

October-November 2024, Volume 12, Issue 4

[10.22034/IJPN.12.4.52](https://doi.org/10.22034/IJPN.12.4.52)

Formulation of a Model of Substance Use Tendency Based on Alexithymia and Impulsivity with the Mediation of Mentalization in Young People

Fereshteh Arsalandeh¹, Raheleh Bagheri fard^{2*}, Fereshteh Asgharinia³, Mansoureh Sadat Rajaeizadeh⁴

1. PhD student in Health Psychology, Kharazmi University, Tehran, Iran.
2. Master of Clinical Psychology, Hamadan Branch, Islamic Azad University, Hamadan, Iran.
3. Master of Clinical Psychology, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran.
4. Master of General Psychology, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Corresponding Author: Raheleh Bagheri fard, Master of Clinical Psychology, Hamadan Branch, Islamic Azad University, Hamadan, Iran.

E-mail: rahele.bagheri.fard@gmail.com

Received: 11 Nov 2023

Accepted: 22 Aug 2024

Abstract

Introduction: Knowing some emotional components and personality traits underlying the tendency to use drugs among young people is highly sensitive; In this regard, this study investigates the Formulation of a Model of Substance Use Tendency Based on Alexithymia and Impulsivity with the Mediation of Mentalization.

Methods: The present descriptive-correlation method was a type of structural equation modeling method. The statistical population of the research was all the youth of Kermanshah city in 2023. For this purpose, 420 of these people were selected by convenience sampling method and answered The Iranian Addiction Potential Scale, Toronto alexithymia Scale, Barratt Impulsiveness Scale, and Reflective Function Questionnaire. The data obtained from the considered questionnaires were analyzed by AMOS and SPSS version 23.

Results: The results showed that the assumed model of the current research has the necessary fit with the data. The results obtained from structural equation modeling indicated that the direct path of the variable of alexithymia ($\beta = 0.63$, $T = 5.99$), impulsivity ($\beta = 0.37$, $T = 4.28$), certainty ($\beta = 0.66$, $T = 4.81$) and uncertainty ($\beta = 0.62$, $T = -7.70$) on the tendency to substance use were significant. Also, the indirect effect of alexithymia ($P < 0.05$, $b = -0.39$) and impulsivity ($P < 0.05$, $b = -0.46$) was significant on the tendency to use substances through the mediating role of mentalization (certainty). In addition, the indirect effect of alexithymia ($P < 0.05$, $b = 0.52$) and impulsivity ($P < 0.05$, $b = 0.60$) was significant on the tendency to use substances through the mediating role of mentalization (uncertainty).

Conclusions: Based on the findings of this research, it can be concluded that a coherent understanding of the components of alexithymia and impulsivity and especially mentalization in the pathology of addiction is a key element in the evaluation. And probably the clinical work with patients addicted to narcotic substances and also other people who tend to use substances.

Keywords: Substance abuse, Alexithymia, Impulsivity, Mentalization.



تدوین مدل گرایش به مصرف مواد بر اساس ناگویی هیجانی و تکانش گری با میانجی گری ذهنی سازی در جوانان

فرشته ارسلان ده^۱، راحله باقری فرد^{۲*}، فرشته اصغری نیا^۳، منصوره سادات رجایی زاده^۴

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی سلامت، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

۲. کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد همدان، دانشگاه آزاد اسلامی، همدان، ایران.

۳. کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران.

۴. کارشناسی ارشد روانشناسی عمومی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

نویسنده مسئول: راحله باقری فرد، کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد همدان، دانشگاه آزاد اسلامی، همدان، ایران.

ایمیل: rahele.bagheri.fard@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۶/۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۸/۲۱

چکیده

مقدمه: شناخت برخی مولفه های هیجانی و صفات شخصیتی زمینه ساز گرایش به مصرف مواد در میان جوانان، از حساسیت بالایی برخوردار است؛ در همین راستا این مطالعه به بررسی تدوین مدل گرایش به مصرف مواد بر اساس ناگویی هیجانی و تکانش گری با میانجی گری ذهنی سازی پرداخته است.

روش کار: روش حاضر توصیفی-همبستگی از نوع روش های مدل یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری پژوهش تمام جوانان شهر کرمانشاه در سال ۱۴۰۲ بودند. به این منظور تعداد ۴۲۰ نفر از این افراد به روش نمونه گیری در دسترس انتخاب شدند و به پرسشنامه آمادگی به اعتیاد در ایرانیان، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو، مقیاس تکانشگری و پرسشنامه کنشوری تاملی پاسخ دادند. داده های حاصل از پرسشنامه های مدنظر به وسیله برنامه آماری AMOS و SPSS نسخه بیست و سه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

یافته ها: نتایج نشان داد که مدل مفروض پژوهش حاضر از برآزش لازم با داده ها برخوردار است. نتایج به دست آمده از مدل سازی معادلات ساختاری حاکی از آن بود که مسیر مستقیم متغیر ناگویی هیجانی ($\beta = 0/63, T=5/99$)، تکانشگری ($\beta = 0/37, T=4/28$)، اطمینان ($\beta = -0/66, T=-4/81$) و عدم اطمینان ($\beta = 0/62, T=-7/70$) بر گرایش به مصرف مواد معنادار بود. همچنین اثر غیرمستقیم ناگویی هیجانی ($b = -0/39, P < 0/05$) و تکانشگری ($b = -0/46, P < 0/05$) بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (اطمینان) معنی دار بود. به علاوه اثر غیرمستقیم متغیر ناگویی هیجانی ($p < 0/05$) و تکانشگری ($b = 0/52, P < 0/05$) بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (عدم اطمینان) معنی دار بود.

نتیجه گیری: براساس یافته های این پژوهش می توان نتیجه گیری کرد که درک منسجم از مولفه های ناگویی هیجانی و تکانشگری و به ویژه ذهنی سازی در آسیب شناسی اعتیاد، یک عنصر کلیدی در ارزیابی و احتمالاً کار بالینی با بیماران معتاد به مواد مخدر و همچنین سایر افرادی است که گرایش به مصرف مواد دارند.

کلیدواژه ها: مصرف مواد، ناگویی هیجانی، تکانش گری، ذهنی سازی.

مقدمه

بزرگسالی دوره حیاتی از زندگی است که با استقرار هویت، تمرکز بر رشد شخصی، آزادی بیشتر و کنترل اجتماعی کمتر همراه است. به نظر می رسد که انتقال به بزرگسالی، مرحله ای که با ازدواج، فرزندآوری و اشتغال شناخته می شود، بسیار متفاوت تر از ۵۰ سال پیش است، به گونه ای که انتقال به آن طولانی تر شده است (۱). تحولات اجتماعی سال های اخیر در ایران از جمله به تاخیر افتادن ازدواج، تعویق سن فرزندآوری، افزایش سنوات تحصیل و شغل پایدار، ایران را به پایگاه مستعدی برای تجربه تحولی ظهور بزرگسالی با ویژگیهای متفاوت از نوجوانی و بزرگسالی تبدیل کرده است (۲). وجود این عوامل جامعه شناختی می تواند فشار روان شناختی مضاعفی بر جوانان وارد نموده و زمینه ساز رفتارهای پرخطر در آنان شود. با این حال، علاوه بر تمرکز بیرونی در گرایش به رفتارهای پرخطر، وجود برخی ویژگی های هیجانی و صفات شخصیتی در جوانان می تواند زمینه ساز برخی رفتارهای پرخطر از جمله گرایش به مصرف مواد باشد. گرایش به مصرف مواد (substance use tendency) یکی از مهمترین اختلالات روانی- اجتماعی است که فرد را از لحاظ جسمانی و روانی دچار اختلال می کند (۳). گرایش به مصرف مواد، به عنوان الگوی مصرفی نابجایی است که پیامدهای متعدد و نامطلوبی را از جمله گرایش به مصرف در موقعیت های نامناسب و مشکلات متعدد اجتماعی، شغلی و قانونی را به همراه دارد. تلاش برای درک، پیشگیری و درمان گرایش به مصرف مواد با این سوال شروع می شود که چرا افراد به ویژه جوانان، مواد مصرف می کنند؟ فرایند اعتیاد عمیقاً تحت تاثیر جنبه های بیولوژیکی، روان شناختی و محیط اجتماعی است که فرد در آن رشد می کند. به عبارت دیگر، عوامل متعددی در آمادگی برای گرایش به اعتیاد نقش دارند که می تواند منجر به سوءمصرف و اعتیاد شود، از جمله این عوامل ویژگی های هیجانی و شخصیتی افراد در طول دوره تحول می باشد. (۴).

بدتنظیمی هیجانی به خوبی در اعتیاد توضیح داده شده است (۵، ۶). چندین جنبه از بدتنظیمی هیجانی در مصرف کنندگان مواد ممکن است به ناگویی هیجانی (alexithymia) مرتبط باشد، که با کاهش توانایی در شناسایی، تعریف، و توضیح احساسات خود و همچنین

تمایل به بیرونی کردن احساسات و تجربیات مشخص می شود (۷). فقر تخیل یا دنیای فانتزی و همچنین فقدان احساسات مثبت و شیوع بالای احساسات منفی نیز به عنوان مشخصه ناگویی هیجانی توصیف شده است (۸). ناگویی هیجانی اغلب به عنوان یک ویژگی شخصیتی با توزیع نرمال در بین جمعیت در نظر گرفته می شود (۹). ناگویی هیجانی می تواند زنگ خطری برای افراد و به ویژه جوانان تلقی شود و نشان داده شده است که سوء مصرف الکل و سایر مشکلات اعتیاد با ناگویی هیجانی مرتبط است (۱۰). به عنوان مثال، در مطالعه ای نشان داده شد که افراد مصرف کننده مواد، در درک چهره های هیجانی دچار اختلال بودند (۱۱)، همچنین افراد وابسته به چند ماده در پاسخ به تصاویر هیجانی، اختلالات پردازش هیجانی را نشان دادند (۱۲). در مطالعه ای دیگر (۱۳) سه گروه مصرف کننده مواد (تباکو، حشیش و الکل) را با هم مقایسه کردند و دریافتند که مصرف کنندگان الکل نسبت به مصرف کنندگان حشیش، سیگاری ها و افراد کنترل به طور قابل توجهی سطح ناگویی هیجانی بیشتری داشتند. در مطالعه حاضر نیز به تبع درصد هستیم تا علاوه بر بررسی رابطه این دو مولفه، بر مکانیسم های بالقوه ای تمرکز نماییم که چگونه ناگویی هیجانی ممکن است به گرایش به مصرف مواد و یا پیشگیری از آن در جمعیت جوان کمک کند.

از دیگر ویژگی های شخصیتی زمینه ساز در گرایش به مصرف مواد، تکانشگری (impulsivity) است. در واقع بسیاری از افراد مبتلا به اختلال مصرف مواد، به ویژه جوانان قبل از شروع مصرف مواد، درجاتی از آسیب پذیری های شخصیتی در گرایش به مصرف مواد دارند. تکانشگری یکی از ویژگی های شخصیتی است که به نوان ویژگی هسته ای اختلال مصرف مواد معرفی شده است (۱۴). تکانشگری صفتی است که افراد دارای آن، اهل ریسک کردن و عمل کردن بدون تامل کافی است. در واقع، تکانشگری، مجموعه ی وسیعی از رفتارهای را شامل می شود که روی آنها اصولاً تفکری انجام نشده و برای نیل به یک پاداش یا لذت زودگذر بروز می کند و خطرات و پیامدهای قابل توجهی را به دنبال دارد (۱۵). تکانشگری به عنوان یک عامل مهم در نتایج مختلف مصرف مواد در نظر گرفته شده است و می تواند عامل مهمی در گرایش به مواد مخدر باشد (۱۶). بی توجهی به عواقب عمل، بی

خود، را تفسیر و بیان کند، که این به نوبه خود منجر به اختلال در کارکرد فردی، بین فردی و ازجمله ناگویی هیجانی می شود (۱۸، ۲۰). از این دیدگاه، نظریه‌های مبتنی بر ذهنیت‌سازی عمدتاً بر جنبه‌های رابطه‌ای در عملکرد بیماران از جمله شناسایی، تعریف و توضیح احساسات بدنی خود و همچنین تمایل به بیان احساسات و تجربیات در ارتباط با دیگران مبتنی است (بیان هیجانی) و این به عنوان جنبه‌ای از ذهنی‌سازی عاطفی (یعنی خود) در نظر گرفته می شود (۱۹). برخی پژوهش‌ها نقش ذهنی‌سازی بر بهبود ناگویی هیجانی را نشان دادند (۱۹). همچنین بر استفاده از مهارت‌های ذهنی به منظور ارتقای تحمل عاطفه و توانایی تفکر انعطاف‌پذیر در حین تجربه عواطف شدید- به جای استفاده از خودجرحی یا سایر انواع رفتارهای تکانشی برای تنظیم حالت‌های عاطفی- تمرکز دارند (۲۱). به علاوه فونانگی، توانایی کم ذهنی‌سازی در بیماران مصرف‌کننده مواد را به عنوان نقص شخصیتی مرتبط با شکست‌های اولیه محیطی درک می نماید (۲۲). شواهد نشان می دهد نقص در ذهنی‌سازی با سوءمصرف مواد و رفتارهای تکانشی و خارج از کنترل مانند اعتیاد به غذا نیز مرتبط است (۲۳). بنابراین با توجه به اینکه ذهنی‌سازی 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 تکانه‌های هیجانی شدید دارد (۲۴)؛ لذا فرض بر این است که این مکانیسم می تواند میانجی‌گر رابطه بین ناگویی هیجانی و تکانشگری با گرایش به مصرف مواد در جوانان باشد.

امروزه گسترش روزافزون مصرف مواد به عنوان خطر جدی برای سلامت جامعه مطرح شده است و گرایش به مصرف مواد در میان جوانان به عنوان بالای خانمان سوز و رویدادی نگران‌کننده در دنیا یاد شده است. لذا شناخت مولفه‌های شخصیتی و هیجانی زمینه‌ساز گرایش به مصرف مواد در میان جوانان از حساسیت بالایی برخوردار است. اگرچه مطالعات پیشین به بررسی متغیرهای هیجانی و شخصیتی در مصرف مواد پرداخته‌اند اما اجرای مطالعات مدل‌یابی متغیرهای پژوهش به صورت یکپارچه ضرورت دارد؛ چرا که مطالعات پیشین صرفاً روابط دوسویه متغیرها را پوشش داده است؛ لذا مطالعه حاضر به دنبال تدوین مدلی مناسب برای پیش‌بینی گرایش به مصرف مواد در بین جوانان می باشد و سوال اصلی مطالعه حاضر این است که آیا ذهنی‌سازی

صبری، ترجیح پاداش فوری، تمایل به ماجراجویی، جستجوی حس‌های نو، راه‌های ساده دست‌یابی به پاداش و زمان‌های کوتاه واکنش فردی از جمله خصایص افراد مصرف‌کننده مواد هستند که می‌تواند از آن‌ها تحت عنوان تکانشگری یاد کرد (۱۷). در یک پژوهش گروه‌های مختلفی از افراد وابسته به مواد مخدر، الکلی، کوکائین، هروئین، ماری‌جوآنا و نیکوتین مورد بررسی قرار داده شد و نتایج نشان داد که نمرات تکانشگری این افراد در مقایسه با گروه نرمال در تمام ابعاد (به ویژه تکانشگری شناختی) به طور مستقیم با پرخاشگری و رفتارهای خودآسیبی همراه بود (۱۷). بنابراین علاوه بر بررسی رابطه تکانشگری و مصرف مواد بررسی مکانیسم میانجی این دو به ویژه در جوانان ضروری به نظر می‌رسد.

برای درک مسیر بین ناگویی هیجانی و تکانشگری با پیامدهای بالینی ازجمله مصرف مواد، نیازمند مکانیسم‌های مبتنی بر یک نظریه هستیم. نظریه ذهنی‌سازی بیان می‌کند که دلبستگی (یعنی مدل‌کاری درونی که یک فرد از خود و دیگران بر اساس تجربیات مراقبت اولیه شکل می‌دهد) و ذهنی‌سازی (یعنی درک رفتار خود و دیگران که توسط حالات ذهنی هدایت می‌شود) جنبه‌های کلیدی در ایجاد مشکلاتی از جمله مشکلات بین فردی، ساختار شخصیتی ناسازگار و طیفی از پیامدهای روانی منفی هستند (۱۸، ۱۹). 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 (۱۸). به عبارت دیگر اولین بارقه‌های ذهنی‌سازی، در رابطه با مراقبان اولیه شکل می‌گیرد و یکی از اولین چیزهایی که در این رابطه نیاز به تنظیم و دیده شدن توسط والد دارد، هیجان‌ها هستند. نبود آینه‌واری (reflecting) در والدین و بازتاب هیجان‌ها، به کودک این پیام را می‌دهد که هیجان تو ارزشی ندارد و در کودک، بازنمایی اشتباه را شکل می‌دهد. به عنوان مثال، نوزادی که والدینش به ندرت با او در تعامل هستند یا ارتباط عاطفی با کودک ندارند، این امر، بازخورد و اطلاعاتی را در مورد احساساتی که خود و والدینش تجربه می‌کنند به وی ارائه نمی‌دهد. این فقدان اشتراک‌گذاری عاطفی باعث می‌شود کودک درک نکند که چگونه احساسات دیگران (از جمله والدین) یا

نقش میانجی در رابطه بین ناگویی هیجانی و تکانشگری با گرایش به مصرف مواد ایفا می کند؟

روش کار

روش حاضر توصیفی-همبستگی از نوع روش های مدل یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری پژوهش تمام جوانان شهر کرمانشاه در سال ۱۴۰۲ بودند. نمونه پژوهش حاضر شامل ۴۲۰ نفر بودند که به شیوه نمونه گیری در دسترس انتخاب شدند. معیارهای ورود به مطالعه شامل: تکمیل فرم رضایت آگاهانه، دامنه سنی بین ۱۸ تا ۴۰ سال، عدم ابتلا به بیماری های روانی جدی، سابقه سوء مصرف مواد و سواد خواندن و نوشتن بود. ملاک های 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. پس از اخذ مجوزها و انجام هماهنگی های لازم از بین ساکنین شهر کرمانشاه و با توجه به ملاک های ورود اقدام به گردآوری یافته های پژوهش شد. شیوه گردآوری داده ها در این پژوهش میدانی بود. پیش از اجرای آزمون ها، اهداف و مزایای اجرای آزمون برای گروه نمونه شرح داده شد و با طرح پرسش هایی از درک درست آنها از دستورالعمل ها اطمینان حاصل شد. همچنین برای اجرای ملاحظات اخلاقی در این پژوهش، کدهای اخلاقی مطرح شده توسط انجمن روان پزشکی آمریکا از جمله اصل محرمانگی و رازداری، رضایت کتبی شرکت در پژوهش مورد توجه قرار گرفت. تحلیل داده ها در پژوهش حاضر با استفاده از نرم افزار SPSS-23 و AMOS-23 انجام شد. برای جمع آوری داده ها از ابزار زیر استفاده شد.

پرسشنامه آمادگی به اعتیاد در ایرانیان (The Iranian Addiction Potential Scale): این پرسشنامه توسط وید (Weed) و همکاران تدوین شد (۲۵). این مقیاس براساس فرهنگ ایرانی انطباق سازی گردیده است (۲۶). این پرسشنامه ۴۱ گویه دارد که ۵ گویه از آن دروغ سنج است. البته شیوه نمره گذاری در گویه های شماره ۶، ۱۲، ۱۵ و ۲۱ معکوس خواهد شد. نمره گذاری به صورت از صفر «کاملا مخالفم» تا ۳ «کاملا موافقم» می باشد. برای به دست آوردن امتیاز کلی پرسشنامه باید مجموع امتیازات تک تک آن دروغ سنج است با نمره گذاری از صفر «کاملا مخالفم» تا ۳ «کاملا موافقم» است. ا گویه ها به غیر از مقیاس

دروغ سنج را با هم جمع نمود. دامنه نمرات از صفر تا ۱۰۸ می باشد. نمره برش این مقیاس برای نشان دادن آمادگی، بیشتر از ۲۱ است. نمرات به منزله آمادگی بیشتر فرد پاسخ دهنده به اعتیاد است. Zargar و همکاران (۲۶) روایی سازه مقیاس از طریق همبسته کردن آن با مقیاس ۲۵ ماده ای فهرست علائم بالینی ۰/۴۵ محاسبه شده و پایایی آن را با آلفای کرونباخ ۰/۹۰. به دست آورده است.

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (Toronto alexithymia Scale): پرسشنامه ناگویی هیجانی تورنتو توسط باگی (Bagby) و همکاران (۲۷) برای سنجش ناگویی هیجانی افراد طراحی شد و دارای ۲۰ سوال بود. این ابزار دارای سه مولفه 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 اندازه گیری می کند. نمره گذاری پرسشنامه به صورت لیکرت ۵ درجه ای از نمره ۱ (کاملا مخالف) تا نمره ۵ (کاملا موافق) بود. دامنه نمرات این پرسشنامه بین ۲۰ تا ۱۰۰ در نظر گرفته شد. به این صورت که نمره بین ۲۰ تا ۴۰ نشان دهنده ناگویی پایین فرد بود، نمره ۴۰ تا ۶۰ بیانگر ناگویی متوسط فرد و نمره بالاتر از ۶۰ نشان دهنده ناگویی بالا در فرد بود (۲۷). ویژگی های روانسنجی این پرسشنامه در پژوهش هایی خارجی و داخلی بررسی و تایید شده است (۲۷، ۲۸). در مطالعه بشارت (۲۸) روایی همزمان پرسشنامه بر حسب همبستگی با ابزارهای بهزیستی روانشناختی و درماندگی روانشناختی 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 (۲۹). 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 (۲۷).

مقیاس تکانشگری بارت (Barratt Impulsiveness Scale): این پرسشنامه توسط بارت (Barratt) و همکاران (۳۰)، طراحی و دارای ۳۰ گویه است. این پرسشنامه دارای مولفه های تکانشگری عدم برنامه ریزی، تکانشگری حرکتی و تکانشگری شناختی است. شیوه پاسخگویی به این پرسشنامه براساس طیف لیکرت چهار درجه ای (هرگز= ۱ تا همیشه= ۴) است. بیشترین نمره در این پرسشنامه ۱۲۰ است. در پژوهش بارت و همکاران (۳۰)، پایایی این

فرشته ارسلان ده و همکاران

صورت برعکس نمره گذاری می شود. فونای و همکاران (۳۳) 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. 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، روی همگرای آن از طریق همبسته کردن زیرمقیاس های 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 (۳۴).

یافته ها

تعداد نفرات شرکت کننده ۴۲۰ نفر بودند. براساس داده های گردآوری شده ۷۳ نفر (۱۷/۴ درصد) زیر دیپلم، ۱۰۱ نفر (۲۴ درصد) دیپلم، ۷۲ نفر (۱۷/۱ درصد) فوق دیپلم، ۸۷ نفر (۲۰/۷ درصد) لیسانس و ۸۷ نفر (۲۰/۷ درصد) فوق لیسانس بودند. ۲۴۶ نفر (۵۸/۶ درصد) مرد و ۱۷۴ نفر (۴۱/۴ درصد) زن بودند. ۲۴۵ نفر (۵۸/۳ درصد) مجرد و ۱۷۵ نفر (۴۱/۷ درصد) متاهل بودند. میانگین و انحراف معیار به ترتیب ۲۷/۲۱ و ۷/۰۳۲ بود.

مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای کل آزمون ۰/۸۳ و برای مقیاس های حرکتی، شناختی و بی برنامه‌ریزی به ترتیب ۰/۷۴، ۰/۷۴ و ۰/۷۳ گزارش شده است و روایی همگرای این مقیاس نیز به ترتیب در متغیرهای تکانشگری شناختی ۰/۸۴، تکانشگری حرکتی ۰/۷۹ و بی برنامه‌ریزی ۰/۸۲ بیان شده است (۳۰). اختیاری و همکاران (۳۱) نسخه فارسی این پرسشنامه را بررسی کردند. نتایج نهایی آنها حاکی از این بود که ضریب آلفای کرونباخ برای امتیاز کل در افراد وابسته به اعتیاد و افراد سالم به ترتیب ۰/۸۴ و ۰/۸۳ به دست آمد. پایایی این پرسشنامه در پژوهش جاوید و همکاران (۳۲) با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای مولفه های تکانشگری، عدم برنامه ریزی، حرکتی، شناختی و کل پرسشنامه به ترتیب ۰/۸۰، ۰/۶۷، ۰/۷۰ و ۰/۸۱ به دست آمده است و ضریب بازآزمایی دو هفته ای به ترتیب ۰/۷۹، ۰/۷۳، ۰/۴۹ و ۰/۷۷ محاسبه شده است.

پرسشنامه کنش‌وری تاملی (Reflective Function Questionnaire): این پرسشنامه توسط فونای (Fonagy) 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. روش نمره گذاری پرسشنامه که ۲۶ ماده دارد برای مولفه اطمینان (با سوالات ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸ و ۹) سوالات به صورت مستقیم در یک مقیاس لیکرت ۷ درجه ای از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف و برای مولفه عدم اطمینان (با سوالات ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴) همان مواد به

جدول ۱. شاخص های توصیفی و نرمال بودن متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشنیدگی	آماره KS	مقدار احتمال
گرایش به مواد مخدر	۴۹/۶۹	۲۲/۲۴	-۰/۰۹	-۱/۴۰	۰/۱۳	۰/۲۱
دشواری در شناسایی احساسات	۱۷/۸۰	۵/۰۵	-۰/۱۱	-۱/۴۶	۰/۲۱	۰/۳۹
دشواری در توصیف احساسات	۹/۵۵	۳/۰۵	-۰/۱۲	-۰/۵۹	۰/۲۲	۰/۳۸
تفکر عینی	۱۷/۱۲	۹/۵۱	-۰/۳۵	-۱/۳۳	۰/۱۵	۰/۳۱
نمره کل ناگویی هیجانی	۴۶/۴۷	۱۶/۸۹	۰/۳۹	-۱/۲۱	۰/۲۲	۰/۱۶
عدم برنامه ریزی	۱۷/۴۶	۵/۱۰	-۰/۲۸	-۱/۳۵	۰/۲۸	۰/۲۱
تکانشگری حرکتی	۲۲/۲۶	۹/۲۰	-۰/۰۲	-۱/۰۲	۰/۳۳	۰/۱۳
تکانشگری شناختی	۹/۰۲	۴/۲۸	۰/۶۳	-۰/۳۶	۰/۴۱	۰/۱۸
نمره کل تکانشگری	۴۸/۷۴	۱۷/۱۸	۰/۷۵	-۰/۳۵	۰/۴۶	۰/۱۵
اطمینان	۲۰/۱۳	۱۰/۹۳	۰/۶۷	-۱/۴۱	۰/۸۸	۰/۱۱
عدم اطمینان	۱۵/۴۹	۸/۳۲	۰/۷۱	-۱/۱۲	۰/۳۴	۰/۱۳

که که اگر مقدار آماره ی دوربین واتسون بین ۱/۵ الی ۲/۵ است، می توان استقلال خطاها را پذیرفت. بنابراین می توان از مدل یابی معادلات ساختاری استفاده کرد. همچنین نتایج نشان داد که هیچ کدام از مقادیر آماره تحمل کوچکتر از حد مجاز ۰/۱ و هیچ کدام از مقادیر عامل تورم واریانس بزرگ تر از حد مجاز ۱۰ نمی باشند. بنابراین می توان نسبت به مفروضه ی عدم همخطی چندگانه اطمینان حاصل کرد. در نهایت از آنجایی که یکی از مفروضات مهم در معادلات ساختاری وجود روابط همبستگی معنادار بین متغیرهاست در جدول ۲- ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش آمده است.

جدول ۱- میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش را نشان می دهد. تعداد شرکت کنندگان ۴۲۰ نفر بودند. پیش فرض های آماری مدل یابی معادلات ساختاری شامل نرمال بودن، استقلال خطاها و همخطی چندگانه، ماتریس همبستگی است که در ادامه به بررسی آنها پرداخته شده است. از آنجایی که سطوح معناداری آماره های نرمال بودن کلموگروف اسمیرنوف بزرگ تر از ۰/۰۵ هستند ($P < 0.05$)، لذا توزیع نمرات دارای توزیع نرمال می باشند. مقدار چولگی و کشیدگی متغیرهای پژوهش در بازه (۲- تا ۲) قرار دارد. بنابراین، توزیع تمامی متغیرهای پژوهش نرمال است. از آنجا

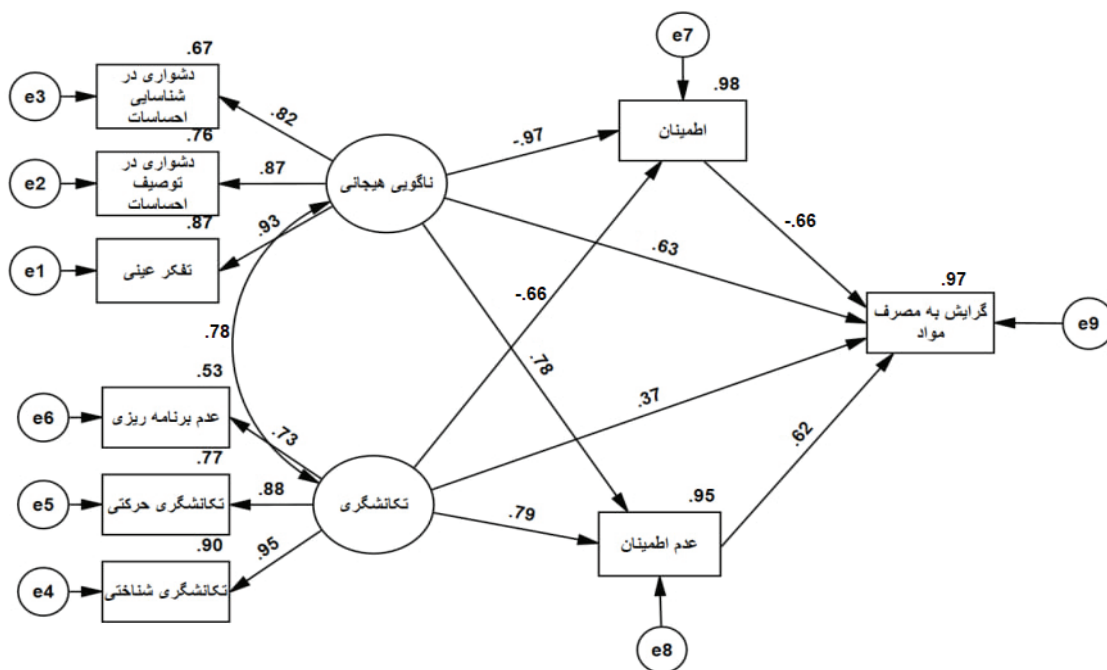
جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

متغیرهای پژوهش	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱
۱- گرایش به مواد مخدر	۱										
۲- دشواری در شناسایی	۰/۷۳**	۱									
۳- دشواری در توصیف	۰/۶۱**	۰/۵۵**	۱								
۴- تفکر عینی	۰/۷۷**	۰/۵۴**	۰/۷۹**	۱							
۵- نمره کل ناگویی	۰/۷۰**	۰/۶۳**	۰/۵۳**	۰/۵۶**	۱						
۶- عدم برنامه ریزی	۰/۶۹**	۰/۷۵**	۰/۷۲**	۰/۵۵**	۰/۶۱**	۱					
۷- تکانشگری حرکتی	۰/۶۵**	۰/۷۳**	۰/۷۵**	۰/۷۱**	۰/۶۹**	۰/۷۰**	۱				
۸- تکانشگری شناختی	۰/۶۰**	۰/۷۲**	۰/۸۱**	۰/۵۸**	۰/۶۳**	۰/۶۸**	۰/۵۳**	۱			
۹- نمره کل تکانشگری	۰/۷۰**	۰/۷۹**	۰/۸۱**	۰/۵۲**	۰/۷۴**	۰/۵۲**	۰/۶۷**	۰/۶۷**	۱		
۱۰- اطمینان	-۰/۶۹**	-۰/۸۲**	-۰/۵۳**	-۰/۶۳**	-۰/۵۱**	-۰/۵۵**	-۰/۵۰**	-۰/۶۸**	-۰/۶۹**	۱	
۱۱- عدم اطمینان	۰/۶۷**	۰/۷۹**	۰/۴۵**	۰/۵۴**	۰/۵۶**	۰/۵۸**	۰/۵۷**	۰/۶۵**	۰/۶۵**	-۰/۵۸**	۱

** معنادار در سطح ۰/۰۱

مستقیم و میانجی از روش مدلسازی معادلات ساختاری استفاده شد که نتایج آن در قالب شکل ۱ و جداول اثرات مستقیم و غیرمستقیم ارائه می شود.

جدول ۲- ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می دهد. همان طور که در جدول ۲ نشان داده شد، همبستگی بین متغیرها معنادار است از این رو، امکان بررسی مدل پژوهش فراهم گردید. در ادامه برای بررسی اثرهای



شکل ۱. مدل نهایی پژوهش

بیانگر آن است که ناگویی هیجانی و تکانشگری با میانجی ذهنی سازی (اطمینان و عدم اطمینان) در مجموع ۹۷ درصد از واریانس گرایش به مصرف مواد را تبیین می کنند. در ادامه شاخص های برازش مدل ساختاری در جدول ۳ نشان داده شده است.

شکل ۱. مدل ساختاری و نهایی پژوهش را نشان می دهد. مجموع مجذور همبستگی های چندگانه (R^2) یا واریانس تبیین شده برای گرایش به مصرف مواد بر اساس ناگویی هیجانی و تکانشگری با نقش میانجی ذهنی سازی (اطمینان و عدم اطمینان) برابر با ۰/۹۷ به بدست آمد، این موضوع

جدول ۳: شاخص های برازندگی مدل پژوهش

نوع شاخص	شاخص ها	مقدار به دست آمده	مقدار قابل قبول
شاخص های مطلق	CMIN	۵۳/۱۰۸	-
	درجه آزادی (DF)	۲۱	-
	سطح معناداری (P)	۰/۰۰۱	بیشتر از ۰/۰۵
	نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی X^2/df یا $CMIN/df$	۲/۵۲۳	کمتر از ۳
شاخص های نسبی	خطای ریشه‌ی مجذور میانگین تقریب (RMSEA)	۰/۰۳۵	کمتر از ۰/۰۸
	شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE)	۰/۰۰۱	کمتر از ۰/۰۵
	شاخص برازش مقایسه ای (CFI)	۰/۹۴۰	بیشتر از ۰/۹۰
	شاخص برازندگی افزایشی (IFI)	۰/۹۴۳	بیشتر از ۰/۹۰
	شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۹۳۶	بیشتر از ۰/۹۰
	شاخص برازش هنجار شده (NFI)	۰/۹۰۱	بیشتر از ۰/۹۰

(NNFI)، برازش مقایسه‌ای (CFI)، برازندگی افزایشی (IFI)، نیکویی برازش (GFI) بزرگتر از ۰/۹۰ است بر برازش مناسب و مطلوب مدل دلالت دارند. همانگونه که براساس جدول ۳- مشاهده می شود مقدار شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE) ۰/۰۰۱ و شاخص RMSEA برابر ۰/۰۳۵

جهت آزمون مدل مورد نظر در پژوهش حاضر، روش الگوییابی معادلات ساختاری (SEM) اعمال گردیده است. برای بررسی برازندگی مدل از شاخص های آمده شده در جدول ۳- استفاده شده است. همچنین اگر شاخص های برازش هنجار شده (NFI)، شاخص برازش هنجار نشده

آن می توان به تایید یا رد اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای پژوهش در گرایش به مصرف مواد پرداخت.

می باشد که بر اساس مدل کلاین (۲۰۱۵) نشان دهنده برآزش مدل است. در ادامه نتایج جدول ۴ و ۵ اثرات مستقیم و میانجی متغیرهای پژوهش را نشان می دهد و بر اساس

جدول ۴: شاخص های استاندارد و غیراستاندارد مدل برآزش شده

متغیر مستقل	متغیر وابسته	ضریب استاندارد	ضریب غیراستاندارد	خطای استاندارد	t	p
ناگویی هیجانی	گرایش به مصرف مواد	۰/۶۳	۰/۹۴	۲/۶۶	۵/۹۹	۰/۰۰۱
تکانشگری	گرایش به مصرف مواد	۰/۳۷	۰/۲۱	۱/۶۸	۴/۲۸	۰/۰۰۱
اطمینان	گرایش به مصرف مواد	-۰/۶۶	-۰/۶۰	۱/۵۰	-۴/۸۱	۰/۰۰۱
عدم اطمینان	گرایش به مصرف مواد	۰/۶۲	۰/۲۹	۱/۲۱	-۷/۷۰	۰/۰۰۱

اطمینان ($\beta = 0/62, T = -7/70$) بر گرایش به مصرف مواد معنادار بود. در ادامه جهت بررسی رابطه غیرمستقیم مدل پیشنهادی از روش بوت استروپ استفاده شده است. نتایج روش بوت استروپ برای بررسی مسیرهای واسطه ای غیرمستقیم در جدول ۵- ارائه شده است.

با توجه به جدول ۴ در مواردی که آماره T خارج از بازه ی (+۱/۹۶ و -۱/۹۶) قرار دارد یا سطح معنی داری کمتر از ۰/۰۵ است دو متغیر با یکدیگر ارتباط معنادار دارند. با توجه به جدول ۴ می توان مشاهده کرد که مسیر مستقیم متغیر ناگویی هیجانی ($\beta = 0/63, T = 5/99$)، تکانشگری متغیر ناگویی هیجانی ($\beta = 0/37, T = 4/28$)، اطمینان ($\beta = 0/66, T = -4/81$) و عدم

جدول ۵: بررسی روابط غیرمستقیم متغیرها در مدل تحقیق

متغیر مستقل	متغیر میانجی	متغیر وابسته	ضریب غیراستاندارد	حد پایین	حد بالا	معناداری
ناگویی هیجانی	اطمینان	گرایش به مصرف مواد	-۰/۳۹	-۰/۵۰۱	-۰/۵۵۶	۰/۰۰۱
تکانشگری	اطمینان	گرایش به مصرف مواد	-۰/۴۶	-۰/۳۸۰	-۰/۶۱۵	۰/۰۰۱
ناگویی هیجانی	عدم اطمینان	گرایش به مصرف مواد	۰/۵۲	۰/۳۰۹	۰/۷۱۱	۰/۰۰۱
تکانشگری	عدم اطمینان	گرایش به مصرف مواد	۰/۶۰	۰/۳۸۰	۰/۴۱۳	۰/۰۱۰

در رابطه بین ناگویی هیجانی و تکانشگری با گرایش به مصرف مواد انجام شد. نتایج این پژوهش نشان داد که بین ناگویی هیجانی و تکانشگری با گرایش به مصرف مواد رابطه مستقیم و معنی دار وجود دارد. این نتایج با پژوهش های توربرگ (Thorberg) و همکاران (۱۰)، هوشی (Hoshi) و همکاران (۱۱)، وردژو-گارسیا (Verdejo-García) و همکاران (۱۲)، بولای (Bulai) و همکاران (۱۳)، ورگس (Vergés) و همکاران (۱۶)، احمدی و همکاران (۱۷) همسو است. در تبیین یافته های این مطالعه می توان به فرضیه ارایه شده توسط بروور (Brewer) و همکاران (۳۵) اشاره نمود. طبق این فرضیه ناگویی هیجانی نشان دهنده یک نقص وابسته به تحریک و انگیزه درونی (interoceptive) است که نه تنها شامل کمبود آگاهی از تغییرات درونی مرتبط با احساسات است بلکه شامل حالات درونی غیرعاطفی از جمله نشانه های مصرف بیش از حد است (که می تواند در مورد سایر اختلالات مرتبط با ناگویی

برای تعیین اثر غیرمستقیم از روش بوت استروپ با ۲۰۰۰ بار فرآیند نمونه گیری استفاده گردید که با توجه به جدول ۵ می توان مشاهده کرد که اثر غیرمستقیم متغیر ناگویی هیجانی بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (اطمینان) معنی دار است ($P < 0/05$)، اثر غیرمستقیم متغیر تکانشگری بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (اطمینان) معنی دار است ($b = -0/39, P < 0/05$)، اثر غیرمستقیم متغیر ناگویی هیجانی بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (عدم اطمینان) معنی دار است ($b = -0/46, P < 0/05$)، اثر غیرمستقیم متغیر تکانشگری بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (عدم اطمینان) معنی دار است ($b = 0/52, P < 0/05$)، اثر غیرمستقیم متغیر تکانشگری بر گرایش به مصرف مواد از طریق نقش میانجی ذهنی سازی (عدم اطمینان) معنی دار است ($b = 0/60, P < 0/05$).

بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین نقش میانجی ذهنی سازی

تعریف می شود، لذا به عنوان شاخصی از اختلال در ذهنی سازی خود ظاهر می شود (۱۹). بنابراین ذهنی سازی به عنوان یک مکانیسم میانجی علاوه بر شناسایی احساسات، نقش اساسی در ترجمه، تنظیم و تعدیل حالات عاطفی ناخوشایند و بیان نشده را برعهده دارد (۳۶)، به گونه ای که نقص در تنظیم، تعدیل و شناسایی این احساسات (ناگویی هیجانی) جزء مولفه های مهم در گرایش افراد به مصرف مواد محسوب می شود. به عبارت دیگر ادبیات موجود و مطالعه حاضر نشان داده اند که گرایش به مصرف مواد با ناگویی هیجانی (نوعی نقص در هیجان) ارتباط دارد (۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳). بنابراین ذهنی سازی (اطمینان) به عنوان یک ظرفیت و مهارت به افراد اجازه می دهد که تا مدلی مثبت از خود و دنیای اطراف ساخته و به تنظیم رفتار، روابط بین فردی و عاطفه بیان نشده بپردازد. با این وصف می توان گفت که ذهنی سازی می تواند با بهبود ناگویی هیجانی، نقش بازدارنده ای در گرایش افراد به سمت مصرف مواد داشته باشد (۲۰). همچنین در زمینه نقص در ذهنی سازی (عدم اطمینان) براساس نظریه دلبستگی می توان گفت که نوزاد نادیده گرفته شده ای که نیازهایش برآورده نمی شود، ممکن است دیگران را غیرقابل اعتماد بداند و ممکن است مدلی منفی از خود، بازنمایی از خود، دنیای اطراف (ضعف در ذهنی سازی) و تنظیم عاطفه بسازد. این دیدگاه ناسازگارانه نسبت به بازنمایی خود و دیگران، آنها را در معرض خطر پرخاشگری و سایر مشکلات مانند ضعف در تنظیم و بیان هیجانات (ناگویی هیجانی)، ضعف در کنترل تکانه و سایر مشکلات مرتبط از جمله مصرف مواد و اختلالات شخصیت قرار دهد (۱۸).

بخش دیگری از یافته های پژوهش نشان داد که اثر غیرمستقیم تکانشگری بر گرایش به مصرف مواد با میانجی گری ذهنی سازی معنی دار است. نتایج این یافته ها با پژوهش های کوزانزا (Cosenza) و همکاران (۲۳) و هررو-فرناندز (Herrero-Fernández) و همکاران (۲۴) همسو است. در تبیین این یافته ها می توان به نظریه ذهنی سازی، سبک دلبستگی و پژوهش های مرتبط در این زمینه اشاره نمود. شواهد نشان می دهد که ذهنی سازی در تنظیم تکانه های هیجانی شدید نقش اساسی دارد (۲۳). همچنین سبک های دلبستگی نایمن و ذهنی سازی ضعیف را با رفتارهای برون سازی مختلف (از جمله تکانشگری و مصرف مواد) مرتبط دانسته اند. با توجه به اینکه ذهنی سازی در تجارب رابطه ای، سرچشمه می گیرد و توسعه می یابد، لذا،

هیجانی مانند پرخوری نیز اعمال شود). در واقع ناگویی هیجانی را نه تنها مرتبط با نقص در احساسات و عواطف می دانند بلکه توضیح می دهند که ارتباط ناگویی هیجانی با مصرف خطرناک مواد ممکن است به دلیل آگاهی ضعیف از نشانه های درونی مصرف بیش از حد باشد. همچنین ادبیات پیشین به خوبی نقش بدتنظیمی هیجانی در مصرف مواد را تبیین نموده است (۵، ۶) و به علاوه مطالعات رابطه معنی داری بین ناگویی هیجانی و نقص در تنظیم هیجان نشان داده اند (۱۰). همچنین می توان اظهار داشت که ویژگی های افراد مبتلا به ناگویی هیجانی از جمله رابطه اجتماعی ضعیف، سبک دلبستگی نایمن، مضطرب و اجتنابی، رفتار و روابط سرد و منزوی (۱۳) و به ویژه ناتوانی در شناسایی و بیان احساسات دردناک خویش از مهمترین عوامل زمینه ساز گرایش افراد به مصرف مواد می باشد که یافته های این مطالعه نیز آن را تایید نموده است. همچنین رابطه تکانشگری و گرایش به مصرف مواد را می توان براساس مدل های گسترده دوفرآیندی در اعتیاد تبیین نمود. این مدل ها بیان می کنند که رفتارهای اعتیادآور نتیجه دو سیستم مکمل مرتبط با بسترهای عصبی مختلف است: (۱) یک سیستم از پایین به بالا که با انگیزه مبتنی بر احساسات مشخص می شود، (۲) یک سیستم از بالا به پایین که با توانایی کنترل آن تمایلات مشخص می شود (۱۶). به عبارت دیگر ناتوانی در کنترل امیال، نقص در بازداری، عدم تامل و انگیزه پاداش فوری در جوانان از جمله شاخص های مهم در گرایش به مصرف مواد محسوب می شود (۱۷). بنابراین نتایج این مطالعه نیز در تایید مدل های مطرح شده مذکور در مورد اعتیاد، نشان داد که تکانشگری شناختی، حرکتی و عدم برنامه ریزی در گرایش به مصرف مواد نقش برجسته ای دارند.

دیگر یافته های پژوهش نشان داد که اثر غیرمستقیم ناگویی هیجانی بر گرایش به مصرف مواد با میانجی گری ذهنی سازی معنی دار است. نتایج این مطالعه، با پژوهش های فوناگی (Fonagy) و همکاران (۱۸)، روسو و فوناگی (Rossouw & Fonagy) (۲۰) و کالارسی، باربریس (Calaresi & Barberis) (۳۶) همسو است. در تبیین یافته های این پژوهش می توان به نظریه ذهنی سازی تکیه نمود. توانایی ذهنی سازی به معنای توانایی نمادسازی و ترجمه احساسات بدن است که این ظرفیت در ناگویی هیجانی وجود ندارد (۱۸). به عبارتی ناگویی هیجانی، به عنوان ناتوانی در توصیف و آگاهی از حالت هیجانی خود

سبک‌های دلبستگی نایمن مشکلات بیشتری را در مورد ظرفیت ذهنی سازی نشان می‌دهند (۲۴). از این نظر، نقص در ذهنی سازی ممکن است باعث افزایش رفتارهای پرخاشگرانه و پرخطر شود، زیرا مشاهده شده است که آگاهی از حالات روانی به کاهش سطح پرخاشگری کمک می‌کند. بنابراین با توجه به همبستگی تکانشگری با مصرف مواد، ذهنی سازی (اطمینان) می‌تواند با کاهش سطح پرخاشگری و کنترل تکانه، نقش موثری در جلوگیری از گرایش به مصرف مواد داشته باشد (۲۳). به عبارت دیگر ظرفیت آگاهی از حالات روانی و هیجانی خویش و به علاوه استفاده از کلمات به جای تجربه تکانه‌ها و عواطف شدید (ظرفیت ذهنی سازی)، نقش موثری در تنظیم هیجان و تکانه‌های افراد را برعهده دارد و سبب می‌شود که افراد جهت تنظیم تکانه‌ها و عواطف خویش، متوسل به مصرف مواد نشوند. علاوه بر این، ذهنی سازی به افراد اجازه می‌دهد تا افکار را از واقعیت عاطفی متمایز کنند و در فضای بازنمایی حرکت کنند، بنابراین ذهنی سازی می‌تواند مزایای فردی، ارتباطی و تنظیم رفتار و عاطفه را به همراه داشته باشد، و درمواقع تجربه تکانه‌ها و هیجانات شدید (به جای تعدیل و تنظیم با مصرف مواد) راحت‌تر درصدد کنترل و تنظیم آنها برآیند. اما از سوی دیگر افرادی که هنگام تجربه تکانه‌ها و عواطف شدید به مصرف مواد گرایش پیدا می‌کنند، احتمالاً در زمینه مکانیسم ذهنی سازی نقص (عدم اطمینان) دارند. زیرا از دیدگاه بوچارد و لکورز (Bouchard & Lecours)، اشکال تکانشگری و میل به مصرف مواد، به عنوان تکانه‌های انباشته شده و بدون هیچ‌گونه عمل ذهنی سازی شده تفسیر می‌شوند (۳۷). همچنین لازم به ذکر است که اگرچه ذهنی‌سازی مهارتی است که در اوایل زندگی ایجاد می‌شود، اما مطالعات نشان می‌دهد که مهارت‌های ذهنی‌سازی در مراحل بعدی به دلیل رشد مغز و تغییرات ساختاری و عملکردی به رشد خود ادامه می‌دهد (۲۴). لذا هرگونه نقص در ذهنی سازی در اوایل زندگی و در مراحل بعدی، نقص در بازداری و به تبع ممکن است گرایش به مصرف مواد را به همراه داشته باشد. پیشنهاد می‌شود که متخصصان در کار بر روی جمعیت‌های بالینی و غیر بالینی و همچنین افراد در معرض خطر، به مولفه‌های مطالعه حاضر (ناگویی هیجانی، تکانشگری، و ذهنی سازی) توجه ویژه‌ای داشته باشند. همچنین پژوهش‌های آتی با نمونه‌های بزرگ‌تر و در قالب طرح آزمایشی

و با بکار بردن آموزش‌های مبتنی بر سازه‌های این پژوهش یعنی ذهنی سازی، ناگویی هیجانی و تکانشگری، گامی مهم در توسعه درمان و پیشگیری از گرایش جوانان به مصرف مواد بردارند.

نتیجه‌گیری

به طور کلی براساس یافته‌های این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که برخی از ویژگی‌های هیجانی و صفات شخصیتی نقش مهمی در گرایش افراد به مصرف مواد دارند. به عبارت دیگر مولفه‌هایی همچون ناگویی هیجانی و تکانشگری به طور مستقیم و به علاوه غیرمستقیم از طریق ذهنی سازی نقش مهمی در پیش بینی گرایش به مصرف مواد دارند. درواقع پردازش عاطفه جز اساسی ذهنی سازی است. درک بالینی بهتر از این مولفه‌ها و به ویژه ذهنی سازی در آسیب‌شناسی اعتیاد یک عنصر کلیدی در ارزیابی و کار بالینی با بیماران معتاد به مواد مخدر و همچنین سایر افرادی است که گرایش به مصرف مواد دارند. بنابراین بر اساس درک منسجم از ویژگی‌های هیجانی و سازمان شخصیت در افراد، مدل‌های ذهنی‌سازی می‌تواند پتانسیل امیدوارکننده‌ای را برای دقت تشخیص روان‌شناختی، پیشگیری و اثربخشی درمانی در این زمینه هم در جمعیت‌های عمومی و هم در افراد مبتلا به مصرف مواد ارائه دهند. در ارتباط با محدودیت‌های این مطالعه نیز می‌توان گفت که نمونه مورد مطالعه به صورت در دسترس بوده است، ابزارها به صورت خودگزارشی بکار رفته‌اند و شرکت‌کنندگان این مطالعه را جوانان شهر کرمانشاه تشکیل دادند، این باعث می‌شود که در تعمیم نتایج پژوهش احتیاط‌های لازم صورت گیرد. لذا پژوهش بر روی سایر گروه‌های بالینی و غیر بالینی ضروری به نظر می‌رسد و در نهایت متخصصان می‌توانند از یافته‌های این پژوهش در آسیب‌شناسی، ارزیابی و کار بالینی بر روی گروه‌های در معرض خطر، مصرف‌کننده مواد و جمعیت عمومی استفاده کنند.

سیاسگزار

از تمامی افرادی که در این پژوهش همکاری داشته‌اند، صمیمانه تقدیر و تشکر می‌کنیم.

تضاد منافع

بین نویسندگان هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد.

References

1. Nelson LJ. The theory of emerging adulthood 20 years later: A look at where it has taken us, what we know now, and where we need to go. *Emerging Adulthood*. 2021 Jun; 9(3):179-88. <https://doi.org/10.1177/2167696820950884>
2. Hejazi E, Soleimany Z, Lari N. The end of adolescence, the beginning of adulthood: Formation of a new life stage of emerging adulthood. *Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal (RRJ)*. 2019 Sep 10; 8(7):163-72.
3. ghodrati A, mohammadipour M, mafakheri A. The Relationship between Parenting Styles and Tendency for Drug Use: The Mediating Role of Impulsivity. *etiadpajohi* 2021; 15 (60) :11-32 <https://doi.org/10.52547/etiadpajohi.15.60.11>
4. Kun B, Takacs ZK, Richman MJ, Griffiths MD, Demetrovics Z. Work addiction and personality: A meta-analytic study. *Journal of behavioral addictions*. 2021 Jan 15; 9(4):945-66. <https://doi.org/10.1556/2006.2020.00097>
5. Morie KP, Yip SW, Nich C, Hunkele K, Carroll KM, Potenza MN. Alexithymia and addiction: a review and preliminary data suggesting neurobiological links to reward/loss processing. *Current addiction reports*. 2016 Jun; 3(2):239-48. <https://doi.org/10.1007/s40429-016-0097-8>
6. Honkalampi K, Jokela M, Lehto SM, Kivimäki M, Virtanen M. Association between alexithymia and substance use: A systematic review and meta-analysis. *Scandinavian Journal of Psychology*. 2022 Oct; 63(5):427-38. <https://doi.org/10.1111/sjop.12821>
7. Taylor GJ. Alexithymia: concept, measurement, and implications for treatment. *The American journal of psychiatry*. 1984 Jun 1; 141(6):725-32. <https://doi.org/10.1176/ajp.141.6.725>
8. Taylor GJ. History of Alexithymia: The Contributions. *Alexithymia: Advances in research, theory, and clinical practice*. 2018 Sep 27:1. <https://doi.org/10.1017/9781108241595.003>
9. 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 Jan 1; 38(1):23-32. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(94\)90005-1](https://doi.org/10.1016/0022-3999(94)90005-1)
10. Thorberg FA, Young RM, Sullivan KA, Lyvers M. Alexithymia and alcohol use disorders: A critical review. *Addictive behaviors*. 2009 Mar 1; 34(3):237-45. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2008.10.016>
11. Hoshi R, Bisla J, Curran HV. The acute and sub-acute effects of 'ecstasy'(MDMA) on processing of facial expressions: preliminary findings. *Drug and Alcohol Dependence*. 2004 Dec 7; 76(3):297-304. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2004.06.006>
12. Verdejo-García A, Bechara A, Recknor EC, Perez-Garcia M. Executive dysfunction in substance dependent individuals during drug use and abstinence: an examination of the behavioral, cognitive and emotional correlates of addiction. *Journal of the International Neuropsychological Society*. 2006 May; 12(3):405-15. <https://doi.org/10.1017/S1355617706060486>
13. Bulai I, Enea V. Dissociation and alexithymia in a Romanian sample of substance abuse patients. *Journal of Substance Use*. 2016 Nov 1; 21(6):646-51. <https://doi.org/10.3109/14659891.2015.1130183>
14. Alterman AI, Bedrick J, Cacciola JS, Rutherford MJ, Searles JS, McKay JR, Cook TG. Personality pathology and drinking in young men at high and low familial risk for alcoholism. *Journal of Studies on Alcohol*. 1998 Sep; 59(5):495-502. <https://doi.org/10.15288/jsa.1998.59.495>
15. Clay JM, Adams C, Archer P, English M, Hyde A, Stafford LD, Parker MO. Psychosocial stress increases craving for alcohol in social drinkers: Effects of risk-taking. *Drug and alcohol dependence*. 2018 Apr 1; 185:192-7. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2017.12.021>
16. Vergés A, Littlefield AK, Arriaza T, Alvarado ME. Impulsivity facets and substance use initiation: A comparison of two models of impulsivity. *Addictive Behaviors*. 2019 Jan 1; 88:61-6. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.08.018>
17. Ahmadi F, Kazemi Rezaei A, Parhoon K. The effectiveness of delayed discounting model of mindfulness-based cognitive therapy on delayed reward discounting, impulsivity and sensation seeking in individuals with substance use disorders. *Scientific Quarterly Research on Addiction*. 2020 Aug 10; 14(56):225-46. <https://doi.org/10.29252/etiadpajohi.14.56.225>
18. Fonagy P, Steele M, Steele H, Moran GS, Higgitt AC. The capacity for understanding mental states: The reflective self in parent and child and its significance for security of attachment. *Infant mental health journal*. 1991 Sep; 12(3):201-18. [https://doi.org/10.1002/1097-0355\(199123\)12:3<201::AID-IMHJ2280120307>3.0.CO;2-7](https://doi.org/10.1002/1097-0355(199123)12:3<201::AID-IMHJ2280120307>3.0.CO;2-7)

19. 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 Dec; 18:1-9. <https://doi.org/10.1186/s12888-018-1699-6>
20. Rossouw TI, Fonagy P. Mentalization-based treatment for self-harm in adolescents: a randomized controlled trial. *Journal of the American Academy of child & adolescent psychiatry*. 2012 Dec 1; 51(12):1304-13. <https://doi.org/10.1016/j.jaac.2012.09.018>
21. Bateman A, Fonagy P. 8-year follow-up of patients treated for borderline personality disorder: mentalization-based treatment versus treatment as usual. *American Journal of Psychiatry*. 2008 May; 165(5):631-8. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2007.07040636>
22. Savov S, Atanassov N. Deficits of affect mentalization in patients with drug addiction: Theoretical and clinical aspects. *International Scholarly Research Notices*. 2013; 2013. <https://doi.org/10.1155/2013/250751>
23. Cosenza M, Ciccarelli M, Nigro G. The steamy mirror of adolescent gamblers: Mentalization, impulsivity, and time horizon. *Addictive Behaviors*. 2019 Feb 1; 89:156-62. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.10.002>
24. 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 Apr 1; 86:345-55. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2022.03.009>
25. Weed NC, Butcher JN, McKenna T, Ben-Porath YS. New measures for assessing alcohol and drug abuse with the MMPI-2: The APS and AAS. *J Pers Assess*. 1992; 58:389-404. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5802_15
26. Zargar Y, Najarian B, Naami A. Investigating the relationship between personality traits (emotion-seeking, expression, psychological hardness), religious attitude, and marital satisfaction with educational problems. *Journal of Education and Psychology Chamran University*. 2008; 3 (1): 99-120.
27. 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 Jan 1; 38(1):23-32. [https://doi.org/10.1016/0022-3999\(94\)90005-1](https://doi.org/10.1016/0022-3999(94)90005-1)
28. Besharat MA, Masoodi M, Gholamali Lavasani M. [Alexithymia and psychological and physical vulnerability (Persian)]. *Thoughts and Behavior in Clinical Psychology*. 2015; 9(34):47-56.
29. Besharat MA. Reliability and factorial validity of a Farsi version of the 20-item Toronto Alexithymia Scale with a sample of Iranian students. *Psychological Reports*. 2007; 101(1):209-20. <https://doi.org/10.2466/PR0.101.5.209-220> <https://doi.org/10.2466/pr0.101.1.209-220>
30. Barratt ES, Stanford MS, Kent TA, Alan F. Neuropsychological and cognitive psychophysiological substrates of impulsive aggression. *Biological psychiatry*. 1997 May 15; 41(10):1045-61. [https://doi.org/10.1016/S0006-3223\(96\)00175-8](https://doi.org/10.1016/S0006-3223(96)00175-8)
31. Ekhtiari H, Rezvanfard M, Mokri A. Impulsivity and its different assessment tools: A review of view points and conducted researches. *Iranian journal of psychiatry and clinical psychology*. 2008 Nov 10; 14(3):247-57.
32. Javid M, Mohammadi N, Rahimi CH. Psychometric properties of an Iranian version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 (BIS-11). *Psychological Methods and Models*. 2012 Jun 21; 2(8):23-34.
33. 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 Jul 8; 11(7):e0158678. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
34. Drogar, E., Fathi-Ashtiani, A., ashrafi, E. Validation and Reliability of the Persian Version of the Mentalization Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 2020; 12(1): 1-12.
35. Brewer R, Cook R, Bird G. Alexithymia: a general deficit of interoception. *Royal Society open science*. 2016 Oct 1; 3(10):150664. <https://doi.org/10.1098/rsos.150664>
36. Calaresi D, Barberis N. The relationship between reflective functioning and alexithymia. *Journal of Clinical & Developmental Psychology*. 2019 May 31; 1(2).
37. Bouchard MA, Lecours S. Contemporary approaches to mentalization in the light of Freud's Project. In *Mentalization 2011* Feb 25 (pp. 103-129). Routledge.