Iranian Journal of Nursing Research (IJNR) Orginal Article

August-September 2026, Volume 21, Issue 3 10.22034/ijnr.21.3.31

Modeling Depression Symptoms Based on Childhood Trauma Experience and Alexithymia in University Students: The Mediating Role of Mentalization Capacity

Behnaz Pishgahi [1], Kobra Haji Alizade[2*], Seyed Abdolvahab Samavi[3]

1- PhD. Student, Department of Psychology, BA.C., Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran.
2- Associate Professor, Department of Psychology, BA.C., Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran.
3- Professor, Department of Education, University of Hormozgan, Bandar Abbas, Iran.

Corresponding Author: Kobra Haji Alizade, Associate Professor, Department of Psychology, BA.C., Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran.
E-mail: Hajializadehk@iau.ac.ir

Received: 2026/07/18 Accepted: 2026/08/17

Abstract

Introduction: In today's fast-paced world, students' mental health has become one of the main concerns of society. Students, as the future builders of the country, are exposed to numerous academic, social, and economic pressures that may affect their mental health. Therefore, the present study was conducted with the aim of modeling depressive symptoms based on childhood trauma and alexithymia among university students, with the mediating role of mentalization capacity.

Methods: In terms of purpose, this study was basic research and was conducted within a correlational design using structural equation modeling (SEM). The study population included all students of Islamic Azad Universities in Tehran during the second half of the year 1404, among whom 350 participants were selected through convenience sampling after applying inclusion and exclusion criteria. Data were collected using the Childhood Trauma Questionnaire (CTQ), the Toronto Alexithymia Scale (TAS), the Beck Depression Inventory–Second Edition (BDI-II), and the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). Data were analyzed using Pearson correlation and structural equation modeling through SPSS and AMOS software.

Results: The results indicated that the research model demonstrated an acceptable fit with the data. Furthermore, the results revealed that the direct paths from childhood trauma to mentalization capacity ($t=-5.25, \beta=-0.57$), alexithymia to mentalization capacity ($t=-2.99, \beta=-0.30$), childhood trauma to depressive symptoms ($t=2.84, \beta=0.30$), and mentalization capacity to depressive symptoms ($t=-2.45, \beta=-0.28$) were significant. Additionally, the path from alexithymia to depressive symptoms was not significant ($t=1.67, \beta=0.15$). The indirect effect of childhood trauma on depressive symptoms through the mediating role of mentalization capacity was significant ($\beta=0.16, p=0.018$). Similarly, the indirect effect of alexithymia on depressive symptoms through the mediating role of mentalization capacity was significant ($\beta=0.08, p=0.016$). The results also showed that the research variables collectively explained 45% of the variance in depressive symptoms.

Conclusions: Based on the findings of the present study, mentalizing capacity mediates the relationship between childhood trauma and alexithymia with depressive symptoms in students. Therefore, in addressing depressive symptoms, attention should be paid to the role of these variables. It is recommended that the findings of the present study be utilized in designing effective preventive and therapeutic interventions for depressive symptoms.

Keywords: Childhood trauma, Alexithymia, Depressive symptoms, Mentalizing capacity.

How to cite this article: Behnaz Pishgahi, Kobra Haji Alizade, Seyed Abdolvahab Samavi, Modeling Depression Symptoms Based on Childhood Trauma Experience and Alexithymia in University Students: The Mediating Role of Mentalization Capacity, Iranian Journal of Nursing Research (IJNR). 2026. P: 31-43 (in Persian).
Published by Iranian Nursing Association.
This is an open access article under the CC BY license (http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/).

نشریه پژوهش پرستاری | مقاله پژوهشی

مرداد و شهریور ۱۴۰۵، دوره ۲۱، شماره ۳

10.22034/ijnr.21.3.31

مدل یابی علائم افسردگی بر اساس تجربه ترومای کودکی و ناگویی هیجانی در دانشجویان: نقش میانجی ظرفیت ذهنی سازی

بهناز پیشگاهی[۱]، کبری حاجی علیزاده[۲*]، سید عبدالوهاب سماوی[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه روانشناسی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
۲. دانشیار، گروه روانشناسی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
۳. استاد، گروه علوم تربیتی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه هرمزگان، بندرعباس ایران.

نویسنده مسئول: کبری حاجی علیزاده، دانشیار، گروه روانشناسی، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
ایمیل: Hajializadehk@iau.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۵/۵/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۵/۲۶

چکیده

مقدمه: در دنیای پرشتاب امروز، سلامت روان دانشجویان به یکی از دغدغه‌های اصلی جامعه تبدیل شده است. دانشجویان به عنوان قشر آینده‌ساز کشور، در معرض فشارهای تحصیلی، اجتماعی و اقتصادی متعددی قرار دارند که می‌تواند سلامت روان آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین پژوهش حاضر با هدف مدل‌یابی علائم افسردگی بر اساس ترومای کودکی و ناگویی هیجانی در دانشجویان با نقش میانجی ظرفیت ذهنی‌سازی انجام شد.

روش کار: این پژوهش از نظر هدف جزء پژوهش های بنیادی و در چارچوب یک طرح همبستگی از نوع مدل آزمایی معادلات ساختاری انجام شد. جامعه پژوهش حاضر شامل کلیه دانشجویان دانشگاه های آزاد شهر تهران بودند که در نیمه دوم سال ۱۴۰۴ مشغول به تحصیل بودند که از میان آنها ۳۵۰ نفر با روش نمونه‌گیری دردسترس و با بررسی معیارهای ورود و خروج انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسشنامه ترومای دوران کودکی (CTQ)، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS)، پرسشنامه افسردگی بک ویرایش دوم (BDI-II) و پرسشنامه کنش‌وری تأملی (RFQ) استفاده شد. داده ها با روش‌های آماری همبستگی پیرسون و مدل سازی معادلات ساختاری با استفاده از نرم افزارهای SPSS و AMOS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

یافته‌ها: نتایج نشان داد که مدل پژوهش از برازش مطلوبی با داده‌ها برخوردار است. همچنین نتایج نشان داد که مسیر مستقیم ترومای کودکی به ظرفیت ذهنی‌سازی (β=-۰/۵۷ ،t= -۵/۲۵)، ناگویی هیجانی به ظرفیت ذهنی‌سازی (t= -۲/۹۹، β=-۰/۳۰)، ترومای کودکی به علائم افسردگی (t =۲/۸۴ ،β=۰/۳۰) و ظرفیت ذهنی‌سازی به علائم افسردگی (t=-۲/۴۵، β=-۰/۲۸) معنادار است. همچنین مسیر مستقیم ناگویی هیجانی به علائم افسردگی (t= ۱/۶۷، β=۰/۱۵) معنادار نیست. رابطه غیرمستقیم ترومای کودکی از طریق نقش میانجی ظرفیت ذهنی‌سازی با علائم افسردگی (β=۰/۱۶، p=۰/۰۱۸) معنادار بود. رابطه غیرمستقیم ناگویی هیجانی از طریق نقش میانجی ظرفیت ذهنی‌سازی با علائم افسردگی (β=۰/۰۸، p=۰/۰۱۶) معنادار بود. نتایج همچنین نشان داد که متغیرهای پژوهش در مجموع ۴۵ درصد از واریانس علائم افسردگی را تبیین کردند.

نتیجه‌گیری: بر اساس نتایج پژوهش حاضر ظرفیت ذهنی سازی رابطه بین ترومای دوران کودکی و ناگویی هیجانی با علائم افسردگی در دانشجویان را میانجی گری می کند، بنابراین برای کار بر روی علائم افسردگی باید به نقش این متغیرها توجه نمود و پیشنهاد می شود در تدوین مداخلات پیشگیرانه و درمانی کارآمد برای علائم افسردگی از یافته های پژوهش حاضر استفاده شود.

کلیدواژه‌ها: ترومای کودکی، ناگویی هیجانی، علائم افسردگی، ظرفیت ذهنی‌سازی.

مقدمه

افسردگی شایعترین و مخرب ترین اختلال روانی است که حدود ۳/۸ درصد از جمعیت جهان را تحت تأثیر قرار می دهد (۱). سازمان بهداشت جهانی در سال ۲۰۱۷ پیش بینی کرد که افسردگی تا سال ۲۰۳۰ عامل اصلی اختلالات روانی در سراسر جهان خواهد بود (۲). افسردگی با خلق و خوی ضعیف طولانی مدت، کاهش علاقه و کاهش انرژی مشخص می شود و می تواند منجر به کاهش عزت نفس، مشکلات خواب، کاهش اشتها و حتی رفتار خودکشی شود (۳).

نقش محیط های پراسترس در ایجاد علائم افسردگی و روانی به خوبی شناخته شده است به طوری که رویدادهای پراسترس زندگی می توانند اکثر علائم افسردگی را پیش گویی کنند (۴). دانشگاه ها یکی از محیط های بحرانی جهت مطالعه سلامت روانی جوانان است. دانشجویان معمولا با انواع متفاوتی از استرس ها از جمله دوری از خانواده، زندگی با سایر دانشجویان، کاهش نظارت والدین، فشارهای محیط های آموزشی ملزم به موفقیت و آینده نامشخص روبرو هستند. دانشجویان همچنین با برخی از مشکلات اجتماعی، عاطفی و جسمی خانواده نیز درگیرند که ممکن است توانایی یادگیری و کارایی آموزشی را متاثر سازد (۵). این تغییرات می توانند احتمال افسردگی را افزایش داده و سلامت عمومی را تحت تاثیر قرار دهند. با توجه به شیوع علائم افسردگی و افکار خودکشی در دانشجویان، درک فرآیندها و مکانیسم هایی که در شروع یا تشدید علائم افسردگی و افکار خودکشی در دانشجویان نقش دارند، ضروری است.

یکی از عواملی که بر افسردگی بزرگسالان تاثیر می گذارد، تجربیات آسیب زای دوران کودکی است (۶). ترومای کودکی (Childhood Trauma)، آسیب روان شناختی است و زمانی ایجاد می شود که یک فرد در دوران کودکی یا نوجوانی تحت رفتار نامناسبی قرار می گیرد و خارج از توانایی مقابله ای فرد با این رفتارهاست، از جمله این رفتارها شامل آزار عاطفی، غفلت عاطفی، آزار جسمی و غفلت جسمی است (۳). پژوهش ها نشان می دهد که تروماهای دوران کودکی می تواند خطر ابتلا به افسردگی را چهار برابر افزایش دهد (۷). درواقع ترومای دوران کودکی می تواند به عنوان یک عامل خطر اساسی برای افسردگی عمل کند. شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که بیش از نیمی از بیماران مبتلا به اختلال افسردگی اساسی، سابقه تجربه ترومای دوران کودکی را گزارش کرده‌اند و علائم افسردگی شدیدتری را نشان می‌دهند (۶). طبق یک فرضیه، ترومای دوران کودکی حساسیت شدیدی نسبت به رویدادهای نامطلوب آینده ایجاد می کند، به طوری که حتی رویدادهای جزئی ممکن است واکنش ژنتیکی افسردگی را برانگیزد (۸). در همین حال، افرادی که ترومای دوران کودکی را تجربه می‌کنند، زودتر علائم افسردگی را بروز می‌دهند و درمان آن چالش‌برانگیزتر است. ترومای دوران کودکی تأثیر طولانی مدتی بر خطر ابتلا به علائم افسردگی در افراد، حتی تا اواخر عمر دارد (۹). اگرچه تحقیقات قبلی ارتباط بین علائم افسردگی و ترومای دوران کودکی را نشان داده اند، اما عوامل تأثیرگذار بالقوه در پشت این ارتباط نسبتاً نامشخص باقی مانده است (۱۰).

از سویی دیگر بسیاری از مطالعات نشان داده اند که ناگویی هیجانی (Alexithymia) و افسردگی با هم ارتباط دارند (۱۱)، و ویژگی های مختلف ناگویی هیجانی با افسردگی همبستگی مثبت دارد (۱۲). به این ترتیب با کاهش افسردگی، ناگویی هیجانی کاهش می یابد، بنابراین با بهبود خلق وخوی فرد توانایی تشخیص و شناسایی احساسات فرد نیز بهبود می یابد (۱۳). برخی از نویسندگان حتی پیشنهاد می کنند که معیارهای افسردگی و ناگویی هیجانی سازه هایی هستند که از یکدیگر قابل تشخیص نیستند (۱۴). با این وجود، به نظر می رسد که ویژگی های منفرد ناگویی هیجانی رفتار متفاوتی دارند، تفکر بیرون گرا باقی می ماند حتی اگر توانایی شناسایی و توصیف احساسات بهبود یابد. بنابراین، اگرچه تأیید شده است که رابطه ای بین ناگویی هیجانی و افسردگی وجود دارد، اما ماهیت و تفاوت های ظریف این رابطه هنوز نامشخص است (۱۵).

تعداد زیادی از نظریه ها در مورد مکانیسم های روان شناختی زمینه ای و میانجی جهت ترسیم دقیق تر افسردگی به عنوان یک چالش وجود دارد (۱۶). در این مطالعه فرض بر این است که ذهنی سازی (Mentalization) می تواند میانجی رابطه بین ترومای کودکی و ناگویی هیجانی با افسردگی باشد. ذهنی سازی شکلی از فعالیت ذهنی در مورد خود و دیگران یعنی فهم و تفسیر رفتار انسان در وضعیت ذهنی آگاهانه (مثل نیازها، آرزوها، احساسات، باورها، اهداف، مقاصد و دلایل) است. نظریه ذهنی سازی بیان می کند که دلبستگی (یعنی مدل کاری درونی که یک فرد از خود و دیگران بر اساس تجربیات مراقبت اولیه شکل می دهد) و ذهنی سازی (یعنی درک رفتار خود و دیگران که توسط

حالات ذهنی هدایت می شود) جنبه های کلیدی در ایجاد مشکلاتی از جمله مشکلات بین فردی، ساختار شخصیتی ناسازگار و طیفی از پیامدهای روانی منفی هستند (۱۷، ۱۸). در واقع، این نظریه بیان می‌کند که اختلالات در سیستم دلبستگی، مانند بدرفتاری با کودک، توانایی انعکاس حالات ذهنی درونی خود و دیگران را، به‌ویژه در حالت‌های استرس‌زای عاطفی، مختل می‌کند و نقص در توانایی ذهنی‌سازی منجر به آسیب روانی می‌شود (۱۷).

به نظر می رسد وجود سابقه بدرفتاری های دوران کودکی توانایی ذهنی سازی را تضعیف می کند (۱۹). فولر (Fowler) در مطالعه خود بیان کرد وجود سابقه بدرفتاری های دوران کودکی توانایی ذهنی سازی را تضعیف می کند. به علاوه پژوهش وانگر (Wagner) و همکاران نشان داد که افراد با ظرفیت ذهنی سازی پایین ممکن است بار هیجانی بیشتر مرتبط با علائم روان شناختی (افسردگی، خودزنی و جسمانی سازی) را گزارش کنند و ذهنی سازی احتمالاً می تواند واسطه بین این مشکلات باشد؛ بنابراین ذهنی سازی احتمالاً می تواند برای ساخت مدل‌های جدید و هم برای توسعه استراتژی‌های درمانی جدید حیاتی باشد (۲۰). لذا با توجه به اینکه ذهنی سازی به افراد اجازه می دهد تا افکار را از واقعیت عاطفی متمایز کنند و در فضای بازنمایی حرکت کنند و همچنین، نقش اساسی در تنظیم رفتار، حالات و تکانه های هیجانی شدید دارد (۲۱)؛ فرض بر این است که این مکانیسم می تواند میانجی گر رابطه بین ترومای کودکی و ناگویی هیجانی با علائم افسردگی در دانشجویان باشد. لذا با توجه به تأثیرات عوامل روانشناختی از قبیل تروماهای دوران کودکی، ناگویی هیجانی و ذهنی سازی بر افسردگی، بررسی این متغیرها می تواند در جهت اقدامات و مداخلات لازم در زمینه افسردگی مفید واقع شود. از سویی دیگر، با توجه به این که افسردگی از عوامل مهم تخریب عملکرد و بازدهی شغلی و تحصیلی دانشجویان به حساب می آید، شناخت موارد پیش بینی کننده و تاثیرگذار بر نشانه های این اختلال می توانند مهمی در جهت کمک به مداخله در آن و بهبود عملکرد تحصیلی دانشجویان و به طبع موفقیت شغلی آینده برای آنها باشد، با توجه به تأثیرات عوامل روانشناختی از قبیل ترومای کودکی، ناگویی هیجانی و ظرفیت ذهنی سازی بر علائم افسردگی بررسی این متغیرها می تواند در جهت اقدامات و مداخلات لازم در زمینه افسردگی مفید واقع شود. بنابراین با توجه به مباحث فوق، هدف پژوهش حاضر، مدل‌یابی روابط بین تجربه ترومای کودکی و ناگویی هیجانی با علائم افسردگی با توجه به نقش میانجی ظرفیت ذهنی سازی انجام شد.

روش کار

روش حاضر توصیفی- همبستگی از نوع روش های مدل یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری پژوهش شامل تمامی دانشجویان دانشگاه‌های آزاد شهر تهران بود که در نیمه دوم سال ۱۴۰۴ دانشجو بودند. کلاین (Kline) (۲۲) معتقد است حداقل حجم نمونه برای مدل معادلات ساختاری ۲۰۰ قابل دفاع است، اما در این پژوهش برای تعمیم پذیری بیشتر نتایج حجم نمونه ۳۵۰ نفر به روش نمونه گیری دردسترس انتخاب شد. معیارهای ورود به مطالعه شامل: تکمیل فرم رضایت آگاهانه و دانشجوی دانشگاه آزاد شهر تهران بودن و ملاک‌های خروج از پژوهش نیز عبارت بودند از: تکمیل ناقص پرسشنامه های پژوهش. در این پژوهش اصول رازداری و محرمانگی، رضایت آگاهانه و احترام به حقوق آزمودنی ها رعایت گردید. روش تحلیل داده ها با استفاده از شاخص های توصیفی، ضریب همبستگی و مدل سازی معادلات ساختاری بود. همچنین جهت رعایت اصول اخلاقی در پژوهش کد اخلاق با شماره IR.IAU.BA.REC.1405.013 از دانشگاه آزاد واحد بندرعباس اخذ شد. داده های حاصل از پرسشنامه های مدنظر به وسیله برنامه آماری AMOS-26 و SPSS-24 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای جمع آوری داده ها از ابزارهای زیر استفاده شد.

پرسشنامه ترومای دوران کودکی (Childhood Trauma Questionnaire): این مقیاس شامل ۲۸ سوال توسط برنشتاین (Bernstein) و همکاران در سال ۲۰۰۳ تهیه و تدوین شده است و پنج مولفه آزار عاطفی با سوالات ۳، ۸، ۱۴، ۱۸ و ۲۵؛ آزار جنسی با سوالات ۲۰، ۲۱، ۲۳، ۲۴ و ۲۷؛ آزار فیزیکی با سوالات ۹، ۱۱، ۱۲، ۱۵ و ۱۷؛ غفلت عاطفی با سوالات ۵، ۷، ۱۳، ۱۹ و ۲۸؛ غفلت جسمی با سوالات ۱، ۲، ۴، ۶ و ۲۶ را اندازه گیری می‌کند. سوالات ۱۰، ۱۶ و ۲۲ در هیچ کدام از مولفه ها جای نمی گیرند. نمره‌گذاری پرسشنامه بر اساس یک مقیاس ۵ درجه ای لیکرت انجام می شود به این صورت که هرگز نمره ۱، گاه گاهی نمره ۲، غالبا نمره ۳، به کرات نمره ۴ و تقریبا همیشه نمره ۵ تعلق می‌گیرد. نمرات حاصل از پرسشنامه در دامنه ۲۵ تا ۳۶ ترومای کم، نمره ۴۱ تا ۵۱ ترومای کم تا متوسط، نمره ۵۶ تا ۶۸ ترومای متوسط تا شدید و نمره ۷۳ تا ۱۲۵ به عنوان ترومای خیلی شدید طبقه بندی می شود. سازندگان

پرسشنامه آلفای کرونباخ را بررسی و ضرایب بین ۰/۸۱ تا ۰/۹۵ گزارش کرده اند و روایی همزمان آن با مقیاس درجه بندی درمانگران از میزان تروماهای کودکی در دامنه ۰/۵۹ تا ۰/۷۸ به دست آورده اند (۲۳). در ایران پایایی پرسشنامه بررسی و ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ و خرده مقیاس ها در دامنه ۰/۵۹ تا ۰/۸۴ به دست آمده است و همچنین روایی همگرای آن با مقیاس اختلال اضطراب فراگیر بررسی و ضریب همبستگی ۰/۷۲ و معنادار در سطح ۰/۰۱ به دست آمده است (۲۴). همچنین پایایی آن به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۸۴ به دست آمد.

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (Toronto Alexithymia Scale): پرسشنامه ناگویی هیجانی تورنتو توسط باگبی و همکاران (۲۵) برای سنجش ناگویی هیجانی افراد طراحی شد و دارای ۲۰ سوال بود. این ابزار دارای سه زیر مولفه دشواری در شناسایی احساسات با سوالات ۱، ۳، ۶، ۷، ۹، ۱۳ و ۱۴، دشواری در توصیف احساسات با سوالات ۲، ۴، ۱۱، ۱۲ و ۱۷؛ تفکر عینی با سوالات ۵، ۸، ۱۰، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ را اندازه‌گیری می کند. ویژگی‌های روان سنجی این پرسشنامه در پژوهش‌هایی خارجی و داخلی بررسی و تایید شده است (۲۵، ۲۶). در مطالعه بشارت روایی همزمان پرسشنامه بر حسب همبستگی با ابزارهای بهزیستی روان شناختی و درماندگی روان شناختی بررسی و مورد تایید قرار گرفت. همچنین ضرایب آلفای کرونباخ برای ناگویی هیجانی کل و سه خرده زیر مقیاس ۰/۴۲ تا ۰/۸۵ محاسبه شد که نشانه همسانی درونی خوب پرسشنامه بود (۲۶). پایایی بازآزمایی پرسشنامه در دو نوبت با فاصله چهار هفته از ۰/۷۰ تا ۰/۷۷ برای ناگویی هیجانی کل به دست آمد و ابعاد آن تایید شد (۲۵). همچنین پایایی آن به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۸۲ به دست آمد.

پرسشنامه افسردگی بک ویرایش دوم (Beck Depression Inventory-II): این آزمون ابتدا در سال ۱۹۶۱ از سوی بک معرفی شد، در سال ۱۹۷۱ در آن تجدید نظر شد و در سال ۱۹۷۸ منتشر گردید. همچنین این آزمون در مجموع از ۲۱ ماده مرتبط با نشانه های مختلف تشکیل می شود و از آزمودنی خواسته می شود شدت نشانه ها را براساس یک مقیاس از ۰ تا ۳ درجه بندی کند. نتایج پژوهش بک و همکاران نشان داد که این پرسشنامه ثبات درونی بالایی دارد (ضریب آلفای ۰/۹۱) و پایایی بازآزمایی این مقیاس را در طی یک هفته (۰/۹۳) گزارش کرده اند. همچنین نتایج پژوهش بک و همکاران نشان داد که همبستگی این پرسشنامه با مقیاس درجه بندی روانپزشکی افسردگی همیلتون (Hamilton Depression Rating Scale) برای جمعیت بالینی و غیربالینی به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۷۲ می باشد که تاییدی در جهت روایی همگرا مطلوب پرسشنامه بود (۲۷). در پژوهشی دیگر برای این ابزار ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۱ و همبستگی معناداری با ناامیدی گزارش شده است (۲۸). حمیدی و همکاران (۲۹) برای این ابزار ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۳ و همبستگی آن را با پرسشنامه سلامت عمومی ضریب همبستگی ۰/۸۰ به عنوان شاخصی از روایی همگرا گزارش کردند. همچنین پایایی آن به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۷۵ به دست آمد.

پرسشنامه کنش‌وری تأملی (Reflective Functioning Questionnaire): این پرسشنامه توسط فوناگی و همکاران در سال ۲۰۱۶ به منظور ارزیابی سازه ذهنی سازی تهیه شده است که در تحلیل عاملی دو عامل اطمینان و عدم اطمینان در مورد حالت ذهنی خود و دیگران گزارش گردید. فوناگی و همکاران ثبات درونی برای مولفه اطمینان و عدم اطمینان را به ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۶۷ در نمونه های غیر بالینی گزارش کردند. اعتبار آزمون را با روش آزمون- بازآزمون با فاصله سه هفته ۰/۴ و برای عدم اطمینان ۰/۷۵ برای مولفه اطمینان به دست آوردند (۳۰). هنجارسازی این مقیاس در جامعه ایرانی انجام شده است. تحلیل عاملی اکتشافی این پرسشنامه در جامعه ایرانی نیز دو عامل اطمینان و عدم اطمینان را نشان داد، روای همگرای آن از طریق همبسته کردن زیرمقیاس‌های آن با مقیاس ذهن آگاهی، پرسشنامه دلبستگی بزرگسال و مقیاس بیمارستانی اضطراب و افسردگی قابل قبول گزارش شد. همچنین پایایی آن با استفاده از آلفای کرونباخ برای عامل اطمینان ۰/۸۸ و برای عامل عدم اطمینان ۰/۶۶ بود (۳۱). همچنین پایایی آن به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۷۳ به دست آمد.

یافته ها

از میان ۳۵۰ دانشجو، ۱۲۶ نفر (۳۶٪) مرد و ۲۲۴ نفر (۶۴٪) زن بودند که از نظر وضعیت تأهل ۲۴۱ نفر (۶۹٪) مجرد و ۱۰۹ نفر (۳۱٪) متأهل هستند. همچنین، ترکیب تحصیلی نمونه شامل ۲۰۳ نفر (۵۸٪) کارشناسی، ۱۰۸ نفر (۳۱٪) کارشناسی ارشد و ۳۹ نفر (۱۱٪) دکتری است.

جدول ۱: تعداد، میانگین، انحراف معیار و نرمال بودن متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	تعداد	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
۱- آزار عاطفی	۳۵۰	۱۴/۲۸۳	۳/۲۰۵	-۰/۰۶۹	-۰/۱۹۱
۲- آزار فیزیکی	۳۵۰	۱۳/۸۱۸	۳/۳۹۳	۰/۲۷۲	-۰/۰۰۸
۳- آزار جنسی	۳۵۰	۱۲/۰۷۶	۳/۳۹۵	۰/۴۱۴	-۰/۱۷۳
۴- غفلت عاطفی	۳۵۰	۱۵/۶۰۹	۳/۳۸۰	-۰/۲۸۳	-۰/۲۹۵
۵- غفلت جسمی	۳۵۰	۱۳/۶۵۵	۳/۳۶۲	۰/۱۷۳	۰/۰۸۶
۶- دشواری در شناسایی احساسات	۳۵۰	۱۹/۲۱۱	۵/۵۰۶	۰/۲۴۱	-۰/۳۵۴
۷- دشواری در توصیف احساسات	۳۵۰	۱۴/۴۸۶	۳/۳۶۳	۰/۱۱۱	-۰/۳۴۶
۸- تفکر عینی	۳۵۰	۲۲/۹۷۳	۶/۶۰۱	۰/۰۵۲	-۰/۲۷۳
۹- افسردگی	۳۵۰	۲۲/۲۷۷	۱۰/۴۱۴	۰/۲۲۳	-۰/۲۹۱
۱۰- اطمینان ذهنی	۳۵۰	۱۶/۷۶۰	۵/۵۵۴	-۰/۲۷۰	-۰/۳۸۶
۱۱- عدم اطمینان ذهنی	۳۵۰	۱۶/۲۲۸	۵/۵۷۱	-۰/۱۲۹	-۰/۵۷۱
نرمال بودن چندمتغیره (Multivariate)		ضریب مردیا: -۰/۶۶۱		نسبت بحرانی: ۱/۳۸	

پیش از اجرای مدل‌سازی معادلات ساختاری، پیش‌فرض‌های آماری شامل نرمال بودن توزیع داده‌ها، عدم وجود هم‌خطی چندگانه و بررسی داده‌های پرت مورد ارزیابی قرار گرفت. نرمال بودن تک‌متغیره از طریق شاخص‌های چولگی و کشیدگی بررسی شد که نتایج نشان داد تمامی مقادیر در بازه استاندارد (۲±) قرار دارند. به‌منظور بررسی هم‌خطی چندگانه، آماره‌های ضریب تحمل و عامل تورم واریانس محاسبه شدند که مقادیر به‌دست آمده (VIF< ۱۰;Tolerance>۰.۱) حاکی از عدم وجود هم‌خطی چندگانه در متغیرهای پیش‌بین بود. علاوه بر این، فرض استقلال خطاها با استفاده از آزمون دوربین-واتسون تأیید گردید. در نهایت، نرمال بودن چندمتغیره با استفاده از ضریب کشیدگی مردیا مورد سنجش قرار گرفت. مقدار کشیدگی چندمتغیره برابر با ۰/۶۶۱- (نسبت بحرانی = ۱/۳۸) به‌دست آمد که با توجه به قرارگیری آن در محدوده مجاز (کمتر از ۵)، نرمال بودن چندمتغیره داده‌ها تأیید شد. با توجه به احراز این پیش‌فرض‌ها، استفاده از روش تخمین «حداکثر درست‌نمایی» برای تحلیل مدل ساختاری اتخاذ گردید. در جدول ۲ ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش آمده است.

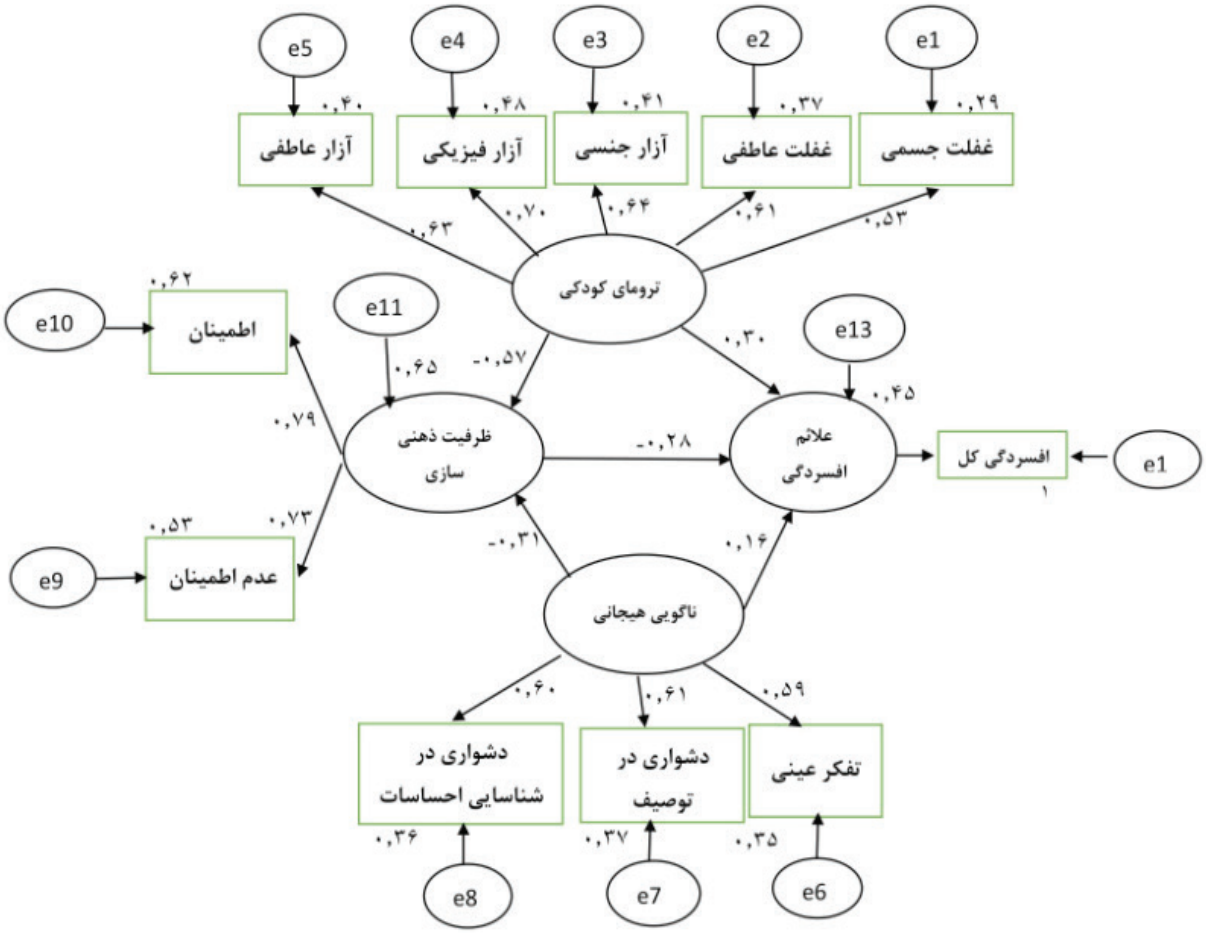
جدول ۲: ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	۱	۲	۳	٤	٥	٦	۷	۸	۹	۱۰	۱۱
۱- آزار عاطفی	۱										
۲- آزار فیزیکی	۰/۴۵۶**	۱									
۳- آزار جنسی	۰/۴۲۰**	۰/۴۶۷**	۱								
۴- غفلت عاطفی	۰/۳۶۹**	۰/۴۰۰**	۰/۳۸۰**	۱							
۵- غفلت جسمی	۰/۳۱۹**	۰/۳۳۴**	۰/۳۸۸**	۰/۳۲۸**	۱						
۶- دشواری در شناسایی احساسات	۰/۲۱۰**	۰/۲۸۱**	۰/۲۵۳**	۰/۲۶۲**	۰/۱۹۳**	۱					
۷- دشواری در توصیف احساسات	۰/۱۹۴**	۰/۳۰۷**	۰/۲۳۴**	۰/۲۳۶**	۰/۲۴۶**	۰/۳۴۹**	۱				
۸- تفکر عینی	۰/۲۲۳**	۰/۲۶۵**	۰/۱۶۷**	۰/۲۹۱**	۰/۲۲۵**	۰/۳۷۴**	۰/۳۵۹**	۱			
۹- نمره کل افسردگی	۰/۴۵۲**	۰/۴۰۲**	۰/۳۴۰**	۰/۴۳۷**	۰/۳۰۴**	۰/۳۱۱**	۰/۳۳۳**	۰/۳۲۸**	۱		
۱۰- اطمینان ذهنی	-۰/۳۱۲**	-۰/۴۴۰**	-۰/۳۹۷**	-۰/۳۷۱**	-۰/۳۲۹**	-۰/۳۴۹**	-۰/۳۵۹**	-۰/۳۱۱**	-۰/۴۷۶**	۱	
۱۱- عدم اطمینان ذهنی	-۰/۳۴۹**	-۰/۴۱۵**	-۰/۳۰۸**	-۰/۳۵۶**	-۰/۳۵۷**	-۰/۲۷۶**	-۰/۲۸۸**	-۰/۲۲۶**	-۰/۴۶۶**	۰/۵۷۲**	۱

** معنادار در سطح ۰/۰۱ * معنادار در سطح ۰/۰۵

جدول ۲- ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. مطابق نتایج، بین انواع ترومای کودکی

(آزار عاطفی، آزار فیزیکی، آزار جنسی، غفلت عاطفی و غفلت جسمی) و مؤلفه‌های ناگویی هیجانی با افسردگی ($p<۰/۰۱$) رابطه مثبت و معناداری مشاهده شد. همچنین بین مؤلفه‌های ظرفیت ذهنی سازی شامل اطمینان ذهنی و عدم‌اطمینان ذهنی با افسردگی ($p<۰/۰۱$) به‌ترتیب رابطه منفی و مثبت و معنادار به‌دست آمد. همان‌طور که در جدول ۲ نشان داده شده است، همبستگی بین متغیرها معنادار است؛ از این رو امکان بررسی مدل پژوهش فراهم گردید. در ادامه، برای بررسی اثرهای مستقیم و میانجی از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شد که نتایج آن در قالب شکل ۱ و جداول اثرات مستقیم و غیرمستقیم ارائه می‌شود.



شکل ۱. مدل نهایی و برازش شده پژوهش

شکل ۱ مدل نهایی و برازش‌شده پژوهش را نشان می‌دهد. در این مدل، مجموع مجذور همبستگی‌های چندگانه (R^2) یا واریانس تبیین‌شده برای علائم افسردگی بر اساس ترومای کودکی و ناگویی هیجانی، با نقش میانجی ظرفیت ذهنی‌سازی برابر با ۰/۴۴۷ به دست آمد. این مقدار نشان می‌دهد که متغیرهای پیش‌بین (ترومای کودکی، ناگویی هیجانی و ظرفیت ذهنی‌سازی) در مجموع حدود ۴۵ درصد از واریانس علائم افسردگی را تبیین می‌کنند. در ادامه شاخص‌های برازش مدل در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: شاخص های برازندگی مدل برازش شده پژوهش

نوع شاخص	شاخص ها	مقدار به دست آمده	مقدار قابل قبول
شاخص های مطلق	CMIN	۴۸/۲۲۹	–
	درجه آزادی (DF)	۳۹	–
	سطح معناداری (P)	۰/۱۴۸	بیشتر از ۰/۰۵
	نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی X^2/df یا CMIN/df	۱/۲۳۷	کمتر از ۳
	خطای ریشه ی مجذور میانگین تقریب (RMSEA)	۰/۰۲۶	کمتر از ۰/۰۸
	شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE)	۰/۹۶۸	کمتر از ۰/۰۵
شاخص های نسبی	شاخص برازش مقایسه ای (CFI)	۰/۹۹۱	بیشتر از ۰/۹۰
	شاخص برازندگی افزایشی (IFI)	۰/۹۹۱	بیشتر از ۰/۹۰
	شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۹۷۶	بیشتر از ۰/۹۰
	شاخص برازش هنجار شده (NFI)	۰/۹۵۶	بیشتر از ۰/۹۰

جهت آزمودن مدل مورد نظر در پژوهش حاضر، روش الگویابی معادلات ساختاری (SEM) به کار گرفته شد. برای بررسی برازندگی مدل از شاخص‌های ارائه‌شده در جدول ۳ استفاده گردید. همچنین اگر شاخص‌های برازش هنجارشده (NFI)، برازش مقایسه‌ای (CFI)، برازندگی افزایشی (IFI) و نیکویی برازش (GFI) بزرگ‌تر از ۰/۹۰ باشند، بیانگر برازش مناسب و مطلوب مدل هستند. همان‌گونه که بر اساس جدول ۳ مشاهده می‌شود، مقدار شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE) برابر با ۰/۹۶۸ و شاخص RMSEA برابر با ۰/۰۲۶ است که بر اساس معیارهای پیشنهادی کلاین نشان‌دهنده برازش بسیار مناسب مدل می‌باشد. در ادامه نتایج جداول ۴ و ۵ اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد و بر اساس آن می‌توان به تأیید یا رد اثرات مستقیم و میانجی متغیرهای پژوهش بر علائم افسردگی پرداخت.

جدول ٤: شاخص های استاندارد و غیراستاندارد مدل برازش شده پژوهش

متغیر مستقل	متغیر وابسته	ضریب استاندارد	ضریب غیراستاندارد	خطای استاندارد	t	P
ترومای کودکی	ظرفیت ذهنی‌سازی	-۰/۵۷۱	-۱/۲۲۷	۰/۲۳۳	-۵/۲۵۶	۰/۰۰۰
ناگویی هیجانی	ظرفیت ذهنی‌سازی	-۰/۳۰۸	-۰/۳۵۹	۰/۱۲۰	-۲/۹۹۴	۰/۰۰۳
ترومای کودکی	علائم افسردگی	۰/۳۰۴	۱/۶۴۱	۰/۵۷۷	۲/۸۴۳	۰/۰۰۴
ناگویی هیجانی	علائم افسردگی	۰/۱۵۵	۰/۴۵۴	۰/۲۷۱	۱/۶۷۹	۰/۰۹۳
ظرفیت ذهنی‌سازی	علائم افسردگی	-۰/۲۸۲	-۰/۷۰۷	۰/۲۸۸	-۲/۴۵۴	۰/۰۱۴

بر اساس جدول ۴، در مواردی که مقدار آماره t خارج از بازه (±۱/۹۶) باشد یا سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد، رابطه بین دو متغیر معنادار در نظر گرفته می‌شود. نتایج جدول نشان می‌دهد که مسیر مستقیم ترومای کودکی به ظرفیت ذهنی‌سازی (t = -۵/۲۵۶، β=-۰/۵۷۱)، ناگویی هیجانی به ظرفیت ذهنی‌سازی (t= -۲/۹۹۴، β=-۰/۳۰۸)، ترومای کودکی به علائم افسردگی (t = ۲/۸۴۳، β=۰/۳۰۴) و ظرفیت ذهنی‌سازی به علائم افسردگی (t= -۲/۴۵۴، β=-۰/۲۸۲) معنادار است. همچنین مسیر ناگویی هیجانی به علائم افسردگی (t = ۱/۶۷۹، β=۰/۱۵۵) با توجه به اینکه مقدار t در بازه (±۱/۹۶) قرار دارد و سطح معناداری آن بیشتر از ۰/۰۵ است، معنادار نیست. در ادامه، به‌منظور بررسی روابط غیرمستقیم در مدل برازش‌شده از روش بوت‌استرپ (Bootstrap) استفاده شد. نتایج این روش برای بررسی مسیرهای میانجی غیرمستقیم در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: بررسی روابط غیرمستقیم متغیرها در مدل برازش شده پژوهش

متغیر مستقل	متغیر میانجی	متغیر وابسته	اثر غیرمستقیم	حد پایین	حد بالا	معناداری
ترومای کودکی	ظرفیت ذهنی سازی	علائم افسردگی	۰/۱۶۱	۰/۰۳۰	۰/۳۷۲	۰/۰۱۸
ناگویی هیجانی	ظرفیت ذهنی سازی	علائم افسردگی	۰/۰۸۷	۰/۰۱۷	۰/۲۱۳	۰/۰۱۶

بر اساس جدول ۵، برای بررسی روابط غیرمستقیم متغیرها در مدل از روش بوت‌استرپ استفاده شد. نتایج نشان داد که اثر غیرمستقیم ترومای کودکی بر علائم افسردگی از طریق ظرفیت ذهنی‌سازی برابر با ۰/۱۶۱ است و با توجه به اینکه فاصله اطمینان بوت‌استرپ (۰/۰۳۰ تا ۰/۳۷۲) شامل صفر نمی‌شود و مقدار سطح معناداری ۰/۰۱۸ کمتر از ۰/۰۵ است، این اثر معنادار محسوب می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که اثر غیرمستقیم ناگویی هیجانی بر علائم افسردگی از طریق ظرفیت ذهنی‌سازی برابر با ۰/۰۸۷ است. با توجه به اینکه فاصله اطمینان بوت‌استرپ (۰/۰۱۷ تا ۰/۲۱۳) شامل صفر نیست و مقدار سطح معناداری ۰/۰۱۶ کمتر از ۰/۰۵ است، این مسیر نیز معنادار ارزیابی می‌شود. در نتیجه می‌توان گفت ظرفیت ذهنی‌سازی به‌عنوان یک متغیر میانجی، در رابطه بین ترومای کودکی و ناگویی هیجانی با علائم افسردگی نقش معناداری ایفا می‌کند.

بحث

پژوهش حاضر با هدف مدل‌یابی علائم افسردگی بر اساس تجربه ترومای کودکی و ناگویی هیجانی در دانشجویان با میانجی‌گری ظرفیت ذهنی سازی انجام شد. اولین یافته پژوهش حاضر نشان داد که تجربه ترومای کودکی به صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق ظرفیت ذهنی‌–سازی با علائم افسردگی در دانشجویان ارتباط دارد. این یافته به صورت مستقیم و غیرمستقیم با پژوهش های حامدشماعی و همکاران (۳۲)، شاه‌محمدی و همکاران (۳۳)، وانگ (Wang) و همکاران (۲)، کیوین (Qin) و همکاران (۳) و کلینیکوو (Keleynikov) و همکاران (۳۴) همسو است. در تبیین این یافته‌ها می توان گفت ترومای کودکی با ایجاد اختلال در محیط‌های مراقبتی اولیه، فرصت یادگیری دقیق حالات ذهنی را از کودک می‌گیرد و منجر به ظرفیت پایین ذهنی‌سازی در بزرگسالی می‌شود. این کاهش باعث می‌شود فرد نتواند هیجانات منفی ناشی از استرس‌های دانشگاهی (فشار تحصیلی، روابط پیچیده، بحران هویت) را به‌درستی پردازش و تنظیم کند؛ در نتیجه، این هیجانات انباشته شده به شکل علائم افسردگی ظاهر می‌شوند. دانشجویان با سابقه ترومای اغلب در تفسیر نیت دیگران دچار مشکل هستند، حمایت عاطفی کمتری دریافت می‌کنند و احساس انزوا و بی‌ارزشی را شدیدتر تجربه می‌کنند، همه این‌ها افسردگی را تشدید می‌کند. در فضای دانشگاهی، جایی که نیاز به خودآگاهی عاطفی و روابط حمایتی بالاست، ضعف ذهنی‌سازی ناشی از ترومای می‌تواند چرخه منفی افسردگی را تقویت کند؛ زیرا فرد نمی‌تواند هیجانات خود را به‌درستی نام‌گذاری کند یا از دیگران کمک بگیرد (۳۵).

از سوی دیگر نتایج پژوهش حاضر نشان داد که ظرفیت ذهنی سازی رابطه مستقیم و منفی معناداری با علائم افسردگی دانشجویان دارد. این یافته با پژوهش‌های لنگرودی‌سرخی و همکاران (۳۶) و حفاظی‌طرقبه و نجفی (۳۷)، یانگ و هوانگ (Yang& Huang) (۳۸) و گورگلینو (Gorgellino) و همکاران (۳۹) همسو است. در تبیین این یافته می توان گفت ترومای کودکی معمولاً در محیط‌هایی رخ می‌دهد که مراقبان نمی‌توانند به‌طور دقیق و همدلانه به حالات کودک پاسخ دهند. در چنین شرایطی، کودک فرصت یادگیری درک متقابل احساسات و نیت‌ها را از دست می‌دهد و به‌جای آن الگوهای دفاعی مانند اجتناب هیجانی یا تفسیرهای تحریف‌شده شکل می‌گیرد. این نقص در دوره دانشجویی – که نیازمند درک پیچیده روابط، مدیریت تعارض‌ها و آگاهی از حالات درونی است – می‌تواند به سوءتفاهم‌های مکرر در روابط، دشواری در همدلی، افزایش تنش‌های بین‌فردی و آسیب‌پذیری روانی بالاتر منجر شود (۳۸). در فضای دانشگاه، جایی که دانشجویان با استقلال عاطفی، فشارهای تحصیلی و روابط چندلایه مواجه هستند، کاهش ظرفیت ذهنی‌سازی ناشی از ترومای می‌تواند احساس سردرگمی درونی، انزوای عاطفی و ناتوانی در تنظیم روابط را تشدید کند. این وضعیت نه تنها کیفیت روابط اجتماعی و عملکرد تحصیلی را پایین می‌آورد، بلکه زمینه را برای مشکلات روانی بعدی فراهم می‌سازد. با توجه به قدرت بالای این رابطه منفی، ارزیابی تاریخچه ترومای کودکی و سنجش ظرفیت ذهنی‌سازی دانشجویان می‌تواند بخشی مهم از غربالگری سلامت روان باشد. مداخلات مؤثر

شامل درمان‌های متمرکز بر تقویت درک حالات ذهنی، درمان‌های آسیب‌محور با تأکید بر بازسازی توانایی تفسیر درونی، و برنامه‌های آموزشی گروهی برای افزایش آگاهی از احساسات و نیت‌ها می‌تواند این آسیب را تا حد زیادی جبران کند.

همچنین یافته دیگر پژوهش حاضر نشان داد که ناگویی هیجانی به صورت مستقیم با علائم افسردگی رابطه ندارد اما به صورت غیرمستقیم از طریق ظرفیت ذهنی سازی با علائم افسردگی دانشجویان ارتباط دارد. این یافته به صورت مستقیم و غیرمستقیم با پژوهش های کمال‌تبریزی و همکاران (۴۰)، بابایی و همکاران (۴۱)، لیو (Liu) و همکاران (۴۲) و پریس (Preece) و همکاران (۴۳) همسو است. در تبیین این یافته ها می توان گفت ناگویی هیجانی با جلوگیری از پردازش آگاهانه و نام‌گذاری هیجانات، مانع از آن می‌شود که فرد هیجانات خود را به‌طور دقیق به حالات ذهنی مرتبط کند. این ناتوانی مستقیماً ظرفیت ذهنی‌سازی را تضعیف می‌کند؛ زیرا ذهنی‌سازی نیازمند آگاهی هیجانی و ارتباط آن با باورها و نیت‌هاست. وقتی هیجانات بدون پردازش انباشته می‌شوند، فرد در مواجهه با استرس‌های دانشگاهی (فشار تحصیلی، روابط ناپایدار، انتظارات بالا) نمی‌تواند هیجانات منفی را تنظیم کند و این هیجانات به شکل علائم افسردگی ظاهر می‌شوند. دانشجویان با ناگویی هیجانی بالا اغلب در روابط دچار سوءتفاهم می‌شوند، حمایت عاطفی کمتری جستجو می‌کنند و احساس انزوا و بی‌ارزشی را شدیدتر تجربه می‌کنند – همه این عوامل افسردگی را تقویت می‌کنند (۴۳، ۴۴). در محیط دانشگاهی که بیان احساسات و درک متقابل برای سازگاری ضروری است، ناگویی هیجانی همراه با ضعف ذهنی‌سازی می‌تواند چرخه منفی افسردگی را فعال سازد؛ زیرا فرد نه می‌تواند هیجانات خود را مدیریت کند و نه از دیگران کمک مؤثری بگیرد.

همچنین یافته حاضر را می‌توان در چارچوب نظریه دلبستگی و مدل‌های شناختی–رفتاری افسردگی تبیین کرد. بر اساس نظریه دلبستگی، کیفیت روابط اولیه و میزان امنیت دلبستگی در رشد توانایی فهم حالات ذهنی نقش اساسی دارد؛ به‌گونه‌ای که ناگویی هیجانی در سایه تجارب دلبستگی ناایمن می‌تواند به ضعف در ذهنی‌سازی منجر شود. از این منظر، ذهنی‌سازی به‌عنوان سازوکاری واسطه‌ای عمل می‌کند که از طریق آن فرد قادر می‌شود هیجانات را بازنمایی و تفسیر کند، و در صورت ناکارآمدی این سازوکار، هیجان‌های مبهم و پردازش‌نشده به آسیب‌پذیری بیشتر در برابر علائم افسردگی می‌انجامند. همچنین، بر اساس مدل‌های شناختی–رفتاری، افراد دارای ناگویی هیجانی به دلیل دشواری در شناسایی و بیان هیجان‌ها، بیشتر در معرض تفسیرهای ناکارآمد، نشخوار فکری و پردازش منفی تجربه‌های درونی قرار می‌گیرند؛ با این حال، ذهنی‌سازی می‌تواند این مسیر را تعدیل کرده و به فرد کمک کند تا حالات هیجانی را به شیوه‌ای معنادارتر پردازش نماید (۴۲، ۴۵). بنابراین، معنادار شدن رابطه غیرمستقیم و غیرمعنادار بودن مسیر مستقیم، نشان می‌دهد که ذهنی‌سازی نقش محوری و واسطه‌ای در انتقال اثر ناگویی هیجانی بر علائم افسردگی دارد.

نتیجه‌گیری

به طور کلی، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که تجربه ترومای دوران کودکی و ناگویی هیجانی می‌تواند از طریق میانجی‌گری ظرفیت ذهنی‌سازی به شکل معناداری با بروز علائم افسردگی ارتباط داشته باشد. بر اساس این یافته‌ها، پیشنهاد می‌شود در طراحی و اجرای مداخلات پیشگیرانه و درمانی مؤثر مرتبط با افسردگی، و نیز در تدوین پروتکل‌های آموزشی و روان‌درمانی، از الگوی استخراج‌شده از نتایج این مطالعه بهره گرفته شود. علاوه بر این، توصیه می‌شود در پژوهش‌های آتی، سایر متغیرهای روان‌شناختی مرتبط با افسردگی ـ به‌ویژه مؤلفه‌های شناختی و هیجانی ـ مورد بررسی قرار گیرند تا درک جامع‌تری از سازوکارهای زمینه‌ساز این اختلال به دست آید. با این حال، مطالعه حاضر دارای محدودیت‌هایی است که باید در تفسیر نتایج مورد توجه قرار گیرد. از جمله آنکه ابزارهای مورد استفاده در این پژوهش از نوع خودگزارشی بوده‌اند، که این امر احتمال سوگیری پاسخ‌دهندگان را افزایش می‌دهد و قابلیت تعمیم نتایج به سایر گروه‌ها و فرهنگ‌ها را محدود می‌سازد. همچنین، طرح پژوهش از نوع همبستگی بوده و در نتیجه، امکان استنباط روابط علّی میان متغیرها را فراهم نمی‌کند.

References

1. Tayab MA, Islam MN, Chowdhury KA, Tasnim FM. Targeting neuroinflammation by polyphenols: A promising therapeutic approach against inflammation-associated depression. Biomedicine & Pharmacotherapy. 2022;147:112668. https://doi.org/10.1016/j.biopha.2022.112668
2. Wang J, He X, Chen Y, Lin C. Association between childhood trauma and depression: A moderated mediation analysis among normative Chinese college students. Journal of Affective Disorders. 2020;276:519-24. https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.07.051
3. Qin Q, Jiang Y, Mei X, Zhu Y, Li H, Li S, Chen K, Zhang C, Wang X, Bai H, Zhang J. The effect of childhood trauma on depression in college students: A moderated mediation model. Journal of Affective Disorders. 2024;352:490-7. https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.02.067
4. Eremsoy CE, Çelimli Ş, Gençöz T. Students under academic stress in a Turkish University: Variables associated with symptoms of depression and anxiety. Current psychology. 2005;24(2):123-33. https://link.springer.com/article/10.1007/s12144-005-1011-z
5. Chow MS, Ling Poon SH, Lui KL, Chan CC, Lam WW. Alcohol consumption and depression among university students and their perception of alcohol use. East Asian archives of psychiatry. 2021;31(4):87-96. https://doi.org/10.12809/eaap20108
6. Schulz A, Becker M, Van der Auwera S, Barnow S, Appel K, Mahler J, Schmidt CO, John U, Freyberger HJ, Grabe HJ. The impact of childhood trauma on depression: Does resilience matter? Population-based results from the Study of Health in Pomerania. Journal of psychosomatic research. 2014;77(2):97-103. https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2014.06.008
7. Felitti VJ, Anda RF, Nordenberg D, Williamson DF, Spitz AM, Edwards V, Koss MP, Marks JS. Relationship of childhood abuse and household dysfunction to many of the leading causes of death in adults: The adverse childhood experiences (ACE) study. American journal of preventive medicine. 2019. https://psycnet.apa.org/record/2019-41272-005
8. Rauschenberg C, van Os J, Cremers D, Goedhart M, Schieveld JN, Reininghaus U. Stress sensitivity as a putative mechanism linking childhood trauma and psychopathology in youth's daily life. Acta Psychiatrica Scandinavica. 2017;136(4):373-88. https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/acps.12775
9. Fan L, Chen Y, Zhu M, Mao Z, Li N. Correlation between childhood trauma experience and depressive symptoms among young adults: the potential mediating role of loneliness. Child Abuse & Neglect. 2023;144:106358. https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2023.106358
10. Rek SV, Reinhard MA, Bühner M, Freeman D, Adorjan K, Falkai P, Padberg F. Identifying potential mechanisms between childhood trauma and the psychological response to the COVID-19 pandemic in Germany: a longitudinal study. Scientific Reports. 2022;12(1):12964. https://www.nature.com/articles/s41598-022-13205-1
11. Iskric A, Ceniti AK, Bergmans Y, McInerney S, Rizvi SJ. Alexithymia and self-harm: A review of nonsuicidal self-injury, suicidal ideation, and suicide attempts. Psychiatry research. 2020;288:112920. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112920
12. Sagar R, Talwar S, Desai G, Chaturvedi SK. Relationship between alexithymia and depression: A narrative review. Indian journal of psychiatry. 2021;63(2):127-33. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2024.116099
13. Saarijarvi SP, Salminen JK, Toikka T. Alexithymia and depression–A one-year follow-up study. European Psychiatry. 2002;17(S1):128s-. https://doi.org/10.1016/s0022-3999(01)00257-4
14. Marchesi C, Ossola P, Tonna M, De Panfilis C. The TAS-20 more likely measures negative affects rather than alexithymia itself in patients with major depression, panic disorder, eating disorders and substance use disorders. Comprehensive Psychiatry. 2014;55(4):972-8. https://doi.org/10.1016/j.comppsych.2013.12.008
15. Kieraité M, Bättig JJ, Novoselac A, Noboa V, Seifritz E, Rufer M, Egger ST, Weidt S. "Our similarities are different" The relationship between alexithymia and depression. Psychiatry Research. 2024;340:116099. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2024.116099
16. Cerutti R, Presaghi F, Manca M, Gratz KL. Deliberate self-harm behavior among Italian young adults: Correlations with clinical and nonclinical dimensions of personality. American

Journal of Orthopsychiatry. 2012;82(3):298. https://psycnet.apa.org/record/2012-22094-002
17. Fonagy P, Gergely G, Jurist EL. Affect regulation, mentalization and the development of the self. Routledge; 2018. https://www.taylorfrancis.com/books/mono/10.4324/9780429471643/
18. Löf J, Clinton D, Kaldo V, Rydén G. Symptom, alexithymia and self-image outcomes of Mentalisation-based treatment for borderline personality disorder: A naturalistic study. BMC psychiatry. 2018;18(1):185. https://link.springer.com/article/10.1186/s12888-018-1699-6
19. Li ET, Carracher E, Bird T. Linking childhood emotional abuse and adult depressive symptoms: The role of mentalizing incapacity. Child abuse & neglect. 2020;99:104253. https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2019.104253
20. Wagner-Skacel J, Riedl D, Kampling H, Lampe A. Mentalization and dissociation after adverse childhood experiences. Scientific reports. 2022;12(1):6809 https://www.nature.com/articles/s41598-022-10787-8
21. Herrero-Fernández D, Parada-Fernández P, Rodríguez-Arcos I, Amaya-Carrillo L, González-Sáez ME, Rubio-González M. The mediation effect of mentalization in the relationship between attachment and aggression on the road. Transportation research part F: traffic psychology and behaviour. 2022;86:345-55. https://doi.org/10.1016/j.trf.2022.03.009
22. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. Guilford publications; 2023.
23. Bernstein DP, Stein JA, Newcomb MD, Walker E, Pogge D, Ahluvalia T, Stokes J, Handelsman L, Medrano M, Desmond D, Zule W. Development and validation of a brief screening version of the Childhood Trauma Questionnaire. Child abuse & neglect. 2003; 27(2):169-90. https://doi.org/10.1016/S0145-2134(02)00541-0
24. Shafiei M, Rezaee F, Sadeghi M. Model of Contrast Avoidance of Generalized Anxiety Disorder in People with Symptoms of Generalized Anxiety Disorder. Journal of Psychology. 2021; 1(97):98. http://www.iranapsy.ir/Article/22268/FullText
25. Bagby RM, Parker JD, Taylor GJ. The twenty-item Toronto Alexithymia Scale—I. Item selection and cross-validation of the factor structure. Journal of psychosomatic research. 1994;38(1):23-32.
26. Besharat MA. Toronto Alexithymia Scale: Questionnaire, administration method, and scoring (Persian version). Iranian Psychologists (Developmental Psychology). 2013;10(37):90-92. https://sanad.iau.ir/Journal/jip/Article/1054496
27. Beck AT, Steer RA, Brown GK. Beck depression inventory. https://link.springer.com/book/10.1007/978-1-4419-9893-4#page=79
28. Smarr KL, Keefer AL. Measures of depression and depressive symptoms: beck depression inventory-II (BDI-II), center for epidemiologic studies depression scale (CES-D), geriatric depression scale (GDS), hospital anxiety and depression scale (HADS), and patient health questionnaire-9 (PHQ-9). Arthritis care & research. 2011;63:S454-66. https://doi.org/10.1002/acr.20556
29. Hamidi R, Fekri Zadeh Z, Azadbakht M, Garmarudi G, Taheri Tanjani P, Fathi Zadeh S, Qiasvandi E. Reliability and validity assessment of the second version of Beck Depression Inventory (BDI-II) in Iranian elderly. Journal of Sabzevar University of Medical Sciences. 2015;22(1):189-198. https://jsums.medsab.ac.ir/article_550.html?lang=en
30. Fonagy P, Luyten P, Moulton-Perkins A, Lee YW, Warren F, Howard S, Ghinai R, Fearon P, Lowyck B. Development and validation of a self-report measure of mentalizing: The reflective functioning questionnaire. PloS one. 2016;11(7):e0158678. https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0158678
31. Drogar E, Fathi-Ashtiani A, Ashrafi E. Validation and Reliability of the Persian Version of the Mentalization Questionnaire. Clinical Psychology: Research and Practice Innovations. 2020;12(1):1-2. https://doi.org/10.22075/jcp%20.2020.18897.1745.
32. hamed shamaei N S, Hasannezhad Z, Hassanzadeh Tabatabaee M, hajibaqeri S. Structural Relationships of Childhood Trauma With Positive Memory and Depressive Symptoms in Adults: The Mediating Role of Positive Emotion Dysregulation. IJPN 2024; 12 (2) :45-58. http://ijpn.ir/article-1-2294-fa.html
33. shahmohammadi Z, Hasannezhad Z, Maleki S, Hassanzadeh Tabatabaee M. Structural relationships between childhood trauma

experience and depressive symptoms in adults: the mediating role of dissociative experiences and attachment styles. IJPN 2024; 12 (2) :84-97. http://ijpn.ir/article-1-2390-fa.html

34. Keleynikov M, Lassri D, Cohen N, Benatov J. The role of parental mentalizing on the link between parental depression and child emotion regulation. Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice. 2025;98(2):416-30. https://doi.org/10.1111/papt.12563
35. Martin-Gagnon G, Normandin L, Fonagy P, Ensink K. Adolescent mentalizing and childhood emotional abuse: implications for depression, anxiety, and borderline personality disorder features. Frontiers in psychology. 2023;14:1237735. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1237735
36. Hosseinian Langouri Sorkhi K, Khanjaani Z, Hashemi T. Structural Modeling of Borderline Personality Traits in Adolescents Based on Object Relations and Childhood Trauma: The Mediating Role of Mentalization Capacity. Clinical Psychology and Personality, 2024; 22(1): 213-232. https://doi.org/10.22070/cpap.2024.18482.1450
37. Hefazi Torghabeh L, Najafi M. The relationship between childhood trauma and suicidal thoughts in students:the mediating role of mentalization and mindfulness. Journal of Educational Psychology Studies, 2024; 21(56): 51-27. https://jeps.usb.ac.ir/article_8704.html
38. Yang L, Huang M. Childhood maltreatment and mentalizing capacity: A meta-analysis. Child Abuse & Neglect. 2024;149:106623. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0145213423006117
39. Gorgellino M, Kumar G, Parkar Y, Catalan A, Fares-Otero N, Debbané M, Armando M, Alameda L. The shadow of trauma: impaired mentalization in clinical populations–a systematic review. Psychological medicine. 2025;55:e186. https://doi.org/10.1017/s0033291725100822
40. Kamali Tabrizi P, balashour B, Mohammadi S, Kamandloo M. The Role of Perceived Stress, Alexithymia and Mindfulness in Predicting Suicidal Thoughts of Nursing Students. . 2023; 12(2): 22-32. http://ijnv.ir/article-1-1039-fa.html
41. Babaei S, naseri manesh M, Abouzari F, karami S. The role of traumatic childhood experiences, mentalization and Alexithymia in predicting depression and suicidal thoughts in women suffering from the trauma of marital betrayal. IJPN 2023; 10 (6) :110-122. http://ijpn.ir/article-1-2117-fa.html
42. Liu Z, He S, Hou C. The effect of alexithymia on depression: evidence from meta-analysis. Frontiers in Psychology. 2025;16:1465286. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1465286
43. Preece DA, Mehta A, Petrova K, Sikka P, Pemberton E, Gross JJ. Alexithymia profiles and depression, anxiety, and stress. Journal of Affective Disorders. 2024;357:116-25. https://doi.org/10.1016/j.jad.2024.02.071
44. Rady A, Molokhia T, Abdelaziz M, Eldeeb D. Revisiting the link alexithymia-depression in individuals with obesity. Acta Psychologica. 2026;266:106881. https//:doi.org/10.1016/j.actpsy2026.106881.
45. Lam C, Xian L, Huang R, Chen J, Chan KY, Chan JW, Chau SW, Chan NY, Li SX, Wing YK, Li TM. Deep learning for detecting depression in individuals with and without alexithymia. Communications Medicine. 2026;6(1):123. https://www.nature.com/articles/s43856-026-01393-0