مجله روانشناسی ۱۱۴/ سال بیست و نهم، شماره ۲/ تابستان ۱۴۰۴
Journal of Psychology, 2025, 29 (Summer) 221-231

رابطه گرایش به رفتارهای پرخطر و ناگویی هیجانی با نقش واسطه‌ای کنش تأملی

The Relationship between Tendency to High-Risk Behaviors and Alexithymia with the Mediating Role of Reflective Functioning

Sahar Mohammadi, PhD Student
Hossein Mohagheghi, PhD✉
Mehran Farhadi, PhD
Abolghasem Yaghoobi, PhD

سحر محمدی[۱]
حسین محققی[۲]
مهران فرهادی[۱]
ابوالقاسم یعقوبی[۱]

چکیده

هدف پژوهش حاضر تعیین ارتباط گرایش به رفتارهای پرخطر و ناگویی هیجانی با میانجی‌گری کنش تأملی بود. روش پژوهش همبستگی بود. جامعه آماری شامل دانش‌آموزان مقطع متوسطه شهر همدان بود که نمونه‌ای به حجم ۳۸۶ نفر با استفاده از روش تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند. ابزار پژوهش شامل مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS) (۱۹۹۴)، مقیاس گرایش به رفتارهای پرخطر (RTBS) زاده‌محمدی و همکاران (۱۳۹۰) و مقیاس کنش تأملی (RFQ) فوناگی و همکاران (۲۰۱۶)، بود. جهت ارزیابی روابط بین متغیرها از روش تحلیل معادلات ساختاری درقالب نرم‌افزارهای Spss27و Lisrel8.8 استفاده شد. نتایج نشان داد اثر ناگویی هیجانی بر نبود اطمینان از حالات ذهنی (p<۰/۰۱)، اطمینان از حالات ذهنی (p<۰/۰۱) و گرایش به رفتارهای پرخطر (p<۰/۰۱) معنادار است. اثر نبود اطمینان از حالات ذهنی (p<۰/۰۱) و اطمینان از حالات ذهنی (p<۰/۰۱) بر گرایش به رفتارهای پرخطر نیز معنادار بود. همچنین اثرات غیرمستقیم ناگویی هیجانی ازطریق نبود اطمینان و اطمینان از حالات ذهنی (p<۰/۰۱) بر گرایش به رفتار پرخطر معنادار بودند. براساس نتایج ناگویی هیجانی و کنش تأملی بر گرایش به رفتارهای پرخطر دانش‌آموزان مؤثر هستند و در زمینه کاهش رفتارهای پرخطر این متغیرها می‌توانند نقش قابل توجهی داشته باشند.

واژه‌های کلیدی: کنش تأملی، گرایش به رفتارهای پرخطر، ناگویی هیجانی

Abstract

The aim of this study was to investigate the relationship between high-risk behaviors and alexithymia with mediation role of reflective functioning. The research method was correlational. The statistical population included high school students in Hamedan that a sample of 386 people were selected using cluster random sampling method. The research instruments included Toronto Alexithymia Scale (TAS) (1994), Zadeh Mohammadi et al. Risk-Taking Behavior Scale (RTBS) (2011) and Fonagy et al.'s (2016) Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). In order to evaluate the relationships between the variables, structural equation analysis was used by Spss27 and Lisrel8.8 software. The results showed the effect of alexithymia on uncertainty about mental states (p <0.01), certainty in mental states (p <0.01) and tendency to high-risk behaviors (p <0.01). is significant. The effect of uncertainty about mental states (p <0.01) and certainty about mental states (p <0.01) on the tendency to high-risk behaviors is also significant. Also, the indirect effects of alexithymia through uncertainty and certainty about mental states (p <0.01) on the tendency to high-risk behavior were significant. Based on the results of alexithymia and reflective functioning are effective on tendency to high-risk behaviors, and these variables can play a significant role in reducing high-risk behaviors.

Keywords: Reflective Functioning, Tendency to High-Risk Behaviors, Alexithymia

دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۱۴ تصویب نهایی: ۱۴۰۳/۳/۱۸

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران (نویسنده مسئول)

✉ Department of Psychology, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
Email: h.mohagheghi@basu.ac.ir

مقدمه

نوجوانی یک دوره بحرانی از رشد بین کودکی و بزرگسالی بوده که با تغییرات بیولوژیکی، شناختی، اجتماعی و عاطفی همراه است. بروز رفتارهای خطرناک در این سن می‌تواند اثرات مخرب و ماندگار تا دوران بزرگسالی نیز داشته باشد (بیرودو، ۲۰۲۵). با توجه به این که رفتارهای پرخطر (high-risk behavior) در کاهش سلامت جسمی و روانی نوجوانان نقش مهمی دارد، شناسایی عوامل مؤثر بر این رفتارها حائز اهمیت زیادی است (کایدم، اوسی، اویار و سیهان، ۲۰۲۴). رفتارهای پرخطر به رفتارهایی گفته می‌شود که احتمال نتایج منفی و مخرب جسمی، روان‌شناختی و اجتماعی را برای فرد افزایش داده و همچنین سلامت و بهزیستی فرد و جامعه را در معرض خطر قرار می‌دهند (رایس و همکاران، ۲۰۲۴). رفتارهای پرخطر هبستگی بالایی با هم دارند، یعنی با درگیری در هریک از این رفتارها، احتمال ارتکاب سایر رفتارهای پرخطر نیز افزایش می‌یابد (عامری و نجفی، ۱۴۰۳). بسیاری از رفتارهای پرخطر مانند رفتارهای جنسی با خطر بالا، استعمال سیگار، استفاده از الکل و سوءاستفاده از مواد معمولا در نوجوانی شروع می‌شود (اوکسوز و همکاران، ۲۰۲۵). رفتارهای پرخطر نتایج منفی بر رفتارهای پرخطر نتایج منفی بر وضعیت روانی و جسمی نوجوانان و جوانان دارند و برحسب نوع اثرگذاری شامل دو دسته هستند: دسته اول رفتارهایی هستند که وضعیت سلامت خود نوجوان را در معرض خطر قرار می‌دهد که شامل رفتارهایی مانند خودزنی و خودکشی می‌شود و دسته دوم رفتارهایی هستند که دیگران را درمعرض خطر قرار می‌دهند و شامل رفتارهایی مانند پرخاشگری (aggression)، مصرف مواد و الکل (drug and alcohol use)، رانندگی خطرناک (dangerous driving) و روابط جنسی پرخطر (risky sex behavior) می‌شود (جیا، ژانگ و یو، ۲۰۲۴).

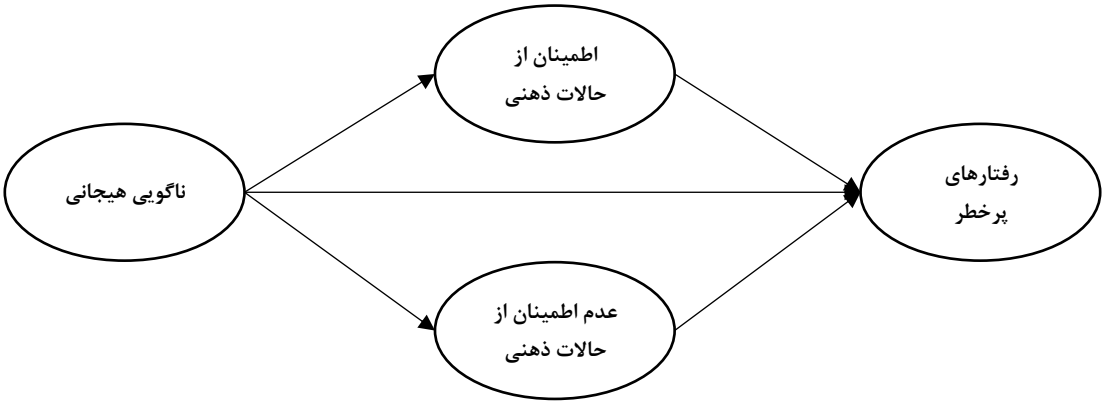
پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهند مشکلات هیجانی در بروز رفتارهای پرخطر نقش دارند (گراوند، ۱۴۰۱؛ یانگ و همکاران، ۲۰۱۷) در این رابطه از متغیرهای مهم هیجانی مرتبط با رفتارهای پرخطر می‌توان به ناگویی هیجانی (alexithymia) اشاره کرد. ناگویی هیجانی یک مشکل خاص تنظیم هیجان است که ازلحاظ نظری در رابطه با رفتارهای پرخطر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (اسلویگن و همکاران، ۲۰۱۷). ناگویی هیجانی یک صفت پایدار است که با مشکلاتی در تمایز احساسات و بیان آنها در کلمات مشخص می‌شود. به‌نظر می‌رسد افراد دارای ناگویی هیجانی به‌دلیل ناتوانی در بیان و درک هیجان‌های خود، به‌طور کلی فاقد احساسات هستند (کایفر و همکاران، ۲۰۲۳). علاوه‌بر این، ناتوانی در تفسیر نشانه‌های عاطفی اغلب می‌تواند تأثیر مخربی بر زندگی شخصی آنها داشته و معمولاً ارتباطات عاطفی ضعیف اغلب روابط بین‌فردی این افراد را مختل می‌کند (کالارسی و باربریس، ۲۰۱۹). افراد دارای ناگویی هیجانی می‌توانند تحت‌تأثیر مشکلات تنظیم هیجان خود قرار گرفته و درنتیجه الگوهای رفتاری مخرب را اتخاذ کنند تا به مرحله مشکلات بالینی برسند. به‌عنوان مثال، سطوح بالای ناگویی هیجانی با سوء مصرف مواد و وابستگی به الکل همراه است (ولوتی و همکاران، ۲۰۱۶). دشواری در برقراری رابطه عاطفی که از مؤلفه‌های اصلی ناگویی هیجانی است، می‌تواند سوءمصرف مواد را تسهیل کند. این‌طور فرض می‌شود که افراد دچار وابستگی، در راستای کاهش حالت‌های عاطفی ناخوشایند خود از مواد مخدر و الکل استفاده می‌کنند (گاروفالو، ولوتی، زاواتینی، ۲۰۱۷).

براساس مطالعات انجام شده حدود ۱۰ درصد از کل جمعیت به‌نوعی دچار مشکلات ناشی از ناگویی هیجانی هستند (داسیلوا و همکاران، ۲۰۱۷). ناگویی هیجانی در پردازش و آگاهی از احساسات مشکل ایجاد می‌کند و در ادبیات پژوهشی شامل سه مؤلفه الف- دشواری در شناسایی احساسات و تمایز بین احساسات خود (difficulty identifying feelings in the self, DIF) ب- مشکل در توصیف احساسات دیگران (difficulty describing feelings, DDF) و ج- سبک برون‌گرای تفکر externally orientated (thinking, EOT) است (اسلویگن و همکاران ۲۰۱۷). افرادی که نمرات بالایی در ناگویی هیجانی دارند با چالش‌های مختلفی روبه‌رو هستند، به‌عنوان مثال مشکلاتی در روابط بین‌فردی و اجتماعی ازجمله دوسوگرایی بین‌فردی، نیاز به تأیید اجتماعی و جامعه‌پذیری پایین دارند (فرزادنیا، ۱۴۰۰؛ نیک‌منش و همکاران، ۲۰۲۱). اخیراً در مطالعات توجه به مطالعه فرایندهای تنظیم‌کننده هیجان، که در پدیدآمدن طیف گسترده‌ای از مشکلات روان‌شناختی مؤثرند، افزایش یافته است (لی و وو، ۲۰۲۴؛ شولتیس و همکاران، ۲۰۱۹). ذهنی‌سازی (metallization) یا کنش تأملی (reflective functioning)، توانایی فرد برای تصور حالات روانی زیربنایی مانند تجربیات، هیجان‌ها، اهداف و خواسته‌ها در خود و دیگران را توصیف می‌کند. کنش تأملی بر مهارت‌های ارتباطی، انعطاف‌پذیری ذهنی

و خودکنترلی مؤثر است (فوناگی و لویتن، ۲۰۰۹). کنش تأملی را می‌توان تجلی توانایی ذهن‌سازی دانست که شامل مؤلفه‌های الف- اطمینان در مورد حالات ذهنی (certainty about mental state) و ب- نبود اطمینان در مورد حالات ذهنی (uncertainty about mental state) است (فوناگی و بیتمن، ۲۰۱۶). درواقع در فرایند ذهنی‌سازی تلاش برای رسیدن از نبود اطمینان درباره حالات ذهنی به اطمینان درباره حالات ذهنی یا روشن‌بودن ظرفیت ذهنی است. نبود اطمینان در فرایند ذهن منجر به ابهام، تمرکز درونی ناکافی، استدلال ضعیف، میل به آسیب‌پذیری می‌شود (لویتن و همکاران، ۲۰۲۰). فرایند نبود اطمینان درباره حالات ذهنی در کنش تأملی به‌نظر منجر به فشار برای برون‌سازی جنبه‌های مبهم خود می‌شوند. از ویژگی‌های نبود اطمینان درباره حالت ذهنی، تلاش برای تسلط بر ذهن دیگران، صدمه به‌خود یا انواع رفتارهای خطرناک مانند سوء مصرف مواد، پرخاشگری و آسیب زدن به‌خود است (کاتزنلسون، ۲۰۱۴). ناگویی هیجانی در واقع در هیجانات و خواسته‌های درونی فرد اختلال ایجاد می‌کند که به‌نوعی افراد را دچار فقر در تخیل و ذهن‌پردازی می‌کند که این دو فرایند از مکانیسم‌های فعال کنش تأملی هستند. بنابراین یکی از پیوندهای احتمالی بین ناگویی هیجانی و کنش تأملی مربوط به فرآیندهای شناختی مانند تنظیم هیجان و خیال‌پردازی است (بیزی و همکاران، ۲۰۲۱؛ فرجامی و همکاران، ۱۴۰۳).

در دهه‌های گذشته، مفهوم ذهنی‌سازی به‌عنوان یک نظریه مهم برای درک ریسک و انعطاف‌پذیری در رفتار و فرایندهای روانی پیشرفت کرده است (پارک و سانگ، ۲۰۲۴). از دیدگاه رشدی، فرض بر این است که نقص در ذهنی‌سازی تا حدی منجر به مشکلات سلامت‌روان می‌شود و این فرایند ازطریق مشکلات هیجانی و ناتوانی در کنترل تکانه‌ها ایجاد شده که می‌تواند منجر به بروز رفتارهای خطرناک نیز باشد (اسپوزیتو و همکاران، ۲۰۲۰). این فرض نیز مطرح است که رشد و بهبود کنش تأملی در دوران نوجوانی ازطریق نبود درک و تنظیم هیجانات می‌تواند مختل شود (انسینک و همکاران، ۲۰۱۷). البته این مشکلات می‌تواند ریشه در کودکی نیز داشته باشد به‌عنوان مثال، والدینی که با کودک بدرفتاری کرده درواقع دیدگاه و ذهنیت کودک را درنظر نگرفته و از هرنوع ابراز هیجانات در کودک جلوگیری می‌کنند، بدین‌ترتیب مانع از محیطی می‌شوند که کودک یا نوجوان بتواند با خیال راحت دنیای درونی خود را کشف کند و به‌عبارتی فرایند ذهنی‌سازی خود را توسعه دهد (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۷). شواهد اخیر نشان می‌دهد که شرایط هیجانی و توانایی درک و تفسیر تجارب هیجانی بر حالات ذهنی اثرگذار است (باربریس و همکاران، ۲۰۲۲). زمانی‌که نوجوان مشکلات هیجانی غیرقابل تحمل محیط را تجربه می‌کند و توانایی درک و تفسیر و بازگویی هیجان‌های منفی خود را ندارد درنتیجه ذهن او به‌حال خود رها می‌شود که به‌نوبه خود ممکن است منجر به نبود اطمینان و درک حالات ذهنی خود شود. زمانی که تجارب هیجانی منفی و ناخوشایند هستند و نوجوان نمی‌تواند هیجانات را متعادل کند این وضعیت بر حالت ذهنی تأثیر می‌گذارد و در بروز رفتارهای پرخطر و آسیب‌رسان نیز مؤثر است (فوناگی و بیتمن، ۲۰۱۶). همچنین ممکن است کنش تأملی ازطریق فرآیندهای عصبی زیستی با ناگویی هیجانی و رفتارهای پرخطر در ارتباط باشد، برخی پژوهش‌ها نشان داده‌اند که ناگویی هیجانی منجر به تغییرات در ساختارهای مغز مانند آمیگدال و قشر پیش پیشانی (دوبا و همکاران، ۲۰۲۵؛ آرنبرگ و همکاران، ۲۰۲۰)، می‌شوند که بر ایجاد حالات ذهنی و فرایند کنش تأملی تأثیرگذار است.

پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که ناگویی هیجانی در بروز مشکلات مختلف روان‌شناختی نقش داشته و بر حالات ذهنی و کنترل تکانه‌های فرد تأثیرگذار است (جیا و همکاران، ۲۰۲۴؛ ساترلند و همکاران، ۲۰۲۲؛ گاتا و همکاران، ۲۰۲۲) که می‌تواند در بروز رفتارهای پرخطر مؤثر باشد. با توجه به اینکه کنش تأملی می‌تواند فرایندهای ذهنی و هیجانی را مورد پردازش قرار داده و نقطه تعادلی ایجاد کند (کالارسی و باربریس، ۲۰۱۹) بنابراین می‌تواند به‌عنوان یک محافظ در برابر اثرات ناگویی هیجانی عمل کند و با ایجاد تعادل در حالات ذهنی می‌تواند بر کاهش رفتارهای پرخطر مؤثر باشد بر این اساس کنش تأملی به‌عنوان متغیر میانجی در ارتباط بین ناگویی هیجانی و گرایش به رفتارهای پرخطر در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به اینکه رفتارهای پرخطر در بین نوجوانان شیوع بیشتری داشته و می‌تواند سلامت آنها را در معرض خطر قرار دهد لذا پژوهش در زمینه عوامل مؤثر در بروز این رفتارها ضروری است و بررسی پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که مطالعات در زمینه نقش هم‌زمان ناگویی هیجانی و کنش تأملی بر رفتارهای پرخطر اندک بوده و به‌ویژه پژوهشی نقش میانجی کنش تأملی در ارتباط این متغیرها را بررسی نکرده است، لذا مسأله پژوهش حاضر این است که آیا مدل تبیین رفتارهای پرخطر براساس ناگویی هیجانی با میانجی‌گری کنش تأملی از برازش مناسبی برخوردار است؟



شکل ۱. نمودار مفهومی ارتباط بین متغیرهای پژوهش

• روش

پژوهش حاضر ازنوع طرح‌های همبستگی است که در آن رابطه بین متغیرهای پژوهش با استفاده از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری مورد آزمون قرار گرفت. جامعه آماری پژوهش حاضر، شامل کلیه دانش‌آموزان دختر مقطع متوسطه دوم شهر همدان در سال ۱٤۰۲-۱٤۰۱ بود. حجم نمونه با توجه به تعداد ماده‌ها یا سنجه‌های آشکار که ۷۲ مورد بود و طبق نظر کلاین (۲۰۱٦)، در مطالعات مدل‌یابی برای هرماده حداقل ۵ نمونه لازم است؛ لذا تعداد ۳٦۰ نفر برآورد شد که با درنظرگرفتن احتمال ریزش، حجم نمونه برابر با ٤۰۰ نفر و برای انتخاب آن از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای استفاده شد. به این‌صورت‌که ابتدا از بین دو ناحیه شهری یک ناحیه تصادفی انتخاب شد و از آن ناحیه، ٦ مدرسه (دخترانه) به‌طور تصادفی انتخاب شده، سپس در هرمدرسه به‌طور تصادفی ۳ کلاس انتخاب و همه دانش‌آموزان آن کلاس‌ها در پژوهش شرکت کردند. درنهایت تعداد پرسشنامه‌های قابل تحلیل به ۳۸٦ مورد رسید که تحلیل با همین تعداد نمونه انجام شد.

جهت اجرای پژوهش ابتدا پرسشنامه‌ها آماده شدند و با هماهنگی‌های لازم با مدیران مدارس ابزار در اختیار دانش‌آموزان در گذاشته شد و در مجموع ٤۰۰ نسخه تکمیل شده بود که با کنارگذاشتن نسخه‌های مخدوش ۳۸٦ مورد وارد تحلیل شد. معیار ورود به پژوهش رضایت شرکت‌کنندگان و معیار خروج نیز پاسخنامه ناکامل یا مخدوش بود. جهت بررسی و تحلیل داده‌ها از شاخص‌های توصیفی مانند میانگین و انحراف معیار و جهت بررسی برازش مدل از مدل‌یابی معادلات ساختاری در قالب نرم‌افزارهای $SPSS_{27}$ و $Lisrel_{8.8}$ استفاده شد.

• ابزارها

الف- مقیاس گرایش به رفتارهای پرخطر (risk-taking behavior scale- RTBS): جهت سنجش گرایش به رفتارهای پرخطر، از مقیاس خطرپذیری جوانان ایرانی استفاده شد. زاده‌محمدی، احمدآبادی و حیدری (۱۳۹۰،) این پرسشنامه را در ۳۸ ماده تدوین کرده‌اند که آسیب‌پذیریِ جوانان در ۷ دستهٔ رفتارهای پرخطر ا قبیل خشونت شامل ماده‌های ۲۰ تا ۲٤، رانندگی مخاطره‌آمیز شامل ماده‌های ۳۳ تا ۳۸، سیگار شیدن شامل ماده‌های ۱۵ تا ۱۹، مصرف مواد مخدر شامل ماده‌های ۱ تا ۸، مصرف الکل شامل ماده‌های ۹ تا ۱٤، رابطه و رفتار جنسی شامل ماده‌های ۲۵ تا ۲۸ و گرایش به جنس مخالف شامل ماده‌های ۲۹ تا ۳۲ را مورد سنجش قرار می‌دهد. پاسخگویان موافقت یا مخالفت خود را با این ماده‌ها در یک مقیاس ۵ گزینه‌ای از کاملاً موافق (نمره ۵) تا کاملاً مخالف (با نمره ۱) بیان می‌کنند. پایایی این ابزار به شیوهٔ آلفای کرونباخ معادل ۰/۹٤ به‌دست آمد و نتایج روایی نیز نشان داد مقیاس از روایی سازه مناسبی برخوردار است (زاده‌محمدی و همکاران، ۱۳۹۰). اعتبار این ابزار به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر بررسی و میزان آن ۰/۸٤ به‌دست آمد.

ب- پرسشنامه کنش تأملی(reflective functioning questionnaire- RFQ): این ابزار توسط فوناگی و همکاران (۲۰۱٦) در قالب ۲٦ ماده تدوین شده است که کنش تأملی را می‌سنجد و نسخه‌های متفاوتی دارد که این نسخه در ایران توسط دروگر،

فتحی‌آشتیانی و اشرفی (۱۳۹۹)، اعتباریابی شده و تعداد ماده‌ها از ۲۶ به ۱۴ مورد کاهش یافته است. نمره‌گذاری مقیاس در طیف لیکرتی ۷ نقطه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۷ (کاملاً موافقم) است. مقیاس یادشده دارای دو خرده‌مقیاس اطمینان درباره حالات روانی شامل ماده‌های ۱ تا ۹ و نبود اطمینان درباره حالات روانی شامل ماده‌های ۱۰ تا ۱۴ است. برای زیرمقیاس اطمینان به‌صورت مستقیم و برای نبود اطمینان نمره‌گذاری به‌صورت معکوس انجام می‌شود. همسانی درونی این مقیاس، که توسط پدیدآورندگانِ پرسشنامه صورت گرفته، برای مؤلفه اطمینان و نبود اطمینان به‌ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۶۷ در نمونه غیربالینی گزارش کردند و اعتبار را با روش آزمون بازآزمون با فاصله سه هفته‌ای برای مؤلفه اطمینان ۰/۸۵ و برای نبود اطمینان ۰/۷۴ به‌دست آوردند (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶). در مطالعه دروگر و همکاران (۱۳۹۹)، اعتبار سازه به‌روش تحلیل عامل اکتشافی بررسی شد (شاخص کفایت نمونه‌گیری برابر ۰/۸۹ به‌دست آمد) و نتایج نشان داد این ابزار از دو عامل تشکیل شده است که با هم ۵۰ درصد از کل واریانس سازه کنش تأملی را تبیین کردند. برای بررسی اعتبار سازه و نحوه قرارگیری ماده‌ها روی عامل‌های پرسشنامه، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتایج آن نشان داد همه ماده‌ها بار عاملی بالای ۰/۳ داشتند و شاخص‌های برازش نیز در محدوده مناسب قرار داشتند (RMSEA= ۰/۰۴۷، CFI= ۰/۹۸، GFI= ۰/۹۵، X^2/ df= ۱/۶۰). اعتبار نیز با روش آلفای کرونباخ برای مؤلفه اطمینان ۰/۸۸ و برای نبود اطمینان ۰/۶۶ به‌دست آمد (دروگر و همکاران، ۱۳۹۹). اعتبار این مقیاس به‌روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر برای مؤلفه اطمینان ۰/۸۳ و برای مؤلفه نبود اطمینان ۰/۷۷ به‌دست آمد.

ج- مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (Toronto alexithymia scale- TAS): این مقیاس توسط بگبی، پارکر و تیلور (۱۹۹۴)، ساخته شده و دارای ۲۰ ماده است. آزمودنی به هرکدام از ماده‌ها روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف پاسخ می‌دهد. کسب نمره بالا در این مقیاس نشانگر میزان بیشتری از ناگویی هیجانی است. حداقل نمره در این مقیاس ۲۰ و حداکثر نمره ۱۰۰ است. این مقیاس سه مؤلفه دشواری در شناسایی احساسات شامل ۷ ماده (۱، ۳، ۶، ۷، ۹، ۱۳، ۱۴)، دشواری در توصیف احساسات شامل ۵ ماده (۲، ۴، ۱۱، ۱۲، ۱۷) و تفکر عینی شامل ۸ ماده (۵، ۸، ۱۰، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۱۹، ۲۰) را اندازه‌گیری می‌کند. جمع همه ماده‌ها به‌عنوان نمره کلی ناگویی هیجانی محسوب می‌شود. روایی مقیاس نارسایی هیجانی تورنتو-۲۰ با روش تحلیل عاملی تأییدی در پژوهش پارکر، تیلور و بگبی (۲۰۰۳) بررسی و نتایج آن نشان داد که شاخص‌های برازش نیز در محدوده مناسب قرار دارند (RMSEA= ۰/۰۶، CFI= ۰/۹۷، GFI= ۰/۹۸، AGFI= ۰/۹۸). اعتبار کل مقیاس نیز به‌روش آلفای کرونباخ در پژوهش پارکر و همکاران (۲۰۰۳) ۰/۸۶ به‌دست آمد. در نسخه فارسی مقیاس نارسایی هیجانی تورنتو، بشارت (۲۰۰۷)، ضرایب آلفای کرونباخ برای ناگویی کلی ۰/۸۵، دشواری در شناسایی احساسات ۰/۸۲، دشواری در توصیف احساسات ۰/۷۵ و تفکر عینی ۰/۷۲ گزارش شده است. همچنین بشارت (۲۰۰۷) اعتبار کل مقیاس را در نمونه ایرانی با استفاده از روش دونیمه‌کردن و بازآزمایی (بعد از یک‌ماه) ۰/۷۴ و ۰/۷۲ به‌دست آورده است. اعتبار این مقیاس به روش آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر برای کل مقیاس ۰/۹۱ به‌دست آمد.

• یافته‌ها

در پژوهش حاضر ۳۸۶ دانش‌آموز مقطع متوسطه شرکت کردند. میانگین و انحراف معیار سنی نمونه پژوهش به‌ترتیب ۱/۱۷ ± ۱۷/۱۱ سال بود. برای تحلیل داده‌ها از همبستگی پیرسون و تحلیل معادلات ساختاری استفاده شد. قبل از اجرای تحلیل پیش‌فرض‌های معادلات ساختاری شامل نرمال‌بودن توزیع، استقلال خطاها و هم‌خطی چندگانه بررسی شد. برای پیش‌فرض طبیعی‌بودن متغیرهای پژوهش از آزمون کلموگروف- اسمیرنف استفاده شد که نتایج آن نشان داد توزیع نمرات همه متغیرها نرمال است (P> ۰/۰۵).

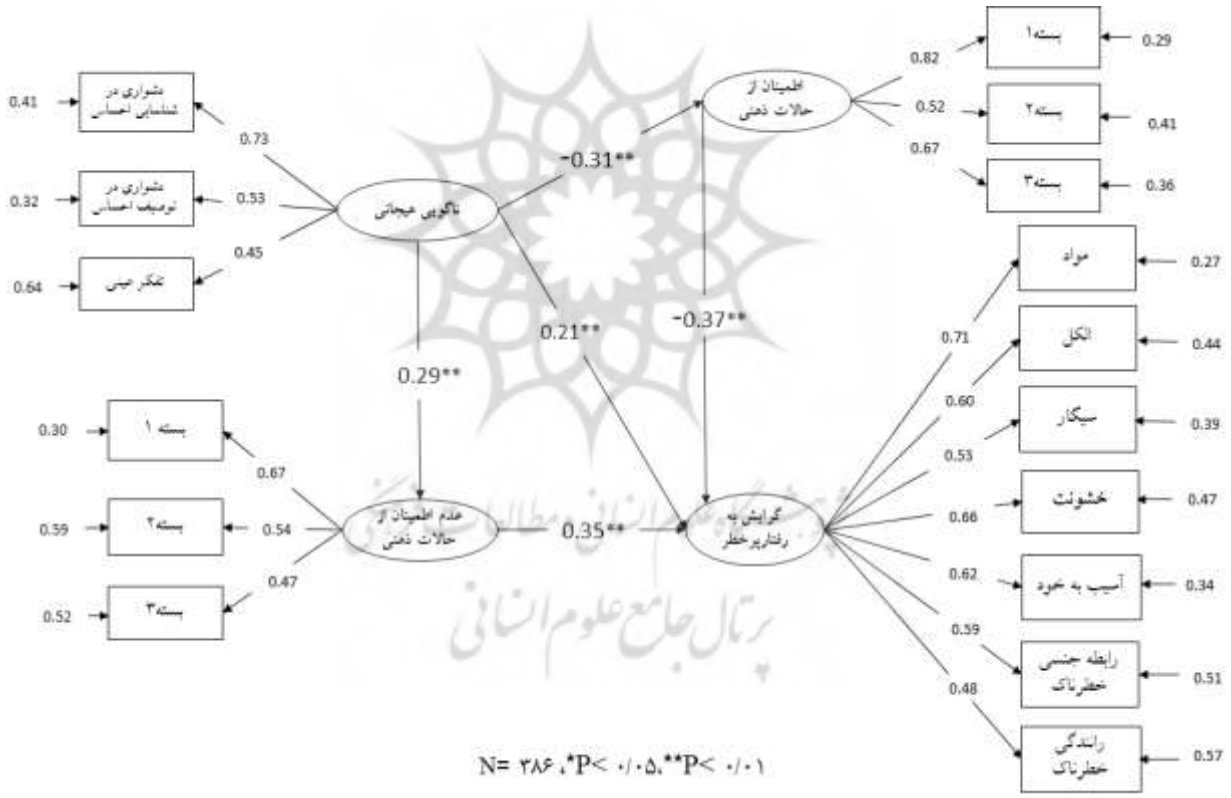
برای بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین- واتسون (Durbin-Watson) استفاده شد که نتایج نشان از نبود همبستگی بین خطاها داشت (D.W=۱/۹۷، دامنه بین ۱/۵ تا ۲/۵ قابل قبول است). برای بررسی هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین از عامل تورم واریانس (variance inflation factor, VIF) و تحمل(tolerance) استفاده شد که نتایج نشان داد نبود هم‌خطی بین متغیرها برقرار است (دامنه VIF کمتر از ۵ و تحمل بالاتر از ۰/۱ به‌دست آمد). پیش‌فرض دیگر برقراری رابطه خطی بین متغیرهای مستقل و وابسته است که با همبستگی پیرسون مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن همراه با میانگین و انحراف معیار متغیرها در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	۱	۲	۳	۴
۱.ناگویی هیجانی	۴۶/۸۲	۶/۲۸	-			
۲.نبود اطمینان از حالات ذهنی	۱۲/۵۶	۳/۴۱	۰/۴۱**	-		
۳. اطمینان از حالات ذهنی	۳۹/۵۴	۵/۳۴	-۰/۴۵**	-۰/۴۳**	-	
۴.گرایش به رفتارهای پرخطر	۵۲/۶۷	۹/۲۲	۰/۳۱**	۰/۵۷**	-۰/۴۸**	-

**P< ۰/۰۱

چنانکه در جدول ۱ مشاهده می‌شود، بین ازخودبیگانگی با نبود اطمینان از حالات ذهنی (r= ۰/٤۱ و P< ۰/۰۱)، اطمینان از حالات ذهنی (r= -۰/٤۵ و P< ۰/۰۱) و گرایش به رفتارهای پرخطر (r= ۰/۳۱ و P< ۰/۰۱) رابطه معناداری وجود دارد. بین نبود اطمینان از حالات ذهنی با گرایش به رفتارهای پرخطر (r= ۰/۵۷ و P< ۰/۰۱) رابطه معناداری وجود دارد. بین اطمینان از حالات ذهنی با گرایش به رفتارهای پرخطر نیز (r= -۰/٤۸ و P< ۰/۰۱) رابطه معناداری وجود دارد. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش به بررسی برازش مدل پرداخته شد، بر همین اساس به‌منظور ارزیابی الگوی پیشنهادی، الگوی مدل معادلات ساختاری (structural equation model) مورد استفاده قرار گرفت. در مرحله اول برای بررسی روابط متغیرهای مکنون از برازش کلی مدل و در ادامه وزن‌های رگرسیون مدل‌های اندازه‌گیری و ضرایب مربوط به روابط ساختاری (اثرات مستقیم و غیر مستقیم) مورد تحلیل قرار گرفت.



شکل ۲. روابط بین ناگویی هیجانی و گرایش به رفتار پرخطر با میانجی‌گری کنش تأملی در حالت استاندارد

ابتدا جهت تعیین برازش کلی مدل، شاخص برازش مدنظر قرار گرفت. شاخص‌های برازش مدل در جدول ۲ ارائه شده است. برای شاخص برازندگی نسبت خی‌دو (chi-squared) به درجه آزادی مقادیر کوچکتر از ۳ مناسب و هرچقدر به صفر نزدیک‌تر باشد حاکی از برازش خوب الگو است. برای شاخص‌های نیکویی برازش (goodness of fit)، برازندگی افزایشی (incremental fit index)، برازش تطبیقی (comparative fit index)، مقدار نزدیک به ۰/۹۰ و بالاتر به‌عنوان برازش نیکویی قابل قبول تلقی می‌شود که نشان‌دهنده مناسب بودن مدل است. در ارتباط با شاخص جذر برآورد واریانس خطای تقریب (root mean square error of approximation) مقادیر نزدیک به ۰/۰۵ یا کمتر نشان‌دهنده برازش خوب الگو و مقدار ۰/۰۸ یا کمتر بیانگر خطای منطقی تقریب است؛ مقدار بالاتر از ۰/۱۰ نشان از الزام ردکردن الگو است (هومن، ۱۳۸٦). شاخص‌های برازش ارائه‌شده در جدول ۲ نشان از برازش مطلوب مدل دارد.

جدول ۲. شاخص‌های برازندگی برای الگوی تدوین شده

شاخص‌های برازندگی الگو	X^2	df	X^2/ df	GFI	IFI	CFI	RMSEA
دامنه پذیرش	-	-	<۳	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	<۰/۰۸
مقادیر به‌دست‌آمده	۲۴۲/۸۵	۹۹	۲/۴۵	۰/۹۵	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۰۶۱

بعد از بررسی شاخص‌های برازش مدل مورد مطالعه، روابط متغیرها در مدل تدوین شده بررسی شد که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. ضرایب مدل تبیین رفتارهای پرخطر براساس ناگویی هیجانی، با میانجی‌گری کنش تأملی

مسیر مستقیم	ضریب غیر استاندارد	ضریب استاندارد	آماره t	p
اثر ناگویی هیجانی بر نبود اطمینان	۰/۸۹	۰/۲۹	۶/۳۱	۰/۰۰۱
اثر ناگویی هیجانی بر اطمینان	-۱/۱۱	-۰/۳۱	-۶/۸۲	۰/۰۰۱
اثر ناگویی هیجانی بر گرایش به رفتارهای پرخطر	۰/۶۳	۰/۲۱	۳/۸۹	۰/۰۰۱
اثر نبود اطمینان بر گرایش به رفتارهای پرخطر	۱/۲۸	۰/۳۵	۷/۹۱	۰/۰۰۱
اثر اطمینان بر گرایش به رفتارهای پرخطر	-۱/۵۶	-۰/۳۷	-۸/۵۶	۰/۰۰۱

t≥۲/۵۸، در سطح ۰/۰۱ معنادار است

تجزیه و تحلیل داده‌های حاصل از فرضیه‌های پژوهش از طریق ضرایب استاندارد در مدل معادلات ساختاری در جدول ۳ نشان می‌دهد که که اثر ناگویی هیجانی بر نبود اطمینان از حالات ذهنی (β = ۰/۲۹ , p< ۰/۰۱)، اثر ناگویی هیجانی بر اطمینان از حالات ذهنی (β = -۰/۳۱ ,p< ۰/۰۱)، اثر ناگویی هیجانی بر گرایش به رفتارهای پرخطر (β = ۰/۲۱ , p< ۰/۰۱)، اثر نبود اطمینان از حالات ذهنی بر گرایش به رفتارهای پرخطر (β = ۰/۳۵ , p< ۰/۰۱) و اثر اطمینان از حالات ذهنی بر گرایش به رفتارهای پرخطر (β = -۰/۳۷ , p< ۰/۰۱) نیز معنادار بود.

همچنین برای بررسی نقش واسطه‌ای ابعاد کنش تأملی (نبود اطمینان و اطمینان از حالات ذهنی) در ارتباط بین ناگویی هیجانی با گرایش به رفتارهای پرخطر از آزمون سوبل (Sobel test) استفاده شد که نتایج آن در جدول ٤ گزارش شده است.

جدول ٤. نتایج حاصل از بررسی نقش واسطه‌ای کنش تأملی در ارتباط بین ناگویی هیجانی و گرایش به رفتارهای پرخطر ازطریق آزمون سوبل

متغیر پیش بین	متغیر ملاک	متغیر میانجی	Sobel's test (z)	P
ناگویی هیجانی	گرایش رفتار پرخطر	اطمینان	۶/۰۸	۰/۰۱
ناگویی هیجانی	گرایش رفتار پرخطر	نبود اطمینان	۵/۹۷	۰/۰۱

نتایج حاصل از آزمون سوبل در جدول ۵ نشان می‌دهد که متغیر اطمینان درباره حالات ذهنی در ارتباط بین ناگویی هیجانی و گرایش به رفتارهای پرخطر (Z= ٦/۰۸ , p< ۰/۰۱)، نقش واسطه‌ای معناداری دارد. متغیر نبود اطمینان درباره حالات ذهنی نیز در ارتباط بین ناگویی هیجانی و رفتارهای پرخطر (Z= ۵/۹۷ , p< ۰/۰۱)، نقش واسطه‌ای معناداری دارد.

• بحث

هدف از این پژوهش، بررسی رابطه گرایش به رفتارهای پرخطر و ناگویی هیجانی با نقش واسطه‌ای کنش تأملی در دانش‌آموزان دبیرستانی بود. یافته پژوهش، نشان داد مدل ارتباط رفتارهای پرخطر با ناگویی هیجانی با میانجی‌گری کنش تأملی معنادار است و این یافته با یافته‌های ساترلند و همکاران (۲۰۲۲)، گاتا و همکاران (۲۰۲۲)، نیک‌منش و همکاران (۲۰۲۱)، کالارسی و باربریس (۲۰۱۹)، انسینک و همکاران (۲۰۱۷)، عامری و نجفی (۱٤۰۳)، فرجامی و همکاران (۱٤۰۳) همخوان است.

در مورد ارتباط ناگویی هیجانی و کنش تأملی می‌توان به این موضوع اشاره کرد که اگر مهارت‌های کنش تأملی را درنظر بگیریم، می‌توان این ارتباط را بهتر درک کرد. زیرا ذهن‌سازی نیازمند فرایند تنظیم هیجان است. درواقع فراتر از درک دیگران، کنش تأملی با درنظر گرفتن فرآیندهای مربوط به تنظیم و تغییر هیجانات فرد، برای دستیابی به درک درست احساسات، باورها و نیازهای دیگران ضروری است. کنش

تأملی برای کارکرد مناسب نیاز به مکانیزم‌های بهینه پردازش و خود تنظیمی هیجانی دارد. بنابراین سازه‌ای مانند ناگویی هیجانی که به‌نوعی با هیجان درگیر است، در عملکرد کنش تأملی تأثیر مهمی دارد. بدین ترتیب اگر ناگویی هیجانی بالا باشد فرایند کنش تأملی دچار مشکل شده و نبود اطمینان از حالات ذهنی افزایش می‌یابد (باربریس و همکاران، ۲۰۲۲). ازسویی ناتوانی در تعدیل هیجانات ازطریق پردازش شناختی در واقع می‌تواند منجر به موجی از حالات عاطفی ناخوشایند ازطریق اعمال تکانشی شود که بر فرایند کنش تأملی تأثیرگذار است. مطالعات دیگر نیز وجود ارتباط منفی بین ویژگی‌های ناگویی هیجانی و اطمینان از حالات ذهنی (کالارسی و باربریس، ۲۰۱۹) و همچنین ارتباط مثبت بین ناگویی هیجانی و نبود اطمینان از حالات ذهنی را نشان داده‌اند (آرنبرگ و همکاران، ۲۰۲۰). براساس نظر شولتیس و همکاران (۲۰۱۹)، تأثیرات ناگویی هیجانی بر ظرفیت ذهنی به این دلیل است که احتمالاً بسیاری از افراد که به نوعی با ناگویی هیجانی درگیر هستند از همان مراحل اولیه زندگی، از بیان و صحبت در مورد هیجانات خود با والدین، دوستان یا معلمان خودداری کرده‌اند، بنابراین، این افراد در محیط‌هایی بوده‌اند که احتمالاً رشد فرآیندهای خودتنظیمی هیجانی آنها با مشکل روبه‌رو شده است. این افراد، به‌همین دلیل قادر به ایجاد آگاهی کلی از هیجانات و یا پردازش مربوط به حوزه عاطفی خود نیستند.

در مورد نقش میانجی کنش تأملی در ارتباط بین رفتارهای پرخطر و ناگویی هیجانی براساس مطالعه گاتا و همکاران (۲۰۲۲) می‌توان گفت که ازجمله دلایل احتمالی رفتارهای پرخطر، توانایی ضعیف برای درک حالات روانی خود و دیگران و همچنین تنظیم رفتارهای خود براساس آگاهی پایین از افکار و هیجان‌های خود و دیگران است. ذکر این نکته ضروری است که کنش تأملی ظرفیت بهینه برای تشخیص حالات ذهنی و استدلال درباره آنها به‌منظور استفاده عملی از این حالات در طول تعاملات اجتماعی است. بنابراین اگر اطمینان از حالات ذهنی و فرایند پردازش ذهنی بیشتر باشد، احتمال گرایش به رفتارهای پرخطر کمتر خواهد شد. با این وجود، در بروز رفتارهای پرخطر معمولاً بر نقش هیجانات شدید و اعمال ناشی از آنها مانند پرخاشگری تأکید شده و به نقش میانجی حالات ذهنی کمتر توجه شده است. درحالی‌که جنبه‌های مختلف حالات ذهنی می‌تواند با بروز رفتارهای پرخطر و تکانشی ارتباط داشته باشد. طبق یافته‌های قبلی (ولوتی و همکاران، ۲۰۱۶) نیز حالات ذهنی و ابعاد رفتارهای پرخطر با یکدیگر مرتبط بودند. علاوه‌بر این، در این پژوهش نیز مشخص شد که هم ناگویی هیجانی و هم کنس تأملی بر گرایش به رفتارهای پرخطر مؤثر هستند.

یک تبیین برای یافته‌های پژوهش این است که فقدان ظرفیت و توانایی درک حالات ذهنی خود و دیگران و توجه به آنها، راه را برای بروز رفتارهای پرخطر هموار می‌کند. اگر افراد از هیجانات خود، آگاهی ضعیفی داشته باشند، توانایی محدودی در درک عواطف دیگران داشته باشند درنتیجه کمتر در مورد آنها احساس نگرانی می‌کنند. ناگویی هیجانی باعث نبود بیان و ابراز درست هیجانات شده و این احتمال وجود دارد که وقتی فرد در طول تعاملات اجتماعی با چالشی روبه‌رو شود یا تجربه هیجانی ناخوشایندی داشته باشد، بدون پردازش و تنظیم آن هیجان، واکنش شدیدی نشان دهند. بنابراین ناگویی هیجانی در بروز نبود اطمینان از حالات ذهنی مؤثر است. طبق دیدگاه انسینگ و همکاران (۲۰۱۷)، ناگویی هیجانی باعث می‌شود افراد بدون آگاهی از حالات ذهنی خود و دیگران، تکانه‌های خصمانه داشته باشند و ممکن است تمایل به رفتارهای پرخطر در آنها افزایش یابد. به‌عنوان مثال، زمانی که احساس خطر، تحقیر و طرد شدن می‌کنند، ممکن است نتوانند حالت ذهنی خود را آرام کنند و هیجانات خود را تنظیم کنند و در عوض به‌دنبال راه‌های مختلفی برای برآوردن نیازهای خود مانند انجام رفتارهای پرخطر ازجمله مصرف مواد، خشونت، رانندگی خطرناک و ... باشند. علاوه‌بر این، کسانی که بیان هیجانی ضعیفی دارند، نمی‌توانند دیدگاه دیگران را درنظر بگیرند و به این نکته پی ببرند که دیگران در پی تحقیر یا آزار آنها نیستند. همچنین از ناراحتی و رنجی که با اعمال خطرناک خود به دیگران تحمیل می‌کنند، درک درستی ندارند. یافته‌های این پژوهش نیز نشان داد که افراد با نبود اطمینان از حالات ذهنی گرایش به رفتارهای پرخطر دارند (دوبا و همکاران، ۲۰۲۵).

یافته دیگر پژوهش نشان داد که ناگویی هیجانی با اطمینان از حالات ذهنی رابطه منفی دارد. این را می‌توان بدین شکل توضیح داد که افراد دارای ناگویی هیجانی درواقع هیجانات خود را درست تشخیص نمی‌دهند و توانایی آگاهی هیجانی در رابطه با دیگران نیز در آنها با چالش روبه‌رو است. ازسوی دیگر، افرادی که در مورد حالات ذهنی خود اطمینان دارند، توانایی درک هیجانات خود و دیگران را دارند و صرف نظر از ظرفیت آنها برای زندگی در زمان حال، تمایل به انجام رفتارهای پرخطر و تکانشی در آینده نیز در آنها کمتر است. این افراد احتمالاً با اطمینان از وضعیت ذهنی پردازش مناسبی از افکار و هیجانات خود و دیگران دارند و تحت فشار احساسات دردناک عمل نمی‌کنند و زمان مناسبی برای تنظیم هیجانات درنظر گرفته و واکنش‌های مناسبی به فشارهای محیطی می‌دهند که این

موضوع گرایش به رفتارهای پرخطر را در آنها کاهش می‌دهد (کاتزنلسون، ۲۰۱۴). ازآنجایی‌که مشخص شده است که کنش تأملی با تنظیم هیجان ارتباط دارد (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۷؛ شولتیس و همکاران، ۲۰۱۹) و فرآیندهای شناختی و هیجانی آن نیز مرتبط با ناگویی هیجانی (ولوتی و همکاران، ۲۰۱۶) است، قابل درک است که ناگویی هیجانی می‌تواند بر کنش تأملی اثرگذار باشد.

• نتیجه‌گیری

درمجموع نتایج نشان داد اثر مستقیم و غیرمستقیم ناگویی هیجانی بر گرایش به رفتارهای پرخطر مثبت و معنادار است. ناگویی هیجانی سبب می‌شود افراد روابط بین‌فردی و اجتماعی ضعیفی داشته باشند یا اگر حمایتی از دیگران نیز دریافت کنند به‌دلیل مشکل در پردازش هیجانات، آن را درک نمی‌کنند و واکنش مناسبی به آن نشان نمی‌دهند. ادراک فقدان حمایت و احساس طردشدگی در بروز رفتارهای پرخطر مؤثر است. ازطرفی ناگویی هیجانی ممکن است باعث شود فرد بیش‌از دیگران رفتارهای نابهنجار را تجربه کند که این نکته می‌تواند بر حالات ذهنی آنها تأثیر منفی گذاشته و پردازش هیجان‌ها را با مشکل بیشتری روبه‌رو کند. وقتی که آنها نتوانند هیجان‌های مختلف را به‌خوبی پردازش کنند و واکنش مناسبی به تجارب هیجانی بدهند تمایل به بروز رفتارهای پرخطر افزایش می‌یابد. از محدودیت‌های پژوهش حاضر استفاده از ابزار خودگزارشی و دامنه سنی محدود نمونه پژوهش بود. با توجه به پیچیدگی سازه‌های مانند ناگویی هیجانی و کنش تأملی پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آینده این سازه‌ها را در تحقیقات طولی بررسی کنند. برای مطالعات آینده، با توجه به اهمیت این متغیرها، نمونه بزرگتری از افراد و همچنین طیف سنی گسترده‌تر یا متفاوت‌تر مورد نیاز است. همچنین برای تحقیقات آتی استفاده از شیوه‌های کیفی در جمع‌آوری داده‌ها مفید خواهد بود.

• تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافعی بین نویسندگان وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

از همه دانش‌آموزان و مدیران مدارسی که ما را در اجرای پژوهش یاری کردند، تقدیر و تشکر به‌عمل می‌آید.

• منابع

دروگر، الهه؛ فتحی آشتیانی، علی؛ و اشرفی، عماد. (۱۳۹۹). اعتباریابی و اعتبارسنجی نسخه فارسی پرسشنامه ذهنی‌سازی. *روان‌شناسی بالینی*، ۱۲(۱)، ۱-۱۲. doi.org/10.22075/jcp.2020.18897.1745

زاده‌محمدی، علی؛ احمدآبادی، زهره؛ و حیدری، محمود. (۱۳۹۰). تدوین و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خطرپذیری نوجوانان ایرانی، *روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۱۷(۳)، ۲۲۵-۲۱۸. http://ijpcp.iums.ac.ir/article-1-1417-fa.html

عامری، نرجس؛ و نجفی، محمود. (۱۴۰۳). روابط ساختاری ناگویی هیجانی و گرایش به رفتارهای پرخطر در نوجوانان: نقش میانجی انعطاف‌پذیری روان‌شناختی. *مجله روان‌شناسی*، ۲۸(۲)، ۱۵۱-۱۴۲. http://www.iranapsy.ir/fa/Article/45546

فرجامی، مریم؛ فرجامی، زهرا؛ شکیبایی‌نژاد، آرام؛ و پاییزی، لیلا. (۱۴۰۳). تدوین مدل رفتارهای خودآسیبی براساس تجربه ترومای کودکی و ناگویی هیجانی با میانجی‌گری ذهنی‌سازی در نوجوانان. *روان‌پرستاری*. ۱۲ (۱)، ۶۳-۵۰. doi.org/10.22034/IJPN.12.1.50

فرزادنیا، مرضیه. (۱۴۰۰). نقش ناگویی هیجانی در پیش‌بینی گرایش به رفتارهای پرخطر بر مبنای نقش واسطه‌ای حمایت اجتماعی ادراک‌شده. مجله روان‌شناسی، ۲۵(۴)، ۵۵۹-۵۵۰. http://www.iranapsy.ir/fa/Article/22025

گراوند، هوشنگ. (۱۴۰۱). مدل‌یابی ساختاری سبک‌های هویت با گرایش به رفتارهای پرخطر در دانشجویان: نقش واسطه‌ای ناگویی هیجانی. *فصلنامه اعتیادپژوهی*، ۱۶ (۶۶)، ۱۱۳-۱۴۴. doi.org/10.52547/etiadpajohi.16.66.113

هومن، حیدر علی. (۱۳۸۴). *مدل‌یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل*، تهران: انتشارات سمت

Ahrnberg, H., Pajulo, M., Scheinin, N. M., Karlsson, L., Karlsson, H., Karukivi, M. (2020). Association between parental alexithymia traits and self-reported postnatal reflective functioning in a birth cohort population. Findings from the Finn Brain Birth Cohort Study, *Psychiatry Research*, 286, 112869, doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112869

Barberis, N., Cannavò, M., Calaresi, D., & Verrastro, V. (2022). Reflective functioning and Alexithymia as mediators between attachment and psychopathology symptoms: cross-sectional evidence in a community sample. *Psychology, Health & Medicine*, *28*(5), 1251–1262. doi.org/10.1080/13548506.2022.2045331

Besharat, M. A. (2007). Reliability and factorial validity of a Farsi version of the 20-item Toronto Alexithymia Scale with a sample of Iranian students. *Psychological Reports*, 101(1), 209-220. doi.org/10.2466/pr0.101.1.209-220

Birudu, R. (2025). Addressing high-risk behaviors among adolescents – Need of the hour; mental health perspective. *Journal of Neurosciences in Rural Practice*, 16, 131-6. doi.org/10.25259/JNRP_286_2024

Bizzi, F., Riva, A., Borelli, J. L., Charpentier-Mora, S., Bomba, M., Cavanna, D., & Renata Nacinovich, R. (2021). The Italian version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity within a sample of adolescents and associations with psychological problems and alexithymia. *Clinical Psychology*, 78(4), 503-516. doi.org/10.1002/jclp.23218

Calaresi, D., & Barberis, N. (2019). The relationship between reflective functioning and alexithymia. *Journal of Clinical and Developmental Psychology*, 1(2), 12-23. doi.org/10.6092/2612-4033/0110-2107

Ciydem, E., Avci, D., Uyar, M., & Seyhan, A. (2024). Effect of Personality Traits and Emotion Regulation Strategies on Risky Behaviors in Adolescents. *Journal of Psychosocial Nursing and Mental Health Services*, *62*(2), 23–36. doi.org/10.3928/02793695-20230818-03

Da Silva, A.N., Vasco, A.B., Watson, J.C. (2017). Alexithymia and emotional processing: a mediation model. *Journal of Clinical of Psycholo*gy, 73 (9), 1196–1205. doi.org/10.1002/jclp.22422

Doba, K., Debbané, M., Auger, E., Nandrino, J. L. (2025). Suicide risk, mentalizing and emotion regulation in adolescents: The role of maternal maladaptive emotion regulation. *Journal of Affective Disorders*, 374 (1), 342-349. doi.org/10.1016/j.jad.2025.01.052

Ensink, K., Begin, M., Normandin, L., Godbout, N., & Fonagy, P. (2017). Metallization and dissociation in the context of trauma: Implications for child psychopathology. *Journal of Trauma & Dissociation*, 18(1), 11–30. doi.org/10.1080/15299732.2016.1172536

Esposito, G., Marano, D., & Freda, M. F. (2020). Supportive and interpretative interventions in fostering metallization during counselling. *British Journal of Guidance & Counselling*, 48(3), 314-332. doi.org/10.1080/03069885.2018.1463429

Fonagy, P., & Bateman, A. W. (2016). Adversity, attachment, and metalizing. *Comprehensive Psychiatry*, 64, 59-66. doi.org/10.1016/j.comppsych.2015.11.006

Fonagy, P., & Luyten, P. (2009). A developmental, metallization-based approach to the understanding and treatment of borderline personality disorder. *Development and Psychopathology*, 21, 1355-1381. doi.org/10.1017/S0954579409990198

Fonagy, P., Luyten, P., & Bateman, A. W. (2017). Treating borderline personality disorder with psychotherapy: Where do we go from here? *JAMA Psychiatry*, 74, 316-317. doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2016.4302

Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins, A., Lee, Y-W., Warren, F., Howard, S, et al. (2016) Development and Validation of a Self-Report Measure of Mentalizing: The Reflective Functioning Questionnaire. *PLoS ONE*, 11(7), e0158678. doi.org/10.1371/journal.pone.0158678

Garofalo, C., Velotti, P., & Zavattini, D. (2017). Emotion regulation and aggression: The incremental contribution of alexithymia, impulsivity, and emotion dysregulation facets. *Psychology of Violence*, *8*(4), 470–483. doi.org/10.1037/vio0000141

Gatta, M., Angelico, C., Rigoni, F., Raffagnato, A., & Miscioscia, M. (2022). Alexithymia and Psychopathological Manifestations Centered on the Body: Somatization and Self-Harm. *Journal of Clinical Medicine*, 11(8), 2220. doi.org/10.3390/jcm11082220

Jia, L., Zhang, Y., & Yu, S. (2024). Relation between Interparental Conflict and Non-Suicidal Self-Injury in Adolescents: Mediating Role of Alexithymia and Moderating Role of Resilience. *International Journal of Mental Health Promotion*, 26, (10), 837-849. doi.org/10.32604/ijmhp.2024.053586

Katznelson, H. (2014). Reflective functioning: a review. *Clinical Psychology Review*, 34, 107–117. doi.org/10.1016/j.cpr.2013.12.003

Kiefer, R., Orchowski, L. M., Raudales, A. M., & Weiss, N. H. (2023). Role of Alexithymia in the Association between Childhood Abuse and Risk Perception for Sexual Victimization in College Women. *Journal of Interpersonal Violence*, *39*(3-4), 756-784. doi.org/10.1177/08862605231198099

Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed.). https://www.scirp.org/reference/ReferencesPapers? Reference ID=2345949

Li, D. J., & Wu, H. C. (2024). Mediating Effect of Emotional Symptoms on the Association between Alexithymia and Substance Dependence in Patients with Substance Use Disorder: The Protective Role of Family Support and Self-Efficacy. *Psychology Research and Behavior Management*, 17, 3863–3874. doi.org/10.2147/PRBM.S478305

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. doi.org/10.1146annurev-clinpsy-071919-015355

Nikmanesh, Z., Darvish Molla, M., & Mehranfard, M. (2021). The Mediating Role of Alexithymia in the Relationship between Defense Mechanisms and Tendency to High-risk Behaviors among Adolescents. *Journal of Research & Health*, 11 (1), 29-36. doi.org/10.32598/JRH.11.1.363.6

Oksuz, I., Ozcan, M. S., Dost-Gözkan, A., & Kisbu, Y. (2025). Health Risk Behaviors of Adolescents in Europe: A Latent Profile Analysis of Health Behavior in School-Aged Children Survey Data from 43 Countries. *Journal of Adolescent Health*, 76(1), 115-121. doi.org/10.1016/j.jadohealth.2024.08.001

Park, M., & Song, H. (2024). Influences of maternal reflective functioning on adolescents' psychosocial adjustment: The mediating role of adolescent's reflective functioning. *PLoS ONE*, 19(12), e0312350. doi.org/10.1371/journal.pone.0312350

Parker, J. D. A., Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (2003). The 20-item Toronto Alexithymia Scale-III. Reliability and factorial validity in a community population. *Journal of Psychosomatic Research*, 55, 269-275. doi.org/10.1016/S0022-3999(02)00578-0

Reis, D. L., Ribeiro, M., Couto, I., Maia, N., Bonavides, D., & Botelho., A. C, et al. (2024). Correlations between childhood maltreatment, anxiety and depressive symptoms, and risk behaviors in adolescent schoolchildren. Trends Psychiatry Psychotherapy, 46: e20210456. doi.org/10.47626/2237-6089-2021-0456

Schultheis, A., Mayes, L., & Rutherford, H. (2019). Associations between emotion regulation and parental reflective functioning. *Journal of Child and Family Studies*, 28, 1094–1104. doi.org/10.1007/s10826-018-01326-z

Sleuwaegen, E., Houben, M., Claes, L., Berens, A., & Sabbe, B. (2017). The relationship between non-suicidal self-injury and alexithymia in borderline personality disorder: "Actions instead of words". *Comprehensive Psychiatry*, 77, 80–88. doi.org/10.1016/j.comppsych.2017.06.006

Sutherland, B. D., Fallah-Sohy, N., Kopera, M., Jakubczyk, A., Sutherland, M. T., & Trucco, E. M. (2022). Alexithymia mediates the association between childhood trauma and adolescent E-cigarette use. *Drug and Alcohol Dependence*, 236, 109500. doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2022.109500

Velotti, P., Garofalo, C., Petrocchi, C., Cavallo, F., Popolo, R., & Dimaggio, G. (2016). Alexithymia, emotion dysregulation, impulsivity and aggression: A multiple mediation model. *Psychiatry Research*, 237, 296–303. doi.org/10.1016/j.psychres.2016.01.025

Young, S., Greer, B., & Church, R. (2017). Juvenile delinquency, welfare, justice and therapeutic interventions: a global perspective. *British Journal of Psychiatric Bulletin*, 41(1), 21-9. doi.org/10.1192/pb.bp.115.052274

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی