رویش روان شناسی، سال۱۳، شماره ۶، شماره پیاپی۹۹، شهریور۱۴۰۳
Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal(RRJ),13(6), 2024

پیش بینی مسخ شخصیت و حالات تجزیه ای بر اساس ترومای کودکی : نقش میانجی دلبستگی و توانمندی ایگو

Predicting depersonalization and dissociative states based on childhood trauma: the mediating role of attachment and ego strength

فاطمه سادات ارشادی مقدم
دانشجوی دکترای تخصصی، گروه روانشناسی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران.
حسن میرزاحسینی (نویسنده مسئول)
دانشیار روانشناسی، گروه روانشناسی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران.
دکتر غلامرضا شریفی راد
استاد، دانشکده بهداشت، دانشگاه علوم پزشکی قم، قم، ایران.

چکیده
هدف پژوهش حاضر تعیین نقش میانجی دلبستگی و توانمندی ایگو در رابطه بین ترومای دوران کودکی، با مسخ شخصیت و حالات تجزیه‌ای بود. روش پژوهش، توصیفی-همبستگی و از نوع معادلات‌ساختاری بود. جامعه آماری را کلیه افراد ۱۵ تا ۳۵ سال دارای تجارب تروماتیک در شهر قم، در سال ۱۴۰۲ تشکیل دادند و نمونه شامل ۲۵۰ نفر از این افراد بود که به روش نمونه گیری در دسترس انتخاب شدند. ابزارهای اندازه‌گیری، پرسشنامه‌های مسخ شخصیت کمبریج (CDS، سیرا و بریوس، ۲۰۰۰)، تجارب تجزیه‌ای (DES II، کارلسون و پوتنام، ۱۹۹۳)، ترومای کودکی (CTQ، برنستاین و همکاران، ۲۰۰۳)، توانمندی ایگو (ESS، بارون، ۱۹۵۳) و مقیاس دلبستگی بزرگسال (AAI، هازن و شاور، ۱۹۸۷) بودند. تحلیل داده‌ها با استفاده از همبستگی پیرسون و معادلات ساختاری انجام شد. نتایج برازندگی مدل پیشنهادی حاکی از برازش خوب مدل با داده‌ها بود. ضرایب مستقیم مدل نشان داد ترومای کودکی بر مسخ شخصیت (P<۰/۰۰۱) و حالات تجزیه‌ای (P<۰/۰۵) اثر مثبت و معنادار و بر توانمندی ایگو (P<۰/۰۰۱) و دلبستگی ایمن (P<۰/۰۰۱) اثر منفی معنادار دارد. همچنین نتایج نشان داد ترومای کودکی از طریق میانجی گری دلبستگی ایمن بر حالات تجزیه ای و مسخ شخصیت (P<۰/۰۰۱) و از طریق میانجی‌گری توانمندی ایگو (P<۰/۰۵) دارای اثر غیرمستقیم است. بنابراین قدرت ایگو و دلبستگی ایمن می‌تواند بر تجربه بعد از تروما اثر گذارد و باعث ابتلا به اختلالات تجزیه‌ای هنگام مبارزه با محرک‌ها شود.

واژه‌های کلیدی: *توانمندی ایگو، حالات تجزیه‌ای، مسخ شخصیت، تروما.*

Fateme sadat Ershadi moghadam
Ph.D Student, Department of Psychology, Qom branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.
Hassan Mirzahosseini *
Associate professor of psychology, Department of psychology, Qom branch, Islamic Azad University, Qom, Iran.
Mirzahosseini.Hassan@iau.ac.ir
Dr. Gholamreza Sharifirad
Professor, Faculty of Health, Qom University of Medical Sciences, Qom, Iran.

Abstract
This study aimed to determine the mediating role of attachment and ego strength in the relationship between childhood trauma, dissociative states, and depersonalization. The research method was descriptive-correlation and structural equations type. The statistical population in this research was made up of all people aged 15 to 35 who had traumatic experiences in the city of Qom, in 2023, and the sample included 250 of these people who were selected by available sampling. The measurement tools included Cambridge Depersonalization Scale (CDS, Sierra & Berrios, 2000), dissociative experiences (DES-II, Carlson & Putnam, 1993), childhood trauma (CTQ, Bernstein et al, 2003), ego strength (ESS, Barron, 1953), and Adult Attachment Interview (AAI, Hazen and Shaver, 1987). Data analysis was conducted using Pearson correlation statistical tests and structural equations. The results of the fit of the proposed model indicated a good fit of the model with the data. The direct coefficients of the model showed that childhood trauma had a positive and significant effect on depersonalization (P< 0.001) and dissociative state (P<0.05) and a significant negative effect on ego strength (P< 0.001) and secure attachment (P< 0.001). Also, the results showed that childhood trauma has an indirect effect through the mediation of secure attachment on dissociative states and depersonalization (P<0.001) and through the mediation of ego strength (P<0.05). Therefore, the strength of ego and secure attachment can affect the post-traumatic experience and cause dissociative disorders when dealing with stimuli.

Keywords: *Ego Strength, Dissociative States, Depersonalization, Trauma.*

نوع مقاله : پژوهشی **دریافت :بهمن ۱۴۰۲** **پذیرش: فروردین ۱۴۰۳** **ویرایش نهایی: شهریور ۱۴۰۳**

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

مقدمه

براساس پنجمین ویرایش راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی[1] تجزیه به عنوان اختلال یا عدم پیوستگی در فرایندهای ادغام عادی هشیاری، حافظه، هویت، هیجان، ادراک، وضعیت ظاهری بدن، کنترل حرکات فیزیکی، رفتار و یا قطع شدن یا تغییر کردن این فرایندها، تعریف شده است. مسخ شخصیت[2] که یکی از زیرشاخه های این اختلال است، به عنوان دوره‌های مداوم یا مکرر احساس جدایی یا بیگانگی از احساس خود و جهان، تجربیات غیرواقعی بودن، جدا بودن، یا مشاهده گر بیرونی بودن در رابطه با افکار، احساسات، حس‌ها، بدن یا اعمال (مثل تغییرات ادراکی، درک زمان تحریف شده، خود غیر واقعی یا فقدان خود، بی حسی هیجانی و یا جسمانی) تعریف می‌شود (انجمن روانپزشکی آمریکا[3]، ۲۰۲۲). علایم تجزیه‌ای در جمعیت عمومی جامعه از شیوع نسبتاً بالایی برخوردار است (کیت[4] و همکاران، ۲۰۲۰؛ گوفنت و بینه[5]، ۲۰۱۸). این اختلالات، شدید و ناتوان‌کننده هستند و موجب استفاده زیاد از منابع جامعه، از جمله خدمات روانپزشکی، می‌شوند. از نظر اقتصادی نیز، هزینه‌های این اختلالات به همراه سایر اختلالات پیچیده‌ی پس از سانحه بسیار بالاست (لانگلند[6] و همکاران، ۲۰۲۰).

مطالعات نشان داده اند که قرار گرفتن در معرض ترومای دوران کودکی با افزایش حالت‌های تجزیه‌ای در اختلالات شدید روانی (گوفنت، بینه، ۲۰۱۸) و مسخ شخصیت (توماسون و ژاک[7]، ۲۰۱۷؛ ساروقی و طاهری، ۱۳۹۶) همراه است. تروماهای دوران کودکی معمولا در پنج دسته سوء رفتار جنسی، سوء رفتار فیزیکی، سوء رفتار هیجانی، غفلت هیجانی و غفلت فیزیکی طبقه بندی می‌شود (براون[8]و همکاران، ۲۰۲۱). در زمان یک رویداد تروماتیک، گسست به عنوان یک عملکرد محافظتی و بقا، به افراد اجازه می‌دهد تا از منبع پریشانی جدا شوند و از خود درونی در برابر آسیب‌های شدید محافظت کند و آنها را قادر می‌سازد تا سازگار شوند (کاتزمن و پاپوچیس[9]، ۲۰۲۳). با این حال، این پاسخ "انطباقی" ابتدایی ممکن است به مرور زمان ناکارآمد شود و به صورت خودکار، در شرایط مختلف به عنوان پاسخ به استرس یا یادآورهای تروما استفاده شود، بنابراین، به طور بالقوه بر عملکرد افراد تأثیر می‌گذارد و از ادغام عواملی که ممکن است بهبودی و بهزیستی بلندمدت را ارتقاء دهند، جلوگیری می‌کند و باعث می‌شود فرد به راحتی با پدیده تروما کنار نیاید (واگنر-اسکاسل[10] و همکاران، ۲۰۲۲). با اینکه رابطه بین تروما و تجزیه در مطالعات به فراوانی یافت شده است، اما همه کودکان آسیب دیده علایم تجزیه‌ای را نشان نمی‌دهند، به عنوان مثال مطالعه بریر[11] (۲۰۰۶)، علایم تجزیه‌ای قابل توجه را، تنها در ۸ درصد از افرادی که در معرض تروما بودند نشان داد. با این حال، ۹۰ درصد از افرادی که حداقل یک مقیاس تجزیه بالینی معنی‌دار داشتند، سابقه تروما را گزارش کردند. این نتایج بیانگر این موضوع است که تروما احتمالاً یک شرط مهم، اما ناکافی برای ایجاد علائم تجزیه‌ای است. عوامل خطر اضافی، مانند کاهش ظرفیت‌های تنظیم هیجان، عوامل خانوادگی، دلبستگی ممکن است تعیین کنند که آیا قرار گرفتن در معرض تروما منجر به علایم تجزیه‌ای قابل توجه بالینی می‌شود یا خیر (بریر، ۲۰۰۶؛ لیوتی[12]، ۲۰۰۶). بنابراین این موضوع اهمیت پیدا می‌کند که چه توانمندی‌هایی در فرد می‌تواند به عنوان عوامل میانجی از بروز اختلالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت بعد از تروما جلوگیری کند. تاب آوری ایگو و دلبستگی ایمن از جمله عوامل محافظتی درونی هستند که خطر ابتلا به مشکلات سلامت روان را در افراد با سابقه بدرفتاری کاهش می‌دهند (منگ [13]و همکاران، ۲۰۱۸).

همانگونه که بیان شد یکی از این عوامل اثرگذار، توانمندی ایگو[14] است. این توانمندی نمایانگر پتانسیل فرد در سازگاری با استرس بدون تجربه اضطراب فلج‌کننده می‌باشد، توانمندی ایگو باعث فهم واقع‌بینانه شرایط مشکل و پاسخ‌گویی مفید به آن‌ها می‌شود، این امر به فرد کمک می‌کند تا به‌صورت اثربخش و سازنده به چالش‌ها و مشکلات پیش‌آمده پاسخ دهد (جراره و همکاران، ۱۴۰۱). قدرت ایگو،

1 Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5)
2 Depersonalization
3 American Psychiatric Association
4 Kate
5 Goffinet & Beine
6 Langeland
7 Thomson & Jaque
8 Brown
9 Katzman & Papouchis
10 Wagner-Skacel
11 Briere
12 Liotti
13 Meng
14 ego strength

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

توانایی و ظرفیت عمومی انسجام در شخصیت است و می‌تواند از مسخ شخصیت و اختلالات تجزیه‌ای جلوگیری کند (لیوتنر[1] و همکاران، ۲۰۲۱). علاوه بر توانمندی ایگو یکی دیگر از عوامل تاثیر گذار در سلامت روان دلبستگی ایمن می‌باشد (لین[2]، ۲۰۲۰). بر اساس نظریه دلبستگی، کودکان در طول سال اول زندگی با مراقب خود، پیوند عاطفی عمیقی به نام دلبستگی را تجربه می‌کنند، اینزورث[3] و همکارانش سه سبک را معرفی کردند: دلبستگی ایمن، ناایمن-اجتنابی، ناایمن-دوسوگرا (اینزورث و همکاران، ۱۹۷۱؛ ۱۹۷۸). دلبستگی ایمن به تجربیات رابطه مثبت، دوستانه و حمایتی اشاره دارد، دلبستگی اضطرابی به تجربیات دوسویه اشاره دارد که در آن افراد همزمان هم تمایل به صمیمیت هم ترس از طرد شدن را تجربه می‌کنند، دلبستگی اجتنابی به تجربیات رابطه مبتنی بر بی‌اعتمادی و عدم وابستگی اشاره دارد (اوزتک-کازان و ارسلان[4]، ۲۰۲۲). دلبستگی ناایمن با آسیب شناسی روانی و مخصوصا با حالات تجزیه‌ای همراه است (محمودیان و همکاران، ۱۳۹۹). دلبستگی ایمن میتواند رابطه بین اختلالات تجزیه‌ای و ترومای کودکی را میانجی گری کند (کنگ[5] و همکاران ، ۲۰۱۷).

در پژوهش‌هایی رابطه تروما با توانمندی ایگو، سبک های دلبستگی، اختلالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت مورد بررسی قرار گرفته است. توماسون و ژاک (۲۰۱۷) نشان دادند که مسخ شخصیت به طور قابل توجهی با تجارب نامطلوب دوران کودکی ارتباط دارند. پژوهش سیمئون و نوتلسکا[6](۲۰۲۲) نشان داد که در گروه دارای اختلال مسخ شخصیت، سبک دلبستگی ترسناک، پیش‌بینی کننده حالات تجزیه ای بود. مطالعه فیلیپ[7] و همکاران (۲۰۱۱) نشان داد که تاب‌آوری ایگو میانجی مهمی بین آسیب‌های دوران کودکی و علائم روان‌شناختی است. با توجه به بررسی های انجام شده به نظر میرسد دو متغیر توانمندی ایگو و سبک دلبستگی نقش بارزی در رابطه بین آسیب‌های دوران کودکی و اختلالات روانی را دارد.

با توجه به پیشینه پژوهش، مشاهده می‌شود که در ایران به مسئله تاثیر تروما بر اختلالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت کمتر پرداخته شده است و مطالعات پیگیر عوامل موثر بر این اختلالات اندک است. این در حالی است که بررسی‌های انجام شده در زمینه تروما در ایران نشان از شیوع بالای ترومای دوران کودکی دارد (میکاییلی و زمانلو، ۱۳۹۱؛ ترکاشوند وهمکاران، ۱۳۹۲). یکی از نشانگان شایع همراه با ترومای کودکی وجود نشانه‌های تجزیه‌ای و علائم مسخ شخصیت هستند که وجود این علایم منجر به نیاز عمیق به فاصله گرفتن و جدا شدن از خود می‌گردد که در بلندمدت منجر به اختلالاتی در عملکرد روانشناختی و اجتماعی افراد می‌شوند. در نتیجه بررسی نقش تجهیزات روانی مانند توانمندی ایگو و دلبستگی ایمن در رابطه تروما با حالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت باعث دسترسی به اطلاعات جامع‌تری در مورد تروما می‌شود و به طرح‌ریزی، مدیریت و برنامه‌ریزی برای درمان‌های روانشناختی افرادی که تروما را تجربه می‌کنند، کمک شایانی می‌کند. بنابراین در باب ضرورت انجام پژوهش حاضر می‌توان بیان نمود که تجربه تروما پیامدهای نامطلوب شناختی، روانشناختی، هیجانی و رفتاری به دنبال دارد. بر این اساس ضروری است عوامل مختلف مرتبط با تروما بررسی و اقدامات مقتضی برای حل مشکلات این افراد صورت گیرد تا از پیشروی این مشکلات و تبدیل آن‌ها به اختلال های بالینی و شخصیتی جلوگیری گردد. لذا هدف از پژوهش حاضر تعیین نقش میانجی دلبستگی و توانمندی ایگو در رابطه بین ترومای دوران کودکی، با مسخ شخصیت و حالات تجزیه‌ای بود.

روش

روش پژوهش حاضر توصیفی_همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری در این پژوهش شامل کلیه افراد ۱۵ تا ۳۵ سال دارای تجارب تروماتیک، در استان قم در سال ۱۴۰۲ است. جامعه آماری در این پژوهش شامل کلیه افراد ۱۵ تا ۳۵ سال دارای تجارب تروماتیک، در استان قم در سال ۱۴۰۲ بود. در پژوهش حاضر با استفاده از روش نمونه‌گیری دردسترس تعداد ۲۵۰ نفر از افراد دارای تجربه تروماتیک و معیارهای ورود به پژوهش انتخاب شدند. با توجه به محدودیت‌های ناشی از دسترسی افرادی دارای تجارب تروماتیک کودکی و نگرانی آن‌ها مبنی بر افشای هویتشان، از پرسشنامه اینترنتی به جای مدادکاغذی استفاده شد و از طریق ارسال لینک پرسشنامه‌ها در گروه‌ها و کانال‌های اجتماعی (تلگرام، واتساپ، اینستاگرام، ایتا و روبیکا)، پرسشنامه‌ها تکمیل و جمع‌آوری گردید. به این

1 Leutner
2 Lane
3 Ainsworth
4 Ozteke-Kozan & Arslan
5 Kong
6 Simeon & Knutelska
7 Philippe

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

صورت که در ابتدای پرسشنامه اینترنتی در مورد ملاک‌های ورود و خروج، رضایت آگاهانه و تجربه تروماتیک توضیحاتی ارائه شد و از افراد خواسته شد تنها کسانی که این تجارب را در زندگی داشته‌اند به پرسشنامه پاسخ دهند و پس از تکمیل و جمع‌آوری داده‌ها، در نهایت از ۳۵۰ نفر تنها ۲۵۰ نفر از افرادی که در پرسشنامه ترومای دوران کودکی نمره بالاتر از نمره برش ۴۵ دریافت کرده بودند وارد تحلیل شدند. ملاک‌های ورود به پژوهش عبارت بود از: رضایت آگاهانه از شرکت در پژوهش، سن بین ۱۵ تا ۳۵سال، تجربه تروما در کودکی بر اساس دریافت نمره بالاتر از ۴۵ در پرسشنامه ترومای کودکی، داشتن حداقل سواد خواندن و نوشتن و امکان دسترسی به اینترنت برای تکمیل پرسشنامه‌های پژوهش. همچنین ملاک‌های خروج شامل تکمیل ناقص پرسشنامه‌ها بود. در این پژوهش، برای جلوگیری از محافظه‌کاری پاسخگویان در پاسخ‌دهی، پرسشنامه‌ها بدون ذکر نام و نام خانوادگی تنظیم شد، به شرکت‌کنندگان اطمینان داده شد داده‌های حاصل از پرسشنامه‌های پژوهش فقط در راستای اهداف پژوهش استفاده می‌شود و موافقت و تمایل شخصی برای شرکت در پژوهش در نظر گرفته شد. در این پژوهش به‌منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش تحلیل معادلات ساختاری و نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۴ استفاده شد.

ابزار سنجش

پرسشنامه مسخ شخصیت کمبریج (CDS)[1]: در این پژوهش جهت اندازه‌گیری متغیر مسخ شخصیت از پرسشنامه مسخ شخصیت کمبریج سیرا و بریوس[2] (۲۰۰۰)، استفاده شد. به دلیل اینکه فرم ترجمه شده این مقیاس در ایران برای دومین بار است که مورد استفاده قرار می‌گیرد و به دلیل نبود ترجمه فارسی این پرسشنامه، برای استفاده در این پژوهش فرم اصلی توسط یک متخصص زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد و سپس دوباره به انگلیسی برگردانده و برای مقایسه با نسخه اصلی مطابقت داده شد و ترجمه مورد تایید قرار گرفت. این پرسشنامه یک ابزار خودگزارشی است که از ۲۹ گویه تشکیل شده است و به منظور سنجش حالت‌های دگرسان بینی خود (احساس غیرواقعی بودن، آشنا پنداری، خرد بینی، تجارب خارج از بدن، فقدان لذت، کرختی هیجانی و غیره) در بیماران ساخته شده است. برای نمره‌گذاری پرسشنامه، علائم در مقیاس درجه بندی از ۰ تا ۴ برای فراوانی (۰=هرگز، ۱= به ندرت، ۲= اغلب، ۳=بیشتراوقات، ۴= همیشه) و از ۱ تا ۶ برای مدت زمان (۱=چند ثانیه، ۲= چند دقیقه، ۳= چند ساعت، ۴= حدود یک روز، ۵= بیش از یک روز، ۶= بیش از یک هفته) قرار گرفته است. دامنه نمرات برای مسخ شخصیت از حداقل ۰ تا حداکثر ۱۱۶ است و کسب نمره بالا از ۷۰ حاکی از وجود حالت‌های مسخ شخصیت است. روایی محتوایی فرم اصلی این پرسشنامه توسط متخصصان تایید شده است. جهت بررسی روایی همزمان نمرات افراد دارای اختلال مسخ شخصیت در این مقیاس با نمرات خرده مقیاس مسخ شخصیت پرسشنامه تجارب تجزیه ای برنستاین و پوتنام مقایسه و همبستگی آنها ۰/۸۰ بود ولی با سایر خرده مقیاس‌های پرسشنامه تجارب تجزیه‌ای همبستگی معناداری نداشت. همچنین مطالعه اعتبارسنجی اولیه، ویژگی‌های روان‌سنجی خوبی را با دقت ۰/۸۷ و حساسیت ۰/۷۶ در تمایز بیماران مبتلا به اختلال مسخ شخصیت از بیماران مبتلا به سایر بیماری‌ها مانند صرع نشان داد. آلفای کرونباخ این پرسشنامه در فرم اصلی ۸۹٪ و ضریب دو نیمه کردن ۹۲٪ به دست آمد که این ابزار را می‌توان معتبر و قابل اعتماد در نظر گرفت (سیرا و بریوس، ۲۰۰۰). در پژوهش یوسفی و همکاران (۱۳۸۸)، آلفای کرونباخ این پرسشنامه۰/۸۰ بود و ضریب بازآزمایی دو ماهه آن ۷۹٪ به دست آمد. همچنین در پژوهش حاضر روایی محتوایی توسط متخصصین تایید شد و پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۸۸ به دست آمد.

پرسشنامه تجارب تجزیه‌ای (DES-II)[3]: پرسشنامه تجارب تجزیه‌ای شامل ۲۸ گویه در مورد تجربیات زندگی روزمره است که اولین نسخه توسط برنستین و پونتام[4] (۱۹۸۶)، و نسخه دوم توسط کارلسون[5] و پوتنام (۱۹۹۳)، طراحی شد. پرسشنامه تجارب تجزیه‌ای یک ابزار خودسنجی کوتاه برای اندازه‌گیری فراوانی تجارب تجزیه‌ای است. نمره‌گذاری پرسشنامه از لیکرت ۱۰ درجه‌ای از هرگز=۰ تا همیشه=۹ انجام می‌شود که دامنه نمرات برای تجارب تجزیه‌ای از حداقل ۰ تا حداکثر ۲۸۰ است و کسب نمره بالا حاکی از وجود فراوانی تجارب تجزیه‌ای است. این مقیاس برای کشف و اطمینان در مورد اختلال هویت تجزیه‌ای و اختلال استرس پس از سانحه مؤثر است. این مقیاس دارای سه بعد فراموشی تجزیه‌ای[6] (سوالات ۲۶-۲۵-۱۰-۸-۶-۵-۴-۳)، مسخ شخصیت[7] و مسخ واقعیت[8] (سوالات ۲۸-۲۷-۱۳-

1Cambridge Depersonalization Scale (CDS)
2 Sierra & Berrios
3 Dissociative Experiences Scale (DES-II)
4. Bernstein & Putnam
5. Carlson
6. dissociative amnesia
7. depersonalization
8. reality distortion

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

۷-۱۱-۱۲) و جذب و تخیل[۱] (سوالات ۲۳-۲۲-۲۰-۱۸-۱۷-۱۶-۱۵-۱۴-۲) است. نمره هر یک از ابعاد با تقسیم بر تعداد سوال هر بعد بر نمره کل حاصل می‌شود و در آخر یک نمره کلی نیز محاسبه خواهد شد (چو[۲]، ۲۰۱۱). برنستین و پوتنام پایایی بازآزمایی پرسشنامه را در فاصله ۴ تا ۸ هفته ۰/۸۴ به دست آوردند. روایی سازه این مقیاس را بین ۰/۵۰ تا ۰/۷۹ به دست آوردند، که نشان دهنده سازگاری درونی خوب آن است. این پرسشنامه میتوانست بین تجارب تجزیه‌ای با سایر تشخیص‌ها تمایز قائل شود. ضریب توافق کندال برای این پرسشنامه ۰/۷۰ به دست آمد (برنستین و پونتام، ۱۹۸۶). در پژوهش بروس[۳] و همکاران (۲۰۰۷) پایایی و روایی این ابزار بررسی شده و دارای همسانی درونی بالایی با آلفای کرونباخ ۹۳٪ و پایایی بازآزمایی دو ماهه بین ۷۹٪ تا ۹۶٪ است و پایایی دو نیمه کردن را بین ۸۳٪ تا ۹۳٪ گزارش کردند. در پژوهش کارگربرزی و همکاران (۱۳۹۷) پایایی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ به دست آمد و نتایج تحلیل عاملی نشان داد که مدل اندازه‌گیری از برازش مطلوبی برخوردار است و همه گویه‌ها از توان آماری مطلوب برای سنجش تجارب تجزیه‌ای برخوردار هستند. همچنین ضریب همبستگی تجارب تجزیه‌ای با افکار خودکشی و صفات حالت عاطفی منفی، جدایی، بازداری زدایی، روان‌پریش-خویی و دشمنی به ترتیب ۰/۵۲، ۰/۱۶، ۰/۲۳، ۰/۲۵، ۰/۳۳ و ۰/۱۷ به دست آمد که گویای روایی همگرای این ابزار با سازه‌های مشابه بود (به نقل از کارگربرزی و همکاران، ۱۳۹۸). همچنین در پژوهش حاضر، پایایی نمره کل با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۹۱ به دست آمد.

پرسشنامه ترومای دوران کودکی(CTQ)[۴]: این پرسشنامه توسط برنستاین[۵]و همکاران (۲۰۰۳)، به منظور سنجش آسیب‌ها و ترومای دوران کودکی توسعه داده شده است. این پرسشنامه یک ابزار غربالگری برای آشکار کردن اشخاص دارای تجربیات سوء استفاده و غفلت دوران کودکی است و هم برای بزرگسالان و هم برای نوجوانان قابل استفاده است. این پرسشنامه ۲۸ سوال دارد که ۲۵ سوال آن برای سنجش مولفه های اصلی پرسشنامه بکار می رود و ۳ سوال آن برای تشخیص افرادی که مشکلات دوران کودکی خود را انکار می کنند بکار می رود و پنج نوع از بدرفتاری در دوران کودکی را مورد سنجش قرار می‌دهد که عبارتند از سوء استفاده جنسی (سوالات ۲۰، ۲۱، ۲۳، ۲۴، ۲۷)، سوء استفاده جسمی[۶] (سوالات ۹، ۱۱، ۱۲، ۱۵، ۱۷)، سوء استفاده عاطفی[۷] (سوالات ۳، ۸، ۱۴، ۱۸، ۲۵)، و غفلت عاطفی[۸] (سوالات ۵، ۷، ۱۳، ۱۹، و ۲۸) و غفلت جسمی[۹] (سوالات ۱، ۲، ۴، ۶، ۲۶). نمره گذاری پرسشنامه به صورت ۵ درجه‌ای لیکرت از هرگز=۰ تا میشه=۴ است. دامنه نمرات برای هریک از زیرمقیاس‌ها از ۵ تا ۲۵ و برای نمره کل ۲۵ تا ۱۲۵ است. نمره بالاتر در این پرسشنامه حاکی از آسیب‌ها و ترومای شدیدتر دوران کودکی است. در مطالعه برنستاین و همکاران (۲۰۰۳)، پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ سوء استفاده جسمی، سوء استفاده جنسی، غفلت عاطفی و غفلت عاطفی به ترتیب برابر با ۰/۸۷، ۰/۸۶، ۰/۹۵، ۰/۸۹، و ۰/۷۸ بود. همچنین روایی همزمان آن با درجه بندی درمانگران از میزان تروماهای کودکی در دامنه ۰/۵۹ تا ۰/۷۸ گزارش شده است (برنستاین و همکاران، ۲۰۰۳). در ایران نیز ابراهیمی و همکاران (۱۳۹۲)، شاخص کلی روایی محتوای را ۰/۸۴ و نسبت روایی محتوایی آن را ۰/۸۰ گزارش کردند که نشان‌دهنده روایی مناسب این پرسشنامه بود. پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ این پرسشنامه را از ۰/۸۱ تا ۰/۹۸ برای مولفه های پنج گانه آن گزارش کردند و پایایی بازآزمایی در بازه زمانی یک ماهه ۰/۹۴ برآورد شد. همچنین در پژوهش حاضر، پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۴ به دست آمد.

پرسشنامه توانمندی ایگو(ESS) [۱۰]: پرسشنامه توانمندی ایگو یکی از مقیاس‌هایی است که به عنوان مقیاس تکمیلی در تست ام‌ام‌پی‌ای ۲ مطرح شده است و دارای ۵۲ ماده است. بارون[۱۱] (۱۹۵۳)، مقیاس توانمندی ایگو را اختصاصا به منظور پیش‌بینی پاسخ بیماران روان‌نژند به روان‌درمانی انفرادی تدوین کرد. نسخه اولیه این پرسشنامه ۶۸ ماده داشت که در نسخه ام‌ام‌پی‌ای ۲ شامل ۵۲ ماده است. نمره‌گذاری پرسشنامه به صورت ۵ درجه‌ای لیکرت از ۱ تا ۵ است که دامنه نمرات برای توانمندی ایگو از حداقل ۰ تا حداکثر ۲۰۸ است و کسب نمره بالا در این پرسشنامه نشان‌دهنده قدرت بالاتر ایگو است. ماده های این پرسشنامه مربوط به کارکرد بدنی، انزوا، وضعیت اخلاقی، کفایت شخصی، توانایی مقابله با هراس‌ها و اضطراب‌ها است. گراهام[۱۲] (۲۰۰۶) با توجه به مطالعه بارون (۱۹۵۳)، در گروهی

9. attraction and imagination
10. Chu
3. Bruce
4 Childhood Trauma Questionnaire (CTQ)
5. Bernstein
6. physical abuse
4. emotional abuse
8. emotional neglect
6. physical neglect
10 ego-strengths scale (ESS)
11. Barron
12. Graham

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

متشکل از ۳۰ بیمار روایی همزمان را مورد بررسی قرار داد و ضریب همبستگی پیرسون را ۰/۷۴ گزارش نمودند. همچنین مقدار ضریب پایایی بازآزمایی به فاصله ۳ ماه بین دو آزمایش را ۷۲٪ گزارش کرد. در مطالعه موتابی و شهرامی (۱۹۹۴)، ضریب بازآزمایی با یک فاصله ۶ هفته ای برای دانشجویان در گروهی متشکل از ۳۰ نفر مرد و زن، ۷۶٪ به دست آمد و روایی زوج- فرد برای نمونه ۱۲۰ نفری دانشجوی مرد و زن به ترتیب ۶۹٪ و ۷۱٪ بود. همچنین در پژوهش حاضر، پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۷۷ به دست آمد.

پرسشنامه سبک دلبستگی (AAI)[1]: این مقیاس توسط هازن وشیور[2] در سال (۱۹۸۷) ساخته شده است. در ایران در مورد نمونه‌های دانشجویی و جمعیت عمومی ایران هنجار یابی شده است (بشارت، ۲۰۱۱). این مقیاس شامل ۱۵ عبارت است و سه سبک دلبستگی اجتنابی (۱-۲-۳-۴-۵)، دلبستگی ایمن (۶-۷-۸-۹-۱۰)، دوسوگرای اضطرابی (۱۱-۱۲-۱۳-۱۴-۱۵)، را در طیف ۵ درجه ای لیکرت (خیلی‌کم=۱، کم=۲، متوسط=۳، زیاد=۴، خیلی‌زیاد=۵) می‌سنجد. حداقل و حداکثر نمره‌ی آزمودنی در زیر مقیاس‌های آزمون به ترتیب ۵ و ۲۵ خواهد بود. هازن و شیور (۱۹۸۷) ضریب پایایی این پرسشنامه را از طیق روش بازآزمایی ۸۱/. و از طریق روش آلفای کرونباخ ۸۷-۰ بدست آوردند. ضریب آلفای کرونباخ پرسش های هریک از زیر مقیاس های ایمن، اجتنابی و مضطرب دوسوگرا در مورد یک نمونه ی ۱۴۸۰ نفری شامل ۸۶۰ زن و ۶۲۰ مرد؛ برای کل آزمودنی‌ها به ترتیب ۰/۹۱ ، ۰/۸۷، ۰/۹۰ بود که نشانه ی همسانی درونی خوب مقیاس دلبستگی بزرگسال است. ضرایب همبستگی بین نمره‌های یک نمونه ۳۰۰ نفری از آزمودنی‌ها در دو نوبت با فاصلهٔ چهار هفته برای سنجش پایایی بازآزمایی در مورد سبک‌های دلبستگی ایمن، اجتنابی و دوسوگرا برای کل آزمودنی ها به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۷۸، ۰/۷۵ محاسبه شد که نشانه پایایی بازآزمایی رضایتبخش مقیاس است. روایی همزمان این مقیاس از طریق اجرای همزمان مقیاس‌های مشکلات بین شخصی و عزت نفس‌کوپر اسمیت درمورد یک نمونه‌ی۳۰۰ نفری از آزمودنی ها ارزیابی‌شد. نتایج ضرایب همبستگی پیرسون نشان داد که بین نمره‌ی آزمودنی‌ها در سبک دلبستگی ایمن و زیرمقیاس مشکلات بین‌شخصی همبستگی منفی‌معنی‌دار (r=-./۴۳ تا r=-./۷۱) و با زیرمقیاس‌های عزت‌نفس همبستگی مثبت معنی‌دار (r=./۳۹ تا r=./۴۱) وجود دارد. بین‌نمره ی آزمودنی‌ها در سبک‌های دلبستگی ناایمن و زیرمقیاس‌های مشکلات‌بین شخصی همبستگی مثبت معنادار (r=./۲۶ تا r=./۴۵)، و با زیر مقیاس‌های عزت‌نفس همبستگی منفی و اما غیرمعنی‌دار به دست آمد. این‌نتایج نشان دهنده ی روایی کافی مقیاس دلبستگی بزرگسال است. نتایج تحلیل عوامل نیز با تعیین سه عامل سبک دلبستگی ایمن، سبک دلبستگی اجتنابی و سبک دلبستگی دوسوگرا، روایی‌سازه ی مقیاس دلبستگی بزرگسال را مورد تایید قرارداد (بشارت، ۲۰۱۱). همچنین در پژوهش حاضر، پایایی با استفاده از آلفای کرونباخ بین ۰/۷۰ تا ۰/۸۰ به دست آمد.

یافته ها

از مجموع ۲۵۰ نفر شرکت‌کننده در پژوهش حاضر ۱۴۳ نفر (۵۷/۲ ٪) زن و ۱۰۷ نفر (۴۲/۸ ٪) مرد بودند. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۵/۶۰± ۲۳/۰۲ سال، و در طیف سنی ۱۵-۳۵ سال مورد بررسی قرار گرفت. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱. ترومای کودکی	۱						
۲. توانمندی ایگو	-۰/۲۶**	۱					
۳. حالات تجزیه‌ای	۰/۳۸**	-۰/۳۱**	۱				
۴. مسخ شخصیت	۰/۳۱**	-۰/۲۵**	۰/۳۹**	۱			
۵. دلبستگی ایمن	-۰/۲۹**	۰/۰۱	-۰/۳۳**	-۰/۲۴**	۱		
۶. ناایمن اجتنابی	۰/۱۹**	-۰/۰۸	۰/۲۲**	۰/۱۹**	-۰/۳۲**	۱	
۷. ناایمن دوسوگرا	۰/۳۱**	-۰/۱۷**	۰/۱۸**	۰/۲۴**	-۰/۰۴	۰/۱۶*	۱

1 Adult Attachment Interview (AAI)
2 Hazen, Shaver

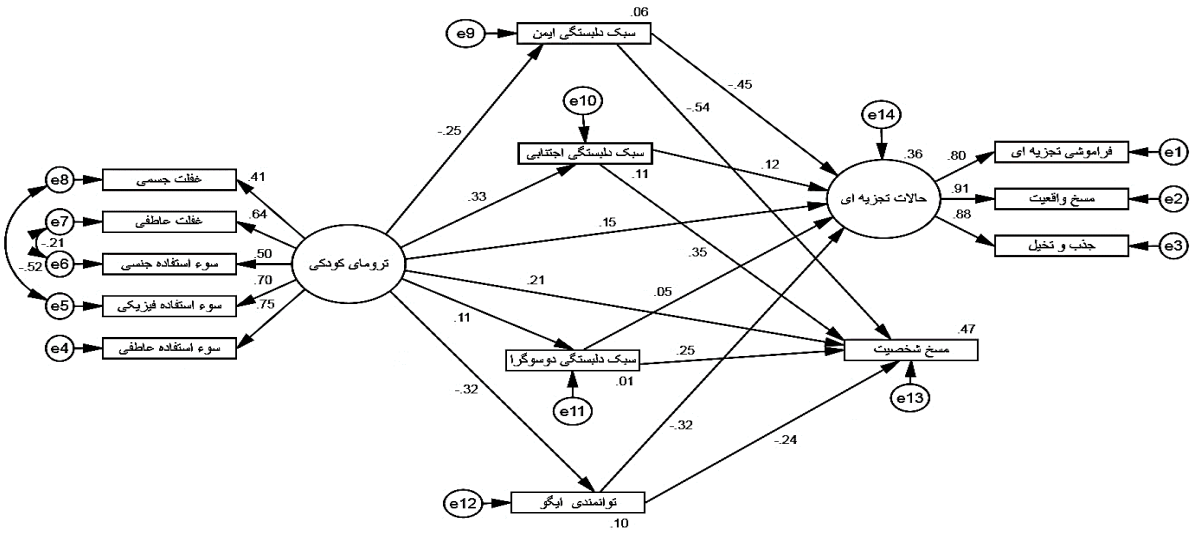
[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

میانگین	۷۰/۷۲	۳۹/۱۷	۰/۸۷	۸۳/۱۲	۱۵/۹۵	۱۵/۱۸	۱۵/۲۲
انحراف معیار	۹/۲۲	۶/۱۵	۰/۱۰	۱۹/۲۹	۳/۲۰	۴/۲۷	۴/۰۷
کجی	۰/۴۵	۰/۳۲	۰/۷۴	۰/۹۸	۰/۰۴	۰/۰۵	-۰/۲۳
کشیدگی	۰/۳۰	۰/۵۳	۰/۶۹	۰/۷۲	-۰/۳۹	-۰/۶۸	-۰/۴۳

**P< ۰/۰۱,*P<۰/۰۵

با توجه به نتایج ماتریس همبستگی در جدول ۱، بین بین متغیرهای پژوهش به غیر از توانمندی ایگو با دلبستگی ایمن و ناایمن اجتنابی، و دلبستگی ایمن با ناایمن دوسوگرا همبستگی وجود دارد و تمام روابط در سطح ۰/۰۱ معنادار هستند.

در پژوهش حاضر جهت بررسی برازش رابطه از روش تحلیل مسیر استفاده شد. پیش از کاربرد این روش، بررسی پیش‌فرض‌های این رویکرد آماری ضروری است. با توجه به اینکه دامنه کجی و کشیدگی متغیرها در بازه ۲± قرار داشت، نرمال بودن تک متغیری مورد تایید قرار گرفت. جهت بررسی نرمال بودن چند متغیری از ضریب کشیدگی استاندارد شده مردیا[1] و نسبت بحرانی استفاده شده است. بنابر پیشنهاد بلانچ[2] (۲۰۱۲)، مقادیر کوچکتر از ۵ برای نسبت بحرانی به‌عنوان عدم تخطی از نرمال بودن چند متغیره در نظر گرفته می‌شود که در این پژوهش ضریب مردیا ۲/۸۰ و نسبت بحرانی ۱/۹۳ به دست آمده بنابراین فرض نرمال بودن چند متغیری برقرار است. جهت بررسی عدم وجود داده‌های پرت چند متغیری، شاخص فاصله ماهالانوبیس، مورد بررسی قرار گرفت و سطوح معناداری کمتر از ۰/۰۵ حاکی از دور افتاده بودن داده‌های پرت مورد نظر است. براساس این شاخص، داده پرت شناسایی نشد. همچنین مفروضه عدم همخطی چندگانه با شاخص‌های تحمل و عامل تورم واریانس ارزیابی شد. در این تحلیل در هیچ یک از مقادیر آماره‌های تحمل و عامل تورم واریانس محاسبه شده برای متغیرهای پژوهش، انحرافی از مفروضه همخطی چندگانه مشاهده نشد. بنابراین بررسی پیش فرض‌های آماری نشان داد که روش تحلیل مسیر، روش مناسبی برای ارزیابی برازش مدل است.



شکل ۱ مدل نهایی پژوهش

شکل ۱ مدل بررسی روابط بین متغیرها را نشان میدهد. در این مدل متغیر ترومای کودکی به عنوان متغیر برونزا قرار گرفته که نقش مستقیم آن بر حالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت و نقش مستقیم و غیرمستقیم آن‌ها بر توانمندی ایگو و سبک دلبستگی مورد بررسی قرار گرفته است. نقش مستقیم توانمندی ایگو و سبک دلبستگی (متغیرهای میانجی) بر حالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت نیز در مدل برآورده شده است. جدول ۲ ضرایب استاندارد مسیرها را نشان می‌دهد.

1 Mardia standardized kurtosis coefficient
2 Blunch

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

جدول ۲. ضرایب استاندارد مسیرهای الگوی پیشنهادی پژوهش

مسیر	ضرایب استاندارد	خطای معیار	نسبت بحرانی	مقدار احتمال(P)
ترومای کودکی ---> مسخ شخصیت	۰/۲۰۸	۰/۴۸۹	۳/۴۶۹	<۰/۰۰۱
ترومای کودکی ---> حالات تجزیه‌ای	۰/۱۵۱	۰/۰۲۳	۲/۲۵۵	۰/۰۲۱
ترومای کودکی ---> سبک دلبستگی ایمن	-۰/۲۴۹	۰/۰۸۱	-۳/۵۱۶	<۰/۰۰۱
ترومای کودکی ---> سبک دلبستگی ناایمن/اجتنابی	۰/۳۳۱	۰/۱۰۹	۴/۶۵۷	<۰/۰۰۱
ترومای کودکی ---> سبک دلبستگی ناایمن/دوسوگرا	۰/۱۰۹	۰/۱۰۳	۱/۵۴۵	۰/۱۲۲
ترومای کودکی ---> توانمندی ایگو	-۰/۳۲۱	۰/۱۱۵	-۴/۸۹۶	<۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ایمن ---> مسخ شخصیت	-۰/۵۳۷	۰/۳۴۶	-۱۱/۰۴۹	<۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ایمن ---> حالات تجزیه‌ای	-۰/۴۵۱	۰/۰۰۲	-۶/۸۷۴	<۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ناایمن/اجتنابی ---> مسخ شخصیت	۰/۳۵۲	۰/۲۶۸	۷/۰۰۲	<۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ناایمن/اجتنابی ---> حالات تجزیه‌ای	۰/۱۲۰	۰/۰۰۱	۱/۸۶۶	۰/۰۶۲
سبک دلبستگی ناایمن/دوسوگرا ---> مسخ شخصیت	۰/۲۵۰	۰/۰۸۳	۳/۷۱۱	<۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ناایمن/دوسوگرا ---> حالات تجزیه‌ای	۰/۰۵۱	۰/۰۰۱	۰/۸۴۴	۰/۳۹۹
توانمندی ایگو ---> مسخ شخصیت	-۰/۲۳۶	۰/۱۷۳	-۵/۰۵۶	<۰/۰۰۱
توانمندی ایگو ---> حالات تجزیه‌ای	-۰/۳۲۳	۰/۱۱۶	-۴/۹۱۱	<۰/۰۰۱

جدول ۲ نشان می‌دهد، ضرایب استاندارد تمام مسیرها، به غیر از مسیر تروما بر دلبستگی دوسوگرا، دلبستگی ناایمن بر حالات تجزیه‌ای، دلبستگی دوسوگرا بر حالات تجزیه ای، با توجه به سطح معناداری کمتر از۰/۰۵معنادار میباشد.

در ادامه جهت بررسی معناداری اثر غیرمستقیم از آزمون بوت استراپ استفاده شد و نتایج آن در جدول ۳ ارائه شد.

جدول ۳ نتایج بوت استرپ برای مسیر غیر مستقیم الگوی پیشنهادی

مسیر	اثر غیرمستقیم	حد پایین	حد بالا	سطح معناداری
ترومای کودکی به مسخ شخصیت از طریق سبک دلبستگی ایمن	۰/۱۳۵۰	۰/۰۹۴۴	۰/۲۲۶۰	<۰/۰۰۱
ترومای کودکی به مسخ شخصیت از طریق سبک دلبستگی ناایمن/اجتنابی	۰/۱۱۵۵	۰/۰۸۰۹	۰/۱۷۷۳	<۰/۰۰۱
ترومای کودکی به مسخ شخصیت از طریق سبک دلبستگی ناایمن/دوسوگرا	۰/۰۲۷۵	-۰/۰۱۷۵	۰/۰۴۶۱	۰/۱۷۳
ترومای کودکی به مسخ شخصیت از طریق توانمندی ایگو	۰/۰۷۶۸	۰/۰۳۴۷	۰/۱۱۶۶	۰/۰۲۲
ترومای کودکی به حالات تجزیه‌ای از طریق سبک دلبستگی ایمن	۰/۱۱۲۵	۰/۰۷۲۳	۰/۱۸۴۰	<۰/۰۰۱
ترومای کودکی به حالات تجزیه‌ای از طریق سبک دلبستگی ناایمن/اجتنابی	۰/۰۳۹۶	-۰/۰۰۷۰	۰/۰۵۶۸	۰/۰۹۶
ترومای کودکی به حالات تجزیه‌ای از طریق سبک دلبستگی ناایمن/دوسوگرا	۰/۰۰۵۵	-۰/۰۱۰۲	۰/۰۱۶۳	۰/۷۲۱
ترومای کودکی به حالات تجزیه‌ای از طریق توانمندی ایگو	۰/۱۰۲۴	۰/۰۶۵۵	۰/۱۷۹۵	۰/۰۰۸

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، با ورود متغیر توانمندی ایگو به مدل به ترتیب اثر غیرمستقیم ترومای کودکی بر حالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت به صورت مثبت ۰/۱۰ و ۰/۰۷ شده است. با ورود متغیر دلبستگی ایمن به مدل به ترتیب اثر غیرمستقیم ترومای کودکی بر حالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت به صورت ۰/۱۱ و ۰/۱۳ شده است. با ورود متغیر دلبستگی ناایمن-اجتنابی به مدل اثر غیرمستقیم ترومای کودکی بر مسخ شخصیت به صورت ۰/۱۱ شده است. نقش میانجی برای متغیر دلبستگی ناایمن دوسوگرا در رابطه تروما و حالت تجزیه‌ای و مسخ شخصیت و همچنین نقش دلبستگی ناایمن-اجتنابی در رابطه تروما و حالت تجزیه‌ای معنادار نبود.

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

جدول۴ شاخص‌های برازندگی الگوی پیشنهادی پژوهش حاضر

شاخصهای برازندگی	(χ^2/df)	RMSEA ($CI_{90\%}$)	PNFI	CFI	PCFI	IFI	GFI
الگوی پیشنهادی	۱/۶۸	۰/۰۶(۰/۰۶ -۰/۰۷)	۰/۵۲	۰/۹۱	۰/۵۲	۰/۹۲	۰/۹۷
قابل قبول	<۳	<۰/۱	>۰/۵	>۰/۹	>۰/۵	>۰/۹	>۰/۹

همانطورکه نتایج مندرج در جدول ۴ نشان می‌دهد، شاخص‌های برازش PCFI=۰/۵۲، PNFI=۰/۵۲، RMSEA=۰/۰۶، IFI=۰/۹۲، CFI=۰/۹۱ و GFI= ۰/۹۷ حاکی از برازش خوب مدل پیشنهادی با داده‌هاست. بنابراین مدل پیشنهادی از برازندگی مطلوبی برخوردار است. بنابراین با توجه به شاخص های برآورد شده، نتایج نشان می دهد الگوی ساختاری مسخ شخصیت و حالات تجزیه‌ای براساس ترومای کودکی با میانجیگری سبکهای دلبستگی و توانمندی ایگو برازش دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تعیین برازش مدل پیش بینی مسخ شخصیت و حالات تجزیه‌ای بر اساس ترومای کودکی با نقش میانجی دلبستگی و توانمندی ایگو انجام شد، نتیجه پژوهش نشان داد که تجارب تروماتیک رابطه معناداری با مسخ شخصیت و حالات تجزیه ای دارد. که این یافته با نتایج پژوهش توماسون و ژاک (۲۰۱۷)، کاتزمن و پاپوچیس (۲۰۲۳) و رایسون و آندریا (۲۰۲۳) همسو بود. در افرادی که دارای تجارب نامطلوب دوران کودکی هستند میزان بالای مسخ شخصیت و حالات تجزیه ای دیده می‌شود، که می‌توان گفت در زمان یک رویداد تروماتیک، گسست به عنوان یک عملکرد محافظتی، به افراد اجازه می‌دهد تا از منبع پریشانی جدا شوند و از خود درونی در برابر آسیب‌های شدید محافظت کند و آنها را قادر می‌سازد تا سازگار شوند (کاتزمن و پاپوچیس، ۲۰۲۳).

همچنین یافته دیگر پژوهش نشان داد که توانمندی ایگو میتواند رابطه بین حالات تجزیه ای و ترومای دوران کودکی را میانجی کند. این یافته ها با نتایج پژوهش جراره و همکاران (۱۴۰۱)، فیلیپ و همکاران (۲۰۱۱) و کلی (۲۰۲۰) همسو بود، در تبیین این نتایج میتوان گفت که توانمندی ایگو نمایانگر پتانسیل فرد در سازگاری با استرس بدون تجربه اضطراب فلج‌کننده می‌باشد، توانمندی ایگو باعث فهم واقع بینانه شرایط مشکل و پاسخ‌گویی مفید به آن‌ها می‌شود، این امر به فرد کمک می‌کند تا به‌صورت اثربخش و سازنده به چالش‌ها و مشکلات پیش‌آمده پاسخ دهد (جراره و همکاران، ۱۴۰۱). همچنین ایگو افراد در دوران کودکی معمولا به علت توانمندی کم و قوای شناختی رشدنایافته، وقتی تحت تاثیر آسیبی جدی قرار می‌گیرند، سریع‌تر قدرت خود را از دست می‌دهد و ضعیف می‌شود. بنابراین از آنجایی که ایگو به طور مستقیم از دنیای بیرونی تأثیر می‌پذیرد، در شرایط تروماتیک، کارکرد حفظ تعادل آن در واکنش به این وضعیت مختل می‌شود و در نتیجه تضعیف کنترل تکانه‌ها و مختل شدن قضاوت و واقعیت‌سنجی، امکان تظاهر نشانگان گسست و حالات تجزیه‌ای از جمله مسخ شخصیت و واقعیت، اختلال در فرایند تفکر و حافظه، احتمال در آمیختگی مرزهای ایگو و ناتوانی فرد در ایجاد مرز بین خود و دیگری را به همراه دارد (کاتزمن و پاپوچیس، ۲۰۲۳). وجود یک ایگوی ضعیف و ناتوان حاصل از ترومای و آسیب‌های شدید دوران کودکی باعث می‌شود که افراد در برابر تنش ناشی از شرایط فشارزای زندگی از مکانیسم‌های دفاعی به‌طور غیرانعطاف‌پذیر استفاده کنند و در نهایت نشانه‌های آسیب روانی و اختلالات تجزیه‌ای را نشان دهند مارتینس[1] و همکاران (۲۰۲۲). بنابراین هنگامی که یک رویداد وحشتناک رخ می‌دهد و ایگو فرد نیز توانایی مقابله با این شرایط را ندارد، سیستم عصبی فرد وارد عمل می‌شود تا از او در برابر دردهای روحی و جسمی محافظت کند و گسستگی و تجزیه شخصیت که بخش مهمی از غریزه بقای فرد در هنگام ضربه دیدن است، اتفاق می‌افتد (کاتزمن و پاپوچیس، ۲۰۲۳).

همچنین یافته دیگر پژوهش نشان داد که دلبستگی ایمن می‌تواند رابطه بین حالات تجزیه ای، مسخ شخصیت و ترومای دوران کودکی را میانجی کند. این یافته ها با نتایج پژوهش مک هیو و ایگن[2] (۲۰۲۳) و هانگ[3] و همکاران (۲۰۲۰) و لیوتی (۲۰۰۶) همسو بود. به گفته لیوتی (۲۰۰۶)، دلبستگی آشفته، خود یک فرآیند تجزیه‌ای است و فرد را مستعد می‌کند تا با حالات تجزیه ای به تروماهای بعدی و استرس‌های زندگی پاسخ دهد. همچنین سیمئون و نوتلسکا (۲۰۲۲) نشان دادند که دلبستگی آشفته، مسخ شخصیت و حالات تجزیه ای

1 Martins
2 McHugh & Egan
3 Huang

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

را پیش‌بینی میکند. در تبیین این نتایج میتوان گفت، کودکان با دلبستگی ایمن محیط خود را بیشتر کشف می‌کنند و میزان دریافت اطلاعات و محرک‌ها در آنان نسبت به کودکان ناامن بیشتر است. این ویژگی باعث می‌شود که کودکان ایمن، توانایی‌های بیشتری را در تنظیم عواطف داشته باشند، در مقابل افراد ناایمن، الگوهایی را می‌سازند که آنها را در مقابل تأثیرات محیطی شکننده و آسیب‌پذیر می‌کند. در نتیجه در زمان رویدادهای تروماتیک وجود یک پایگاه امن درونی میتواند مانع از این شود که سیستم روانی فرد برای جلوگیری از فروپاشی روانی ناشی از تروما به مکانیزم‌های تجزیه‌ای روی آورد (لیوتی، ۲۰۰۶).

آخرین یافته پژوهش نشان داد که مدل پیشنهادی پژوهش از برازش برخوردار است و دلبستگی ایمن و توانمندی ایگو میانجی رابطه ترومای دوران کودکی و حالت‌های تجزیه‌ای و مسخ شخصیت هستند. این نتایج با مطالعه سیمئون و نوتلسکا (۲۰۲۲)، منگ و همکاران (۲۰۱۸)، لین (۲۰۱۵) و تیلور و همکاران (۲۰۱۴) همسو بود. در تبیین آن می‌توان گفت، تجربه تروماهای دوره‌کودکی با دشواری‌ها و آشوب‌های زیادی همراه است و یکی از عوامل خطر در رشد اختلالات تجزیه ای و مسخ شخصیت به شمار می‌رود، با این وجود برخی از افراد که تجربه ترومای کودکی را داشته اند، سطوح طبیعی عملکرد خود را حفظ می کنند، این موضوع میتواند ناشی از این باشد که تفاوت در توانایی های مقابله ای افراد در برابر فشارهای ناشی از تروما، تعیین کننده میزان آسیب ناشی از حوادث دشوار زندگی می‌باشد (بریر، ۲۰۰۶). دو عامل محافظتی درون روانی مهم در مدیریت فشارهای محیطی، دلبستگی ایمن به عنوان پایگاه امن درون روانی و توانمندی ایگو به منزله ظرفیت مدیریت و تعدیل فشارهای روانی می‌باشد، این عوامل میتوانند واکنشهای فرد را به عوامل استرس زایی که او را مستعد یک پیامد ناسازگار می کنند، تغییر دهند. که این نتایج نشان میدهند، سازه‌های دلبستگی ایمن و تاب‌آوری ایگو نقش مهمی در سلامت روانی دارند. (منگ و همکاران، ۲۰۱۸؛ لین، ۲۰۲۰). در نتیجه با توجه به نتایج پژوهش حاضر، زمانی که فرد با رویدادی تروماتیک روبرو شود، اگر مکانیزم هایی درونی مانند الگوی دلبستگی امن و ایگویی توانمند، جهت مقابله با فشارهای روانی نداشته باشد، سیستم روانی راهی جز تجزیه و گسست برای حفظ بقای فرد ندارد و در نتیجه فرد دچار اختلالات تجزیه‌ای و مسخ شخصیت می‌شود. به طور کلی از یافته های پژوهش میتوان نتیجه گرفت که عوامل متعددی بر ایجاد حالات تجزیه‌ای در افراد تروما دیده تاثیر میگذارند. در این پژوهش به بررسی نقش دو متغیر توانمندی ایگو و دلبستگی ایمن در پیش بینی حالات تجزیه ای و مسخ شخصیت پرداخته شد، که نتایج نشان داد این دو متغیر میتوانند رابطه بین حالات تجزیه و تروما را میانجی کنند.

انجام این تحقیق همانند هر پژوهش دیگری با محدودیت‌هایی مواجه بود که هنگام تفسیر نتایج باید مد نظر قرار گیرند و یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر، در نظر نگرفتن نقش تعدیل‌کنندگی عوامل جمعیت شناختی بود. همچنین در پژوهش حاضر برای انتخاب نمونه آماری از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شد و عدم استفاده از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی از محدودیت‌های پژوهش حاضر است. بنابراین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی نقش تعدیل‌کنندگی عوامل جمعیت شناختی در نظر گرفته شود و در پژوهش‌های آتی از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی استفاده گردد. در نهایت براساس یافته‌های حاصل از پژوهش به منظور افزایش توانمندی ایگو و الگوی دلبستگی ایمن، پیشنهاد می‌شود در خانواده‌ها و در جامعه بستری مناسب برای پرورش رشد اخلاقی، شخصیت سالم، دلبستگی‌های ایمن، سبک‌های فرزندپروری صحیح و سازگاری درونی فرد با تعارضات بیرون، تلاش و برنامه‌ریزی جامعی صورت گیرد. همچنین راه‌های درمانی و آموزشی مناسب و کارساز در جهت پروراندن توانمندی ایگو و ایجاد فضای درمانی امن برای بازسازی دلبستگی ایمن، در افراد مبتلا به ترومای دوران کودکی مورد مطالعه و کارآزمایی بالینی قرار گیرد.

منابع

ابراهیمی، ح.، و دژکام، م.، یوسفی، س. (۱۳۹۲). رابطه تروماهای دوران کودکی و سبک های دلبستگی با رفتار اقدام به خودکشی در زنان مراجعه کننده به بیمارستان لقمان حکیم در مقایسه با جمعیت عمومی، *فصلنامه فرهنگی - تربیتی زنان و خانواده*، ۷(۲۳)، ۴۷-۷۰. https://civilica.com/doc/1722198

انجمن روانپزشکی آمریکا. (۲۰۲۲). راهنمای تشخیصی و آماری اختلال های روانی. ویرایش پنجم (متن بازنگری شده). ترجمه مهدی گنجی (۱۴۰۱). تهران: *انتشارات ساوالان*. https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425787

ترکاشوند، ف؛ جعفری، ف؛ رضاییان، م؛ شیخ فتح الهی، م. (۱۳۹۲). بررسی شیوع کودک آزاری و برخی عوامل جمعیت شناختی مؤثر بر آن در دانش آموزان مقطع سوم راهنمایی شهر زنجان در سال ۱۳۹۰.*مجله دانشگاه علوم پزشکی رفسنجان*، ۱۲(۶)، ۴۴۷-۴۶۰. http://journal.rums.ac.ir/article-1-1823-fa.html

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

جراره، ج.، سیفوری، ا.، امیری، م. (۱۴۰۱). پیش بینی اختلالات شخصیت بر اساس ترومای پیچیده با میانجی گری توانمندی ایگو. *مطالعات روانشناسی بالینی*، ۱۲ (۴۶)، ۲۳-۱. https://doi.org/10.22054/jcps.2022.63659.2644

ساروقی، م.، و طاهری، ا. (۱۳۹۶). مقایسه تجارب گسست در افراد با تجربه ترومای کودکی و بدون تجربه ترومای کودکی. دهمین *کنفرانس بین المللی روانشناسی و علوم اجتماعی* (صفحه ۴۷۲). تهران. https://civilica.com/doc/738849

کارگربرزی، ح.، کربلایی محمد میگونی، ا.، برماس، ح.، و تقی لو، ص. (۱۳۹۷). ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس تجارب تجزیه‌ای و همبستگی آن با افکار خودکشی و صفات بیمارگون شخصیت در بیماران افسرده. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۹(۳۴)، ۱۱۵-۱۳۱. https://doi.org/10.22054/jem.2019.21744.1533

کارگربرزی، ح.، کربلایی، ا.، میگونی، م.، برماس، ح.، تقی‌لو، ص. (۱۳۹۸). تبیین اثر صفات بیمارگون شخصیت بر تجارب تجزیه ای در بیماران افسرده: نقش میانجی گر نظم جویی هیجانی و اجتناب تجربی. *علوم روانشناختی*، ۱۸ (۷۷)، ۵۹۵-۵۷۹. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17357462.1398.18.77.10.3

محمودیان، خ.، رحمانیان قطب آبادی، پ. (۱۳۹۹). نقش تجارب تروما و سبک‌های دلبستگی با علائم تجزیه‌ای در دانشجویان دانشگاه علوم پزشکی زاهدان. *کنفرانس روانشناسی، علوم تربیتی، علوم اجتماعی و مشاوره*. https://civilica.com/doc/1025819

میکاییلی، ن، و زمانلو، خ. (۱۳۹۱). بررسی میزان شیوع کودک آزاری و نیز پیش بینی آن از طریق بررسی افسردگی و اضطراب والدین، سبک های دلبستگی و سلامت روانی نوجوانان پسر آنان. *روانشناسی افراد استثنایی*، ۲(۵)، ۱۴۵-۱۶۶. https://sid.ir/paper/208404/fa

یوسفی، ر.، پور اعتماد، ح.، جنگی اقدام، ح. (۱۳۸۸). دگرسان بینی خود در بیماران مبتلا به صرع قطعه گیجگاهی و اختلال پانیک. *مجله پزشکی دانشگاه علوم پزشکی تبریز*. ۳۱ (۳). ۱۰۳-۱۰۸. https://sid.ir/paper/47290/fa

Acat, O., & Hisar, K.M. (2023). Childhood Traumas, Ego Defense Mechanisms and Happiness Levels in Students Of A Medical School. *Genel Sağlık Bilimleri Dergisi*, 5 (1), 34 -46. https://doi.org/10.51123/jgehes.2023.73

Ainsworth, M. D. S., Bell, S. M., & Stanton, D. S. (1971). Individual differences in strange-situation behavior of one-year-olds. In H. R. Schaffer (Ed.), The origins of human social relations. *New York*: Academic Press.

Ainsworth, M.D.S., Blehar, M., Waters, E. & Wall, S. (1978). Patterns of attachment: A psychological study of the Strange Situation. Hillsdale, *NJ*: Erlbaum.

Barron, F. (1953). An ego-strength scale that predicts response to psychotherapy. *Journal of Consulting Psychology*, 17 (5), 327-333. https://doi.org/10.1037/h0061962

Bernstein, D. P., Stein, J. A., Newcomb, M. D., Walker, E., Pogge, D., Ahluvalia, T., Stokes, J., Handelsman, L., Medrano, M., Desmond, D., & Zule, W. (2003). Development and validation of a brief screening version of the Childhood Trauma Questionnaire. *Child Abuse & Neglect*, 27(2), 169-190. https://doi.org/10.1016/S0145-2134(02)00541-0

Bernstein, E. M., & Putnam, F. W. (1986). Development, reliability, and validity of a dissociation scale. The *Journal of Nervous and Mental Disease*, 174(12), 727-735. https://doi.org/10.1097/00005053-198612000-00004

Besharat, M. A. (2011). Development and validation of Adult Attachment Inventory. Procedia - *Social and Behavioral Sciences*, 30, 475-479. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.093

Blunch, N. (2012). Introduction to Structural Equation Modeling Using IBM SPSS Statistics and AMOS. Sage.

Briere J. (2006). Dissociatives symptoms and trauma exposure: Specificity, affect dysregulation, and posttraumatic stress. *J Nerv Ment Dis*, 194(2), 78–82. https://doi.org/10.1097/01.nmd.0000198139.47371.54

Brown M, Worrell C, Pariante CM. (2021). Inflammation and early life stress: An updated review of childhood trauma and inflammatory markers in adulthood. *Pharmacology Biochemistry and Behavior*, 211, 173291. https://doi.org/10.1016/j.pbb.2021.173291

Chu, J. A. (2011). Rebuilding shattered lives: Treating complex PTSD and dissociative disorders. John Wiley & Sons. https://psycnet.apa.org/doi/10.1002/9781118093146

Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current Directions in Psychological Science*, 1(3), 98-101. https://doi.org/10.1111/1467-8721.ep10768783

Graham, J. R. (2006). MMPI-2: Assessing Personality and Psychopathology. (4th ed.) Tehran: *Arjmand*. [In Persian]

Goffinet, S.J.L., & Beine, A. (2018). Prevalence of dissociative symptoms in adolescent psychiatric inpatients. *European Journal of Trauma & Dissociation*, 2(1), 39-45. https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2017.10.008

Hazen, C., & Shaver, P. R. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59, 270-280. DOI:10.4324/9781351153683-17

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

Kate, M.-A., Hopwood, T., & Jamieson, G. (2020). The prevalence of Dissociative Disorders and dissociative experiences in college populations: a meta-analysis of 98 studies. *Journal of Trauma & Dissociation*, 21(1), 16-61. https://doi.org/10.1080/15299732.2019.1647915

Katzman, W., & Papouchis, N. (2023). Effects of Childhood Trauma on Mentalization Capacities and Dissociative Experiences. *Journal of Trauma & Dissociation*, 24(2), 284-295. https://doi.org/10.1080/15299732.2023.2168829

Kelly, W. E. (2020). Nightmares and ego strength revisited: Ego strength predicts nightmares above neuroticism and general psychological distress. *Dreaming*, *30*(1), 29–44. https://doi.org/10.1037/drm0000118

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]

Kong, S. S., Kang, D. R., Oh, M. J., & Kim, N. H. (2018). Attachment insecurity as a mediator of the relationship between childhood trauma and adult dissociation. *Journal of Trauma & Dissociation*, 19(2), 214-231. https://doi.org/10.1080/15299732.2017.1329772

Lane, J. A. (2015). Counseling emerging adults in transition: Practical applications of attachment and social support research. *The Professional Counselor*, 5(1), 15–27. https://doi.org/10.15241/jal.5.1.15

Lane, J. (2020). Attachment, Ego Resilience, Emerging Adulthood, Social Resources, and Well-Being Among Traditional-Aged College Students. *The Professional Counselor*. 10(2), 157–169. https://doi.org/10.15241/jal.10.2.157

Langeland, W., Jepsen, E. K. K., Brand, B. L., Kleven, L., Loewenstein, R. J., Putnam, F. W., Schielke, H. J., Myrick, A., Lanius, R. A., & Heir, T. (2020). The economic burden of dissociative disorders: A qualitative systematic review of empirical studies. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 12(7), 730–738. https://doi.org/10.1037/tra0000556

Leutner, S., Piedfort-Marin, O. (2021). The concept of ego state: From historical background to future perspectives. European *Journal of Trauma & Dissociation*, 5, 100184. http://dx.doi.org/10.1016/j.ejtd.2020.100184

Liotti, G. (2006). A model of dissociation based on attachment theory and research. *Journal of Trauma & Dissociation*, 7(4), 55-73. https://doi.org/10.1300/J229v07n04_04

Martins, HA., Ribas, VR., dos Santos Ribas, KH., da Fonseca Lins, L., Mainieri, AG. (2022). Case report: anomalous experience in a dissociative identity and borderline personality disorder. *Front Psychiatry*, 13, 662290. https://dx.doi.org/10.3389/fpsyt.2022.662290

McHugh, L., & Egan, J. (2023). Psychological and somatic manifestations of dissociation: The role of childhood trauma, attachment, and alexithymia. *European Journal of Trauma & Dissociation*, 7(1), 100316. https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2023.100316.

Meng, X., Fleury, MJ., Xiang, YT. et al. (2018). Resilience and protective factors among people with a history of child maltreatment: a systematic review. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol*, 53(5), 453–475. https://doi.org/10.1007/s00127-018-1485-2

Philippe, F. L., Laventure, S., Beaulieu-Pelletier, G., Lecours, S., & Lekes, N. (2011). Ego-resiliency as a mediator between childhood trauma and psychological symptoms. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 30(6), 583–598. https://doi.org/10.1521/jscp.2011.30.6.583

Raison, U., & Andrea, S. (2023). Childhood trauma in patients with dissociative identity disorder: A systematic review of data from 1990 to 2022. *European Journal of Trauma & Dissociation*, 7 (1), 100310. https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2022.100310

Sierra, M., & Berrios, G. E. (2000). The Cambridge depersonalization scale: Instrument for the measurement of depersonalization. *Psychiatry Research*, 93, 153-164. https://doi.org/10.1016/S0165-1781(00)00100-1

Simeon, D., & Knutelska, M. (2022). The role of fearful attachment in depersonalization disorder. *European Journal of Trauma & Dissociation*, 6(3), 2468-7499. https://doi.org/10.1016/j.ejtd.2022.100266

Taylor, Z. E., Doane, L. D., & Eisenberg, N. (2014). Transitioning from high school to college: Relations of social support, ego-resiliency, and maladjustment during emerging adulthood. *Emerging Adulthood*, 2(2), 105–115. https://doi.org/10.1177/2167696813506885

Thomson, P., & Jaque, S. V. (2017). Depersonalization, adversity, emotionality, and coping with stressful situations. *Journal of Trauma & Dissociation*, 19(2), 143-161 https://doi.org/10.1080/15299732.2017.1329770

Wagner-Skacel, J., Riedl, D., Kampling, H., Lampe, A. (2022). Mentalization and dissociation after adverse childhood experiences. *Scientific Reports*, 12(1), 6809. https://doi.org/10.1038/s41598-022-10787-8

[Downloaded from frooyesh.ir on 2026-10-05]