که بسته به شدت، تداوم و شیوه مدیریت آن، می‌تواند پیامدهای سازگارانه یا آسیب‌زا به همراه داشته باشد. پژوهش‌های متعدد نشان داده‌اند که تعارض‌های مزمن و حل‌نشده نه تنها کیفیت رابطه زناشویی را تضعیف می‌کنند، بلکه با افزایش خطر اختلال‌های روان‌شناختی، فرسودگی هیجانی و در نهایت فروپاشی رابطه زناشویی همراه‌اند (سعیدا و همکاران، ۱۴۰۲). در این میان، زنان، به‌ویژه در جوامعی با ساختارهای فرهنگی سنتی، در برابر پیامدهای تعارض زناشویی آسیب‌پذیری بیشتری نشان می‌دهند؛ مسئله‌ای که به نقش‌های جنسیتی، فشارهای اجتماعی و محدودیت‌های ساختاری نسبت داده شده است (محمدي و همکاران، ۱۳۹۷).

در دهه‌های اخیر، رویکردهای نظری حوزه روابط زناشویی از تبیین‌های صرفاً شناختی- رفتاری فراتر رفته و به سوی مدل‌های تلفیقی با تأکید بر بنیان‌های زیستی، عصبی و سرشتی حرکت کرده‌اند؛ رویکردهایی که تعارض زناشویی را نه صرفاً پیامد تعاملات موقعیتی، بلکه متأثر از ویژگی‌های پایدار فردی و عصبی- روان‌شناختی زوجین می‌دانند (برای مثال، نیکرمان، ۲۰۲۳). یکی از چارچوب‌های نظری برجسته در این زمینه، نظریه سیستم‌های مغزی- رفتاری (brain-behavioral systems) است که تفاوت‌های فردی در واکنش به پاداش، تنبیه و تعارض هدف را براساس عملکرد سیستم‌های عصبی- رفتاری تبیین می‌کند (گری، ۱۹۸۲؛ گری و مک‌ناتن، ۲۰۰۰).

این نظریه که نخست توسط گری (۱۹۸۲) مطرح شد، در بازنگری‌های بعدی و در قالب نظریه حساسیت به تقویت (reinforcement sensitivity theory-RST)، به‌ویژه توسط کور (۲۰۰۸)، گسترش یافت. بر اساس این نظریه، تفاوت‌های شخصیتی از عملکرد سه سیستم عصبی- رفتاری نسبتاً مستقل ناشی می‌شود: سیستم فعال‌سازی رفتاری (behavioral activation system-BAS) که به محرک‌های پاداش‌دهنده حساس است و با تکانشگری و رفتارهای جست‌وجوی پاداش ارتباط دارد؛ سیستم بازداری رفتاری (behavioral inhibition system-BIS) که نسبت به تهدید، تعارض و تنبیه حساس است و با اضطراب، نگرانی و نشخوار فکری همراه می‌شود؛ و سیستم جنگ/ گریز/ یخ‌زدگی (fight-flight-freeze system-FFFS). در نسخه بازنگری‌شده نظریه، تأکید می‌شود که سیستم بازداری رفتاری صرفاً در پاسخ به تهدید فعال نمی‌شود، بلکه در موقعیت‌های تعارض‌آمیز، نقش محوری در توقف رفتار، ارزیابی پیامدها و تنظیم پاسخ ایفا می‌کند (کور، ۲۰۰۸).

شواهد پژوهشی نشان می‌دهد حساسیت بالای سیستم بازداری رفتاری با تجربه هیجان‌های منفی، اضطراب، نشخوار ذهنی و سبک‌های مقابله‌ای اجتنابی همراه است و این الگوها با مشکلات تنظیم هیجان و افزایش تعارض‌های بین‌فردی ارتباط دارند (کروپیک و کور، ۲۰۲۰؛ وانگ و لیو، ۲۰۲۵؛ مرادخانی و یزدان‌بخش، ۱۴۰۰). از منظر عصب‌روان‌شناختی نیز فعالیت این سیستم با درگیری ساختارهایی همچون آمیگدال، هیپوکامپ و قشر پیش‌پیشانی میانی همراه است؛ ساختارهایی که در پردازش تهدید، تنظیم هیجان و مهار پاسخ‌های تکانشی نقش اساسی دارند (گری و مک‌ناتن، ۲۰۰۰؛ مک‌ناتن و کور، ۲۰۱۴). بر این اساس، اختلال در عملکرد این مدارهای عصبی می‌تواند ظرفیت مدیریت تعارض و کنترل هیجانی را تضعیف کند (دالتون و همکاران، ۲۰۲۵؛ فریس و همکاران، ۲۰۱۶).

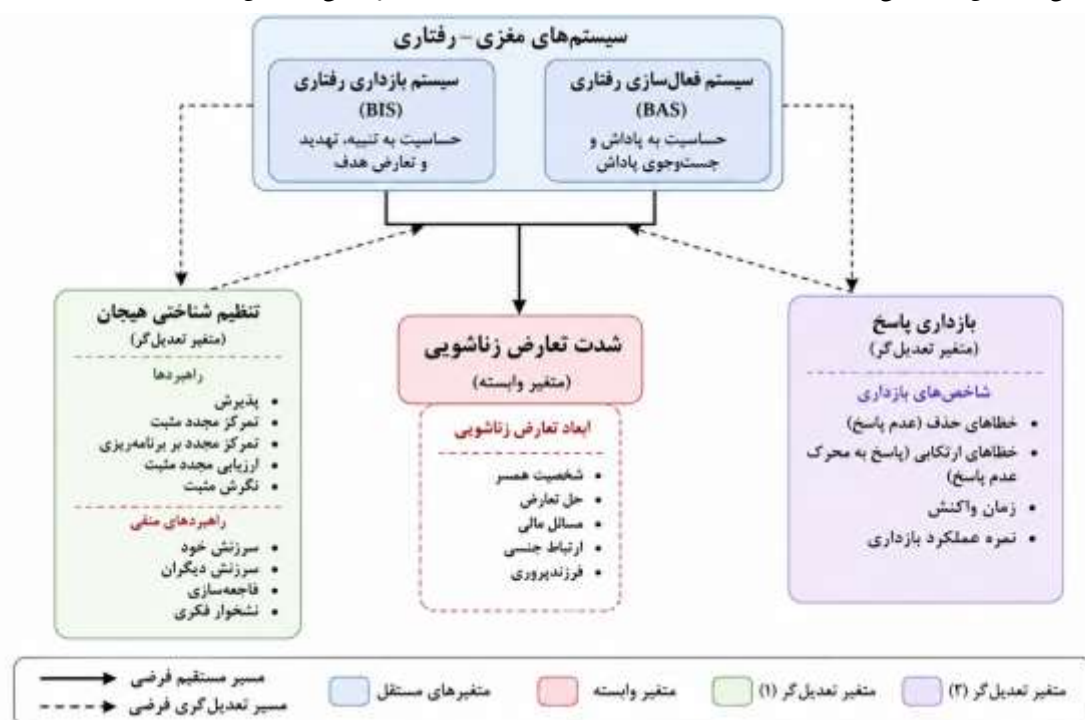
در کنار سیستم‌های مغزی- رفتاری، تنظیم شناختی هیجان نیز یکی از مؤلفه‌های بنیادی در کیفیت تعاملات زناشویی محسوب می‌شود. تنظیم شناختی هیجان به فرایندهایی اشاره دارد که فرد از طریق آنها تجربه‌های هیجانی خود را آغاز، تعدیل یا بازتفسیر می‌کند تا بتواند با الزامات موقعیتی و اهداف فردی سازگار شود (گروس، ۲۰۱۵). اختلال در این فرایندها می‌تواند به پاسخ‌های ناسازگارانه، تشدید پریشانی هیجانی و ناکارآمدی بین‌فردی منجر شود (ناواس-کاسادو و همکاران، ۲۰۲۳). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که استفاده از راهبردهای ناسازگار تنظیم شناختی هیجان، مانند نشخوار ذهنی و فاجعه‌انگاری، با افزایش شدت تعارض، کاهش همدلی و تضعیف حل مسئله بین‌فردی همراه است (بیلدیریم و اوزکمالی، ۲۰۲۵). این یافته‌ها نشان می‌دهد که تنظیم هیجان صرفاً یک مهارت روان‌شناختی نیست، بلکه به‌طور بنیادین با ظرفیت‌های اجرایی مغز پیوند دارد.

کارکردهای اجرایی (executive functions)، به‌ویژه بازداری پاسخ (response inhibition)، از سازوکارهای کلیدی در این فرایند تنظیمی محسوب می‌شوند. کارکردهای اجرایی مجموعه‌ای از فرایندهای شناختی سطح بالا هستند که سازمان‌دهی رفتار هدف‌مند، پردازش اطلاعات و یکپارچه‌سازی هیجان و شناخت را ممکن می‌سازند (دیاموند، ۲۰۱۳). بازداری پاسخ، به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های محوری این کارکردها، به توانایی مهار پاسخ‌های تکانشی و بازداری رفتارهای نامتناسب اشاره دارد (لی، ۲۰۲۴). شواهد پژوهشی نشان

می‌دهد که بازداري پاسخ نقش مهمی در تنظیم پاسخ‌های هیجانی ایفا می‌کند و مستلزم تلفیق خودتنظیمی، کنترل شناختی و بهره‌گیری از تجربه‌های پیشین است (رینچون پرز و همکاران، ۲۰۲۵). همچنین، یافته‌های عصب‌روان‌شناختی حاکی از آن است که نقص در بازداري پاسخ با افزایش تعارض‌های بین‌فردی، بی‌ثباتی هیجانی و کاهش توانایی حل تعارض همراه است (هاسگاوا و همکاران، ۲۰۲۲). در مجموع، شواهد تجربی نشان می‌دهد که کارکردهای اجرایی با پردازش و تنظیم هیجان ارتباطی تنگاتنگ دارند (زلازو، ۲۰۲۰؛ پسوآ، ۲۰۰۸) و در عین حال، تفاوت‌های فردی در عملکرد سیستم‌های مغزی-رفتاری با الگوهای هیجانی پایدار و شدت واکنش‌های هیجانی مرتبط است (کور، ۲۰۰۸). افزون‌بر این، تعامل سیستم‌های مغزی-رفتاری با شبکه‌های اجرایی پیش‌پیشانی می‌تواند ظرفیت مهار رفتار و تنظیم پاسخ‌های هیجانی را شکل دهد (فریدمن و رایینز، ۲۰۲۲). از این منظر، انتظار می‌رود تعامل این سازوکارها الگوی پیچیده‌ای از تنظیم یا تشدید تعارض زناشویی ایجاد کند. با وجود این، همچنان شکاف‌های پژوهشی قابل توجهی در تبیین چگونگی تعامل این متغیرها، به‌ویژه در جمعیت‌های در معرض تعارض شدید، وجود دارد.

با توجه به افزایش نرخ طلاق در ایران و پیامدهای گسترده فردی و اجتماعی آن (محمدي و همکاران، ۱۳۹۷)، شناسایی سازوکارهای زیربنایی تعارض زناشویی می‌تواند زمینه‌ای علمی برای طراحی مداخلات پیشگیرانه و درمانی مؤثر فراهم سازد. افزون‌بر این، شواهد نشان می‌دهد که زنان، در مقایسه با مردان، حساسیت هیجانی بیشتری نسبت به تعارض‌های بین‌فردی دارند و در حوزه تنظیم هیجان و خودتنظیمی، بیشتر تحت تأثیر پیامدهای شناختی و هیجانی تعارض زناشویی قرار می‌گیرند (شائو و همکاران، ۲۰۲۵؛ گویت و کریسیکو، ۲۰۱۹). همچنین، زنان در فرایند تعارض و فروپاشی زناشویی بیش‌از مردان در معرض فشارهای روانی مزمن قرار دارند (دیگرسون، ۲۰۱۱). در بافت فرهنگی ایران نیز نقش‌های جنسیتی، انتظارات اجتماعی و محدودیت‌های ساختاری می‌تواند تجربه و ابراز تعارض زناشویی را در زنان به‌گونه‌ای متفاوت شکل دهد؛ به‌طوری‌که تعارض‌های حل‌نشده اغلب با فرسودگی هیجانی، تعارض درونی و تأخیر در جست‌وجوی کمک حرفه‌ای همراه می‌شود (محمدي و همکاران، ۱۳۹۷؛ احمدی و همکاران، ۱۴۰۰). ازاین‌رو، بررسی این سازوکارها در زنان، افزون بر اهمیت نظری، از منظر کاربردی نیز می‌تواند به طراحی مداخلات حساس به جنسیت و فرهنگ منجر شود.

بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف تبیین الگوی روابط میان سیستم‌های مغزی-رفتاری، تنظیم شناختی هیجان و کارکردهای اجرایی در زنان متقاضی طلاق انجام شد. در این چارچوب، نقش کارکردهای اجرایی در شبکه تنظیمی مرتبط با تعارض زناشویی بررسی شد؛ به‌گونه‌ای که هم اثرهای مستقیم و هم نقش تعدیل‌گر احتمالی این متغیرها در رابطه میان سیستم‌های مغزی-رفتاری و تعارض زناشویی مورد آزمون قرار گرفت (شکل ۱). انتظار می‌رود یافته‌های این پژوهش بتواند به توسعه مداخلات مبتنی بر سازوکارهای عصبی-شناختی تعارض زناشویی و ارتقای کیفیت خدمات مشاوره‌ای در بافت‌های فرهنگی حساس کمک کند.



شکل ۱. مدل فرضی پژوهش

• روش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش، توصیفی-همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. انتخاب این روش با توجه به ماهیت چندمتغیری سازه‌های مورد بررسی و هدف پژوهش مبنی بر تبیین الگوی روابط میان سیستم‌های مغزی-رفتاری، کارکردهای اجرایی و شدت تعارض زناشویی صورت گرفت.

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی زنان ساکن شهر تهران بود که در سال ۱۴۰۲ به‌منظور پیگیری فرایند طلاق یا حل‌وفصل اختلافات زناشویی به دادگاه‌های خانواده مراجعه کرده بودند. انتخاب این جامعه آماری با توجه به شیوع بالای تعارض زناشویی در این گروه و اهمیت بررسی عوامل زیربنایی مؤثر بر آن انجام شد. نمونه پژوهش شامل ۲۵۰ نفر از زنان متقاضی طلاق بود که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس و بر اساس معیارهای ورود به پژوهش انتخاب شدند.

حجم نمونه براساس توصیه‌های روش‌شناختی در حوزه مدل‌یابی معادلات ساختاری تعیین شد. بر این اساس، پژوهشگران این حوزه حداقل حجم نمونه ۲۰۰ نفر یا نسبت ۵ تا ۱۰ مشاهده به ازای هر پارامتر آزاد مدل را برای دستیابی به برآوردهای پایدار و برازش قابل اعتماد پیشنهاد کرده‌اند (کلاین، ۲۰۱۶؛ هیر و همکاران، ۲۰۱۹).

معیارهای ورود به پژوهش شامل متأهل بودن و مراجعه رسمی به دادگاه خانواده، برخورداری از حداقل سواد خواندن و نوشتن و اعلام رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بود. معیار خروج نیز وجود سابقه اختلال‌های شدید روان‌پزشکی، ازجمله اختلال‌های روان‌پریشی، در نظر گرفته شد. این مورد با توجه به ملاحظات اخلاقی و اجرایی، صرفاً بر اساس خودگزارشی شرکت‌کنندگان بررسی شد.

پس از جمع‌آوری داده‌ها، اطلاعات وارد نرم‌افزار SPSS-27 شد و داده‌ها از نظر وجود داده‌های پرت و رعایت پیش‌فرض‌های آماری مورد بررسی قرار گرفتند. نرمال بودن توزیع داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف ارزیابی شد. همچنین، به‌منظور بررسی هم‌خطی میان متغیرها، شاخص‌های همبستگی و معیارهای تشخیصی مربوط بررسی شدند. تحلیل مدل مفهومی پژوهش با استفاده از نرم‌افزار SmartPLS-4 و به روش حداقل مربعات جزئی انجام شد. برای ارزیابی برازش کلی مدل نیز شاخص برازش هنجارشده (NFI) گزارش شد.

• ابزارها

الف) پرسشنامه تعارض زناشویی (marital conflict questionnaire- MCQ): این پرسشنامه توسط ثنایی و براتی در سال (۱۳۷۹)، برای سنجش تعارض زناشویی ایجاد شد. این پرسشنامه یک ابزار ۴۲ ماده‌ای است. که برای سنجیدن تعارض‌های زناشویی و بر مبنای تجربیات بالینی ساخته شده است. این پرسشنامه ۷ بعد از تعارضات زناشویی را می‌سنجد که عبارت‌اند از: کاهش همکاری، کاهش رابطه جنسی، افزایش واکنش‌های هیجانی افزایش، جلب حمایت فرزند/فرزندان، افزایش رابطه فردی با خویشاوندان خود، کاهش رابطه خانوادگی با خویشاوندان همسر و دوستان، جداکردن امور مالی از یکدیگر است. برای هر ماده، ۵ گزینه در نظر گرفته شده که به تناسب ۱ تا ۵ نمره به آنها اختصاص داده شده است. حداکثر نمره کل پرسشنامه ۲۱۰ و حداقل آن ۴۲ است. اعتبار پرسشنامه براساس ضریب آلفای کرونباخ، برای کل پرسشنامه روی گروه ۱۱۱ نفری از مراجعه‌کنندگان برای کل پرسشنامه ۷۱/۰ به‌دست آمد (ثنایی، ۱۳۷۹).

ب) نسخه بلند پرسشنامه سیستم‌های مغزی-رفتاری گری-ویلسون (behavioral activation/ inhibition systems- BAS/BIS (GWPQ): این پرسشنامه، مشتمل بر ۱۲۰ ماده و ۶ عامل است که توسط ویلسون، گری و باروت (۱۹۸۹) در انگلستان طراحی شد. این پرسشنامه، غلبه و حساسیت سیستم‌های مغزی رفتاری و مؤلفه‌های آن‌ها را ارزیابی می‌کند. برای بررسی فعالیت هریک از سیستم‌های فعال‌ساز رفتاری، بازداری رفتاری و ستیز و گریز، ۴۰ ماده در نظر گرفته شده است. این پرسشنامه توسط (آزاد فلاح، دادستان، اژه‌ای و مؤذنی؛ ۱۳۷۸). به فارسی ترجمه شده است. عامل‌های آن عبارت‌اند از: روی‌آوری، اجتناب فعال، اجتناب منفعل، خاموشی، جنگ‌وگریز. هریک از ماده‌های پرسشنامه سه گزینه‌ای و به صورت بلی، خیر و نمی‌دانم است. در زمینه اعتبار این پرسشنامه ویلسون و همکاران (۱۹۹۰)، ضرایب آلفای کرونباخ را برای مؤلفه‌های روی‌آوری، اجتناب فعال، اجتناب منفعل، خاموشی، جنگ‌وگریز

به ترتیب برای مردان ۰/۶۵، ۰/۶۵، ۰/۶۱، ۰/۵۸، ۰/۶۱، ۰/۷۱ و برای زنان ۰/۷۱، ۰/۶۳، ۰/۵۹، ۰/۳۵، ۰/۶۸، گزارش کردند (آشکار و همکاران، ۱۳۹۱). روایی و اعتبار پرسشنامه شخصیتی گری ویلسون در پژوهش عبداللّهی مجارشین و همکاران (۱۳۹۱)، بر حسب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس فعال‌ساز رفتاری ۰/۸۲، زیرمقیاس بازداری رفتاری ۰/۷۸ و برای کل مقیاس ۰/۶۸ درصد به‌دست آمده است. (عبداللّهی مجارشین، بخشی‌پور و علیلو، ۱۳۹۱).

ج) پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گارنفسکی (cognitive emotion regulation questionnaire- CERQ): این

پرسشنامه توسط گارنفسکی و همکاران (۲۰۰۱)، تدوین شده است، این پرسشنامه، جزو پرسشنامه‌های چندبعدی است و یک ابزار خود گزارشی است. مقیاس تنظیم شناختی هیجان، ۹ راهبرد شناختی را می‌سنجد که عبارت‌اند از: ملامت خویش، پذیرش، نشخوار گری، تمرکز مجدد مثبت، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی، ارزیابی مجدد مثبت، دیدگاه‌پذیری، فاجعه‌انگاری و ملامت دیگران. این پرسشنامه شامل ۳۶ پرسش پنج‌گزینه‌ای، پنج‌نمره‌ای (از همیشه تا هرگز) است. فرم فارسی این مقیاس به‌وسیله سامانی و جوکار (۱۳۸۶) اعتباریابی شده است. این پرسشنامه از روایی و اعتبار مطلوبی برخوردار است. ضریب آلفا برای خرده‌مقیاس‌های این پرسشنامه به‌وسیله گارنفسکی و همکاران (۲۰۰۲)، در دامنه ۰/۷۱ تا ۰/۸۱ گزارش شده است. در ایران این پرسشنامه به‌وسیله سامانی و صادقی (۱۳۸۹) اعتباریابی شد و ضریب بازآزمایی آن در دامنه ۰/۶۲ تا ۰/۹۱ و ضریب آلفا برای این عوامل در دامنه ۰/۷۹ گزارش شده است (سامانی و صادقی، ۱۳۸۹).

د) تکلیف برو نرو هیجانی (Go/ No-Go Task): این آزمون توسط وربروگن و لوگان (۲۰۰۸)، به‌منظور سنجش مهار پاسخ،

ابداع شده است. در این تکلیف، تعدادی چهره در کادرهای مستطیل به‌طور تصادفی روی صفحه رایانه، برای مدت کوتاهی ظاهر می‌شود، اگر یکی از مستطیل‌ها به رنگ دیگری باشد، هیچ پاسخی داده نمی‌شود. شاخص‌های مورد ارزیابی در این آزمون شامل میانگین زمان پاسخ‌های صحیح در برابر محرک (سرعت)، تعداد پاسخ‌های صحیح به محرک‌ها (دقت)، در هر دو مرحله برو و نرو است. نمرات این آزمون شامل نمرات دقت و زمان واکنش، برای محرک‌های "برو" و نمره دقت برای محرک‌های "نرو" هستند. از میان نمرات ذکرشده، نمره دقت در کوشش‌های "نرو" مهمترین خروجی این آزمون است و به تفکیک برای هرکدام از چهره‌های ترسیده و خشتی محاسبه می‌شود. اعتبار این آزمون به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۲ به‌دست‌آمده و روایی سازه و ملاکی آن نیز مورد تأیید است (سارتوری، والتینی، نوبر و فانسکا، ۲۰۲۱). در این مطالعه از نسخه ایرانی تکلیف از موسسه تحقیقات علوم رفتارشناختی، رفتار استفاده شد که ضرایب اعتبار مولفه‌های «درصد خطای ارتکاب»، «درصد بازداری مناسب» و «زمان واکنش» در این آزمون به ترتیب ۰/۷۸، ۱، ۰/۷۲ گزارش شده است (قدیری، جزایری، عشایری و قاضی طباطبایی، ۱۳۸۵).

• یافته‌ها

افراد نمونه در این پژوهش شامل ۲۵۰ زن ۱۷ تا ۶۴ ساله با میانگین سنی ۳۶ سال و انحراف معیار ۴۸/۹ بودند. میانگین مدت‌زمان ازدواج آنان ۱۳ سال بود. در جدول ۱، اطلاعات توصیفی متغیرهای مکنون و در جدول ۲، ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

در مجموع، یافته‌ها نشان داد که در مدل پژوهش حاضر، سیستم بازداری رفتاری اثر مستقیم و معناداری بر تعارض زناشویی و تنظیم شناختی هیجان دارد؛ درحالی‌که نقش تعدیل‌کنندگی تنظیم شناختی هیجان و بازداری پاسخ در روابط مفروض، تأیید نشد.

پس از احراز پیش‌فرض‌های استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری، ازجمله کمی بودن متغیرهای پژوهش، نرمال بودن توزیع داده‌ها و نبود هم‌خطی بین متغیرهای مستقل، مدل پژوهش با استفاده از نرم‌افزار SmartPLS-4 اجرا شد. نمای کلی این مدل در نمودار شماره ۲ ارائه شده است.

شکل ۱ مدل ساختاری برازش یافته پژوهش براساس روش حداقل مربعات جزئی (SmartPLS-4) است. این شکل روابط بین سیستم‌های مغزی- رفتاری، تنظیم شناختی هیجان، بازداری پاسخ و تعارض زناشویی را نشان می‌دهد. اعداد روی مسیرها ضرایب استاندارد (β) و مقادیر T هستند؛ مسیرهای پررنگ معنادار و مسیرهای خط‌چین غیرمعنادارند.

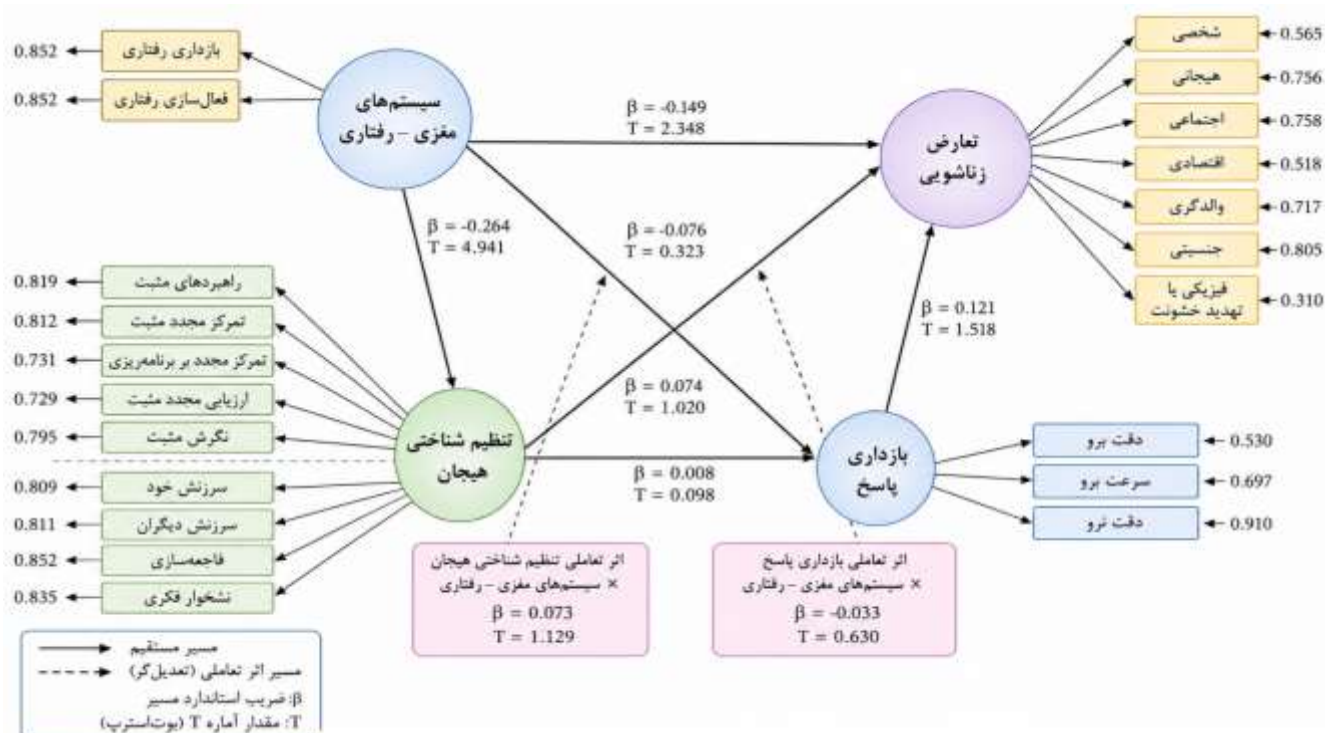
جدول ۱. اطلاعات توصیفی متغیرهای مکنون

خردۀ مقیاس	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
کاهش همکاری	۵/۰۰	۲۴/۰۰	۹/۴۲۴	۳/۱۹۶
کاهش رابطه جنسی	۴/۰۰	۱۹/۰۰	۹/۸۵۶	۳/۵۶۶
افزایش واکنش‌های بیجانی	۸/۰۰	۳۸/۰۰	۱۷/۹۶۸	۶/۰۰۵
افزایش جلب حمایت فرزند	۱/۰۰	۲۱/۰۰	۹/۴۷۶	۴/۳۰۷
افزایش رابطه فردی با خویشاوندان خود	۶/۰۰	۲۷/۰۰	۱۰/۵۵۲	۴/۷۰۰
کاهش رابطه خانوادگی با خویشاوندان همسر و دوستان	۶/۰۰	۲۸/۰۰	۱۰/۸۵۲	۴/۵۴۳
جدا کردن امور مالی از یکدیگر	۸/۰۰	۳۱/۰۰	۱۷/۰۸۴	۴/۰۱۲
نمره کل تعارض زناشویی	۴۹/۰۰	۱۷۸/۰۰	۸۴/۰۸۸	۲۳/۲۲۰
بازداری رفتاری	۵۲/۰۰	۹۱/۰۰	۶۷/۰۷۶	۷/۱۵۵
فعال سازی رفتاری	۵۳/۰۰	۸۴/۰۰	۶۴/۱۰۸	۶/۲۷۲
تنظیم شناختی منفی	۲/۲۱	۴/۵۳	۴/۳۴۶	۰/۴۲۳
تنظیم شناختی مثبت	۲/۰۶	۴/۶۹	۳/۲۲۱	۰/۴۲۸
دقت برو	۵۷/۰۹	۹۳/۱۰	۱۷/۸۹	۸/۹۶۷
سرعت برو	۵۳/۰۱	۹۳/۳۰	۸۱/۲۲۴	۱۰/۸۰۹
دقت نرو	۴۸/۹۱	۵۲/۳۴	۵۰/۱۹۱	۰/۷۲۹

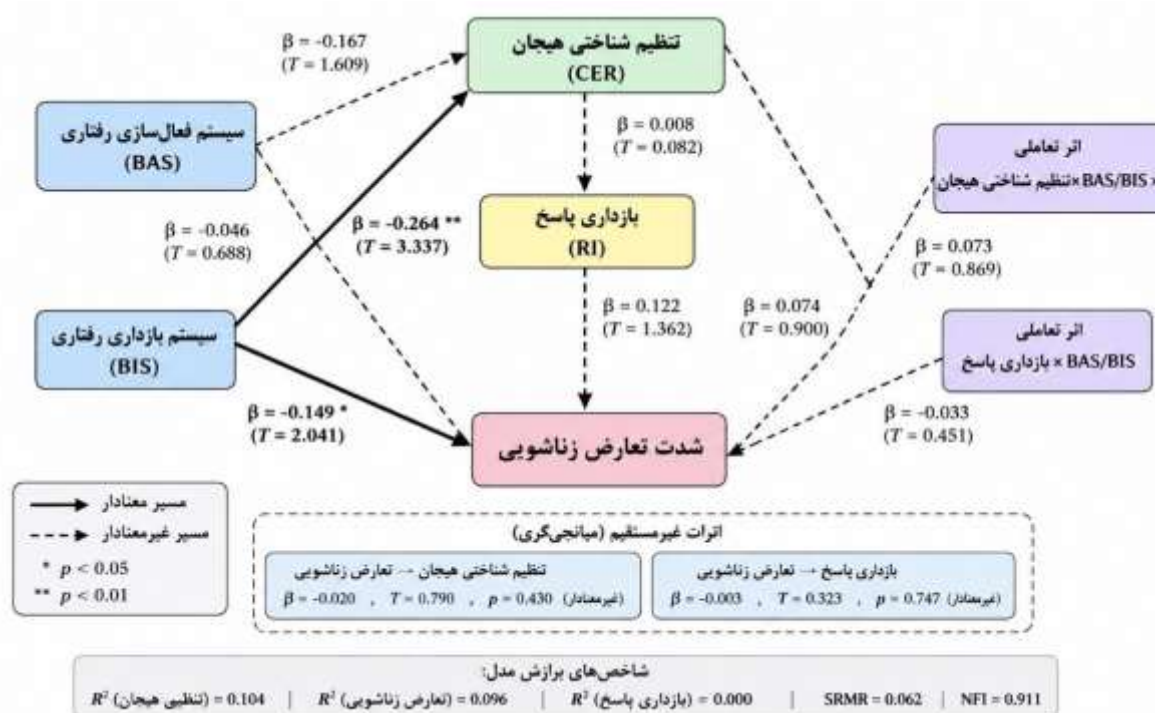
جدول ۲. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
تعارض زناشویی	--							
تنظیم شناختی منفی	*۰/۱۲۶	--						
تنظیم شناختی مثبت	*۰/۱۱۳	**۰/۷۳۶	--					
بازداری رفتاری	**۰/۱۷۱	**۰/۲۰۷	**۰/۲۳۱	--				
فعال سازی رفتاری	*۰/۱۶۰	**۰/۲۳۱	**۰/۲۵۱	**۰/۶۸۷	--			
دقت برو	*۰/۰۵۳	-۰/۰۰۶	*۰/۰۲۹	-۰/۰۰۷	-۰/۰۲۷	--		
سرعت برو	*۰/۰۸۹	*۰/۰۰۷	*۰/۰۴۳	-۰/۰۲۱	-۰/۰۵۲	**۰/۷۴۵	--	
دقت نرو	*۰/۰۹۱	*۰/۰۰۸	-۰/۰۲۷	*۰/۰۲۶	-۰/۰۲۱	*۰/۰۱۱	*۰/۰۰۹	--

** P < 0/01 * P < 0/05



شکل ۲. مدل برازش یافته در حالت ضرائب استاندارد T Value به همراه ضرائب مسیر



شکل ۳. مدل ساختاری برازش یافته پژوهش و ضرایب استاندارد مسیرها (β) بر اساس روش حداقل مربعات جزئی

در گام بعد، برازش مدل پژوهش مورد بررسی قرار گرفت. همان‌طور که در جدول شماره ۳ مشاهده می‌شود، مقدار شاخص SRMR برابر با ۰/۷۷ به دست آمد که کمتر از آستانه ۰/۸۰ بوده و نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل است. شاخص NFI نیز مقدار ۰/۷۶۱ را نشان داد که براساس معیارهای متداول، بیانگر برازش متوسط مدل است. با توجه به ماهیت اکتشافی - تبیینی پژوهش و تمرکز بر آزمون روابط نظری، این میزان برازش قابل قبول ارزیابی شد.

پس از بررسی برازش و روایی سازه مدل پژوهش، مسیرهای مدل مورد تحلیل قرار گرفتند. نتایج ضرایب مسیرها در جدول ۴ ارائه شده است. براساس این نتایج، تنها مسیرهای مربوط به سیستم بازداری رفتاری با تعارض زناشویی و همچنین سیستم بازداری رفتاری با تنظیم شناختی هیجان دارای رابطه معنادار هستند. با توجه به علامت منفی ضریب (β)، این روابط معکوس‌اند؛ به عبارتی، با افزایش سطح مؤلفه‌های سیستم بازداری رفتاری، شدت تعارض زناشویی و میزان تنظیم شناختی هیجان کاهش می‌یابد و بالعکس.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل

شاخص برازش	برآورد	آستانه مطلوب	وضعیت
SRMR	۰/۰۷۷	< ۰/۰۸	مطلوب
NFI	۰/۷۶۱	> ۰/۹۰	متوسط

جدول ۴. ضرایب مسیرهای مدل پژوهش

مسیر	ضریب مسیر	نمره T	سطح معناداری
بازداری پاسخ -> تعارض زناشویی	۰/۱۲۲	۱/۵۸	۰/۱۱۴
تنظیم شناختی هیجان -> بازداری پاسخ	۰/۸۰۰	۰/۰۹۸	۰/۹۲۲
تنظیم شناختی هیجان -> تعارض زناشویی	۰/۰۷۴	۱/۰۲۷	۰/۳۰۴
سیستم‌های مغزی رفتاری -> بازداری پاسخ	-۰/۰۲۸	۰/۳۵۱	۰/۷۲۶
بازداری رفتاری -> تعارض زناشویی	-۰/۱۴۹	۲/۳۴۸	۰/۴۰۱
فعال سازی رفتاری -> تعارض زناشویی	-۰/۰۴۶	۰/۴۹۵	۰/۶۲۱
بازداری رفتاری -> تنظیم شناختی هیجان	-۰/۲۶۴	۴/۹۴۱	۰/۰۱۴
فعال سازی رفتاری -> تنظیم شناختی هیجان	-۰/۱۶۷	۱/۴۷۱	۰/۰۶۱
تنظیم شناختی هیجان x سیستم‌های مغزی رفتاری -> تعارض زناشویی	۰/۰۷۳	۱/۱۳۵	۰/۲۵۷
بازداری پاسخ x سیستم‌های مغزی رفتاری -> تعارض زناشویی	-۰/۰۳۳	۰/۶۲۴	۰/۵۲۳
سیستم‌های مغزی رفتاری -> تنظیم شناختی هیجان -> تعارض زناشویی	-۰/۰۲	۰/۶۹۶	۰/۳۳۳
سیستم‌های مغزی رفتاری -> بازداری پاسخ -> تعارض زناشویی	-۰/۰۰۳	۰/۳۰۳	۰/۷۶۲

● بحث

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که در میان زنان متقاضی طلاق، سیستم بازداری رفتاری نقش معنادار و معکوسی در پیش‌بینی شدت تعارض زناشویی ایفا می‌کند. این نتیجه در چارچوب نسخه بازنگری‌شده نظریه حساسیت به تقویت قابل تبیین است؛ جایی که سیستم بازداری رفتاری نه صرفاً به‌عنوان منبع اضطراب، بلکه به‌مثابه سازوکاری برای تشخیص تعارض، توقف رفتارهای تکانشی و ارزیابی پیامدها عمل می‌کند (گری و مک‌ناتن، ۲۰۰۰؛ کور، ۲۰۰۸). در بافت تعارض زناشویی شدید، به‌ویژه در شرایطی که رابطه به مرحله تصمیم‌گیری برای طلاق رسیده است، فعال بودن این سیستم می‌تواند به مهار واکنش‌های هیجانی افراطی، کاهش رفتارهای پرخاشگرانه و در نتیجه کاهش شدت تعارض منجر شود. از منظر عصب‌روانشناختی، این فرایند با درگیری شبکه‌هایی شامل آمیگدال، هیپوکامپ و قشر پیش‌پیشانی میانی همراه است که نقش محوری در پردازش تهدید، تنظیم هیجان و کنترل پاسخ‌های رفتاری دارند (پول و همکاران، ۲۰۲۵؛ مک‌ناتن و کور، ۲۰۱۴). بر این اساس، یافته حاضر مؤید این دیدگاه است که سیستم بازداری رفتاری، بسته به بافت موقعیتی و الزامات تنظیمی، می‌تواند نقشی محافظتی در روابط بین‌فردی ایفا کند.

در مقابل، سیستم فعال‌سازی رفتاری رابطه معناداری با تعارض زناشویی نشان نداد. این نبود معناداری را می‌توان در پرتو ویژگی‌های خاص نمونه پژوهش تفسیر کرد. زنان متقاضی طلاق غالباً در شرایطی از فرسودگی هیجانی مزمن، ناامیدی رابطه‌ای و کاهش انتظار پاداش از رابطه قرار دارند؛ شرایطی که در آن نظام‌های رویکردی و پاداش‌محور به‌طور طبیعی تضعیف می‌شوند و نظام‌های اجتنابی و بازداری غلبه می‌یابند (بری و رایبیز، ۲۰۱۳؛ کروپیک و کور، ۲۰۲۰). بنابراین، نبود نقش معنادار سیستم فعال‌سازی رفتاری نه نشانه ضعف مدل، بلکه بازتابی از وضعیت هیجانی و زمینه‌ای نمونه محسوب می‌شود؛ وضعیتی که در آن فرصت تجربه پاداش، هدف‌مندی و انگیزش رویکردی به حداقل رسیده است.

یافته‌ها همچنین نشان دادند که تنظیم شناختی هیجان (cognitive emotion regulation) با شدت تعارض زناشویی مرتبط است. این نتیجه با بدنه گسترده‌ای از پژوهش‌ها همسو است که نقش راهبردهای شناختی تنظیم هیجان را در کاهش یا تشدید تعارض‌های بین‌فردی برجسته کرده‌اند (بیلدیریم و اوزکمالی، ۲۰۲۵). از منظر عصب‌روانشناختی، تنظیم شناختی هیجان مستلزم تعامل کارآمد بین قشر پیش‌پیشانی و ساختارهای لیمبیک است و اختلال در این تعامل می‌تواند به افزایش واکنش‌پذیری هیجانی در موقعیت‌های تعارض‌آمیز بینجامد. در زنان متقاضی طلاق، فشارهای هیجانی، اجتماعی و فرهنگی می‌تواند این ظرفیت تنظیمی را تضعیف کرده و نقش تنظیم شناختی هیجان را به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های کلیدی در تبیین تعارض زناشویی برجسته سازد.

یکی از یافته‌های قابل توجه پژوهش، نبود معناداری نقش تعدیل‌کننده کارکردهای اجرایی (executive functions)، از جمله بازداری پاسخ (response inhibition)، در روابط بین سیستم‌های مغزی- رفتاری و تعارض زناشویی بود. این نتیجه، هرچند با فرض اولیه پژوهش همسو نبود، اما از منظر نظری و روش‌شناختی قابل تبیین است. نخست، شواهد معاصر نشان می‌دهد که کارکردهای اجرایی در بسیاری از بافت‌ها به‌صورت مستقیم بر پیامدهای هیجانی و رفتاری اثر می‌گذارند، نه الزاماً به‌عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده روابط سرشتی (دوئل، ۲۰۲۰). دوم، احتمال ضعف پایایی برخی زیرمقیاس‌های سیستم‌های مغزی- رفتاری در نمونه زنان می‌تواند توان آشکارسازی اثرهای تعاملی را کاهش داده باشد. سوم، کنترل‌نشدن متغیرهای مخدوش‌کننده مهم مانند وضعیت اقتصادی- اجتماعی، سطح تحصیلات و سابقه اختلال‌های روان‌پزشکی - که صرفاً بر اساس خودگزارشی بررسی شدند - می‌تواند به تضعیف روابط تعاملی منجر شده باشد. افزون بر این، در بافت فرهنگی ایران، فشارهای ساختاری و هنجارهای جنسیتی ممکن است نقش عوامل فردی را تحت‌الشعاع قرار داده و ظرفیت تعدیل‌کنندگی کارکردهای اجرایی را محدود کنند.

در خصوص برازش مدل، اگرچه شاخص NFI در سطح متوسط قرار داشت، حفظ مدل اولیه را می‌توان رویکردی محافظه‌کارانه و مبتنی بر نظریه تلقی کرد. مدل پژوهش براساس چارچوب نظری مشخص طراحی شده بود و افزودن مسیرهای اصلاحی صرفاً با هدف بهبود شاخص‌های برازش، بدون پشتوانه مفهومی، می‌توانست به انسجام نظری مدل آسیب بزند. از این‌رو، تفسیر نتایج در چارچوب مدل اولیه و تأکید بر روابط معنادار، از منظر علمی موجه است.

از منظر کاربردی، یافته‌ها بر ضرورت مداخلاتی تأکید دارند که به تقویت تنظیم هیجان و مهار واکنش‌های تکانشی در زنان درگیر تعارض‌های شدید زناشویی بپردازند. مداخلات مبتنی بر تنظیم شناختی هیجان، ذهن‌آگاهی و رویکردهای شناختی- رفتاری می‌توانند به

کاهش واکنش‌های هیجانی افراطی و بهبود مدیریت تعارض کمک کنند. در عین حال، نتایج نشان می‌دهد که مداخلات مبتنی بر تقویت کارکردهای اجرایی، به‌ویژه بازداری پاسخ، احتمالاً اثرات مستقیم دارند و نباید صرفاً به‌عنوان ابزارهای تعدیل‌کننده روابط سرشتی در نظر گرفته شوند. این تمایز می‌تواند به واقع‌گرایی بیشتر در طراحی برنامه‌های درمانی منجر شود.

• نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که در زنان متقاضی طلاق، سیستم بازداری رفتاری و تنظیم شناختی هیجان نسبت به سایر مؤلفه‌ها نقش برجسته‌تری در تبیین شدت تعارض زناشویی ایفا می‌کنند. این یافته‌ها تأکید می‌کنند که تعارض زناشویی پدیده‌ای چندسطحی است و درک آن مستلزم توجه همزمان به ویژگی‌های سرشتی، ظرفیت‌های تنظیم هیجان و بافت فرهنگی-اجتماعی است. توجه به این سازوکارها می‌تواند زمینه‌ساز طراحی مداخلات بالینی حساس به جنسیت و فرهنگ در حوزه زوج‌درمانی و پیشگیری از طلاق باشد. همچنین، استفاده از نمونه‌گیری در دسترس و تمرکز بر زنان ساکن شهر تهران، تعمیم‌پذیری نتایج را محدود می‌کند و احتمال سوگیری جغرافیایی را افزایش می‌دهد. تمرکز صرف بر زنان متقاضی طلاق امکان مقایسه با مردان یا زوج‌های غیرمتقاضی طلاق را فراهم نکرد. همچنین، محدودیت در پایداری برخی زیرمقیاس‌های پرسشنامه سیستم‌های مغزی-رفتاری و نبود گزارش برخی شاخص‌های پیشرفته برازش و هم‌خطی، از دیگر محدودیت‌هایی است که باید در تفسیر نتایج مدنظر قرار گیرد. با این حال، پژوهش حاضر گامی اولیه در جهت تلفیق عوامل سرشتی، شناختی و هیجانی در تبیین تعارض زناشویی در بافت فرهنگی ایران محسوب می‌شود و مسیر روشنی برای پژوهش‌های آینده ترسیم می‌کند.

• تعارض منافع

پژوهش حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول است و نویسندگان اظهار می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافع میان آنان در انجام این پژوهش وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله نویسندگان مراتب سپاس و قدردانی خود را از تمامی شرکت‌کنندگان پژوهش و نیز افرادی که در اجرای این مطالعه همکاری و مساعدت داشته‌اند، اعلام می‌دارند.

• منابع

- احمدی، س.، موسوی، ز.، و کریمی، ف. (۱۴۰۰). نقش عوامل فرهنگی و جنسیتی در تعارضات زناشویی. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*، ۱۰(۲)، ۸۹-۱۰۴.
- ثناپی، ب. (۱۳۷۹). *مقیاس‌های سنجش خانواده و ازدواج*. انتشارات بعثت.
- سامانی، س.، و صادقی، ل. (۱۳۸۹). کفایت شاخص‌های روان‌سنجی پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان. *روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۱۱(۱)، ۵۱-۶۲.
- سعیدآ، س.، موتابی، ف.، پهلوان، م.، و حسن‌آبادی، ح. ر. (۱۴۰۲). ارائه مدل وابستگی عامل-شریک در بررسی نقش خودشفقت‌ورزی بر سبک‌های حل تعارض متقابل زوجین. *پژوهش‌های کاربردی روان‌شناختی*، ۱۴(۲)، ۲۹۹-۳۱۶.
- قدیری، ف.، جزایری، ع.، عشایری، ح.، و قاضی‌طباطبایی، م. (۱۳۸۵). نقش توان‌بخشی شناختی در کاهش نقایص کارکردهای اجرایی و نشانه‌های وسواسی-اجباری بیماران اسکیزو-وسواسی. *مجله توان‌بخشی*، ۷(۴)، ۱۱-۲۴.
- محمدی، ن.، رضایی، ع.، و حسینی، م. (۱۳۹۷). بررسی عوامل اجتماعی-روان‌شناختی مؤثر بر طلاق در ایران. *مطالعات اجتماعی ایران*، ۱۲(۳)، ۴۵-۶۲.
- مرادخانی، ش.، و یزدان‌بخش، ک. (۱۴۰۰). مدل روابط ساختاری سیستم‌های مغزی-رفتاری و تنظیم شناختی هیجان با واسطه‌گری کارکردهای شناختی اجرایی در مردان زندانی. *روان‌شناسی شناختی*، ۹(۱)، ۲۱-۳۸.

- Bays, P. M. (2014). Noise in neural populations accounts for errors in working memory. *The Journal of Neuroscience*, 34(10), 3632–3645. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.3204-13.2014>
- Corr, P. J. (2008). Reinforcement sensitivity theory (RST): Introduction. In P. J. Corr (Ed.), *The reinforcement sensitivity theory of personality* (pp. 1–43). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511819384.002>
- Dalton, S. D. P., Cooper, H., Jennings, B., & Cheeta, S. (2025). Neural correlates of implicit emotion regulation in mood and anxiety disorders: An fMRI meta-analytic review. *Scientific Reports*, 15, Article 19564. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-03828-5>
- Diamond, A. (2013). Executive functions. *Annual Review of Psychology*, 64, 135–168. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143750>
- Dickerson, S. S. (2011). Physiological responses to experiences of social pain. In G. MacDonald and L. A. Jensen-Campbell (Eds.), *Social pain: Neuropsychological and health implications of loss and exclusion* (pp. 79–94). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/12351-003>
- Doebel, S. (2020). Rethinking executive function and its development. *Perspectives on Psychological Science*, 15(4), 942–956. <https://doi.org/10.1177/1745691620904771>
- Ferris, D. L., Yan, M., Lim, V. K. G., Chen, Y., & Fatimah, S. (2016). An approach–avoidance framework of workplace aggression. *Academy of Management Journal*, 59(5), 1777–1800. <https://doi.org/10.5465/amj.2014.0221>
- Friedman, N. P., & Robbins, T. W. (2022). The role of prefrontal cortex in cognitive control and executive function. *Neuropsychopharmacology*, 47, 72–89. <https://doi.org/10.1038/s41386-021-01132-0>
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2007). The Cognitive Emotion Regulation Questionnaire: Psychometric features and prospective relationships with depression and anxiety in adults. *European Journal of Psychological Assessment*, 23(3), 141–149. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.23.3.141>
- Gray, J. A. (1982). *The neuropsychology of anxiety: An enquiry into the functions of the septo-hippocampal system*. Oxford University Press.
- Gray, J. A., & McNaughton, N. (2000). *The neuropsychology of anxiety: An enquiry into the functions of the septo-hippocampal system* (2nd ed.). Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198522713.001.0001>
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26(1), 1–26. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>
- Goubet, K. E., & Chrysikou, E. G. (2019). Emotion regulation flexibility: Gender differences in context sensitivity and repertoire. *Frontiers in Psychology*, 10, Article 935. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00935>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.
- Hasegawa, A., Matsumoto, N., Yamashita, Y., Tanaka, K., Kawaguchi, J., & Yamamoto, T. (2022). Response inhibition deficits are positively associated with trait rumination, but attentional inhibition deficits are not: Aggressive behaviors and interpersonal stressors as mediators. *Psychological Research*, 86(3), 858–870. <https://doi.org/10.1007/s00426-021-01537-y>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford Press.
- Krupić, D., & Corr, P. J. (2020). How reinforcement sensitivity theory relates to self-determination theory. *Personality and Individual Differences*, 155, Article 109705. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109705>
- Lee, K., Cho, I. H., Park, J., Choi, H., & Cheon, K.-A. (2024). Response inhibition as a critical executive function in differentiating attention-deficit/hyperactivity disorder from autism spectrum disorder: A comprehensive attention test study. *Frontiers in Psychiatry*, 15, Article 1426376. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1426376>
- McNaughton, N., & Corr, P. J. (2014). Approach, avoidance, and their conflict: The problem of anchoring. *Frontiers in Systems Neuroscience*, 8, Article 124. <https://doi.org/10.3389/fnsys.2014.00124>
- Navas-Casado, M. L., García-Sancho, E., & Salguero, J. M. (2023). Associations between maladaptive and adaptive emotion regulation strategies and aggressive behavior: A systematic review. *Aggression and Violent Behavior*, 71, Article 101845. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2023.101845>
- Pessoa, L. (2008). On the relationship between emotion and cognition. *Nature Reviews Neuroscience*, 9(2), 148–158. <https://doi.org/10.1038/nrn2317>
- Poole, E. J., Broos, H. C., Timpano, K. R., & Doss, B. D. (2025). The interplay of negative urgency and cognitive reappraisal in couples' communication conflict. *Journal of Marital and Family Therapy*, 51(1), Article e12742. <https://doi.org/10.1111/jmft.12742>
- Rincón-Pérez, I., Sánchez-Carmona, A. J., Levy, D., López-Martín, S., Hinojosa, J. A., & Albert, J. (2025). The influence of emotional stimuli on response inhibition: A systematic review in non-clinical adults. *Frontiers in Psychology*, 16, Article 1577486. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1577486>
- Shao, C., Zhang, X., Sugiura, M., Zhang, W., & Sun, B. (2025). Gender differences in interpersonal emotion regulation: A hyper scanning study of neural and behavioral synchrony. *Neuroimage*, 323, Article 121610. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2025.121610>
- Wang, W., & Liu, H. (2025). The mediating role of behavioral systems in linking physical activity and anxiety symptoms in college students. *Scientific Reports*, 15, Article 6724. <https://doi.org/10.1038/s41598-025-91294-4>
- Yıldırım, A., & Özkamalı, E. (2025). Emotion regulation, conflict resolution, and marital satisfaction: The mediating role of distress tolerance and cognitive flexibility. *Journal of Teacher Education and Lifelong Learning*, 7(2), 305–318. <https://doi.org/10.51535/tell.1811568>
- Zelazo, P. D. (2020). Executive function and psychopathology: A neurodevelopmental perspective. *Annual Review of Clinical Psychology*, 16, 431–454. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-072319-024242>

اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و کاهش اضطراب در فرزندان طلاق

The Effectiveness of Emotional Working Memory Training on the Cognitive Regulation of Emotion, Attention Performance and Reducing Anxiety in Children of Divorce

Monire Mohammadinejad Motlagh, PhD student

Fatemeh Rabbaninezhad, MSc

Gholamreza Chalabianloo Hasertanlou, PhD✉

منیره محمدی نژاد مطلق^۱

فاطمه ربانی نژاد^۲

غلامرضا چلیبانلو حسرتانلو^۳

Abstract

Objective: The present study aimed to examine the effectiveness of emotional working memory training on cognitive emotion regulation, attention performance, and anxiety reduction in children of divorced parents. **Method:** The study employed a quasi-experimental design with a pretest-posttest and control group. The statistical population included all children of divorced parents enrolled at Shahid Madani University of Tabriz during the 1402–1401 academic year, who registered for participation following a public call. From the registered participants, 30 individuals were conveniently selected and assigned to two groups of 15 (experimental and control). Participants completed the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire (Garnefski et al., 2001), the Stroop Test (Stroop, 1935), and the Cattell Anxiety Questionnaire (Cattell, 1975). Data were analyzed using repeated measures ANOVA and Bonferroni post-hoc tests through SPSS-23 software. **Results:** Emotional working memory training significantly improved cognitive emotion regulation, enhanced attention performance, and reduced anxiety levels in children of divorced parents ($p < .05$). **Conclusion:** Interventions based on emotional working memory can serve as an effective approach to enhance emotional and cognitive capacities and mitigate the psychological consequences of parental divorce in this vulnerable population.

Keywords: Attachment, Childhood Trauma, Internet Addiction, Cognitive regulation of emotion

چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و کاهش اضطراب در فرزندان طلاق انجام شد. این پژوهش از نظر روش، شبه‌آزمایشی و از نوع پیش‌آزمون-پس‌آزمون با گروه کنترل بود. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی فرزندان طلاق مشغول به تحصیل در دانشگاه شهید مدنی آذربایجان در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ بود که از طریق فراخوان برای شرکت در پژوهش اعلام آمادگی کردند. از میان داوطلبان، ۳۰ نفر به شیوه نمونه‌گیری در دسترس انتخاب و به صورت تصادفی در دو گروه آزمایش و کنترل (هر گروه ۱۵ نفر) جای‌دهی شدند. شرکت‌کنندگان به پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گرنفسکی و همکاران (۲۰۰۱)، آزمون استروپ (۱۹۳۵) و مقیاس اضطراب کتل (۱۹۷۵) پاسخ دادند.

داده‌ها با استفاده از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر و آزمون تعقیبی بنفرونی، از طریق نرم‌افزار IBM SPSS Statistics تحلیل شدند. یافته‌ها نشان داد آموزش حافظه فعال هیجانی تأثیر معناداری بر بهبود تنظیم شناختی هیجان و عملکرد توجه، و نیز کاهش سطح اضطراب در فرزندان طلاق دارد ($P < .05$).

بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که مداخلات مبتنی بر آموزش حافظه فعال هیجانی، به‌عنوان رویکردی مؤثر، قادرند توانمندی‌های هیجانی و شناختی را در فرزندان طلاق ارتقا داده و از شدت پیامدهای روان‌شناختی ناشی از طلاق والدین بکاهند. از این رو، بهره‌گیری از این مداخلات در برنامه‌های حمایتی و روان‌شناختی مرتبط با این گروه آسیب‌پذیر توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: حافظه فعال هیجانی، اضطراب، تنظیم شناختی هیجان، طلاق، عملکرد توجه

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۴/۱۴ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۹/۲۵

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید مدنی، تبریز، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران. (نویسنده مسئول)

۳. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید مدنی، تبریز، ایران.

● مقدمه

بررسی‌ها نشان می‌دهد بخش قابل توجهی از طلاق‌ها در ایران طی شش سال نخست زندگی مشترک رخ می‌دهد (آقاجانیان، ۲۰۱۳) و فرزندان این خانواده‌ها در معرض پیامدهای روان‌شناختی ناشی از جدایی والدین قرار می‌گیرند (مرادی و آخانی، ۲۰۱۸). طلاق با طیفی از پیامدهای فردی، روانی و اجتماعی همراه است و آثار آن در پسران و دختران به صورت متفاوت بروز می‌یابد (حسن‌پور و پورمحمد، ۲۰۲۵). بر این اساس، پسران بیش از دیگران با مشکلات تحصیلی، دشواری‌های شغلی و کاهش امید به آینده مواجه می‌شوند، در حالی‌که دختران بیشتر در معرض تجربه بارداری در سنین پایین قرار دارند (فریمل و همکاران، ۲۰۲۴).

در همین راستا، American psychiatric association در تعریف اضطراب، آن را حالتی خلقی و منفی توصیف می‌کند که با نشانه‌هایی همچون تنش جسمانی، برانگیختگی فیزیولوژیک و نگرانی نسبت به آینده همراه است (انجمن روان‌پزشکی آمریکا، ۲۰۲۲). بر این اساس، طلاق والدین می‌تواند زمینه افزایش اضطراب را در فرزندان فراهم سازد. ترن و همکاران (۲۰۲۳) معتقد هستند که تجربه طلاق والدین با افزایش سطح اضطراب در فرزندان ارتباط دارد و این افراد بیش از سایرین در معرض تجربه احساس ناامنی، نگرانی و تنش روانی قرار می‌گیرند (هو و همکاران، ۲۰۲۱).

در تبیین این مسئله می‌توان به عواملی نظیر تغییر در ساختار خانواده، کاهش حمایت‌های عاطفی و اجتماعی و افزایش فشارهای روانی اشاره کرد که همگی از زمینه‌های مؤثر در تشدید اضطراب در فرزندان طلاق محسوب می‌شوند (کرهینا و همکاران، ۲۰۲۳). همچنین، سرمدی و همکاران (۲۰۲۳) در پژوهش خود نشان دادند که پیامدهای ناشی از طلاق والدین را می‌توان در سه حوزه فردی، خانوادگی و اجتماعی - فرهنگی طبقه‌بندی کرد که در این میان، اضطراب از مهم‌ترین پیامدهای فردی و روان‌شناختی به شمار می‌رود. افزون بر این، یافته‌های پژوهش فراتحلیل آرسپرگ و همکاران (۲۰۱۹) نیز حاکی از آن است که اضطراب می‌تواند از جمله پیامدهای بلندمدت طلاق والدین باشد.

ازطرفی دیگر اضطراب در کودکان می‌تواند تأثیرات عمیقی بر تنظیم هیجانی (regulate excitement) آنها داشته باشد. مطالعات نشان می‌دهند که کودکانی که دچار اضطراب هستند، در استفاده از استراتژی‌های مناسب تنظیم هیجان با دشواری مواجه‌اند و بیشتر از رفتارهای اجتنابی، سرکوب هیجان‌ها و واکنش‌های هیجانی استفاده می‌کنند (هائوف و همکاران، ۲۰۲۴). همچنین پژوهش‌ها نشان دادند که تنظیم هیجان در فرزندان طلاق کمتر از فرزندان عادی است (تامیر، ۲۰۱۶). تنظیم هیجان عبارت است از فرآیندی که تجربه هیجان را برای دریافت پذیرش اجتماعی تعدیل می‌کند و مربوط به حالات روان‌شناختی و فیزیکی در مقابل تقاضاهای بیرونی و درونی هست (بویوراگویی و همکاران، ۲۰۱۷). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که فرزندان والدین جداشده، به‌ویژه در شرایط طلاق پرتنش، با مشکلاتی در تنظیم هیجان مواجه هستند که عواملی مانند مدت زمان و شدت تنش‌های دوران طلاق می‌توانند بر شدت این مشکل تأثیر بگذارند (دیلا و وادو، ۲۰۲۴).

همچنین، یافته‌های پژوهشی نشان داده‌اند که فرزندان والدین مطلقه در مقایسه با همسالان خود، بیشتر با مشکلات مرتبط با عملکرد توجه مواجه هستند (کارهینا و همکاران، ۲۰۲۳). توجه، فرایندی شناختی است که از طریق آن، فرد از میان اطلاعات متعدد موجود، محرک‌های خاصی را انتخاب کرده، بر آنها تمرکز می‌کند و پردازش عمیق‌تری بر روی آنها انجام می‌دهد. ازاین‌رو، توجه هم به‌عنوان سازوکاری برای پالایش اطلاعات و هم به‌عنوان منبعی برای تسهیل پردازش‌های شناختی بعدی عمل می‌کند (ویکنس، ۲۰۲۱).

پژوهش‌ها نشان می‌دهند که توجه می‌تواند هم به محرک‌های بیرونی و هم به فرایندهای درونی معطوف شود (کریم‌من و همکاران، ۲۰۲۲). در این میان، فرزندان طلاق به دلیل تجربه تنش‌ها و آشفتگی‌های روان‌شناختی ناشی از جدایی والدین، ممکن است در فرایندهای توجهی خود دچار اختلال شوند (جعفرزاده و همکاران، ۲۰۲۱). افزون بر این، غفلت هیجانی و کاهش مراقبت والدینی در دوران کودکی - که در برخی خانواده‌های درگیر طلاق مشاهده می‌شود - می‌تواند احتمال بروز مشکلات توجه را در این افراد افزایش دهد (ماگد حمزا و همکاران، ۲۰۲۳).

بر این اساس، فرزندان طلاق در برخی موارد نیازمند دریافت مداخلات روان‌شناختی و روان‌درمانی هستند تا از بروز یا تشدید مشکلات روانی و شناختی در آینده پیشگیری شود. یکی از مداخلات شناختی - هیجانی که در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران

قرار گرفته، آموزش حافظه فعال هیجانی است. حافظه فعال هیجانی به توانایی شناسایی، درک و تنظیم هیجان‌ها اشاره دارد و به عملکرد حافظه کوتاه‌مدت در فرایندهای رمزگردانی، نگهداری، دست‌کاری و بازیابی اطلاعات هیجانی مربوط می‌شود (مامرلا، ۲۰۱۴). آموزش حافظه فعال هیجانی، نوعی برنامه آموزشی مبتنی بر حافظه کاری دوگانه (دیداری و شنیداری) است که در آن، آزمودنی علاوه بر دریافت آموزش‌های شناختی از طریق محرک‌های هیجانی دیداری و شنیداری، مهارت‌های هیجانی را نیز فرا می‌گیرد (صمیمی و حسنی، ۲۰۱۶). تداوم و تمرین مستمر این آموزش می‌تواند به بهبود معنادار توانایی افراد در شناسایی، درک و تنظیم هیجان‌ها و نیز ارتقای عملکرد حافظه کوتاه‌مدت در پردازش اطلاعات هیجانی منجر شود. اگرچه ساختار حافظه فعال تا حد زیادی پایدار تلقی می‌شود، شواهد نشان می‌دهد که تقویت حافظه کاری در بافت هیجانی می‌تواند زمینه‌ساز آموزش‌پذیری بیشتر و اثربخشی بالاتر مداخلات شناختی-هیجانی باشد (شوایزر و دالاگالیش، ۲۰۱۶).

در همین راستا، نتایج پژوهش‌های پیشین حاکی از اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر بهبود برخی کارکردهای اجرایی و شاخص‌های روان‌شناختی است. به‌طور مشخص، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که این مداخله می‌تواند موجب بهبود تنظیم هیجان شود (محمدی‌نژاد مطلق و همکاران، ۲۰۱۹؛ صمیمی و حسنی، ۲۰۱۶؛ انجن و کانسک، ۲۰۱۳). همچنین، شواهدی در خصوص تأثیر مثبت آن بر کنترل و عملکرد توجه گزارش شده است (بشرپور و همکاران، ۲۰۲۰؛ ساری و همکاران، ۲۰۱۶؛ رامش و همکاران، ۲۰۱۶؛ زارع و همکاران، ۱۳۹۸). افزون بر این، برخی مطالعات کاهش سطح اضطراب را در پی آموزش حافظه فعال هیجانی گزارش کرده‌اند (صمیمی و همکاران، ۲۰۱۸؛ هدوین و ریچاردس، ۲۰۱۶؛ موبری، ۲۰۱۲).

با توجه به روند روبه‌افزایش طلاق در ایران و وقوع بخش قابل‌توجهی از طلاق‌ها در سال‌های نخست زندگی مشترک (دماری و همکاران، ۲۰۲۲)، توجه به سلامت روانی فرزندان این خانواده‌ها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. پژوهش حاضر از چند جنبه دارای نوآوری است؛ نخست، تلفیق سه حوزه مهم روان‌شناختی شامل اضطراب، تنظیم شناختی هیجان و عملکرد توجه در قالب یک برنامه آموزشی واحد؛ دوم، بهره‌گیری از آموزش حافظه فعال هیجانی به‌عنوان مداخله‌ای شناختی-هیجانی و نسبتاً نوین؛ و سوم، تمرکز بر فرزندان طلاق به‌عنوان یکی از گروه‌های آسیب‌پذیر جامعه. افزون بر این، مرور پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که تاکنون مطالعات محدودی به بررسی همزمان تأثیر مداخلات یکپارچه بر اضطراب، تنظیم شناختی هیجان و عملکرد توجه پرداخته‌اند و این مسئله بیانگر وجود خلأ پژوهشی در این حوزه است.

بر این اساس، نتایج پژوهش حاضر می‌تواند در طراحی و اجرای برنامه‌های مداخله‌ای مؤثر به‌منظور کاهش پیامدهای منفی طلاق و ارتقای سلامت روانی فرزندان خانواده‌های طلاق کاربرد داشته باشد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر تعیین اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و کاهش اضطراب در فرزندان طلاق بود.

• روش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش، شبه‌آزمایشی با طرح پیش‌آزمون-پس‌آزمون همراه با گروه کنترل و مرحله پیگیری بود. جامعه آماری پژوهش را تمامی فرزندان طلاق مشغول به تحصیل در دانشگاه شهید مدنی تبریز در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ تشکیل می‌دادند که از طریق فراخوان عمومی برای شرکت در پژوهش ثبت‌نام کردند (N=۶۹). پس از ثبت‌نام اولیه، با داوطلبان مصاحبه مقدماتی انجام شد و اهداف، فرایند اجرا و شرایط شرکت در پژوهش برای آنان تشریح گردید.

در ادامه، از میان افرادی که ملاک‌های ورود به پژوهش را دارا بودند، ۳۰ نفر به شیوه نمونه‌گیری در دسترس انتخاب و به‌صورت تصادفی در دو گروه ۱۵ نفری آزمایش و کنترل جایگزین شدند. گروه آزمایش تحت مداخله آموزش حافظه فعال هیجانی قرار گرفت، درحالی‌که گروه کنترل در طول دوره پژوهش هیچ‌گونه آموزشی دریافت نکرد و تعامل مستقیمی نیز با اعضای گروه آزمایش نداشت. ابزارهای پژوهش در سه مرحله پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری دوماه میان شرکت‌کنندگان اجرا شد.

ملاک‌های ورود به پژوهش شامل نداشتن مصرف داروهای روان‌پزشکی براساس خوداظهاری، تمایل و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش و برخورداری از شرایط لازم برای حضور در جلسات آموزشی بود. همچنین، ملاک‌های خروج شامل غیبت بیش از دو جلسه در برنامه آموزشی و تکمیل ناقص پرسشنامه‌ها در نظر گرفته شد.

به‌منظور تحلیل داده‌ها، از تحلیل واریانس با اندازه‌گیری مکرر (repeated measures ANOVA) استفاده شد و در موارد لازم، آزمون تعقیبی بونفرونی برای مقایسه زوجی میانگین‌ها به‌کار رفت. افزون‌بر گزارش سطح معناداری آماری ($P < 0.05$) اندازه اثر با استفاده از مجذور اتای جزئی (η^2_{partial}) به‌منظور تعیین شدت تأثیر مداخله و نیز فاصله اطمینان ۹۵ درصد برای برآورد دقت میانگین‌ها و تفاوت‌های مشاهده‌شده گزارش شد تا تفسیر دقیق‌تر و معتبرتری از نتایج پژوهش فراهم شود.

• ابزارها

الف) نرم‌افزار آموزش حافظه فعال هیجانی (emotional working memory training software- EWMTS): برنامه

آموزش حافظه فعال هیجانی مورد استفاده در این پژوهش، براساس الگوی ارائه‌شده توسط شوایزر و همکاران (۲۰۱۳) طراحی شد. این برنامه شامل تکلیف «N-back» هیجانی است که از مجموعه‌ای از کوشش‌های دیداری و شنیداری تشکیل می‌شود. در کوشش، یک تصویر چهره به مدت ۵۰۰ میلی‌ثانیه روی صفحه نمایش و هم‌زمان یک واژه به مدت ۵۰۰ میلی‌ثانیه از طریق هدفون ارائه می‌شود. میان ارائه هر محرک، فاصله‌ای ۲۵۰ میلی‌ثانیه‌ای در نظر گرفته شده است که طی آن آزمودنی باید با فشردن کلید مربوطه به محرک پاسخ دهد.

در این تکلیف، حدود ۶۰ درصد از واژه‌ها و تصاویر چهره دارای بار هیجانی منفی و متناسب با تجارب آسیب‌زای جامعه هدف بودند و سایر محرک‌ها از نظر هیجانی خنثی انتخاب شدند. ارائه کوشش‌ها به‌صورت تصادفی در طول جلسات آموزشی تنظیم می‌شد. همچنین، تکلیف دارای بازخورد شنیداری و دیداری بود؛ به‌گونه‌ای که در صورت پاسخ صحیح، بازخورد مثبت و در صورت پاسخ نادرست، صدایی ناخوشایند برای آزمودنی پخش می‌شد.

وظیفه آزمودنی آن بود که تشخیص دهد آیا محرک ارائه‌شده با محرک قبلی مشابه است یا خیر. در صورت مشابه بودن، شرکت‌کننده باید کلید تعیین‌شده روی لپ‌تاپ را فشار می‌داد. این فرایند هم برای محرک‌های کلامی و هم برای محرک‌های تصویری به‌صورت مشابه اجرا می‌شد.

به‌منظور حفظ عملکرد آزمودنی در سطح بهینه، سطوح دشواری تکلیف به‌صورت تطبیقی تنظیم شد. در این راستا، حد پایین عملکرد، کسب ۲۰ پاسخ صحیح از مجموع ۱۰۰ محرک هدف و حد بالای عملکرد، کسب ۶۰ پاسخ صحیح در نظر گرفته شد. بدین صورت که اگر تعداد پاسخ‌های صحیح آزمودنی بیش از ۶۰ مورد بود، یک سطح به دشواری تکلیف افزوده می‌شد و در صورتی که تعداد پاسخ‌های صحیح کمتر از ۲۰ مورد بود، یک سطح از دشواری تکلیف کاهش می‌یافت.

در تأیید روایی و اعتبار ابزارهای مرتبط با سنجش حافظه کاری، شریفی و زارع (۱۴۰۲) در پژوهشی با هدف ساخت و هنجاریابی آزمون رایانه‌ای حافظه کاری کودکان گزارش کردند که این برنامه از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب و رضایت‌بخشی در جامعه ایرانی برخوردار است.

ب) پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان (cognitive emotion regulation questionnaire- CERQ): این پرسشنامه‌ای

چندبعدی است که توسط گارنفسکی و همکاران (۲۰۰۱) تدوین‌شده و جهت شناسایی راهبردهای مقابله‌ای شناختی افراد پس از تجربه کردن وقایع با موقعیت‌های منفی مورد استفاده قرار می‌گیرد. پرسشنامه یک ابزار خود گزارشی ساده است و برای افراد ۱۲ سال به بالا به‌نجار است شامل ۳۶ پرسش طیف پنج نمره‌ای (از همیشه تا هرگز) است که در مجموع ۹ عامل را ارزیابی می‌کند (تمرکز مثبت مجدد، تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی، ارزیابی مجدد مثبت، فاجعه‌سازی، دیدگاه‌پذیری، نشخوارگری، ملامت خود، ملامت دیگران، پذیرش). در پژوهش گارنفسکی و کراج (۲۰۰۶) ضریب آلفا برای خرده‌مقیاس‌ها در دامنه ۰/۷۱ تا ۰/۸۱ گزارش شده است. همچنین در ایران، ضریب اعتبار نیز به شیوه بازآزمایی بافاصله زمانی یک‌هفته را بین ۰/۷۵ تا ۰/۸۵ گزارش کرده‌اند (زارع و سلگی، ۲۰۱۲). میزان آلفای کرونباخ این پرسشنامه در پژوهش حاضر ۰/۸۱ بود.

ج) آزمون استروپ (Stroop test- ST): آزمون استروپ یکی از ابزارهای پرکاربرد عصب‌روانشناختی برای سنجش توجه

انتخابی، بازداری شناختی و انعطاف‌پذیری شناختی است که نخستین بار توسط استروپ (۱۹۳۵) معرفی شد. این آزمون سه مرحله دارد: خواندن نام رنگ‌ها با جوهر مشکی، نام بردن رنگ محرک‌های ساده، و مرحله تضاد که در آن نام رنگ‌ها با رنگ جوهر ناسازگار نوشته

می‌شوند و فرد باید رنگ جوهر را بیان کند نه کلمه، که نیازمند مهار پاسخ خودکار است (نریمانی و همکاران، ۲۰۱۲). نمره‌دهی شامل تعداد خطا، تعداد صحیح، زمان واکنش و نمره تداخل است که از اختلاف زمان واکنش کلمات ناهم‌خوان و هم‌خوان محاسبه می‌شود (گورفین و مک‌لود، ۲۰۰۷). اعتبار آزمون برای کارت‌های اول و دوم ۰/۸۸ و برای کارت‌های سوم و چهارم ۰/۸۰ گزارش شده است (بشرپور، ۲۰۰۷). ضریب اعتبار بازآزمایی دوهفته‌ای در دانشجویان ۰/۷۱ و روایی صوری توسط متخصصان روان‌شناسی و عصب‌شناسی تأیید شده است (علیلو و همکاران، ۲۰۱۱). در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ آزمون ۰/۷۵ بود.

د) مقیاس اضطراب کتل (Cattell's anxiety scale- CAS): پرسشنامه اضطراب کتل (۱۹۶۳) ابزاری معتبر برای سنجش اضطراب آشکار و پنهان در افراد است. اضطراب آشکار شامل نشانه‌های رفتاری و هیجانی قابل مشاهده (مثل تنش و نگرانی) و اضطراب پنهان به صورت ویژگی پایداری درونی تجربه می‌شود (مثل گرایش به نگرانی). پاسخ‌ها در مقیاس لیکرت سه‌درجه‌ای (۰ تا ۲) داده می‌شوند و نمره کل (حداکثر ۸۰) میزان اضطراب کلی فرد را نشان می‌دهد. نمرات استاندارد شامل: ۰-۳ بدون اضطراب، ۴-۶ اضطراب متوسط، ۷-۸ روان‌آزرده مضطرب و ۹-۱۰ نیاز به مراجعه به درمانگر است. اعتبار مقیاس اصلی توسط کتل و اسپیر (۱۹۶۳) ۰/۷۸ گزارش شد و سالاری‌فر و پوراعتماد (۲۰۱۲) آلفای کرونباخ برای اضطراب صفت ۰/۵۹، اضطراب حالت ۰/۶۹ و کل مقیاس ۰/۷۷ محاسبه کردند. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ ۰/۷۹ بود.

• یافته‌ها

در پژوهش حاضر، ۳۰ نفر شرکت داشتند که به دو گروه ۱۵ نفره آزمایش و کنترل تقسیم شدند. میانگین سنی گروه آزمایش ۲۰/۲۶ ± ۳/۷۵ سال و گروه کنترل ۲۱/۰۶ ± ۳/۱۷ سال بود. از نظر تحصیلات، در گروه آزمایش ۱۳ نفر (۸۶/۷ درصد) دارای مدرک لیسانس، ۱ نفر (۶/۷ درصد) کارشناسی ارشد و ۱ نفر (۶/۷ درصد) دکتری بودند؛ در گروه کنترل نیز ۸ نفر (۵۳/۳ درصد) لیسانس، ۵ نفر (۳۳/۳ درصد) کارشناسی ارشد و ۲ نفر (۱۳/۳ درصد) دکتری داشتند. در ادامه، شاخص‌های آمار توصیفی شامل میانگین و انحراف معیار هر یک از متغیرهای پژوهش بررسی و گزارش شده است.

جدول ۱. میانگین و انحراف معیار متغیرها برحسب زمان اندازه‌گیری متغیرها و به تفکیک گروه‌ها

	آزمایش			کنترل		
	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	پیگیری	پیش‌آزمون	پس‌آزمون	پیگیری
سرزنش خود	۱۳/۸۷ (۱/۰۶)	۱۶/۶۷ (۱/۱۱)	۶/۲۰ (۰/۹۴)	۱۴/۳۳ (۱/۱۷)	۱۴/۰۶ (۰/۸۸)	۱۳/۸۶ (۰/۷۴)
سرزنش دیگران	۱۴/۷۳ (۰/۷۹)	۷/۰۰ (۰/۹۲)	۶/۳۳ (۰/۸۹)	۱۴/۶۰ (۱/۰۵)	۱۴/۱۳ (۰/۷۴)	۱۳/۵۳ (۰/۶۳)
نشخوار فکری	۱۵/۲۰ (۰/۷۷)	۷/۸۰ (۰/۷۷)	۷/۳۳ (۰/۸۱)	۱۵/۰۰ (۱/۰۶)	۱۴/۲۶ (۱/۰۹)	۱۳/۸۶ (۰/۹۹)
فاجعه‌سازی	۱۴/۱۳ (۱/۱۸)	۷/۴۶ (۰/۶۳)	۷/۰۶ (۰/۸۸)	۱۴/۶۰ (۱/۱۲)	۱۳/۹۳ (۰/۷۹)	۱۳/۴۰ (۰/۹۸)
ارزیابی مجدد	۶/۹۳ (۰/۸۸)	۱۳/۴۰ (۱/۱۸)	۱۴/۰۰ (۱/۱۳)	۷/۳۳ (۰/۸۱)	۷/۶۶ (۰/۸۱)	۸/۳۳ (۰/۹۷)
پذیرش	۷/۶۶ (۰/۶۱)	۱۳/۷۳ (۰/۷۹)	۱۴/۱۳ (۱/۰۶)	۷/۳۳ (۰/۹۷)	۷/۴۶ (۰/۷۴)	۸/۰۰ (۰/۷۵)
تمرکز مثبت	۸/۰۰ (۱/۱۹)	۱۳/۳۳ (۱/۴۴)	۱۳/۸۰ (۱/۷۴)	۸/۶۶ (۰/۷۲)	۹/۰۶ (۰/۹۶)	۹/۲۰ (۱/۰۸)
برنامه‌ریزی	۷/۶۰ (۰/۹۸)	۱۴/۲۶ (۱/۰۹)	۱۴/۶۰ (۱/۱۲)	۷/۸۰ (۰/۶۷)	۸/۲۰ (۰/۸۶)	۸/۵۳ (۰/۷۴)
اتخاذ دیدگاه	۷/۸۰ (۰/۷۷)	۱۴/۲۶ (۱/۰۹)	۱۴/۶۰ (۱/۱۸)	۷/۹۳ (۰/۷۹)	۸/۸۰ (۰/۵۶)	۹/۳۳ (۰/۶۱)
اضطراب	۵۴/۴۰ (۸/۱۳)	۴۲/۴۰ (۸/۱۵)	۴۰/۳۳ (۷/۵۳)	۵۲/۲۶ (۸/۲۳)	۵۱/۱۳ (۷/۸۱)	۵۰/۱۳ (۸/۰۲)
درست هم‌خوان	۳۶/۹۷ (۲/۶۱)	۴۲/۵۹ (۳/۲۸)	۴۲/۷۳ (۲/۵۲)	۳۶/۳۳ (۲/۰۸)	۳۶/۷۶ (۲/۸۰)	۳۷/۲۰ (۲/۷۳)
محرک هم‌خوان	۸۶/۸۰ (۲/۸۱)	۸۳/۹۶ (۱/۷۰)	۸۳/۸۸ (۱/۰۳۶)	۸۵/۹۰ (۱/۸/۲۶)	۸۶/۰۸ (۱/۷/۰۷)	۸۵/۶۸ (۱۵/۳۳)
درست ناهم‌خوان	۳۷/۶۰ (۲/۲۷)	۴۴/۳۰ (۴/۱۵)	۴۴/۰۱ (۳/۴۱)	۳۸/۲۵ (۲/۷۶)	۳۹/۲۴ (۲/۹۵)	۳۸/۹۳ (۲/۶۸)
محرک ناهم‌خوان	۹۰/۵۹ (۲۹/۲۲)	۸۶/۳۸ (۲۶/۰۷)	۸۵/۴۰ (۳۹/۱۲)	۸۸/۰۸ (۳۷/۰۳)	۸۹/۶۵ (۳۵/۹۳)	۸۹/۵۵ (۳۶/۰۴)

همان‌گونه که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین و انحراف معیار هریک از متغیرهای پژوهش گزارش شده است. به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از تحلیل کوواریانس استفاده شد. پیش از اجرای این تحلیل، مفروضه‌های لازم برای به کارگیری آن بررسی شد که نتایج حاصل در ادامه ارائه شده است.

نتایج آزمون شاپیرو-ویلک برای بررسی نرمال بودن توزیع داده‌ها نشان داد که توزیع نمرات در اغلب متغیرها از توزیع نرمال پیروی می‌کند ($p > 0.05$). با این حال، در برخی از سنج‌ها از جمله پس‌آزمون و پیگیری اضطراب، پیش‌آزمون و پس‌آزمون پاسخ‌های درست هم‌خوان، پیش‌آزمون و پس‌آزمون و پیگیری پاسخ‌های درست ناهم‌خوان و همچنین در پیگیری محرک‌های ناهم‌خوان، مفروضه نرمال بودن نقض شد ($P < 0.05$). آزمون لون برای همگنی واریانس‌ها نیز بیانگر آن بود که این پیش‌فرض در اکثر متغیرها برقرار است ($P < 0.05$)، اما در پس‌آزمون و پیگیری مؤلفه اتخاذ دیدگاه، تفاوت معناداری در واریانس گروه‌ها مشاهده گردید ($P < 0.05$). افزون‌بر این، آزمون کرویت موچلی نشان داد که شرط کرویت برای بیشتر مؤلفه‌ها نقض شده است ($P < 0.05$) و تنها در مؤلفه پیگیری نشخوار فکری این فرض رعایت شد.

در مرحله بعد، نتایج آزمون‌های چندمتغیری (مانند اثر پیلای، لامبدای ویلکز، اثر هتلینگ و بزرگ‌ترین ریشه روی) نشان داد که بین گروه آزمایش و کنترل دست‌کم در یکی از متغیرهای وابسته تفاوت معناداری وجود دارد ($P < 0.05$). از آنجا که آزمون همگنی ماتریس کوواریانس معنادار نبود ($P > 0.05$)، مفروضه همگنی ماتریس کوواریانس‌ها مورد تأیید قرار گرفت. بر این اساس و با توجه به قدرت بیشتر، در تحلیل واریانس با اندازه‌گیری‌های مکرر، از شاخص اثر پیلای برای تفسیر نتایج استفاده شد. به این ترتیب، با توجه به رعایت پیش‌فرض‌ها، از آزمون تحلیل واریانس با اندازه‌گیری‌های مکرر استفاده شد (جدول ۲).

نتایج آزمون چندمتغیری نشان داد اثر تعامل گروه در زمان اندازه‌گیری معنادار بود، بنابراین برای پیگیری اثر تعامل از آزمون‌های تک‌متغیری استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که در پیش‌آزمون، تفاوت معناداری بین گروه‌ها وجود نداشت، اما پس از مداخله، در پس‌آزمون و پیگیری، تفاوت میانگین‌ها در تمامی متغیرها معنادار شد. به‌طوری‌که مؤلفه‌های ارزیابی مجدد، پذیرش، تمرکز مثبت، برنامه‌ریزی، اتخاذ دیدگاه و پاسخ‌های درست هم‌خوان و ناهم‌خوان افزایش و مؤلفه‌های سرزنش خود، سرزنش دیگران، نشخوار فکری، فاجعه‌سازی، اضطراب و پاسخ به محرک‌ها کاهش معناداری در پس‌آزمون و پیگیری نشان دادند. بررسی جزئی‌تر تفاوت میان مراحل با آزمون تعقیبی بنفرونی انجام شد (جدول ۳).

نتایج آزمون تعقیبی بنفرونی نشان داد که آموزش حافظه فعال هیجانی به‌طور معنادار راهبردهای ناسازگار تنظیم شناختی هیجان (سرزنش خود، سرزنش دیگران، نشخوار فکری و فاجعه‌سازی) را کاهش داد و این کاهش حتی بین پس‌آزمون و پیگیری نیز پایدار و تقویت‌شده بود. درمقابل، راهبردهای سازگار (ارزیابی مجدد، پذیرش، برنامه‌ریزی و اتخاذ دیدگاه) افزایش معناداری داشتند و این افزایش بین پس‌آزمون و پیگیری نیز حفظ شد، به استثنای تمرکز مثبت که تغییر آن بین پس‌آزمون و پیگیری معنادار نبود. همچنین، سطح اضطراب کاهش معناداری از پیش‌آزمون به پس‌آزمون و پیگیری نشان داد و اثر کاهش بین پس‌آزمون و پیگیری نیز قابل توجه بود، که بیانگر پایداری و تقویت اثر آموزش است. در عملکرد توجه آزمون استروپ، نمرات پاسخ‌های درست هم‌خوان و ناهم‌خوان و محرک‌های هم‌خوان از پیش‌آزمون به پس‌آزمون و پیگیری بهبود معناداری داشتند، اما تغییرات بین پس‌آزمون و پیگیری معنادار نبود و تنها در محرک‌های ناهم‌خوان نیز افزایش مرحله پیگیری نسبت به پس‌آزمون معنادار نبود، که نشان‌دهنده پایداری اثر آموزش بر عملکرد توجه است ($P < 0.05$).

جدول ۲. نتایج آزمون تحلیل کوواریانس تک متغیری جهت بررسی اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و

اضطراب

منبع	درجه آزادی	میانگین مجذورات	F	سطح معناداری	مجذور اتا
Intercept	۱	۱۱۹۰۲/۵۰	۵۰۵۲/۹۵	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹
گروه	۱	۶۰۳/۲۱	۲۵۶/۰۸	۰/۰۰۰۱	۰/۹۰
خطا	۲۸	۲/۳۶			
Intercept	۱	۱۲۳۶۶/۹۴	۸۶۶۶/۴۹	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹
گروه	۱	۵۰۴/۱۰	۳۵۳/۲۶	۰/۰۰۰۱	۰/۹۲
خطا	۲۸	۱/۴۲			
Intercept	۱	۱۳۴۹۳/۳۸	۶۶۲۵/۷۴	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹
گروه	۱	۴۰۹/۶۰	۲۰۱/۱۳	۰/۰۰۰۱	۰/۸۸
خطا	۲۸	۲/۰۴			
Intercept	۱	۱۲۴۶۰/۹۰	۶۲۲۰/۵۷	۰/۰۰۰۱	۰/۹۹

۰/۸۹	۰/۰۰۰۱	۲۱۵/۶۵	۴۴۰/۰۱	۱	گروه	
			۲/۰۰	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۴۲۹۳/۱۰	۸۳۱۳/۶۱	۱	Intercept	
۰/۸۵	۰/۰۰۰۱	۱۵۶/۲۱	۳۰۲/۵۰	۱	گروه	ارزیابی مجدد
			۱/۹۴	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۶۱۵۳/۱۳	۸۵۰۶/۹۴	۱	Intercept	
۰/۹۱	۰/۰۰۰۱	۲۹۳/۱۹	۴۰۵/۳۴	۱	گروه	پذیرش
			۱/۳۸	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۳۶۹۹/۵۹	۹۶۳۰/۶۸	۱	Intercept	
۰/۷۰	۰/۰۰۰۱	۶۴/۵۸	۱۶۸/۱۰	۱	گروه	تمرکز مثبت
			۲/۶۰	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۴۷۸۰/۲۴	۹۳۰۲/۵۰	۱	Intercept	
۰/۸۷	۰/۰۰۰۱	۱۸۲/۹۴	۳۵۶/۰۱	۱	گروه	برنامه‌ریزی
			۱/۹۵	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۷۱۰۸/۲۲	۹۸۳۸/۶۸	۱	Intercept	
۰/۸۸	۰/۰۰۰۱	۲۰۲/۹۴	۲۸۰/۹۰	۱	گروه	اتخاذ دیدگاه
			۱/۳۸	۲۸	خطا	
۰/۹۷	۰/۰۰۰۱	۱۱۸۳/۹۹	۲۰۶۷۸۴/۴۰	۱	Intercept	
۰/۱۶	۰/۰۳	۵/۴۲	۹۴۷/۳۸	۱	گروه	اضطراب
			۱۷۴/۶۵	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۷۰۵۵/۹۲	۱۳۵۲۷۰/۸۵۶	۱	Intercept	
۰/۴۰	۰/۰۰۰۱	۱۸/۷۷	۳۵۹/۷۶۰	۱	گروه	درست هم‌خوان
			۱۹/۱۷	۲۸	خطا	
۱/۰۰	۰/۰۰۰۱	۱۱۱۱۱۴/۷۳	۶۵۲۵۴۰۰۴/۲۷	۱	Intercept	
۰/۲۹	۰/۰۰۲	۱۱/۳۶	۶۶۷۲/۰۶	۱	گروه	محرک هم‌خوان
			۵۸۷/۲۷	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۶۱۵۵/۹۳	۱۴۶۸۴۰/۲۷	۱	Intercept	
۰/۲۵	۰/۰۰۵	۹/۴۶	۲۲۵/۷۲	۱	گروه	درست ناهم‌خوان
			۲۳/۸۵	۲۸	خطا	
۰/۹۹	۰/۰۰۰۱	۲۵۷۸۵/۰۷	۷۰۵۰۵۴۷۲/۸۲	۱	Intercept	
۰/۱۵	۰/۰۴	۴/۸۲	۱۳۱۷۶/۴۲	۱	گروه	محرک ناهم‌خوان
			۲۷۳۴/۳۵	۲۸	خطا	

جدول ۳. نتایج آزمون‌های پیگیری میانگین گروه‌ها در سه زمان پیش‌آزمون، پس‌آزمون و پیگیری متغیرهای مورد بررسی

متغیر	زمان آزمون‌ها	میانگین	انحراف معیار	سطح معناداری
سرزنش خود	۲۱	۳/۷۳	۰/۱۷	۰/۰۰۱
	۳۱	۴/۰۷	۰/۱۷	۰/۰۰۱
	۳۲	۰/۳۳	۰/۰۹	۰/۰۲
سرزنش دیگران	۲۱	۴/۱۰	۰/۱۸	۰/۰۰۱
	۳۱	۴/۷۳	۰/۱۸	۰/۰۰۱
	۳۲	۰/۶۳	۰/۱۱	۰/۰۰۱
نشخوار فکری	۲۱	۴/۰۷	۰/۱۲	۰/۰۰۱
	۳۱	۴/۵۰	۰/۱۶	۰/۰۰۱
	۳۲	۰/۴۳	۰/۱۴	۰/۰۱
فاجعه‌سازی	۲۱	۳/۶۷	۰/۱۸	۰/۰۰۱
	۳۱	۴/۱۳	۰/۱۸	۰/۰۰۱
	۳۲	۰/۴۷	۰/۰۹	۰/۰۰۱
ارزیابی مجدد	۲۱	-۳/۴۰	۰/۱۹	۰/۰۰۱
	۳۱	-۴/۰۳	۰/۲۰	۰/۰۰۱
	۳۲	-۰/۶۳	۰/۱۲	۰/۰۰۱

۰/۰۰۱	۰/۱۷	-۳/۱۰	۲۱	
۰/۰۰۱	۰/۱۸	-۳/۵۷	۳۱	پذیرش
۰/۰۰۱	۰/۱۱	-۰/۴۷	۳۲	
۰/۰۰۱	۰/۲۹	-۲/۸۷	۲۱	
۰/۰۰۱	۰/۳۲	-۳/۱۷	۳۱	تمرکز مثبت مجدد
۰/۰۰۸	۰/۱۳	-۰/۳۰	۳۲	
۰/۰۰۱	۰/۱۳	-۳/۵۳	۲۱	
۰/۰۰۱	۰/۱۹	-۳/۸۷	۳۱	برنامه‌ریزی
۰/۰۰۲	۰/۱۱	-۰/۳۳	۳۲	
۰/۰۰۱	۰/۱۹	-۳/۶۷	۲۱	
۰/۰۰۱	۰/۲۱	-۴/۱۰	۳۱	اتخاذ دیدگاه
۰/۰۰۱	۰/۱۰	-۰/۴۳	۳۲	
۰/۰۰۱	۰/۴۳	۷/۳۷	۲۱	
۰/۰۰۱	۰/۴۸	۸/۸۳	۳۱	اضطراب
۰/۰۰۱	۰/۲۱	۱/۴۷	۳۲	
۰/۰۰۰۱	۰/۳۷	-۳/۰۲۲	۲۱	
۰/۰۰۰۱	۰/۳۲	-۳/۳۱	۳۱	درست هم‌خوان
۰/۳۴	۰/۱۸	-۰/۲۸۶	۳۲	
۰/۰۰۰۱	۲/۹۹	۱۴/۴۱	۲۱	
۰/۰۰۰۱	۲/۹۱	۱۳/۵۲	۳۱	محرك هم‌خوان
۰/۹۸	۰/۸۹	-۰/۸۷	۳۲	
۰/۰۰۰۱	۰/۴۸	-۳/۸۵	۲۱	
۰/۰۰۰۱	۰/۴۶	-۳/۵۴	۳۱	درست ناهم‌خوان
۰/۶۴	۰/۲۴	-۰/۳۰	۳۲	
۰/۰۰۱	۵/۱۶	۲۰/۶۷	۲۱	
۰/۰۰۱	۶/۴۰	۲۵/۰۵	۳۱	محرك ناهم‌خوان
۰/۵۶	۳/۲۵	۴/۳۹	۳۲	

۱ = پیش‌آزمون؛ ۲ = پس‌آزمون؛ ۳ = پیگیری

• بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و کاهش اضطراب در فرزندان طلاق انجام شد. یافته‌های پژوهش نشان داد که آموزش حافظه فعال هیجانی بر بهبود تنظیم شناختی هیجان اثربخش است. این یافته با نتایج پژوهش دیوتوت و همکاران (۲۰۲۰) همسو است که نشان دادند آموزش حافظه فعال می‌تواند توانایی‌های مرتبط با تنظیم هیجان را ارتقا دهد.

در تبیین این یافته می‌توان بیان کرد که حافظه فعال و کنترل شناختی هیجان ارتباط تنگاتنگی با یکدیگر دارند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که نقص در کنترل شناختی، تکانشگری و حافظه کاری با اختلال در شبکه‌های عصبی میانجی تنظیم هیجان مرتبط است (آیویرلی و همکاران، ۲۰۱۲). از این منظر، آموزش مستمر حافظه فعال می‌تواند از طریق فعال‌سازی و تقویت شبکه‌های پیشانی - آهیانه‌ای مغز، به‌ویژه قشر پیش‌پیشانی خلفی - جانبی و قشر کمربندی قدامی، موجب بهبود عملکرد حافظه فعال و افزایش کنترل شناختی شود (شوایزر و همکاران، ۲۰۱۶؛ انجن و کانسک، ۲۰۱۳). درنتیجه، افراد توانایی بیشتری در مهار واکنش‌های هیجانی و تنظیم مطلوب هیجان‌های خود به‌دست می‌آورند. افزون‌بر این، شواهد عصب‌روان‌شناختی نشان می‌دهد که میان شبکه‌های عصبی دخیل در حافظه فعال هیجانی و تنظیم هیجان هم‌پوشانی قابل‌توجهی وجود دارد؛ بنابراین، تقویت حافظه فعال می‌تواند به‌صورت غیرمستقیم موجب ارتقای تنظیم هیجانی شود. یافته

دیگر پژوهش حاضر نشان داد که آموزش حافظه فعال هیجانی موجب بهبود عملکرد توجه در شرکت‌کنندگان شده است. در تبیین این نتیجه می‌توان گفت فرزندان طلاق معمولاً در معرض تنش‌ها و فشارهای هیجانی متعددی قرار دارند و این شرایط می‌تواند ظرفیت محدود حافظه فعال آنان را به‌سرعت اشباع کرده و درنهایت، به کاهش تمرکز و افت عملکرد توجه منجر شود (کرهینا و همکاران،

۲۰۲۳). آموزش حافظه فعال هیجانی، از طریق تمرکز بر محرک‌های هیجانی و انجام تمرین‌های هم‌زمان دیداری و شنیداری، توانایی رمزگردانی، نگهداری و بازیابی اطلاعات هیجانی را ارتقا می‌دهد و موجب افزایش انعطاف‌پذیری شناختی می‌شود. این بهبود در ظرفیت پردازش اطلاعات می‌تواند کارکردهای توجهی از جمله توجه انتخابی، بازداری پاسخ‌های نامتناسب و حفظ توجه پایدار در برابر محرک‌های مزاحم را تقویت کند (بشرپور و همکاران، ۲۰۲۰).

در همین راستا، پژوهش‌های پیشین نیز نشان داده‌اند که آموزش حافظه فعال هیجانی می‌تواند موجب بهبود کنش‌های اجرایی، به‌ویژه کنترل توجه، شود (رامش و همکاران، ۲۰۱۶). بر این اساس، می‌توان استدلال کرد که فرض بنیادی آموزش حافظه فعال بر این اصل استوار است که تقویت شبکه‌های عصبی مرتبط با کارکردهای شناختی و هیجانی، به‌ویژه در نواحی پیش‌پیشانی و پیشانی - آهیانه‌ای مغز، می‌تواند به بهبود عملکرد توجه بینجامد.

همچنین، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که آموزش حافظه فعال هیجانی موجب کاهش اضطراب در فرزندان طلاق می‌شود. این یافته را می‌توان با نقش حافظه فعال هیجانی در پردازش و مدیریت اطلاعات عاطفی تبیین کرد. آموزش مذکور به افراد کمک می‌کند تا تجربه‌های هیجانی منفی را بهتر شناسایی، بازسازی شناختی و کنترل کنند. همچنین، توانایی سازمان‌دهی و دست‌کاری اطلاعات هیجانی در حافظه فعال، زمینه مدیریت مؤثرتر پاسخ‌های شناختی و جسمانی مرتبط با اضطراب را فراهم می‌سازد.

علاوه بر این، تمرکز بر محرک‌های هیجانی و استفاده از تمرین‌های چندحسی در آموزش حافظه فعال هیجانی، می‌تواند ظرفیت مقابله با استرس و اضطراب ناشی از تغییرات خانوادگی و کاهش حمایت‌های اجتماعی را افزایش دهد و در نهایت به ارتقای سلامت روانی فرزندان طلاق منجر شود. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های پیشین نیز هم‌خوانی دارد؛ به‌گونه‌ای که محمدی‌نژاد مطلق و همکاران (۲۰۱۹) اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی را بر تقویت تنظیم شناختی هیجان نوجوانان گزارش کردند، هرچند عملکرد توجه را به‌صورت مستقیم بررسی نکردند. همچنین، بشرپور و همکاران (۲۰۲۰) بهبود عملکرد توجه کودکان را در پی این آموزش نشان دادند، اما متغیرهای اضطراب و تنظیم هیجان را به‌صورت جامع مورد بررسی قرار ندادند. افزون‌بر این، صمیمی و حسنی (۲۰۱۶) کاهش اضطراب نوجوانان را گزارش کردند، با این تفاوت که جامعه پژوهش آنان شامل نوجوانان عادی و فاقد تجربه طلاق والدین بود.

بنابراین، پژوهش حاضر با بررسی هم‌زمان اضطراب، تنظیم شناختی هیجان و عملکرد توجه در گروه آسیب‌پذیر فرزندان طلاق، توانسته است بخشی از خلأ موجود در پیشینه پژوهشی این حوزه را پوشش دهد و شواهد تازه‌ای درباره اثربخشی آموزش حافظه فعال هیجانی در این جمعیت ارائه کند.

• نتیجه‌گیری

نتایج نشان می‌دهد آموزش حافظه فعال هیجانی به‌طور هم‌زمان تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و اضطراب فرزندان طلاق را بهبود می‌بخشد. این اثرات از طریق تقویت حافظه فعال، عملکرد زیرسیستم‌های عصبی پیشانی - آهیانه‌ای و افزایش انعطاف‌پذیری شناختی ایجاد می‌شوند و توانایی کنترل هیجانات، توجه انتخابی و مقابله با استرس را ارتقا می‌دهند. یافته‌ها حاکی از آن است که این مداخله، رویکردی جامع و مؤثر برای ارتقای سلامت روانی و توانمندسازی هیجانی و شناختی در گروه‌های آسیب‌پذیر محسوب می‌شود و خلأ پژوهش‌های پیشین را پر می‌کند.

پژوهش حاضر با وجود نشان دادن اثر مثبت آموزش حافظه فعال هیجانی بر تنظیم شناختی هیجان، عملکرد توجه و کاهش اضطراب در فرزندان طلاق، محدودیت‌هایی مانند اندازه نمونه کوچک، انتخاب نمونه از یک دانشگاه، پیگیری کوتاه‌مدت و نبود کنترل عوامل محیطی و خانوادگی دارد. پژوهش‌های آینده باید با نمونه بزرگ‌تر، طراحی طولی و بررسی گروه‌های اجتماعی و فرهنگی متنوع انجام شوند. از نظر کاربردی، توصیه می‌شود برنامه‌های آموزشی و مشاوره‌ای شامل تمرین‌های حافظه فعال هیجانی، تقویت تنظیم هیجانی و توجه چندحسی برای فرزندان طلاق طراحی شود و والدین، مربیان و مراکز آموزشی با آگاهی‌بخشی و حمایت‌های هدف‌مند، محیطی حمایتی برای کاهش پیامدهای روانی طلاق فراهم کنند.

• تعارض منافع

نویسندگان این پژوهش اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافی با یکدیگر ندارند.

• تشکر و قدردانی

نویسندگان از تمامی افرادی که در انجام این پژوهش آنان را یاری رساندند، صمیمانه قدردانی و تشکر می‌کنند.

• منابع

- آجیل‌چی، ب.، احدی، ح.، نجاتی، و.، و دلاور، ع. (۱۳۹۲). کارکردهای اجرایی در افراد افسرده و غیر افسرده. نشریه روان‌شناسی بالینی: نوآوری‌ها در پژوهش و عمل، ۵(۲)، ۷۷. <https://www.magiran.com/p/1171525>
- بشرپور، س.، ذکی‌بخش محمدی، ن.، نریمانی، م.، و کرد، م. (۱۳۹۹). اثربخشی آموزش حافظه کاری هیجانی بر عدم تقارن بتا در بین مناطق پیشانی دو نیمکره مغزی افراد مبتلا به اختلال شخصیت مرزی. مجله علوم اعصاب شفای خاتم، ۸(۲)، ۶۳-۵۵. <http://shafayekhatam.ir/article-fa.html?۲۰۶۹-۱>
- سالاری‌فر، م. ح.، و پوراعتماد، ح. (۱۳۹۰). رابطه باورهای فراشناختی با اختلال افسردگی و اضطراب. مجله علمی پژوهشی یافته، ۱۳(۴)، ۳۸-۲۹. <http://yafte.lums.ac.ir/article-fa.html?۶۴۰-۱>
- جعفرارزاده، د.، شریعتمداری، ا.، و قره‌داغی، ا. (۱۴۰۰). توصیف تجارب زیسته کودکان از طلاق عاطفی والدین. پژوهش‌های راهبردی مسائل اجتماعی، ۱۰(۴)، ۱۱۷-۱۴۰. <https://doi.org/10.22108/srsp.10.22108>
- رامش، س.، صمیمی، ز.، میردورقی، ف.، حیرتی، ح.، و پارویی، م. (۱۳۹۵). اثربخشی آموزش حافظه کاری هیجانی بر بهبود نشانگان اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی. مطالعات روان‌شناختی، ۱۲(۳)، ۴۶-۲۷. <https://doi.org/10.22051/psy.10.22051>
- زارع، ح.، شریفی، ع. ا.، و حشمدار، س. (۱۳۹۸). اثر توان‌بخشی شناختی رایانه‌ای بر بهبود اختلال شناختی خفیف و ظرفیت حافظه کاری. مجله روان‌شناسی، ۲۳(۴)، ۳۷۱-۳۸۷. <http://www.iranapsy.ir/Article/FullText۲۱۶۳>
- زارع، ح.، و سلگی، ز. (۱۳۹۱). بررسی رابطه راهبردهای تنظیم شناختی هیجان با افسردگی، اضطراب و استرس در دانشجویان. فصلنامه پژوهش در سلامت روان‌شناختی، ۶(۳)، ۱۹. <https://magiran.com/p/1141940>
- شریفی، ع. ا.، و زارع، ح. (۱۴۰۲). ساخت و هنجاریابی آزمون رایانه‌ای حافظه کاری کودکان. مجله روان‌شناسی، ۲۷(۴)، ۳۶۵-۳۷۴. <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/۳۲۶۱>
- صمیمی، ز.، فرید، ا.، حبیبی‌کلپور، ر.، و مصرآبادی، ج. (۱۳۹۸). مقایسه اثربخشی آموزش حافظه کاری هیجانی و آموزش حافظه کاری خنثی بر کارکردهای شناختی و علائم اضطراب امتحان دانشجویان. روان‌شناسی شناختی، ۷(۲)، ۵۲-۶۸. <https://sid.ir/paper/fa394772>
- فرامرزی، پ. (۱۳۸۵). تأثیر آموزش مهارت‌های زندگی بر کاهش اضطراب و افزایش مسئولیت‌پذیری معلمان خودمعرف سازمان بهزیستی شهرستان مسجدسلیمان [پایان‌نامه کارشناسی ارشد منتشر نشده]. دانشگاه اهواز.
- فرزادفرد، ا. (۱۳۹۱). تأثیر تلفیق بازی و داستان هدفمند بر افزایش دقت و تمرکز کودکان پیش‌دبستانی [پایان‌نامه کارشناسی ارشد منتشر نشده]. دانشگاه فردوسی مشهد.
- قمری گیوی، ح.، بشرپور، س.، و نریمانی، م. (۱۳۸۷). مقایسه پردازش خودکار و کنترل شده اطلاعات در افراد مبتلا به اختلال افسردگی اساسی و افراد بهنجار و بررسی تأثیر داروهای ضد افسردگی بر این متغیرها. مطالعات روان‌شناختی، ۴(۱)، ۸۷-۱۰۴. <https://doi.org/10.22051/psy.10.22051>
- محمدی‌نژاد مطلق، م.، طالع‌پسند، س.، و رحیمیان بوگر، ا. (۱۴۰۰). اثربخشی آموزش حافظه کاری هیجانی بر توانایی مهار عاطفه و تنظیم هیجان در زنان خیانت‌دیده. مجله دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی، ۱۹(۲)، ۲۲۴-۲۱۳. <http://sjsph.tums.ac.ir/article--fa.html?۶۰۲۸-۱>
- محمودعلیلو، م.، حمیدی، ص.، و شیروانی، ا. (۱۳۹۰). مقایسه کارکردهای اجرایی و توجه پایدار در دانشجویان دارای علائم وسواسی-اجباری، اسکیزوتیپی بالا و علائم همپوش با گروه بهنجار. تحقیقات علوم رفتاری، ۹(۳)، ۲۲۱-۲۱۶. <https://sid.ir/paper/fa106491>
- مرادی، ش.، و اخانی، ا. (۱۳۹۸). مقایسه اختلال‌های روان‌شناختی فرزندان طلاق با هم‌تایان عادی. رویش روان‌شناسی، ۸(۱۱)، ۱۱۱-۱۱۸. <http://frooyesh.ir/article-html?۲۷۳-۱>

- نریمانی، م.، پوراسمعی، ا.، غن‌دلیب کورایم، م.، و آقاجانی، س. (۱۳۹۱). مقایسه عملکرد استروپ در دانش‌آموزان دارای اختلال یادگیری با دانش‌آموزان عادی. *ناتوانی‌های یادگیری*، ۲(۱)، ۱۵۸-۱۳۸. <https://doi.org/jld-۹-۷-۹۱-۱-۲>
- Aghajanian, A., & Thompson, V. (2013). Recent Divorce Trend in Iran. *Journal of Divorce & Remarriage*, 54(2), 112–125. <https://doi.org/10.1080/10502556.2012.752687>
- American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed., text rev.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787>
- Aupperle, R. L., Melrose, A. J., Stein, M. B., & Paulus, M. P. (2012). Executive function and PTSD: Disengaging from trauma. *Neuropharmacology*, 62(2), 686–694. <https://doi.org/10.1016/j.neuropharm.2011.02.008>
- Beloe, P., & Derakshan, N. (2019). Adaptive working memory training can reduce anxiety and depression vulnerability in adolescents. *Developmental Science*, 23(4), e12831. <https://doi.org/10.1111/desc.12831>
- Bouragui, K. El. (2017). Processing of Emotional Facial Expressions (EFE) in Paediatric Anxiety: Are Child Faces More Noteworthy than Adult Faces? *Acta Psychopathologica*, 03(04). <https://doi.org/10.4172/2469-6676.100106>
- Cattell, R. B., & Scheier, I. H. (1963). *Handbook for the IPAT Anxiety Scale Questionnaire: Self analysis form*. Institute for Personality and Ability Testing.
- Damari, B., Masoudi Farid, H., Hajebi, A., Derakhshannia, F., & Ehsani-Chimeh, E. (2022). Divorce Indices, Causes, and Implemented Interventions in Iran. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 28(1), 76–89. <https://doi.org/10.32598/ijpcp.28.1.3455.1>
- Dilla, Y. R., & Rudi Diffren Wado. (2024). Understanding the Impact of Parental Divorce on Emotional Development in Early Adolescents: A Mixed-Methods Exploration. *Acta Psychologia*, 3(2), 81–88. <https://doi.org/10.35335/psychologia.v3i2.61>
- du Toit, S. A., Kade, S. A., Danielson, C. T., Schweizer, S., Han, J., Torok, M., & Wong, Q. J. J. (2020). The effect of emotional working memory training on emotional and cognitive outcomes in individuals with elevated social anxiety. *Journal of Affective Disorders*, 261, 76–83. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.09.085>
- Engen, H., & Kanske, P. (2013). How Working Memory Training Improves Emotion Regulation: Neural Efficiency, Effort, and Transfer Effects. *Journal of Neuroscience*, 33(30), 12152–12153. <https://doi.org/10.1523/jneurosci.2115-13.2013>
- Frimmel, W., Halla, M., & Winter-Ebmer, R. (2024). How does parental divorce affect children's long-term outcomes? *Journal of Public Economics*, 239, 1–10. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2024.105201>
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006). Relationships between cognitive emotion regulation strategies and depressive symptoms: A comparative study of five specific samples. *Personality and Individual Differences*, 40(8), 1659–1669. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.12.009>
- Garnefski, N., Koopman, H., Kraaij, V., & ten Cate, R. (2009). Brief report: Cognitive emotion regulation strategies and psychological adjustment in adolescents with a chronic disease. *Journal of Adolescence*, 32(2), 449–454. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2008.01.003>
- Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30(8), 1311–1327. [https://doi.org/10.1016/s0191-8869\(00\)00113-6](https://doi.org/10.1016/s0191-8869(00)00113-6)
- Gorfein, D. S., & MacLeod, C. M. (2007). *Inhibition in cognition*. American Psychological Association. <https://psycnet.apa.org/books/TOC/11587>
- Hadwin, J. A., & Richards, H. J. (2016). Working Memory Training and CBT Reduces Anxiety Symptoms and Attentional Biases to Threat: A Preliminary Study. *Frontiers in Psychology*, 7. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00047>
- Hassanpour, M., & Pourmohammad, P. (2025). Associations between emotional dysregulation, repetitive negative thoughts, and a sense of self-continuity with post-divorce adjustment in divorced women. *Women's Health Bulletin*, 12(2), 79–89. <https://doi.org/10.30476/whb.2025.104792.1325>
- Hauffe, V., Vierrath, V., Tuschen-Caffier, B., & Schmitz, J. (2024). Daily-life reactivity and emotion regulation in children with social anxiety disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 106, 102907. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2024.102907>
- Heath, A. J. (2018). *Emotional working memory training, work demands, stress and anxiety in cognitive performance and decision-making under uncertainty*. Linnaeus University.
- Hu, H., Wu, T., Wang, S., Chen, P., Zhang, J., & Zhao, X. (2021). Association Between Family Structure and Anxiety Disorder Among Pre-schoolers: A Cross-Sectional Study in Urban Chongqing, China. *Frontiers in Psychiatry*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.626377>
- Hamza, A. M., Ghobashy, S., & Abouelwafa, H. (2023). Effects of child abuse and neglect on executive functions among children diagnosed with learning disabilities or attention deficit and hyperactivity disorder. *Middle East Current Psychiatry*, 30(1). <https://doi.org/10.1186/s43045-023-00349-7>
- Karhina, K., Bøe, T., Hysing, M., & Nilsen, S. A. (2023). Parental separation, negative life events and mental health problems in adolescence. *BMC Public Health*, 23(1). <https://doi.org/10.1186/s12889-023-17307-x>
- Krause-Utz, A., Elzinga, B. M., Oei, N. Y. L., Paret, C., Niedtfeld, I., Spinhoven, P., Bohus, M., & Schmahl, C. (2014). Amygdala and Dorsal Anterior Cingulate Connectivity during an Emotional Working Memory Task in Borderline Personality Disorder Patients with Interpersonal Trauma History. *Frontiers in Human Neuroscience*, 8. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2014.00848>

- Kritzman, L., Eidelman-Rothman, M., Keil, A., Freche, D., Sheppes, G., & Levit-Binnun, N. (2022). Steady-state visual evoked potentials differentiate between internally and externally directed attention. *NeuroImage*, 254, 119133. <https://doi.org/10.1016/j.neuroimage.2022.119133>
- Mammarella, N. (2014). Is Emotional Working Memory Training a New Avenue of AD Treatment? A review. *Aging and Disease*, 35–40. <https://doi.org/10.14336/ad.2014.050035>
- Mowbray, T. (2012). Working Memory, Test Anxiety and Effective Interventions: A Review. *The Australian Educational and Developmental Psychologist*, 29(2), 141–156. <https://doi.org/10.1017/edp.2012.16>
- Samimi, Z., Hasani, J., & Moradi, A. (2016). The effectiveness of emotional working memory training on affective control ability in adolescents with post-traumatic stress disorder. *Journal of Developmental Psychology: Iranian Psychologists*, 12(47), 307–320. <https://sanad.iau.ir/fa/Article/1054954>
- Sari, B. A., Koster, E. H. W., Pourtois, G., & Derakshan, N. (2016). Training working memory to improve attentional control in anxiety: A proof-of-principle study using behavioral and electrophysiological measures. *Biological Psychology*, 121, 203–212. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2015.09.008>
- Sarmadi, Y., & Khodabakhshi-Koolaei, A. (2023). Psychological and social consequences of divorce emphasis on children well-being: A systematic review. *Journal of Preventive Counselling*, 4(2), 1–34. <https://magiran.com/p2593829>
- Schweizer, S., & Dalgleish, T. (2016). The impact of affective contexts on working memory capacity in healthy populations and in individuals with PTSD. *Emotion*, 16(1), 16–23. <https://doi.org/10.1037/emo0000072>
- Schweizer, S., Grahn, J., Hampshire, A., Mobbs, D., & Dalgleish, T. (2013). Training the Emotional Brain: Improving Affective Control through Emotional Working Memory Training. *Journal of Neuroscience*, 33(12), 5301–5311. <https://doi.org/10.1523/jneurosci.2593-12.2013>
- Stroop, J. R. (1935). Studies of Interference in Serial Verbal Reactions. *Journal of Experimental Psychology*, 18(6), 643–662. <https://doi.org/https://doi.org/10.1037/h0054651>
- Tamir, M. (2016). Why Do People Regulate Their Emotions? A Taxonomy of Motives in Emotion Regulation. *Personality and Social Psychology Review*, 20(3), 199–222. <https://doi.org/10.1177/1088868315586325>
- Tran, B. T., Nguyen, M. T., Nguyễn, M. T., Nguyen, G. T., Hong, N., & Ngoc, T. (2023). Mental health and its determinants among adolescents living in families with separated or divorced parents in an urban area of Vietnam. *Osong Public Health and Research Perspectives*, 14(4), 300–311. <https://doi.org/10.24171/j.phrp.2023.0110>
- Leone de Voogd, E., Wiers, R. W., Zwitter, R. J., & Salemink, E. (2016). Emotional working memory training as an online intervention for adolescent anxiety and depression: A randomized controlled trial. *Australian Journal of Psychology*, 68(3), 228–238. <https://doi.org/10.1111/ajpy.12134>
- Wickens, C. (2021). Attention: Theory, Principles, Models and Applications. *International Journal of Human–Computer Interaction*, 37(5), 403–417. <https://doi.org/10.1080/10447318.2021.1874741>

اعتباریابی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد- همسر در زوجین ایرانی Validation of Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire- Spousal in Iranian Couples

Sorur Ahmadi, PhD Student

Omid Hamidi, PhD✉

سرور احمدی^۱

امید حمیدی^۲

Abstract

The aim of the present study was to validate and examine the psychometric properties of the Rejection Sensitivity Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire (RSEPR) among married individuals in Iran. The research method was applied in terms of its goal, descriptive in terms of data collection, and categorized as a test development and psychometric study in terms of methodology. The statistical population consisted of all married individuals in Kurdistan province, from which 393 participants were selected using convenience sampling. Data collection tools included the Rejection Sensitivity Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire (RSEPR), the Revised Dyadic Adjustment Scale (RDAS), and the Rejection Sensitivity Questionnaire (RSQ). To assess the questionnaire's validity, confirmatory factor analysis, content validity, and convergent and divergent validity were employed. The results of the confirmatory factor analysis confirmed the model's goodness of fit and the internal structure of the questionnaire items. To assess reliability, Cronbach's alpha coefficient was used, with an overall coefficient of 0.95 indicating strong internal consistency and satisfactory reliability of the questionnaire in the Iranian sample and the results showed that the RSEPR-P has acceptable criterion validity ($P < 0.01$). Therefore, it can be concluded that the RSEPR-P possesses the necessary capabilities to assess the construct of rejection among Iranian couples and can be utilized for couple therapy and research purposes in the context of couple-related issues and relationships.

Keywords: Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire; Confirmatory Factor Analysis; Reliability; Validity

چکیده

هدف مطالعه حاضر اعتباریابی و تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد- همسر در زوجین ایرانی بود. روش پژوهش از حیث نوع گردآوری اطلاعات، توصیفی و از نظر روش‌شناسی جزء مطالعات آزمون‌سازی و روان‌سنجی است. جامعه آماری شامل تمامی افراد متأهل در استان کردستان بود که تعداد ۳۹۳ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای گردآوری اطلاعات، پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد (RSEPR)، مقیاس کیفیت زناشویی (RDAS)، فرم تجدیدنظرشده و پرسشنامه حساسیت به طرد (RSQ) بود. از تحلیل عاملی تأییدی، روایی محتوایی و روایی همگرا و اگر برای تعیین روایی پرسشنامه استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی برازندگی مدل و ساختار روابط درونی ماده‌ها را تأیید کرد. برای تعیین اعتبار پرسشنامه از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد که ضریب کلی ۰/۹۵ حاکی از ثبات درونی و اعتبار مطلوب پرسشنامه در نمونه ایرانی بود. همچنین، نتایج نشان داد پرسشنامه RSEPR-P از روایی ملاکی مطلوبی برخوردار است ($P < ۰/۰۱$). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که RSEPR-P از قابلیت‌های لازم برای سنجش سازه طرد در بین زوجین ایرانی برخوردار است و می‌توان از آن برای مقاصد زوج‌درمانی و پژوهشی در زمینه مسائل و روابط زوجین استفاده کرد.

واژه‌های کلیدی: پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد، تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار، روایی

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۴/۲۹ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۹/۲۵

۱. گروه مشاوره، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

۲. گروه مشاوره، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

نیاز به تعلق و پیوند با دیگران یکی از نیازهای بنیادین بشری است که می‌تواند به صورت افزایش حساسیت نسبت به نشانه‌های طرد و نظارت بر واکنش‌های بین فردی آشکار شود و بر الگوهای هیجانی، شناختی و کنش‌های بین فردی اثر عمیق می‌گذارد (آلن و همکاران، ۲۰۲۲). در این بستر، حساسیت نسبت به طرد (rejection sensitive) شامل هوشیاری بیش از حد به نشانه‌های طرد و طبق مدل کلاسیک حساسیت به طرد، به عنوان یک پردازش شناختی-عاطفی تعریف می‌شود که فرد را مستعد انتظار مضطربانه، ادراک سریع نشانه‌ها و واکنش‌های شدید به طرد واقعی یا ادراک‌شده، می‌کند (فنشتاین، ۲۰۲۰؛ رومرو-کانیاس و همکاران، ۲۰۱۰). طبق این مدل انتظارات مضطربانه در اوایل زندگی و اغلب در پاسخ به تعاملات ناخوشایند در روابط نزدیک (مثلاً عشق مشروط توسط والدین، خشونت خانوادگی) ایجاد می‌شود. این مدل همچنین بیان می‌کند که افراد با حساسیت بالا به طرد (high rejection sensitive) نسبت به نشانه‌های طرد بسیار هوشیار و گوش به زنگ هستند و در حین تعامل با شریک زندگی خود به دقت آنها را بازبینی می‌کنند. آنها ممکن است به راحتی طرد شدن از طرف همسر را درک کنند و در پاسخ به طرد ادراک‌شده، به شکل واکنش‌های اضطرابی، کناره‌گیری یا پرخاشگرانه واکنش نشان دهند (ریچتر و همکاران، ۲۰۲۴). چنین واکنش‌هایی ممکن است به طور قابل توجهی بر کیفیت روابط بین فردی تأثیر بگذارد، در این راستا، زنان دارای حساسیت بالا، زمانی که با همسر خود وارد درگیری (کلامی و غیرکلامی) می‌شوند، تمایل بیشتری به ابراز خصومت دارند. در مقابل مردان دارای حساسیت بالا نسبت به طرد با حسادت و از طریق تفسیرهای نادرست، روابط صمیمانه را تضعیف می‌کنند (دو و همکاران، ۲۰۲۴).

بنابر آنچه گفته شد حساسیت به طرد می‌تواند کیفیت روابط بین فردی، عملکرد و رفاه زوجین را تحت تأثیر خود قرار دهد، در نتیجه، شناسایی و سنجش آن در فرایند ارتباطی زوجین اهمیت زیادی دارد. اگرچه حساسیت به طرد به طور گسترده‌ای در ادبیات روان‌شناسی غربی با اختلال‌های هیجانی، سبک‌های دلبستگی ناایمن و تعارضات زناشویی مرتبط دانسته شده است (گائو و همکاران، ۲۰۲۱، ریچتر و اسکوبی، ۲۰۲۱)، اما شواهد زوج‌محور اخیر نشان می‌دهد پیامدهای حساسیت به طرد در روابط صمیمانه هم به تفاوت‌های فردی و هم به الگوهای دوسویه زوجین وابسته‌اند؛ برای نمونه، حساسیت به طرد با رضایت و تعهد پایین‌تر و حسادت و خودخاموشی بالاتر گزارش شده است (میشرا و آلن، ۲۰۲۳)؛ در عین حال سایر یافته‌ها نشان می‌دهد شدت هیجان‌های منفی پس از ادراک تعامل منفی، همیشه در افراد حساس به طرد بالاتر نیست و ممکن است به بافت تعامل و پویایی‌های دوسویه بستگی داشته باشد (ریچتر و همکاران، ۲۰۲۴)؛ این ناهمگونی یافته‌ها بر ضرورت سنجش دقیق و چندبعدی تأکید می‌کند.

ابزارهای رایج مانند پرسشنامه حساسیت به طرد (RSQ) غالباً ساختاری تک بعدی داشته و مؤلفه انتظار مضطربانه را محور سنجش قرار می‌دهند و مؤلفه‌های ادراک و واکنش رفتاری-هیجانی به طرد، کمتر مورد توجه قرار گرفته‌اند. افزون بر این، چالش‌هایی در اعتبار سازه آنها گزارش شده است (لرد و همکاران، ۲۰۲۲؛ ایناموراتی و همکاران، ۲۰۱۴؛ برنسون و همکاران، ۲۰۰۹). این محدودیت‌ها وقتی پررنگ‌تر می‌شود که سنجش در بافت زوجی مدنظر باشد؛ بافتی که در آن اثرهای بازیگر-همسر (Actor-Partner) و تداخل‌های هیجانی-شناختی دوطرفه اهمیت دارند (میشرا و آلن، ۲۰۲۴). بنابراین، نیاز به ابزاری که هر سه مؤلفه کلیدی طرد را به طور مجزا و در متن رابطه صمیمانه و بافت زوجی ارزیابی کند، برای شفاف‌سازی سازوکارهای اثرگذاری ضروری است.

در پاسخ به این خلأ، پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس به طرد-نسخه شریک زندگی (RSEPR-P) توسط ناتارجان و پراساد (۲۰۲۳)، تدوین گردیده است. این ابزار به طور اختصاصی سه مؤلفه کلیدی حساسیت به طرد را در روابط زوجی می‌سنجد و شواهد مناسبی از ویژگی‌های روان‌سنجی (ساختار عاملی، اعتبار و روایی) در نمونه زوجی گزارش کرده است. با توجه به تنوع الگوهای واکنش به طرد (از خودخاموشی و کناره‌گیری تا خصومت یا رفتارهای کنترل‌گرانه) و نقش تفاوت‌های فردی و دلبستگی، به کارگیری سنجش‌های چندبعدی مانند RSEPR می‌تواند تفکیک‌پذیری تشخیصی و هدف‌مندی مداخلات زوج‌درمانی را بهبود دهد (فنشتاین، ۲۰۲۰). از سوی دیگر، پیشینه داخلی درباره حساسیت به طرد عمدتاً به اعتباریابی پرسشنامه حساسیت به طرد در میان دانشجویان و کاربردهای آن در جمعیت‌های غیربالینی متمرکز شده است (خوشکام و همکاران، ۱۳۹۳). با این همه، تاکنون سنجش‌های چندبعدی و زوج‌محور که سه مؤلفه طرد را در بافت زوجین ایرانی به طور اختصاصی و در چارچوب الگوهای فرهنگی-ارتباطی بسنجد، گزارش نشده است؛

شکافی که هم از نظر بومی‌سازی ابزار و هم از منظر کاربری بالینی اهمیت دارد. بنابراین، روایی‌سنجی RSEPR در زوجین ایرانی می‌تواند تصویری دقیق‌تر از سازوکارهای حساسیت به طرد ارائه کند و مسیر طراحی مداخلات متناسب با مؤلفه غالب (شناختی، عاطفی یا رفتاری) را هموار سازد. بر این مبنا، این پژوهش با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد در زوجین ایرانی صورت گرفته است.

• روش

روش این پژوهش از حیث نوع گردآوری اطلاعات توصیفی و از نظر روش‌شناسی جزء مطالعات آزمون‌سازی و روان‌سنجی به حساب می‌آید که در قالب طرح پژوهشی همبستگی انجام گرفته است. در این پژوهش از روش همبستگی و تحلیل عاملی تأییدی برای مطالعه میزان رابطه و همخوانی بین متغیرها استفاده شد.

جامعه آماری پژوهش شامل تمامی افراد متأهل در استان کردستان بود که تعداد ۳۹۳ نفر به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. در خصوص تعیین حجم نمونه و تعیین اندازه حداقل نمونه برای تحلیل عاملی با وجود آنکه توافق کلی وجود ندارد اما تعداد ۱۰ یا ۲۰ نفر برای هر ماده پیشنهاد شده است (کلاین، ۲۰۲۳) که با در نظر گرفتن تعداد سؤالات پرسشنامه که ۲۴ سؤال است حجم نمونه به تعداد ۳۹۳ نفر برای این پژوهش کفایت می‌کند. کفایت حجم نمونه با استفاده از آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO) بررسی و مقدار آن برابر با ۰/۹۲ به دست آمد که نشان‌دهنده کفایت عالی نمونه‌گیری است ($KMO > 0/90$). همچنین آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود ($P < 0/01$) که حاکی از مناسب بودن داده‌ها جهت تحلیل عاملی است. ملاک‌های ورود شامل مدت تأهل حداقل یک سال، تحصیلات حداقل سیکل که قادر به خواندن و درک سؤالات باشند، نداشتن بیماری حاد یا مزمن جسمی و روانی (سنجش از طریق پرسشنامه)، سن حداقل ۱۸ سال. ملاک‌های خروج نیز شامل نبود تمایل به همکاری و بیماری جسمی یا روان‌شناختی حاد بود.

• ابزارها

الف) پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد (۲۰۲۳) rejection sensitive expectation, perception, and reaction questionnaire- RSEPRQ: این پرسشنامه توسط ناتارجان و پراساد (۲۰۲۳)، جهت اندازه‌گیری میزان انتظارات، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد در روابط صمیمی ایجاد شده است. نسخه اولیه آن شامل ۳۰ ماده بود که ۱۰ ماده برای خرده‌مقیاس انتظار طرد، ۱۰ ماده برای خرده‌مقیاس ادراک طرد و ۱۰ ماده برای خرده‌مقیاس واکنش به طرد (۵ ماده برای واکنش اضطرابی یا گوشه‌گیر و ۵ مورد برای واکنش عصبانی یا پرخاشگرانه) بود. نمره‌گذاری این پرسشنامه در یک مقیاس ۵ درجه‌ای از ۵ (کاملاً موافقم) تا ۱ (کاملاً مخالفم) است. پس از بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و تحلیل عاملی، پرسشنامه فوق به ۲۴ ماده کاهش یافت و از هر خرده‌مقیاس دو ماده حذف گردید. در مطالعه ناتارجان و پراساد (۲۰۲۳)، همسانی درونی خرده‌مقیاس‌های انتظارات طرد، ادراک طرد و واکنش به طرد به ترتیب با روش آلفای کرونباخ دارای ضرایب ۰/۹۶، ۰/۹۴ و ۰/۸۴ بود که حاکی از همسانی درونی نسبتاً بالای این خرده‌مقیاس‌ها دارد.

همچنین در مطالعه یاد شده جهت ارزیابی روایی همگرای RSEPR، ضریب همبستگی پیرسون بین این پرسشنامه و مقیاس حساسیت نسبت به طرد و جهت ارزیابی روایی واگرا به بررسی همبستگی پرسشنامه فوق با مقیاس‌های سازگاری زوجی، عزت‌نفس روزنبرگ و مقیاس ذهن‌آگاهی و آگاهی، پرداخته شد که دارای رابطه معنادار بود ($p < 0/01$). نسخه نهایی RSEPR با ۲۴ ماده با استفاده از روش بازآزمایی در یک نمونه متشکل از ۳۰ شرکت‌کننده، (آزمون مجدد پس از یک فاصله ۶ ماهه) ضرایب همبستگی پیرسون برای نمرات انتظار طرد ($r = 0/91, p < 0/01$)، ادراک طرد ($r = 0/83, p < 0/01$)، واکنش به طرد درک‌شده ($r = 0/83, p < 0/01$) و نمره کل ($r = 0/92, p < 0/01$) محاسبه شد که نتایج حاکی از اعتبار مطلوب این پرسشنامه بود.

ب) مقیاس کیفیت زناشویی، فرم تجدید نظر شده (۱۹۹۵) (revised dyadic adjustment scale- RSAS):

این مقیاس توسط باسبی و همکاران (۱۹۹۵)، تدوین و دارای ۱۴ ماده است. نسخه اصلی این مقیاس ۳۲ ماده دارد که

به‌وسیله اسپینر (۱۹۷۶) و براساس نظریه لیوایز و اسپینر در خصوص کیفیت زناشویی ساخته شده است. این مقیاس ۱۴ ماده‌ای به شیوه لیکرتی ۶ درجه‌ای از ۱ تا ۶ نمره‌گذاری می‌شود و به پاسخ کاملاً موافق نمره ۶ و به پاسخ کاملاً مخالف نمره ۱ تعلق می‌گیرد. این مقیاس متشکل از سه خرده‌مقیاس همفکری و توافق، رضایت و انسجام است که مجموع آنها بیانگر کیفیت زناشویی بوده و نمرات بالا کیفیت زناشویی بالاتر را نشان می‌دهند (هولیس و میلر، ۲۰۰۵). در مطالعه هولیس و میلر (۲۰۰۵)، اعتبار مقیاس فوق با استفاده از شیوه آلفای کرونباخ از ۰/۸۰ تا ۰/۹۰ گزارش شده است. در ایران در پژوهشی که توسط یوسفی (۱۳۹۰) صورت گرفت، پس از انجام تحلیل عاملی تأییدی، آلفای کرونباخ برای هر عامل محاسبه شد. میزان آلفای کرونباخ برای عامل‌های توافق، رضایت و انسجام به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۸۳ و ۰/۸۶ و برای کل مقیاس ۰/۹۲ حاصل گردید. همچنین نتایج تحلیل عاملی تأییدی، ساختار سه‌عاملی مقیاس را در نمونه ایرانی تأیید کرد که بیانگر روایی سازه مطلوب این مقیاس در جامعه ایرانی است. در پژوهش حاضر مقدار آلفای کرونباخ به‌دست آمده برای کل مقیاس ۰/۹۲ و برای مؤلفه‌های توافق، رضایت و انسجام به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۸۹ و ۰/۷۹ به‌دست آمد.

ج) پرسشنامه حساسیت به طرد (rejection sensitivity questionnaire- RSQ): این پرسشنامه که توسط داوونی و فلدمن (۱۹۹۶)، ساخته شد، دارای ۱۸ ماده دو قسمتی (الف و ب) بوده و به شیوه لیکرتی ۶ درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. هر ماده در بخش الف در زمینه میزان اضطرابی است که فرد در موقعیت مربوط به آن ماده احساس می‌کند (نگرانی از پذیرش) و بخش ب احتمال دریافت پاسخ مثبت از طرف مقابل را مورد ارزیابی قرار می‌دهد (انتظار پذیرش یا پاسخ). داوونی و فلدمن (۱۹۹۶) ضرایب همسانی درونی و اعتبار بازآزمایی قابل قبولی را برای این پرسشنامه به‌دست آوردند. همچنین با استفاده از با روش آلفای کرونباخ، ضریب اعتبار ۰/۸۳ حاصل گردید. خوشکام و همکاران (۱۳۹۳) در اعتباریابی پرسشنامه مذکور با نمونه ایرانی نشان دادند که اعتبار پرسشنامه به شیوه آلفای کرونباخ برابر ۰/۸۴ بود. همچنین نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که پرسشنامه متشکل از دو عامل انتظار پاسخ و نگرانی از نبود پذیرش درخواست بوده که در مجموع ۲۸/۲۸ درصد واریانس را تبیین می‌کنند. نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی، مدل دو عاملی پرسشنامه را تأیید کرد. همچنین همبستگی پرسشنامه حساسیت به طرد با پرسشنامه‌های نگرانی ($r = 0.69$) و عزت نفس ($r = -0.74$)، نشان‌دهنده روایی همگرا و واگرایی مطلوب این ابزار است. اعتبار این پرسشنامه در پژوهش حاضر به شیوه آلفای کرونباخ برابر ۰/۸۷ به‌دست آمد.

جهت آماده‌سازی نسخه فارسی مقیاس RSEPR، پس از اخذ مجوز از سازنده مقیاس، فرایند ترجمه و انطباق فرهنگی انجام شد. ترجمه پیشرو توسط مترجم آشنا با ابزارهای روان‌سنجی انجام و به‌منظور حفظ هم‌ارزی مفهومی و زبانی، نسخه فارسی توسط سه عضو هیئت علمی حوزه مشاوره و روان‌شناسی بررسی و اصلاح شد. سپس ترجمه معکوس توسط مترجم مستقل انجام و نسخه بازترجمه‌شده برای تأیید نهایی به مؤلف اصلی ارسال و مورد تأیید نهایی قرار گرفت. برای بررسی روایی صوری و محتوایی، نسخه نهایی در اختیار ۱۵ متخصص حوزه مشاوره خانواده و زوج‌درمانی قرار گرفت. شاخص‌های نسبت روایی محتوا (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) براساس روش لاوشه (۱۹۷۵) و والتز و باسل (۱۹۸۱) محاسبه شد. دامنه CVR ماده‌ها بین ۰/۷۵ تا ۰/۹۵ و دامنه CVI بین ۰/۸۳ تا ۰/۹۶ و شاخص‌های کلی CVR و CVI به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۹۰ به‌دست آمدند؛ بنابراین هر ۲۴ ماده تأیید و مقیاس دارای روایی صوری و محتوایی مطلوب تشخیص داده شد. پس از مراحل ترجمه و روایی، پرسشنامه به‌صورت مقدماتی در نمونه ۵۰ نفری از زنان و مردان متأهل اجرا شد و آلفای کرونباخ کل ۰/۹۴ (مردان ۰/۹۲؛ زنان ۰/۹۳) به‌دست آمد که نشان‌دهنده اعتبار مناسب بود. همچنین برای بررسی درک ماده‌ها، مصاحبه شناختی با ۱۵ شرکت‌کننده انجام شد که به رفع ابهامات احتمالی و تقویت اعتبار محتوایی ابزار در بافت ایرانی کمک کرد.

در پژوهش حاضر، ساختار عاملی و روایی سازه پرسشنامه با تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار با آلفای کرونباخ، روایی محتوا با CVR و CVI و روایی صوری با روش پرسش از متخصصان و نمونه‌های پژوهش بررسی شد. همچنین برای روایی همگرا از پرسشنامه حساسیت به طرد و برای روایی واگرا از پرسشنامه کیفیت زناشویی استفاده گردید. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS-24 و AMOS انجام شد.

• یافته‌ها

طبق یافته‌های توصیفی ۲۴۵ نفر از حجم نمونه را زنان (۶۲/۳ درصد) و ۱۴۸ نفر را مردان (۳۷/۷ درصد) تشکیل دادند. دامنه سنی زنان ۱۹ تا ۶۲ با میانگین ۳۶/۲۳ و انحراف معیار ۹/۴۸ بود. همچنین دامنه سنی مردان ۲۳ تا ۵۹ بوده و دارای میانگین ۴۱/۸۹ و انحراف معیار ۸/۲۴ است. همچنین کمترین سن در نمونه تحقیق ۱۹ و بیشترین آن ۶۲ سال بود.

درخصوص رعایت پیش‌فرض حجم نمونه، تعیین حداقل نمونه با در نظر گرفتن تعداد ۱۰ یا ۲۰ نفر برای هر ماده صورت می‌گیرد و با توجه به تعداد ۲۴ ماده تعداد ۳۹۳ نفر برای این مطالعه کفایت می‌کند. همچنین کفایت حجم نمونه با استفاده از آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO) بررسی و مقدار آن برابر با ۰/۹۲ به دست آمد که نشان‌دهنده کفایت عالی نمونه‌گیری است ($KMO > 0/90$). همچنین آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود ($P < 0/01$) که حاکی از مناسب بودن داده‌ها جهت تحلیل عاملی است.

جهت بررسی نرمال بودن داده‌ها و نیز شناسایی داده‌های پرت از شاخص‌های کشیدگی (Kurtosis) و چولگی (Skewness) استفاده شد. در صورتی که چولگی خارج از محدوده ± 3 و کشیدگی خارج از محدوده ± 5 قرار داشته باشد، داده‌ها به عنوان داده پرت شناسایی شده و باید از پژوهش کنار گذاشته شوند (کلین، ۲۰۲۳). با توجه به آنکه هیچ‌یک از داده‌ها در خارج از این محدوده قرار نداشتند، بنابراین فرض نرمال بودن داده‌ها برای تمامی داده‌ها برقرار بود و داده پرت شناسایی نشد. همچنین به دلیل توزیع آنالین پرسشنامه‌ها و نبود امکان ثبت نهایی در صورت وجود سؤال پاسخ داده نشده، هیچ داده از دست‌رفته و گم‌شده‌ای مشاهده نشد. درخصوص پیش‌فرض نبود چندهم خطی، ضریب تورم واریانس (variance inflation factor) برای همه متغیرها کمتر از ۳ بود که بیانگر نبود هم‌خطی شدید میان متغیرها است. در نهایت با توجه به اینکه داده‌ها براساس مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت جمع‌آوری شده‌اند و می‌توان آنها را به صورت داده‌های پیوسته در نظر گرفت، روش برآورد حداکثر درست‌نمایی (maximum likelihood estimation) برای تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار گرفت (بایرن، ۲۰۱۳).

به منظور بررسی ساختار عاملی پرسشنامه از تحلیل عاملی تأییدی (confirmatory factor analysis) استفاده شد. در این راستا از شیوه احتمال بیشینه استفاده گردید و جهت بررسی برازش مدل، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش اصلاح شده (AGFI)، نسبت مجذور خی دو به درجه آزادی (CMIN/DF)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص برازش فزاینده (IFI)، شاخص برازش نرم شده (NFI)، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA)، شاخص توکر و لوئیس (TLI) و ریشه مجذورات میانگین باقی‌مانده (RMR) محاسبه شد که مقادیر آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تأییدی برای پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد

نام شاخص	مقدار برازش شده	حد مطلوب
CMIN/DF	۱/۹۹	کمتر از ۳
RMR	۰/۰۵	کمتر از ۰/۰۸
GFI	۰/۸۹	بالاتر از ۰/۹
AGFI	۰/۸۷	بالاتر از ۰/۹
CFI	۰/۹۵	بالاتر از ۰/۹
IFI	۰/۹۵	بالاتر از ۰/۹
TLI	۰/۹۵	بالاتر از ۰/۹
NFI	۰/۹۱	بالاتر از ۰/۹
RMSEA	۰/۰۵	کمتر از ۰/۰۸

شاخص مجذور خی دو (X^2) به طور مفهومی نسبت به اندازه نمونه حساس است و تغییر می‌کند و در کل مقادیر مربع کای هنجار شده که کمتر از ۳ هستند، برای برازش مدل قابل قبول هستند. قاعده‌ای کلی برای شاخص‌های برازندگی مانند GFI، IFI، CFI، NFI و TLI این است که مقادیر برابر یا بالاتر از ۰/۹، قابل قبول و نشان‌دهنده برازش خوب مدل هستند. با توجه به آنکه شاخص‌های مذکور در این پژوهش به ترتیب برابر با ۰/۸۹، ۰/۹۵، ۰/۹۵، ۰/۹۱ و ۰/۹۵ هستند، می‌توان گفت که مدل از برازش بسیار خوبی برخوردار است. علاوه بر این، میزان شاخص RMSEA و RMR، اگر بین ۰/۰۳ و ۰/۰۸ باشد، قابل قبول و زمانی که مقدار این آماره‌ها کوچک‌تر از ۰/۰۶

باشد، نشان‌دهنده برازش خوب مدل است (کلاین، ۲۰۲۳) که با توجه به آنکه شاخص‌های مذکور در این پژوهش به ترتیب برابر با ۰/۰۵۰ و ۰/۰۵۲ به دست آمده، می‌توان گفت که مدل دارای برازش مناسبی است. در مجموع، شاخص‌های برازش به دست آمده نشان‌دهنده برازش مناسب مدل با داده‌ها است و ساختار عاملی مقیاس حساسیت نسبت به طرد تأیید می‌شود.

به منظور بررسی همسانی اندازه‌گیری ابزار در زنان و مردان، تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی در سه سطح انجام شد. ابتدا مدل پیکربندی (configural) اجرا شد که از برازش مطلوبی برخوردار بود ($CFI=0/957$, $RMSEA=0/0306$). سپس با برابر فرض کردن بارهای عاملی، مدل همسانی بارهای عاملی (Metric) بررسی و تغییر معناداری در شاخص‌های برازش مشاهده نگردید ($\Delta CFI=0/001$). در ادامه با برابر در نظر گرفتن عرض از مبدأها، مدل همسانی عرض از مبدأها (Scalar) نیز اجرا شد که همچنان برازش مطلوبی نشان داد ($\Delta CFI=0/003$). بر این اساس، همسانی کامل اندازه‌گیری مقیاس در دو جنس تأیید گردید (جدول ۲). در جدول ۳ نیز بار عاملی هریک از سؤالات به تفکیک جنسیت و نیز کل نمونه گزارش شده است.

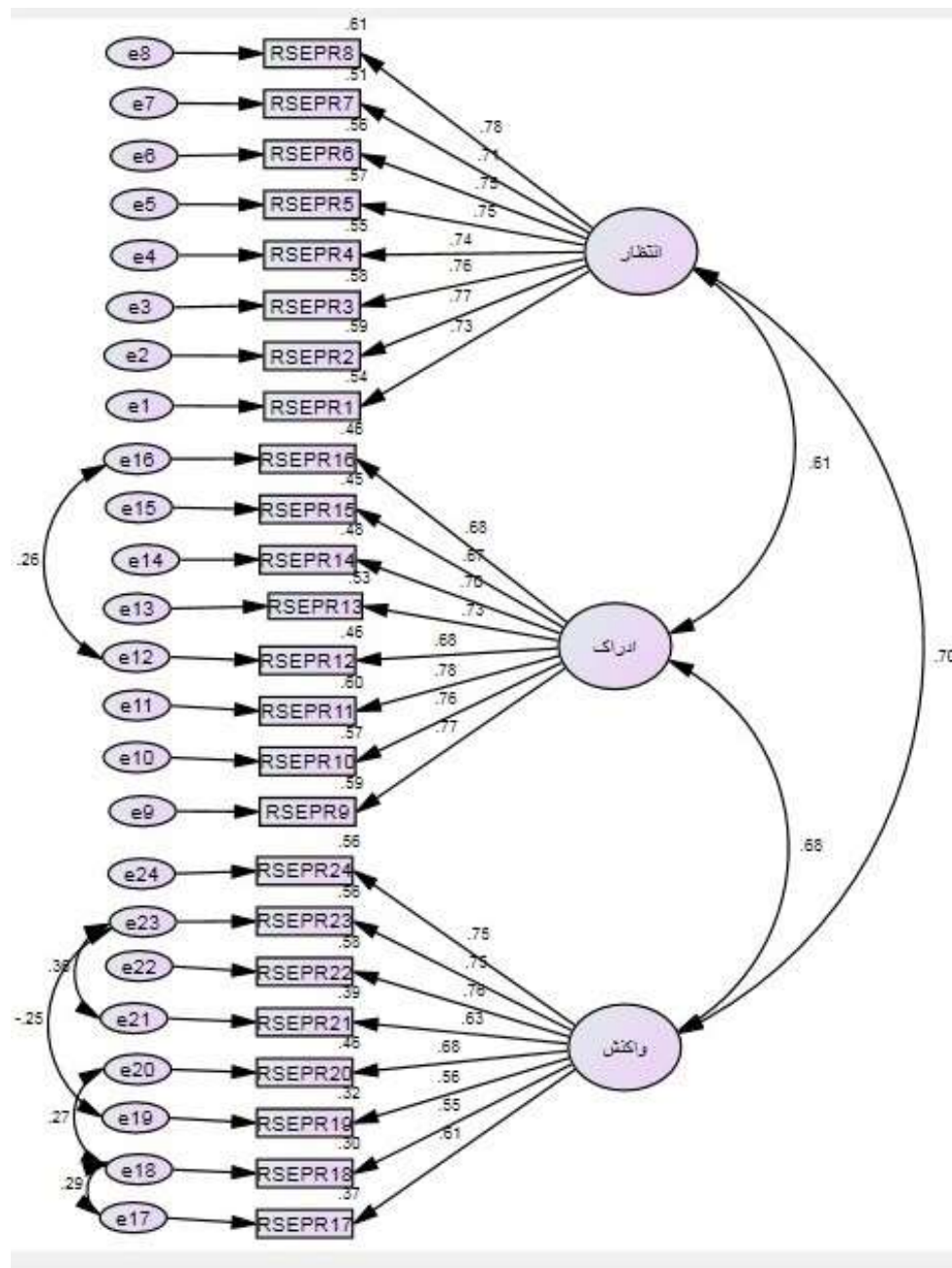
جدول ۲. نتایج تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی و آزمون همسانی اندازه‌گیری بر اساس جنسیت

مدل	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA	ΔCFI
مدل پیکربندی (Configural)	۹۷۵/۱۳۱	۴۸۸	۱/۹۹	۰/۹۵	۰/۰۳	—
همسانی بارهای عاملی (Metric)	۹۷۵/۱۳۱	۵۹۹	۱/۹۱	۰/۹۵	۰/۰۳	۰/۰۰۱
همسانی عرض از مبدأها (Scalar)	۹۷۵/۱۳۱	۵۳۳	۱/۸۳	۰/۹۶	۰/۰۳	۰/۰۰۳

جدول ۳. بارهای عاملی ماده‌های پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش نسبت به طرد به تفکیک جنسیت و کل نمونه

شماره سؤال	ماده	کل	زنان	مردان
۱	معمولاً گمان می‌کنم که همسر زندگی‌ام احساسات من را درک یا پذیرش نمی‌کند.	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۷۱
۲	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام دوست ندارد مرا همراهی کند.	۰/۷۷	۰/۷۵	۰/۷۲
۳	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام در هنگام نیاز، از کمک به من امتناع می‌کند.	۰/۷۶	۰/۷۹	۰/۶۸
۴	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام برای علایق من ارزشی قائل نیست.	۰/۷۴	۰/۷۴	۰/۶۵
۵	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام دوست ندارد وقت آزادش را به من اختصاص دهد.	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۶۹
۶	معمولاً گمان می‌کنم که اگر برای درخواست کمک، به شریک زندگی‌ام نزدیک شوم، او ناراحت می‌شود.	۰/۷۵	۰/۷۴	۰/۶۷
۷	معمولاً گمان می‌کنم که وقتی احساسات واقعی خود را بیان می‌کنم، شریک زندگی‌ام ناراحت می‌شود.	۰/۷۱	۰/۷۵	۰/۷۰
۸	معمولاً گمان می‌کنم که شریک زندگی‌ام دوست نداشته باشد که برای کسب آرامش به او نیاز داشته باشم.	۰/۷۸	۰/۸۱	۰/۷۳
۹	اگر شریک زندگی‌ام پاسخگوی خواسته‌ام نباشد، احساس می‌کنم که عمداً مرا نادیده گرفته است.	۰/۷۷	۰/۷۸	۰/۶۹
۱۰	اگر شریک زندگی‌ام در توجه به من درنگ کند، احساس می‌کنم که از نظر او اهمیتی ندارم.	۰/۷۶	۰/۷۹	۰/۷۵
۱۱	اگر شریک زندگی‌ام درخواست یا قرار ملاقات با من را فراموش کند، احساس می‌کنم که این دلیل است که من کمترین اولویتش هستم.	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۷۲
۱۲	اگر شریک زندگی‌ام در برابر دیگران با نظر من مخالفت کند، احساس می‌کنم که او به نظرات و احساسات من اهمیت نمی‌دهد.	۰/۶۸	۰/۷۱	۰/۶۳
۱۳	اگر شریک زندگی‌ام زمان بیشتری را صرف صحبت با دیگران کند، احساس می‌کنم که او مرا کمتر جذاب می‌بیند.	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۶۶
۱۴	اگر شریک زندگی‌ام فوراً به پیام‌ها یا تماس‌های تلفنی من پاسخ ندهد، احساس می‌کنم که مرا نادیده گرفته است.	۰/۷۰	۰/۷۳	۰/۶۴
۱۵	اگر شریک زندگی‌ام جشن سالگردمان را فراموش کند، احساس می‌کنم که برای رابطه با من ارزشی قائل نیست.	۰/۶۷	۰/۶۹	۰/۶۲
۱۶	اگر شریک زندگی‌ام زمانی که نیاز دارم به من آرامش ندهد، احساس می‌کنم که برای عواطفم ارزشی قائل نیست.	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۶۵
۱۷	من سعی می‌کنم از شریک زندگی‌ام اطمینان خاطر کسب کنم.	۰/۶۱	۰/۶۴	۰/۵۷
۱۸	برای آنچه اتفاق افتاده، گریه می‌کنم.	۰/۵۵	۰/۵۹	۰/۵۳
۱۹	برای آنچه اتفاق افتاده، خودم را سرزنش می‌کنم.	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۵۶
۲۰	برای آنچه اتفاق افتاده، خودم را در یک اتاق حبس می‌کنم.	۰/۶۸	۰/۶۷	۰/۶۵
۲۱	برای آنچه اتفاق افتاده، به صورت جسمی به او صدمه می‌زنم.	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۵۹
۲۲	برای آنچه اتفاق افتاده، تهدید به قطع رابطه می‌کنم.	۰/۷۶	۰/۷۸	۰/۷۱
۲۳	برای آنچه اتفاق افتاده، اشیا را می‌شکنم یا خرد می‌کنم.	۰/۷۵	۰/۷۳	۰/۷۰
۲۴	جنجال به پا می‌کنم (مثلاً در را محکم می‌بندم یا کتاب را به زمین می‌کوبم) تا به شریک زندگی‌ام بفهمانم که چه احساسی دارم.	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۷۳

نمودار ساختاری تحلیل عامل تأییدی در شکل ۱ نمایش داده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود تمام بارهای عاملی ماده‌ها در کل نمونه بالاتر از ۰/۵۵ است که با توجه به اینکه بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴۰ است نیاز به حذف هیچ سؤالی نیست.



شکل ۱. نمودار تحلیل عاملی تأییدی

در این پژوهش جهت بررسی همسانی درونی پرسشنامه حساسیت به طرد از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد که این ضریب به‌صورت جداگانه در زنان و مردان و کل شرکت‌کنندگان محاسبه شد که مقادیر به‌دست آمده حاکی از ثبات درونی و اعتبار مطلوب این پرسشنامه در نمونه ایرانی دارد (جدول ۴).

جدول ۴. ضریب آلفای کرونباخ در پرسشنامه حساسیت به طرد و خرده‌مقیاس‌های آن

متغیرها	کل نمونه	زنان	مردان
انتظار طرد	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۱
ادراک طرد	۰/۸۹	۰/۸۸	۰/۹۰
واکنش به طرد	۰/۸۶	۰/۸۶	۰/۸۶
نمره کلی	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵

یکی دیگر از جنبه‌های روایی سازه، بررسی روایی همگرا و واگرایی پرسشنامه بود که روایی همگرا از طریق محاسبه میزان همبستگی پیرسون، بین پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد و پرسشنامه حساسیت نسبت به طرد و روایی واگرا نیز از طریق محاسبه میزان ضریب همبستگی منفی پیرسون، بین پرسشنامه مذکور و مقیاس کیفیت زناشویی محاسبه شد که ضرایب مثبت و منفی به‌دست آمده در ماتریس حکایت از روایی ملاکی مطلوب این ابزار دارد (جدول ۵).

جدول ۵. ماتریس همبستگی نمرات پرسشنامه حساسیت به طرد و خرده‌مقیاس‌های آن با متغیرهای کیفیت زناشویی و حساسیت به طرد

متغیرها	انتظار	ادراک	واکنش	نمره کل طرد	کیفیت زناشویی	نگرانی	انتظار پذیرش
انتظار	۱	۰/۵۱**	۰/۴۵**	۰/۸۰**	۰/۷۴**	۰/۴۹**	۰/۴۷**
ادراک	-	۱	۰/۴۸**	۰/۸۳**	۰/۷۱**	۰/۴۷**	۰/۵۲**
واکنش	-	-	۱	۰/۸۱**	۰/۷۰**	۰/۴۸**	۰/۵۵**
نمره کل طرد	-	-	-	۱	۰/۷۸**	۰/۵۲**	۰/۵۸**
کیفیت زناشویی	-	-	-	-	۱	۰/۶۱**	۰/۶۳**
نگرانی	-	-	-	-	-	۱	۰/۸۱**
انتظار پذیرش	-	-	-	-	-	-	۱

**p<۰/۰۱

• بحث

هدف مطالعه حاضر بررسی اعتباریابی و ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد در مردان و زنان متأهل ایرانی بود. یافته‌های حاصل از تحلیل عاملی تأییدی بیانگر آن بود که مدل از برازش خوبی برخوردار بوده و می‌تواند ابزاری مناسب جهت سنجش حساسیت به طرد در بین زوجین باشد. یافته‌های حاصل همسو با نتایج پژوهش سازندگان این پرسشنامه (ناتارجان و پراساد، ۲۰۲۳) است.

برای بررسی روایی واگرا از مقیاس تجدیدنظرشده کیفیت زناشویی باسی و همکاران (۱۹۹۵) استفاده شد که یافته‌ها نشان داد همبستگی منفی و معنادار بین پرسشنامه‌های حساسیت به طرد و کیفیت زناشویی وجود دارد. این نتیجه با یافته‌های پیشین که نشان‌دهنده رابطه منفی بین حساسیت به طرد (RS) و رضایت از رابطه در زوجین است، همسو است (ناتارجان و پراساد، ۲۰۲۳؛ نورونا و ولش، ۲۰۱۶؛ برنسون و داوونی، ۲۰۰۶). در تبیین این یافته می‌توان گفت که با توجه به اینکه افراد دارای حساسیت به طرد، پردازش شناختی تحریف‌شده داشته و رفتارهای مبهم یا خشن همسر را به‌عنوان نشانه طرد تفسیر می‌کنند. این سوگیری‌ها موجب قطع ارتباط سالم شده و کیفیت رابطه کاهش می‌یابد. ازسوی دیگر، واکنش‌های هیجانی اضطرابی (کناره‌گیری، سکوت) یا خشم‌آلود (پرخاش، کنترل) نیز باعث دورشدن همسر، افزایش تعارضات و کاهش احساس امنیت در رابطه می‌شود. درواقع رفتارهای محافظتی افراد (مثل کنترل‌گری یا وابستگی شدید) می‌تواند طرف مقابل را دلزده کرده و درنتیجه ممکن است به‌طور واقعی فاصله بگیرد، که این خود باعث تشدید حساسیت به طردشده و یک چرخه تعاملی معیوب و منفی شکل می‌گیرد. همچنین به‌دلیل ترس از طرد شدن، افراد خود را کاملاً ابراز نکرده یا اعتماد نمی‌کنند که این موضوع مانع از شکل‌گیری صمیمیت و نزدیکی عاطفی شده و احساس رضایت زناشویی را کاهش می‌دهد. بر این اساس حساسیت بالا به طرد، از طریق پردازش‌های تحریف‌شده، هیجان‌های منفی شدید و واکنش‌های بین‌فردی ناسازگارانه، به تضعیف پیوندهای عاطفی، کاهش صمیمیت و افزایش تعارض در زوجین منجر می‌شود. این فرآیند درنهایت باعث کاهش کیفیت زناشویی می‌گردد.

برای بررسی روایی همگرا نیز از پرسشنامه حساسیت به طرد (داوونی و فلدمن، ۱۹۹۶) استفاده شد که یافته‌های پژوهش نشان داد که بین نمرات حاصل از پرسشنامه حساسیت به طرد (RSQ) و پرسشنامه انتظار، ادراک و واکنش حساس نسبت به طرد (RSEPR) همبستگی مثبت معناداری وجود دارد. از منظر نظری، این رابطه می‌تواند با اتکا بر مدل‌های شناختی-هیجانی طرد تبیین شود. افراد با حساسیت بالاتر به طرد، تمایل دارند موقعیت‌های اجتماعی مبهم را به‌عنوان تهدید تعبیر کنند، که به نوبه خود باعث شکل‌گیری انتظارات منفی درباره طردشدن می‌شود. این انتظارات، ادراک آنها از روابط را تحت تأثیر قرار داده و می‌تواند منجر به بروز واکنش‌های هیجانی منفی مانند اضطراب، خشم یا کناره‌گیری اجتماعی شود (زیمر-گیمبک و همکاران، ۲۰۲۱؛ نورونا و ولش، ۲۰۱۶). بنابراین، سازه‌های

مورد سنجش در این دو ابزار روان‌سنجی دارای اشتراک مفهومی قابل توجهی هستند و همبستگی مشاهده‌شده در این پژوهش از نظر روان‌شناختی قابل انتظار است. از سوی دیگر، این یافته‌ها با پژوهش‌های پیشین نیز همسو هستند که نشان داده‌اند حساسیت به طرد یکی از پیش‌بینی‌کننده‌های مهم در تجربه و تفسیر طرد اجتماعی است. همچنین، این همبستگی می‌تواند دلالت‌های بالینی مهمی داشته باشد. به‌ویژه در فرایند ارزیابی روان‌شناختی مراجعانی که دچار مشکلات بین‌فردی، اضطراب اجتماعی یا اختلال‌های مبتنی بر دلبستگی هستند، استفاده هم‌زمان از این دو ابزار می‌تواند دید جامع‌تری نسبت به شیوه پردازش طرد در آنها فراهم آورد.

یافته‌های مربوط به اعتبار درونی نیز مؤید همسانی بالای ماده‌ها بود. ضریب آلفای کرونباخ کل ابزار ۰/۹۵ به دست آمد که نشان‌دهنده ثبات درونی مطلوب مقیاس است. مقدار بالای این ضریب می‌تواند حاصل پیوستگی نظری ابعاد سه‌گانه سازه و همچنین تعداد نسبتاً زیاد ماده‌ها باشد، زیرا آلفای کرونباخ با طول مقیاس رابطه مستقیم دارد. از دیدگاه روان‌سنجی، چنین مقدار بالایی زمانی که ساختار عاملی ابزار تأیید شده و ماده‌ها نواحی مفهومی متفاوت ولی مرتبطی را می‌پوشانند، نشانه انسجام مفهومی و کفایت اندازه‌گیری سازه و نه تکرار ماده‌ها است (کالین، ۲۰۲۳).

• نتیجه‌گیری

درمجموع مطالعه حاضر نشان داد که ابزار RSEPR، ابزاری معتبر در حوزه سنجش حساسیت به طرد، در میان زوجین است و در مقایسه با ابزارهای موجود در این زمینه که آن را به‌عنوان یک ساختار واحد می‌سنجند، RSEPR، سنجش جداگانه‌ای از هریک از سه مؤلفه نظری حساسیت به طرد فراهم می‌کند. این امر می‌تواند به درک بهتر فرایندهای هیجانی، شناختی و رفتاری مختلف مرتبط با حساسیت به طرد کمک کند و نشان دهد که چگونه این فرایندها می‌توانند به‌گونه‌ای متفاوت بر رفتارهای بین‌فردی در میان زوجین تأثیر بگذارند؛ تأثیری که ممکن است به رضایت در رابطه یا درمقابل، به ناراحتی و فروپاشی رابطه منجر شود. این موضوع به نوبه خود می‌تواند راه را برای طراحی مداخلات درمانی متناسب با مؤلفه‌های خاص حساسیت به طرد که در فرد بالا هستند، هموار سازد. همچنین این ابزار در ارزیابی روانی یا درمان مراجعانی که دارای مشکلاتی در حوزه روابط بین‌فردی، اضطراب اجتماعی یا اختلال‌های دلبستگی هستند، می‌تواند تصویر جامع‌تری از حساسیت روان‌شناختی فرد نسبت به طرد ارائه دهد.

علی‌رغم تلاش جهت رعایت اصول مربوط به پژوهش‌های تحلیل عاملی اما این تحقیق نیز همانند هر پژوهش دیگری با محدودیت‌هایی همراه بود. یکی از محدودیت‌ها مسئله تعمیم‌پذیری است که با توجه به اینکه آزمودنی‌های این پژوهش منحصر به استان کردستان و شیوه نمونه‌گیری در دسترس بوده و با در نظر گرفتن ویژگی‌های فرهنگی، زبانی و قومیتی خاص این منطقه، بایستی در تعمیم‌پذیری نتایج جوانب احتیاط رعایت گردد. در این راستا برای افزایش تعمیم‌پذیری و دستیابی به داده‌های قابل تعمیم در سطح ملی، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی از نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی‌شده یا خوشه‌ای در استان‌ها و اقوام و فرهنگ‌های مختلف ایرانی استفاده شود. همچنین از دیگر محدودیت‌های این پژوهش می‌توان گفت که با وجود گمنامی نمونه، به‌کارگیری ابزار خودگزارشی می‌تواند باعث شود تا مشارکت‌کنندگان جهت کسب تأیید اجتماعی و یا اجتناب از بدنامی صادقانه پاسخ نداده و پاسخ‌های خود را تحریف کرده باشند. براین اساس، پیشنهاد می‌شود که جهت تأیید مقیاس‌های خودگزارش‌دهی از سایر روش‌های سنجش مانند مشاهده، مصاحبه و سایر شاخص‌های بالینی استفاده گردد. درنهایت و در خصوص مقادیر بالای آلفای کرونباخ به دست آمده که ممکن است حاکی از همپوشانی محتوایی ماده‌ها باشد، بررسی اعتبار ترکیبی (CR) و میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) در پژوهش‌های آتی توصیه می‌شود.

• تعارض منافع

بدین‌وسیله نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد و تعارض منافی در خصوص پژوهش حاضر وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

نویسندگان این مقاله از تمامی شرکت‌کنندگانی که با مشارکت خود، به روند اجرای پژوهش کمک نمودند، مراتب امتنان و قدردانی خود را اعلام می‌دارند.

• منابع

- خوشکام، سمیرا، بهرامی، فاطمه، رحمت‌الهی، فرحناز، و نجارپوریان، سمانه. (۱۳۹۳). خصوصیات روان‌سنجی پرسشنامه حساسیت به طرد در دانشجویان. *پژوهش‌های روان‌شناختی*، ۱۷(۱)، ۲۴-۴۴.
- یوسفی، ناصر. (۱۳۹۰). روان‌سنجی مقیاس کیفیت زناشویی، فرم تجدیدنظرشده. (RDAS) *پژوهش‌های روان‌شناسی بالینی و مشاوره*، ۱(۲). ۲۰۰-۱۸۳. <https://doi.org/10.22067/IJAP.V1I2.9534>
- Allen, K. A., Gray, D. L., Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (2022). The need to belong: A deep dive into the origins, implications, and future of a foundational construct. *Educational psychology review*, 34(2), 1133-1156. <https://doi.org/10.1007/s10648-021-09633-6>
- Berenson, K. R., & Downey, G. (2006). Self-esteem and rejection sensitivity in close relationships. In M. Kernis (Ed.), *Self-esteem: Issues and answers* (pp. 367–374). Psychology Press.
- Berenson, K. R., Gyurak, A., Ayduk, Ö., Downey, G., Garner, M. J., Mogg, K., ... & Pine, D. S. (2009). Rejection sensitivity and disruption of attention by social threat cues. *Journal of research in personality*, 43(6), 1064-1072. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2009.07.007>
- Busby, D. M., Christensen, C., Crane, D. R., & Larson, J. H. (1995). A revision of the Dyadic Adjustment Scale for use with distressed and non-distressed couples: Construct hierarchy and multidimensional scales. *Journal of Marital and Family Therapy*, 21, 289–308. <https://doi.org/10.1111/j.1752-0606.1995.tb00163.x>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. routledge.
- Downey, G., & Feldman, S. I. (1996). Implications of rejection sensitivity for intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(6), 1327–1343. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.6.1327>
- Du, X., Ding, C., Xiang, G., Li, Q., Liu, X., Xiao, M., ... & Chen, H. (2024). Rejection sensitivity and reactive aggression in early adults: the mediating role of loneliness and maladaptive coping. *Psychological reports*, 127(2), 786-806. <https://doi.org/10.1177/00332941221125771>
- Feinstein, B. A. (2020). The rejection sensitivity model as a framework for understanding sexual minority mental health. *Archives of Sexual Behavior*, 49(7), 2247-2258. <https://doi.org/10.1007/s10508-019-1428-3>
- Gao, S., Assink, M., Liu, T., Chan, K. L., & Ip, P. (2021). Associations between rejection sensitivity, aggression, and victimization: A meta-analytic review. *Trauma, Violence, & Abuse*, 22(1), 125-135. <https://doi.org/10.1177/1524838019833005>
- Hollist, C. S., & Miller, R. B. (2005). Perceptions of attachment style and marital quality in midlife marriage. *Family Relations*, 54(1), 46-57. <https://doi.org/10.1111/j.0197-6664.2005.00005.x>
- Innamorati, M., Balsamo, M., Fairfield, B., Fabbriatore, M., Tamburello, A., & Saggino, A. (2014). Construct validity and reliability of the adult rejection sensitivity questionnaire: A comparison of three factor models. *Depression research and treatment*, 2014(1), 972424. <https://doi.org/10.1155/2014/972424>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- Lord, K. A., Liverant, G. I., Stewart, J. G., Hayes-Skelton, S. A., & Suvak, M. K. (2022). An evaluation of the construct validity of the Adult Rejection Sensitivity Questionnaire. *Psychological Assessment*, 34(11), 1062. <https://doi.org/10.1037/pas0001168>
- Mishra, M., & Allen, M. S. (2023). Rejection sensitivity and romantic relationships: A systematic review and meta-analysis. *Personality and Individual Differences*, 208, 112186. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112186>
- Natarajan, G., & Prasad, A. (2023). Construction and validation of Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire—Partner (RSEPR-P). *Journal of Marital and Family Therapy*, 49(1), 129-150. <https://doi.org/10.1111/jmft.12610>
- Norona, J. C., & Welsh, D. P. (2016). Rejection sensitivity and relationship satisfaction in dating relationships: The mediating role of differentiation of self. *Couple and Family Psychology: Research and Practice*, 5(2), 124–135. <https://doi.org/10.1037/cfp0000056>
- Richter, M., & Schoebi, D. (2021). Rejection sensitivity in intimate relationships: Implications for perceived partner responsiveness. *Zeitschrift für Psychologie*, 229(3), 165–170. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000448>
- Richter, M., Kouri, G., Meuwly, N., & Schoebi, D. (2024). Rejection in romantic relationships: Does rejection sensitivity modulate emotional responses to perceptions of negative interactions?. *BMC psychology*, 12(1), 365. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01864-w>
- Romero-Canyas, R., Downey, G., Berenson, K., Ayduk, O., & Kang, N. J. (2010). Rejection sensitivity and the rejection–hostility link in romantic relationships. *Journal of personality*, 78(1), 119-148. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2009.00611.x>

- Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 15-28. <https://doi.org/10.2307/350547>
- Zimmer-Gembeck, M. J., Gardner, A. A., Hawes, T., Masters, M. R., Waters, A. M., & Farrell, L. J. (2021). Rejection sensitivity and the development of social anxiety symptoms during adolescence: A five-year longitudinal study. *International Journal of Behavioral Development*, 45(3), 204-215. <https://doi.org/10.1177/0165025421995921>

الگوی ساختاری سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری در نوجوانان: نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای

A Structural Model of Insecure Attachment Styles and Intolerance of Uncertainty with Obsessive-Compulsive Symptoms: The Mediating Role of Experiential Avoidance

Fatemeh Hassanloo, PhD Student

Narjes Ameri, PhD Student

Mahmoud Najafi, PhD ✉

فاطمه حسنلو^۱

نرجس عامری^۱

محمود نجفی^۲

Abstract

The present study aimed to examine the mediating role of experiential avoidance in the relationship between insecure attachment styles and intolerance of uncertainty with obsessive-compulsive symptoms in adolescents. This research employed a descriptive-correlational design. The statistical population included all junior and senior high school students in Karaj during the 2024–2025 academic year. A sample of 397 students was selected through multistage cluster random sampling. Data were collected using the Attachment Style Questionnaire (Hazan & Shaver, 1987), Child Version of the Obsessive-Compulsive Inventory (Foa et al., 2010), the Intolerance of Uncertainty Scale (Carleton et al., 2007), and the Acceptance and Action Questionnaire-II (Bond et al., 2011). The data were analyzed using SPSS 26, AMOS 24, and structural equation modeling (SEM). The findings indicated that insecure attachment styles had a significant positive effect on obsessive-compulsive symptoms and were significant predictors of experiential avoidance. Furthermore, a significant positive relationship was observed between experiential avoidance and obsessive-compulsive symptoms. The results also revealed a significant indirect effect of insecure attachment styles on obsessive-compulsive symptoms through experiential avoidance in adolescents. The findings of the study provide an integrated model for a deeper understanding of the relationships among insecure attachment styles, intolerance of uncertainty, and obsessive-compulsive symptoms in adolescents. Moreover, the results emphasize the important role of experiential avoidance in this process. These results can be applied in the development of effective psychotherapeutic interventions for adolescents.

Keywords: Experiential Avoidance, Insecure Attachment Styles, Intolerance of Uncertainty, Obsessive-Compulsive Symptoms

چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای در رابطه سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری در نوجوانان انجام شد. روش پژوهش، توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان متوسطه اول و دوم شهر کرج در سال تحصیلی ۱۴۰۴-۱۴۰۳ بود. از این بین، ۳۹۷ نفر با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شدند. ابزارها شامل پرسشنامه سبک‌های دلبستگی (هازن و شاور، ۱۹۸۷)، سیاهه وسواس فکری - اجباری نسخه کودکان (فوا و همکاران، ۲۰۱۰)، مقیاس نبود تحمل بلا تکلیفی (کارلتون و همکاران، ۲۰۰۷) و پرسشنامه پذیرش و عمل - نسخه دوم (بوند و همکاران، ۲۰۱۱) بود. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای SPSS26 و AMOS24 و روش مدل معادلات ساختاری استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که سبک‌های دلبستگی ناایمن تأثیر مثبت و معناداری بر علائم وسواسی - اجباری داشتند و سبک‌های دلبستگی ناایمن پیش‌بینی‌کننده معنادار اجتناب تجربه‌ای بودند. افزون‌بر این، بین اجتناب تجربه‌ای و علائم وسواسی - اجباری رابطه مثبت و معناداری مشاهده شد. نتایج حاکی از اثر غیرمستقیم معنادار سبک‌های دلبستگی ناایمن بر علائم وسواسی - اجباری از طریق اجتناب تجربه‌ای در نوجوانان بود. یافته‌های پژوهش، مدلی یکپارچه برای درک بهتر روابط سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری ارائه می‌دهد و بر نقش اجتناب تجربه‌ای در این فرایند تأکید دارد. این یافته‌ها می‌توانند در طراحی مداخلات روان‌درمانی مؤثر برای نوجوانان مورد استفاده قرار گیرند.

واژه‌های کلیدی: سبک‌های دلبستگی ناایمن، نبود تحمل بلا تکلیفی، علائم وسواسی - اجباری، اجتناب تجربه‌ای

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۵/۲۵ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۹/۲۵

۱. گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی بالینی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

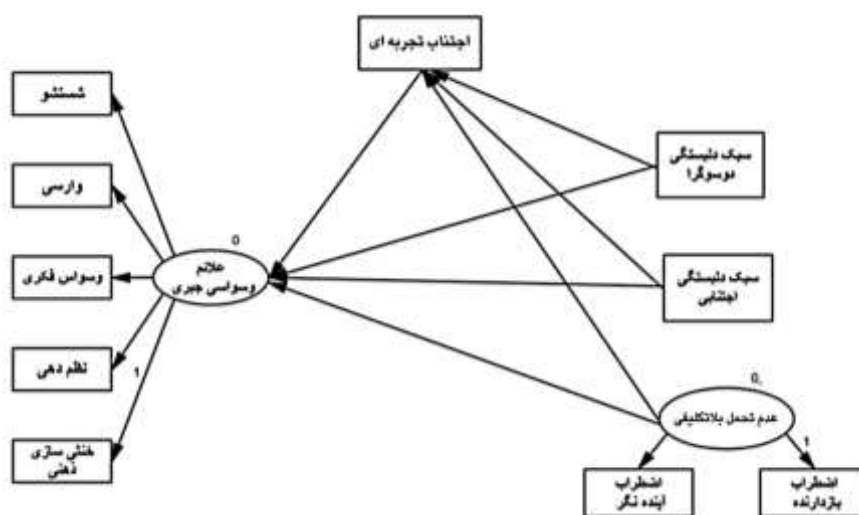
اختلال وسواسی- اجباری (obsessive-compulsive disorder) با افکار، تصاویر، رفتار و فعالیت‌های ذهنی تکراری و مزاحم شناخته می‌شود. براساس طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها، ۳۰ تا ۵۰ درصد از بزرگسالان دارای این اختلال، شروع علائم خود را از دوران کودکی گزارش می‌کنند (سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۲۴). در ایران، شیوع این اختلال در کودکان و نوجوانان، ۳/۱ درصد در پسران و ۳/۸ درصد در دختران گزارش شده و بیشترین میزان شیوع در بازه سنی ۱۰ تا ۱۸ سالگی مشاهده شده است (محمدی و همکاران، ۲۰۲۱). علائم اختلال وسواسی- اجباری در کودکان و نوجوانان می‌تواند با مشکلات رشدی مانند ضعف روابط بین‌فردی، کاهش استقلال و مشکلات تحصیلی همراه باشد (انجمن روان‌پزشکی آمریکا، ۲۰۲۲). همچنین، مطالعات نشان داده‌اند که اختلال وسواسی- اجباری در این گروه سنی، پیامدهای گسترده‌ای در حوزه‌های تحصیلی، سلامت روانی و کیفیت زندگی نوجوانان به دنبال دارد. علاوه بر کیفیت زندگی پایین‌تر، افراد دارای اختلال وسواسی- اجباری، ممکن است در موقعیت‌های روزمره، اضطراب و احساس شرم بیشتری را تجربه کنند و خود را غیرعادی بدانند و در نتیجه به تدریج دچار انزوای اجتماعی شوند (فروش و نجفی، ۱۴۰۵؛ کیز و همکاران، ۲۰۱۸؛ کلوشیا و همکاران، ۲۰۱۷). با توجه به پیامدهای این اختلال، بررسی عوامل سبب‌شناختی و نگهدارنده حائز اهمیت است.

یکی از عوامل زمینه‌ساز علائم وسواسی- اجباری، رابطه اولیه نوجوان با والدین می‌تواند باشد (محمدعادل طیب و همکاران، ۲۰۲۴). پیوند عاطفی اولیه والد-فرزند که با عنوان دلبستگی (attachment) شناخته می‌شود، نقش مهمی در چگونگی شکل‌گیری الگوهای ذهنی فرد درباره خود، دیگران و جهان دارد که بر ادراکات، احساسات و رفتارهای فرد تأثیر می‌گذارد (بالبی، ۱۹۸۸). مری اینزورث، طبق مطالعات تجربی خود، سبک‌های دلبستگی ایمن (secure attachment style)، نایمن دوسوگرا (ambivalent attachment style) و نایمن اجتنابی (avoidant attachment style) را معرفی کرد (اوسترگارد هاگلکوئیست، ۲۰۱۶). یکی از حوزه‌های مهم ارتباط سبک‌های دلبستگی و مشکلات روان‌شناختی، اختلال وسواسی- اجباری است. پژوهش‌ها نشان می‌دهند که سبک‌های دلبستگی نایمن با افزایش شدت و تداوم علائم وسواسی- اجباری همراه هستند و می‌تواند زمینه‌ساز افکار مزاحم و رفتارهای وسواسی شوند (هودنی و همکاران، ۲۰۲۱؛ ون لیوون و همکاران، ۲۰۲۰). در همین راستا، نتایج مقاله مروری کولایتیت و همکاران (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که اگرچه در زمینه ارتباط الگوهای دلبستگی و اختلال وسواسی- اجباری اتفاق نظر کامل وجود ندارد، اما سبک دلبستگی دوسوگرا، در بیشتر مطالعات، با بروز و شدت بالاتر علائم وسواسی- اجباری مرتبط بوده و می‌تواند پاسخ به درمان را ضعیف‌تر کند (هودنی و همکاران، ۲۰۲۱)؛ درمقابل، سبک دلبستگی ایمن به عنوان عامل محافظ در برابر بروز یا تشدید این اختلال عمل می‌کند (دورون، ۲۰۲۰).

یکی از عوامل خطر شناختی در اختلال وسواسی- اجباری، ناتوانی در تحمل بلا تکلیفی (intolerance of uncertainty) است (ناولز و اولاتونجی، ۲۰۲۳) که به دشواری در تحمل موقعیت‌های مبهم و نامطمئن اشاره دارد و با واکنش‌های هیجانی، شناختی و رفتاری همراه است. افراد دارای این ویژگی، رویداد منفی را به عنوان امری تهدیدکننده تلقی می‌کنند و در مواجهه با موقعیت‌های ناشناخته، هیجاناتی مانند ترس و اضطراب را تجربه می‌کنند. نبود تحمل بلا تکلیفی شامل دو بُعد آینده‌نگر و بازدارنده است؛ یعنی نه تنها با واکنش‌های منفی به ابهام در زمان حال همراه است، بلکه پیش‌بینی منفی درباره آینده و ناتوانی در مواجهه با ناشناخته‌ها را نیز دربر می‌گیرد (زهرائی و همکاران، ۱۳۹۸؛ فریستون و همکاران، ۱۹۹۴؛ کارلتون، ۲۰۱۶؛ کارلتون و همکاران، ۲۰۰۷). مطالعات نشانگر همبستگی مثبت بین نبود تحمل بلا تکلیفی و شدت علائم وسواس هستند. افراد دارای سطوح بالای این ویژگی، برای کاهش ناراحتی ناشی از ابهام، اغلب به وسواس‌ها و اجبارهای ناسازگارانه متوسل شوند (تولین و همکاران، ۲۰۰۳؛ خو و همکاران، ۲۰۲۴). پینکیوتی و همکاران (۲۰۲۱) نیز گزارش کرده‌اند که نمره کلی نبود تحمل بلا تکلیفی با تمام ابعاد اختلال وسواسی- اجباری ارتباط دارد اما بُعد بازدارنده ارتباط قوی‌تری با برخی ابعاد نشان می‌دهد. با این حال، نتایج پژوهش شهابت دهسرخ و زمانی وسطی کلائی (۱۴۰۳) برخلاف انتظارات، حاکی از همبستگی منفی بین این متغیر و علائم وسواسی- اجباری بود. بنابراین، بررسی بیشتر در خصوص نقش نبود تحمل بلا تکلیفی و عوامل مؤثر بر آن در بروز وسواسی- اجباری ضروری به نظر می‌رسد.

یکی از مفاهیمی که به‌عنوان یک فرآیند فراتشخیصی و فرافرهنگی مرتبط با اختلال‌های افسردگی، اضطراب و اختلال‌های وسواسی-اجباری شناسایی شده، اجتناب تجربه‌ای (experiential avoidance) است. این مفهوم از دیدگاه درمان مبتنی بر پذیرش و تعهد (acceptance and commitment therapy)، از فرایندهای آسیب‌شناسانه‌کلیدی در شکل‌گیری و تداوم اختلال‌های روانی است (اکبری و همکاران، ۲۰۲۲). اجتناب تجربه‌ای، به‌معنای نبود تمایل فرد برای تحمل تجربیات درونی ناراحت‌کننده مانند افکار، احساسات، خاطرات یا حس‌های جسمی است و همچنین شامل تلاش‌های ناسالم برای اجتناب، کنترل یا حذف این تجربیات ناخوشایند است (هیز و همکاران، ۱۹۹۶؛ هیز و همکاران، ۲۰۱۲). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که افراد دارای اختلال وسواسی-اجباری، سطوح بالاتری از اجتناب تجربه‌ای را تجربه می‌کنند (شیونگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ عامری و نجفی، ۱۴۰۰). طبق نتایج پژوهش سیلوا و همکاران (۲۰۲۴)، رابطه معنادار اما ضعیف بین اجتناب تجربه‌ای و علائم وسواسی-اجباری در نمونه غیربالینی دانشجویان بود. ازطرف دیگر، آنجلاکیس و پسفتوگیانی (۲۰۲۱) در مرور سیستماتیک به این نتیجه رسیده‌اند که ارتباط بین اختلال وسواسی-اجباری و اجتناب تجربه‌ای متوسط است و به تفاوت همبستگی بسته به نوع علائم وسواسی-اجباری اشاره کرده‌اند.

باتوجه به پیامدهای اختلال وسواسی-اجباری در نوجوانان (کیز و همکاران، ۲۰۱۸؛ کلوشیا و همکاران، ۲۰۱۷) و نتایج متناقض برخی پژوهش‌ها (پینکیوتی و همکاران، ۲۰۲۱؛ شهامت دهسرخ و زمانی وسطی کلائی، ۱۴۰۳) درخصوص عوامل مؤثر بر آن، بررسی دقیق‌تر این عوامل ضروری است. همچنین، علی‌رغم مطالعات صورت گرفته، نیاز به بررسی بیشتر ابعاد مختلف وسواسی-اجباری در نوجوانان به‌عنوان یک گروه سنی خاص وجود دارد. طبق مدل پیشنهادی فرض می‌شود که سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی تأثیر مستقیم بر نشانگان وسواس دارند. همچنین، سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی از طریق اجتناب تجربه‌ای بر علائم وسواسی-اجباری اثر غیرمستقیم دارد (شکل ۱). بنابراین، پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای در رابطه سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی-اجباری در نوجوانان انجام شد. سؤال اصلی پژوهش حاضر این بود که آیا در مدل ارائه شده، اجتناب تجربه‌ای نقش میانجی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی-اجباری در نوجوانان دارد؟



شکل ۱. مدل فرضی پژوهش

روش

روش پژوهش، توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان متوسطه اول و دوم شهر کرج در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. برای تعیین حجم نمونه در مدل معادلات ساختاری، طبق توصیه لوهلین و بوجین (۲۰۱۷)، نمونه‌های کمتر از ۱۰۰ نفر نامناسب و نمونه‌های بیش از ۲۰۰ نفر برای برازش مناسب مدل مطلوب هستند. به‌منظور افزایش توان آزمون و با در نظر گرفتن احتمال ریزش پاسخ‌دهندگان، ۴۲۰ پرسشنامه توزیع شد. پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص و بررسی معیارهای ورود و خروج، ۳۹۷

دانش‌آموز (۲۶۰ دختر و ۱۳۷ پسر) به‌عنوان نمونه نهایی پژوهش انتخاب شدند. روش نمونه‌گیری، تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای بود. فرآیند نمونه‌گیری به این صورت بود که ابتدا از میان چهار ناحیه آموزشی شهر کرج، ناحیه ۲ به‌صورت تصادفی انتخاب گردید. سپس، از فهرست مدارس متوسطه اول و دوم این ناحیه، ۶ مدرسه انتخاب شد. سپس، پرسشنامه‌ها به‌صورت حضوری و مجازی در اختیار شرکت‌کنندگان قرار گرفت. معیارهای ورود شامل حداقل سن ۱۳ و حداکثر ۱۸ سال و تمایل به همکاری بود. درمقابل، معیارهای خروج از پژوهش شامل تکمیل ناقص یا پاسخ‌دهی تصادفی به پرسشنامه‌ها، ابتلا به بیماری‌های طبی یا روان‌پزشکی براساس گزارش شخصی شرکت‌کنندگان و نبود تمایل به ادامه همکاری بود. در اجرای پژوهش، اصول اخلاقی مانند محرمانه ماندن اطلاعات رعایت شد. جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از SPSS26 و AMOS24 استفاده شد.

• ابزارها

الف) پرسشنامه سبک‌های دلبستگی (attachment styles questionnaire-ASQ): این مقیاس توسط هازن و شیور (۱۹۸۷) تدوین شده و دارای ۱۵ ماده است که به هریک از سه سبک دلبستگی ایمن (۵ ماده)، اجتنابی (۵ ماده) و دوسوگرا (۵ ماده) اختصاص دارد. با مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت (هرگز = نمره صفر تا تقریباً همیشه = ۴) نمره‌گذاری می‌شود. دامنه نمرات در هر زیرمقیاس از صفر تا ۲۰ است. کسب نمره بالاتر در هر زیرمقیاس نشان‌دهنده شدت بیشتر آن سبک دلبستگی است. آلفای کرونباخ این پرسشنامه ۰/۷۸ و اعتبار بازآزمایی آن ۰/۸۱ گزارش شده است. نسخه فارسی این پرسشنامه توسط رحیمیان بوگر و همکاران (۱۳۸۶) هنجاریابی شده است. آنها ضریب آلفای کرونباخ را برای خرده‌مقیاس‌های دلبستگی ایمن، اجتنابی و دوسوگرا به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۸۱ و ۰/۸۳ گزارش کرده‌اند. در مطالعه حفاظتی طریقه و نجفی (۱۴۰۴) نیز ضرایب آلفای کرونباخ برای سبک‌های ایمن، اجتنابی و دوسوگرا به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۹ و ۰/۶۸ گزارش شده است. در پژوهش حاضر، ضریب آلفای کرونباخ برای دلبستگی اجتنابی و دوسوگرا به ترتیب ۰/۷۷ و ۰/۸۲ به‌دست آمد. OCI-CV.

ب) سیاهه وسواس فکری- عملی نسخه کودکان (child version of the obsessive-compulsive inventory- OCI-CV)

(CV): این سیاهه خودگزارشی توسط فوا و همکاران (۲۰۱۰) به‌منظور ارزیابی علائم اختلال وسواسی- اجباری در کودکان تدوین شده است. این سیاهه دارای ۱۸ ماده و ۵ خرده مقیاس شامل واری کردن (۵ ماده)، وسواس فکری (۴ ماده)، شستشو (۳ ماده)، نظم (۳ ماده) و خنثی‌سازی (۳ ماده) است. با مقیاس ۳ درجه‌ای لیکرت (هرگز = نمره صفر تا همیشه = نمره ۲) نمره‌گذاری می‌شود. امتیاز بالاتر در هر زیرمقیاس نشان‌دهنده شدت بیشتر علائم وسواسی- اجباری است. دامنه نمرات این پرسشنامه از صفر تا ۳۶ است. اعتبار حاصل از همسانی درونی این پرسشنامه در دامنه ۰/۸۱ تا ۰/۸۸ و اعتبار حاصل از روش بازآزمایی در دامنه ۰/۶۸ تا ۰/۸۹ گزارش شده است. هییتی و همکاران (۱۳۹۶) نسخه فارسی این پرسشنامه را هنجاریابی کرده‌اند و آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌ها در دامنه ۰/۶۳ تا ۰/۸۴ به‌دست آمده و ضرایب اعتبار به شیوه بازآزمایی در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۵۸ محاسبه شده است. در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ این پرسشنامه ۰/۸۴ به‌دست آمد.

ج) مقیاس نبود تحمل بلا تکلیفی- فرم کوتاه (intolerance of uncertainty scale-short version- IUS-SV): این مقیاس

توسط کارلتون و همکاران (۲۰۰۷) به‌منظور سنجش واکنش به موقعیت‌های مبهم در آینده طراحی شده است. این مقیاس دارای ۱۲ ماده و ۲ مؤلفه اضطراب آینده‌نگر (۷ ماده) و اضطراب بازدارنده (۵ ماده) است و براساس طیف لیکرت ۵ درجه‌ای (کاملاً نادرست = ۱ تا کاملاً درست = ۵) درجه‌بندی می‌شود. در این مقیاس، نمره بالا نشان‌دهنده میزان بیشتر نبود تحمل بلا تکلیفی و دامنه نمرات بین ۱۲ تا ۶۰ است. همسانی درونی نمره کل ۰/۹۱ و خرده‌مقیاس‌های اضطراب آینده‌نگر و اضطراب بازدارنده ۰/۸۵ و ۰/۸۵ گزارش شده است. رشتیری و همکاران (۱۴۰۱)، نسخه فارسی این پرسشنامه را هنجاریابی نموده‌اند و همبستگی این پرسشنامه را با ابزارهای همگرا مثبت و معنادار بدست آورده‌اند که نشانگر روایی همگرای مطلوب این ابزار است. همچنین، ضریب آلفای کرونباخ نمره کل، اضطراب آینده‌نگر و اضطراب بازدارنده را به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۸۱ و ۰/۸۴ گزارش کرده‌اند. در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ این پرسشنامه ۰/۸۶ به‌دست آمد.

(د) پرسشنامه پذیرش و عمل - نسخه دوم (acceptance and action questionnaire-II- AAQ-II): این پرسشنامه توسط

بوند و همکاران (۲۰۱۱) طراحی شده است که با ۷ ماده به ارزیابی اجتناب از تجربه هیجانی می‌پردازد. نمره‌گذاری این پرسشنامه با طیف ۷ درجه‌ای لیکرت (از به هیچ وجه در مورد من صدق نمی‌کند = ۱ تا همیشه در مورد من صدق می‌کند = ۷) انجام می‌گیرد. دامنه نمرات این پرسشنامه از ۷ تا ۴۹ است. میانگین ضریب آلفای کرونباخ نسخه انگلیسی پرسشنامه ۰/۸۴ و اعتبار بازآزمایی آن در فاصله ۳ ماه ۰/۸۱ و پس از ۱۲ ماه ۰/۷۹ محاسبه شده است. روایی همگرای این پرسشنامه از طریق همبستگی‌های مثبت و معنادار اجتناب تجربه‌ای با مقیاس‌های افسردگی، اضطراب، استرس و پریشانی روانی تأیید شد. ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی این پرسشنامه توسط عباسی و همکاران (۱۳۹۱) مورد بررسی قرار گرفته و ضریب همسانی درونی ۰/۸۹ و ضریب تصنیف ۰/۷۱ گزارش شده است. همچنین، طبق یافته‌های عباسی و همکاران (۱۳۹۱)، همبستگی‌های معنادار به‌دست آمده، مؤید روایی همگرا و افتراقی نسخه فارسی این پرسشنامه بود. آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۸۶ محاسبه گردید.

• یافته‌ها

دامنه سنی شرکت‌کنندگان بین ۱۳ تا ۱۸ سال و میانگین سنی آنها ۱۵/۲۸ سال با انحراف معیار ۱/۵۹ بود. از بین شرکت‌کنندگان ۲۶۰ نفر (۶۵/۵ درصد) دختر و ۱۳۷ نفر (۳۴/۵ درصد) مرد بودند. از لحاظ مقطع تحصیلی ۵۹ نفر در پایه هفتم (۱۴/۹ درصد)، ۸۸ نفر در پایه هشتم (۲۲/۲ درصد)، ۷۴ نفر پایه نهم (۱۸/۶ درصد)، ۶۶ نفر پایه دهم (۱۶/۶ درصد)، ۴۷ نفر پایه یازدهم (۱۱/۸ درصد) و ۶۳ نفر در پایه دوازدهم (۱۵/۹ درصد) مشغول به تحصیل بودند. آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	زیر مقیاس	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
سبک‌های دلبستگی	سبک دلبستگی دوسوگرا	۰	۲۰	۸/۰۹	۴/۴۲	۰/۳۲	-۰/۵۱
ناایمن	سبک دلبستگی اجتنابی	۰	۲۰	۸/۷۱	۴/۵۹	۰/۲۷	-۰/۶۲
نبود تحمل بلاتکلیفی	اضطراب آینده‌نگر	۷	۳۵	۱۹/۹۴	۵/۸۲	۰/۰۲۳	-۰/۳۶
	اضطراب بازدارنده	۵	۲۵	۱۴/۶۹	۳/۶۹	۰/۱۵	۰/۲۷
	نمره کل نبود تحمل بلاتکلیفی	۱۳	۵۷	۳۴/۶۴	۸/۳۶	۰/۰۸۸	-۰/۰۶۵
اجتناب تجربه‌ای	-	۷	۴۹	۲۱/۸۱	۱۰/۳۹	۰/۵۲	-۰/۴۷
علائم وسواسی جبری	شستشو	۰	۶	۱/۷۰	۱/۵۴	۰/۷۶	-۰/۰۵۴
	وسواس فکری	۰	۸	۳/۴۷	۲/۰۶	۰/۱۰	-۰/۶۵
	نظم	۰	۶	۲/۹۰	۱/۷۸	۰/۰۹۷	-۰/۸۷
	وارسی کردن	۰	۱۰	۳/۹۲	۲/۴۴	۰/۴۳	-۰/۴۳
	خنثی‌سازی	۰	۶	۱/۴۸	۱/۴۵	۰/۸۹	۰/۲۴
	نمره کل علائم وسواسی جبری	۰	۳۲	۱۳/۵۰	۶/۶۰	۰/۳۳	-۰/۳۴

در جدول ۱ میانگین و انحراف معیار نمرات مربوط به متغیرهای پژوهش ارائه شده است. همچنین نتایج کجی و کشیدگی جهت نرمال بودن داده‌ها آمده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود شاخص‌های کجی و کشیدگی همه متغیرهای آشکار بین -۲ و ۲ قرار دارد که حاکی از نرمال بودن توزیع متغیرها و مناسب بودن آنها جهت انجام مدل معادلات ساختاری است. پیش از تحلیل داده‌ها، مفروضه‌های مدل معادلات ساختاری بررسی شد. جهت بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها از آزمون کولموگروف-اسمیرنف استفاده شد که نتایج نشانگر توزیع نرمال نمرات متغیرهای پژوهش بودند ($p > ۰/۰۵$). باتوجه به اینکه زیربنای مدل معادلات ساختاری مبتنی بر ماتریس همبستگی نمونه است، در جدول ۲ ضرایب همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش گزارش شده است.

طبق نتایج جدول ۲، بین همه متغیرهای پژوهش همبستگی معنادار وجود دارد. جهت بررسی مفروضه نبود وجود خودهمبستگی در خطاهای پژوهش، از آماره دوربین-واتسون استفاده شد که مقدار آن ۱/۹۶ به‌دست آمد؛ از آنجاکه مقدار موردنظر در دامنه ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد می‌توان گفت مفروضه نبود وجود خودهمبستگی مورد تأیید است. همچنین مفروضه هم‌خطی برای متغیرهای برونزای پژوهش

با استفاده از ضریب تحمل و عامل تورم واریانس بررسی شد. نتایج نشان داد مفروضه هم‌خطی محقق شده است؛ زیرا مقدار ضریب تحمل در تمامی متغیرها به عدد یک نزدیک بود و مقادیر عامل تورم واریانس در همه آنها از حد بحرانی ۲ کمتر بود. بررسی شاخص کفایت حجم نمونه (۰/۷۶) و شاخص کرویت بارتلت ($p < ۰/۰۱$ و $df=۱۰$) حاکی از برآورده شدن ملاک‌های لازم برای مدل معادلات ساختاری بود.

جدول ۲. ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

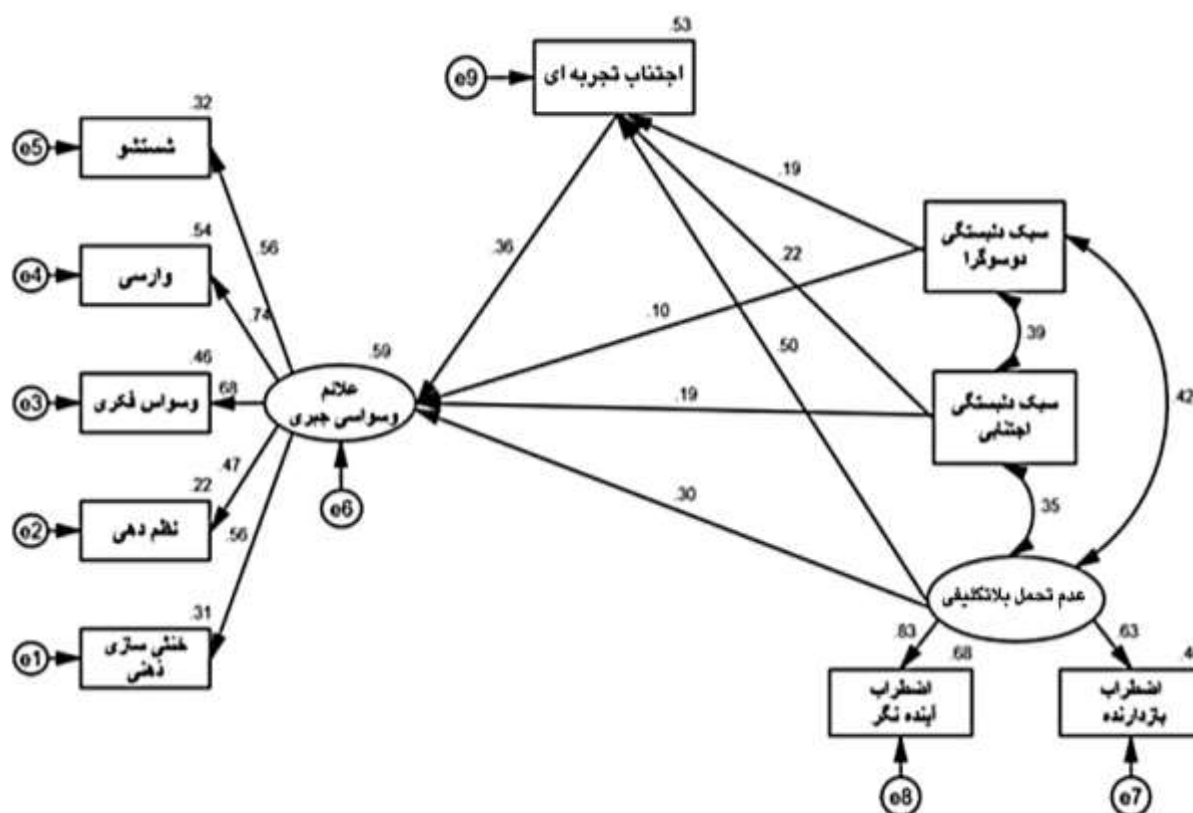
متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹
۱- دل‌بستگی دوسوگرا									
۲- دل‌بستگی اجتنابی	۰/۳۹**								
۳- اضطراب آینده نگر	۰/۳۶**	۰/۳۰**							
۴- اضطراب بازدارنده	۰/۲۲**	۰/۱۷**	۰/۵۲**			۱			
۵- نبود تحمل بلا تکلیفی	۰/۳۵**	۰/۲۸**	۰/۹۲**	۰/۸۰**			۱		
۶- اجتناب تجربه‌ای	۰/۴۹**	۰/۴۶**	۰/۵۴**	۰/۴۱**	۰/۳۹**			۱	
۷- علائم و سواس جبری	۰/۴۱**	۰/۴۳**	۰/۴۵**	۰/۳۷**	۰/۴۸**	۰/۵۹**			۱

** $p < ۰/۰۱$ * $p < ۰/۰۵$

جدول ۳ شاخص‌های برازش مدل پژوهش را نشان می‌دهد. طبق نتایج جدول ۳، براساس معیار هو و بنتلر (۱۹۹۹) مدل از برازش مطلوبی برخوردار است. ضرایب استاندارد مسیرهای مدل مفهومی در شکل ۲ نشان داده شده است.

جدول ۳. شاخص‌های برازش مدل پژوهش

شاخص برازندگی	X^2/df	CFI	NFI	GFI	AGFI	IFI	RMSEA	PCLOSE
مقادیر قابل قبول	$3 <$	$0/90 <$	$0/90 <$	$0/90 <$	$0/90 <$	$0/90 <$	$0/08 <$	$0/05 <$
مقادیر محاسبه شده	۲/۱۹	۰/۹۷	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۹۷	۰/۰۵۵	۰/۳۱۲



شکل ۲. مدل مفهومی پژوهش

جدول ۴ اثرات مستقیم بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. طبق نتایج جدول ۴، ضرایب مسیر مربوط به اثرهای مستقیم متغیرهای پژوهش در سطح ۰/۰۵ معنادار است. در ادامه به‌منظور آزمون معناداری نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای در رابطه سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری از آزمون بوت استرپ با ۲۰۰۰ نمونه استفاده شد.

جدول ۴. ضرایب استاندارد و غیراستاندارد مسیرهای مستقیم مدل پژوهش

متغیر پیش‌بین	متغیر ملاک	ضریب بتا	ضریب T	SE	C.R	P	نتیجه
دلبستگی دوسوگرا	علائم وسواسی - اجباری	۰/۱۰	۰/۰۱۹	۰/۰۱۰	۱/۹۷	۰/۰۴۹*	تأیید
دلبستگی دوسوگرا	اجتناب تجربه‌ای	۰/۱۹	۰/۴۵	۰/۱۰۸	۴/۱۸	۰/۰۰۱**	تأیید
دلبستگی اجتنابی	علائم وسواسی - اجباری	۰/۱۹	۰/۰۳۴	۰/۰۰۹	۳/۶۴	۰/۰۰۱**	تأیید
دلبستگی اجتنابی	اجتناب تجربه‌ای	۰/۲۱	۰/۴۹	۰/۰۹۸	۵/۰۱	۰/۰۰۱**	تأیید
نبود تحمل بلا تکلیفی	علائم وسواسی - اجباری	۰/۲۹	۰/۱۰	۰/۰۲۹	۳/۶۰	۰/۰۰۱**	تأیید
نبود تحمل بلا تکلیفی	اجتناب تجربه‌ای	۰/۵۰	۲/۲۴	۰/۲۸۲	۷/۹۴	۰/۰۰۱**	تأیید
اجتناب تجربه‌ای	علائم وسواسی - اجباری	۰/۳۵	۰/۰۲۸	۰/۰۰۶	۴/۶۵	۰/۰۰۱**	تأیید

**p<۰/۰۱

طبق نتایج جدول ۵، مسیرهای غیرمستقیم مدل تأیید شد. علاوه بر این، از آنجا که با ورود متغیر میانجی به مدل، ضریب اثر مستقیم متغیرهای پیش‌بین بر متغیر ملاک کاهش یافته اما همچنان از نظر آماری معنادار باقی مانده است، از آنجا که اثر مستقیم پس از کنترل متغیر میانجی به صفر نرسیده و معناداری خود را حفظ کرده است، نقش میانجی‌گری متغیر اجتناب تجربه‌ای از نوع جزئی تأیید می‌شود و متغیر اجتناب تجربه‌ای به‌صورت جزئی قادر به میانجی‌گری معنادار بین متغیرهای پیش‌بین و ملاک بود.

جدول ۵. نتایج آزمون بوت استرپ اثر غیرمستقیم مدل پژوهش

مسیر غیر مستقیم	اثر غیرمستقیم	خطای استاندارد	حد بالا	حد پایین	سطح معناداری
دلبستگی دوسوگرا ← اجتناب تجربه‌ای ← علائم وسواسی - اجباری	۰/۰۶۹	۰/۰۲۳	۰/۱۲۳	۰/۰۳۱	۰/۰۰۱*
دلبستگی اجتنابی ← اجتناب تجربه‌ای ← علائم وسواسی - اجباری	۰/۰۷۷	۰/۰۲۴	۰/۱۳۳	۰/۰۳۳	۰/۰۰۱*
نبود تحمل بلا تکلیفی ← اجتناب تجربه‌ای ← علائم وسواسی - اجباری	۰/۱۷۹	۰/۰۳۹	۰/۲۶۸	۰/۱۱۳	۰/۰۰۱*

*p<۰/۰۱

• بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای در رابطه سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری در نوجوانان انجام شد. بررسی‌های آماری نشان داد که مدل مفروض پژوهش از برازش مطلوبی برخوردار است. نخستین یافته پژوهش، نشان‌دهنده رابطه مستقیم سبک‌های دلبستگی ناایمن با علائم وسواسی - اجباری در نوجوانان بود که همسو با پژوهش‌های هودنی و همکاران (۲۰۲۱)، دورون (۲۰۲۰)، ون لیون و همکاران (۲۰۲۰) و مارش و همکاران (۲۰۲۴) است. در تبیین این یافته می‌توان گفت که براساس نظریه دلبستگی، کیفیت رابطه اولیه والد - فرزند منجر به شکل‌گیری بازنمایی‌های ذهنی در مورد خود، دیگران و دنیا می‌گردد (بالبی، ۱۹۹۸). درواقع، دلبستگی ناایمن به شکل‌گیری نگرش منفی نسبت به خود و دیگران می‌انجامد. افراد با سبک‌های دلبستگی ناایمن اغلب جهان را تهدیدآمیز درک کرده و خود را فاقد توانمندی کافی برای مقابله می‌دانند. در برخی افراد، این بازنمایی‌های ذهنی منجر به رفتارهای کمال‌گرایانه و علائم وسواسی - اجباری می‌شود تا از این طریق احساس کنترل و ارزش‌مندی تأمین شود (شاکه‌نیا و همکاران، ۱۳۹۶؛ هودنی و همکاران، ۲۰۲۱). علاوه بر این، افراد با دلبستگی ناایمن اغلب در تنظیم هیجان دچار مشکل هستند و قادر به بهره‌گیری از راهبردهای مقابله‌ای کارآمد نیستند و از مکانیزم‌های دفاعی رشدنا یافته‌ای همچون سرکوب، انکار و واکنش وارونه استفاده می‌کنند که با مشکلات سلامت روانی و شدت علائم وسواسی - اجباری مرتبط است (فلسفی و همکاران، ۱۴۰۰).

دیگر یافته پژوهش، تأیید رابطه مستقیم نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری در نوجوانان بود. این یافته با پژوهش‌های خو و همکاران (۲۰۲۴)، تولین و همکاران (۲۰۰۳) و ناولز و اولاتونجی (۲۰۲۳) همسو است. افرادی که سطح بالایی از نبود تحمل

بلا تکلیفی دارند، در مواجهه با موقعیت‌های مبهم یا نامطمئن، احتمال بروز خطر را بیش از حد برآورد می‌کنند. این ارزیابی اغراق‌آمیز، تجربه ذهنی تهدید را تشدید کرده و با واکنش‌های هیجانی منفی، به‌ویژه اضطراب همراه است. در چنین شرایطی، نیاز به اطمینان‌خواهی افزایش یافته و فرد به انجام رفتارهایی همچون تکرار، چک کردن مداوم یا جست‌وجوی اطمینان سوق می‌یابد. این رفتارها، گرچه به‌صورت موقت اضطراب را کاهش می‌دهند، اما در بلندمدت موجب تداوم چرخه وسواس می‌شوند (تولین و همکاران، ۲۰۰۳). به عبارت دیگر، افراد با تحمل‌ناپذیری بالای بلا تکلیفی، در مواجهه با موقعیت‌های مبهم دچار ناراحتی شدید می‌شوند و برای کاهش این ناراحتی، ممکن است به اجبارهایی مانند واریسی مکرر، اطمینان‌طلبی یا تفکر وسواسی متوسل شوند. این واکنش‌ها درواقع تلاشی برای بازگرداندن حس قطعیت و ایمنی ذهنی هستند که در شکل‌گیری و تداوم نشانه‌های وسواسی-اجباری نقش دارند (خو و همکاران، ۲۰۲۴). علاوه بر این، افراد دارای علائم اختلال وسواسی-اجباری اغلب در شناخت و تفسیر هیجانات خود دارای نقص هستند و در مواجهه با موقعیت‌های پرتنش محیطی یا هیجانی، درگیر بلا تکلیفی و سردرگمی می‌شوند. در چنین شرایطی، فرد برای خروج از بلا تکلیفی و بازگشت به قطعیت به رفتارها و آیین‌های جبری می‌پردازد (ارفعی و همکاران، ۱۳۹۰).

بررسی مسیرهای غیرمستقیم تأییدکننده نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای در رابطه سبک‌های دلبستگی و علائم وسواسی-اجباری در نوجوانان بود. گرچه در بررسی پیشینه پژوهشی، مطالعه‌ای که به طور مشخص به این موضوع بپردازد یافت نشد، اما این نتایج با پژوهش‌های ون‌ووردن و همکاران (۲۰۱۵) و بیشوف و همکاران (۲۰۲۴) همسو است که نشان دادند الگوهای دلبستگی با اجتناب تجربه‌ای رابطه دارند. از سوی دیگر، این یافته‌ها با پژوهش اکبری و همکاران (۲۰۲۲)، شیونگ و همکاران (۲۰۲۱) پرچمی و همکاران (۲۰۲۵) و عامری و نجفی (۱۴۰۰) که بیانگر رابطه اجتناب تجربه‌ای با اختلال وسواسی-اجباری است، همسو هستند. براساس نظریه دلبستگی، تعاملات ایمن با مراقبان اولیه منجر به انعطاف‌پذیری هیجانی و پذیرش تجربیات درونی می‌شود (فتیحی آشتیانی و شیخ الاسلامی، ۱۳۹۸). درمقابل، سبک‌های دلبستگی ناایمن با مکانیسم‌هایی مانند سرکوب و انکار همراه هستند؛ فرایندی که طی آن فرد نشانه‌های هیجانی منفی را حذف می‌کند و یا نادیده می‌گیرد. این مکانیسم‌ها در رفتارهای اجتناب تجربه‌ای نمود می‌یابد. بنابراین، الگوهای دلبستگی ناایمن زمینه‌ساز گرایش فرد به اجتناب از تجربه‌های هیجانی تهدیدکننده می‌شوند (هودنی و همکاران، ۲۰۲۱؛ ون‌ووردن و همکاران، ۲۰۱۵). این اجتناب به تقویت علائم وسواسی-اجباری می‌انجامد. علاوه بر این، افراد با دلبستگی ناایمن، به دلیل ضعف در تنظیم هیجان، هنگام مقابله با افکار مزاحم که حوزه‌های مهم خودپنداره را به چالش می‌کشند، از راهبردهای ناسازگارانه‌ای مانند خنثی‌سازی استفاده می‌کنند. این امر موجب افزایش وقوع افکار مزاحم ناخواسته، کاهش عزت‌نفس و ایجاد باورهای ناکارآمد (مانند احساس مسئولیت افراطی) می‌شود که به وسواس‌های فکری و عملی دامن می‌زند (خسروی رویات و نجفی، ۱۴۰۲؛ هودنی و همکاران، ۲۰۲۱). در همین راستا، پژوهش‌ها نشان می‌دهند که افراد دارای علائم این اختلال اغلب از استراتژی‌های تنظیم هیجان اجتنابی استفاده می‌کنند که این الگوی مقابله‌ای در قالب رفتارهای وسواسی و اجبارگونه بروز می‌کند و در بلندمدت به‌صورت مکانیزم تقویت منفی عمل می‌کند (اکبری و همکاران، ۲۰۲۲؛ بیشوف و همکاران، ۲۰۲۴؛ شاکه‌نیا و همکاران، ۱۳۹۶).

درنهایت، آخرین یافته پژوهش نشان داد که اجتناب تجربه‌ای در رابطه بین نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی-اجباری در نوجوانان، نقش میانجی دارد. این نتیجه همسو با پژوهش‌هایی است که به نقش میانجی اجتناب تجربه‌ای در رابطه نبود تحمل بلا تکلیفی و انواع اختلال‌های روانی همچون اضطراب و افسردگی اشاره داشته‌اند، که از آن جمله می‌توان به پژوهش ایزنهارت-روته (۲۰۲۲) و بور و دوگاس (۲۰۱۲) اشاره کرد. پژوهش‌ها نشان می‌دهند افراد دارای سطح بالای نبود تحمل بلا تکلیفی، برای کنترل اضطراب در موقعیت‌های مبهم به راهبردهای اجتنابی ذهنی همچون سرکوب شناختی، انکار یا نادیده‌گیری احساسات متوسل می‌شوند. این راهبردها که در قالب اجتناب تجربه‌ای طبقه‌بندی می‌شوند، با ایجاد گریز روان‌شناختی، اضطراب را به شکل مؤثری کاهش نمی‌دهند و از طریق تقویت منفی، آن را به یک واکنش پایدار تبدیل می‌کنند. به عبارت دیگر، تسکین موقتی حاصل از اجتناب موجب تکرار این رفتار در موقعیت‌های مشابه بعدی می‌شود (لی و همکاران، ۲۰۱۰؛ بور و دوگاس، ۲۰۱۲). از طرفی، اجتناب تجربه‌ای با اختلال در پردازش هیجانات و کاهش انعطاف‌پذیری شناختی همراه است و فرد را نسبت به تهدیدهای درونی و بیرونی آسیب‌پذیرتر می‌سازد و چرخه‌ای معیوب از نگرانی و اجتناب را به‌وجود می‌آورد. ترکیب تحمل‌ناپذیری بلا تکلیفی و اجتناب تجربه‌ای موجب ایجاد زنجیره‌ای از نگرانی‌های مکرر درباره آینده می‌شود، زیرا افراد برای فرار از اضطراب احتمالی، وارد چرخه اشتغال ذهنی و اجتناب هیجانی می‌شوند.

(ایزنهارت-روته، ۲۰۲۲؛ دی‌جوزپه و تیلور، ۲۰۲۱؛ سالارحاجی و همکاران، ۱۴۰۰). همچنین، افرادی که هم تحمل ناپذیری بلا تکلیفی و هم اجتناب تجربه‌ای بالایی دارند، بیشتر به چرخه‌های وسواس وارد می‌شوند؛ زیرا نبود قطعیت درباره امنیت، پاکیزگی یا مسئولیت، به‌جای پردازش سازگارانه، از طریق اجتناب تجربه‌ای یا رفتارهای جبری پاسخ داده می‌شود که این امر باورهای ناکارآمد را تقویت کرده و علائم وسواسی - اجباری را تداوم می‌بخشد (شیونگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ خو و همکاران، ۲۰۲۴).

• نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر، مدلی یکپارچه برای درک بهتر روابط سبک‌های دلبستگی ناایمن و نبود تحمل بلا تکلیفی با علائم وسواسی - اجباری ارائه می‌دهد و بر نقش اجتناب تجربه‌ای در این فرایند تأکید دارد. این یافته‌ها می‌توانند در طراحی مداخلات روان‌درمانی نوجوانان مورد استفاده قرار گیرند. از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به محدود کردن مطالعه به دانش‌آموزان شهر کرج و جمعیت غیربالیینی اشاره کرد که تعمیم‌پذیری نتایج به سایر مناطق جغرافیایی و جمعیت بالینی را محدود می‌کند. یکی دیگر از محدودیت‌های این پژوهش، اتکا به ابزارهای خودگزارشی به‌ویژه پرسشنامه دلبستگی بزرگسالان هازان و شیور است که توصیه می‌شود در مطالعات بعدی، علاوه بر پرسشنامه‌های خودگزارشی، از سایر ابزارهای پژوهشی برای افزایش دقت داده‌ها استفاده شود. با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود مدارس با همکاری روان‌شناسان و مشاوران، دوره‌های آموزشی برگزار کنند تا با افزایش تحمل بلا تکلیفی و کاهش اجتناب تجربه‌ای از بروز و تشدید علائم وسواسی - اجباری پیشگیری نمایند. همچنین، به روان‌درمانگران حوزه نوجوانی پیشنهاد می‌شود به نقش اجتناب تجربه‌ای در درمان علائم وسواسی - اجباری توجه ویژه‌ای مبذول نمایند.

• تقدیر و تشکر

از نوجوانان مشارکت‌کننده که نقش کلیدی در این پژوهش داشتند، سپاسگزاریم.

• تعارض منافع

این مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی با شماره ۱۴۰۴۱۲۴۷ ط/۲۲۶/۱۴۰۴ است که با استفاده از اعتبار ویژه پژوهشی (پژوهانه) دانشگاه سمنان انجام شده است و میان نویسندگان هیچ تعارض منافی وجود ندارد.

• منابع

- ارفعی، اصغر؛ بشارت قراملکی، رباب؛ قلی‌زاده، حسین و حکمتی، عیسی (۱۳۹۰). نبود تحمل بلا تکلیفی: مقایسه بیماران افسرده اساسی با بیماران وسواسی - اجباری. *مجله پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تبریز*، ۳۳(۵)، ۲۲-۱۷. <https://mj.tbzmed.ac.ir/fa/Article/7524>
- حفاظی‌طرقبه، لیلا و نجفی، محمود (۱۴۰۴). نقش میانجی ذهنی‌سازی و شفقت به خود در رابطه بین سبک‌های دلبستگی با افکار خودکشی در نوجوانان. *مجله روان‌شناسی*، ۲۹(۱)، ۷۷-۶۷. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1404.29.1.9.7>
- خسروی رویات، زهرا و نجفی، محمود (۱۴۰۲). نقش میانجی پریشانی روان‌شناختی در رابطه آشفتگی استنتاج با علائم وسواسی - اجباری. *روان‌شناسی*، ۳(۲۷)، ۳۳۱-۳۲۳. <http://iranapsy.ir/Article/42370/FullText>
- رحیمیان بوگر، اسحق؛ نوری، ابوالقاسم؛ عریضی، حمیدرضا؛ مولوی، حسین و فروغی مبارکه، عبدالرضا (۱۳۸۶). رابطه سبک‌های دلبستگی بزرگسالی با رضایت و استرس شغلی در پرستاران. *روانپزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۱۳(۲)، ۱۵۷-۱۴۸. <https://sid.ir/paper/16848/fa>
- رشتبری، علیرضا؛ دیبا، تینا؛ نصیری شرف، فریبا؛ ذوالقدری‌ها، احمد و ساعد، امید (۱۴۰۱). «فقط می‌خواهم مطمئن باشم!»: ویژگی‌های روانسنجی و نقش پیش‌بینی‌کنندگی مقیاس نبود تحمل بلا تکلیفی. *روان‌شناسی و روانپزشکی شناخت*، ۹(۵)، ۱۱۴-۱۰۱. <https://doi.org/10.32598/shenakht.9.5.101>
- زهرائی، طاهره؛ یوسفی، فایق و ساعد، امید (۱۳۹۸). نقش تحمل ناپذیری نبود قطعیت در سبب‌شناسی و درمان اختلال‌های هیجانی: مقاله مروری کوتاه. *روان‌شناسی و روانپزشکی شناخت*، ۶(۱)، ۱۵۱-۱۳۸. <https://doi.org/10.29252/shenakht.6.1.138>

سالارحاجی، نجمه؛ گودرزی، محمدعلی و تقوی، محمدرضا (۱۴۰۰). رابطه شفقت خود با تنظیم هیجان به واسطه اجتناب از تجربه و نبود تحمل بلاتکلیفی، مدلی از عوامل فراتشخیصی. *روانشناسی*، ۲۵(۳)، ۴۲۷-۴۱۲.

<https://doi.org/10.1001/1.18808436.1400.25.3.8.2>

شاکه‌نیا، فرحناز؛ کجیاف، محمدباقر و گل‌کاری، طاهره (۱۳۹۶). مقایسه راهبردهای مقابله‌ای و کیفیت دلبستگی دانش‌آموزان مبتلا و غیرمبتلا به اختلال وسواسی-بی‌اختیاری. *سلامت روان کودک*، ۴(۲)، ۱۴۵-۱۳۵. <http://childmentalhealth.ir/article-۱۵۴۱-fa.html>

شهامت دهمسرخ، فاطمه و زمانی وسطی کلانی، سیده مریم (۱۴۰۳). مدل‌یابی روابط ساختاری دوسوگرایی خود و علائم اختلال وسواس فکری-عملی: نقش میانجی تحمل‌ناپذیری نبوداطمینان. *روانشناسی کاربردی*، ۱۸(۲)، ۱۹۶-۱۷۳.

<https://doi.org/10.48308/apsy.2024.234687.1613>

عامری، نرجس و نجفی، محمود (۱۴۰۰). نقش میانجی پریشانی روان‌شناختی (استرس، اضطراب و افسردگی) در رابطه بین اجتناب تجربی با علائم وسواس فکری-عملی. *مطالعات روان‌شناختی*، ۱۷(۴)، ۳۱-۱۱. <https://doi.org/10.22051/psy.2021.34131.2367>

عباسی، ایمانه؛ فتی، لادن؛ مولودی، رضا و ضرابی، حمید (۱۳۹۱). کفایت روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه پذیرش و عمل - نسخه دوم. *روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی*، ۳(۱۰)، ۸۰-۶۵. https://jpmmm.marvdasht.iau.ir/article_61.html

فتحی آشتیانی، مینا و شیخ الاسلامی، راضیه (۱۳۹۸). رابطه بین سبک دلبستگی و بهزیستی روان‌شناختی: نقش واسطه‌ای انعطاف‌پذیری شناختی. *روانشناسی*، ۲(۲۳)، ۱۴۷-۱۳۴. <http://iranapsy.ir/Article/21522/FullText>

فروش، محمد و نجفی، محمود (۱۴۰۵). مقایسه باورهای وسواسی و شدت درد بین افراد تحت درمان نگهدارنده متادون و افراد عادی. *فصلنامه علمی اعتیادپژوهی*، ۲۰(۷۹)، ۲۳۳-۲۱۷. <http://dx.doi.org/10.22034/ETI.20.79.217>

فلسفی، سید حسین؛ عسگری، محمد و کردستانی، داوود (۱۴۰۰). تدوین مدل ساختاری اختلال وسواسی جبری بر اساس طروحات‌های ناسازگار اولیه، سبک‌های دلبستگی، مکانیزم‌های دفاعی، خودتنظیمی هیجانی و اضطراب. *دانشکده پزشکی دانشگاه علوم پزشکی مشهد*، ۶۴(۳)، ۳۲۲۳-۳۲۰۸. <https://doi.org/10.22038/mjms.2021.18919>

هیبتی، عالیله؛ آهی، قاسم و شریف زاده، غلامرضا (۱۳۹۶). ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی پرسشنامه وسواس فکری-عملی نسخه کودکان (OCI-Y) بر روی دانش‌آموزان دوره متوسطه اول (راهنمایی) شهر بیرجند. *مجله علمی دانشگاه علوم پزشکی بیرجند*، ۲۴(۲)، ۱۳۶-۱۴۶.

<http://journal.bums.ac.ir/article-fa۱۱-۲۰۶۵>

Akbari, M., Seydavi, M., Hosseini, Z. S., Krafft, J., & Levin, M. E. (2022). Experiential Avoidance in Depression, Anxiety, Obsessive-Compulsive Related, and posttraumatic stress disorders: A Comprehensive Systematic Review and Meta-Analysis. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 24, 65-78. <https://doi.org/10.1016/j.jcbs.2022.03.007>

American Psychiatric Association (2022). *Diagnostic And Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed., text rev.). American Psychiatric Publishing.

Angelakis, I., & Pseftogianni, F. (2021). Association Between Obsessive-Compulsive and Related Disorders and Experiential Avoidance: A Systematic Review and Meta-analysis. *Journal of Psychiatric Research*, 138, 228-239. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2021.03.062>

Bischof, C., Hohense, N., Dietel, F. A., Doebler, P., Klein, N., & Buhlmann, U. (2024). Emotion Regulation in Obsessive-Compulsive Disorder: An Ecological Momentary Assessment Study. *Behavior therapy*, 55(5), 935-949. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2024.01.011>

Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Guenole, N., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A Revised Measure of Psychological Inflexibility and Experiential Avoidance. *Behavior Therapy*, 42(4), 676-688. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2011.03.007>

Bowlby, J. (1988). *A Secure Base: Parent-child Attachment and Healthy Human Development*. Basic Books.

Buhr, K., & Dugas, M. J. (2012). Fear of Emotions, Experiential Avoidance, and Intolerance of Uncertainty in Worry and Generalized Anxiety Disorder. *International Journal of Cognitive Therapy*, 5(1), 1-17. <https://doi.org/10.1521/ijct.2012.5.1.1>

Carleton, R. N. (2016). Into the unknown: A Review and Synthesis of Contemporary Models Involving uncertainty. *Journal of Anxiety Disorders*, 39, 30-43. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2016.02.007>

- Carleton, R. N., Norton, M. A., & Asmundson, G. J. (2007). Fearing The Unknown: A Short Version of The Intolerance of Uncertainty Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 21(1), 105–117. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2006.03.014>
- Coluccia, A., Ferretti, F., Fagiolini, A., & Pozza, A. (2017). Quality of life in Children and Adolescents with Obsessive-Compulsive Disorder: A Systematic Review and Meta-analysis. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 13, 597–608. <https://doi.org/10.2147/NDT.S122306>
- Di Giuseppe, K., & Taylor, A. J. (2021). Investigating How Intolerance of Uncertainty and Emotion Regulation Predict Experiential Avoidance in Non-Clinical Participants. *Psychological Studies*, 66(2), 181–190. <https://doi.org/10.1007/s12646-021-00602-1>
- Doron, G. (2020). Self-vulnerabilities, Attachment and Obsessive-Compulsive Disorder (OCD) Symptoms: Examining the Moderating Role of Attachment Security on Fear of Self. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, 27, <https://doi.org/10.1016/j.jocrd.2020.100575>
- Eisenhart-Rothe, S. V. (2022). *Experiential Avoidance as a Mediator Between Intolerance of Uncertainty and Depression and Anxiety* (Master's thesis). Department of Clinical Psychology, Utrecht University
- Foa, E. B., Coles, M., Huppert, J. D., Pasupuleti, R. V., Franklin, M. E., & March, J. (2010). Development and validation of a child version of the obsessive-compulsive inventory. *Behavior therapy*, 41(1), 121–132. <https://doi.org/10.1016/j.beth.2009.02.001>
- Freeston, M. H., Rhéaume, J., Letarte, H., Dugas, M. J., & Ladouceur, R. (1994). Why Do People Worry? *Personality and Individual Differences*, 17(6), 791–802. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(94\)90048-5](https://doi.org/10.1016/0191-8869(94)90048-5)
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2012). *Acceptance and Commitment Therapy: The Process and Practice of Mindful Change* (2nd ed.). The Guilford Press.
- Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential Avoidance and Behavioral Disorders: A Functional Dimensional Approach to Diagnosis and Treatment. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 64(6), 1152–1168. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.64.6.1152>
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic Love Conceptualized as an Attachment Process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(3), 511–524. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.3.511>
- Hodny, F., Prasko, J., Ociskova, M., Vanek, J., & Holubova, M. (2021). Attachment in patients with an obsessive-compulsive disorder. *Neuro Endocrinology Letters*, 42(5), 283–291.
- Keyes, C., Nolte, L., & Williams, T. I. (2018). The Battle of Living with Obsessive Compulsive Disorder: A Qualitative Study of Young People's Experiences. *Child and adolescent mental health*, 23(3), 177–184. <https://doi.org/10.1111/camh.12216>
- Knowles, K. A., & Olatunji, B. O. (2023). Intolerance of Uncertainty as a Cognitive Vulnerability for Obsessive-Compulsive Disorder: A Qualitative Review. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 30(3), 317–330. <https://doi.org/10.1037/cps0000150>
- Kulaityte, D., Gutparakyte, G., & Steibliene, V. (2023). A Link Between Obsessive Compulsive Disorder and Attachment Styles: A Narrative Literature Review. *Biological Psychiatry & Psychopharmacology*, 25(2), 75–84. http://biological-psychiatry.eu/wp-content/uploads/2024/01/JBPP_v25_iss2_75_84.pdf
- Lee, J. K., Orsillo, S. M., Roemer, L., & Allen, L. B. (2010). Distress and avoidance in generalized anxiety disorder: Exploring the relationships with intolerance of uncertainty and worry. *Cognitive Behavior Therapy*, 39(2), 126–136. <https://doi.org/10.1080/16506070902966918>
- Loehlin, J. C., & Beaujean, A. A. (2017). *Latent Variable Models: An Introduction to Factor, Path, and Structural Equation Analysis*. Routledge.
- Marsh, H. J., Rock, A. J., & Clark, G. I. (2024). Adult Attachment and OCD Symptoms: The Mediating Role of Intolerance of Uncertainty and Beliefs about Losing Control. *Clinical Psychologist*, 28:2, 155–168, <https://doi.org/10.1080/13284207.2024.2336962>
- Mohamed Abdel Tawab, A., Mahmoud Zedan Abdelhai, S., Mohamed Hussein Abdallah, A., & Elsayed Mohamed Othman, B. (2024). The Relationship Between Perceived Parenting Behaviors, Adult Attachment Styles, Fear of Self, and Severity of Obsessive-Compulsive Disorder. *Egyptian Journal of Health Care*, 15(2), 965–977. <https://doi.org/10.21608/ejhc.2024.358554>
- Mohammadi, M. R., Ahmadi, N., Hooshyari, Z., Khaleghi, A., Rismanian Yazdi, F., & Mehrparvar, A. H. (2021). Prevalence, Comorbidity, and Predictors of Obsessive-Compulsive Disorder in Iranian Children and Adolescents. *Journal of Psychiatric Research*, 141, 192–198. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2021.06.018>
- Oestergaard Hagelquist, J. (2016). *The Mentalization Guidebook* (1st ed.). Routledge.
- Parchami, Z., Najafi, M., & Khosravani, V. (2025). The relations of alexithymia to unacceptable obsessional thoughts and suicidal risk in OCD: The roles of experiential avoidance, emotional suppression, cognitive reappraisal, and depression. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 43(4). <https://doi.org/10.1007/s10942-025-00610-4>

- Pinciotti, C. M., Riemann, B. C., & Abramowitz, J. S. (2021). Intolerance of Uncertainty and Obsessive-Compulsive Disorder Dimensions. *Journal of Anxiety Disorders*, 81, 102417. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2021.102417>
- Silva, A. V., de Christo, R. B., Alves-Pereira, R., Alves, G. S., Ferreira, I. D., Cappi, C., Quarantini, L. C., & Sampaio, A. S. (2024). Experiential Avoidance and Obsessive-Compulsive Symptoms in University Students. *Neuroscience Applied*, 3, 103924. <https://doi.org/10.1016/j.nsa.2023.103924>
- Tolin, D. F., Abramowitz, J. S., Brigidi, B. D., & Foa, E. B. (2003). Intolerance of Uncertainty in Obsessive-Compulsive Disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 17(2), 233–242. [https://doi.org/10.1016/s0887-6185\(02\)00182-2](https://doi.org/10.1016/s0887-6185(02)00182-2)
- van Leeuwen, W. A., van Wingen, G. A., Luyten, P., Denys, D., & van Marle, H. J. F. (2020). Attachment in OCD: A Meta-Analysis. *Journal of Anxiety Disorders*, 70, 102187. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102187>
- Vanwoerden, S., Kalpakci, A. H., & Sharp, C. (2015). Experiential Avoidance Mediates the Link Between Maternal Attachment Style and Theory of Mind. *Comprehensive Psychiatry*, 57, 117–124. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2014.11.015>
- World Health Organization (2024). *Clinical Descriptions and Diagnostic Requirements for ICD-11 Mental, Behavioral and Neurodevelopmental Disorders*. World Health Organization.
- Xiong, A., Lai, X., Wu, S., Yuan, X., Tang, J., Chen, J., Liu, Y., & Hu, M. (2021). Relationship Between Cognitive Fusion, Experiential Avoidance, and Obsessive-Compulsive Symptoms in Patients with Obsessive-Compulsive Disorder. *Frontiers in Psychology*, 12, 655154. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.655154>
- Xu, J., Ironside, M. L., Broos, H. C., Johnson, S. L., & Timpano, K. R. (2024). Urged to Feel Certain Again: The Role of Emotion-Related Impulsivity on the Relationships Between Intolerance of Uncertainty and OCD Symptom Severity. *The British Journal of Clinical Psychology*, 63(2), 258–272. <https://doi.org/10.1111/bjc.12456>

نقش طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق در پیش‌بینی پرخاشگری پنهان ارتباطی در افراد متأهل

Examining the Role of Shame, Self-Sacrifice, Emotional Inhibition, and Entitlement Schemas in Predicting Covert Relational Aggression Among Married Individuals

Erfan Abdollahi Chirani, MSc

Yoones Rajaei, PhD✉

Mahyar Nikpour Rahmatatabadi, PhD

Mohammad Reza Naeiji, PhD

عرفان عبدالهی چیرانی^۱

یونس رجائی^۲

مهیار نیک پور رحمت آبادی^۳

محمد رضا نائیجی^۴

Abstract

Family is the fundamental foundation of society, playing a key role in growth, mental health, and identity formation by providing a safe and supportive environment. The present study aimed to examine the role of the schemas of shame, self-sacrifice, emotional inhibition, and entitlement in predicting covert relational aggression among married individuals. This descriptive-correlational research was conducted on the population of married students at Bu-Ali Sina University in 2022. Based on Cochran's formula, a sample of 384 married students was selected through convenience sampling and completed the Covert Relational Aggression Scale (CRAViS) and Young Schema Questionnaire (YSQ). Data were analyzed using descriptive statistics and Pearson correlation via SPSS software. Correlation results indicated a significant positive relationship between covert relational aggression and the schemas of shame, self-sacrifice, emotional inhibition, and entitlement. Furthermore, regression analysis showed that the proposed model predicted 35% of the variance in covert relational aggression. Therefore, it can be concluded that the schemas of shame, self-sacrifice, emotional inhibition, and entitlement effectively predict covert relational aggression among married individuals. These findings highlight the importance of cognitive and emotional structures in understanding indirect aggressive behaviors. Psychological interventions focusing on modifying these schemas may help reduce covert aggression and improve marital relationship quality.

Keywords: Covert Relational Aggression, Entitlement Schema, Self-sacrifice Schema, Emotional Inhibition Schema, Shame Schema

چکیده

خانواده، به عنوان بنیادی‌ترین نهاد اجتماعی، با فراهم‌سازی محیطی امن و حمایتگر، نقش مهمی در رشد فردی، سلامت روانی و شکل‌گیری هویت افراد ایفا می‌کند. پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق در پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان در میان افراد متأهل انجام شد. این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی بود. جامعه آماری شامل کلیه افراد متأهل مشغول به تحصیل در دانشگاه بوعلی سینا در سال ۱۴۰۱ بود. براساس فرمول کوکران، حجم نمونه ۳۸۴ نفر تعیین شد و نمونه‌ها به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای گردآوری داده‌ها شامل مقیاس پرخاشگری ارتباطی پنهان (CRAViS) و پرسشنامه طرحواره‌های یانگ (YSQ) بود. داده‌ها با استفاده از آمار توصیفی و ضریب همبستگی پیرسون در نرم‌افزار SPSS تحلیل شدند. یافته‌ها نشان داد میان پرخاشگری ارتباطی پنهان و طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق رابطه مثبت و معنادار وجود دارد. همچنین نتایج تحلیل رگرسیون نشان داد که متغیرهای پیش‌بین ۳۵ درصد از واریانس پرخاشگری ارتباطی پنهان را تبیین می‌کنند. در مجموع، نتایج بیانگر آن است که طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق می‌توانند پرخاشگری ارتباطی پنهان را در افراد متأهل پیش‌بینی کنند. این یافته‌ها بر نقش ساختارهای شناختی و هیجانی در شکل‌گیری رفتارهای پرخاشگرانه غیرمستقیم تأکید دارد.

واژه‌های کلیدی: پرخاشگری ارتباطی پنهان، طرحواره استحقاق، طرحواره ایثار، طرحواره بازداری هیجانی، طرحواره شرم

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۷/۹ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۱۱/۱۸

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، گیلان، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، گیلان، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

خانواده به‌عنوان بنیادی‌ترین نهاد اجتماعی و عاطفی، نقشی اساسی در رشد، جامعه‌پذیری و شکل‌گیری شخصیت انسان دارد و ازدواج یکی از مهم‌ترین عوامل ایجاد و تداوم این نهاد محسوب می‌شود (بین و همکاران، ۲۰۲۰). یکی از انگیزه‌های اصلی ازدواج، نیاز به ارتباط صمیمانه و عشق است (لاو‌فورد و همکاران، ۲۰۲۰؛ لی و همکاران، ۲۰۲۰). با این حال، حفظ و تداوم روابط زناشویی سالم مستلزم وجود همدلی، همکاری، بردباری و مسئولیت‌پذیری متقابل است و میزان رضایت زناشویی یکی از شاخص‌های مهم سلامت روانی و اجتماعی خانواده به‌شمار می‌آید (یام، ۲۰۲۳).

یکی از تهدیدهای مهم برای کیفیت روابط زناشویی، خشونت در روابط صمیمی است که اشکال مختلفی دارد و پژوهش‌های متعددی آن را بررسی کرده‌اند (کرتیس و همکاران، ۲۰۱۷). پژوهش‌های بین‌المللی همواره نشان داده‌اند خشونت خانگی شیوع بالایی دارد (محمدپور ایردموسی و عاقل مسجدی، ۱۴۰۴). آمارها نشان می‌دهد حدود ۱۴ درصد از مردان ۲۲/۳ درصد از زنان در طول زندگی خود خشونت فیزیکی شدید از سوی شریک عاطفی را تجربه کرده‌اند (بریدینگ و همکاران، ۲۰۱۴). خشونت شریک صمیمی (intimate partner violence) معمولاً به دو شکل پرخاشگری فیزیکی و روانی تقسیم می‌شود (کوه بومی و همکاران، ۱۴۰۰). در این میان، پرخاشگری روانی و به‌ویژه پرخاشگری ارتباطی پنهان (covert relational aggression)، به دلیل ماهیت غیرمستقیم، پیچیده و دشوار بودن شناسایی، اهمیت ویژه‌ای دارد (بلیدز و همکاران، ۲۰۲۵). پرخاشگری ارتباطی پنهان شامل رفتارهایی مانند شایعه‌پراکنی، تحقیر غیرمستقیم، خراب کردن وجهه اجتماعی و کناره‌گیری عاطفی است که آثار روانی و اجتماعی عمیقی بر روابط زوجین برجای می‌گذارد (سیادت و همکاران، ۲۰۲۳). پژوهش‌های داخلی نشان می‌دهند حدود ۲۵ تا ۳۰ درصد از واریانس پرخاشگری ارتباطی پنهان در زنان متأهل توسط عواملی مانند کیفیت زندگی جنسی و سبک دلبستگی روابط زناشویی تبیین می‌شود (نعمتی و همکاران، ۱۴۰۱). رفتارهای پرخاشگرانه پنهان به‌عنوان جایگزینی برای ارتباط مستقیم زوجین به‌طور غیرمستقیم احساسات و نگرانی‌های مرتبط با رابطه زناشویی را منتقل می‌کند (فاتحی، کچویی و جوهری فرد، ۱۴۰۳). به همین علت با توجه به آثار گسترده این نوع پرخاشگری بر سلامت روانی و پایداری روابط زناشویی، شناسایی عوامل روان‌شناختی زمینه‌ساز آن اهمیت ویژه‌ای دارد.

یکی از مهم‌ترین چارچوب‌های نظری مرتبط با بروز رفتارهای ناسازگارانه در روابط بین‌فردی، نظریه طرحواره‌های ناسازگار اولیه (early maladaptive schema) یانگ است. طبق این نظریه، طرحواره‌ها الگوهای شناختی-هیجانی عمیق و پایدار هستند که در دوران کودکی در نتیجه تعامل میان خلق‌وخوی ارثی کودک و تجارب ناکارآمد با والدین و دیگران شکل می‌گیرند و بر نحوه پردازش اطلاعات، تفسیر موقعیت‌ها و واکنش‌های هیجانی فرد در بزرگسالی تأثیر می‌گذارند (یانگ و ویدوم، ۲۰۱۴؛ بیلگه و بالابان، ۲۰۲۱). این طرحواره‌ها می‌توانند زمینه‌ساز بروز شیوه‌های ناسازگارانه مقابله‌ای مانند تسلیم، اجتناب یا جبران افراطی شوند که در روابط صمیمی به شکل رفتارهایی نظیر پرخاشگری ارتباطی پنهان ظهور پیدا می‌کنند.

از دیدگاه نظریه تنظیم هیجان (emotion regulation theory) نیز، افراد دارای طرحواره‌های ناسازگار اولیه معمولاً از راهبردهای ناکارآمد تنظیم هیجان استفاده می‌کنند؛ به‌ویژه در موقعیت‌های بین‌فردی تهدیدکننده، این افراد ممکن است هیجان‌های منفی خود را سرکوب یا به‌طور غیرمستقیم تخلیه کنند (گراس و تامپسون، ۲۰۰۷؛ نادری، غلامعلی لواسانی، قاسم زاده، ۱۴۰۲). پرخاشگری ارتباطی پنهان را می‌توان به‌عنوان راهبردی غیرمستقیم برای بازنمایی خشم و خصومت در شرایطی دانست که ابراز مستقیم هیجان‌ها برای فرد نایمن یا تهدیدآمیز است (آرچر و کواين، ۲۰۰۵). به‌عبارتی، این نوع پرخاشگری نوعی سبک مقابله‌ای ناسازگارانه برای کنترل رابطه یا حفظ برتری روانی در برابر دیگری محسوب می‌شود.

مطالعات پیشین نشان داده‌اند که برخی از طرحواره‌ها با پرخاشگری ارتباطی پنهان ارتباط معناداری دارند. طرحواره شرم (shame schema) با احساس بی‌ارزشی، خودانتقادی و آسیب‌پذیری روانی همراه است و می‌تواند موجب بروز رفتارهای پرخاشگرانه پنهان به‌عنوان مکانیسم دفاعی در روابط صمیمی شود (خزاعی و همکاران، ۱۳۹۶). طرحواره ایثار (self-sacrifice schema) که بر اولویت دادن به نیازهای دیگران تأکید دارد، در صورت فعال شدن افراطی می‌تواند به سرکوب هیجان‌ها و بروز پرخاشگری غیرمستقیم منجر شود (مورال د لا روبیا و راموس باسورتو، ۲۰۱۵). طرحواره بازداری هیجانی (emotional inhibition schema) نیز شامل سرکوب

مزمّن احساسات، به‌ویژه خشم، است و ارتباط نزدیکی با استفاده از راهبردهای پرخاشگرانه غیرمستقیم دارد (نعمتی و همکاران، ۱۴۰۱). در مقابل، طرحواره استحقاق (entitlement schema) با احساس برتری، حق‌مداری و کنترل بر دیگران همراه است و می‌تواند انگیزه‌ای برای به‌کارگیری شیوه‌های پرخاشگرانه پنهان در روابط زناشویی ایجاد کند (نایت و همکاران، ۲۰۱۸).

بر این اساس، به نظر می‌رسد بین طرحواره‌های ناسازگار اولیه و پرخاشگری ارتباطی پنهان رابطه‌ای نظری و تجربی وجود دارد. با وجود اهمیت موضوع، در پژوهش‌های پیشین کمتر به‌طور هم‌زمان به بررسی نقش طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق در پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان پرداخته شده است. ازسوی دیگر، پرخاشگری ارتباطی پنهان به‌دلیل ماهیت غیرمستقیم، اغلب نادیده گرفته می‌شود، درحالی‌که آثار قابل توجهی بر کیفیت روابط زناشویی و سلامت روانی دارد. بررسی هم‌زمان این متغیرها می‌تواند به درک عمیق‌تر سازوکارهای روان‌شناختی دخیل در بروز این نوع پرخاشگری کمک کند و زمینه را برای طراحی مداخلات درمانی و پیشگیرانه فراهم سازد. بر این اساس، هدف از پژوهش حاضر پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان بر اساس طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق در افراد متأهل است.

• روش

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-همبستگی است. جامعه آماری شامل تمامی دانشجویان متأهل دانشگاه بوعلی سینا در سال تحصیلی ۱۴۰۱ بود. حجم نمونه با استفاده از فرمول کوکران ۳۸۴ نفر تعیین شد. نمونه‌گیری به روش در دسترس و از میان دانشجویان متأهل رشته‌های مختلف دانشگاه انجام گرفت. ملاک‌های ورود به پژوهش شامل: رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش، متأهل بودن، و تمایل به همکاری بود. ملاک‌های خروج نیز شامل: پاسخ‌ندادن کامل به پرسشنامه‌ها یا انصراف در حین مطالعه بود. گردآوری داده‌ها به‌صورت حضوری و در فضای دانشگاهی انجام شد. شرکت‌کنندگان پس از دریافت توضیحات لازم و اطمینان از محرمانه‌بودن اطلاعات، پرسشنامه‌ها را به‌صورت گمنام و داوطلبانه تکمیل کردند. میانگین زمان لازم برای پاسخ‌گویی حدود ۲۰ دقیقه بود. پس از جمع‌آوری داده‌ها، اطلاعات وارد نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۴ گردید و تحلیل‌ها در دو سطح توصیفی و استنباطی انجام شد. در سطح توصیفی از شاخص‌های میانگین، انحراف معیار و فراوانی استفاده شد و در سطح استنباطی، از ضریب همبستگی پیرسون برای بررسی روابط بین متغیرها و از رگرسیون چندگانه برای پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان براساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه استفاده شد. پیش‌فرض‌های نرمال بودن، هم‌خطی و استقلال خطاها نیز پیش از انجام تحلیل‌ها بررسی و تأیید شدند.

• ابزارها

الف) مقیاس پرخاشگری ارتباطی پنهان (Couples relational aggression and victimization scale- CRAVS): برای سنجش پرخاشگری ارتباطی پنهان از مقیاس کارول و همکاران (۲۰۱۰) استفاده شد. این ابزار شامل ۱۲ ماده و دو خرده‌مقیاس است: کناره‌گیری عاطفی (ماده‌های ۱ تا ۶) و خراب‌کردن وجهه اجتماعی (ماده‌های ۷ تا ۱۲). پاسخ‌ها بر اساس مقیاس لیکرت هفت‌درجه‌ای از ۱ (خیلی کم) تا ۷ (خیلی زیاد) نمره‌گذاری می‌شوند. این پرسشنامه در مطالعات بین‌المللی و ایرانی اعتبار و روایی مطلوبی نشان داده است. برای نمونه، خزاعی و همکاران (۱۳۹۵) در تحلیل عاملی اکتشافی، دو عامل اصلی را شناسایی کردند که ۵۶ تا ۷۶ درصد واریانس کل را تبیین می‌کردند؛ تحلیل عاملی تأییدی نیز مدل دو عاملی را با شاخص‌های برازش مناسب ($AGFI=0/93$ ، $NFI=0/94$ ، $RMSEA=0/06$) تأیید نمود. همچنین ضرایب آلفای کرونباخ در پژوهش غفاری و رضانی (۱۳۹۸) برای خرده‌مقیاس‌های کناره‌گیری عاطفی، خراب‌کردن وجهه اجتماعی و کل مقیاس به‌ترتیب ۰/۸۵، ۰/۹۲ و ۰/۹۵ گزارش شده است. در پژوهش حاضر، ضرایب آلفای کرونباخ به‌ترتیب برای این سه مقیاس برابر با ۰/۸۰، ۰/۸۴ و ۰/۸۵ به‌دست آمد.

ب) پرسشنامه طرحواره‌های یانگ (Young schema questionnaire-YSQ): برای ارزیابی طرحواره‌های ناسازگار اولیه از نسخه کوتاه پرسشنامه یانگ و براون (۲۰۰۶) استفاده شد. این ابزار شامل ۷۵ ماده است که ۱۵ طرحواره ناسازگار اولیه را می‌سنجد؛ محرومیت هیجانی، ره‌اشدگی/بی‌ثباتی، بی‌اعتمادی/بدرفتاری، انزوای اجتماعی، نقص/شرم، شکست، وابستگی/بی‌کفایتی، آسیب‌پذیری نسبت به ضرر یا بیماری، خودگرفتار/خود تحول‌نیافته، اطاعت، ایثار، بازداری هیجانی، معیارهای سرسختانه/عیب‌جویی

افراطی، استحقاق، و خویشتن‌داری ناکافی. نمره‌گذاری براساس مقیاس لیکرت شش درجه‌ای از ۱ (کاملاً غلط) تا ۶ (کاملاً درست) انجام می‌شود. روایی همگرایی این پرسشنامه با ابزارهای سنجش درماندگی روان‌شناختی، اعتمادبه‌نفس و آسیب‌پذیری شناختی مورد تأیید قرار گرفته است (اشمیت و همکاران، ۱۹۹۵). مطالعات داخلی (غیاثی و همکاران، ۱۳۹۰؛ حمیدپور و همکاران، ۱۳۹۰) نیز اعتبار مطلوبی برای این ابزار گزارش کرده‌اند؛ به‌طوری که ضرایب آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۶۲ تا ۰/۹۰ و اعتبار کل پرسشنامه ۰/۹۴ بوده است. در پژوهش حاضر، ضرایب آلفای کرونباخ برای طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق به‌ترتیب ۰/۸۱ محاسبه شد.

• یافته‌ها

در این پژوهش، از میان ۳۸۴ پرسشنامه توزیع‌شده، ۲۴ پرسشنامه به‌دلیل ناقص بودن پاسخ‌ها حذف شد و درنهایت داده‌های ۳۶۰ شرکت‌کننده برای تحلیل آماری مورد استفاده قرار گرفت. از نظر جنسیت، ۲۹۸ نفر (۷/۸۷ درصد) زن و ۶۲ نفر (۳/۱۷ درصد) مرد بودند.

توزیع سنی شرکت‌کنندگان به شرح زیر بود: ۸۱ نفر (۴/۲۲ درصد) در بازه ۱۸ تا ۲۵ سال، ۱۴۰ نفر (۹/۳۸ درصد) در بازه ۲۶ تا ۳۵ سال، ۱۰۱ نفر (۱/۲۸ درصد) در بازه ۳۶ تا ۴۵ سال و ۳۸ نفر (۶/۱۰ درصد) در گروه سنی بالای ۴۵ سال قرار داشتند. از نظر مدت‌زمان ازدواج، ۴۷ نفر (۱/۱۳ درصد) کمتر از یک سال، ۱۰۴ نفر (۲۹ درصد) بین یک تا پنج سال، ۶۲ نفر (۳/۱۷ درصد) بین شش تا ده سال و ۱۴۷ نفر (۸/۴۰ درصد) بیش از ده سال سابقه ازدواج داشتند. میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی پرسشنامه‌ها و مؤلفه‌ها

-	تعداد سؤالات	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشدگی
پرخاشگری ارتباطی پنهان	۱۲	۳۳/۰۶	۱۴/۷۲	۱/۰۳	۰/۴۷
کناره‌گیری عاطفی	۶	۱۷/۹۶	۹/۴۴	۰/۵۵	-۰/۶۱
خراب کردن وجه اجتماعی	۶	۱۵/۰۹	۷/۶۹	۱/۹۲	۳/۶۸
طرحواره شرم	۵	۸/۲۴	۴/۰۳	۱/۷۹	۴/۰۷
طرحواره ایثار	۵	۱۷/۲۴	۵/۶۶	۰/۱۲	-۰/۲۸
طرحواره بازداری هیجانی	۵	۱۰/۳۲	۴/۸۰	۰/۹۷	۰/۱۹
طرحواره استحقاق	۵	۱۴/۲۸	۵/۲۴	۰/۴۴	-۰/۰۹

پیش از انجام تحلیل‌های همبستگی و رگرسیون، آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برای بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها اجرا شد. نتایج جدول ۲ نشان داد که تمامی متغیرها دارای مقادیر سطح معناداری بزرگ‌تر از ۰/۰۵ بودند؛ بنابراین، فرض نرمال بودن داده‌ها تأیید شد و استفاده از آزمون‌های آماری پارامتری موجه بود.

جدول ۲. نرمال بودن داده‌ها

خراب کردن وجه اجتماعی	کناره‌گیری عاطفی	پرخاشگری ارتباطی پنهان	طرحواره استحقاق	طرحواره بازداری هیجانی	طرحواره ایثار	طرحواره نقص / شرم
کولموگروف - اسمیرنوف	۱/۱۴	۱/۰۳	۰/۵۴	۰/۷۹	۱/۳۲	۰/۶۵
معناداری	۰/۱۴	۰/۵۳	۰/۸۲	۰/۵۵	۰/۰۵	۰/۷۳

تحلیل همبستگی پیرسون (جدول ۳) نشان داد که بین پرخاشگری ارتباطی پنهان و طرحواره‌های شرم ($r = ۰/۵۳, p < ۰/۰۰۱$)، ایثار ($r = ۰/۴۰, p < ۰/۰۰۱$)، بازداری هیجانی ($r = ۰/۳۹, p < ۰/۰۰۱$) و استحقاق ($r = ۰/۲۲, p < ۰/۰۰۱$) همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. این الگو در زیرمقیاس‌های پرخاشگری ارتباطی نیز مشاهده شد؛ به‌طوری که هر چهار طرحواره با کناره‌گیری عاطفی و خراب کردن وجه اجتماعی رابطه مثبت و معنادار داشتند.

جدول ۳. ضرایب همبستگی بین متغیرها

پرخاشگری ارتباطی پنهان		کناره‌گیری عاطفی		خراب‌کردن وجه اجتماعی	
ضریب همبستگی	سطح معناداری	ضریب همبستگی	سطح معناداری	ضریب همبستگی	سطح معناداری
-					
طرحواره شرم	۰/۵۳**	۰/۴۸**	۰/۰۰۰۱	۰/۴۱**	۰/۰۰۰۱
طرحواره ایثار	۰/۴۰**	۰/۴۰**	۰/۰۰۰۱	۰/۲۷**	۰/۰۰۰۱
طرحواره بازداری هیجانی	۰/۳۹**	۰/۳۷**	۰/۰۰۰۱	۰/۳۰**	۰/۰۰۰۱
طرحواره استحقاق	۰/۲۲**	۰/۲۴**	۰/۰۰۰۱	۰/۱۱	۰/۰۸۲

برای اطمینان از صحت تحلیل رگرسیون، پیش‌فرض‌های لازم بررسی شدند. آزمون دوربین-واتسون برای بررسی استقلال باقی‌مانده‌ها مقدار ۲/۰۱ را نشان داد که در بازه مجاز ۱/۵ تا ۲/۵ قرار دارد و نشان‌دهنده رعایت این پیش‌فرض است. همچنین، مقادیر عامل تورم واریانس (VIF) برای تمامی متغیرها کمتر از ۱۰ و ضریب تحمل (Tolerance) بیشتر از ۰/۱ بود که نشان‌دهنده عدم وجود مشکل چندخطی بودن است.

برای پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان براساس طرحواره‌های ناسازگار اولیه، تحلیل رگرسیون هم‌زمان اجرا شد. نتایج (جدول ۴) نشان داد مدل رگرسیونی به‌طور معناداری توانست ۳۵ درصد از واریانس پرخاشگری ارتباطی پنهان را تبیین کند ($F(4) = 35/0$, $R^2 = 0.29$) ($p < 0.001$, $17/28 = 0.29$).

جدول ۴. مدل رگرسیونی هم‌زمان پرخاشگری ارتباطی پنهان

مدل	R	R ²	R ² اصلاح شده	خطای استاندارد تغییرات مجذور همبستگی	معناداری تغییرات F	درجه آزادی ۱	درجه آزادی ۲	Sig	آماره‌های تغییر
۱	۰/۵۹	۰/۳۵	۰/۳۳	۱۱/۹۷	۰/۳۵	۲۸/۱۷	۴	۲۰۹	۰/۰۰۰۱

همچنین، جدول ۵ نشان داد که طرحواره‌های شرم ($\beta = 0.39$, $p < 0.001$) و ایثار ($\beta = 0.24$, $p < 0.001$) نقش معناداری در پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان دارند. درمقابل، طرحواره بازداری هیجانی ($\beta = 0.11$, $p = 0.09$) و استحقاق ($\beta = 0.09$, $p = 0.09$) سهم معناداری در مدل نداشتند.

جدول ۵. ضریب رگرسیونی و سطح معناداری متغیرهای پژوهش در پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان

متغیرها	ضریب رگرسیون (B)	خطای استاندارد	ضریب استاندارد Beta	t	سطح معناداری
مقدار ثابت	۶/۶۱	۳/۱۸	-	۲/۰۷	۰/۰۳
طرحواره شرم	۱/۴۲	۰/۲۵	۰/۳۹	۵/۶۶	۰/۰۰۰۱
طرحواره ایثار	۰/۶۲	۰/۱۵	۰/۲۴	۳/۹۷	۰/۰۰۰۱
طرحواره بازداری هیجانی	۰/۴۳	۰/۲۰	۰/۱۱	۱/۶۶	۰/۰۹
طرحواره استحقاق	۰/۰۲	۰/۱۶	۰/۰۰۹	۰/۱۵	۰/۸۷

• بحث

هدف پژوهش حاضر پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان براساس طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق بود. نتایج تحلیل رگرسیونی نشان داد که این مدل توانست ۳۵ درصد از واریانس پرخاشگری ارتباطی پنهان را تبیین کند. اگرچه مطالعات اندکی به‌طور مستقیم به بررسی پرخاشگری ارتباطی پنهان پرداخته‌اند، یافته‌های این پژوهش با نتایج برخی تحقیقات مرتبط با طرحواره‌های ناسازگار اولیه و مشکلات ارتباطی همسو است.

مطالعات پیشین نقش طرحواره‌های ناسازگار اولیه را در افزایش تعارض‌های بین‌فردی و خشونت در روابط صمیمی تأیید کرده‌اند. به‌عنوان مثال، دمیتروسکو و روسو (۲۰۱۲) نشان دادند که افزایش طرحواره‌های ناسازگار اولیه با کاهش رضایت زناشویی و کاهش ارزشمندی همسر همراه است. همچنین، فراتحلیل یانوفسکی و همکاران (۲۰۲۰) بر پایه ۴۹ مطالعه تجربی نشان داد که طرحواره‌های ناسازگار اولیه با مشکلات بین‌فردی ارتباطی متوسط دارند و اندازه اثر بین طرحواره‌ها متفاوت است. کالوته و همکاران (۲۰۰۷) نیز

ارتباط میان خشونت شریک صمیمی و طرحواره‌های شناختی را گزارش کردند. پژوهش کرافورد و رایت (۲۰۱۴) نیز نشان داد که طرحواره‌های بی‌اعتمادی، قربانی کردن خود و بازداری هیجانی رابطه میان بدرفتاری روان‌شناختی دوران کودکی و قربانی شدن خشونت شریک صمیمی را میانجی می‌کنند.

علاوه بر این، نظریه طرحواره‌ای یانگ و همکاران (۲۰۰۳) بیان می‌کند که طرحواره‌های ناسازگار اولیه به مثابه الگوهای بنیادین شناختی و هیجانی عمل می‌کنند که نه تنها در تفسیر رویدادهای بین فردی، بلکه در واکنش‌های هیجانی و رفتاری نسبت به تهدیدهای بین فردی نیز نقش دارند. همچنین با افزایش طرحواره‌های ناسازگار اولیه، راهبردهای مثبت تنظیم شناختی هیجان نیز کاهش یافته و از سوی دیگر راهبردهای منفی تنظیم شناختی هیجان افزایش خواهد یافت (نادری، غلامعلی لواسانی و قاسم‌زاده، ۱۴۰۲). بر این اساس، می‌توان انتظار داشت که فعال شدن طرحواره‌های خاصی مانند شرم یا ایثار در موقعیت‌های زناشویی، راهبردهای پرخاشگری پنهان را تسهیل کند و این رفتارها جایگزینی برای برای ارتباط مستقیم زوجین می‌شود و به آنها این امکان را می‌دهد که به‌طور غیرمستقیم نگرانی‌های مرتبط با رابطه زناشویی را به یکدیگر منتقل نمایند (فاتحی، کجویی و جوهری فرد، ۱۴۰۳).

در تبیین یافته‌های پژوهش حاضر، می‌توان به ویژگی‌های افراد دارای طرحواره‌های مورد بررسی اشاره کرد. طرحواره شرم به‌عنوان مهم‌ترین پیش‌بینی‌کننده پرخاشگری ارتباطی پنهان شناسایی شد. افراد دارای این طرحواره به دلیل احساس بی‌کفایتی و ترس از طرد شدن، تمایل دارند هیجانات منفی خود را به‌طور مستقیم ابراز نکنند و به شیوه‌های غیرمستقیم و پنهان واکنش نشان دهند. این رفتار ممکن است به‌صورت کناره‌گیری، سکوت معنادار یا نشانه‌های غیرکلامی منفی در روابط زناشویی بروز یابد (یانگ و براون، ۲۰۰۵). همچنین پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهد شرم نقش مهمی در تکوین پرخاشگری غیرمستقیم دارد؛ افراد دارای احساس شرم مزمن، به‌منظور حفظ وجهه اجتماعی یا اجتناب از درگیری مستقیم، از راهبردهای پرخاشگری منفعل - تهاجمی استفاده می‌کنند (هارپر و آریاس، ۲۰۲۲).

همچنین، افراد دارای طرحواره ایثار معمولاً نیازهای خود را نادیده می‌گیرند و به نیازهای دیگران اولویت می‌دهند. انباشت هیجانات منفی و خشم سرکوب‌شده در این افراد می‌تواند زمینه‌ساز بروز پرخاشگری پنهان در روابط شود (کرافورد و رایت، ۱۰۴). یافته‌های مربوط به بازداری هیجانی نیز نشان داد که سرکوب احساسات واقعی می‌تواند سبب بروز رفتارهای پرخاشگرانه غیرمستقیم و ناسازگارانه گردد؛ موضوعی که پیش‌تر نیز در مطالعات مرتبط تأیید شده بود (کرافورد و رایت، ۲۰۱۴). افزون بر این، بازداری هیجانی می‌تواند به عنوان یک راهبرد مقابله‌ای ناسازگار در پاسخ به محیط‌های هیجانی غیرایمن دوران کودکی شکل گیرد (گراس و جان، ۲۰۰۳). درچنین شرایطی، پرخاشگری پنهان می‌تواند نقش تخلیه هیجانی غیرمستقیم را ایفا کند. درنهایت، افراد دارای طرحواره استحقاق معمولاً انتظارات بالایی از دیگران دارند و در صورت برآورده نشدن این انتظارات، ممکن است به جای ابراز صریح نارضایتی، به پرخاشگری پنهان متوسل شوند (هسیجا و همکاران، ۲۰۱۸). مطالعات اخیر نیز نشان داده‌اند که ترکیب احساس استحقاق و نقص در مهارت‌های ارتباطی، پیش‌بینی‌کننده معنادار رفتارهای پرخاشگرانه غیرمستقیم در روابط صمیمی است (ریدی و همکاران، ۲۰۱۶).

به‌طور کلی، یافته‌های این پژوهش با بسیاری از مطالعات پیشین درباره نقش طرحواره‌های ناسازگار اولیه در روابط صمیمی، خشونت بین فردی و مشکلات ارتباطی هم‌راستا است (هسیجا و همکاران، ۲۰۱۸؛ گی و همکاران، ۲۰۱۳؛ پلینگتون و همکاران، ۲۰۲۱). با این حال، باید توجه داشت که پرخاشگری ارتباطی پنهان مفهومی متمایز از خشونت صریح یا تعارض آشکار است و بررسی جداگانه آن می‌تواند نتایج متفاوتی ایجاد کند.

• نتیجه‌گیری

از نظر کاربردی، می‌توان نتیجه گرفت که طرحواره‌های شرم، ایثار، بازداری هیجانی و استحقاق، که اغلب در بستر تجربه‌های منفی دوران کودکی شکل می‌گیرند، نقش مهمی در بروز پرخاشگری ارتباطی پنهان دارند. بنابراین، تمرکز بر مداخلات مبتنی بر اصلاح طرحواره‌ها، آموزش مهارت‌های ارتباطی و سبک‌های فرزندپروری سالم می‌تواند در پیشگیری و کاهش این نوع پرخاشگری مؤثر باشد. نتایج این پژوهش از مدل‌های شناختی - هیجانی نیز حمایت می‌کند که در آنها، طرحواره‌ها به‌عنوان عوامل زیربنایی در شکل‌گیری و تداوم الگوهای ارتباطی ناسازگار نقش دارند (بک، ۲۰۱۱؛ یانگ و همکاران، ۲۰۰۳). براین اساس، مداخلات درمانی مبتنی بر طرحواره‌درمانی می‌تواند با اصلاح و تضعیف این الگوها، به کاهش پرخاشگری پنهان در روابط زناشویی کمک کند.

این پژوهش محدود به جامعه دانشجویان دانشگاه بوعلی سینا همدان بود؛ بنابراین تعمیم نتایج باید با احتیاط صورت گیرد. استفاده از ابزارهای خودگزارشی ممکن است باعث بروز سوگیری در پاسخ‌ها شده باشد. همچنین، نمونه نسبتاً محدود پژوهش تعمیم‌پذیری یافته‌ها را کاهش می‌دهد. پیشنهاد می‌شود مطالعات آینده با استفاده از نمونه‌های بزرگ‌تر، در جوامع متنوع‌تر و با روش‌های چندمنبعی (ازجمله مصاحبه بالینی) انجام شوند. علاوه بر این، بررسی سایر طرحواره‌های ناسازگار اولیه و نقش تفاوت‌های جنسیتی می‌تواند به درک عمیق‌تری از این پدیده کمک کند. درنهایت، با توجه به ماهیت همبستگی مطالعه حاضر، پژوهش‌های آزمایشی و مداخله‌ای برای بررسی روابط علی بین متغیرها ضروری است.

• تعارض منافع

این پژوهش بدون حمایت مالی انجام گرفته است و نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تعارض منافع در انجام این پژوهش وجود نداشته است.

• تشکر و قدردانی

پژوهشگران بر خود لازم می‌دانند که از تمامی شرکت‌کنندگان جهت شرکت در پژوهش تشکر و قدردانی نمایند.

• منابع

- حمیدپور، حسن؛ دولتشاهی، بهروز؛ پورشهباز، عباس و دادخواه، اصغر. (۱۳۹۰). کارآیی طرحواره درمانی در درمان زنان مبتلا به اختلال اضطراب فراگیر. *مجله روانپزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۱۷(۲)، ۱۳۲-۱۲۰. [URL:http://ijpcp.iuims.ac.ir/article-1-1207-en.html](http://ijpcp.iuims.ac.ir/article-1-1207-en.html)
- خزاعی، سمانه؛ نوایی نژاد، شکوه؛ فرزاد، ولی اله و زهراکار، کیانوش. (۱۳۹۶). پیش‌بینی پرخاشگری ارتباطی پنهان (کناره‌گیری عاطفی و خراب کردن وجه اجتماعی) بر اساس سبک‌های دلبستگی در زنان متأهل شهر بیرجند: نقش میانجی احساس شرم و گناه. *مطالعات زن و خانواده*، ۱۵(۱)، ۱۲۹-۱۰۳. <https://doi.org/10.22051/jwfs.2017.10650.1176>
- خزاعی، سمانه؛ نوایی نژاد، شکوه؛ فرزاد، ولی‌الله و زهراکار، کیانوش. (۱۳۹۵). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس پرخاشگری ارتباطی پنهان. *پژوهش در سلامت روانی‌شناختی*، ۱۰(۲)، ۷۵-۸۸. [URL: http://rph.khu.ac.ir/article-1-2590-en.html](http://rph.khu.ac.ir/article-1-2590-en.html)
- غفاری، مجید و رمضانی، نیلوفر. (۱۳۹۸). عدالت زناشویی و کیفیت زناشویی: نقش واسطه‌ای پرخاشگری ارتباطی پنهان. *خانواده پژوهی*، ۱۵(۴)، ۵۰۳-۴۸۷. [URL:https://jfr.sbu.ac.ir/article_97785.html?lang=en](https://jfr.sbu.ac.ir/article_97785.html?lang=en)
- غیاثی، مهناز؛ مولوی، حسین؛ نشاط دوست، حمید طاهر و صلواتی، مژگان. (۱۳۹۰). بررسی ساختار عاملی پرسشنامه‌ی طرحواره‌ی یانگ (نسخه‌ی سوم فرم کوتاه) در شهر تهران. *دست‌آوردهای روان‌شناختی*، ۱۸(۱)، ۹۳-۱۱۸. [URL:https://psychac.scu.ac.ir/article_11692.html?lang=en](https://psychac.scu.ac.ir/article_11692.html?lang=en)
- فاتحی، نازنین؛ کجویی، محسن و جوهری فرد، فاطمه. (۱۴۰۳). مکانیسم روان‌شناختی زیربنای اعتیاد به اینترنت و دلزدگی زناشویی: نقش میانجی‌گر پرخاشگری ارتباطی پنهان و کیفیت روابط زوجی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸(۳)، ۳۴۳-۳۳۳. <http://iranapsy.ir/Article/45324>
- کوهبومی، زهرا؛ قمری، محسنه و حسینیان، سحر. (۱۴۰۰). پیش‌بینی خشونت خانگی علیه زنان در دوران قرنطینه کرونا بر اساس انعطاف‌پذیری شناختی: نقش واسطه‌ای تاب‌آوری. *مجله ایرانی روان‌شناسی خانواده*، ۷(۲)، ۴۶-۳۳. <https://doi.org/10.22034/ijfp.2021.245578>
- محمدپور ایردموسی، اعظم و عاقل مسجدی، مریم. (۱۴۰۴). بررسی تعیین تأثیر طلاق عاطفی و خشونت خانگی بر گرایش به روابط فرازناشویی با نقش میانجی‌گری پریشانی روان‌شناختی در زنان متأهل. *مجله روان‌شناسی*، ۲۹(۱)، ۵۷-۴۸. <http://iranapsy.ir/Article/46472>
- نادری، سارا؛ غلامعلی لواسانی، مسعود و قاسم زاده، سوگند. (۱۴۰۲). بررسی مقایسه‌ای رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه با بهزیستی روان‌شناختی و نقش میانجی‌گر راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در دو گروه نوجوانان با و بدون سابقه طلاق والدین. *مجله روان‌شناسی*، ۲۷(۴)، ۴۱۵-۴۰۶. <http://iranapsy.ir/fa/Article/39094>
- نعمتی، کیوان؛ رستمی، سارا و حجت‌خواه، محسن. (۱۴۰۱). رابطه کیفیت روابط زناشویی با پرخاشگری ارتباطی پنهان در زنان متأهل پیشرفت‌های نوین در علوم رفتاری، ۷(۵۵)، ۹۴-۸۴. <http://ijndibs.com/article-fa.html>
- Archer, J., & Coyne, S. M. (2005). An integrated review of indirect, relational, and social aggression. *Personality and Social Psychology Review*, 9(3), 212-230. https://doi.org/10.1207/s15327957pspr0903_2

- Bean, R. C., Ledermann, T., Higginbotham, B. J., & Galliher, R. V. (2020). Associations between relationship maintenance behaviors and marital stability in remarriages. *Journal of Divorce & Remarriage*, 61(1), 62–82. <https://doi.org/10.1080/10502556.2019.1619385>
- Beck, J. S. (2011). *Cognitive behavior therapy: Basics and beyond* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Bilge, Y., & Balaban, G. (2021). The relationships between personality disorders and early maladaptive schemas and the moderating role of gender. *Alpha Psychiatry*, 22(1), 12–18. <https://doi.org/10.5455/apd.114935>
- Blaydes, L., Fearon, J. D., & MacDonald, M. (2025). Understanding Intimate Partner Violence. *Annual Review of Political Science*, 28. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-041322-044022>
- Breiding, M. J., Smith, S. G., Basile, K. C., Walters, M. L., Chen, J., & Merrick, M. T. (2014). Prevalence and characteristics of sexual violence, stalking, and intimate partner violence victimization-National Intimate Partner and Sexual Violence Survey, United States, 2011. *MMWR Surveillance Summaries*, 63(8), 1–18. [URL:https://stacks.cdc.gov/view/cdc/24861/cdc_24861_DS1](https://stacks.cdc.gov/view/cdc/24861/cdc_24861_DS1)
- Calvete, E., Estévez, A., & Corral, S. (2007). Intimate partner violence and depressive symptoms in women: Cognitive schemas as moderators and mediators. *Behavior Research and Therapy*, 45(4), 791–804. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2006.07.006>
- Carroll, J. S., Nelson, D., Yorgason, J. B., Harper, J. M., Hagmann, R., & Jensen, A. C. (2010). Relational aggression in marriage. *Aggressive Behavior*, 36(4), 315–329. <https://doi.org/10.1002/ab.20349>
- Crawford, E., & Wright, M. O. D. (2014). The impact of childhood psychological maltreatment on interpersonal schemas and subsequent experiences of relationship aggression. In *Childhood emotional abuse* (pp. 93–116). Routledge. https://doi.org/10.1300/J135v07n02_06
- Curtis, D. S., Epstein, N. B., & Wheeler, B. (2017). Relationship satisfaction mediates the link between partner aggression and relationship dissolution: The importance of considering severity. *Journal of Interpersonal Violence*, 32(8), 1187–1208. <https://doi.org/10.1177/0886260515588524>
- Dumitrescu, D., & Rusu, A. S. (2012). Relationship between early maladaptive schemas, couple satisfaction and individual mate value: An evolutionary psychological approach. *Journal of Cognitive & Behavioral Psychotherapies*, 12(1), 67–80. [URL:https://psycnet.apa.org/record/2013-29676-006](https://psycnet.apa.org/record/2013-29676-006)
- Gao, D., Bullock, A., & Liu, J. (2021). Cross-lagged panel analyses of maternal psychological control and young adolescents' emotion regulation. *Journal of Adolescence*, 87, 52–62. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2021.01.001>
- Gay, L. E., Harding, H. G., Jackson, J. L., Burns, E. E., & Baker, B. D. (2013). Attachment style and early maladaptive schemas as mediators of the relationship between childhood emotional abuse and intimate partner violence. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, 22(4), 408–424. <https://doi.org/10.1080/10926771.2013.775982>
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348–362. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.85.2.348>
- Gross, J. J., & Thompson, R. A. (2007). Emotion regulation: Conceptual foundations. In J. J. Gross (Ed.), *Handbook of emotion regulation* (pp. 3–24). New York: Guilford Press
- Harper, K., & Arias, I. (2022). Shame and aggression: Examining the role of hidden anger in interpersonal relationships. *Journal of Interpersonal Violence*, 37(1–2), 234–256. <https://doi.org/10.1177/0886260520981234>
- Hassija, C. M., Robinson, D., Silva, Y., & Lewin, M. R. (2018). Dysfunctional parenting and intimate partner violence perpetration and victimization among college women: The mediating role of schemas. *Journal of Family Violence*, 33, 65–73. <https://doi.org/10.1007/s10896-017-9942-3>
- Janovsky, T., Rock, A. J., Thorsteinsson, E. B., Clark, G. I., & Murray, C. V. (2020). The relationship between early maladaptive schemas and interpersonal problems: A meta-analytic review. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 27(3), 408–447. <https://doi.org/10.1002/cpp.2439>
- Knight, N. M., Dahlen, E. R., Bullock-Yowell, E., & Madson, M. B. (2018). The HEXACO model of personality and dark triad in relational aggression. *Personality and Individual Differences*, 122, 109–114. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.10.016>
- LaMotte, A. D., Taft, C. T., & Weatherill, R. P. (2016). Mistrust of others as a mediator of the relationship between trauma exposure and use of partner aggression. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 8(4), 535–544. <https://doi.org/10.1037/tra0000157>
- Lawford, H. L., Astrologo, L., Ramey, H. L., & Linden-Andersen, S. (2020). Identity, intimacy, and generativity in adolescence and young adulthood: A test of the psychosocial model. *Identity*, 20(1), 9–21. <https://doi.org/10.1080/15283488.2019.1697271>
- Li, X., Zhou, N., Fang, X., & Cao, H. (2020). Marital conflict resolution and marital affection in Chinese marriage: Integrating variable-centered and person-centered approaches. *Marriage & Family Review*, 56(4), 369–389. <https://doi.org/10.1080/01494929.2020.1712575>
- Moral de la Rubia, J., & Ramos Basurto, S. (2015). Couple violence and alexithymia in women from Nuevo Leon. *Acta de Investigación Psicológica*, 5(1), 1831–1845. [URL:https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S200748322015000101831&script=sci_abstract&tlng=en](https://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S200748322015000101831&script=sci_abstract&tlng=en)
- Pilkington, P. D., Noonan, C., May, T., Younan, R., & Holt, R. A. (2021). Early maladaptive schemas and intimate partner violence victimization and perpetration: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 28(5), 1030–1042. <https://doi.org/10.1002/cpp.2558>

- Reidy, D. E., Zeichner, A., & Foster, J. D. (2016). Narcissism and aggression: A review of the literature and implications for interpersonal violence. *Aggression and Violent Behavior*, 31, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.avb.2016.06.002>
- Schmidt, N. B., Joiner, T. E., Young, J. E., & Telch, M. J. (1995). The schema questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Cognitive Therapy and Research*, 19, 295–321. <https://doi.org/10.1007/BF02230402>
- Siadat, F., Koraei, A., Shahbazi, M., & Dasht Bozorgi, Z. (2023). Relationship Between Attachment Behaviors and Marital Trust Among Nurses with the Mediating Role of Covert Aggression. *Journal of Client-centered Nursing Care*, 9, 79-88. <https://doi:10.32598/JCCNC.9.1.485.1>
- Tangney, J. P., Stuewig, J., & Mashek, D. J. (2007). Moral emotions and moral behavior. *Annual Review of Psychology*, 58, 345–372. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.56.091103.070145>
- Taniguchi, S. T., Freeman, P. A., Taylor, S., & Maltcarne, B. (2006). A study of married couples' perceptions of marital satisfaction in outdoor recreation. *Journal of Experiential Education*, 28(3), 309–324. <https://doi.org/10.1177/105382590602800309>
- Yam, F. C. (2023). The Relationship Between Partner Phubbing and Life Satisfaction: The Mediating Role of Relationship Satisfaction and Perceived Romantic Relationship Quality. *Psychol Rep*, 126 (1), 303-331. <https://doi:10.1177/00332941221144611>
- Young, J. C., & Widom, C. S. (2014). Long-term effects of child abuse and neglect on emotion processing in adulthood. *Child Abuse & Neglect*, 38(8), 1369–1381. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2014.03.008>
- Young, J. E., & Brown, G. (2005). Young Schema Questionnaire-Short Form; Version 3. New York: Schema Therapy Institute. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/t67023-000>
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2003). Schema therapy: A practitioner's guide. New York, NY: Guilford Press.

نقش موسیقی درمانی در بهبود راهبردهای تنظیم خشم The Role of Music Therapy in Improving Anger Regulation Strategies

Mahid Akhshabi, PhD

Nasim Soheili, PhD✉

مجید اخشابی^۱

نسیم سهیلی^۲

Abstract

The aim of this study was to systematically review studies related to the effect of music therapy on improving anger regulation strategies in different age groups and clinically. Anger is one of the fundamental human emotions that if not managed effectively, has negative psychological, social, and physical consequences. In recent years, music therapy has attracted the attention of psychologists as a non-invasive, pleasurable, welcome, and low-cost method. Using the PRISMA framework and reviewing 87 studies between 2000 and 2025, this study investigated the effectiveness of different types of music therapy in improving cognitive, behavioral, and physiological anger regulation strategies. The results show that music therapy significantly reduced trait anger, aggression, and improved strategies such as cognitive revision, problem solving, and impulse control. The highest effectiveness was observed in active group interventions such as percussion and group singing. Also, various neurological, psychological, and social mechanisms play a role in this effectiveness. This review emphasizes that music therapy can be used as an effective adjunct to educational, clinical and rehabilitation programs for anger management.

Keywords: Music Therapy, Anger Regulation, Aggression, Emotion, Coping Strategies, Systematic Review.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، مرور نظام‌مند مطالعات مرتبط با تأثیر موسیقی درمانی بر بهبود راهبردهای تنظیم خشم در گروه‌های مختلف سنی و بالینی است. خشم یکی از هیجانات بنیادین انسان است که در صورت نبود مدیریت مؤثر، پیامدهای منفی روان‌شناختی، اجتماعی و جسمانی به همراه دارد. در سال‌های اخیر، موسیقی درمانی به عنوان روشی غیرتهاجمی، لذتبخش، استقبال‌شونده و کم‌هزینه مورد توجه روان‌شناسان قرار گرفته است. این مطالعه با بهره‌گیری از چارچوب PRISMA و مرور ۸۷ مطالعه بین سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۵، به بررسی اثربخشی انواع مختلف موسیقی درمانی در بهبود راهبردهای شناختی، رفتاری و فیزیولوژیک تنظیم خشم پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که موسیقی درمانی به‌طور معناداری موجب کاهش خشم صفتی، پرخاشگری و بهبود راهبردهایی نظیر بازنگری شناختی، حل مسئله و کنترل تکانه شده است. بیشترین اثربخشی در مداخلات گروهی فعال مانند نواختن سازهای کوبه‌ای و آواز گروهی مشاهده شد. همچنین، مکانیسم‌های عصبی، روان‌شناختی و اجتماعی گوناگونی در این اثربخشی نقش دارند. این مقاله تأکید می‌کند که موسیقی درمانی می‌تواند به‌عنوان مکملی مؤثر در برنامه‌های آموزشی، بالینی و توان‌بخشی برای مدیریت خشم مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: موسیقی درمانی، تنظیم خشم، پرخاشگری، هیجان، راهبردهای مقابله‌ای، مرور نظام‌مند.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۹/۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۵/۲/۲۹

۱. گروه هنر، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشگاه بین‌المللی مذاهب اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

خشم (anger) یکی از هیجان‌های بنیادین انسانی است که در طیف وسیعی از موقعیت‌های اجتماعی و فردی بروز می‌یابد. این هیجان، همانند دیگر احساسات پایه‌ای، نقش حیاتی در تنظیم رفتار و تعاملات انسانی دارد. از دیدگاه کارکردی، خشم می‌تواند پاسخ انطباقی به تهدیدها یا شرایط ناعادلانه باشد و باعث افزایش انگیزه برای تغییر وضعیت نامطلوب شود و همچنین نقشی حیاتی در محافظت از حقوق فرد و بیان نارضایتی در روابط بین‌فردی ایفا کند. با این حال، فقدان مهارت‌ها و راهبردهای مناسب برای مدیریت خشم (anger regulation strategies) می‌تواند پیامدهای منفی روان‌شناختی و اجتماعی به همراه داشته باشد. هنگامی که خشم بر زندگی فرد مستولی می‌شود، حالت هیجانی ناپایدار و شدیدی ایجاد می‌گردد که اغلب با احساس اضطراب و نگرانی همراه است. درواقع خشم وضعیتی هیجانی است که شدت آن از تحریک ملایم تا نفرت و خشم شدید متغیر است. خشم، هیجانی چندوجهی و پیچیده است که می‌تواند در پاسخ به استرس‌های مختلف تجربه شود. اگرچه خشم و پرخاشگری به یکدیگر مرتبط‌اند، اما این دو از لحاظ مفهومی متفاوت هستند؛ پرخاشگری به رفتارهایی اطلاق می‌شود که هدف آن آسیب رساندن به دیگران است. همچنین، خشم با تغییرات زیستی و فیزیولوژیکی همراه است (اموس، ۲۰۲۴). ناتوانی در کنترل خشم با افزایش پرخاشگری، خشونت خانگی، رفتارهای پرخطر کاهش کیفیت زندگی و بروز اختلال‌های روان‌پزشکی همچون اضطراب و افسردگی همراه است (کیانی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱). رابطه راهبردهای مثبت تنظیم شناختی هیجان با بهزیستی روان‌شناختی، مثبت و معنادار است (نادری و همکاران، ۱۴۰۲). همچنین تنظیم هیجانی از حوزه‌های مهم نیم‌رخ شناختی کودکان و نوجوانان بوده است (فلاح‌نژاد تفتی و همکاران، ۱۴۰۴). خشم غیرکنترل‌شده می‌تواند منجر به مشکلات جسمانی مانند فشارخون بالا، بیماری‌های قلبی و اختلال‌های خواب شود (شیمبو و همکاران، ۲۰۲۴). با توجه به اهمیت پیامدهای منفی خشم، مداخلات متنوعی برای کمک به تنظیم آن پیشنهاد شده است. ازجمله این مداخلات می‌توان به آموزش مهارت‌های شناختی- رفتاری، روان‌درمانی مبتنی بر پذیرش و تعهد، ورزش درمانی، هنر درمانی و مداخلات مبتنی بر ذهن‌آگاهی اشاره کرد. این مداخلات به افراد کمک می‌کنند تا با شناسایی محرک‌های خشم، کنترل واکنش‌های تکانشی و استفاده از تکنیک‌های بازسازی شناختی، راهبردهای مؤثرتری برای مدیریت هیجانات منفی پیدا کنند (گراس، ۲۰۱۵). در این میان، موسیقی درمانی به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد خود مانند غیرتهاجمی بودن، کم‌هزینه بودن، لذت‌بخش بودن، قابلیت دسترسی و اجرای آسان و تطابق فرهنگی، توجه پژوهشگران و درمانگران بسیاری را به خود جلب کرده است. موسیقی می‌تواند با تأثیر بر سیستم عصبی- هیجانی و تحریک حافظه و تخیل، تجربه‌های هیجانی منفی را تعدیل کرده و به کاهش استرس و اضطراب کمک کند (کوئلش، ۲۰۱۴). موسیقی درمانی یک فعالیت هنری هدفمند است که در آن درمانگران با استفاده از بیان موسیقی و خاطرات و احساساتی که برمی‌انگیزانند، باعث بهبود شرایط جسمی، روانی و رفتاری افراد یا گروه‌ها می‌شوند (اخشابی، ۱۴۰۲). موسیقی به دلیل جذابیت و انگیزش ذاتی که دارد، فضای امن و مناسبی برای ارتباط اجتماعی به وجود می‌آورد. اوقات خوش، خاطرات خوشایند و علایق مثبت درونی را تقویت می‌کند، به همین دلیل از میزان هیجان منفی، اضطراب، گوشه‌گیری، ملالت، لذت و خشونت می‌کاهد (طاهری‌فر و همکاران، ۱۳۹۴). مطالعات اخیر نشان داده که موسیقی درمانی می‌تواند در کاهش علائم افسردگی، اضطراب، استرس و پرخاشگری مؤثر باشد و همچنین باعث بهبود کیفیت زندگی و کارکرد اجتماعی شود (خیرآبادی و نجم، ۱۴۰۲). موسیقی رابطه‌ی زیستی و فیزیولوژیک با مغز انسان دارد. ریتم، محرک بیولوژیک و ملودی، مولد لذت، خوشی و خیال‌انگیزی است. به همین دلیل، کوچک‌ترین کنش ریتمیک و نوای موزون روح و جسم را برمی‌انگیزد و تحریک می‌کند. سیستم اعصاب مرکزی به صورت ساختاری به تحرک‌های موسیقایی پاسخ مثبت می‌دهد و موجبات اثربخشی این روش درمانی را فراهم می‌کند (اخشابی و سیاح‌پور، ۱۴۰۲).

پژوهش‌ها چندین مکانیسم بالقوه برای تأثیر موسیقی درمانی بر تنظیم خشم مطرح کرده‌اند:

۱- اثر نوروفیزیولوژیک: موسیقی می‌تواند فعالیت سیستم لیمبیک (به‌ویژه آمیگدالا) را تعدیل و هم‌زمان قشر پیش‌پیشانی را فعال کند؛ این امر باعث تقویت کنترل تکانه و کاهش پاسخ‌های پرخاشگرانه می‌شود (کوئلش، ۲۰۱۴؛ خو و همکاران، ۲۰۲۵). همچنین طبق نظریه نوروپلاستیسته (neuroplasticity) مغز انسان دارای قابلیت تغییر و شکل‌گیری مجدد است و با انجام فعالیت‌هایی مانند پرداختن

به موسیقی، مغز ساختار و عملکرد خود را تغییر داده و ارتباطات عصبی جدیدی ایجاد می‌کند و در قشر پیش‌پیشانی و گانگلی‌های قاعده‌ای، تغییر ایجاد می‌شود (اخشابی و همکاران، ۱۴۰۳).

۲- اثر هیجانی و روان‌شناختی: موسیقی ظرفیت القای حالات عاطفی مثبت، کاهش برانگیختگی فیزیولوژیک و تسهیل تخلیه هیجان‌های منفی مانند خشم را دارد (سریکالیو، ۲۰۱۱). براساس نظریه یادگیری اجتماعی افراد از طریق مشاهده و تقلید از دیگران یاد می‌گیرند. طبق نظریه تنظیم هیجانی موسیقی می‌تواند به‌عنوان یک ابزار قدرتمند برای تنظیم هیجانات استفاده شود. موسیقی درمانی به افراد کمک می‌کند تا احساسات خود را بهتر بشناسند و آنها را به شیوه‌ای سالم بیان کنند. موسیقی آرامش‌بخش می‌تواند به کاهش اضطراب و استرس کمک کند (اخشابی و همکاران، ۱۴۰۳).

۳- اثر اجتماعی: مشارکت در موسیقی گروهی موجب تقویت همدلی، مهارت‌های ارتباطی و احساس تعلق اجتماعی می‌شود و از این طریق پرخاشگری کاهش می‌یابد (کریشنر و توماسلو، ۲۰۱۰). طبق نظریه ارتباط غیرکلامی (nonverbal theory communication) موسیقی به‌عنوان یک زبان جهانی می‌تواند برای بیان احساسات و افکار استفاده شود (اخشابی و همکاران، ۱۴۰۳).

۴- اثر شناختی رفتاری: فعالیت‌های موسیقی درمانی فرصتی برای تمرین راهبردهای سازگاران ابراز خشم و بازنگری شناختی فراهم می‌آورد (هاکوورت و همکاران، ۲۰۱۳). در موسیقی درمانی، درمانگر به‌عنوان یک الگو درمانجو را تشویق می‌کند تا ضمن تقلید از رفتارها، مهارت‌های جدید فرا بگیرد. موسیقی درمانی بر تقویت مثبت رفتارهای مطلوب تمرکز دارد. هنگامی که فرد در انجام یک فعالیت موسیقی موفق می‌شود، تحسین و تشویق می‌شود که این امر به تقویت انگیزه و اعتمادبه‌نفس وی کمک می‌کند (اخشابی و همکاران، ۲۰۲۳).

۵- کاهش پرخاشگری کودکان و نوجوانان: چویی و همکاران (۲۰۱۰) در پژوهشی دریافتند که موسیقی می‌تواند رفتار پرخاشگرانه را کاهش دهد و عزت‌نفس را در کودکانی با رفتار بسیار پرخاشگرانه بهبود بخشد. مرور سیستماتیک یی و همکاران (۲۰۲۱)، نشان داد مداخلات موسیقی درمانی در کودکان و نوجوانان منجر به کاهش پرخاشگری و افزایش خودکنترلی می‌شود. در پژوهش بهبود مهارت‌های مقابله‌ای در بیماران روان‌پزشکی هاکوورت و همکاران (۲۰۱۳)، گزارش کردند که موسیقی درمانی گروهی در بیماران روان‌پزشکی قانونی باعث کاهش تکانه‌گری و بهبود مدیریت خشم شد. مونگاس و سیلورمن (۲۰۱۴)، دریافتند که مداخلات با سازهای کوبه‌ای در نوجوانان پرخاشگر موجب کاهش رفتارهای پرخاشگرانه و افزایش تحمل شکست می‌شود. مطالعه لاگاس و همکاران (۲۰۱۹)، نشان داد که موسیقی درمانی روند مثبتی را در رابطه با گسترش مهارت‌های توجه انتخابی در کودکان و در نتیجه آن مدیریت هیجان‌ها، رقم می‌زند. نووکنا و همکاران (۲۰۲۳)، دریافتند که دانشجویان شرکت‌کننده در گروه موسیقی آموزشی در پس‌آزمون در مقایسه با هم‌تایان خود در گروه کنترل، کاهش میانگین قابل‌توجهی در رفتار پرخاشگرانه نشان دادند. همچنین پژوهش پترز و همکاران (۲۰۲۴)، نشان داد موسیقی درمانی به‌طورکلی به بهبود راهبردهای تنظیم هیجان، ازجمله خشم، کمک می‌کند. محمدی و فولادچنگ (۱۳۹۷)، دریافتند که ارضای نیازهای اساسی روان‌شناختی، نقش واسطه‌ای بین ارزش‌های فرهنگی و راهبردهای تنظیم هیجان دارند. عقیلی و همکاران (۱۴۰۱)، دریافتند که موسیقی درمانی می‌تواند بر رفتارهای کلیشه‌ای، پرخاشگری جسمانی، پرخاشگری کلامی، پرخاشگری رابطه‌ای کودکان مبتلا به اوتیسم و سلامت روانی والدین‌شان اثر مثبت بگذارد. صالحی و همکاران (۱۴۰۳)، در مطالعه‌ای روی نوجوانان کانون اصلاح و تربیت گزارش کردند که جلسات موسیقی درمانی گروهی منجر به کاهش پرخاشگری و افزایش مهارت‌های اجتماعی گردید. علاوه بر موارد یادشده، شواهد موجود نشان می‌دهد که عوامل فرهنگی، اجتماعی و حتی فردی می‌توانند در میزان اثربخشی موسیقی درمانی نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا کنند. به‌عنوان مثال، انتخاب نوع موسیقی و تناسب آن با پیشینه فرهنگی و سلیقه شنیداری شرکت‌کنندگان، میزان درگیری عاطفی فرد با موسیقی و نیز شیوه اجرای مداخله (فردی یا گروهی) می‌تواند به طور معناداری بر نتایج حاصل اثرگذار باشد. به‌طورکلی مرورها و فراتحلیل‌های انجام‌شده تاکنون بیشتر بر نقش موسیقی درمانی در کاهش پرخاشگری یا تنظیم هیجان متمرکز بوده‌اند و مرور نظام‌مندی که به‌طور اختصاصی به تأثیر موسیقی درمانی در بهبود راهبردهای تنظیم خشم (anger regulation strategies) بپردازد، مشاهده نشده است. این خلاء پژوهشی باعث ابهام در تعیین اثربخشی واقعی و شناسایی مکانیزم‌های دخیل در تنظیم خشم می‌شود. بنابراین، هدف پژوهش حاضر انجام یک مرور نظام‌مند براساس چارچوب (preferred reporting

PRISMA (items for systematic reviews and meta- analyses) است تا شواهد موجود درباره تأثیر موسیقی درمانی بر بهبود راهبردهای تنظیم خشم جمع‌آوری، تحلیل و تفسیر شود.

• روش

این مطالعه براساس دستورالعمل PRISMA طراحی و اجرا شد. چارچوب PRISMA مجموعه‌ای از استانداردها برای افزایش شفافیت، دقت و قابلیت بازتولید مرورهای نظام‌مند است و شامل مراحل اصلی شناسایی، غربالگری، بررسی صلاحیت و نهایی‌سازی است (پیچ و همکاران، ۲۰۲۱). برای یافتن مطالعات مرتبط، جست‌وجو در پایگاه‌های داده بین‌المللی و داخلی انجام شد.

جدول ۱. استراتژی جستجوی مطالعات در پایگاه‌های اطلاعاتی داخلی و خارجی

دسته‌بندی	پایگاه‌های اطلاعاتی	کلیدواژه‌ها (فارسی)	کلیدواژه‌ها (انگلیسی)
خارجی	PubMed Scopus Web of Science PsycINFO Cochrane Library	"موسیقی درمانی" "خشم" "تنظیم هیجان" "پرخاشگری"	"Music Therapy" AND "Anger Regulation" "OR" Anger Management "OR" Aggression "OR" Emotion Regulation
داخلی	SID Magiran IranDoc	"موسیقی درمانی" "خشم" "تنظیم هیجان" "پرخاشگری"	"Music Therapy" AND "Anger Regulation" "OR" Anger Management "OR" Aggression "OR" Emotion Regulation

جست‌وجو در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۵ انجام گرفت. همچنین برای تکمیل، منابع مقالات مرتبط و پایان‌نامه‌ها نیز مرور شدند. معیارهای ورود به مطالعه شامل: به بررسی تأثیر موسیقی درمانی (فعال یا گیرنده، فردی یا گروهی) بر خشم یا راهبردهای تنظیم خشم پرداخته باشند؛ طراحی پژوهش آزمایشی یا نیمه‌آزمایشی داشته باشند (RCT)، کنترل‌شده، پیش‌آزمون- پس‌آزمون؛ از ابزارهای معتبر روان‌سنجی برای سنجش خشم یا تنظیم خشم استفاده کرده باشند و به زبان فارسی یا انگلیسی منتشر شده باشند. معیارهای خروج نیز شامل: مقالات نظری، مروری و کیفی بدون داده کمی؛ مطالعاتی که تنها به گوش‌دادن بدون هدف مداخله روانی پرداخته‌اند؛ پژوهش‌هایی که تنها بر سایر هیجان‌ها (مثلاً اضطراب یا افسردگی) متمرکز بوده و هیچ شاخصی از خشم نداشتند.

• ابزارها

در فرایند غربالگری مقالات در مرحله اول، ۶۳۷ مقاله شناسایی شد. پس از حذف موارد تکراری، ۵۲۲ مقاله باقی ماند. با غربالگری عنوان و چکیده، ۲۵۲ مقاله برای متن کامل انتخاب شد. در نهایت، ۸۷ مطالعه معیارهای ورود را داشتند که وارد تحلیل شدند. همچنین در اطلاعات استخراج شده از مقالات این موارد در نظر گرفته شد: نویسندگان، سال انتشار، کشور؛ ویژگی‌های نمونه (حجم، جنسیت، گروه سنی)؛ نوع موسیقی درمانی (فعال، گیرنده، گروهی/ فردی)؛ تعداد و مدت جلسات؛ ابزارهای سنجش خشم (مانند: STAXI-2, buss-perry aggression questionnaire).

همچنین برای بررسی کیفیت و ریسک سوگیری، از چک‌لیست کوکران برای RCTها و ابزار CASP برای مطالعات نیمه‌آزمایشی استفاده شد. مطالعات در سه سطح «کیفیت بالا»، «متوسط» و «پایین» دسته‌بندی شدند.

جدول ۲. مراحل شناسایی، غربالگری، ارزیابی صلاحیت و انتخاب مطالعات بر اساس دستورالعمل PRISMA

مراحل	جزئیات	تعداد باقی مانده
شناسایی (identification)	تعداد کل رکوردها: ۶۳۷ حذف موارد تکراری: ۱۱۵	۵۲۲
غربالگری (screening)	بررسی عنوان و چکیده: ۵۲۲ حذف موارد نامرتب: ۲۷۰	۲۵۲
بررسی صلاحیت (eligibility)	بررسی متن کامل: ۲۵۲ حذف به علت عدم معیار ورود: ۱۶۵	۸۷
نهایی‌سازی (inclusion)	مطالعات وارد شده در مرور: ۸۷	۸۷

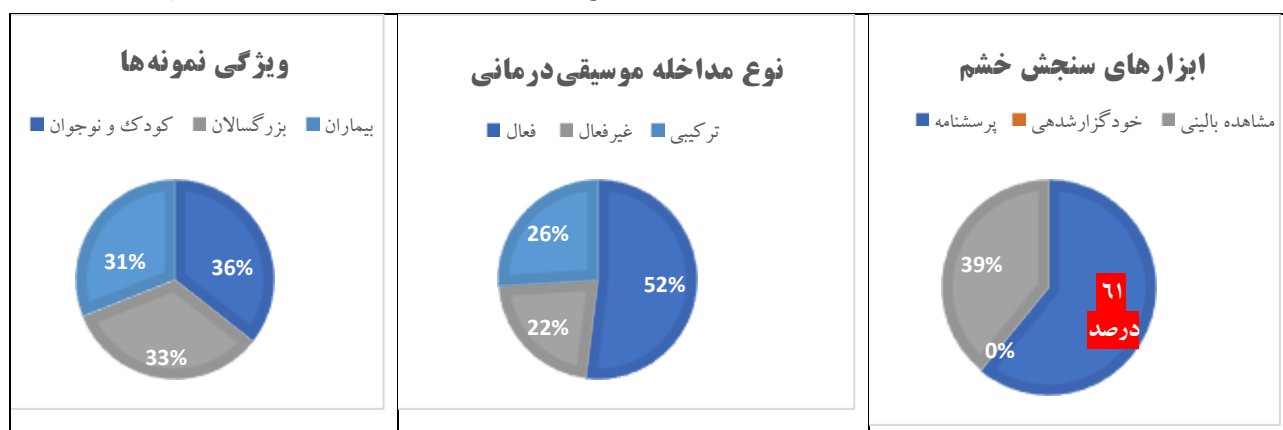
• یافته‌ها

در جدول ۳ ویژگی‌های مطالعات وارد شده به مرور نظام مند درج شده است :

جدول ۳. ویژگی‌های مطالعات وارد شده به مرور نظام‌مند

دسته	جزئیات	تعداد مطالعات
ویژگی نمونه‌ها	کودکان و نوجوانان (۸-۱۸ سال)	۳۱
	بزرگسالان (دانشجویان، افراد عادی)	۲۷
	بیماران روانپزشکی یا افراد در مراکز اصلاح و تربیت	۲۹
نوع مداخله موسیقی درمانی	گروهی فعال (نواختن ساز کوبه‌ای، آواز گروهی)	۴۰
	گیرنده (گوش دادن هدایت شده)	۱۷
	ترکیبی (فعال + گیرنده)	۲۰
ابزارهای سنجش خشم	پرسشنامه	۵۳
	مقیاس خودگزارشی خشم	-
	مشاهده بالینی	۳۴

نمودار ۱. ویژگی‌های مطالعات وارد شده: گروه‌های شرکت‌کننده، انواع مداخلات موسیقی درمانی و ابزارهای سنجش خشم



نتایج مطالعات براساس گروه‌ها به شرح زیر به دست آمد:

۱. کودکان و نوجوانان:

اغلب مطالعات مانند (ریکسون و واتکینز، ۲۰۰۳؛ یی و همکاران، ۲۰۲۱) نشان دادند که جلسات موسیقی درمانی گروهی به طور معناداری موجب کاهش پرخاشگری بیرونی و افزایش توانایی استفاده از راهبردهای سازگاران (مثل حل مسئله و بازنگری شناختی) شد.

۲. بزرگسالان و دانشجویان:

(فنگ و ونگ، ۲۰۲۵) گزارش کردند که موسیقی درمانی فعال باعث کاهش خشم و افزایش تحمل شکست گردید.

۳. بیماران روانپزشکی و گروه‌های خاص:

هاکوورت و همکاران (۲۰۱۳) و همچنین مونگاس و سیلورمن (۲۰۱۴)، نشان دادند که موسیقی درمانی گروهی به ویژه با تمرکز بر سازهای کوبه‌ای، توانایی بیماران در مدیریت تکانه‌های خشم را بهبود بخشید. جسن و همکاران (۲۰۱۶)، دریافتند که گنجاندن موسیقی درمانی در برنامه‌های درمانی منظم برای اختلال‌های روانپزشکی می‌تواند به تسریع روند بهبودی کمک کند و تجربه درمان را نیز لذت‌بخش‌تر و مثبت‌تر سازد.

۳-۴. اندازه اثر

در مطالعاتی که داده‌های کمی گزارش شده بود (۱۶ مطالعه)، اندازه اثر کاهش خشم از ۰/۴۵ تا ۰/۹۰ (Cohen's d) متغیر بود که نشان‌دهنده اثر متوسط تا زیاد موسیقی درمانی است.

جدول ۴. خلاصه مطالعات انتخاب شده

نویسندگان (سال)	کشور	نمونه	نوع مداخله	ابزار سنجش	نتایج اصلی
Daphne J Rickson & William G Watkins (2003)	نیوزلند	۱۵ پسر نوجوان پرخاشگر با مشکلات اجتماعی، عاطفی و یادگیری (در بازه سنی ۱۱ تا ۱۵ سال)	گروهی فعال	چک لیست رفتارهای رشدی نسخه ویژه والدین و معلمان (DBC-P & DBC-T)	کمک به نوجوانان جهت ارتقای خودکارآمدی و خلاقیت و تعاملات مناسب‌تر با دیگران
Sung et al (2006)	تایوان	۳۶ بیمار دارای زوال عقل	گروهی غیرفعال به همراه حرکات ریتمیک	چک لیست اصلاح‌شده سنجش آشفتگی کوهن- مانسفیلد (CMAI)	مدیریت رفتارهای بی‌قراری در افراد مبتلا به زوال عقل
Garland et al (2007)	استرالیا	۳۰ سالمند دارای رفتارهای پرخاشگرانه متناوب	گروهی غیرفعال	مقیاس رتبه‌بندی رفتار پرخاشگرانه در سالمندان (RAGE) و مشاهده رفتاری چک‌لیست مقیاس سنجش رفتار کودک- مشکلات	آرام‌سازی و کاهش رفتارهای پرخاشگرانه
(2010) Choi AN et al	کره جنوبی	۴۸ کودک	گروهی غیرفعال	اضطرابی/ افسردگی (ویژه والدین) CBCL-APS فهرست ارزیابی پرخاشگری کودکان (ویژه معلمان) CAAI فرم کوتاه چک لیست سنجش آشفتگی کوهن- مانسفیلد (CMAI-SF) مقیاس ارزیابی اضطراب در بیماران دچار زوال عقل (RAID) مقیاس سنجش خشم	کاهش رفتار پرخاشگرانه در کودکان با سطح بالای پرخاشگری
Cooke et al (2010)	استرالیا	۴۷ بیمار دارای آلزایمر خفیف تا متوسط	گروهی فعال	مقیاس سنجش خشم	کاهش پرخاشگری و اضطراب
Nöcker & Wölfl (2010)	آلمان	۳۸ نوجوان دبیرستانی مهاجر	گروهی فعال (بداهه‌نوازی ریتمیک)	ابرازشده (حالت- ویژگی) نسخه ۲ برای کودکان و نوجوانان (STAXI-2 C/A)	احساس آرامش و کاهش تنش
Pool & Odell-Miller (2011)	انگلیس	۱ مرد دارای اختلال‌های شخصیتی و رفتارهای بسیار پرخاشگرانه	فردی (موسیقی درمانی)	تحلیل سیستماتیک SRA	ایجاد فضای امن برای کاوش پرخاشگری و احساسات عمیق‌تر و کمک به افراد جهت بیان مناسب احساسات منفی خود توسط موسیقی درمانی
Lin et al (2011)	تایوان	۱۰۴ فرد سالمند مبتلا به زوال عقل که در مراکز مراقبت از سالمندان اقامت دارند	گروهی غیرفعال	تحلیل داده‌های تکراری (GEEs)	کاهش رفتارهای بی‌قراری، افزایش آرامش عاطفی و شکل‌گیری تعاملات بین‌فردی
Vink et al (2013)	هلند	۹۴ بیمار آلزایمری	ترکیبی (موسیقی درمانی گروهی و فعالیت‌های مکمل)	چک‌لیست اصلاح‌شده سنجش آشفتگی کوهن- مانسفیلد (CMAI)	کاهش کوتاه‌مدت بی‌قراری (Agitation) و پرخاشگری لحظه‌ای
Hakvoort et al. (2013)	هلند	۴۵ بیمار روانپزشکی قانونی	گروهی فعال (سازهای کوبه‌ای)	(مقیاس حالت- ویژگی و بیان خشم نسخه دوم) STAXI-2 مقیاس سنجش خشم	بهبود کنترل تکانه و کاهش خشم
Broadhurst & MacDonald (2013)	استرالیا	۳۰ نوجوان پرخاشگر	گروهی فعال (درام‌نوازی)	ابرازشده (حالت- ویژگی) نسخه ۲ برای کودکان و نوجوانان (STAXI-2 C/A)	کاهش رفتارهای پرخاشگرانه
Mungas & Silverman (2014)	آمریکا	۵۲ بیمار اسکیزوفرنیا	ترکیبی (فعال+ غیرنده)	(مقیاس حالت- ویژگی و بیان خشم نسخه دوم)	کاهش خشم حالت؛ بهبود تنظیم هیجان

STAXI-2		۲۵ فرد جوان با گرایش پرخاشگرانه	گروهی فعال	ثبت تغییرات در روابط بین فردی و ادراکات روان‌شناختی	غنی‌سازی روابط بین فردی و کاهش رفتارهای پرخاشگرانه
McFerran & Wöfl. (2015).	استرالیا			RCIRPP	اثرات پیشگیرانه
Wöfl (2019)	آلمان	۴۲ دانش‌آموز دبیرستانی	گروهی فعال	مقیاس سنجش خشم نوجوانان (AARS) و مشاهده	موسیقی درمانی در کنترل خشم
dos Santos (2019)	آفریقای جنوبی	۴۵ نوجوان	۱۲ جلسه موسیقی درمانی گروهی	ابزار سنجش خشم نوجوانان (AAI)	عمیق‌تر و ایجاد مسیرهای جدید برای رستن از خشم
dos Santos (2019)	آفریقای جنوبی	۳۲ نوجوان	موسیقی درمانی گروهی در مدرسه	تحلیل داده‌های ویدیویی جلسات AVDS	کاهش پرخاشگری و افزایش همدلی
(2019) Eun Sil Suh	کره جنوبی	۲۳۱ دانش‌آموز نوجوان از کل کلاس‌های سال سوم یک مدرسه شهری در کره	برنامه پیشگیری عمومی مبتنی بر سخنرانی، گروه درمانی درمانی با همکاری معلم موسیقی مدرسه و موسیقی درمانگر، گروه درمان مبتنی بر آموزش.	نسخه کره‌ای پرسشنامه پرخاشگری و چهار زیرمقیاس آن (پرخاشگری فیزیکی، پرخاشگری کلامی، خشم و خصوصیت) K-AQ	کاهش معنادار در نمره کل پرخاشگری و زیرمقیاس‌های پرخاشگری فیزیکی و خصوصیت در گروه درمانی
Ye et al. (2021)	چین	۱۲۰ کودک ۱۴-۱۰ سال	گروهی فعال (نواختن و آزاد)	پرسشنامه سنجش پرخاشگری باس-پری BPAQ	کاهش پرخاشگری، افزایش خودکنترلی
(2022) Kumari & Murugavel	هندوستان	۱۰۰ دانشجوی زن ۲۲- ۱۸ سال	گروه درمانی فعال (موسیقی و آرومادرمانی)	پرسشنامه استاندارد سنجش پرخاشگری و استرس ASSQ	بهبود کلی خلق‌وخو و کاهش تنش و استرس
Obike, Sarah Nwamaka. (2022)	آمریکا	۴۶ بیمار ۲۰ تا ۵۰ ساله مبتلا به اختلال روانی	گروهی فعال	مقیاس سنجش علائم روان‌پزشکی (فرم کوتاه) (BPRS)	کاربرد موسیقی درمانی به‌عنوان یک مداخله مؤثر و غیردارویی برای کاهش پرخاشگری در بیماران بزرگسال مبتلا به اختلال روانی
& Sudhendu Kashikar Shraddha Sakatkar (2022)	هندوستان	۳۰ بیمار که هیچ پیش‌زمینه‌ای در زمینه موسیقی کلاسیک هندی نداشتند	گروهی فعال (موسیقی سبک هندی)	مقیاس سنجش پرخاشگری بهاردواج BAS	اثر بخشی قابل توجه مداخلات موسیقی درمانی بر سطح خشم و استرس
Ebeling & Michaelis (2022)		۲۷ زن و مرد قربانی خشونت جنسی	پروژه گروه فرشتگان (The Angel Band Project – TABP) ترکیبی (ترانه‌سرایی درمانی فردی و مداخله گروهی با بداهه‌نوازی)	(مقیاس حالت-ویژگی و بیان خشم نسخه دوم) STAXI-2	تسکین ترومای بازماندگان خشونت جنسی و خانوادگی
Nwokenna et al. (2023)	نیجریه	۳۰ دانشجو	گروهی فعال (نواختن)	پرسشنامه رتبه‌بندی رفتار پرخاشگرانه توسط استاد TRSAB پرسشنامه واکنش‌پذیری اجتماعی و اضطراب SRAS	کاهش معنادار میانگین رفتار پرخاشگرانه
Peters et al. (2023)	آلمان	مرور ۴۵ مطالعه	فرا تحلیل موسیقی درمانی	استفاده از روش‌های تحلیل آمار کمی و کیفی مختلف (Mixed method)	تأثیر کلی مثبت بر تنظیم هیجان شامل خشم
صالحی و همکاران (۱۴۰۳)	ایران	۴۰ نوجوان کانون اصلاح	گروهی فعال (موسیقی ایرانی)	(مقیاس حالت-ویژگی و بیان خشم نسخه دوم) STAXI-2	کاهش خشم و پرخاشگری

مکانیسم‌های عصب‌شناختی

مطالعات عصب‌شناختی و fMRI نشان می‌دهند که موسیقی مسیرهای عصبی مرتبط با پردازش هیجان و کنترل شناختی را فعال می‌کند.

جدول ۵. نواحی و شبکه‌های مغزی درگیر در تنظیم هیجان و خشم و اثرات موسیقی درمانی بر عملکرد آنها

منبع	اثر موسیقی درمانی	نقش اصلی	ناحیه/شبکه مغزی
Koelsch, 2014	افزایش فعالیت این ناحیه	بازنگری شناختی و کنترل تکانه	قشر پیش پیشانی جانبی (dlPFC)
Koelsch, 2010	کاهش فعالیت با موسیقی آرامش بخش	پردازش تهدید و خشم	آمیگدالا
رسولی و همکاران، ۱۴۰۲	تعادل برانگیختگی منفی (مثل خشم)	ترشح دوپامین، ایجاد هیجان مثبت	دستگاه لیمبیک و پاداش (Nucleus Accumbens)
Xu et al., 2025	بهبود تعادل و کنترل بهتر هیجان‌ها در موسیقی درمانی فعال	تعادل بین خودمحموری و توجه بیرونی	ارتباط شبکه پیش فرض (DMN) و شبکه توجه

جدول ۶. مکانیسم‌های روان‌شناختی و اجتماعی به انضمام محدودیت‌ها و چشم‌اندازهای پژوهشی

رویکرد	توضیح	اثرات اصلی	محدودیت‌ها	توصیه‌ها
تخلیه هیجانی (Catharsis)	نواختن سازهای کوبه‌ای یا آواز گروهی برای ابراز سالم هیجان‌های منفی	کاهش تنش، تخلیه خشم به شکل سالم	تنوع زیاد در پروتکل‌ها، ابزارهای متفاوت سنجش	می‌تواند به عنوان درمان مکمل در کنار CBT یا دارودرمانی استفاده شود
یادگیری راهبردهای جایگزین	استفاده از فعالیت‌های موسیقی برای آموزش ابراز سازگاران خشم	افزایش مهارت‌های تنظیم هیجان	حجم نمونه‌های کوچک، پیگیری کوتاه‌مدت	استفاده از موسیقی بومی و فرهنگی می‌تواند اثربخشی را افزایش دهد
افزایش همدلی و تعامل اجتماعی	شرکت در گروه‌های موسیقی و فعالیت‌های جمعی	تقویت احساس تعلق، کاهش رفتارهای ضد اجتماعی	تنوع در نوع موسیقی و تعداد جلسات، ابزارهای سنجش متفاوت	پژوهش‌های آینده با طراحی RCT و پیگیری طولانی‌مدت ضروری است
تمرکز حسی-شناختی	گوش دادن هدایت شده به موسیقی آرامش‌بخش	کاهش توجه به محرک‌های خشم برانگیز، افزایش خودآگاهی	پیگیری کوتاه‌مدت، حجم نمونه‌های کوچک	استفاده از ابزارهای عصب روان‌شناختی (EEG, Fmri) برای بررسی مکانیزم‌ها توصیه می‌شود

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که موسیقی درمانی روشی مؤثر، کم‌هزینه، جذاب و مورد استقبال مراجعان برای بهبود راهبردهای تنظیم خشم است. همچنین، این مداخله در گروه‌های مختلف، از جمله کودکان، نوجوانان، بزرگسالان و بیماران روان‌پریشی، در کاهش شدت خشم، کاهش رفتارهای پر خاشگروانه و بهبود راهبردهای تنظیم هیجان اثربخشی قابل توجهی داشته است. با این حال، دستیابی به شواهد قطعی‌تر مستلزم انجام مطالعات با کیفیت روش‌شناختی بالاتر و استانداردسازی پروتکل‌های موسیقی درمانی است. (بازنویسی شد)

● بحث

یافته‌های مرور نظام‌مند حاضر نشان داد که موسیقی درمانی در گروه‌های سنی و بالینی مختلف، به‌طور معناداری موجب کاهش خشم و پر خاشگروگی و بهبود راهبردهای تنظیم خشم می‌شود. همچنین، نتایج بیانگر آن بود که اثربخشی این مداخله به نوع اجرای آن وابسته است؛ به گونه‌ای که موسیقی درمانی فعال، به‌ویژه در قالب گروهی، بیشترین تأثیر را بر کاهش رفتارهای پر خاشگروانه و ارتقای مهارت‌های تنظیم هیجان نشان داد، در حالی که موسیقی درمانی گیرنده بیشتر در کاهش برانگیختگی هیجانی و ایجاد آرامش مؤثر است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که موسیقی درمانی نه تنها شدت بروز خشم را کاهش می‌دهد، بلکه بر فرآیندهای شناختی و هیجانی زیربنای تنظیم خشم نیز اثرگذار است.

یافته‌های این مرور با نتایج مطالعات پیشین همسو است. برای مثال، یی و همکاران (۲۰۲۱) گزارش کردند که موسیقی درمانی به کاهش رفتارهای پر خاشگروانه در کودکان و نوجوانان کمک می‌کند. همچنین، پترز و همکاران (۲۰۲۳) در متاآنالیز خود نشان دادند که موسیقی درمانی علاوه بر کاهش هیجان‌های منفی، موجب بهبود راهبردهای تنظیم شناختی هیجان نیز می‌شود. در ایران نیز صالحی و

همکاران (۱۴۰۳) اثرات مشابهی را گزارش کرده‌اند. همسویی نتایج این مرور با مطالعات مذکور، نشان‌دهنده ثبات نسبی اثربخشی موسیقی‌درمانی در جمعیت‌های مختلف و زمینه‌های فرهنگی متفاوت است و از قابلیت تعمیم نسبی این مداخله حمایت می‌کند. در عین حال، تفاوت‌های گزارش‌شده در میزان اثربخشی مطالعات را می‌توان به عواملی مانند تفاوت در نوع مداخله، مدت و تعداد جلسات، ویژگی‌های نمونه‌ها، ابزارهای سنجش و شدت اولیه مشکلات هیجانی نسبت داد؛ موضوعی که بیانگر ضرورت استانداردسازی پروتکل‌های موسیقی‌درمانی در پژوهش‌های آینده است.

اگرچه مطالعات پیشین نشان داده‌اند که مداخلات شناختی-رفتاری (CBT) یا آموزش مهارت‌های کنترل خشم نیز در کاهش خشم مؤثر هستند (چویی و همکاران، ۲۰۱۰)، یافته‌های این مرور نشان می‌دهد که موسیقی‌درمانی از ظرفیت‌هایی برخوردار است که می‌تواند آن را به یک مداخله مکمل یا حتی در برخی گروه‌ها، گزینه‌ای مناسب‌تر تبدیل کند. ماهیت غیرکلامی این رویکرد، امکان مشارکت افرادی را که در بیان هیجان‌های خود با دشواری مواجه هستند فراهم می‌سازد؛ علاوه بر این، تجربه لذت، انگیزش درونی و مشارکت فعال در فعالیت‌های موسیقایی، احتمال تداوم حضور در جلسات درمانی را افزایش می‌دهد. همچنین، اجرای گروهی موسیقی‌درمانی فرصت تعامل اجتماعی، همکاری و دریافت بازخورد از جمع را فراهم می‌کند که خود یکی از عوامل مؤثر در کاهش رفتارهای پرخاشگرانه و ارتقای مهارت‌های اجتماعی محسوب می‌شود. بنابراین، تفاوت موسیقی‌درمانی با بسیاری از مداخلات سنتی، صرفاً در کاهش نشانه‌های خشم نیست، بلکه در تأثیر هم‌زمان آن بر ابعاد هیجانی، شناختی و اجتماعی تنظیم خشم نیز نهفته است.

تبیین علمی این یافته‌ها را می‌توان در چارچوب نظریه‌های تنظیم هیجان و شواهد علوم اعصاب بررسی کرد. یافته‌های این مرور نشان داد که مداخلات فعال گروهی، مانند نواختن سازهای کوبه‌ای، آواز گروهی و بداهه‌نوازی، بیشترین اثربخشی را در کاهش پرخاشگری و بهبود مهارت‌های تنظیم هیجان دارند. این نتایج با نظریه تخلیه هیجانی (Catharsis) همخوانی دارد؛ زیرا مشارکت فعال در فعالیت‌های موسیقایی، بستری ایمن برای ابراز و تخلیه سازگارانه هیجان‌های منفی فراهم می‌کند و از تبدیل آن‌ها به رفتارهای پرخاشگرانه جلوگیری می‌کند. افزون بر این، تعامل گروهی، احساس تعلق، همدلی و خودآگاهی هیجانی را تقویت می‌کند که همگی از مؤلفه‌های اساسی تنظیم هیجان محسوب می‌شوند. در مقابل، موسیقی‌درمانی گیرنده که مبتنی بر گوش‌دادن هدایت‌شده به موسیقی آرامش‌بخش است، بیشتر از طریق کاهش برانگیختگی فیزیولوژیک، تعدیل تجربه‌های هیجانی منفی و ایجاد آرامش عمل می‌کند؛ الگویی که با رویکردهای روان‌شناسی مثبت و نظریه‌های تنظیم هیجان مبتنی بر کاهش برانگیختگی سازگار است.

از منظر عصب‌شناختی نیز یافته‌های مرور حاضر قابل تبیین است. مطالعات fMRI و EEG نشان داده‌اند که موسیقی می‌تواند فعالیت آمیگدالا و سایر ساختارهای سیستم لیمبیک را که در پردازش هیجان‌های منفی نقش دارند، تعدیل کند و هم‌زمان موجب افزایش فعالیت قشر پیش‌پیشانی جانبی (dlPFC) شود. فعال شدن این ناحیه با افزایش کنترل شناختی، مهار تکانه و بازنگری شناختی همراه است؛ بنابراین، موسیقی‌درمانی صرفاً موجب کاهش واکنش‌های هیجانی نمی‌شود، بلکه توانایی افراد را در مدیریت شناختی موقعیت‌های خشم‌برانگیز نیز افزایش می‌دهد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که اثرات موسیقی‌درمانی حاصل تعامل هم‌زمان سازوکارهای هیجانی، شناختی و عصبی است و همین ویژگی می‌تواند اثربخشی آن را در مقایسه با مداخلاتی که تنها بر یک بعد تمرکز دارند، افزایش دهد.

تحلیل یافته‌ها همچنین نشان داد که موسیقی‌درمانی بر راهبردهای شناختی تنظیم خشم نیز اثرگذار است. مطالعات مرور شده نشان دادند که این مداخلات موجب افزایش استفاده از راهبردهای سازگارانه‌ای مانند بازنگری شناختی، حل مسئله و ابراز هیجان به شیوه‌ای سازگارانه و در مقابل، کاهش استفاده از راهبردهای ناکارآمدی مانند سرکوب هیجان و نشخوار ذهنی می‌شوند. این یافته از آن جهت اهمیت دارد که کاهش رفتارهای پرخاشگرانه احتمالاً پیامد مستقیم تغییر در شیوه پردازش و تنظیم هیجان است، نه صرفاً کاهش موقتی برانگیختگی هیجانی. بنابراین، موسیقی‌درمانی می‌تواند با ایجاد تغییر در فرآیندهای شناختی زیربنایی، زمینه پایدارتری برای کنترل خشم فراهم کند.

در بررسی گروه‌های مختلف، مشخص شد که کودکان و نوجوانان بیشترین بهره را از موسیقی‌درمانی فعال گروهی می‌برند. این یافته را می‌توان با نیاز رشدی این گروه سنی به تعامل اجتماعی، تجربه‌های مشترک، یادگیری مشاهده‌ای و دریافت بازخورد از همسالان تبیین کرد. در مقابل، در بزرگسالان، به‌ویژه دانشجویان، موسیقی‌درمانی فعال یا ترکیبی بیشتر موجب کاهش خشم صفتی، افزایش تحمل ناکامی و بهبود سازگاری رفتاری شد که احتمالاً به دلیل نقش این مداخلات در ارتقای خودتنظیمی و مدیریت فشارهای تحصیلی و اجتماعی

است. همچنین، در بیماران روان‌پزشکی و سایر گروه‌های خاص، فعالیت‌های ساختاریافته موسیقایی، به‌ویژه استفاده از سازهای کوبه‌ای، توانایی مدیریت تکانه‌های خشم و کنترل رفتارهای پرخاشگرانه را افزایش داد. این تفاوت‌ها نشان می‌دهد که اگرچه اصل اثربخشی موسیقی درمانی در اغلب گروه‌ها مشاهده می‌شود، اما نوع مداخله باید متناسب با ویژگی‌های رشدی، شناختی و بالینی افراد انتخاب شود.

یافته‌های این مرور دارای پیامدهای نظری و کاربردی مهمی است. از بعد نظری، نتایج حاضر از دیدگاه‌هایی حمایت می‌کند که تنظیم هیجان را حاصل تعامل فرآیندهای شناختی، هیجانی و اجتماعی می‌دانند و نشان می‌دهد که موسیقی درمانی می‌تواند به‌طور هم‌زمان بر هر سه بعد اثر بگذارد. از نظر کاربردی، غیرتهاجمی بودن، هزینه نسبتاً پایین، مقبولیت فرهنگی، قابلیت اجرا به‌صورت گروهی و امکان استفاده برای افرادی با محدودیت در بیان کلامی، موسیقی درمانی را به گزینه‌ای مناسب برای مراکز آموزشی، مراکز اصلاح و تربیت، بیمارستان‌ها، کلینیک‌های روان‌درمانی و سایر محیط‌های توان‌بخشی تبدیل می‌کند. همچنین، نتایج این مطالعه از به‌کارگیری موسیقی درمانی به‌عنوان یک مداخله مکمل در کنار درمان‌های روان‌شناختی رایج حمایت می‌کند و نشان می‌دهد که ترکیب این رویکردها می‌تواند اثربخشی برنامه‌های مدیریت خشم را افزایش دهد.

با وجود یافته‌های امیدوارکننده، نتایج این مرور باید با در نظر گرفتن محدودیت‌های موجود تفسیر شود. نخست، ناهمگنی قابل توجه در پروتکل‌های موسیقی درمانی، تعداد و مدت جلسات، ابزارهای سنجش و ویژگی‌های شرکت‌کنندگان، مقایسه مستقیم مطالعات و استخراج برآورد دقیق از میزان اثربخشی را دشوار ساخته است. دوم، بسیاری از مطالعات دارای حجم نمونه محدود و دوره‌های پیگیری کوتاه‌مدت بوده‌اند که تعمیم‌پذیری نتایج را کاهش می‌دهد. سوم، نبود گروه کنترل مناسب در برخی مطالعات و کمبود ابزارهای استاندارد برای سنجش راهبردهای تنظیم خشم، احتمال سوگیری در نتایج را افزایش می‌دهد و ضرورت انجام پژوهش‌های با طراحی قوی‌تر را برجسته می‌کند.

بر این اساس، پژوهش‌های آینده باید بر طراحی مطالعات با حجم نمونه بزرگ‌تر، دوره‌های پیگیری طولانی‌تر و کنترل دقیق‌تر متغیرهای مداخله‌گر تمرکز کنند. همچنین، بررسی نقش عوامل میانجی و تعدیل‌کننده، از جمله ویژگی‌های شخصیتی، سطح سواد موسیقایی، پیشینه فرهنگی و وضعیت روان‌شناختی اولیه، می‌تواند در تبیین تفاوت‌های مشاهده‌شده در میزان اثربخشی موسیقی درمانی مؤثر باشد. افزون بر این، استفاده از روش‌های تصویربرداری عصبی مانند fMRI و EEG می‌تواند شواهد دقیق‌تری درباره سازوکارهای عصبی و شناختی این مداخله فراهم کند و زمینه را برای توسعه پروتکل‌های استاندارد و مبتنی بر شواهد در حوزه تنظیم خشم فراهم سازد.

• نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر نشان داد که موسیقی درمانی یک مداخله مؤثر در کاهش شدت خشم، کاهش رفتارهای پرخاشگرانه و بهبود راهبردهای تنظیم هیجان در گروه‌های سنی و بالینی مختلف است. یافته‌ها بیانگر آن است که این مداخله می‌تواند توانایی افراد را در مدیریت و تنظیم خشم ارتقا دهد و به‌عنوان رویکردی مکمل در برنامه‌های پیشگیری و درمان مشکلات مرتبط با خشم مورد استفاده قرار گیرد. دیگر نتایج این تحقیق نشان داد که اثربخشی موسیقی درمانی با توجه به نوع مداخله متفاوت است؛ به‌طوری‌که مداخلات فعال گروهی بیشترین تأثیر را بر ارتقای مهارت‌های مقابله‌ای و اجتماعی دارند و موسیقی درمانی گیرنده اغلب در کاهش برانگیختگی فیزیولوژیک و ایجاد آرامش مؤثر است. به‌کارگیری ترکیبی این دو رویکرد، مطلوب‌ترین نتایج را در کاهش خشم حالت و خشم صفت به همراه دارد. در نهایت، یافته‌های این مقاله از به‌کارگیری موسیقی درمانی به‌عنوان یک مداخله غیرتهاجمی، کم‌هزینه، جذاب، در دسترس و مکمل در کنار سایر رویکردهای درمانی برای مدیریت خشم و ارتقای تنظیم هیجان پشتیبانی می‌کند و می‌تواند مبنایی برای توسعه برنامه‌های درمانی و پیشگیرانه در مراکز آموزشی، درمانی و توان‌بخشی باشد.

• تقدیر و تشکر

پژوهشگران از تمامی افرادی که به نحوی در اجرا و پیشبرد این پژوهش همکاری داشتند، قدردانی به‌عمل می‌آورند.

• تعارض منافع

این مقاله تعارض منافع با شخص یا گروهی ندارد.

• منابع

- اخشابی، مجید. (۱۴۰۲). موسیقی درمانی بعنوان درمان غیر دارویی برای سالمندان: مروری سیستماتیک. *نشریه سالمندشناسی*. ۸(۲). (doi: 10.22034/JOGE.8.2.1)
- اخشابی، مجید و سیاح پور، حمیده. (۱۴۰۲). موسیقی درمانی و کاربردهای آن. *اولین کنفرانس بین‌المللی روان‌شناسی، علوم اجتماعی، علوم تربیتی و فلسفه*. ایران: بابل. (فقد doi)
- اخشابی مجید، عرفانی مریم، علیپور احمد. (۱۴۰۳). ارزیابی تاثیر موسیقی در درمان بیش‌فعالی و عدم تمرکز کودکان ۶ تا ۱۲ سال شهر شهرکرد. *فصلنامه کودکان استثنایی*. ۲۴ (۴): ۱۳۵-۱۵۲. (doi: 10.52547/joec.24.4.135)
- خیرآبادی، هادی؛ نجم، بهاره. (۱۴۰۲). اثربخشی موسیقی درمانی گروهی بر کاهش استرس ادراک شده در دوران قرنطینه ی کووید ۱۹. *فصلنامه فردوس هنر*. ۱۱۷-۱۰۶، ۱(۸). (doi: 10.30508/fhja.2024.532368.1073)
- رسولی، سمیه؛ خرمی بنارکی، آناهیتا و حسینی سروری، سیدحسن. (۱۴۰۲). مقایسه عصب شناختی اعتیاد به رسانه های اجتماعی و اعتیاد به مواد مخدر. *مجله تحقیقات علوم رفتاری*. ۲۱(۴): ۶۷۹-۶۶۵. (doi: http://dx.doi.org/10.48305/21.4.665)
- صالحی، نسرين و قاسمی، لیلا. (۱۴۰۳). مدیریت خشم در روابط بین فردی: راهکارهای عملی برای بهبود ارتباطات. *اولین کنفرانس بین‌المللی انجمن مطالعات روان درمانی*. ایران: مشهد. (فقد doi)
- طاهری فر، زهرا؛ فردوسی، سیما؛ موتابی، فرشته؛ مظاهری محمدعلی؛ فتی، لادن. (۱۳۹۴). نقش واسطه ای نارسایی راهبردهای تنظیم هیجان در رابطه بین شدت هیجان منفی و انگیزش ایمنی با نشانه های اضطراب فراگیر. *مجله روان‌شناسی معاصر*. ۱۰(۲)، ۶۶-۵۱. (فقد doi)
- عقیلی، سیدمجتبی، اصغری، آرزو، و نمازی، میترا. (۱۴۰۱). اثربخشی موسیقی درمانی بر پرخاشگری و رفتارهای کلیشه ای کودکان اوتیسم ۹ تا ۱۱ سال. *کودکان استثنایی (پژوهش در حیطه کودکان استثنایی)*، ۲۲(۱)، ۱۴۳-۱۵۴. (doi: 20.1001.1.16826612.1401.22.1.8.3)
- فلاح نژاد تفتی، ساجده؛ بهمنی، بهمن و جعفری، پروین. (۱۴۰۴). تاثیر بازی درمانی دلبستگی محور بر کارکرد تاملی والدین و تنظیم هیجانی کودکان دارای مشکلات برونی سازی شده. *مجله روان‌شناسی*. ۲۹(۱)، ۲۳-۱۳. (doi: https://dorl.net/dor/20.1001.1.18808436.1404.29.1.2.0)
- کیانی پور، عمر؛ اعتمادی، احمد؛ دولت آبادی، شیوا؛ حاجی حسنی، مهرداد. (۱۳۹۱). بررسی اثربخشی و مقایسه موسیقی درمانی بر مبنای موسیقی ایرانی و شناخت درمانی روی کنترل خشم نوجوانان. *فصلنامه فرهنگ مشاوره و روان درمانی*. ۳(۱۰): ۱۱۷-۱۳۵. (doi: 10.22054/qccpc.2012.6073)
- محمدی، حمیده و فولادچنگ، محبوبه. (۱۳۹۷). نقش واسطه ای نیازهای اساسی روان‌شناختی در رابطه بین ارزش های فرهنگی (فردگرایی-جمع گرایی) و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان. *مجله روان‌شناسی*. ۲۳(۱)، ۳۵-۱۹. <http://noo.rs/X6S0K>
- نادری، س.، غلامعلی لواسانی، م.، و قاسم‌زاده، س. (۱۴۰۲). بررسی مقایسه‌ای رابطه طرحواره‌های ناسازگار اولیه با بهزیستی روان‌شناختی و نقش میانجیگر راهبردهای تنظیم شناختی هیجان در دو گروه نوجوانان با و بدون سابقه طلاق والدین. *مجله روان‌شناسی*. ۲۷(۱۰۸)، ۴۱۵-۴۰۶. <http://noo.rs/ERUWc>
- Akhshabi M, Namjoo N, Khakbaz H. (2023). Effectiveness of Music Interventions in Occupational Stress of Women, *J Iran Med Counc*, 7(2): 351-61. <http://dx.doi.org/10.18502/jimc.v7i2.15048>
- Amos Ojo Adedjei, (2024) "The Significance of Emotional Intelligence as Essential Approach of Anger Management." *Journal of Social and Behavioral Sciences*, 1(2); DOI: 10.61148/JSBS/0012
- Broadhurst, S., & MacDonald, R. A. R. (2013). Group drumming as a therapeutic intervention for aggressive adolescents: A pilot study. *Psychology of Music*, 41*(5), 675–690. <https://doi.org/10.1177/0305735612447820>.
- Choi AN, Lee MS, Lee JS. (2010). Group Music Intervention Reduces Aggression and Improves Self-esteem in Children with Highly Aggressive Behavior: A Pilot Controlled Trial. *Evid Based Complement Alternat Med*. 7(2):213-7. doi: 10.1093/ecam/nem182. Epub 2008 Jul 17. PMID: 18955314; PMCID: PMC2862931.
- Cooke ML, Moyle W, Shum DH, Harrison SD, Murfield JE. (2010). A randomized controlled trial exploring the effect of music on agitated behaviors and anxiety in older people with dementia. *Aging Ment Health*. Nov;14(8):905-16. doi: 10.1080/13607861003713190. PMID: 20635236.

- dos Santos, A. (2019). The usefulness of aggression as explored by becoming-teenagers in group music therapy. *Nordic Journal of Music Therapy*, 29(2), 150–173. <https://doi.org/10.1080/08098131.2019.1649712>.
- dos Santos, A. (2019). Empathy and Aggression in Group Music Therapy with Teenagers: A Descriptive Phenomenological Study, *Music Therapy Perspectives*, Volume 37, Issue 1, Spring, Pages 14–27, <https://doi.org/10.1093/mtp/miy024>
- Ebeling, Rachel & Michaelis, Sarah. (2022). *Trauma-Informed Music Therapy Theory and Practice*. (book). <https://doi.org/10.4324/9781003200833>
- Eun Sil Suh. (2019). The effects of therapeutic group drumming with Korean middle school students on aggression as related to school violence prevention. *The Arts in Psychotherapy*. 66, <https://doi.org/10.1016/j.aip.2019.101583>.
- Feng, Yingjie & Wang, Mingda. (2025). Effect of music therapy on emotional resilience, well-being, and employability: a quantitative investigation of mediation and moderation. *BMC psychology*. doi: 10.1186/s40359-024-02336-x
- Garland K, Beer E, Eppingstall B, O'Connor DW. (2007). A comparison of two treatments of agitated behavior in nursing home residents with dementia: simulated family presence and preferred music. *Am J Geriatr Psychiatry*. Jun;15(6):514-21. doi: 10.1097/01.JGP.0000249388.37080.b4. Epub 2007 Feb 9. PMID: 17293386.
- Gross, J. J. (2015). Emotion regulation: Current status and future prospects. *Psychological Inquiry*, 26 (1), 1–26. <https://doi.org/10.1080/1047840X.2014.940781>.
- Hakvoort, L., van der Veen, F., & de Groot, R. (2013). Music therapy for anger management in forensic psychiatric patients: A pilot study. *Nordic Journal of Music Therapy*, 22 (2), 150–166. <https://doi.org/10.1080/08098131.2012.701361>.
- Jesna, C.A., Radhakrishnan; Lalitha, K; Ramachandra; Gandhi, Sailaxmi; Nattala, Prasanthi; Vijaysagar, John. (2016). EFFECTIVENESS OF MUSIC THERAPY ON AGGRESSION AS AN ADJUNCT THERAPY. *Indian Journal of Psychiatric Nursing* 12(1): p 43-50, July. | DOI: 10.4103/2231-1505.260550
- Kirschner, S., & Tomasello, M. (2010). Joint music making promotes prosocial behavior in 4-year-old children. *Evolution and Human Behavior*, 31 (5), 354–364. <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2010.04.004>
- Koelsch, S. (2010). Towards a neural basis of music-evoked emotions. *Trends in Cognitive Sciences*, 14 (3), 131–137. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2010.01.002>.
- Koelsch, S. (2014). Brain correlates of music-evoked emotions. *Nature Reviews Neuroscience*, 15 (3), 170–180. <https://doi.org/10.1038/nrn3666>
- Kumari KR, Ajitha & Murugavel, K. (2022). Effect of music therapy, aroma therapy and combination on aggression and stress among women inter collegiate players. *International Journal of Physical Education, Sports and Health*; 9(2): 135-140. <https://www.kheljournal.com/archives/2022/vol9issue2/PartC/9-2-39-244.pdf>
- LaGasse AB, Manning RCB, Crasta JE, Gavin WJ, Davies PL. (2019). Assessing the Impact of Music Therapy on Sensory Gating and Attention in Children with Autism: A Pilot and Feasibility Study. *J Music Ther*. Aug 13;56(3):287-314. Doi: 10.1093/jmt/thz008. PMID: 31225588
- Lin Y, Chu H, Yang CY, Chen CH, Chen SG, Chang HJ, Hsieh CJ, Chou KR. (2011). Effectiveness of group music intervention against agitated behavior in elderly persons with dementia. *Int J Geriatr Psychiatry*. Jul;26(7):670-8. doi: 10.1002/gps.2580. Epub 2010 Jul 29. PMID: 20672256.
- McFerran, Katrina Skewes & Wölfl, Andreas. (2015). Music, Violence and Music Therapy with Young People in Schools: A position paper. 25(2). <https://voices.no/index.php/voices/article/view/2280/2035>
- Mungas, K., & Silverman, M. J. (2014). Combining active and receptive music therapy for schizophrenia: Effects on anger and emotional regulation. *Music and Medicine*, 6 (3), 123–131. <https://doi.org/10.1177/1943862114522075>
- Nöcker-Ribaupierre, M., & Wölfl, A. (2010). Music to counter violence: a preventative approach for working with adolescents in schools. *Nordic Journal of Music Therapy*, 19(2), 151–161. <https://doi.org/10.1080/08098131.2010.489997>
- Nwokenna, E. N., Sewagegn, A., & Falade, T. A. (2023). Effect of educational music intervention on college students' aggressive behaviour. *Medicine*, 102(1), e32472. <https://doi.org/10.1097/md.00000000000032472>
- Obike, Sarah Nwamaka. (2022). Quality Improvement Project Using Music Therapy to Decrease the Incidence of Aggression for Adult Patients Diagnosed with Mental Disorder in Inpatient Psychiatric Units. *University of Massachusetts Global ProQuest Dissertations & Theses*. https://www.proquest.com/openview/202bfe3ac3f6e6a60f5ae86b2e8c63fa/1?pqorigsite=gscholar&cbl=18750&dis_s=y
- Page, M. J., McKenzie, J. E., Bossuyt, P. M., Boutron, I., Hoffmann, T. C., Mulrow, C. D., ... & Moher, D. (2021). The PRISMA 2020 statement: An updated guideline for reporting systematic reviews. *BMJ*, 372, n71. <https://doi.org/10.1136/bmj.n71>.

- Peters V, Bissonnette J, Nadeau D, Gauthier-Légaré A, Noël MMA. (2024). The impact of musicking on emotion regulation: A systematic review and meta-analysis. *Psychol Music*. Sep;52(5):548-568. doi: [10.1177/03057356231212362](https://doi.org/10.1177/03057356231212362). Epub 2023 Dec 13. PMID: 39297022; PMCID: PMC11405141.
- Pool, J; Odell-Miller, H. (2011). Aggression in music therapy and its role in creativity with reference to personality disorder, *The Arts in Psychotherapy*, Volume 38, Issue 3. Pages 169-177, ISSN 0197-4556, <https://doi.org/10.1016/j.aip.2011.04.003>.
- Rickson DJ, Watkins WG. (2003). Music therapy to promote prosocial behaviors in aggressive adolescent boys--a pilot study. *J Music Ther*. Winter;40(4):283-301. doi: [10.1093/jmt/40.4.283](https://doi.org/10.1093/jmt/40.4.283). PMID: 15015908.
- Saarikallio, S. (2011). Music as a means of emotional self-regulation across adulthood. *Psychology of Music*, 39 (3), 307–327. <https://doi.org/10.1177/0305735610374894>.
- Shimbo D, Cohen MT, McGoldrick M, Ensari I, Diaz KM, Fu J, Duran AT, Zhao S, Suls JM, Burg MM, Chaplin WF.(2024). Translational Research of the Acute Effects of Negative Emotions on Vascular Endothelial Health: Findings From a Randomized Controlled Study. *J Am Heart Assoc*. 7;13(9):e032698. doi: [10.1161/JAHA.123.032698](https://doi.org/10.1161/JAHA.123.032698). Epub 2024 May 1. PMID: 38690710; PMCID: PMC11179860.
- Sudhendu Kashikar, Shraddha Sakatkar. (2022). The Effect of Music Intervention on The Stress and Anger Levels of College Going Subjects. *The International Journal of Indian Psychology*. 10(3), 1942-1966. DOI: [10.25215/1003.200](https://doi.org/10.25215/1003.200) <https://www.ijip.in>
- Sung, H.-C., Chang, A., & Abbey, J. A. (2006). The effect of preferred music on agitation of older people with dementia in Taiwan. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 21(10), 999-1000. <https://doi.org/10.1002/gps.1585>
- Vink AC, Zuidersma M, Boersma F, de Jonge P, Zuidema SU, Slaets JP. (2013). The effect of music therapy compared with general recreational activities in reducing agitation in people with dementia: a randomised controlled trial. *Int J Geriatr Psychiatry*. Oct;28(10):1031-8. doi: [10.1002/gps.3924](https://doi.org/10.1002/gps.3924). Epub 2012 Dec 26. PMID: 23280604.
- Wölfl, A. (2019). Prevention of violence through music: Empirical impact analysis of a music therapy model project. *Nordic Journal of Music Therapy*, 28(5), 363–381. <https://doi.org/10.1080/08098131.2019.1606847>
- Xu, Y., Zhang, L., & Li, X. (2025). Effects of active music therapy on default mode and attention networks: fMRI evidence. *Neuroscience Letters*, 813, 140788. <https://doi.org/10.1016/j.neulet.2024.140788>.
- Ye, X., Zhang, Y., & Chen, Q. (2021). Group music therapy for aggression and self-control in children and adolescents: A systematic review. *International Journal of Music Education*, 39 (4), 523–538. <https://doi.org/10.1177/02557614211003567>.

نقش محافظتی باورهای خودکارآمدی: سپری در برابر فرسودگی مادران در بحران تعاملات والد- فرزند

Maternal Self-Efficacy: A Buffer against Burnout in the Storms of Parent-Child Interactions

Mahnoush Karami, PhD Student
Seyyedeh Fatemeh Mousavi, PhD
Shohre Rowshani, PhD✉

مهنوش کرمی^۱
سیده فاطمه موسوی^۲
شهره روشنی^۳

Abstract

Parental burnout, as a serious mental health challenge for mothers, has adverse effects on the quality of parent-child interactions; therefore, the present study was conducted with the aim of determining the mediating role of parental self-efficacy in the relationship between parent-child interactions and parental burnout in Iranian mothers. The research design was a descriptive correlational study. The statistical population included Iranian mothers with children under home care, 305 of whom participated in the study in 2015 using convenience sampling. The instruments used included the short form of the Parental Burnout Scale by Anola et al., the Parent-Child Relationship Scale by Driscoll and Pianta, and the Parental Self-Efficacy Questionnaire by Domka et al. The data were analyzed using statistical methods of correlation and mediation analysis using SPSS27 software and the PROCESS Model 4 extension. The results showed that there is a significant relationship between the dimensions of parent-child interactions (closeness and conflict) with parental self-efficacy and parental burnout ($p < 0.01$). Mediation analysis indicated that parental self-efficacy has a significant mediating role in the relationship between closeness and conflict with parental burnout; such that increasing closeness and reducing conflict reduces burnout by promoting parental self-efficacy. The findings indicate that improving the quality of parent-child interactions and strengthening the sense of efficacy in parents can be an effective strategy in preventing parental burnout in Iranian mothers. These results can provide a basis for designing targeted interventions in the field of family psychology.

Keywords: Parental self-efficacy, parent-child relationships, parental burnout, mothers

چکیده

فرسودگی والدینی به عنوان یک چالش جدی سلامت روانی مادران، اثرات نامطلوبی بر کیفیت تعاملات والد- فرزند دارد؛ لذا پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی خودکارآمدی والدینی در رابطه بین تعاملات والد- فرزند و فرسودگی والدینی در مادران ایرانی انجام شد. طرح پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعه آماری شامل مادران ایرانی دارای فرزند تحت مراقبت در منزل بود که ۳۰۵ نفر از آنان در سال ۱۴۰۴ به روش نمونه‌گیری در دسترس در پژوهش شرکت کردند. ابزارهای مورد استفاده شامل فرم کوتاه مقیاس فرسودگی والدینی آنولا و همکاران، مقیاس رابطه والد- فرزند دریسکول و پیانتا و پرسشنامه خودکارآمدی والدینی دومکا و همکاران بود. داده‌ها با روش‌های آماری همبستگی و تحلیل میانجی‌گری با استفاده از نرم‌افزار SPSS27 و افزونه PROCESS مدل ۴ مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد بین ابعاد تعاملات والد- فرزند (نزدیکی و تعارض) با خودکارآمدی والدینی و فرسودگی والدینی رابطه معناداری وجود دارد ($p < 0.01$). تحلیل میانجی‌گری بیانگر آن بود که خودکارآمدی والدینی در رابطه بین نزدیکی و تعارض با فرسودگی والدینی نقش میانجی معناداری دارد؛ به گونه‌ای که افزایش نزدیکی و کاهش تعارض از طریق ارتقای خودکارآمدی والدینی، میزان فرسودگی را کاهش می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهد بهبود کیفیت تعاملات والد- فرزند و تقویت احساس کارآمدی در والدین می‌تواند راهبردی مؤثر در پیشگیری از فرسودگی والدینی در مادران ایرانی باشد. این نتایج می‌تواند مبنایی برای طراحی مداخلات هدفمند در حوزه روانشناسی خانواده فراهم آورد.

واژه‌های کلیدی: خودکارآمدی والدینی، روابط والد- فرزند، فرسودگی والدینی، مادران

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۹/۲۷ تصویب نهایی: ۱۴۰۵/۲/۲۹

۱. گروه مطالعات زنان، دانشکده زن و خانواده، دانشگاه ادیان و مذاهب، قم، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی و علوم تربیتی، پژوهشکده زنان، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران.

۳. گروه علوم اجتماعی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

نقش والدگری، علی‌رغم جنبه‌های رضایت‌بخش و پاداش‌دهنده آن، یکی از چالش‌برانگیزترین نقش‌هایی است که افراد در طول زندگی خود بر عهده می‌گیرند. این نقش مستلزم سرمایه‌گذاری عاطفی، شناختی و رفتاری قابل توجه و مستمری است که با مسئولیت‌های سنگین و نیاز مداوم به پاسخگویی و هماهنگی با نیازهای در حال تحول فرزند همراه است (هایس، ۱۹۹۶). فشار ناشی از این مسئولیت‌ها و تلاش برای ایفای مؤثر نقش والدینی می‌تواند به منبع قابل توجهی از استرس برای والدین تبدیل شود. در این میان مادران اغلب به دلیل درگیری بیشتر با مسئولیت‌های مراقبتی روزمره و مدیریت نقش‌های چندگانه، ممکن است سطوح بالاتری از این استرس را تجربه کنند (آگوئیار و همکاران، ۲۰۲۱؛ لبرت-شارون و همکاران، ۲۰۱۸). فشار ناشی از مسئولیت‌ها و انتظارات متعدد می‌تواند مادران را به سمت نادیده‌گرفتن نیازهای شخصی سوق داده (میوسن و ونلار، ۲۰۱۸) و زمینه بروز پدیده‌ای با عنوان فرسودگی والدینی را فراهم آورد.

فرسودگی والدینی ب عنوان یک سندرم چندبعدی، در ادبیات موجود، شامل چهار بعد خستگی هیجانی شدید و طاقت‌فرسا از نقش والدینی، فاصله‌گیری عاطفی از فرزندان، احساس زوال‌یابنده کارآمدی و شایستگی در انجام وظایف والدگری و تقابل با نقش والدینی پیشین تعریف می‌شود (میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۲۰). شیوع قابل توجه این پدیده در سطح جهانی، که بسته به جوامع بین ۵ تا ۳۰ درصد گزارش شده است (میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۱۹؛ روسکام و همکاران، ۲۰۲۱)، بیانگر اهمیت روزافزون آن به عنوان یک مسئله مرتبط با سلامت روانی والدین است. این وضعیت، که ماهیتی متمایز از استرس روزمره یا افسردگی دارد و نشان‌دهنده قرارگرفتن در معرض استرس مزمن مرتبط با نقش والدینی است (میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۲۰)، با پیامدهای منفی گسترده‌ای برای سلامت روانی والدین، از جمله افزایش خطر ابتلا به افسردگی، اضطراب، شکل‌گیری افکار خودکشی، اختلال‌های خواب و کاهش بهزیستی روانی در والدین (میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۱۸؛ میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۱۹؛ سبزی و همکاران، ۲۰۲۳؛ زو و همکاران، ۲۰۲۲؛ غلامی حسنارودی و همکاران، ۱۴۰۲) و عواقب گاه جبران‌ناپذیری برای فرزندان نظیر افزایش خطر غفلت و بدرفتاری هیجانی یا فیزیکی از سوی والد (میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۱۸؛ ویزوسو گومز، ۲۰۲۴) و بروز مشکلات رفتاری و تحصیلی در آنها همراه است (چن و همکاران، ۲۰۲۲؛ لی و همکاران، ۲۰۲۳؛ یوان و همکاران، ۲۰۲۲؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۲۳).

فرسودگی که در سال‌های اخیر مورد توجه محققان حوزه والدگری قرار گرفته و از زمینه شغلی به بستر تعاملات والد-فرزند راه یافته است، با گسترش شاخصه‌های رفاه در شهرهای بزرگ شیوع فزاینده‌ای پیدا کرده است، به گونه‌ای که برخی تحقیقات نشان داده‌اند از هر ۲۰ والد، یک نفر فرسودگی را تجربه می‌کند (روسکام و همکاران، ۲۰۱۸)، اگرچه عوامل زمینه‌ای وابسته به والد چون جنسیت، بیکاری، سطح تحصیلات، سن والد، نوع والدگری اعم از دوالدی یا تک‌والدی، طول مدت ازدواج، تجربه و سابقه والدگری (روسکام و همکاران، ۲۰۱۸) و عوامل وابسته به فرزند چون تعداد فرزندان، ناتوانی، اختلال یا معلولیت فرزند، فرزندخواندگی و ... در مطالعات انجام شده نقش مؤثری در فرسودگی نشان دادند (میکولاژچاک و همکاران، ۲۰۱۸؛ موسوی، ۱۳۹۸)، اما مطالعات بین‌فرهنگی حاکی از نقش مؤثرتر عوامل فرهنگی چون افزایش رفاه، میل به فردگرایی، تضعیف شبکه‌های حمایت اجتماعی و نبود موفقیت در توزیع عادلانه نقش‌ها و مسئولیت‌های والدگری بر والدین به عنوان تقویت‌کننده‌های سندرم فرسودگی در والدین است (روسکام و همکاران، ۲۰۲۱؛ میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۲۰). این پدیده، که در یک چرخه ناکارآمد و معیوب، نگرش به فرزندآوری و کیفیت فرزندپروری در والدین را متأثر می‌سازد، از نبود تعادل بین منابعی که استرس والدین را کاهش می‌دهند و عواملی که آن را افزایش می‌دهند، در گذر زمان ایجاد می‌شود.

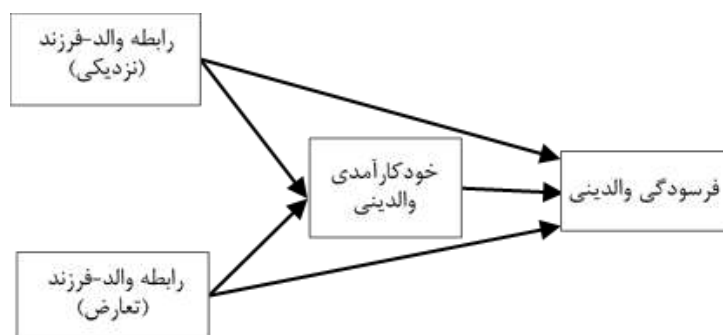
والدین فرسوده نسبت به نقش والدگری خود در مورد پرورش فرزند مطمئن نیستند و از اعتمادبه‌نفس کافی در این حوزه برخوردار نبوده و خود را در ایفای مسئولیت‌های فرزندپروری ناکارآمد می‌پندارند (کرینیک و راس، ۲۰۱۷)، مطالعات حاکی از نقش خودکارآمدی والدینی به عنوان یک منبع مهم، در کاهش اثرات استرس والدگری است (پاگورک-اشل و دکل، ۲۰۱۵؛ میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۱۸). این شواهد در چارچوب نظریه تعادل خطرات و منابع (BR^2) قابل تبیین است، از این رو، به نظر می‌رسد خودکارآمدی به عنوان یکی از عوامل محافظتی اصلی در برابر فرسودگی در والدین عمل می‌کند، این مدل نظری نشان می‌دهد که نبود تعادل بین منابع (عوامل

محافظتی) و خواسته‌های مورد انتظار والدین (عوامل خطر) منجر به فرسودگی والدین می‌شود (میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۱۸). این نظریه فرض می‌کند که فرسودگی والدین به دلیل استرس تدریجی و فزاینده والدین و فقدان مهارت‌های والدگری یا احساس ضعیف خودکارآمدی است، این تبیین، با شواهد تأییدشده نظری بندورا در دیدگاه شناخت اجتماعی نیز مورد تأیید قرار گرفته و مشخص شده است که والدین با احساس خودکارآمدی پایین، استرس بیشتری را در انجام موفق وظایف والدگری تجربه می‌کنند (بندورا، ۱۹۹۴). خودکارآمدی والدینی به برآوردهای خودارجاعی والدین از شایستگی خود در نقش والدگری یا درک آنها از توانایی‌شان برای تأثیرگذاری مثبت بر رفتار و رشد فرزندان اشاره دارد (بروشاک-کیزیوکیویچ و کمپتا، ۲۰۲۰؛ سیثارامان و همکاران، ۲۰۲۲). این سازه منبعث از نظریه خودکارآمدی بندورا (بندورا، ۱۹۹۷)، بر باور فرد به توانایی خود در انجام موفقیت‌آمیز وظایف و غلبه بر چالش‌ها تأکید دارد. بندورا (۱۹۹۷)، بر این قضاوت به عنوان اعتماد والدین تأکید می‌کند که وقتی فردی به عنوان والد از کودک مراقبت می‌کند، به وظیفه فرزندپروری خود اعتقاد دارد و به طور کلی، خودکارآمدی والدین به والدین اجازه می‌دهد تا به توانایی خود در تربیت فرزندان خود ایمان داشته باشند، از هیچ تلاشی برای حمایت از فرزندان خود دریغ نکنند، زندگی خود را وقف همراهی، شنونده‌بودن و یاری رساندن کنند و با موفقیت بر انواع چالش‌های فرزندپروری غلبه کنند و در نتیجه رشد کودک را ارتقا دهند (کولمن و کاراکر، ۲۰۰۰). در بافت والدگری، خودکارآمدی بالا به والد کمک می‌کند تا استرس‌های روزمره را قابل مدیریت‌تر ادراک کرده و به راهبردهای مقابله‌ای مؤثرتری متوسل شود (بندورا و راماشاودران، ۱۹۹۴). در زمینه والدگری، خودکارآمدی بالا با توانایی بیشتر در انجام وظایف فرزندپروری و تلاش مؤثر برای حل مشکلات خانواده مرتبط است و به والد کمک می‌کند احساس درماندگی کمتری را تجربه کند (بندورا و راماشاودران، ۱۹۹۴). همچنین اهمیت این سازه تا جایی است که مطالعات نشان می‌دهد والدینی که از خودکارآمدی بالایی برخوردارند، از طریق مشارکت دادن کودک در فعالیت‌ها و موقعیت‌های هیجانی و شناختی، به پرورش خودتنظیمی کودک کمک کرده و زمینه‌ساز رشد بهتر در تنظیم هیجان‌های او در شرایط پرتنش می‌شوند (صادقی و همکاران، ۱۴۰۱). پژوهش‌ها به طور مداوم نشان می‌دهند که خودکارآمدی والدینی با سطوح بالای استرس والدینی ارتباط معکوس دارد (بلومفیلد و کندال، ۲۰۱۲؛ پاگورک-اشل و دکل، ۲۰۱۵).

به عبارت دیگر، سطوح بالاتر استرس والدینی می‌تواند به شکل معناداری خودکارآمدی والدینی را کاهش داده و به واسطه آن، احتمال تجربه فرسودگی والدینی را افزایش دهد (آکتو، ۲۰۲۴؛ وانگ و همکاران، ۲۰۲۳). در مقابل، خودکارآمدی والدینی بالا با سبک فرزندپروری دموکراتیک، ارتباط مؤثر والد-فرزند، بهزیستی والدینی (فانگ و همکاران، ۲۰۲۱) و حتی رفتارهای بهتر در کودکان در مطالعات طولی همراه بوده است (گلاتز و بوچانان، ۲۰۱۵). همچنین شواهد متعددی دال بر آن است که خودکارآمدی والدینی با کاهش سطوح فرسودگی و افزایش احساس کنترل بر نقش والدینی، رابطه‌ای منفی دارد (آکتو، ۲۰۲۴؛ فانگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ ماتیس و همکاران، ۲۰۲۰؛ اسکی‌پردینگستاد و همکاران، ۲۰۲۲). این رابطه منفی بین خودکارآمدی والدینی و فرسودگی والدینی در مطالعات مختلف و حتی در بافت‌های فرهنگی متفاوت مشاهده شده است (ماتیس و همکاران، ۲۰۲۰). سازه‌های مرتبط مانند تنظیم هیجان والدینی نیز به عنوان عامل محافظتی در برابر فرسودگی والدینی مرتبط با خودکارآمدی مطرح شده‌اند (سویت و برین، ۲۰۲۳). به علاوه، مطالعات طولی و تجربی وجود یک رابطه بین خودکارآمدی، رفتارهای فرزندپروری و ارتباطات بالای والدین با فرزندان را نشان داده‌اند (بینگل و همکاران، ۲۰۲۳؛ گلاتز و بوچانان، ۲۰۱۵؛ سندرز و وولی، ۲۰۰۵). بهبود کیفیت رابطه والد-فرزند به اثربخشی خود والدین در ایفای نقش والدینی کمک می‌کند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۶).

این پژوهش‌ها نشان داده‌اند که خودکارآمدی والدینی و کیفیت تعاملات والد-فرزند می‌تواند بر عملکرد والدین در ایفای نقش والدگری و نیز بر عمق و اثربخشی تعامل با کودک اثرگذار باشند (چن و ناناکیدا، ۲۰۲۳). پویایی رابطه والد-فرزند شامل مجموعه‌ای از رفتارها، احساسات و انتظارات متمایز است که به صورت متقابل بین والدین و فرزندان نشان رد و بدل می‌شود (شرافتی، ۲۰۲۰). تجارب روزمره والد در ارتباط با فرزند، منبع مهمی برای شکل‌گیری خودپنداره و باورهای خودکارآمدی است (ساتر و همکاران، ۲۰۲۳) و کیفیت رابطه والد کودک سلامت خانواده را در پی دارد (کوثری و همکاران، ۱۴۰۱). براساس مطالعات، کیفیت بالای تعامل والد-کودک، با فراهم آوردن تعاملات مثبت، گرم و پاسخگو، که در آن والد احساس می‌کند می‌تواند نیازهای فرزندش را برآورده سازد و ارتباط مؤثری با او برقرار کند، سطح خودکارآمدی والد را ارتقا داده و احتمال بروز فرسودگی را کاهش خواهد داد (ژو و همکاران، ۲۰۲۲). مطالعات نشان می‌دهد که کیفیت تعامل والد-فرزند، در نمودهای مختلف سبک‌ها یا رفتارهای فرزندپروری و به شکل‌های گوناگون

تعاملات پاسخگو-محافظ، سلطه‌گر-محدودکننده یا سهل‌گیر-بی تفاوت می‌تواند به پیامدهای عاطفی و بروز روابط عاطفی ایمن یا ناامن برای فرزندان (دریسکول و پیانتا، ۲۰۱۱) و پیامدهای روانی مثبت یا منفی برای والدین منجر شود (ژو و همکاران، ۲۰۲۲). از این رو است که مشاهده می‌شود کیفیت تعاملات والد-فرزند توانایی زمینه‌سازی برای فرسودگی در والدین را داراست (جیا-یوان و همکاران، ۲۰۲۵). روابط مثبت و حمایت‌گرانه بین والد و فرزند می‌تواند به عنوان یک منبع حمایتی مهم عمل کرده و استرس‌های ناشی از والدگری را کاهش دهد و از این طریق، احتمال بروز فرسودگی را کم کند (السناء، ۲۰۲۴؛ موسوی، ۱۳۹۸؛ ژو و همکاران، ۲۰۲۲). در مقابل، تعاملات منفی و روابط پرتنش، خود به عنوان یک عامل استرس‌زای مزمن عمل کرده و می‌تواند مستقیماً به فرسودگی و سایر ابعاد فرسودگی والدینی دامن بزند (گیلیس و روسکام، ۲۰۱۹؛ مک و همکاران، ۲۰۲۰). همان‌طور که در سطور پیشین گفته شد، مبتنی بر مدل نظری تعادل بین ریسک‌ها و منابع (میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۱۸)، فرسودگی والدینی زمانی بروز می‌یابد که فشارها و مطالبات نقش والدینی، از ظرفیت منابع روان‌شناختی، بین فردی و محیطی والدین برای مقابله و سازگاری فراتر می‌رود. در چنین شرایطی، اگر منابع حمایت‌کننده‌ای نظیر مهارت‌های تنظیم هیجان، خودکارآمدی والدینی، ادراک شایستگی یا کیفیت تعامل مثبت با فرزند در دسترس نباشد، والد به تدریج دچار تحلیل انرژی روانی شده و نشانه‌های فرسودگی نمایان می‌شود. خودکارآمدی والدینی به عنوان منبعی درونی و تعامل والد-فرزند به عنوان منبعی بین فردی می‌تواند نقش حفاظتی در برابر فشارهای والدگری ایفا کنند و مسیر فرسودگی را تعدیل نمایند. علی‌رغم شواهد فزاینده درباره نقش محافظتی خودکارآمدی والدینی در کاهش استرس و فرسودگی و همچنین اهمیت کیفیت تعامل والد-فرزند در سلامت روانی خانواده، مطالعات اندکی به بررسی هم‌زمان این سازه‌ها در قالب یک مدل یکپارچه پرداخته‌اند. پژوهش‌های پیشین، بیشتر به روابط دوتایی (خودکارآمدی و فرسودگی) یا (تعامل والد-فرزند و فرسودگی) بسنده کرده و سازوکار میانجی‌گری خودکارآمدی در پیوند میان کیفیت رابطه والد-فرزند و فرسودگی والدینی را نادیده گرفته‌اند. این در حالی است که براساس مدل تعادل خطرات و منابع (BR^2)، خودکارآمدی والدینی می‌تواند به عنوان یک منبع درونی، تأثیر تعاملات مثبت یا منفی والد-فرزند را بر پیامدهای روانی والدین (از جمله فرسودگی) تعدیل کند. از این رو، پژوهش حاضر با هدف پرکردن این خلأ، به آزمون نقش میانجی خودکارآمدی والدینی در رابطه بین مؤلفه‌های تعامل والد-فرزند و فرسودگی والدینی می‌پردازد که تاکنون در مطالعات داخلی و خارجی کمتر مورد کاوش قرار گرفته است. از این رو، این مطالعه با هدف تعیین مدل ارتباطی و نقش میانجی خودکارآمدی والدینی در رابطه بین مؤلفه‌های ارتباط والد-فرزند و فرسودگی والدینی در قالب مدل مفهومی مندرج در شکل ۱، در پی آزمون فرضیه‌های زیر است: مؤلفه‌های ارتباط والد-فرزند با فرسودگی والدینی رابطه معناداری دارند؛ خودکارآمدی والدینی با فرسودگی والدینی رابطه معناداری دارد؛ و خودکارآمدی والدینی در رابطه بین مؤلفه‌های ارتباط والد-فرزند و فرسودگی والدینی نقش میانجی دارد.



شکل ۱. مدل مفهومی نقش میانجی خودکارآمدی والدینی در رابطه بین مؤلفه‌های تعامل والد-فرزند و فرسودگی والدینی

• روش

روش پژوهش توصیفی و از نوع همبستگی است. جامعه آماری پژوهش، تمامی مادران ایرانی با حداقل یک فرزند تحت مراقبت در منزل بودند که می‌توانستند با رضایت و آگاهی از محرمانه ماندن پاسخ‌ها در مطالعه آنلاین بدون درج مشخصات هویتی، در سال ۱۴۰۴ شرکت کنند. روش نمونه‌گیری به صورت در دسترس آنلاین بود؛ بدین معنا که لینک پرسشنامه آنلاین که در پرس‌لاین طراحی و اجرا شده بود، از طریق شبکه‌های اجتماعی داخلی ای‌تا و بله و گروه‌های مرتبط با والدین منتشر شد و مادرانی که تمایل داشتند به صورت

داوطلبانه در پژوهش شرکت کردند. بسیاری از پژوهشگران حجم نمونه ۱۰۰ تا ۱۵۰ مورد را به عنوان حداقل حجم نمونه برای تحلیل مدل در نظر می‌گیرند (تاباچینیک و فیدل، ۲۰۰۱)، برخی دیگر حجم نمونه ۲۰۰ را پیشنهاد می‌کنند (کلاین، ۲۰۰۵). یکی از پرکاربردترین معیارها برای تعیین حجم نمونه، نسبت تعداد مشاهدات به تعداد پارامترهای برآوردی است. بنتلر و چو (۱۹۸۷)، پیشنهاد می‌کنند که برای داده‌های نرمال، نسبت ۵ مورد به ازای هر پارامتر می‌تواند کافی باشد. یک قاعده سرانگشتی پذیرفته‌شده، نسبت ۱۰ مورد به ازای هر متغیر شاخص (یا هر پارامتر) برای تعیین کران پایین حجم نمونه مناسب است (اوکی و چویی، ۲۰۱۵). از این رو، حجم نمونه پژوهش، با در نظر گرفتن نسبت مشاهده به پارامترهای برآورد (در مجموع ۳۰ پارامتر)، ۳۰۰ نفر محاسبه شد که با احتساب ریزش یا نقص پرسشنامه‌ها ۳۰۵ نمونه وارد تحلیل شد.

این پژوهش با رعایت کدهای اخلاقی پژوهش شامل اصل محرمانگی اطلاعات شخصی شرکت‌کنندگان و رضایت آگاهانه آنان برای شرکت در مطالعه انجام شده است.

• ابزارها

(الف) پرسشنامه اطلاعات جمعیت‌شناختی: شامل اطلاعاتی در خصوص مادران اعم از سن، تعداد فرزند، نوع والدگری، وضعیت شغلی (شاغل تمام‌وقت، شاغل پاره‌وقت، خانه‌دار) و سطح تحصیلات بود.

(ب) مقیاس رابطه والد-فرزند (child-parent relationship scale -CPRS): این مقیاس توسط دریسکول و پیانتا (۲۰۱۱) طراحی شده است و در ۱۵ ماده ادراک والدین را از رابطه‌شان با فرزند خود در دو مؤلفه نزدیکی (۷ ماده) و تعارض (۸ ماده) می‌سنجد. نمره‌گذاری این مقیاس که یک مقیاس خودگزارش‌دهی است، با طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از "قطعاً صدق می‌کند" (۵) تا "قطعاً صدق نمی‌کند" (۱) انجام می‌شود و نمرات بالاتر نشان‌دهنده نزدیکی و تعارض بیشتر است. این مقیاس برای ارزیابی رابطه والد-کودک در تمامی سنین مورد استفاده قرار گرفته است. در مطالعه دریسکول و پیانتا (۲۰۱۱) اعتبار خرده‌مقیاس تعارض ۰/۸۳ و نزدیکی ۰/۷۲ بوده است. همچنین در مطالعه‌ای عباس‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، اعتبار ابعاد تعارض و نزدیکی این مقیاس را با آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۷ و ۰/۷ گزارش کرده‌اند. در پژوهش حاضر، با استفاده از آلفای کرونباخ، اعتبار مقیاس کلی ۰/۸۴، خرده‌مقیاس‌های نزدیکی و تعارض به ترتیب ۰/۸۱ و ۰/۶۸ به دست آمد.

(ج) پرسشنامه خودکارآمدی والدینی (parental self-agency measure -PSAM): این پرسشنامه توسط دومکا و همکاران (۱۹۹۶) طراحی شده است. این پرسشنامه مستقل از فرهنگ و زبان بوده و به ارزیابی کارایی و ناامیدی والدین هنگام مواجهه با موقعیت‌های مختلف کودکان، توانایی حل تعارضات والد-کودک و تلاش و مقاومت آنها در والدگری می‌پردازد. ابزار اندازه‌گیری مورد استفاده در این پژوهش، پرسشنامه استانداردشده شامل ۱۰ ماده بوده است. نمره‌گذاری ماده‌ها براساس مقیاس لیکرت ۷ درجه‌ای صورت گرفت که در آن، گزینه‌ها از "کاملاً موافقم" (۷) تا "کاملاً مخالفم" (۱) طیف می‌شدند. در نهایت، نمره کل هرسازه با جمع نمرات ماده‌های مربوطه محاسبه و برای تحلیل نهایی استفاده گردید. نمره‌های بالا در این آزمون نشان‌دهنده خودکارآمدی بالای والدگری و نمره‌های پایین نشان‌دهنده خودکارآمدی پایین والدگری است. دومکا و همکاران (۱۹۹۶) اعتبار مقیاس را ۰/۷ گزارش کرده‌اند. در مطالعه طالعی و همکاران (۱۳۹۰) نیز اعتبار مقیاس ۰/۷ اعلام شده است. در پژوهش حاضر ضریب اعتبار کل مقیاس به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۴ به دست آمد.

(د) مقیاس فرسودگی والدینی-فرم کوتاه (parental burnout scale- short form -BPBS): این مقیاس در ۵ ماده برگرفته از مقیاس ۲۳ ماده‌ای روسکام و همکاران (۲۰۱۸)، برای ارزیابی میزان خستگی و فرسودگی والدین از وظایف فرزندپروری در طیف لیکرت ۳ درجه‌ای از "هرگز/به ندرت" (۱) تا "همیشه/هرروز" (۳) به صورت مقیاس تک‌عاملی توسط آنولا و همکاران (۲۰۲۱) طی دو مطالعه روی ۲۸۱۳ والد ساخته شده است و نمرات بالاتر نشان‌دهنده فرسودگی بیشتر است. نسخه فارسی مقیاس توسط موسوی و همکاران (۱۴۰۴) اعتباریابی شده است. اعتبار مقیاس در پژوهش موسوی و همکاران (۱۴۰۴) ۰/۸۴ و همبستگی آن با فرم بلند سنجش فرسودگی والدینی ۰/۸۲ به دست آمد. در مطالعه حاضر اعتبار مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۸۳ محاسبه شد.

برای تحلیل داده‌های به دست آمده و آزمون فرض‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار SPSS27 و افزونه PROCESS مدل ۴ استفاده شد.

● یافته‌ها

در جدول ۱، اطلاعات جمعیت‌شناختی مادران شرکت‌کننده نشان می‌دهد که شرکت‌کنندگان در دامنه سنی ۲۲ تا ۶۶ سال (میانگین $35/6 \pm 22/05$) قرار داشتند و اکثریت آنان را مادران با سطح تحصیلات کارشناسی ($45/90$ درصد) و خانه‌دار ($69/18$ درصد) تشکیل می‌دادند، از لحاظ ساختار خانواده نیز، بیشتر والدین در الگوی دوالدی ($93/12$ درصد) زندگی می‌کردند و تعداد فرزندان آنان بین ۱ تا ۵ نفر متغیر بود.

جدول ۱. توصیف ویژگی‌های دموگرافیک مادران شرکت‌کننده در پژوهش ($N=305$)

ویژگی	زیرگروه	فراوانی (n)	درصد
سن (سال)	محدوده	۲۲-۶۶	
	میانگین $\pm$ انحراف معیار	$35/22 \pm 6/05$	
تعداد فرزند	محدوده	۱-۵	
	دوالدی	۲۸۴	۹۳/۱۲
	تک‌والدی	۵	۱/۶۴
نوع والدگری	پدر/مادرخواندگی	۳	۰/۹۸
	چندنسلی (با خانواده پدری/مادری)	۱۳	۴/۲۶
	دیپلم	۳۳	۱۰/۸۲
	کاردانی	۱۷	۵/۵۷
سطح تحصیلات	کارشناسی	۱۴۰	۴۵/۹۰
	کارشناسی ارشد	۹۸	۳۲/۱۳
	دکتری	۱۷	۵/۵۷
	خانه‌دار	۲۱۱	۶۹/۱۸
وضعیت شغلی	شاغل تمام وقت	۳۳	۱۰/۸۲
	شاغل پاره‌وقت	۶۱	۲۰

در جدول ۲ ماتریس همبستگی و دیگر شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مطالعه ارائه شده است.

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی و ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

۴	۳	۲	۱	
			—	رابطه والد فرزند- نزدیکی
		—	$-0/45^{**}$	رابطه والد فرزند- تعارض
		$-0/67^{**}$	$0/67^{**}$	خودکارآمدی والدینی
	$-0/63^{**}$	$0/49^{**}$	$-0/40^{**}$	فرسودگی والدینی
—				میانگین
۷/۷۳	۴۸/۲۷	۲۰/۷۵	۲۹/۵۴	انحراف معیار
۲/۵۴	۹/۳۵	۵/۵۵	۳/۶۲	

$**p < 0/01$

چنان‌که در جدول ۲ مشاهده می‌شود همبستگی بعد نزدیکی از رابطه والد- فرزند با خودکارآمدی والدینی مثبت و معنادار ($r=0/67, p < 0/001$) و همبستگی بعد تعارض از رابطه والد- فرزند با خودکارآمدی والدینی منفی و معنادار است ($r=-0/67, p < 0/001$). این جدول همچنین نشان داد رابطه بین بعد نزدیکی از رابطه والد- فرزند با فرسودگی والدینی منفی و معنادار ($r=-0/40, p < 0/001$) و همبستگی بعد تعارض از رابطه والد- فرزند با فرسودگی والدینی مثبت و معنادار است ($r=0/49, p < 0/001$). همچنین رابطه بین خودکارآمدی والدینی و فرسودگی در مادران شرکت‌کننده منفی و معنادار است ($r=-0/63, p < 0/001$).

پیش از اجرای تحلیل رگرسیون و مدل میانجی (مدل ۴)، مفروضه‌های لازم مورد بررسی قرار گرفتند. ابتدا، برای کنترل سوگیری روش مشترک از آزمون تک عاملی هارمن استفاده شد. براساس نتایج به دست آمده هیچ عاملی بیش از نیمی از واریانس کل را تبیین نکرد که نشان‌دهنده نبود وجود خطر معنادار سوگیری روش مشترک در داده‌های پژوهش است.

فرض استقلال خطاها با استفاده از آماره دوربین-واتسون برابر با $2/01$ به دست آمد و تأیید شد. مقادیر VIF کمتر از ۵ و مقادیر تلورانس بیشتر از $0/1$ بود که نشان می‌دهد مشکل هم‌خطی چندگانه وجود ندارد. نبود وجود نقاط پرت و تأثیرگذار با استفاده از سه معیار بررسی شد، باقی‌مانده‌های استیودنتایز شده حذفی (studentized deleted residuals) بررسی شدند. یک مورد با قدر مطلق بزرگتر از $3 \pm$ مشاهده شد که از تحلیل حذف گردید. مقادیر اهرمی (leverage values) برای تمام موارد کمتر از $0/2$ بود که به عنوان مقادیر بی خطر تلقی می‌شوند. فاصله کوک (cook's distance) برای تمامی موارد کمتر از ۱ بود که نشان می‌دهد هیچ نقطه تأثیرگذار غالبی در داده‌ها وجود ندارد. نرمال بودن توزیع خطاها در جامعه با استفاده از نمودار Q-Q تأیید شد.

پس از اطمینان از برقراری تمامی مفروضات فوق، تحلیل رگرسیون و مدل میانجی (مدل ۴) با استفاده از افزونه PROCESS در فضای نرم‌افزار SPSS نسخه ۲۷ به بررسی فرضیات پژوهش پرداخته شد. در تحلیل نتایج به دست آمده، ابتدا ضرایب مسیر براساس سطح معناداری گزارش شده مورد بررسی قرار می‌گیرد و سپس در مورد معناداری مسیر غیرمستقیم با استفاده از نتایج روش بوت‌استرپ با نمونه پژوهش ۵۰۰۰ بار نمونه‌گیری تصادفی تصمیم‌گیری می‌شود.

در ادامه نتایج اثرات کلی، مستقیم و غیرمستقیم روابط والد-فرزند بر فرسودگی والدینی در جدول ۳ و ۳ و شکل ۱ گزارش شده است. برای بررسی اثرات میانجی بین متغیرها از مدل ۴ افزونه PROCESS استفاده شد.

جدول ۳. نتایج تحلیل میانجی

متغیر			خودکارآمدی والدینی			فرسودگی والدینی		
b	SE	β	b	SE	β	SE	β	
۱/۲۱	۰/۱۰	۰/۴۶*	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰۴	۰/۰۳	رابطه والد-فرزند (نزدیکی)
-۰/۷۶	۰/۰۷	-۰/۴۵*	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۱۴*	۰/۰۳	۰/۰۶	رابطه والد-فرزند (تعارض)
-	-	-	-۰/۱۵	۰/۰۲	-۰/۵۶*	۰/۰۲	-۰/۱۵	خودکارآمدی والدینی
R^2			۰/۶۲			۰/۴۰		
F			۲۴۶/۴۰*			۶۷/۷۵*		

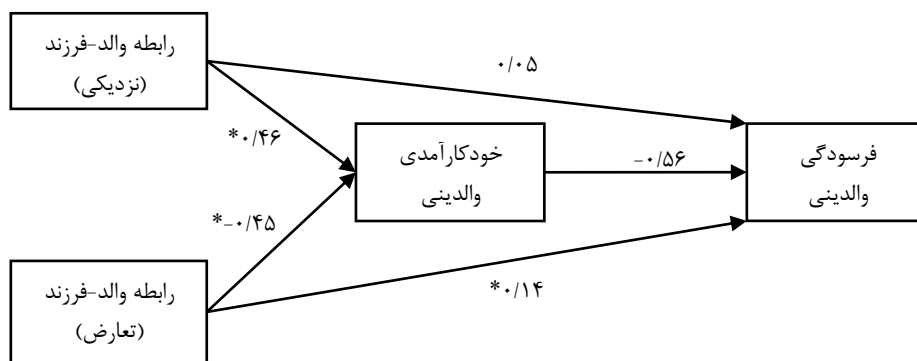
چنانچه از جدول ۳ مشاهده می‌شود اثر مستقیم بعد نزدیکی از رابطه والد-فرزند بر خودکارآمدی والدینی ($\beta=0/46, p<0/01$) و اثر مستقیم بعد تعارض از رابطه والد-فرزند بر خودکارآمدی والدینی معنادار است ($\beta=-0/45, p<0/01$). این جدول نشان می‌دهد که اثر مستقیم بعد نزدیکی رابطه والد-فرزند ($\beta=0/05, p<0/05$) بر فرسودگی والدینی معنادار نیست، اما اثر مستقیم بعد تعارض رابطه والد-فرزند ($\beta=0/14, p<0/05$) بر فرسودگی والدینی معنادار است. این جدول نشان داد اثر خودکارآمدی والدینی بر فرسودگی والدینی نیز معنادار است ($\beta=-0/56, p<0/05$).

در جدول ۴، اثرات غیرمستقیم متغیر خودکارآمدی والدینی در رابطه بین ابعاد رابطه والد-فرزند بر فرسودگی والدینی آمده است.

جدول ۴. اثرات کل و اثرات غیرمستقیم ابعاد رابطه والد-فرزند بر فرسودگی والدینی

b	β	SE	LLCI	ULCI	
-۰/۱۵	-۰/۲۲*	۰/۰۴	-۰/۲۲	-۰/۰۷	اثر کلی رابطه والد-فرزند (نزدیکی) <--- فرسودگی والدینی
۰/۰۱۸	۰/۳۹*	۰/۰۳	۰/۲۳	۰/۱۳	اثر کلی رابطه والد-فرزند (تعارض) <--- فرسودگی والدینی
-۰/۱۹	-۰/۲۷*	۰/۰۳	-۰/۲۴	-۰/۱۳	رابطه والد-فرزند (نزدیکی) <--- خودکارآمدی والدینی <--- فرسودگی والدینی
۰/۱۲	۰/۲۶*	۰/۱۹	۰/۰۸	۰/۱۵	رابطه والد-فرزند (تعارض) <--- خودکارآمدی والدینی <--- فرسودگی والدینی

همان‌گونه که از جدول ۴ مشاهده می‌شود اثر کلی رابطه والد-فرزند شامل بعد نزدیکی ($\beta=-0/22, p<0/01$) و بعد تعارض ($\beta=0/39, p<0/01$) بر فرسودگی والدینی معنادار است. این جدول همچنین نشان داد که اثرات غیرمستقیم بعد نزدیکی رابطه والد-فرزند بر فرسودگی والدینی به واسطه خودکارآمدی والدینی معنادار است ($\beta=-0/27, 0/95 [-0/13, -0/24]$)، همچنین اثر غیرمستقیم بعد تعارض از رابطه والد-فرزند بر فرسودگی والدینی به واسطه خودکارآمدی والدینی معنادار است ($\beta=0/26, 0/95 [0/08, 0/15]$). اثرات مستقیم و غیرمستقیم مدل میانجی در شکل ۱ به نمایش درآمده است:



شکل ۱. مدل پیش‌بینی فرسودگی والدینی با میانجی‌گری خودکارآمدی والدینی

براساس نتایج، می‌توان گفت مدل پژوهش در گام نخست توانست ۶۲ درصد از واریانس خودکارآمدی والدینی را تبیین کند که نشان‌دهنده نقش قوی ابعاد رابطه والد-فرزند در پیش‌بینی باورهای کارآمدی والدین است، همچنین متغیرهای پیش‌بین به همراه متغیر میانجی در گام بعدی موفق به تبیین ۴۰ درصد از واریانس فرسودگی والدینی شدند که حاکی از معناداری مدل نهایی در تبیین فرسودگی والدینی است.

• بحث

در سال‌های اخیر، مفهوم «فرسودگی والدینی» به عنوان یکی از پیامدهای مهم فشارهای نقش والدگری مورد توجه گسترده پژوهشگران قرار گرفته است. این پدیده براساس نظریه تعادل بین ریسک‌ها و منابع (میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۱۸) توضیح داده می‌شود؛ بدین معنا، زمانی که ریسک‌های والدگری افزایش یافته و منابع روانی و اجتماعی والدین (مانند خودکارآمدی یا روابط مثبت با فرزند) ناکافی باشد، احتمال فرسودگی افزایش می‌یابد. در این چارچوب، پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش ابعاد رابطه والد-فرزند (نزدیکی و تعارض) و خودکارآمدی والدینی در پیش‌بینی فرسودگی والدینی و آزمون نقش میانجی‌گری خودکارآمدی در این ارتباط انجام شد. نتایج نشان داد که کیفیت ارتباط والد-فرزند با فرسودگی والدینی رابطه معناداری دارد. به‌طور مشخص، نزدیکی بیشتر در این رابطه، به کاهش چشمگیر فرسودگی والدینی منجر می‌شود. در مقابل، افزایش تعارض در ارتباط والد-فرزند، به‌طور مستقیم با افزایش فرسودگی والدینی همبستگی دارد. این یافته‌ها، در راستای پژوهش‌های پیشین (السنا، ۲۰۲۴؛ موسوی، ۲۰۱۹؛ ژو و همکاران، ۲۰۲۲)، بر نقش محوری تعاملات مثبت و حمایت‌گرانه در کاهش استرس‌های والدگری و پیشگیری از فرسودگی تأکید می‌ورزند. همان‌طور که انتظار می‌رفت، تعاملات منفی و پرتنش، به‌عنوان یک عامل استرس‌زای مزمن، می‌تواند مستقیماً به فرسودگی والدینی دامن بزند (گیلیس و روسکام، ۲۰۱۹؛ مک و همکاران، ۲۰۲۰). این نتایج با مدل تعادل بین ریسک‌ها و منابع (میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۱۸) هم‌خوان است؛ بدین معنا که کاهش منابع بین فردی همچون رابطه گرم با فرزند، همراه با افزایش فشارهای نقش والدگری، موجب برهم خوردن توازن روانی و در نهایت افزایش احتمال فرسودگی می‌شود. این یافته را می‌توان چنین تبیین کرد که روابط مثبت و گرم با فرزند، تجربه والدگری را برای مادران خوشایندتر و معنادارتر می‌سازد و احساس موفقیت در نقش والدگری را تقویت می‌کند، درحالی‌که تعارض‌های مکرر، احساس ناکامی و درماندگی ایجاد کرده و به مرور زمان منابع هیجانی والد را تحلیل می‌برد.

پژوهش حاضر همچنین رابطه معنادار و منفی میان خودکارآمدی والدینی و فرسودگی والدینی را نشان می‌دهد. این بدان معناست والدینی که درک بالاتری از توانایی‌ها و شایستگی‌های خود در ایفای نقش والدگری دارند، به مراتب کمتر دچار فرسودگی می‌شوند. این نتیجه کاملاً منطبق با مبانی نظری خودکارآمدی بندورا (بندورا، ۱۹۹۷) است که خودکارآمدی بالا را به‌عنوان یک منبع محافظتی کلیدی در برابر استرس و چالش‌ها معرفی می‌کند. خانواده‌های سالم، به‌دلیل برخورداری از انسجام عاطفی و ارتباطات کارآمدتر، سطح بالاتری از خودکارآمدی والدینی را گزارش کرده‌اند؛ عاملی که به بهبود کیفیت تعاملات والد-فرزند و کاهش هیجان‌های منفی در نقش والدگری منجر می‌شود (محنا و سامانی، ۱۳۹۸). والدین با خودکارآمدی بالا، نه تنها احساس کنترل بیشتری بر نقش خود تجربه می‌کنند، بلکه در مواجهه با مشکلات و مسئولیت‌های فرزندپروری، انعطاف‌پذیری و تاب‌آوری بیشتری از خود نشان می‌دهند (آکتو، ۲۰۲۴؛ فانگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ ماتیاس و همکاران، ۲۰۲۰؛ اسکی‌یردینگستاد و همکاران، ۲۰۲۲). این ارتباط را می‌توان ناشی از فرآیندهای شناختی

و هیجانی دانست که در آن والد دارای خودکارآمدی بالا، فشارهای والدگری را نه به عنوان تهدید، بلکه به عنوان چالشی قابل مدیریت درک می‌کند؛ چنین ادراک مثبتی موجب فعال شدن راهبردهای مقابله‌ای مؤثر، کاهش درماندگی آموخته‌شده و افزایش رضایت از والدگری می‌شود. به بیان دیگر، خودکارآمدی بالا باعث می‌شود فشارهای والدگری کمتر به عنوان تهدید تجربه شوند و بیشتر به عنوان فرصتی جهت رشد و یادگیری درک شوند و همین امر می‌تواند از فرسودگی والدینی جلوگیری نماید.

از دیگر یافته‌های این پژوهش، تأیید نقش میانجی‌گرایانه خودکارآمدی والدینی در رابطه بین ابعاد ارتباط والد-فرزند و فرسودگی والدینی است. تحلیل‌ها نشان داد که نزدیکی بیشتر در رابطه والد-فرزند، به طور معناداری خودکارآمدی والدینی را افزایش می‌دهد و این افزایش خودکارآمدی، به نوبه خود، به کاهش فرسودگی والدینی می‌انجامد. به طور مشابه، کاهش تعارض در رابطه والد-فرزند، از طریق تقویت خودکارآمدی والدینی، فرسودگی والدینی را کاهش می‌دهد. این یافته با نتایج پژوهش‌های پیشین همسو است که نشان می‌دهند خودکارآمدی والدینی نقش واسطه‌ای مهمی در مسیر میان استرس والدگری و فرسودگی والدینی ایفا می‌کند و می‌تواند اثر فشارهای نقش والدگری را بر تحلیل رفتگی هیجانی والدین تعدیل کند (صادق‌زاده و همکاران، ۱۴۰۱). به بیان دیگر تجارب روزمره و کیفیت تعاملات والد با فرزند، به عنوان بستری مهم برای شکل‌گیری و تقویت باورهای خودکارآمدی عمل می‌کند (ساتر و همکاران، ۲۰۲۳)، به‌ویژه زمانی که تعاملات مثبت، گرم و پاسخگو است و در آن والد احساس می‌کند نیازهای فرزندش را برآورده ساخته و ارتباط مؤثری با او دارد، نه تنها سطح خودکارآمدی والد را ارتقاء می‌بخشد بلکه همین امر به طور غیرمستقیم از بروز فرسودگی نیز جلوگیری می‌نماید (ژو و همکاران، ۲۰۲۲). بنابراین، می‌توان گفت که رابطه والد-فرزند و خودکارآمدی والدینی در یک چرخه تقویتی دوطرفه عمل می‌کنند، به‌طوری‌که روابط صمیمی‌تر به خودکارآمدی بیشتر منجر می‌شوند و خودکارآمدی بالا نیز به حفظ تعاملات مثبت و کنترل مؤثرتر تعارض کمک می‌کند. این تعامل دوسویه به مرور زمان منجر به ایجاد اثر محافظتی پایداری در برابر فرسودگی والدینی می‌گردد. بنابراین می‌توان گفت که ارتقای مهارت‌های ارتباطی والدین با فرزندان، علاوه بر بهبود کیفیت رابطه، از طریق تقویت خودکارآمدی، به طور غیرمستقیم نقش محافظتی در برابر فرسودگی ایفا می‌کند. این یافته از نظر عملی نشان می‌دهد که برنامه‌های آموزشی و مداخلات روان‌شناختی باید هم‌زمان بر بهبود تعامل والد-فرزند و افزایش احساس شایستگی والدین تمرکز داشته باشند.

• نتیجه‌گیری

بر پایه یافته‌های به‌دست‌آمده و تحلیل‌های انجام‌شده، می‌توان نتیجه گرفت که کیفیت رابطه والد-فرزند و خودکارآمدی والدینی هر دو نقش مهم و متقابل در پیشگیری و کاهش فرسودگی والدینی دارند. مدل مفهومی ارائه شده، با تکیه بر نظریه تعادل بین ریسک‌ها و منابع، هنگامی که ریسک‌های والدگری، به‌ویژه تعارضات در رابطه والد-فرزند، افزایش می‌یابند و یا درمقابل، منابع درونی (مانند خودکارآمدی) و منابع بین‌فردی (مانند رابطه مثبت والد-فرزند) به اندازه کافی قوی و در دسترس نباشند، والدین مستعد فرسودگی می‌شوند (میکولاژچاک و روسکام، ۲۰۱۸). برعکس، وجود منابع قوی و مؤثر، حتی در مواجهه با چالش‌ها و تعارضات والدینی، می‌تواند به والدین کمک کند تا با فشارهای ذاتی نقش والدینی به طور مؤثرتری مقابله کرده و از تحلیل رفتن انرژی روانی خود جلوگیری کنند (آنولا و سورکیلا، ۲۰۲۱). به عبارت دیگر، خودکارآمدی والدینی و تعاملات مثبت والد-فرزند به مثابه دو منبع کلیدی در حفظ سلامت روانی والدین عمل کرده و می‌توانند از طریق تقویت یکدیگر، سطح تاب‌آوری خانوادگی را ارتقا دهند. این یافته نشان می‌دهد که حتی در بافت خانواده‌های ایرانی که روابط هیجانی والد و فرزند نقشی محوری دارد، مکانیزم‌های روان‌شناختی فرسودگی مشابه با الگوهای جهانی عمل می‌کنند. همچنین این یافته‌ها درک ما را از سازوکارهای زیربنایی مرتبط با فرسودگی والدینی در مادران ایرانی بهبود می‌بخشد و مسیر را برای توسعه مداخلات هدفمند و مبتنی بر شواهد هموار می‌سازند که نه تنها بر بهبود خودکارآمدی والدین تمرکز دارند، بلکه به ارتقای کیفیت تعاملات والد-فرزند و کاهش تعارضات نیز می‌پردازند.

یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که بهبود کیفیت رابطه والد-فرزند و تقویت خودکارآمدی والدینی می‌تواند به کاهش فرسودگی والدینی کمک کند. بر این اساس، طراحی مداخلات آموزشی و روان‌شناختی برای والدین که تمرکز آن بر مهارت‌های ارتباطی مثبت، مدیریت تعارض و ارتقای خودکارآمدی باشد مؤثر بوده است لذا، ارائه کارگاه‌ها و برنامه‌های مشاوره‌ای خانوادگی، ایجاد گروه‌های حمایتی والدین و آموزش تکنیک‌های مدیریت استرس، می‌تواند منابع روان‌شناختی و بین‌فردی والدین را تقویت کرده و اثرات پیشگیرانه

بر فرسودگی والدینی داشته باشد. چنین رویکردی، نه تنها از منظر سلامت فردی والدین، بلکه از دیدگاه ارتقای سلامت خانواده و رشد سالم کودکان نیز واجد اهمیت است.

این پژوهش با محدودیت‌های متعددی همراه بود که در تفسیر یافته‌ها باید مدنظر قرار گیرد. اولاً، ماهیت همبستگی پژوهش، امکان استنتاج روابط علی قطعی را محدود می‌سازد. دوماً، روش جمع‌آوری داده‌ها به صورت آنلاین و با استفاده از نمونه در دسترس، هرچند امکان دسترسی به جامعه وسیع‌تری را فراهم آورد، اما ممکن است تعمیم‌پذیری نتایج به کل جمعیت را محدود سازد، زیرا نمایندگی کامل جامعه مورد نظر را تضمین نمی‌کند. علاوه بر این، استفاده از روش خودگزارش‌دهی در پرسشنامه‌ها نیز مستعد سوگیری پاسخ است. در همین راستا، یکی از محدودیت‌های مهم این پژوهش، محدود شدن جامعه آماری به مادران بود. این تصمیم، گرچه مشارکت و دستیابی به نمونه‌ای یکپارچه را تسهیل نمود، اما تعمیم‌پذیری مستقیم نتایج به پدران را با احتیاط مواجه می‌سازد، زیرا نقش‌های والدینی و تجربیات فرسودگی ممکن است بر اساس جنسیت متفاوت باشد. همچنین، با توجه به اینکه جامعه آماری مادران ایرانی بودند، تعمیم نتایج به فرهنگ‌ها و بافت‌های اجتماعی دیگر نیازمند احتیاط است. نکته دیگر اینکه، هرچند رابطه برخی متغیرهای جمعیت‌شناختی کلیدی (شامل سن مادر، تحصیلات مادر، سن بزرگترین فرزند، سن کوچکترین فرزند و نوع خانواده) با متغیرهای اصلی پژوهش (فرسودگی والدینی، خودکارآمدی والدینی و رابطه والد-کودک) بررسی شد، هیچ‌یک از این متغیرها همبستگی آماری معناداری ($p < 0.05$) نشان ندادند. اگرچه این یافته حاکی از نبود وجود اثر تعدیل‌کننده یا مخدوش‌کننده معنادار این متغیرها در نمونه مورد بررسی است، اما ادعان می‌داریم که کنترل آماری دقیق‌تر آنها در مطالعات آتی، به‌ویژه با استفاده از نمونه‌گیری تصادفی و روش‌های جمع‌آوری داده متنوع‌تر، می‌تواند اطمینان از نبود وجود اثرات پنهان را تقویت نماید.

• تعارض منافع

نویسندگان اذعان دارند که هیچ‌گونه تضاد منافی در این پژوهش وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

محققان از کلیه مادران شرکت‌کننده در پژوهش حاضر قدردانی می‌نمایند.

• منابع

- صادق زاده، مرضیه؛ عباسی، مسلم؛ تقی‌پور، نگار؛ قاسمی، نظام الدین. (۱۴۰۲). رابطه ساختاری والدگری ذهن‌آگاه و فرسودگی والدینی: نقش واسطه‌ای استرس والدگری مادران. خانواده پژوهی، ۱۹ (۳)، ۵۱۸-۵۰۱. https://jfr.sbu.ac.ir/article_103997.html
- صادقی، مریم؛ اکبری چرمهینی، صفرا؛ بهرامی، علی‌رضا؛ سید موسوی، پریرا سادات. (۱۴۰۱). اثربخشی بازی درمانی دلبستگی محور بر خودکارآمدی والدینی مادران، تنظیم هیجانی و سازگاری اجتماعی کودکان دارای اضطراب جدایی: مطالعه موردی. روان‌شناسی کاربردی، ۱۶ (۲)، ۱۳۲-۱۰۷. https://apsy.sbu.ac.ir/article_101778.html
- طالعی، علی؛ طهماسبیان، کارینه؛ وفائی، نرگس. (۱۳۹۰). اثربخشی آموزش برنامه فرزندپروری مثبت بر خوداثربخشی والدینی مادران. خانواده پژوهی، ۷ (۳)، ۳۲۳-۳۱۱. https://jfr.sbu.ac.ir/article_96015.html
- عباس‌زاده، آرزو؛ موللی، گیتا؛ پورمحمدرضای تجربی، معصومه؛ واحدی، محسن. (۱۴۰۰). اثربخشی آموزش والدگری بر سلامت روانی و رابطه والد کودک در مادران کودکان کم‌شنوا. توانبخشی، ۲۲ (۲)، ۲۲۷-۲۱۰. <http://rehabilitationj.uswr.ac.ir/article-1-2838-fa.html>
- غلامی حسارودی، مطهره؛ فاتحی، نازنین؛ موسوی، سیده فاطمه. (۱۴۰۲). نقش میانجی‌گر تنظیم هیجان در رابطه بین صفات شخصیتی روان‌رنجورخویی و وظیفه‌شناسی با فرسودگی والدینی در مادران شهر تهران در بازه زمانی ۱۴۰۱-۱۴۰۲: یک مطالعه توصیفی. مجله دانشگاه علوم پزشکی رفسنجان، ۲۲ (۱۰)، ۱۰۳۶-۱۰۱۹. <http://dx.doi.org/10.61186/jrums.22.10.1019>
- کوثری، فرزانه؛ صباحی، پرویز؛ مکوند حسینی، شاهرخ. (۱۴۰۲). اثربخشی برنامه ترکیبی آموزش مدیریت والدین و فرزندپروری ذهن آگاهانه بر استرس والدگری، رابطه والد-کودک و مشکلات برونی‌سازی شده کودک. روان‌شناسی کاربردی، ۱۷ (۲)، ۱۱۵-۱۳۹. https://apsy.sbu.ac.ir/article_103166.html

- محنا، سیده مریم؛ سامانی، سیامک. (۱۳۹۶). خودکارآمدی والدین در گونه‌های مختلف خانواده: مدل فرایند و محتوای خانواده. مشاوره کاربردی، ۷ (۲)، ۱-۱۶. https://jac.scu.ac.ir/article_13351.html
- موسوی، سیده فاطمه؛ بخشی خانشیر، سما؛ دهشیری، غلامرضا. (۱۴۰۴). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس فرسودگی والدینی - فرم کوتاه در والدین ایرانی. روان‌شناسی بالینی و شخصیت، ۲۳ (۲)، ۱۷۱-۱۸۰. <https://doi.org/10.22070/cpap.2025.19612.1607>
- موسوی، سیده فاطمه. (۱۳۹۸). فرسودگی و خستگی ناشی از وظایف والدینی: نقش متغیرهای زمینه‌ای والد-فرزند. مطالعات ناتوانی، ۹ (۱)، ۱۲۳-۱۳۲. <http://jdisabilstud.org/article-1-1282-fa.html>
- Aguiar, J., Matias, M., Braz, A. C., César, F., Coimbra, S., Gaspar, M. F., & Fontaine, A. M. (2021). Parental burnout and the COVID-19 pandemic: How Portuguese parents experienced lockdown measures. *Family Relations*, 70 (4), 927-938. <https://doi.org/10.1111/fare.12558>
- Aktu, Y. (2024). The role of parenting stress on parenting self-efficacy and parental burnout among Turkish parents: a moderated mediation model. *BMC psychology*, 12 (1), 475. <https://doi.org/10.1186/s40359-024-01980-7>
- Alsanea, F. (2024). Challenging gender norms in parenting styles and their impact on children's socialization and identity formation. *The Scientific Temper*, 15 (02), 2018-2020. <https://doi.org/10.58414/SCIENTIFICTEMPER.2024.15.2.08>
- Aunola, K., Sorkkila, M., Tolvanen, A., Tassoul, A., Mikolajczak, M., & Roskam, I. (2021). Development and validation of the Brief Parental Burnout Scale (BPBS). *Psychological Assessment*, 33 (11), 1125-1137. <http://dx.doi.org/10.1037/pas0001064>
- Bandura, A. (1994). Self-efficacy. In V. S. Ramachaudran (Ed.), *Encyclopedia of human behavior* (Vol. 4, pp. 71-81). Academic Press. https://www.academia.edu/32386167/Bandura_self_efficacy
- Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. W. H. Freeman and Company. [\[link\]](#)
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16 (1), 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- Bingöl, H., Taşar, N., Bümen, Ş., & Günel, M. K. (2023). The relationship between emotional and behavioral problems, and parent-child interaction and parental self-efficacy in children and adolescents with cerebral palsy. *Medical Science and Discovery*, 10 (6), 385-392. <https://doi.org/10.36472/msd.v10i6.958>
- Bloomfield, L., & Kendall, S. (2012). Parenting self-efficacy, parenting stress and child behavior before and after a parenting programme. *Primary health care research & development*, 13 (4), 364-372. <https://doi.org/10.1017/s1463423612000060>
- Boruszak-Kiziukiewicz, J., & Kmita, G. (2020). Parenting self-efficacy in immigrant families—A systematic review. *Frontiers in Psychology*, 11, 985. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00985>
- Chen, B.-B., Qu, Y., Yang, B., & Chen, X. (2022). Chinese mothers' parental burnout and adolescents' internalizing and externalizing problems: The mediating role of maternal hostility. *Developmental psychology*, 58 (4), 768. <https://doi.org/10.1037/dev0001311>
- Chen, J., & Nanakida, A. (2023). A Study on the Effect of Parenting Self-efficacy of Parents with Children Aged 3-6 on Parent-child Relationship. *Journal for Reattach Therapy and Developmental Diversities*, 6 (10), 414-424. <https://jrtd.com/index.php/journal/article/view/1141>
- Coleman, P. K., & Karraker, K. H. (2000). Parenting self-efficacy among mothers of school-age children: Conceptualization, measurement, and correlates. *Family Relations*, 49 (1), 13-24. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3729.2000.00013.x>
- Crnic, K., & Ross, E. (2017). Parenting stress and parental efficacy. In D. S. Deater-Deckard & K. A. Lansford (Eds.), *Parental stress and early child development: Adaptive and maladaptive outcomes* (pp. 263-284). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-55376-4_11
- Driscoll, K., & Pianta, R. C. (2011). Mothers' and fathers' perceptions of conflict and closeness in parent-child relationships during early childhood. *Journal of Early Childhood and Infant Psychology*, (7), 1-24. <https://psycnet.apa.org/record/2013-00755-001>
- Dumka, L. E., Stoerzinger, H. D., Jackson, K. M., & Roosa, M. W. (1996). Examination of the Cross-Cultural and Cross-Language Equivalence of the Parenting Self-Agency Measure. *Family Relations*, 45 (2), 216-222. <https://doi.org/10.2307/585293>
- Fang, Y., Boelens, M., Windhorst, D. A., Raat, H., & van Grieken, A. (2021). Factors associated with parenting self-efficacy: A systematic review. *Journal of advanced nursing*, 77 (6), 2641-2661. <https://psycnet.apa.org/record/2021-46908-007>
- Fu, W., Li, R., Zhang, Y., & Huang, K. (2023). Parenting Stress and Parenting Efficacy of Parents Having Children with Disabilities in China: The Role of Social Support. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20 (3), 2133. <https://doi.org/10.3390/ijerph20032133>

- Gillis, A., & Roskam, I. (2019). Daily exhaustion and support in parenting: Impact on the quality of the parent–child relationship. *Journal of Child and Family Studies*, 28, 2007-2016. <https://psycnet.apa.org/record/2019-23539-001>
- Glatz, T., & Buchanan, C. M. (2015). Over-time associations among parental self-efficacy, promotive parenting practices, and adolescents' externalizing behaviors. *Journal of Family Psychology*, 29 (3), 427. <https://doi.org/10.1037/fam0000076>
- Hays, S. (1996). *The cultural contradictions of motherhood*. Yale University Press.
- Jia-Yuan, Z., Yubin, C., Linghui, Z., Yuqiu, Z., & Xining, L. (2025). Parental burnout and parent–child relationship: the role of harsh parenting in couples. *Psychology, Health & Medicine*, 1-14. <https://doi.org/10.1080/13548506.2025.2450547>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). Guilford Press.
- Lebert-Charron, A., Dorard, G., Boujut, E., & Wendland, J. (2018). Maternal burnout syndrome: Contextual and psychological associated factors. *Frontiers in Psychology*, 9, 885. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00885>
- Li, Z., Luo, J., Song, F., Li, J., & Shen, Y. (2023). The relationship between parental burnout and children's learning burnout: A moderated chain mediation model. *Psychological Reports*, 00332941231156810. <https://doi.org/10.1177/00332941231156810>
- Mak, M. C. K., Yin, L., Li, M., Cheung, R. Y.-h., & Oon, P.-T. (2020). The relation between parenting stress and child behavior problems: Negative parenting styles as mediator. *Journal of Child and Family Studies*, 29, 2993-3003. <https://doi.org/10.1007/s10826-020-01785-3>
- Matias, M., Aguiar, J., César, F., Braz, A. C., Barham, E. J., Leme, V., Elias, L., Gaspar, M. F., Mikolajczak, M., & Roskam, I. (2020). The Brazilian–Portuguese version of the Parental Burnout Assessment: Transcultural adaptation and initial validity evidence. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 2020 (174), 67-83. <https://doi.org/10.1002/cad.20374>
- Meeussen, L., & Van Laar, C. (2018). Feeling pressure to be a perfect mother relates to parental burnout and career ambitions. *Frontiers in Psychology*, 9, 2113. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02113>
- Mikolajczak, M., & Roskam, I. (2018). A theoretical and clinical framework for parental burnout: The balance between risks and resources (BR²). *Frontiers in Psychology*, 9, 886. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00886>
- Mikolajczak, M., Brianda, M. E., Avalosse, H., & Roskam, I. (2018). Consequences of parental burnout: Its specific effect on child neglect and violence. *Child abuse & neglect*, 80, 134-145. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2018.03.025>
- Mikolajczak, M., Gross, J. J., & Roskam, I. (2019). Parental burnout: What is it, and why does it matter? *Clinical Psychological Science*, 7 (6), 1319-1329. <https://doi.org/10.1177/2167702619858430>
- Mikolajczak, M., Gross, J. J., Stinglhamber, F., Lindahl Norberg, A., & Roskam, I. (2020). Is parental burnout distinct from job burnout and depressive symptoms? *Clinical Psychological Science*, 8 (4), 673-689. <https://doi.org/10.1177/2167702620917447>
- Ockey, G. J., & Choi, I. (2015). Structural equation modeling reporting practices for language assessment. *Language Assessment Quarterly*, 12 (3), 305-319. <https://doi.org/10.1080/15434303.2015.1050101>
- Pagorek-Eshel, S., & Dekel, R. (2015). Parental self-efficacy and paternal involvement in the context of political violence. *Clinical Social Work Journal*, 43, 388-397. <https://doi.org/10.1007/s10615-015-0516-7>
- Roskam, I., Aguiar, J., Akgun, E., Arian, G., Artavia, M., Avalosse, H., Aunola, K., Bader, M., Bahati, C., & Barham, E. J. (2021). Parental burnout around the globe: A 42-country study. *Affective science*, 2 (1), 58-79. <https://doi.org/10.1007/s42761-020-00028-4>
- Roskam, I., Brianda, M. E., & Mikolajczak, M. (2018). A Step Forward in the Conceptualization and Measurement of Parental Burnout: The Parental Burnout Assessment (PBA). *Frontiers in psychology*, 9, 758. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00758>
- Sabzi, N., Khosravi, Z., & Kalantar-Hormozi, B. (2023). Parental burnout and depression among Iranian mothers: The mediating role of Maladaptive Coping modes. *Brain and Behavior*, 13 (4), e2900. <https://doi.org/10.1002/brb3.2900>
- Sæther, K. M., Berg, R. C., Fagerlund, B. H., Glavin, K., & Jøranson, N. (2023). First-time parents' experiences related to parental self-efficacy: A scoping review. *Research in Nursing & Health*, 46 (1), 101-112. <https://doi.org/10.1002/nur.22285>
- Sanders, M. R., & Woolley, M. L. (2005). The relationship between maternal self-efficacy and parenting practices: Implications for parent training. *Child: care, health and development*, 31 (1), 65-73. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2214.2005.00487.x>
- Seetharaman, M., Benjamin, A., McGrath, J. M., & Vance, A. J. (2022). Parenting self-efficacy instruments for parents of infants and toddlers: A review. *International Journal of Nursing Studies Advances*, 4, 100082. <https://doi.org/10.1016/j.ijnsa.2022.100082>
- Sherafati Z, Mehryar A H, Khayyer M, Javidi H. (2020). Investigating the Relationship between Students' Personality Traits in Single-Child, Two-Child and Multiple-Child Families with Parent-Child Relationship. *IIEPJ*. 2 (1), 24-32. <http://dx.doi.org/10.29252/ieepj.2.1.24>

- Skjerdingsstad, N., Johnson, M. S., Johnson, S. U., Hoffart, A., & Ebrahimi, O. V. (2022). Parental burnout during the COVID-19 pandemic. *Family Process*, 61 (4), 1715-1729. <https://doi.org/10.1111/famp.12740>
- Swit, C. S., & Breen, R. (2023). Parenting During a Pandemic: Predictors of Parental Burnout. *Journal of Family Issues*, 44 (7), 1817-1837. <https://doi.org/10.1177/0192513x211064858>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). Using multivariate statistics (4th ed.). Allyn and Bacon
- Vizoso Gómez, C. M. (2024). Maltrato infantil y burnout parental. Revisión sistemática. *Pedagogia Social Revista Interuniversitaria*, (44), 177-188. https://doi.org/10.7179/PSRI_2024.44.10
- Wang, W., Liu, X., Wang, S., Li, Y., & Li, Y. (2023). Personality traits and parental burnout among fathers: A moderated mediation model. *Journal of Child and Family Studies*, 32 (6), 1655-1665. <https://doi.org/10.1007/s10826-022-02507-7>
- Yuan, Y., Wang, W., Song, T., & Li, Y. (2022). The mechanisms of parental burnout affecting adolescents' problem behavior. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19 (22), 15139. <https://doi.org/10.3390/ijerph192215139>
- Zhang, H., Li, S., Wang, R., & Hu, Q. (2023). Parental burnout and adolescents' academic burnout: Roles of parental harsh discipline, psychological distress, and gender. *Frontiers in Psychology*, 14, 1122986. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1122986>
- Zhuo, R., Shi, X., & Wu, Y. (2022). Association between parent-child relationship and second-time mother's prenatal depressive symptoms: The mediation role of parenting burnout. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20 (1), 491. <https://doi.org/10.3390/ijerph20010491>
- Zou, R., Hong, X., Wei, G., Xu, X., & Yuan, J. (2022). Differential effects of optimism and pessimism on adolescents' subjective well-being: mediating roles of reappraisal and acceptance. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19 (12), 7067. <https://doi.org/10.3390/ijerph19127067>

رابطه بین سبک‌های دلبستگی، ذهنی‌سازی و تنظیم هیجان با ترومای ناشی از تغییر سازمانی Investigating the Relationship between Attachment Styles, Mentalization and Emotion Regulation with Organizational Trauma of Change

Hajar Barati- Ahmadabadi, PhD[✉]

هاجر براتی احمدآبادی^۱

Abstract

It is difficult to manage change in the organization. It seems that managers experience fundamental changes in the organization similar to a traumatic event that can lead to change trauma. Therefore, it is important to investigate the factors related to organizational trauma caused by change. This research was conducted to investigate the relationship between attachment styles, mentalization, and emotion regulation with organizational trauma of change in managers. The research method is descriptive-correlational of path analysis type. The research sample consisted of 248 middle managers and high-level supervisors in a household appliance manufacturing company in Isfahan in the summer and fall of 1402, who were selected using the available sampling method and the Cochran formula. They responded to the research tools including attachment styles questionnaire, reflective function questionnaire, cognitive emotion regulation questionnaire and trauma questionnaire. Data were analyzed with correlation coefficient in SPSS software version 24 and path analysis in Amos software. The results showed that the relationship between secure and avoidant attachment, dimensions of mentalization of certainty and uncertainty, and adaptive and maladaptive strategies of cognitive emotion regulation with organizational trauma of change is significant; however, the relationship between ambivalent attachment and organizational trauma of change is not significant. Also, the path analysis model has good fit. In general, organizations and agents of organizational change can focus on managers' attachment style, mentalization, and cognitive emotion regulation strategies to reduce organizational trauma caused by change. **Keywords:** attachment styles, mentalization, emotion regulation, organizational trauma of change

چکیده

مدیریت تغییر در سازمان دشوار است. به نظر می‌رسد که مدیران، تغییرات اساسی در سازمان را مشابه یک رویداد آسیب‌زا تجربه می‌کنند که می‌تواند منجر به ترومای ناشی از تغییر گردد. به همین جهت بررسی عوامل مرتبط با ترومای ناشی از تغییر سازمانی حائز اهمیت است. این پژوهش با هدف تعیین رابطه بین سبک‌های دلبستگی، ذهنی‌سازی و تنظیم هیجان با ترومای ناشی از تغییر سازمانی در مدیران انجام شد. روش پژوهش توصیفی-همبستگی از نوع تحلیل مسیر بود. نمونه پژوهش شامل ۲۴۸ نفر از مدیران میانی و سرپرستان رده بالا در یک شرکت تولید لوازم خانگی در اصفهان در تابستان و پاییز سال ۱۴۰۲ بود که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس و با استفاده از فرمول کوکران انتخاب شدند و به پرسشنامه‌های سبک‌های دلبستگی، عملکرد بازتابی، تنظیم شناختی هیجان و تروما پاسخ دادند. داده‌ها با ضریب همبستگی در نرم‌افزار spss نسخه ۲۴ و تحلیل مسیر در نرم‌افزار Amos تحلیل شدند. نتایج نشان داد که رابطه بین دلبستگی ایمن و اجتنابی، ابعاد ذهنی‌سازی اطمینان و نبود اطمینان و راهبردهای سازگارانه و ناسازگارانه تنظیم شناختی هیجان با ترومای ناشی از تغییر سازمانی معنادار بود؛ اما رابطه دلبستگی دوسوگرا با ترومای ناشی از تغییر معنادار نبوده است. همچنین الگوی تحلیل مسیر برازش مطلوب دارد. به‌طور کلی سازمان‌ها و عواملان تغییر سازمانی می‌توانند جهت کاهش ترومای ناشی از تغییر سازمانی بر سبک دلبستگی مدیران، ذهنی‌سازی و راهبردهای شناختی تنظیم هیجان آنها تمرکز کنند. **واژه‌های کلیدی:** سبک‌های دلبستگی، ذهنی‌سازی، تنظیم هیجان، ترومای ناشی از تغییر سازمانی

● مقدمه

امروزه، تغییرات ناپیوسته در حال رواج است (اوریتو و همکاران، ۲۰۲۴). اما تغییر برای مدیران کار دشواری است و بسیاری از آنها، تغییر را با استرس، نگرانی، اضطراب و غم و اندوه تجربه می‌کنند (خاو و همکاران، ۲۰۲۳). احساساتی که همانند عواطف تجربه شده در زمان ترومای بلایای طبیعی مانند زلزله است. در ظاهر هیچ شباهتی بین این دو وجود ندارد. آسیب دیدن خانه، از بین رفتن دارایی و آسیب دیدن اعضای خانواده در زلزله با سازمان‌دهی مجدد واحد کاری، برون‌سپاری مسئولیت‌ها و حذف چندین لایه از مدیران همتای خود در پدیده تغییر شباهتی ندارند اما تحقیقات نشان داده که مدیران از نظر افکار، احساسات و رفتارها هر دو پدیده را یکسان تجربه می‌کنند (استوارت، ۱۹۹۶). درواقع گاهی تغییر منجر به تجربه تروما در مدیران سازمان می‌شود (میدلتون و همکاران، ۲۰۱۵). این تروما که ترومای ناشی از تغییر سازمانی نامیده می‌شود؛ البته در همه مدیران اتفاق نمی‌افتد. با این حال تجربه آن به‌ویژه در هنگام تغییرات اساسی احتمال وقوع بیشتری دارد جایی که این تغییرات منجر به تغییر جدی در وظایف، فعالیت‌ها، موقعیت مدیر در سازمان و یا حتی کاهش مزایا و ابهام در چشم‌انداز شغلی می‌گردد و مدیران ممکن است در اثر تغییرات عمده در سازمان به‌شدت متضرر شوند (استوارت، ۱۹۹۶).

تروما یک وضعیت اضطرابی روانی و واکنشی به رویدادهایی است که به‌طور شدید و از نزدیک تجربه شده است. حوادث آسیب‌زا، نبود اطمینان را به همراه دارد که احساس تسلط معقول فرد را مختل می‌کند، و فرد را از درک اینکه چه کسی هست و چه اتفاقی برایش می‌افتد ناتوان می‌سازد. تروما باورهای فرد را در مورد امنیت شخصی و آسیب‌ناپذیری و این موضوع از بین می‌برد که دنیا مکانی عادلانه، معنادار و منظم است (الیس، ۲۰۱۹). ترومای ناشی از تغییر، واقعیت تجربه بسیاری از مدیران از تغییر سازمانی را نشان می‌دهد و توضیحی منسجم از برخی از پیامدهای بسیاری از تلاش‌های تغییر سازمانی مانند روحیه پایین، استرس و اضطراب، احترام کم، بی‌اعتنایی و بی‌اعتمادی، ازدست دادن کنترل و نبود اطمینان، ناامنی، خشم، غم و اندوه، وفاداری از بین رفته، فقدان تعهد، ترس، احتیاط بیش‌از حد و ریسک‌پذیری کم را ارائه می‌کند که در نتیجه اعمال برنامه‌های تغییر سازمانی به‌ویژه تغییرات اساسی تجربه می‌گردد (استوارت، ۱۹۹۶).

تحقیقات روانشناسی بالینی نشان داده است که در تجربه تروما به‌طور کلی تفاوت‌های فردی وجود دارد (کوندینو و همکاران، ۲۰۲۲). یکی از متغیرهایی که احتمال دارد ترومای ناشی از تغییر سازمانی را تحت تأثیر قرار دهد، تنظیم هیجان (emotion regulation) است. تنظیم هیجان یک مفهوم روانشناسی است که به توانایی فرد برای مدیریت هیجان‌های خود اشاره دارد (حسنی و همکاران، ۱۴۰۲) و مهارتی مقابله‌ای ضروری برای عملکرد بهینه است که ممکن است به‌دنبال تروما مختل شود (منزو-ریواس و همکاران، ۲۰۲۱). افرادی که دچار تروما می‌شوند در تنظیم هیجان دچار اشکال شده و بدتنظیمی هیجان را تجربه می‌کنند که می‌تواند به افزایش شدت علائم تروما منجر شود (اسکوگلیو و همکاران، ۲۰۱۸).

به‌نظر می‌رسد که افراد در مواجهه با رویدادهای استرس‌زا و بحران‌ها، از راهبردهای تنظیم هیجان متفاوتی برای اصلاح یا تعدیل تجربه هیجانی خود استفاده می‌کنند (ترینداد و همکاران، ۲۰۱۸) که رایج‌ترین آنها تنظیم هیجان با استفاده از راهبردهای شناختی است (گراس، ۲۰۱۵). در همین راستا گارنفسکی و کرایچ (۲۰۰۷)، ۹ راهبرد متفاوت تنظیم شناختی هیجان را شناسایی کرده‌اند. ۴ مورد از این راهبردها شامل سرزنش خود (self-blame)، سرزنش دیگری (other-blame)، نشخوار فکری (rumination) و فاجعه‌سازی (catastrophizing) ناسازگارانه توصیف شده‌اند زیرا استفاده بیش‌ازحد از آنها در درازمدت می‌تواند منجر به ظهور اختلال‌های روان‌پزشکی شود. درمقابل، ۵ راهبرد دیگر یعنی پذیرش (acceptance)، تمرکز مجدد مثبت (positive refocusing)، برنامه‌ریزی (planning)، ارزیابی مجدد مثبت (positive reappraisal) و اتخاذ دیدگاه (putting into perspective) سازگارانه در نظر گرفته می‌شوند (بوکهاوت و همکاران، ۲۰۱۸).

کارکنانی که توانایی تنظیم شناختی هیجان بالایی دارند، ممکن است رویدادهای ناگوار را بهتر مدیریت کنند. آنها ممکن است بهتر با استرس کاری مقابله کنند، راه‌حل‌های خلاقانه برای مسائل ارائه دهند و مقاومت سازمان در برابر تروما را افزایش دهند. ایوبی و امیری (۱۳۹۸)، در پژوهش خود نشان دادند استفاده از راهبردهای سازگار باعث کاهش افسردگی و افزایش سلامت روانی در کارکنان می‌شود.

پژوهش پوچلانگ و همکاران (۲۰۲۰) نشان داد که هرچه افراد بیشتر از راهبردهای فاجعه‌سازی و نشخوار فکری استفاده کنند و کمتر از اتخاذ دیدگاه و راهبردهای ارزیابی مجدد مثبت استفاده کنند، نمرات علائم ترومای آنها بالاتر است و سطوح بالای فاجعه‌سازی عامل خطر اصلی برای تروما است. به نظر می‌رسد مدیرانی که از راهبردهای سازگاران تنظیم هیجان استفاده می‌کنند؛ کمتر دچار ترومای ناشی از تغییر سازمانی می‌شوند (ویسکو و همکاران، ۲۰۱۴) و کسانی که راهبردهای ناسازگاران همچون فاجعه‌سازی، نشخوار فکری و سرزنش دیگران را بیشتر به کار می‌گیرند؛ مستعد تجربه ترومای سازمانی بالاتری در زمان تغییرات اساسی هستند (کارتی و همکاران، ۲۰۱۱). بنابراین می‌توان اینطور فرض کرد که ترومای ناشی از تغییر سازمانی در مدیران با راهبردهای سازگاران تنظیم هیجان رابطه منفی و با راهبردهای ناسازگاران تنظیم هیجان رابطه مثبت معنادار دارد.

درواقع، تنظیم شناختی هیجان به فرایندهای ذهنی ارتباط دارد که فرد در آنها بازتابی متفکرانه و آگاهانه از هیجان‌های خود انجام می‌دهد (سهیب و همکاران، ۲۰۲۳؛ پیترز، ۲۰۲۱). به عبارت دیگر نوعی ذهنی‌سازی (mentalization) وجود دارد. ذهنی‌سازی ظرفیت روانی برای تعبیر و تفسیر حالات ذهنی خود و دیگران است که بر هیجان، دلایل، رفتار، اهداف و آنچه شخص انجام می‌دهد، تأثیرگذار است (بتمن و فوناگی، ۲۰۱۶). این باورها و ارزش‌ها می‌تواند توسط سازمان ترویج شده و به عنوان سازوکاری برای مدیریت تروما و ایجاد محیطی سالم و مثبت استفاده شوند (لیند و همکاران، ۲۰۲۲). هنگامی که افراد از ذهنی‌سازی استفاده می‌کنند، درگیر یک فرآیند تفسیری می‌شوند که در آن علل و نیت رفتارها، افکار و احساسات خود و دیگران را در نظر می‌گیرند (لویتن و همکاران، ۲۰۱۹؛ ۲۰۲۰). بدون ذهنی‌سازی هیچ احساس قوی از خود، تعامل اجتماعی سازنده، روابط متقابل و احساس امنیت شخصی وجود نخواهد داشت (احمدی و همکاران، ۱۳۹۹). به همین دلیل ذهنی‌سازی می‌تواند در تجربه تروما نقش داشته باشد.

دی‌استفانو و همکاران (۲۰۱۷) معتقدند که ذهنی‌سازی باید برای توضیح فرآیندهای مرتبط با کار گسترش یابد. آنها یک چارچوب نظری به عنوان «ذهنی‌سازی در سازمان» معرفی کردند که شامل فرایندهای دخیل در سازوکارهایی است که امکان ساخت معنا را از طریق خودآگاهی و آگاهی دیگران در محیط‌های سازمانی امکان‌پذیر می‌سازد. برخی از سازمان‌ها به یک فضای ذهنی شکوفا کمک می‌کنند، درحالی که برخی دیگر مانع از توانایی ذهنی‌سازی برای رشد می‌شوند. سازمان‌هایی که با ذهنی‌سازی بالا مشخص می‌شوند؛ خودآگاهی و مالکیت باورهای خود را تشویق، خودسؤال‌جویی را ترویج و به پیوند روان‌شناختی بالاتر بین کارکنان و سازمان کمک می‌کنند (لیند و همکاران، ۲۰۲۲). اصول مبتنی بر ذهنی‌سازی با معضلات و چالش‌های مبتنی بر کار مانند ارتباط نادرست، مدیریت تعارض، توانمندسازی، مرتبط بودن الگوهای دلبستگی حرفه‌ای رهبر در سازمان و ایجاد امنیت مرتبط است (راسموسن و هاگلکوئیست، ۲۰۱۶، ۲۰۱۹). در مقابل، سازمان‌هایی که با ذهنی‌سازی پایین مشخص می‌شوند، ارتباط همدلانه و روابط بین فردی را مختل می‌کنند که به پریشانی و بی‌ثباتی در سازمان منجر می‌شود (دی‌استفانو و همکاران، ۲۰۱۷)؛ بنابراین، این گونه برداشت می‌شود که ذهنی‌سازی سازمانی با تأکید بر ارزش‌ها، باورها و نگرش‌های مشترک در سازمان می‌تواند به عنوان یک ابزار مؤثر در مدیریت ترومای سازمانی عمل کند.

فوناگی و همکارانش (۲۰۱۸)، دو مؤلفه اطمینان (certainty) و نبود اطمینان (uncertainty) در مورد حالت ذهنی خود و دیگران را از هم متمایز می‌سازند. مؤلفه اطمینان نشان‌دهنده این است که فرد از حالت‌های ذهنی خود و دیگری اطمینان دارد و مؤلفه نبود اطمینان برعکس است (دروگر و همکاران، ۱۳۹۹). در تروما، فرد یک خود بیگانه یا کاذب شکل می‌دهد و با فرافکنی‌هایی که دارد، سعی می‌کند از تجربه هیجانی دوری کرده و رفتاری براساس فرضیه‌های ذهنی خود با جهان پایه‌گذاری کند. ذهنی‌سازی کمک می‌کند تعادلی بین فهم جهان خود و دیگری، هیجان‌ها و شناخت و نشانه‌های بیرونی و درونی برقرار شود (هوآنگ و همکاران، ۲۰۲۰). بر این اساس می‌توان گفت که ترومای ناشی از تغییر سازمانی در مدیران با ذهنی‌سازی نبود اطمینان رابطه مثبت و با ذهنی‌سازی اطمینان رابطه منفی معنادار دارد.

ساختار ذهنی‌سازی در نظریه دلبستگی پایه‌گذاری و به عنوان عملکرد بازتابی (reflective functioning) عملیاتی شد (فوناگی و لویتن، ۲۰۰۹). دلبستگی ناایمن (insecure attachment) با نقص‌هایی در عملکرد بازتابی مرتبط است (نازارو و همکاران، ۲۰۱۷) که هردو، خطر ابتلا به آسیب‌پذیری روانی (مانند تجربه ضربه روحی شدید از تروما) را افزایش می‌دهند. در تحقیقات روان‌شناسی مشخص شده است که سبک‌های دلبستگی با تجربه تروما ارتباط دارد (کوندینو و همکاران، ۲۰۲۲). بر این اساس احتمال دارد سبک‌های دلبستگی و ترومای ناشی از تغییر سازمانی نیز، به یکدیگر مرتبط باشند. بالبی (۱۹۷۳)، استدلال کرد که سبک‌های دلبستگی به‌طورمستقیم از

مدل‌های ذهنی (مثلاً انتظارات، باورها، قوانین یا دستورالعمل‌های رفتار و تفکر) افراد نسبت به خود و همچنین دیدگاه‌شان نسبت به خود در رابطه با دیگران نشأت می‌گیرد. در این راستا هادسون (۲۰۱۰) در مطالعه خود پیشنهاد کرد که سبک دلبستگی فرد بر میزان تلاش، انرژی و اکتشافی که فرد قادر به استفاده از آن برای حمایت از سازمان است، تأثیر می‌گذارد. مشخص شده که سبک‌های دلبستگی در تمایل افراد به رفتارهای شهروندی سازمانی (نادی و گل شیرازی، ۱۳۹۱) و اعتماد به رهبری و تعهد سازمانی (طهرانی و همکاران، ۱۳۹۹)، تأثیر مستقیم دارد. رابطه بین رضایت شغلی و تعهد سازمانی با سبک دلبستگی ایمن (secure attachment) مثبت و با سبک دلبستگی اجتنابی منفی و معنادار است (فهیم‌راد و همکاران، ۱۳۹۸).

بنابراین به نظر می‌رسد سبک‌های دلبستگی مدیران به سازمان ازجمله عوامل مهمی هستند که در ترومای ناشی از تغییر سازمانی تأثیرگذارند. مدیرانی که دلبستگی بالایی به سازمان دارند، عموماً مایل هستند در مواجهه با تغییرات و نوسانات سازمان، تلاش کنند تا به‌خوبی با آنها سازگاری پیدا کنند و نیازهای سازمان را به‌خوبی برآورده کنند. آنها ممکن است برای ایجاد تغییرات در سازمان تلاش کنند و در مواقع سختی به سازمان وفادار بمانند (ویرگا و همکاران، ۲۰۱۹). بر این اساس می‌توان فرض کرد ترومای ناشی از تغییر سازمانی در مدیران با دلبستگی ناایمن رابطه مثبت و با دلبستگی ایمن رابطه منفی معنادار دارد.

براساس نظریه فوناگی و همکاران (۲۰۱۸)، هدف اصلی دلبستگی این است که ازطریق توانایی ذهنی‌سازی، یک سیستم بازنمایی برای حالت‌های خود در فرد ایجاد کند. آنها معتقدند که توانایی ذهنی‌سازی یک تعیین‌کننده کلیدی در رشد خود و بهبود توانایی تنظیم هیجان است. دلبستگی ایمن منجر به تقویت ذهنی‌سازی می‌گردد که نقش پررنگی در استفاده از راهبردهای سازگارانه تنظیم هیجان دارد که می‌تواند تجربه تروما را پیشگیری کند (فوناگی و لویتن، ۲۰۰۹). بنابراین می‌توان الگوی مسیر متغیرهای پژوهش را به شکل ۱ ترسیم کرد.



شکل ۱. الگوی مفروض متغیرهای پژوهش

• روش

پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی-همبستگی از نوع تحلیل مسیر بود. جامعه آماری پژوهش متشکل از کلیه مدیران میانی و سرپرستان رده بالا در یک شرکت تولید لوازم خانگی در اصفهان در تابستان و پاییز سال ۱۴۰۳ به تعداد ۷۰۰ نفر، بوده است. با استفاده از فرمول کوکران تعداد ۲۴۸ مدیر و سرپرست به روش نمونه‌گیری دردسترس انتخاب شدند. این مدیران اخیراً تغییرات اساسی را در واحدهای کاری خود تجربه کرده بودند به‌طوری‌که این تغییرات وضعیت کاری، مزایا و آینده شغلی‌شان را به‌شدت دچار تغییرات منفی و تزلزل اساسی کرده بود.

• ابزارها

الف) مقیاس دلبستگی بزرگسال (adult attachment scale - AAS): در این پژوهش سبک دلبستگی براساس مقیاس هازن و شیور (۱۹۸۷)، سنجش شد. شرکت‌کنندگان با توجه به طیف لیکرت پنج درجه‌ای از (۱ خیلی کم) تا (۵ خیلی زیاد) به ماده‌ها پاسخ دادند. این مقیاس دارای ۱۵ ماده است که ۵ ماده (۱ تا ۵) مربوط به سبک دلبستگی ایمن، ۵ ماده (۶ تا ۱۰) مربوط به سبک دلبستگی ناایمن/اجتنابی و ۵ ماده (۱۱ تا ۱۵) مربوط به سبک دلبستگی ناایمن/دوسوگرا می‌شود. از آزمودنی خواسته شد که گزینه‌هایی را انتخاب کند که سبک مشخص وی را در روابط نزدیک بهتر توصیف می‌کند و خرده‌مقیاسی که آزمودنی نمره بالاتری در آن کسب نماید به‌عنوان سبک دلبستگی فرد لحاظ می‌شود. هازن و شیور (۱۹۸۷) اعتبار بازآزمایی کل این مقیاس را ۰/۸۱ و اعتبار آلفای کرونباخ را

۰/۸۷ به‌دست آوردند. در پژوهش عرب علی‌دوستی و همکاران (۱۴۰۳)، ضریب آلفای کرونباخ به‌ترتیب ۰/۷۴ برای سبک ایمن، ۰/۷۹ برای سبک اجتنابی و ۰/۷۵ برای سبک اضطرابی-دوسوگرا گزارش شده است. در پژوهش مذکور برای بررسی روایی سازه، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. در این پژوهش اعتبار آلفای کرونباخ برای دلبستگی ایمن، دلبستگی اجتنابی و دلبستگی دوسوگرا به‌ترتیب برابر ۰/۷۲، ۰/۷۱ و ۰/۷۰ و در حد مطلوبی بود.

ب) پرسشنامه عملکرد بازتابی (reflective function questionnaire- RFQ): در این پژوهش جهت سنجش ذهنی‌سازی از پرسشنامه عملکرد بازتابی استفاده شد. این پرسشنامه توسط فوناگی و همکاران (۲۰۱۸) طراحی شده که در نسخه اصلی دارای ۲۶ ماده و ۲ خرده‌مقیاس بود. اما در ایران توسط دروگر و همکاران (۱۳۹۹)، روی دانشجویان اعتباریابی و نسخه فارسی آن با ۱۴ ماده و ۲ خرده‌مقیاس اطمینان و نبود اطمینان تهیه شد. نمره‌گذاری این پرسشنامه با استفاده از طیف لیکرت ۷ درجه‌ای (کاملاً موافقم = ۷ تا ناموافقم = ۱) است و ماده‌های مربوط به خرده‌مقیاس نبود اطمینان به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. کمترین نمره ۱۴ و بیشترین نمره ۹۸ است. در این پرسشنامه نمره بالاتر نشان‌دهنده ذهنی‌سازی بالاتر است. در پژوهش دروگر و همکاران (۱۳۹۹) آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس اطمینان ۰/۸۸ و برای خرده‌مقیاس نبود اطمینان ۰/۶۶ گزارش شد. در پژوهش حاضر نیز اعتبار این پرسشنامه با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس اطمینان ۰/۸۸ و برای خرده‌مقیاس نبود اطمینان ۰/۷۱ حاصل شد.

ج) پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان (cognitive emotion regulation questionnaire- CERQ): در این پژوهش جهت سنجش تنظیم شناختی هیجان، از پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان گارنفسکی و کرایچ (۲۰۰۷)، استفاده شد. این پرسشنامه یک ابزار ۱۸ ماده‌ای است و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان‌ها را در اندازه‌های ۵ درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۵ (همیشه) برحسب ۹ زیرمقیاس می‌سنجد. حداقل و حداکثر نمره در هر زیرمقیاس به‌ترتیب ۲ و ۱۰ است و نمره بالاتر نشان‌دهنده استفاده بیشتر فرد از آن راهبرد شناختی محسوب می‌شود. راهبردهای شناختی تنظیم هیجان در پرسشنامه به دو دسته کلی راهبردهای سازگارانه و راهبردهای ناسازگارانه تقسیم می‌شوند. گارنفسکی و کرایچ (۲۰۰۷)، آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌های تنظیم شناختی هیجان را بالای ۰/۷۰ گزارش کردند. در پژوهش کرمانی و همکاران (۱۴۰۰) اعتبار به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۰ برآورد گردید. در این پژوهش اعتبار آلفای کرونباخ برای راهبردهای سازگارانه و ناسازگار به‌ترتیب برابر ۰/۸۷ و ۰/۹۰ و در حد مطلوبی بود.

د) پرسشنامه ترومای سازمانی (organizational trauma questionnaire- OTQ): در این پژوهش جهت سنجش این متغیر از پرسشنامه ترومای سازمانی استاینکمپ و دی وریس (۲۰۱۴) استفاده شده است. این پرسشنامه دارای ۵ ماده است و براساس طیف لیکرت پنج درجه‌ای از ۱=بسیار موافقم تا ۵=بسیار مخالفم با ماده‌هایی مانند «رویدادهای تهدیدکننده‌ای (در اینجا تغییرات اساسی) که در سازمان رخ می‌دهند، کارکنان و مدیران را به یک اندازه درگیر می‌کنند» به سنجش ترومای سازمانی می‌پردازد. هرچه نمره به‌دست‌آمده بیشتر باشد، نشان‌دهنده ترومای کمتر و هرچه نمره به‌دست‌آمده کمتر باشد، نشان‌دهنده ترومای بیشتر است. مطالعه اصلی نشان داد که ضریب آلفای کرونباخ کل ۰/۹۰ است. تحلیل عاملی تأییدی ساختار تک‌عاملی پرسشنامه را مورد حمایت قرار داد. در پژوهش حیدری (۱۳۹۸)، روایی محتوایی و صوری و ملاکی این پرسشنامه مناسب ارزیابی شده است. ضریب آلفای کرونباخ محاسبه‌شده در پژوهش حیدری (۱۳۹۸) برای این پرسشنامه بالای ۰/۷ برآورد شد. در این پژوهش اعتبار آلفای کرونباخ برای این پرسشنامه برابر ۰/۸۰ بود. برای تجزیه و تحلیل داده‌های این پژوهش از شاخص‌های آمار توصیفی شامل میانگین و انحراف معیار و همچنین ضریب همبستگی در نرم‌افزار spss نسخه ۲۴ و تحلیل مسیر در نرم‌افزار Amos نسخه ۲۱ استفاده شد.

• یافته‌ها

میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۴۲ سال با انحراف معیار ۶/۸ سال بود. از نظر جنسیت، ۷۸ درصد مرد و ۲۲ درصد زن بودند. از لحاظ سطح تحصیلات، ۶۵ درصد دارای مدرک کارشناسی، ۲۸ درصد کارشناسی ارشد و ۷ درصد دکتری بودند. میانگین سابقه خدمت مدیران ۱۵ سال با انحراف معیار ۳/۷ سال گزارش شد. در جدول ۱ میانگین، انحراف معیار و مقدار چولگی و کشیدگی متغیرهای تحقیق مشخص شده است. براساس نتایج آزمون‌های

نرمال بودن، میزان کجی و کشیدگی در همه متغیرهای پژوهش $\pm 1/98$ است که نشان‌دهنده نرمال بودن داده‌ها در این متغیرها است (جورج و مالری، ۲۰۱۹).

جدول ۱. یافته‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	ابعاد	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
	ایمن	۱۹/۰۷	۳/۴۳	۰/۴۵	-۰/۸۹
سبک دلبستگی	ناایمن-اجتنابی	۱۸/۸۹	۳/۴۸	-۰/۱۲	۱/۲۳
	ناایمن-دوسوگرا	۱۸/۲۶	۵/۱۴	۱/۵۶	۰/۷۸
ذهنی‌سازی	اطمینان	۳۷/۹	۱۱/۴۱	۰/۹۲	۰/۳۴
	نبود اطمینان	۱۷/۰۲	۵/۹۸	۰/۶۷	۱/۱۲
راهبردهای تنظیم	سازگاران	۳۳/۶۴	۷/۳۷	-۰/۲۳	-۱/۰۵
شناختی هیجان	ناسازگاران	۲۲/۹۳	۸/۵۵	۱/۳۴	۰/۴۱
ترومای ناشی از تغییر سازمانی	-	۱۵/۳۷	۲/۹۵	۱/۱۵	۰/۶۷

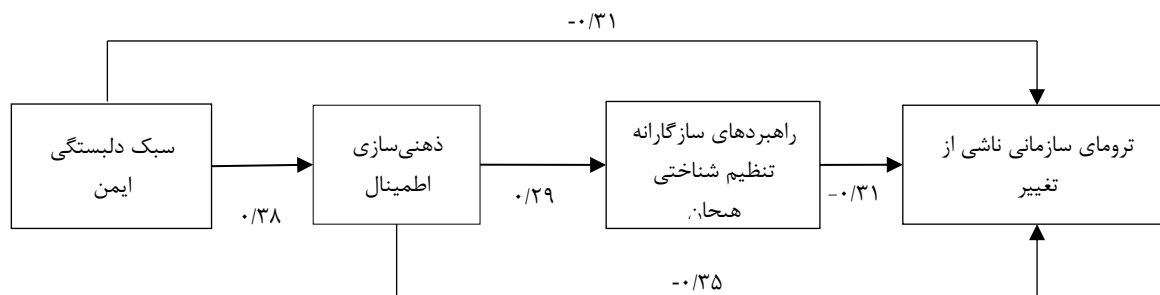
جدول ۲. ماتریس همبستگی پیرسون بین متغیرهای پژوهش و خرده‌مقیاس‌ها (n=۲۴۹)

متغیرها	ابعاد	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
	۱.ایمن							
سبک دلبستگی	۲.ناایمن-اجتنابی	**۰/۴۱						
	۳.ناایمن-دوسوگرا	**۰/۳۸	**۰/۲۲					
ذهنی‌سازی	۴.اطمینان	**۰/۴۹	**۰/۳۵	**۰/۲۹				
	۵.نبود اطمینان	**۰/۳۳	**۰/۴۰	**۰/۳۷	**۰/۵۲			
راهبردهای تنظیم	۶.سازگاران	**۰/۵۵	**۰/۴۲	**۰/۳۶	**۰/۶۰	**۰/۴۵		
شناختی هیجان	۷.ناسازگاران	**۰/۳۷	**۰/۴۸	**۰/۵۲	**۰/۴۱	**۰/۵۷	**۰/۵۰	
۸. ترومای ناشی از تغییر سازمانی		**۰/۳۵	**۰/۲۶	۰/۰۸	**۰/۳۸	**۰/۲۱	**۰/۳۵	**۰/۲۳

** p<0.01

همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، رابطه بین دلبستگی ایمن و ناایمن-اجتنابی با ترومای سازمانی معنادار است؛ اما رابطه دلبستگی ناایمن-دوسوگرا با ترومای سازمانی معنادار نیست. ضریب همبستگی بین دلبستگی ایمن با ترومای سازمانی برابر با $0/343$ و معنادار است ($p<0/01$)؛ لذا با افزایش دلبستگی ایمن کارکنان، ترومای سازمانی کاهش می‌یابد. ضریب همبستگی بین دلبستگی ناایمن-اجتنابی با ترومای سازمانی برابر با $0/26$ و معنادار است ($p<0/01$)؛ لذا با افزایش دلبستگی ناایمن-اجتنابی مدیران، ترومای سازمانی افزایش می‌یابد. نتایج اما نشان داده است که رابطه بین دلبستگی دوسوگرا با ترومای سازمانی معنادار به‌دست نیامده است ($p>0/05$). رابطه بین ابعاد ذهنی‌سازی اطمینان و نبود اطمینان با ترومای سازمانی معنادار است. ضریب همبستگی بین بعد ذهنی‌سازی اطمینان با ترومای سازمانی برابر با $-0/38$ و معنادار است ($p<0/01$)؛ لذا با افزایش بعد اطمینان ذهنی‌سازی در کارکنان، ترومای سازمانی کاهش می‌یابد. ضریب همبستگی بین بعد نبود اطمینان با ترومای سازمانی برابر با $0/21$ و معنادار است ($p<0/01$)؛ لذا با افزایش بعد نبود اطمینان کارکنان، ترومای سازمانی نیز افزایش می‌یابد. همچنین ضریب همبستگی بین راهبردهای سازگار و ترومای سازمانی برابر با $-0/35$ و معنادار است ($p<0/01$)؛ لذا با افزایش راهبردهای سازگار در کارکنان، ترومای سازمانی کاهش می‌یابد. درنهایت رابطه بین راهبردهای ناسازگار با ترومای سازمانی در کارکنان معنادار و مثبت و برابر $0/23$ است ($p<0/01$).

در شکل ۲ الگوی تحلیل مسیر حاصل از متغیرهای پژوهش آورده شده است. ضرایب استاندارد روی شکل آمده است. پیش‌از اجرای تحلیل مسیر، مفروضه‌های این روش بررسی و احراز شدند. علاوه‌بر نرمال بودن، بررسی شاخص‌های عامل تورم واریانس (VIF) و تحمل (tolerance) نشان داد که بین متغیرهای مستقل هم‌خطی شدید وجود ندارد. فرض خطی بودن روابط از طریق ماتریس همبستگی و نمودارهای پراکندگی تأیید گردید. همچنین، با استفاده از آزمون دوربین-واتسون (مقدار $1/89$) استقلال خطاها و با بررسی نمودار پراکندگی باقی‌مانده‌ها، همسانی واریانس آنها مورد تأیید قرار گرفت. درنهایت، حجم نمونه پژوهش با توجه به تعداد پارامترهای مدل، کافی تشخیص داده شد.



شکل ۲. الگوی تحلیل مسیر حاصل از متغیرهای پژوهش

بالا بودن مقدار شاخص‌های برازش $GFI = 0.91$ و $AGFI = 0.90$ ، $NFI = 0.89$ ، $CFI = 0.96$ و $RMSEA = 0.03$ و $RMR = 0.03$ (بر آون و کودک، ۱۹۹۳) در مورد الگو و همچنین میزان سطح آماری آماره χ^2 دو تقسیم بر درجه آزادی $(\chi^2/df) = 1/41$ در همین الگو نشان می‌دهد که الگوی ارتباطی مبتنی بر تحلیل مسیر صورت گرفته از برازش کافی برخوردار است.

• بحث

نتایج نشان داد که رابطه بین سبک‌های دلبستگی با ترومای ناشی از تغییر سازمانی معنادار است. این رابطه در سبک دلبستگی ایمن منفی است بدین معنا که در یک فرد دارای سبک دلبستگی ایمن، تجربه ترومای ناشی از تغییر سازمانی احتمال پایین‌تری دارد. برعکس مدیران دارای سبک دلبستگی ناایمن ترومای ناشی از تغییر سازمانی بالاتری را تجربه می‌کنند. این یافته تا حدی هم‌راستا با یافته‌های مطالعات دیگر مانند کندینو (۲۰۲۲) است که نشان داد سبک دلبستگی ناایمن با ابتلا به تروما ارتباط دارد. سبک دلبستگی ناایمن به عنوان یک عامل آسیب‌زا برای ایجاد آسیب‌های روان‌شناختی در نظر گرفته می‌شود. افراد با دلبستگی ناایمن گرایش به تجربه عواطف منفی دارند و در هنگام تروما و روبه‌رو شدن با تجارب آسیب‌زا مقابله‌های ضعیفی از خود بروز می‌دهند. نگرانی‌های مربوط به دلبستگی باعث می‌شود، افراد دارای سبک دلبستگی ناایمن نتوانند به‌طور مؤثر با رویدادهای استرس‌زای مرتبط با تروما کنار بیایند؛ زیرا تمایل دارند این وقایع را تشدید کنند و آنها را فاجعه‌بار در نظر بگیرند (تیبی و همکاران، ۲۰۲۰). سبک ناایمن اجتنابی، در دسترس بودن عاطفی و توجه افراد را در روابط بین فردی کاهش می‌دهد که می‌تواند تجربه تروما را شدت بخشد (نوروزی و نجفی، ۱۴۰۲). طرح‌واره‌های دلبستگی منفی همراه با دلبستگی ناایمن، ممکن است پردازش اطلاعات اجتماعی مربوط به دلبستگی فرد را تحریف کند که با اختلال در ذهن‌سازی آشکار می‌شود و با افزایش خطر آسیب‌های اضافی و سازگاری ضعیف‌تر پس از رویداد آسیب‌زا (در اینجا تغییر اساسی در سازمان) همراه است. افرادی که دلبستگی ناایمن دارند؛ به دلیل تعاملات نامناسب دوران کودکی خود ممکن است اعتماد خود به اطلاعات را از دست بدهند، زیرا این‌طور تصور می‌کنند که این اطلاعات ممکن است بالقوه نادرست باشد. این فرایند حذف اطلاعات و بی‌اعتمادی به آن می‌تواند احتمال تجربه تروما را تشدید کند (هوآنگ و همکاران، ۲۰۲۰). از آنجایی که در زمان تغییر سازمانی روابط بین فردی و اطلاعات موجود می‌تواند در سازگاری با تغییر مؤثر باشد؛ با توجه به آنچه مطرح شد رابطه بین سبک دلبستگی ناایمن و ترومای ناشی از تغییر قابل درک است.

یافته‌های پژوهش همچنین نشان داد که رابطه بین ترومای ناشی از تغییر سازمانی با ذهنی‌سازی نبود اطمینان مثبت و این رابطه با ذهنی‌سازی اطمینان منفی است. یعنی ضعف در ذهنی‌سازی احتمال تجربه تروما در زمان تغییر سازمانی را بالا می‌برد. این یافته تا حدی همسو با پژوهش‌های بالینی است (بتمن و فوناگی، ۲۰۱۶ و فوناگی و همکاران، ۲۰۱۸). ذهنی‌سازی برای فرد ظرفیتی ایجاد می‌کند تا واقعیت درونی و بیرونی را تشخیص دهد و فرایندهای ذهنی و هیجانی درون روانی را از تعامل‌های بین فردی متمایز کند. بر این اساس، ظرفیت تنظیم هیجان و توانایی تعدیل حالت‌های عاطفی با توانایی فرد در ذهنی‌سازی مرتبط است (دروگر و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین ذهنی‌سازی می‌تواند از طریق نقشی که در تنظیم هیجان دارد، در تجربه تروما و واکنش به رویدادهای آسیب‌زا مانند تغییرات اساسی مؤثر باشد. شواهدی وجود دارد که نشان‌دهنده این است که شکست در ذهنی‌سازی در افراد دچار تروما با مشکلاتی از جمله درک عاطفی پایین و تأخیر در شروع نظریه ذهن همراه است که افزایش مشکلات بیشتر در ذهنی‌سازی و تجربه ترومای شدیدتر را به همراه دارد.

(هوآنگ و همکاران، ۲۰۲۰). در یک پژوهش بیل و همکاران (۲۰۱۷)، نشان دادند که درمان مبتنی بر ذهنی سازی بر کاهش احساسات منفی در کارکنان دارای شخصیت مرزی در یک سازمان مؤثر است با این وجود تغییرات عمده سازمانی مثلاً تغییر ساختار سازمان، می تواند روی اثربخشی این درمان نقش داشته باشد و از اثرات مثبت آن بکاهد.

نتایج همچنین نشان داد که راهبردهای سازگاران تنظیم شناختی هیجان با ترومای ناشی از تغییر سازمانی در مدیران رابطه منفی و راهبردهای ناسازگاران رابطه مثبت دارد. این یافته همراستا با یافته های مطالعات دیگر در بین افرادی است که انواع دیگر رویدادهای آسیبزا را تجربه کرده اند (پوچلانگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ اسکوگلیو و همکاران، ۲۰۱۸ و منوز-ریواس و همکاران، ۲۰۲۱). به عنوان مثال پوچلانگ و همکاران (۲۰۲۰)، نشان داد که هرچه افراد بیشتر از راهبردهای فاجعه سازی و نشخوار فکری استفاده کنند و کمتر از اتخاذ دیدگاه و راهبردهای ارزیابی مجدد مثبت استفاده کنند، نمرات علائم تروما آنها بالاتر است. افرادی که رویدادهای استرسزا مانند تغییرات اساسی در سازمان را با راهبردهای شناختی تنظیم هیجان سازگاران مثلاً با اتخاذ دیدگاه می بینند، معمولاً به این نتیجه می رسند که اتفاقی که برای آنها افتاده می توانست بدتر باشد، یا اینکه قبلاً موقعیت های بدتری را پشت سر گذاشته اند، یا اینکه دیگران موقعیت های بدتر را تجربه کرده اند. راهبرد شناختی تنظیم هیجان سازگاران ارزیابی مجدد شناختی افراد را به ارزیابی مجدد رویداد به منظور یافتن جنبه های مفید آن سوق می دهد و می تواند ظهور این باورها را محدود کند که جهان مکان خطرناکی است. این دو راهبرد با هم می توانند به افراد کمک کنند تا رویداد آسیبزا را در زندگی خود ادغام کنند (پوچلانگ و همکاران، ۲۰۲۰).

• نتیجه گیری

از آنجایی که تغییر سازمانی اساسی، می تواند در وهله اول پیامدهای منفی زیادی را برای کارکنان و به ویژه مدیران در سطوح بالای سازمان به همراه داشته باشد، ممکن است به شکل یک رویداد آسیبزا ادراک شده و مدیران چنین تغییراتی را مشابه تروما تجربه خواهند کرد. همان طور که آورده شد، تحقیقات بالینی نشان داده است که راهبردهای تنظیم هیجان، ذهنی سازی و سبک دلبستگی می تواند در تجربه تروما نقش ایفا کند.

از محدودیت های پژوهش حاضر می توان به این نکته اشاره کرد که پژوهش تنها بر مدیران یک شرکت خاص انجام شده است، بنابراین، تعمیم نتایج به جوامع دیگر با احتیاط صورت می گیرد. همچنین علی رغم اینکه الگوی تحلیل مسیر تأیید گردید؛ باید در نظر داشت که روابط مدل تنها روابط علی هستند و به معنای علت و معلول مانند پژوهش های آزمایشی نیستند. پیشنهاد می شود پژوهش های آتی در نمونه های متنوع تر (سازمان های دولتی و خصوصی، صنایع مختلف و بافت های فرهنگی گوناگون) و با روش نمونه گیری تصادفی انجام شود. همچنین به کارگیری طرح های طولی و شبه آزمایشی برای بررسی روابط علی و ارزیابی اثربخشی مداخلات مبتنی بر ذهنی سازی و تنظیم هیجان پیشنهاد می گردد.

دلبستگی ایمن در مدیران می تواند از طریق راهکارهایی مانند مشورت و مشارکت مدیران در تصمیم گیری های مربوط به تغییرات سازمانی، ایجاد فرهنگ بازخورد مستقیم و ساختار کاری انعطاف پذیر ارتقا یابد. سازمان ها می توانند این قبیل اقدامات را انجام دهند تا این دلبستگی را بهبود بخشند و ترومای سازمانی را کاهش دهند. سازمان ها می توانند فرهنگ سازمانی را به گونه ای تغییر دهند که ارتباطات قوی، اعتماد و تعامل مثبت بین مدیران و عاملان تغییر را ترویج کند. همچنین سازمان ها می توانند در هنگام تغییرات اساسی محیطی شامل ارائه فرصت های مشارکت در تصمیم گیری ها، ایجاد جلسات دوره ای باز و شفافیت در اطلاع رسانی را ایجاد کنند که مدیران بتوانند به راحتی باهم ارتباط برقرار کنند. سازمان ها همچنین می توانند خدمات پشتیبانی روان شناختی مانند برنامه های آموزشی برای مدیریت استرس ناشی از تروما، آموزش مدیریت هیجان و نیز آموزش مبتنی بر ذهنی سازی را برای مدیران در هنگام تغییرات اساسی ارائه دهند.

• تعارض منافع

هیچ گونه تعارض منافی در انجام این پژوهش وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از تمامی مشارکت کنندگان محترم، صمیمانه قدردانی می گردد.

• منابع

- احمدی، مهناز، باقریان سرارودی، رضا، و موسوی، سیدمحمدحسین. (۱۳۹۹). ذهنی‌سازی و ماهیت چند بعدی آن. *تحقیقات علوم رفتاری*، ۱۸ (۴)، ۶۱۶-۶۲۲. <http://rbs.mui.ac.ir/article-1-947-fa.html>
- دروگر، الهه، فتحی آشتیانی، علی، و اشرفی، عماد. (۱۳۹۹). اعتباریابی و پایایی سنجی نسخه فارسی پرسشنامه ذهنی‌سازی. *روانشناسی بالینی*، ۱۲ (۱)، ۱-۱۲. <https://doi.org/10.22075/jcp.2020.19854.1891>
- عرب علی‌دوستی، فاطمه، دهقانی، محمود، روشن، مریم، و رباط میلی، سمیه. (۱۴۰۳). ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و دشواری در تنظیم هیجان: بررسی نقش تعدیل‌کنندگی کارکرد تأملی. *روانشناسی بالینی و شخصیت*، ۲۲ (۲)، ۱۵۷-۱۶۸. [10.22070/cpap.2024.18550.1466](https://doi.org/10.22070/cpap.2024.18550.1466)
- طهرانی، مریم، وکیلی، یوسف، و وفایی، فاطمه. (۱۳۹۹). تأثیر مبادله رهبر-پیرو بر طفره‌روی اجتماعی کارکنان: تبیین نقش تعدیل‌گری سبک دلبستگی و میانجی‌گری اعتماد به رهبری و تعهد سازمانی، *فصلنامه مطالعات رفتار سازمانی*، ۹ (۴)، ۱۵۹-۱۹۳. [20.1001.1.23221518.1399.9.4.6.0](https://doi.org/10.1001.1.23221518.1399.9.4.6.0)
- فهم راد، داوود، آفاجانی، طهمورث، و انصاری نژاد، نصراله. (۱۳۹۸). بررسی نقش میانجی رضایت شغلی در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و تعهد سازمانی در کارکنان اداره بهزیستی شهریار. *مشاوره شغلی و سازمانی*، ۱۱ (۴۱)، ۱۳۵-۱۵۸. <https://doi.org/10.52547/jcoc.11.4.135>
- نادی، محمد علی، و گل شیرازی، نفیسه. (۱۳۹۱). مدل یابی معادلات ساختاری ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و عدالت سازمانی با رفتار شهروندی سازمانی در بین کارکنان اداره کل تربیت بدنی استان اصفهان، *مجله مطالعات مدیریت ورزشی*، ۴ (۱۳)، ۲۶۱-۲۸۰. <https://civilica.com/doc/765020>
- نوروزی، نسیم، و نجفی، محمود. (۱۴۰۲). نقش واسطه‌ای سبک‌های دلبستگی و عواطف منفی در رابطه بین ترومای کودکی با علائم وسواس فکری - عملی. *روانشناسی بالینی*، ۱۵ (۳)، ۶۹-۷۹. <https://civilica.com/doc/1934078>
- Bales, D. L., Timman, R., Luyten, P., Busschbach, J., Verheul, R., & Hutsebaut, J. (2017). Implementation of evidence-based treatments for borderline personality disorder: The impact of organizational changes on treatment outcome of mentalization-based treatment. *Personality and mental health*, 11 (4), 266-277. <https://doi.org/10.1002/pmh.1381>
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2016). *Mentalization-based treatment for personality disorders: A practical guide*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/med/9780199680375.001.0001>
- Bookhout, M. K., Hubbard, J. A., & Moore, C. C. (2018). Emotion Regulation. *The Wiley Handbook of Disruptive and Impulse-Control Disorders*, 221-236. <https://doi.org/10.1002/9781119092254.ch14>
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss: Volume 2: Separation*. New York: Basic Books, Inc.
- Condino, V., Giovanardi, G., Vagni, M., Lingiardi, V., Pajardi, D., & Colli, A. (2022). Attachment, trauma, and mentalization in intimate partner violence: A preliminary investigation. *Journal of interpersonal violence*, 37 (11-12), NP9249-NP9276. <https://doi.org/10.1177/0886260520980384>
- Di Stefano, G. D., Piacentino, B., & Ruvoilo, G. (2017). Mentalizing in organizations: A psychodynamic model for an understanding of well-being and suffering in the work contexts. *World Futures*, 73 (4), 216-223. <https://doi.org/10.1080/02604027.2017.1333850>
- Ellis, B. R. (2019). *The trauma in organizational change: correlation study of change fatigue and ptsd in the workplace* (Doctoral dissertation, Regent University).
- Fonagy, P., & Luyten, P. (2009). A developmental, mentalization-based approach to the understanding and treatment of borderline personality disorder. *Development and Psychopathology*, 21 (4), 1355-1381. <https://doi.org/10.1017/S0954579409990198>
- Fonagy, P., Gergely, G., & Jurist, E. L. (2018). *Affect regulation, mentalization and the development of the self*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429471643>
- Galavandi, H., & Ashrafi Salimkandi, F. (2019). The relationship of organizational trauma with reducing organizational ethics. *International Journal of Ethics and Society*, 1 (1), 31-40.
- Gallego, J. M. (2017). Organizational trauma and change management. In *Organizational Culture and Behavior: Concepts, Methodologies, Tools, and Applications* (pp. 922-944). IGI Global. <https://doi.org/10.4018/978-1-5225-1913-3.ch043>
- Garnefski, N., & Kraaij, V. (2007). The cognitive emotion regulation questionnaire. *European journal of psychological assessment*, 23 (3), 141-149. <https://doi.org/10.1027/1015-5759.23.3.141>
- Gross, J.J. (2015). *Handbook of Emotion Regulation*: Guilford Publications.
- George, D., & Mallery, P. (2019). *IBM SPSS Statistics 26 Step by Step: A Simple Guide and Reference* (16th ed.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429056765>
- Hazan, C., & Shaver, P. R. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 511-524. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.3.511>
- Huang, Y. L., Fonagy, P., Feigenbaum, J., Montague, P. R., Nolte, T., & London Personality and Mood Disorder Research Consortium. (2020). Multidirectional pathways between attachment, mentalizing, and posttraumatic stress symptomatology in the context of childhood trauma. *Psychopathology*, 53 (1), 48-58. <https://doi.org/10.1159/000506406>

- Hudson, D. L. (2010). Describing the relationship between workplace engagement and attachment theory (Doctoral dissertation, Phillips Graduate Institute).
- Khaw, K. W., Alnoor, A., Al-Abrow, H., Tiberius, V., Ganesan, Y., & Atshan, N. A. (2023). Reactions towards organizational change: a systematic literature review. *Current Psychology*, 42 (22), 19137-19160. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03070-6>
- Lind, M., Hagelquist, J. Ø., & Rasmussen, H. (2022). Mentalization-based principles within the organization: Elevated empowerment and lower depressive symptoms. *Current Psychology*, 41 (4), 2319-2326. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00755-8>
- Luyten, P., Campbell, C., Allison, E., & Fonagy, P. (2020). The mentalizing approach to psychopathology: State of the art and future directions. *Annual review of clinical psychology*, 16 (1), 297-325. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-071919-015355>
- Luyten, P., Malcorps, S., Fonagy, P., & Ensink, K. (2019). Assessment of mentalizing. *Handbook of mentalizing in mental health practice*, 2, 37-62.
- Middleton, J., Harvey, S., & Esaki, N. (2015). Transformational leadership and organizational change: how do leaders approach trauma-informed organizational change... twice? *Families in Society*, 96 (3), 155-163. <https://doi.org/10.1606/1044-3894.2015.96.21>
- Muñoz-Rivas, M., Bellot, A., Montorio, I., Ronzón-Tirado, R., & Redondo, N. (2021). Profiles of emotion regulation and post-traumatic stress severity among female victims of intimate partner violence. *International journal of environmental research and public health*, 18 (13), 6865. <https://doi.org/10.3390/ijerph18136865>
- Nazzaro, M.P., Boldrini T., Tanzilli A., Muzi L., Giovanardi G., Linguardi V. (2017). Does reflective functioning mediate the relationship between attachment and personality? *Psychiatry Research*, 256, 169-175. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.06.045>
- Orieno, O. H., Udeh, C. A., Oriekhoe, O. I., Odonkor, B., & Ndubuisi, N. L. (2024). Innovative management strategies in contemporary organizations: a review: analyzing the evolution and impact of modern management practices, with an emphasis on leadership, organizational culture, and change management. *International Journal of Management & Entrepreneurship Research*, 6 (1), 167-190. <https://doi.org/10.51594/ijmer.v6i1.715>
- Peters, M. (2021). Trauma and mentalization ability in older patients. *GeroPsych*, 34 (3), 145-154. <https://doi.org/10.1024/1662-9647/a000256>
- Puechlong, C., Weiss, K., Le Vigouroux, S., & Charbonnier, E. (2020). Role of personality traits and cognitive emotion regulation strategies in symptoms of post-traumatic stress disorder among flood victims. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 50, 101688. <https://doi.org/10.1016/j.ijdrr.2020.101688>
- Purtile, J. (2020). Systematic review of evaluations of trauma-informed organizational interventions that include staff trainings. *Trauma, Violence, & Abuse*, 21 (4), 725-740. <https://doi.org/10.1177/1524838018791304>
- Rasmussen, H., & Hagelquist, J. Ø. (2016). *Mentalisering i organisationen*. Hans Reitzels Forlag.
- Rasmussen, H., & Hagelquist, J. Ø. (2019). *Mentalisering i ledelse og samarbejde*. Hans Reitzels Forlag
- Sahib, A., Chen, J., Cárdenas, D., & Caele, A. L. (2023). Intolerance of uncertainty and emotion regulation: A meta-analytic and systematic review. *Clinical Psychology Review*, 102, 102270. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2023.102270>
- Scoglio, A. A. J., Rudat, D. A., Garvert, D., Jarmolowski, M., Jackson, C., & Herman, J. L. (2018). Self-Compassion and Responses to Trauma: The Role of Emotion Regulation. *Journal of Interpersonal Violence*, 33 (13), 2016-2036. <https://doi.org/10.1177/0886260515622296>
- Steinkamp, M., & de Vries, M. K. (2014). Behind the masks of silence: how leaders can overcome organizational trauma. *Executive Master in Consulting and Coaching for Change*.
- Stuart, R. (1996). The trauma of organizational change. *Journal of European Industrial Training*, 20 (2), 11-16. <https://doi.org/10.1108/03090599610111032>
- Tibi, L., van Oppen, P., van Balkom, A. J., Eikelenboom, M., Hendriks, G. J., & Anholt, G. E. (2020). Childhood trauma and attachment style predict the four-year course of obsessive-compulsive disorder: Findings from the Netherlands obsessive compulsive disorder study. *Journal of affective disorders*, 264, 206-214. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.12.028>
- Trindade, I. A., Ferreira, C., & Pinto-Gouveia. (2018). The longitudinal effects of emotion regulation on physical and psychological health: A latent growth analysis exploring the role of cognitive fusion in inflammatory bowel disease. *British Journal of Health Psychology*, 23 (1), 171-185. <https://doi.org/10.1111/bjhp.12280>
- Virgá, D., Schaufeli, W. B., Taris, T. W., van Beek, I., & Sulea, C. (2019). Attachment styles and employee performance: The mediating role of burnout. *The Journal of psychology*, 153 (4), 383-401. <https://doi.org/10.1080/00223980.2018.1542375>

Editorial Board

M.H. Abdollahi, PhD (Kharazmi Univ)
P. Azadfallah, PhD (Tarbiat Modarres Univ.)
E. Azad, PhD (Baqiyatallah Univ.)
A. Fathi-Ashtiani PhD (Baqiyatallah Univ.)
M.K. Khodapanahi, PhD (Shahid Beheshti Univ.)
M.A. Mazaheri, PhD (Shahid Beheshti Univ.)
A.R. Moradi Ph.D. (Kharazmi Univ)
N. Nazarboland Ph.D. (Shahid Beheshti Univ.)
H.T. Neshatdoust, PhD (Esfahan Univ.)
R. Pourhossein, PhD (Tehran Univ.)
K. Rasoulzadeh-Tabatabaie, PhD (Tarbiat Modarres Univ.)
R. Roshan, PhD (Shahed Univ.)
M. Shahgholian. PhD (Kharazmi Univ.)
F. Sohrabi, PhD (Allameh Tabataba'i Univ.)

Internal manager: Dr. Mahnaz Shahgholian
Site manager: Dr. Fatemeh Ejei
Editor: Dr. Homa Sedghi-Jalal
Layout: Mr. Mustafa Zafari
Journal office: Mrs. Azar Goodarzi

Contents

- **The Effectiveness of Intensive Short-Term Dynamic Psychotherapy on Improving Intrapsychic Conflicts, Disease Acceptance, and Glycosylated Hemoglobin Levels in Adolescents with Type 1 Diabetes**
Fatemeh Eisazadeh, Isaac Rahimian-Boogar.....213
- **Psychometric Properties of the Short Form of the Adult Moral Character Scale**
Farhad khormaei, Maryam Ghaemi, Fateme Azadi Dehbidi, Nadia Doryanizadeh, Niloufar Mohebat, Seyed Mehdi Poorseyed.....224
- **The Relationship Pattern of Brain-Behavioral Systems with the Severity of Marital Conflict in Women Seeking Divorce: An Explanation Based on Cognitive Emotion Regulation and Executive Functions**
Zahra kiani moravej, Neda Nazarboland, Hajar Fallahzadeh.....237
- **The Effectiveness of Emotional Working Memory Training on the Cognitive Regulation of Emotion, Attention Performance and Reducing Anxiety in Children of Divorce**
Monire Mohammadinejad Motlagh, Fatemeh Rabbaninezhad, Gholamreza Chalabianlo Hasertanlou.....247
- **Validation of Rejection Sensitive Expectation, Perception, and Reaction Questionnaire- Spousal in Iranian Couples**
Sorur Ahmadi, Omid Hamidi.....259
- **A Structural Model of Insecure Attachment Styles and Intolerance of Uncertainty with Obsessive-Compulsive Symptoms: The Mediating Role of Experiential Avoidance**
Fatemeh Hassanloo, Narjes Ameri, Mahmoud Najafi.....270
- **Examining the Role of Shame, Self-Sacrifice, Emotional Inhibition, and Entitlement Schemas in Predicting Covert Relational Aggression Among Married Individuals**
Erfan Abdollahi Chirani, Yoonas Rajaei, Mahyar Nikpour Rahmatabadi, Mohammad Reza Naeiji.....282
- **The Role of Music Therapy in Improving Anger Regulation Strategies**
Mahid Akhshabi, Nasim Soheili.....291
- **Maternal Self-Efficacy: A Buffer against Burnout in the Storms of Parent-Child Interactions**
Mahnoush Karami, Seyyede Fatemeh Mousavi, Shohre Rowshani..304
- **Investigating the Relationship between Attachment Styles, Mentalization and Emotion Regulation with Organizational Trauma of Change**
Hajar Barati- Ahmadabadi.....317