Scientific Quarterly of Research on Addiction, Vol. 20, No. 80, P 33-74, Summer 2026

Research Article

Psychometric Properties of the Persian Version of the Tolerance for Mental Pain Scale in Substance-Using and Recovered Individuals

Mohammad Javad Bagian Koulemarzi[1]

Received: 2026/01/23 Accepted: 2026/08/27

Abstract

Objective: Objective: This study aimed to investigate the psychometric properties and cultural adaptation of the Persian version of the tolerance for mental pain scale (TMPS) among individuals with opioid use disorder and those in sustained recovery. **Method:** The present study was a psychometric investigation. The statistical population comprised all opioid-using individuals and those in sustained recovery from opioids in Lorestan Province in 2025. In the first study, exploratory factor analysis (EFA) was performed on 400 individuals (200 current users and 200 in sustained recovery) selected via purposive sampling. Additionally, in the second study, confirmatory factor analysis (CFA) was conducted on 600 individuals (300 opioid users and 300 in sustained recovery) recruited using purposive sampling. Participants completed the TMPS, the hopelessness scale, the hospital anxiety and apression scale, the stages of change readiness and treatment eagerness scale, and the mental pain scale. Data were analyzed using EFA and CFA. **Results:** The results of the EFA confirmed a two-factor structure, consisting of pain management and pain tolerance, for the TMPS in both groups. Good internal consistency was obtained for the total scale in both the recovered group ($\alpha = 0.92$, $\omega = 0.91$) and the substance-using group ($\alpha = 0.87$, $\omega = 0.85$). CFA demonstrated an adequate fit for a second-order two-factor model. Concurrent validity was established through significant negative correlations between the TMPS and depression, anxiety, hopelessness, and subjective pain. Furthermore, discriminant validity indicated that the scale was capable of explaining 94% of the variance in the difference between the two groups. **Conclusion:** The findings support the use of the TMPS for research and clinical purposes within the Iranian population.

Keywords: Mental pain tolerance, Reliability, Substance use, Validity

1. Corresponding Author: Assistant Professor of Psychology, Faculty of Humanities, Sayyed Jamaleddin Asadabadi University, Asadabad, Hamedan, Iran. E-mail: MJ.Bagian@sjau.ac.ir

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

فصلنامه علمی اعتیاد پژوهی، سال بیستم، شماره هشتادم، ص۷۴-۳۳، تابستان ۱۴۰۵

مقاله پژوهشی

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس تحمل درد ذهنی در افراد مصرف‌کننده مواد و بهبودیافته

محمدجواد بگیان کوله مرزی[۱]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۱۱/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۶/۰۵

چکیده

هدف: این مطالعه با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و انطباق فرهنگی نسخه فارسی مقیاس تحمل درد ذهنی در میان افراد مبتلا به اختلالات مصرف مواد افیونی و افراد در بهبودی پایدار انجام شد. **روش:** مطالعه حاضر یک مطالعه روان‌سنجی بود. جامعه آماری شامل همه افراد مصرف‌کننده و در بهبودی پایدار از مواد افیونی استان لرستان در سال ۱۴۰۴ بود. در مطالعه اول، تحلیل عاملی اکتشافی بر روی ۴۰۰ نفر (۲۰۰ مصرف‌کننده و ۲۰۰ نفر با بهبودی پایدار) انتخاب شده به روش نمونه‌گیری هدفمند انجام شد. به علاوه، در مطالعه دوم، تحلیل عاملی تأییدی بر روی ۶۰۰ نفر (۳۰۰ مصرف‌کننده مواد افیونی و ۳۰۰ با بهبودی پایدار از آن) انتخاب شده به روش نمونه‌گیری اجرا گردید. شرکت‌کنندگان مقیاس تحمل درد ذهنی، ناامیدی، مقیاس افسردگی و اضطراب بیمارستانی، مقیاس مراحل آمادگی برای تغییر و انگیزش درمان و مقیاس درد ذهنی را تکمیل کردند. داده‌ها با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی تحلیل شدند. **یافته‌ها:** نتایج تحلیل عاملی اکتشافی ساختار دو عاملی مدیریت درد و تحمل درد را برای مقیاس تحمل درد ذهنی در هر دو گروه تأیید کرد. همسانی درونی خوبی برای کل مقیاس در هر دو گروه بهبودیافته از مواد (ω=۰/۹۱، α=۰/۹۲) و مصرف‌کننده مواد (ω=۰/۸۵، α=۰/۸۷) به دست آمد. تحلیل عاملی تأییدی برازش مناسب مدل دو عاملی مرتبه دوم را نشان داد. روایی همزمان با همبستگی منفی و معنادار مقیاس تحمل درد ذهنی با افسردگی، اضطراب، ناامیدی و درد ذهنی تأیید شد. همچنین، روایی افتراقی نشان داد که مقیاس تحمل درد ذهنی قادر به تبیین ۰/۹۴ از واریانس تفاوت بین دو گروه بود. **نتیجه‌گیری:** یافته‌ها استفاده از پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی را برای اهداف پژوهشی و بالینی در جامعه ایرانی پیشنهاد می‌کند.

کلیدواژه‌ها: مصرف مواد، تحمل درد ذهنی، روایی، پایایی

۱. نویسنده مسئول: استادیار روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه سید جمال الدین اسدآبادی، اسدآباد، همدان، ایران.
ایمیل: MJ.Bagian@sjau.ac.ir

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مقدمه

مصـــرف مواد و وابســـتگی به آن یک نگرانی عمده بهداشـــت عمومی اســـت که بر طبق مطالعات همه‌گیرشناسی و بر اساس آمارهای رسمی بیش از ۴ میلیون و ۴۰۰ هزار نفر در کشور ایران به شکل مستمر یا غیر مستمر مواد مخدر مصرف می‌کنند. از سوی دیگر، نرخ شیوع اعتیاد در جمعیت فعال کشور ۵ درصد است (غلامی و گرامی، ۱۴۰۳). اختلالات مصـــرف مواد به عنوان مصـــرف مداوم و اجباری داروها و مواد روان‌گردان علی‌رغم پیامدهای مضـــر اجتماعی، شـــغلی، حقوقی و یا پزشـــکی تعریف می‌شـــوند (انجمن روان‌پزشـــکی آمریکا[1]، ۲۰۲۲). این اختلالات به طور معمول یک روند تدریجی و پیوستاری دارند که از مصرف شروع می‌شود و به‌تدریج به وابستگی می‌انجامد و به طور چشمگیری باعث افت عملکرد در حوزه‌های بین فردی، اجتماعی، شغلی، تحصیلی و سایر حوزه‌های مهم کارکردی فرد می‌شوند (راسل[2] و همکاران، ۲۰۲۰). آمارهای اخیر سازمان بهداشت جهانی شیوع بالای مصرف داروها و مواد روان‌گردان را برجسته کرده است (گلانتز[3] و همکاران، ۲۰۲۰). طبق گزارش دفتر مبارزه با مواد مخدر و جرایم ایالات متحده آمریکا، موادی مانند الکل، حشیش، ماری‌جوانا، نارکوتیک‌ها و محرک‌ها به طور معمول بیشترین مصرف را دارند (آدامز[4] و همکاران، ۲۰۲۵). ایران نیز به دلیل دارا بودن نرخ بالای جمعیت جوان و نوجوان ازجمله کشورهایی است که درگیر مسائل مرتبط با مصرف مواد است (زمستانی و پرنیانی، ۱۴۰۳؛ تقوائی‌نیا و توکل کوخدان، ۱۴۰۴).

تحقیقات نشان می‌دهد که شروع مصرف مواد اغلب در دوران نوجوانی اتفاق می‌افتد، به طوری که طبق مطالعه گرین[5] و همکاران (۲۰۲۴) در سن ۱۲ سالگی ۱۴/۴ درصد از نوجوانان شروع مصرف مواد را گزارش کردند. از آنجایی که در خصوص عوامل خطر بازگشت و عود مجدد مصرف مواد مطالعات زیادی انجام شده، در خصوص عوامل محافظت‌کننده نیز مطالعاتی انجام شده است. به هر حال، آن چیزی که در این مطالعات

1. American psychiatric association
2. Ressel
3. Glantz
4. Adams
5. Green

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مورد غفلت واقع شده است توجه به تداوم برنامه‌های درمانی و پیشگیری از عود مجدد از سوی افراد مصرف‌کننده است. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که هنگامی که بیماران برای مدت متوسط ۹۰ روز یا بیشتر در درمان باقی بمانند برنامه‌های درمانی بیشترین اثربخشی را دارند (میه[1] و همکاران، ۲۰۱۹). در واقع، تکمیل برنامه‌های درمانی با بهبود سلامتی، تعداد کمتر بستری مجدد، فعالیت‌های جنایی کمتر و نرخ مرگ و میر پایین‌تر مرتبط است (دیکر[2] و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین، با توجه به اینکه بهبودی از مواد نیازمند یک ساختار چندبُعدی جسمانی، روان‌شناختی و اجتماعی است و علائم ترک و تحمل ناشی از پرهیز از مواد بلافاصله نمود پیدا می‌کند و خط اول درمان بر روی نشانگان جسمانی متمرکز است که در نهایت در طول یک ماه به بهبودی نسبی می‌رسد، توجه به وابستگی روانی از جمله ماهیت هیجانی، شناختی و رفتاری درگیر در آن امکان گرایش مجدد به مواد را تشدید می‌کنند (کوله مرزی و همکاران، ۲۰۲۳).

برای درک بهتر نشانگان روان‌شناختی تمرکز بر رواسازی ابزارهای مرتبط با حوزه وابستگی روانی در مصرف‌کنندگان و انجام مطالعات علت و معلولی در جمعیت‌های مختلف مصرف‌کننده مواد از جمله افراد تحت درمان‌های سرپایی، بستری و بهبودیافته از مواد جهت درک توانایی تحمل درد ذهنی[3] (تحمل درد روان‌شناختی) در زمان ترک و بهبودی ناشی از مواد می‌تواند نقش عوامل محافظتی و تناسب‌سازی برنامه‌های آموزشی و مداخلات پیشگیرانه را در این جمعیت‌ها دوچندان کند. به همین خاطر، رواسازی ابزارهای مرتبط در افراد بهبودیافته از مواد جهت درک سازه مورد نظر در این گروه و ارتباط آن با سایر علائم روان‌شناختی یک ضرورت بالینی محسوب می‌شود. در مجموع، نرخ پایین نگهداری (مدت اقامت ناکافی) و عدم تکمیل (ترک) چالش‌های کلینیکی عمده‌ای را برای درمان موفق مواد مخدر ایجاد می‌کند. در این میان، از بین افرادی که برای درمان اختلالات مصرف مواد به یک برنامه وارد می‌شوند ۱۷ تا ۶۷ درصد بسته به نوع ماده مصرفی و اینکه آیا درمان به‌صورت بستری یا سرپایی ارائه می‌شود درمان را کامل می‌کنند

1. Mee
2. Decker
3. mental pain tolerance

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

(برورسون[1] و همکاران، ۲۰۱۳؛ می و همکاران، ۲۰۱۹). تلاش‌ها برای شناسایی عواملی که پیش‌بینی‌کننده عدم تکمیل درمان نشـان داده اسـت که صـرف دسـترسـی به اطلاعات جمعیت‌شـناختی به طور نسـبی ملاک ضـعیفی برای پیش‌بینی تداوم درمان هسـتند، درحالی‌که طول مدت اقامت، نوع مداخله دریافتی، ارائه جلسات ترمیمی در زمان بهبودی و توان تحمل درد ناشی از ترک مواد در جهت خودکنترلی و مدیریت عقاید وسوسه‌انگیز نیز می‌تواند تأثیر مثبتی بر نتایج درمان داشته باشند (برورسون و همکاران، ۲۰۱۳).

درد روان‌شـناختی (درد ذهنی) به عنوان یک سـازه روان‌سـنجی بالینی مهم ظهور کرده است (می و همکاران، ۲۰۱۹) و تلاش‌ها برای اندازه‌گیری و توصیف درد روان‌شناختی با تحقیقات اولیه درباره تأثیر آن بر خودکشـی و به‌تازگی در جمعیت‌هایی که از افسـردگی شـدید رنج می‌برند آغاز شـد (می و همکاران، ۲۰۱۱؛ ریسـت[2] و همکاران، ۲۰۱۷). درد روان‌شناختی/ذهنی توسط محققان به عنوان احساس مبتنی بر عواطف به شدت ناخوشایند و واکنشی به محرک‌های روانی آسیب‌رسان مشابه با درد جسمی که ممکن است در یک پیوسـتار از خفیف تا شـدید عمل کند توصـیف شـده اسـت (می و همکاران، ۲۰۱۹). گروه‌های دیگری درد روان‌شناختی را به عنوان صدمه، غم و اندوه، پریشانی، درد مداوم و درد روانی یا ذهنی در روان تعریف کرده‌اند. در واقع، این درد یک احسـاس ماندگار، ناخوشایند و ناپایدار است که با درک ناتوانی یا نقص در خود مشخص می‌شود (گونجرو[3] و همکاران، ۲۰۱۸؛ میرویک و وایس[4]، ۲۰۱۴). محققان به طور مختلف از این نوع درد به عنوان درد ذهنی، درد هیجانی، درد اجتماعی یا روان درد یاد کرده‌اند (بگیان کوله‌مرز و همکاران، ۱۳۹۷؛ رجبی و همکاران، ۲۰۲۳). مدل‌های سـاختاری دو دسـته گسـترده از چارچوب‌های مفهومی را نشـان داده‌انـد: ۱) یک واکنش منفی درونی و عمومی به کمبودها، خلاءها و نقص‌های واقعی ادراک شـده در خود و ۲) یک واکنش تنبیهی از احساس‌های منفی نسبت به تنش‌ها و استرس‌های درونی و بیرونی که بیشتر مشابه درد فیزیکی اسـت (می و همکاران، ۲۰۱۹). بنابراین، وضـعیت مبهم و ناهمگن درک سـازه و

1. Brorson
2. Reist
3. Conejero
4. Meerwijk & Weiss

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

فقدان تعریفی منسجم از آن سازه‌ای را نشان می‌دهد که درحال توسعه است و برای تدوین یک تعریف یکپارچه از آن و بررسی رابطه آن با سازه‌های دیگر در نظریه‌های گسترده‌تر از جمله پاسخگویی عاطفی منفی مانند عاطفه منفی و آسیب‌شناسی روانی درونی‌سازی شده نیاز به تحقیقات بیشتری است. بنابراین، توجه به مفهوم محدودتر از درد ذهنی به عنوان یک سیگنال آزاردهنده مشابه درد فیزیکی و به طور مشابه مولد تجربیات عاطفی شدیدا منفی امکان بررسی رابطه آن با خودکشی و به احتمال زیاد اختلالات مصرف مواد را به عنوان وسیله‌ای برای فرار، تعدیل یا کنترل درد روانی فراهم می‌کند (کوله‌مرزی و همکاران، ۲۰۲۳). داده‌های بیشتری برای تکمیل این سازه و روشن‌کردن رابطه آن با مفاهیم مرتبط با آسیب‌شناسی روانی و اعتیاد مورد نیاز است. این در حالی است که در ۳۰ سال گذشته تحقیقات در مورد درد ذهنی بر شدت درد و بسیار کمتر بر تحمل درد روانی متمرکز بوده است. تحمل درد ذهنی به توانایی تحمل درد روان‌شناختی اشاره دارد و در بسیاری از نظریه‌های خودکشی نقش اساسی دارد (باومیستر[1]، ۱۹۹۰؛ لینارس[2]، ۱۹۹۶؛ مالتزبرگ[3]، ۲۰۰۴؛ اشنایدمن[4]، ۱۹۹۳). از دیدگاه بالینی ارزیابی اینکه آیا مراجعین می‌توانند درد را تحمل کنند یا خیر شاید حتی از ارزیابی شدت درد ذهنی آنها نیز مهم‌تر باشد. برای تسهیل ارزیابی تحمل درد ذهنی مقیاس تحمل درد ذهنی ۲۰ گویه‌ای[5] (اورباخ[6] و همکاران، ۲۰۰۴) تهیه شد و بر طبق بررسی‌های انجام شده تنها پرسش‌نامه موجود برای ارزیابی تحمل درد روانی است.

ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس تحمل درد ذهنی در کشورهای مختلف بررسی شده است. برای مثال اورباخ و همکاران (۲۰۰۴) سه جنبه از تحمل درد ذهنی را درد مفرط[7]، باور به توانایی مقابله با درد[8] و مهار درد[9] نام‌گذاری کردند. آن‌ها مقیاس تحمل درد ذهنی را توسعه دادند و روایی آن را بر روی نوجوانان و جوانان از جمله دانش‌آموزان دبیرستانی

1. Baumeister
2. Leenaars
3. Maltsberger
4. Shneidman
5. tolerance for mental pain scale-20 items (TMPS-20)
6. Orbach
7. extreme pain
8. belief in the ability to cope with the pain
9. containing the pain

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

و بیماران روانی بستری بررسی کردند. میرویک و همکاران (۲۰۱۹) با بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس تحمل درد ذهنی در بزرگسالان ایالات متحده نشان دادند که تحلیل عاملی تأییدی برازش خوبی برای مدل سه عاملی پیشنهاد شده توسط اورباخ و همکاران (۲۰۰۴) که متشکل از درد مفرط، باور به توانایی مقابله با درد و مهار درد بود را نشان نداد. به هر حال، تحلیل عاملی اکتشافی برازش خوبی را برای یک راه‌حل دو عاملی متشکل از مدیریت درد و تحمل درد نشان داد، ضمن اینکه امکان کاهش مقیاس به ده گویه با عنوان پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی فراهم ساخت.

مقیاس تحمل درد ذهنی برای اندازه‌گیری سه جنبه از تحمل درد ذهنی توسعه داده شد که منعکس‌کننده دیدگاه‌های نظری موجود در ادبیات این حوزه بودند. اول، می‌توان تحمل درد را به شیوه‌ای پیشگیرانه درک کرد که در توانایی فرد برای کنار آمدن با درد، انجام تلاش‌های فعال برای کاهش درد و جلوگیری از ایجاد اختلال در فعالیت‌های روزانه در نظر گرفت. دوم، می‌توان تحمل درد را به عنوان پذیرش منفعلانه درد همراه با باورهای خوش‌بینانه در مورد گذرا بودن درد درک کرد و سوم، می‌توان تحمل درد را به عنوان نوعی مهار درد درک کرد که می‌تواند به فرد کمک کند تا با درد زندگی کند بدون اینکه به طور فعال برای تغییر آن تلاشی انجام دهد (میرویک و همکاران، ۲۰۱۹). بکر[1] و همکاران (۲۰۱۹) بررسی‌های اولیه‌ای از ساختار عاملی مقیاس تحمل درد ذهنی را در نمونه‌ای از نوجوانان ارائه دادند. ضریب آلفای کرونباخ برای این سه عامل از ۰/۷۲ تا ۰/۸۴ متغیر بود. از آنجایی که مقادیر همسانی درونی زیر ۰/۷۰ برای تحقیق غیرقابل‌قبول تلقی می‌شوند (سیچتی[2]، ۱۹۹۴؛ نانلی و برنستاین[3]، ۱۹۹۴)، حد پایین ۰/۷۲ تا حدودی نگران‌کننده بود. به غیر از بکر و همکاران (۲۰۱۹)، تنها تعداد انگشت شماری از مطالعات نتایج به‌دست آمده مقیاس تحمل درد ذهنی را گزارش کرده‌اند. همسانی درونی عوامل باور به توانایی مقابله با درد و مهار درد تنها کمی بالاتر از آستانه پایایی قابل‌قبول بود (آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۷۲) بود (سومانی[4] و همکاران، ۲۰۱۱). همچنین،

1. Becker
2. Cicchetti
3. Nunnally & Bernstein
4. Soumani

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

رابطه بین تحمل درد روان‌شناختی و شدت درد ذهنی ارزیابی شده به وسیله مقیاس درد ذهنی[1] اورباخ و همکاران (۲۰۰۳) متوسط بود (r=-۰/۴۲). همسانی درونی به روش آلفای کرونباخ ۰/۶۱ برای عامل مهار درد بدست آمد. همچنین، همبستگی معکوس و قوی بین درد مفرط و شدت درد روانی (r=-۰/۸۵، p ≤ ۰/۰۰۱) بدست آمد (هلدن[2] و همکاران، ۲۰۰۱).

در ادامه میرویک و وایس (۲۰۱۹) این مقیاس را در بزرگسالان آمریکایی رواسازی کردند که از بین ۲۰ گویه این پرسش‌نامه ۱۰ گویه‌ای که دارای بار عاملی بیشتر از ۰/۴۰ بودند و به دلیل همپوشانی بالای سؤالات در پرسش‌نامه ۱۰ گویه‌ای کنار گذاشته شد تا همسانی درونی آزمون افزایش یابد. در نهایت، پرسش‌نامه خودگزارشی ۱۰ گویه‌ای با دو عامل مدیریت درد و تحمل درد در یک طیف ۵ درجه‌ای (از اصلاً درست نیست= ۱ تا کاملاً درست است= ۵) نهایی شد. پایایی پرسش‌نامه به روش آلفای کرونباخ برای مدیریت درد ۰/۹۰، تحمل درد ۰/۸۴ و برای کل مقیاس ۰/۹۱ بدست آمد. روایی همزمان مدیریت درد با شدت درد ذهنی (r=۰/۸۱، p≤۰/۰۰۱) قوی ولی برای عامل تحمل درد (r=-۰/۲۰، p≤۰/۰۰۱) پایین بود. رواسازی این پرسش‌نامه در سایر کشورها نیز انجام شده است. در مطالعه دمیرگول[3] و همکاران (۲۰۱۹) برای ساختار دو عاملی و تک عاملی نسخه ترکیه‌ای این مقیاس حمایت فراهم کردند و آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های تحمل درد، مدیریت درد و نمره کل مقیاس به ترتیب ۰/۹۶، ۰/۹۶ و ۰/۹۸ بدست آمد. به علاوه، ضرایب همبستگی گویه با کل در دامنه ۰/۸۷ تا ۰/۹۳ بدست آمد. در مطالعه یاد شده، تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی نشان داد که هم بیماران افسرده و هم گروه شاهد گویه‌های مقیاس را به یک شکل تفسیر می‌کنند. همچنین، روایی همزمان مقیاس از طریق همبستگی آن با پرسش‌نامه افسردگی بک و استر[4] (۱۹۸۴)، ناامیدی بک و همکاران (۱۹۷۴)، ایده‌پردازی خودکشی بک و همکاران (۱۹۷۹) و مقیاس درد ذهنی هلدن و همکاران (۲۰۰۱) تایید شد. اضافه بر این، مقیاس از روایی افتراقی مناسبی در تفکیک

1. mental pain scale (OMMP)
2. Holden
3. Demirkol
4. Beck & Steer

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

بیماران افسرده با عادی و بیماران افسرده با سابقه خودکشی برخوردار بود. لندی[1] و همکاران (۲۰۲۰) ساختار دو عاملی مشابه را در نسخه ایتالیایی این مقیاس تأیید کردند. این ابزار اعتبار سازه‌ای کافی و عدم تغییرپذیری در اندازه‌گیری را بر حسب جنسیت نشان داد. چوی[2] و همکاران (۲۰۲۱) نیز ساختار دوعاملی مشابه را با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی در کشور چین مورد تأیید قرار دادند و آلفای کرونباخ برای تحمل درد ۰/۸۰ و برای مدیریت درد ۰/۸۳ و ضریب پایایی بازآزمون به ترتیب برای این دو عامل ۰/۷۸ و ۰/۷۲ بدست آمد.

در مجموع، نتایج مطالعات نشان می‌دهد که بیشتر افراد مصرف‌کننده مواد افیونی از اختلالات روان‌شناختی از جمله افسردگی، اضطراب و اختلال استرس پس از سانحه رنج می‌برند (دائو[3] و همکاران، ۲۰۲۴). برای مثال رادومان[4] و همکاران (۲۰۲۵) در مطالعه‌ای نشان داد که در افراد مبتلا به اختلال مصرف الکل مواجهه با درد واقعی موجب کاهش تحمل درد و افزایش میل به مصرف الکل می‌شود. همچنین، عدم تحمل ابهام در شدت این واکنش‌ها هم در افراد با درد مزمن و هم در افراد با اختلال مصرف الکل نقش مهمی دارد، به طوری که نابردباری بیشتر با تحمل پایین درد و میل شدیدتر به مصرف الکل همراه بود. در مطالعه‌ای دیگر مارتینز[5] و همکاران (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای در افراد مبتلا به اختلال مصرف نشان دادند که ناتوانی در مدیریت درد روان‌شناختی با افزایش افکار خودکشی مرتبط است. می و همکاران (۲۰۱۹) نیز در مطالعه‌ای با هدف بررسی درد روان‌شناختی در اختلالات مصرف مواد و رابطه آن با پیامد درمان نشان دادند که بیماران با اختلالات مصرف مواد که در درد روانی بالاتری دارند زمان ماندگاری کمتری در درمان نشان می‌دهند و احتمال ترک درمان در آنها بیش از دو برابر بیشتر از بیمارانی است که قبل از درمان سطح درد روانی پایین‌تری دارند.

ضرورت انجام این مطالعه را می‌توان این‌گونه بیان کرد که با اجرای این مقیاس بر روی گروه‌های در معرض خطر از جمله بیماران سرپایی، بستری و بهبودیافته از مصرف

1. Landi
2. Cui
3. Daou
4. Radoman
5. Martins

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مواد که ممکن است بعد از ترک تجربه دوره‌های از اختلال افسردگی، اختلالات خواب، مشکلات جسمانی، اضطراب، تحریک‌پذیری، تکانشگری، ناامیدی، خستگی مفرط، وسوسه و در حالت‌های شدید ایده‌پردازی خودکشی را گزارش کنند، سنجش و آگاهی از میزان توانایی تحمل درد ذهنی (میزان وابستگی روانی) در این افراد در کنار آگاهی از میزان شدت درد جسمانی می‌تواند زمینه را برای همسان‌سازی مداخلات دارویی و روان‌شناختی فراهم سازد. از سوی دیگر، اگر بخواهیم انواع مواد محرک‌ها و آرام‌بخش‌ها و یا سنتی و صنعتی را از نظر نوع وابستگی به سه دستهٔ وابستگی جسمانی، روان‌شناختی و یا ترکیبی از این دو طبقه‌بندی کنیم، احتمال تجربه درد ذهنی پس از ترک مواد نمود بیشتری پیدا می‌کند. بنابراین، در این مطالعه با این فرض که تحمل درد ذهنی با رتبه‌بندی و ارزیابی شدت وابستگی ذهنی و روانی به مواد مفهوم‌پردازی می‌شود و درد ذهنی با اختلالات همبود با مصرف مواد نظیر افسردگی (اسحاق[1] و همکاران، ۲۰۱۸)، اختلال شخصیت مرزی (رجبی و همکاران، ۲۰۲۳)، اختلالات دوقطبی (کرمی و همکاران، ۱۳۹۷) و خودکشی (کوله مرزی و همکاران، ۲۰۲۳) ارتباط نزدیکی دارد، رواسازی مقیاس درد ذهنی می‌تواند ابزاری معتبر جهت سنجش میزان تحمل درد ذهنی و سنجش سودمندی مداخلات روان‌شناختی بر روی این ساره را فراهم سازد. در نتیجه، این مطالعه به دنبال پاسخگویی به این سؤال بود که آیا فرم فارسی مقیاس تحمل درد ذهنی مطابق با فرهنگ ایرانی در افراد مصرف‌کننده و با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است؟

روش

جامعه، نمونه، و روش نمونه‌گیری

پژوهش حاضر از نوع توصیفی بود. جامعه آماری پژوهش شامل همه مردان مصرف‌کننده مواد افیونی و با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی در استان لرستان در سال ۱۴۰۴ بود که از میان مراکز ترک اعتیاد و مراکز درمان نگهدارنده با متادون انتخاب شدند. در این پژوهش، افراد با بهبودی پایدار به افرادی اطلاق شد که بر اساس گزارش خود و نیز تأیید

1. IsHak

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مسئولان مراکز درمانی با استفاده از کیت‌های تشخیص مواد ۱۲ ماه از قطع مصرف مواد افیونی آن‌ها گذشته و در برنامه‌های درمانی یا جلسات پیگیری بهبودی مشارکت داشته‌اند.

این پژوهش شامل دو مطالعه اکتشافی و تاییدی در جهت تایید روایی مقیاس بود. نمونه پژوهش در بخش تحلیل عاملی اکتشافی شامل ۴۰۰ نفر از مردان مصرف‌کننده و با بهبودی پایداری از مواد افیونی بود (هر گروه ۲۰۰ نفر) که به روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شدند. برای تعیین حجم نمونه، طبق یک قاعده سرانگشتی حداقل ۵ تا ۱۰ نفر به ازای هر گویه پرسش‌نامه و یا حداقل ۲۰۰ نفر نمونه برای دستیابی به برآوردهای پایا و ساختار عاملی قابل اعتماد پیشنهاد می‌شود (هوگارتی[1] و همکاران، ۲۰۰۵). در این پژوهش، بر طبق فرمول لورنزو – سِوا و فرلندو[2] (۲۰۲۴) برای تحلیل عاملی اکتشافی از فرمول Ni =۱۰۰+۲×m استفاده شد که در آن m= تعداد گویه‌های پرسش‌نامه است. طبق این فرمول، حجم نمونه ۱۲۰ نفر برای تحلیل عاملی اکتشافی خطی برآورد شد که نهایتا ۲۰۰ نفر از مردان مصرف‌کننده و ۲۰۰ نفر از افراد با بهبودی پایداری از مواد افیونی انتخاب شدند. هردو گروه با توجه به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی از جمله سن، جنسیت و وضعیت اجتماعی – اقتصادی همتا شدند.

در مطالعه دوم، به منظور انجام تحلیل عاملی تأییدی، از میان افراد مصرف‌کننده مواد افیونی و افراد با بهبودی پایدار که طی ۱۲ ماه گذشته هیچ‌گونه موادی را مصرف نکرده بودند، ۶۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شدند (هر گروه ۳۰۰ نفر). بدین ترتیب که از میان افراد مصرف‌کننده مواد افیونی که مصرف آن‌ها با استفاده از کیت‌های تشخیصی و تأیید پزشک تأیید شد، ۳۰۰ نفر به روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب و از نظر سن، وضعیت تأهل، وضعیت اجتماعی – اقتصادی، مدت مصرف مواد، سابقه پزشکی و سطح تحصیلات با گروه افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد همتاسازی شدند. در رابطه با تعیین حجم نمونه برای مطالعه دوم، رهنمودهای مختلفی جهت تعیین حجم نمونه برای هنجار کردن پرسش‌نامه پیشنهاد شده است که از ۵ نفر تا ۲۰ نفر به‌ازای هر گویه متغیر

1. Hogarty
2. Lorenzo-Seva & Ferrando

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

است (آنتونی[1] و همکاران، ۲۰۱۴). از آنجا که مقیاس تحمل درد ذهنی دارای ۱۰ گویه است (۲۰۰=۲۰×۱۰ گویه) حداکثر نمونه ۲۰۰ نفر کفایت می‌کرد، ولی به‌خاطر افزایش تعمیم‌پذیری حجم نمونه ۳۰۰ نفر انتخاب شد. به هر حال، در تحلیل عاملی تأییدی نمونه‌های کوچک (N<۱۵۰-۱۰۰) با شاخص‌های برازش پایین و بار عامل (۳<) بیشتر مستعد عدم همگرایی یا راه‌حل‌های نامناسب هستند (کلاین[2]، ۲۰۱۶؛ مارش و هو[3]، ۱۹۹۹؛ کرایسوس[4]، ۲۰۱۸).

ملاک‌های ورود برای افراد با بهبودی پایدار در هر دو مطالعه شامل رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش، داشتن حداقل سطح تحصیلات پایه نهم (سیکل)، داشتن کد مددجویی در سامانه، جنسیت مذکر، دامنه سنی ۲۲ تا ۴۸ سال و نداشتن مصرف هرگونه مواد در طول ۱۲ ماه گذشته با تأیید پزشک و نتایج کیت‌های تشخیصی مراکز ترک اعتیاد بود. ملاک‌های خروج برای افراد با بهبودی پایدار در هر دو مطالعه نیز شامل بستری‌شدن طی یک ماه گذشته به دلیل مشکلات جسمانی یا روانی، تشخیص هرگونه اختلال روان‌شناختی نیازمند مداخله دارویی در شش ماه گذشته توسط روان‌شناس، وجود افکار یا قصد فعال خودکشی که نیازمند مداخله باشد، وجود معلولیت‌های جسمانی یا ابتلا به بیماری‌های مزمن و مصرف دارو به دلیل شرایط جسمانی یا روانی (که توسط روان‌شناسان بالینی مراکز ترک اعتیاد و بر اساس پرونده الکترونیک بررسی شد)، و پاسخ‌دهی ناقص یا مخدوش به پرسش‌نامه‌ها بود.

ملاک‌های ورود به مطالعه برای گروه افراد مصرف‌کننده مواد افیونی شامل داشتن سن ۱۸ سال یا بیشتر، سابقه مصرف مداوم مواد افیونی طی حداقل ۱۲ ماه گذشته، برخورداری از حداقل سطح تحصیلات سیکل به منظور درک و تکمیل صحیح پرسش‌نامه‌ها، و قرار داشتن در وضعیت نسبتاً پایدار جسمانی و روان‌شناختی در زمان اجرای پژوهش بود، به‌گونه‌ای که علائم شدید مسمومیت یا سندرم ترک مواد توانایی پاسخ‌گویی معتبر به ابزارهای پژوهش را مختل نکند. ملاک‌های خروج از مطالعه نیز شامل انصراف از ادامه

1. Anthoine
2. Kline
3. Marsh & Hau
4. Kyriazos

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

همکاری در هر مرحله از پژوهش، تکمیل ناقص پرسش‌نامه‌ها، ابتلا به اختلالات شدید شناختی یا اختلالات روان‌پزشکی حاد که مانع ارائه پاسخ‌های معتبر می‌شد، قرار داشتن در وضعیت مسمومیت شدید یا تجربه علائم شدید ترک مواد در زمان گردآوری داده‌ها، وجود افکار یا ایده‌پردازی فعال خودکشی که نیازمند مداخله فوری بالینی بود، و همچنین ارائه پاسخ‌های غیر معتبر، ناسازگار یا تصادفی به پرسش‌نامه‌ها بود.

پس از اخذ مجوزهای اخلاقی و دریافت رضایت‌نامه آگاهانه، شرکت‌کنندگان به پرسش‌نامه‌هایی که در اختیار مراکز ترک اعتیاد قرار داده شده بود پاسخ دادند. در ابتدای اجرای پژوهش، فرم رضایت آگاهانه طراحی شد و پس از امضای آن و ارائه توضیحات لازم درباره هدف پژوهش توسط روان‌شناسان مراکز ترک اعتیاد و مراکز درمان نگهدارنده با متادون از شرکت‌کنندگان درخواست شد به پرسش‌نامه‌های پژوهش پاسخ دهند. به شرکت‌کنندگان در خصوص هدف پژوهش توضیحات لازم داده شد. در مورد محرمانه بودن اطلاعات، آزادی شرکت در مطالعه و ناشناس بودن اطلاعات هویتی اطمینان لازم به افراد شرکت‌کننده داده شد. همچنین، به شرکت‌کنندگان حق انصراف از پژوهش در هر مرحله از پژوهش داده شد.

برای تحلیل داده‌ها، در این پژوهش آمار توصیفی (میانگین و درصد) برای تحلیل اطلاعات جمعیت‌شناختی استفاده شد. همچنین، از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی برای سنجش روایی ابزار استفاده شد. برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی، از آزمون کایزر - میر - اولکین[1] و آزمون کرویت بارتلت[2] استفاده شد. برای استخراج عوامل از تحلیل عامل اکتشافی با روش‌محور اصلی[3] استفاده شد. برای تعیین تعداد عوامل از دو روش مقدار ویژه بزرگ‌تر از ۱ و نمودار اسکری استفاده شد. تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی برای ارزیابی پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی انجام شد. برازش مدل در تحلیل عاملی تاییدی با استفاده از شاخص‌های

1. Kaiser–Meyer–Olkin (KMO)
2. Bartlett's test of sphericity
3. principal axis factoring

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

نسبت مجذور کای به درجه آزادی[1]، شاخص نیکویی برازش[2]، شاخص توکر - لوئیس[3] شاخص برازش تطبیقی[4] و ریشه میانگین مربعات خطای تقریب[5] بررسی شد. شاخص‌های توکر – لوئیس، نیکویی برازش و برازش تطبیقی بزرگ‌تر یا مساوی ۰/۹۰، مقدار ریشه میانگین مربعات خطای تقریب کوچک‌تر یا مساوی ۰/۰۵ و مقدار نسبت مجذور کای به درجه آزاد کوچک‌تر یا مساوی ۳ نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل هستند (زانگ و وو[6]، ۲۰۲۴). به منظور بررسی پایایی این ابزار از پایایی ترکیبی و همچنین روش همسانی درونی به شیوه آلفای کرونباخ و اُمگا مک دونالد استفاده شد. آلفای کرونباخ بالاتر از ۰/۷۰ نشانگر همسانی درونی خوب است. علاوه بر آن، روایی همگرا با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده ارزیابی شد و روایی ملاکی (همزمان) از طریق بررسی همبستگی این ابزار با ناامیدی (بک و همکاران، ۱۹۷۴)، مقیاس افسردگی و اضطراب بیمارستانی (زیگموند و اسنایت[7]، ۱۹۸۳)، مقیاس مراحل آمادگی برای تغییر و انگیزش درمان (میلر و تونیگان[8]، ۱۹۹۶) و مقیاس درد ذهنی (کازانو[9] و همکاران، ۲۰۲۱) ارزیابی شد. روایی افتراقی با استفاده از تحلیل ممیز[10] انجام شد. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSSنسخه ۲۷ برای آمار توصیفی و تحلیل عاملی اکتشافی و نرم افزار JASP.95.1.0 برای تحلیل عاملی تأییدی و روایی همگرا و واگرا تحلیل شدند.

ابزار

۱- مقیاس تحمل درد ذهنی: مقیاس خودگزارش‌دهی تحمل درد ذهنی در ابتدا توسط اورباخ و همکاران (۲۰۰۴) با ۲۰ گویه برای سنجش تحمل درد ذهنی تدوین شد. میرویک و همکاران (۲۰۱۹) نسخه کوتاه‌تر این مقیاس با ۱۰ گویه شامل دو عامل مدیریت درد (۵ گویه) و تحمل درد (۵ گویه) را توسعه دادند. عامل مدیریت درد بیانگر وجود راهبردهای

1. Chi-Square divided by degrees of freedom
2. goodness of fit index (GFI)
3. Tucker–Lewis index (TLI)
4. comparative fit index (CFI)
5. root mean square error of approximation (RMSEA)
6. Zhang & Wu
7. Zigmond & Snaith
8. Miller & Tonigan
9. Casanova
10. discriminant analysis

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مقابله‌ای فعال برای تسکین یا کاهش درد است، در حالی‌که عامل تحمل درد به این باور مربوط می‌شود که درد پایان خواهد یافت. این مقیاس بر اساس یک طیف لیکرت پنج درجه‌ای از ۱ (اصلاً در مورد من صادق نیست) تا ۵ (کاملاً در مورد من صادق است) نمره‌گذاری می‌شود. در این مقیاس گویه‌های ۲، ۳، ۵، ۷ و ۱۰ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. حداقل نمره در این مقیاس ۱۰ و حداکثر آن ۵۰ است و نمره بالاتر نشان‌دهنده تحمل بیشتر درد ذهنی است. در مطالعه میرویک و همکاران (۲۰۱۹)، آلفای کرونباخ برای مدیریت درد ۰/۹۰ و برای تحمل درد ۰/۸۴ بدست آمد.

۲- مقیاس اضطراب و افسردگی بیمارستانی[1]: این مقیاس خودگزارش‌دهی ۱۴ گویه‌ای را زیگموند و اسنیت (۱۹۸۳) برای سنجش افسردگی (۷ گویه) و اضطراب (۷ گویه) تدوین کرده‌اند. آزمودنی‌ها میزان موافقت و مخالفت خود را در یک طیف ۴ درجه‌ای (نمره‌گذاری شده از ۰ تا ۳) ابراز می‌کنند (بجلند[2] و همکاران، ۲۰۰۲). دامنه نمرات برای هر خرده مقیاس بین ۰ تا ۲۱ است و مؤلفان نمره ۱۱ را به عنوان نقطه برش پیشنهاد می‌کنند که نمره‌های بالاتر از آن از اهمیت بالینی برخوردارند. وایت[3] و همکاران (۱۹۹۹) پایایی باز-آزمون و ساختار عاملی این مقیاس را در بین نوجوانان تایید کرده‌اند. پژوهش اعتمادی و همکاران (۱۴۰۲) ضریب پایایی پرسش‌نامه را مطلوب ارزیابی کردند. در مطالعه حاضر، ضرایب آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای مؤلفه اضطراب در مصرف‌کنندگان مواد به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۸۳ و برای مؤلفه افسردگی به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۸۹ بدست آمد. همچنین، ضرایب آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای مؤلفه اضطراب در افراد بهبودیافته از مصرف مواد به ترتیب ۰/۸۴ و ۰/۸۵ و برای مؤلفه افسردگی به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۸ بدست آمد.

۳- مقیاس ناامیدی بک[4]: بک و همکاران (۱۹۷۴) این مقیاس خودگزارش‌دهی ۲۰ گویه‌ای را برای سنجش ناامیدی فرد بر اساس میزان انتظارهای منفی فرد درباره حوادث آینده توسعه دادند. گویه‌های این مقیاس به صورت صحیح یا غلط پاسخ داده می‌شوند و

1. hospital anxiety and depression scale
2. Bjelland
3. White
4. Beck hopelessness scale

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

۱۱ گویه آن دارای کلید صحیح و ۹ گویه کلید غلط دارد. اگر جواب‌های فرد متناسب با کلید باشد نمره ۱ و در غیر این صورت نمره صفر به او تعلق می‌گیرد. دامنه نمرات بین صفر تا ۲۰ است و نمره بالاتر نشان‌دهنده ناامیدی بیشتر است. ضریب پایایی پرسش‌نامه در ۷ گروه مورد مطالعه در پژوهش بک و همکاران در دامنه ۰/۸۲ تا ۰/۹۳ بدست آمد (بک و همکاران، ۱۹۸۵). در مطالعه اعتمادی و همکاران (۱۴۰۲) ضریب پایایی پرسش‌نامه با استفاده از فرمول کودر ریچاردسون ۰/۸۶ بدست آمد. در مطالعه حاضر، پایایی پرسش‌نامه با استفاده از فرمول کودر ریچاردسون برای مصرف‌کنندگان مواد ۰/۷۴ و برای افراد با بهبودی پایدار ۰/۷۸ بدست آمد.

۴- مقیاس درد روانی-۸ گویه‌ای: فرم اصلی این مقیاس توسط اورباخ و همکاران (۲۰۰۳) توسعه یافت و دارای ۴۴ گویه و ۹ عامل است (کرمی و همکاران، ۱۳۹۷). به هرحال، کازانووا و همکاران (۲۰۲۱) این مقیاس خودگزارش‌دهی را در شکل یک فرم کوتاه ۸ گویه‌ای ارائه کردند که ۳ عامل (تغییرناپذیری تجربیات، غرق‌شدگی هیجانی و زخم‌های خودشیفتگی) را مورد سنجش قرار می‌دهد. این ۸ گویه شدت درد روانی را ارزیابی می‌کند. روش نمره‌گذاری این پرسش‌نامه در یک طیف لیکرت ۵ درجه‌ای (از ۰ = کاملاً مخالف تا ۴ = کاملاً موافق) انجام می‌شود. حداقل نمره در این پرسش‌نامه ۰ و حداکثر نمره ۳۲ است. در مطالعه کازانو و همکاران (۲۰۲۱)، ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های ذکرشده به ترتیب ۰/۸۴، ۰/۸۶ و ۰/۷۷ گزارش شده است. در مطالعه حاضر، ضرایب آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای کل پرسش‌نامه درد ذهنی در مصرف‌کنندگان مواد به ترتیب ۰/۸۴ و ۰/۸۵ و در افراد با بهبودی پایدار به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۸۸ بدست آمد.

۵- مقیاس مراحل آمادگی برای تغییر و انگیزش درمان[1]: این مقیاس یک ابزار خودگزارش‌دهی ۱۹ گویه‌ای است که توسط میلر و تونیگان (۱۹۹۶) برای ارزیابی آمادگی برای تغییر مصرف‌کنندگان مواد بر اساس سه خرده مقیاس بازشناسی (۷ گویه)،

1. stages of change readiness and treatment eagerness scale

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

دوسوگرایی (۴ گویه) و گام‌برداری (۸ گویه) طراحی شد. نمره‌گذاری این ابزار در یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای (از کاملاً مخالفم = ۱ تا کاملاً موافقم = ۵) صورت می‌گیرد. حداقل نمره در این مقیاس ۱۹ و حداکثر نمره ۹۵ است و نمرات بالاتر نشان‌دهنده انگیزش و آمادگی بیشتر برای تغییر رفتار مصرف مواد و درگیری مؤثرتر در فرایند درمان است. ضرایب آلفای کرونباخ خرده مقیاس بازشناسی در دامنه ۰/۸۵ تا ۰/۹۵، دوسوگرایی در دامنه ۰/۶۰ تا ۰/۸۸ و گام‌برداری در دامنه ۰/۸۳ تا ۰/۹۶ بدست آمده است (میلر و تونیگان، ۱۹۹۶). در مطالعه ما، ضرایب آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد برای کل مقیاس در مصرف‌کنندگان مواد به ترتیب ۰/۷۴ و ۰/۷۶ و در افراد با بهبودی پایدار به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۸۸ بدست آمد.

روش اجرا

روش اجرای این مطالعه به این صورت بود که پس از امضای فرم رضایت‌نامه آگاهانه از شرکت‌کنندگان خواسته شد تا به پرسش‌نامه‌ها پاسخ بدهند. در این مطالعه، ویژگی‌های جمعیت‌شناختی از جمله، سن، سطح تحصیلات، نوع ماده مصرفی، مدت مصرف و مدت‌زمان ترک و پرهیز از مواد جمع‌آوری شد. تکمیل پرسش‌نامه‌ها به طور متوسط برای هر شرکت‌کننده ۳۰ دقیقه طول کشید. برای ترجمه نسخه انگلیسی مقیاس تحمل درد ذهنی (میرویک و همکاران، ۲۰۱۹) به زبان فارسی از تکنیک ترجمه معکوس استفاده شد. در ابتدا نسخه انگلیسی این مقیاس توسط دو متخصص زبان انگلیسی به طور جداگانه به فارسی ترجمه شد. سپس، دو ترجمه بعد از یک نشست مشترک مورد وارسی قرار گرفت و تناقض‌های موجود رفع شد. در مرحله بعد ترجمه اصلاح شده توسط یک متخصص ادبیات فارسی مورد ویرایش قرار گرفت. سپس، ترجمه ویرایش شده در اختیار یک متخصص زبان انگلیسی قرار گرفت تا متن پرسش‌نامه را مجدداً به انگلیسی برگرداند. در مرحله بعد، نسخه برگردانده شده به انگلیسی با نسخه اصلی انگلیسی مطابق داده شد و نواقص برطرف شد. در نهایت، نسخه فارسی به ۲۰ نفر نمونه اولیه داده شد و سپس بر اساس بازخوردها و نظرات آن‌ها نسخه نهایی پرسش‌نامه برای اجرا آماده شد و مورد تایید قرار گرفت.

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

یافته‌ها

روایی صوری پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی به دو روش ارزیابی شد. ابتدا، با پیروی از روش توصیه شده توسط بواتنگ[1] و همکاران (۲۰۱۸) از نظر کیفی ارزیابی شد. از این‌رو، با ۱۰ همکار غیر متخصص فارسی زبان مصاحبه‌های تلفنی انجام شد و از هر یک از آنها پرسیده شد که آیا موافق هستند که گویه‌های پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی جنبه‌هایی از تحمل درد ذهنی (روان‌شناختی) را نشان می‌دهد یا نه. در روش دوم و به صورت کمی اعتبار صوری با نظرسنجی از ۱۰ شرکت‌کننده بر اساس سطح دشواری[2]، میزان عدم تناسب[3] و ابهام[4] مورد بررسی قرار گرفت در نهایت، نمره تأثیر[5] برای هر گویه به صورت کمی ارزیابی شد (اهمیت × فراوانی (٪) = نمره تأثیر) (روس[6] و همکاران، ۲۰۰۹). نتایج نشان داد که اعتبار صوری برای تک تک گویه‌های پرسش‌نامه بالاتر از ۱/۵ بود که نشان‌دهنده روایی صوری پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی بود.

روایی محتوایی مقیاس تحمل درد ذهنی نیز با استفاده از دو مرحله کمی و کیفی مورد ارزیابی قرار گرفت. در طول مرحله کیفی، ۱۰ نفر از همکاران با تجربه در استفاده از تکنیک‌های کیفی و آشنا با ادبیات درد ذهنی و تحمل درد هر ۱۰ گویه این مقیاس را ارزیابی کردند. به منظور ارزیابی کمی روایی محتوایی، شاخص روایی محتوای[7] گویه‌ها و نسبت روایی محتوا[8] توسط ۱۰ متخصص محاسبه شد (کوک و بیکمن[9]، ۲۰۰۶). با توجه به تعداد ۱۰ متخصص، مقدار نسبت روایی محتوای بیشتر از ۰/۶۲ نشان‌دهنده نسبت روایی محتوایی قابل قبول است (لاوشه[10]، ۱۹۷۵). روایی محتوایی بر اساس مرتبط بودن، سادگی و وضوح برای هر گویه کمتر از ۰/۸ نبودند که این نشان‌دهنده روایی محتوای مقیاس تحمل درد ذهنی بود.

1. Boateng
2. difficulty
3. irrevalancy
4. ambiguity
5. impact score
6. Rose
7. content validity index (I-CVI)
8. content validity ratio (I-CVR)
9. Cook & Beckman
10. Lawshe

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

جدول ۱: ویژگی‌های جمعیت شناختی شرکت‌کنندگان در مطالعه

متغیر	موقعیت	مصرف‌کننده مواد (n = ۳۰۰)	با بهبودی پایدار از مصرف مواد (n = ۳۰۰)	تفاوت
تحمل درد ذهنی	حداقل	۱۶	۲۰	df =۵۹۸ ،p<۰/۰۰۱ ،
	حداکثر	۳۸	۴۲	t=۳۴/۲۲
	$\bar{X}$ (SD)	۲۹/۲۴ (۶/۵۸)	۳۸/۵۸ (۹/۴۵)	
وضعیت تأهل	مجرد (٪)	۱۲۴ (۴۱/۳۹)	۱۲۴ (۴۱/۳۲)	X^2=۰/۰۲ ،df=۲ ،p=۰/۹۹
	متأهل (٪)	۱۳۴ (۴۴/۷۱)	۱۳۳ (۴۴/۲۲)	
	جدا شده (٪)	۴۲ (۰/۱۴)	۴۳ (۱۴/۳۵)	
سابقه پزشکی	بله (٪)	۱۴۱ (۰/۴۷)	۱۵۰ (۰/۵۰)	X^2=۱/۶۰ ،df=۲ ،p=۰/۴۵
	خیر (٪)	۱۵۹ (۰/۵۳)	۱۵۰ (۰/۵۰)	
سن	(میانگین ± SD)	(۵/۳۸ ± ۳۱/۶۰)	۲۰ (۶/۰۱ ± ۳۰/۹۷)	t=۳/۳۳ ،df =۵۹۸ ،p=۰/۱۷
	حداقل و (حداکثر)	۲۱ (۴۸)	(۴۸)	
تحصیلات	سیکل (٪)	۸۱ (۰/۲۷)	۸۰ (۲۶/۷۱)	X^2=۰/۳۰ ،df=۴ ،p=۰/۹۹
	دیپلم	۱۱۴ (۰/۳۸)	۱۱۶ (۳۸)	
	فوق‌دیپلم	۵۵ (۱۸/۳۲)	۵۵ (۳۸/۳۹)	
	لیسانس	۳۹ (۰/۱۳)	۳۸ (۱۲/۷۴)	
	فوق‌لیسانس و بالاتر	۱۱ (۳/۷۲)	۱۱ (۳/۷۸)	
مدت مصرف	۱ تا ۵ (٪)	۱۰۷ (۳۵/۷۴)	۱۰۷ (۳۵/۷۲)	X^2=۱/۱۸ ،df=۴ ،p=۰/۸۸
	۶ تا ۱۰ (٪)	۱۲۷ (۴۲/۳۳)	۱۲۸ (۴۲/۷۴)	
	۱۰ تا ۱۵ (٪)	۴۹(۱۶/۳۲)	۵۱ (۰/۱۷)	
	۱۶ سال و بالاتر (٪)	۱۷ (۵/۶۶)	۱۴ (۴/۷۲)	

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، بین میانگین نمرات تحمل درد ذهنی در افراد مصرف‌کننده مواد و افراد با بهبودی پایدار از آن تفاوت معناداری وجود داشت (p <۰/۰۰۱). همچنین، بین دو گروه در سایر متغیرهای جمعیت‌شناختی از جمله وضعیت تأهل، سابقه پزشکی، سن، سطح تحصیلات، مدت زمان مصرف (برای مصرف‌کنندگان مواد در زمان حال) و برای افراد بهبودیافته (درگذشته) و وضعیت اجتماعی اقتصادی – اجتماعی تفاوت معناداری وجود نداشت (p> ۰/۰۵).

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

جدول ۲: یافته‌های توصیفی، کجی و کشیدگی، ضریب همبستگی و آلفا در صورت حذف هر گویه‌ها

گروه	گویه‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	همبستگی	آلفا در صورت حذف	گویه‌ها	عامل اوّل	عامل دوم	یگانگی
مصرف کنندگان مواد	۱	۲/۶۰	۰/۶۸	−۲	۲/۰۵	۰/۶۶	۰/۹۱	۳	۰/۹۰		۰/۱۷
	۲	۲/۵۶	۰/۶۵	−۱/۱۷	۰/۱۹	۰/۷۴	۰/۹۰	۷	۰/۸۹		۰/۲۱
	۳	۲/۵۰	۰/۷۲	−۱/۵۶	۲/۶۷	۰/۶۷	۰/۹۱	۲	۰/۸۵		۰/۲۸
	۴	۳/۲۱	۰/۸۴	−۰/۷۱	−۰/۲۸	۰/۶۶	۰/۹۱	۵	۰/۸۴		۰/۲۹
	۵	۳/۵۶	۰/۶۱	−۱/۱۴	۰/۵۹	۰/۷۹	۰/۹۰	۱۰	۰/۷۷		۰/۳۹
	۶	۳/۴۴	۰/۷۳	−۱/۰۳	۰/۱۱	۰/۵۸	۰/۹۱	۴		۰/۸۵	۰/۲۳
	۷	۲/۵۷	۰/۷۲	−۱/۶۰	۲/۴۳	۰/۷۱	۰/۹۰	۱		۰/۸۲	۰/۲۸
	۸	۲/۷۴	۰/۵۲	−۱/۹۴	۲/۸۹	۰/۶۸	۰/۹۱	۶		۰/۸۰	۰/۲۶
	۹	۲/۴۳	۰/۷۳	−۱/۲۶	۱/۶۰	۰/۵۹	۰/۹۱	۹		۰/۷۸	۰/۲۸
	۱۰	۳/۶۳	۰/۶۵	−۱/۸۷	۳/۴۴	۰/۷۳	۰/۹۰	۸		۰/۷۵	۰/۳۹
	کل	۲۹/۲۴	۶/۵۸	−۱/۳۱	۱/۴۶	−	۰/۹۲	−	−	−	
با بهبودی پایدار	۱	۳/۶۹	۱/۱۹	−۰/۷۲	−۰/۳۰	۰/۷۳	۰/۹۳	۳	۰/۹۲		۰/۱۶
	۲	۳/۸۸	۱/۱۶	−۰/۹۰	−۰/۰۲	۰/۷۷	۰/۹۳	۵	۰/۹۰		۰/۲۰
	۳	۴/۰۲	۱/۱۲	−۱/۱۷	۰/۵۰	۰/۷۹	۰/۹۳	۱۰	۰/۸۵		۰/۲۷
	۴	۳/۷۹	۱/۱۷	−۰/۰۶۸	−۰/۴۷	۰/۸۰	۰/۹۳	۲	۰/۸۳		۰/۳۰
	۵	۴/۰۴	۱/۱۲	−۱/۰۶	۰/۳۴	۰/۷۷	۰/۹۳	۷	۰/۷۵		۰/۴۲
	۶	۳/۸۰	۱/۱۸	−۰/۷۵	−۰/۳۶	۰/۸۱	۰/۹۳	۴		۰/۸۹	۰/۲۱
	۷	۳/۹۲	۱/۲۲	−۰/۹۴	−۰/۱۶	۰/۷۱	۰/۹۳	۶		۰/۸۶	۰/۲۴
	۸	۳/۵۹	۱/۲۱	−۰/۵۷	−۰/۵۳	۰/۷۰	۰/۹۳	۹		۰/۸۴	۰/۲۷
	۹	۳/۶۵	۱/۹۶	−۰/۶۵	−۰/۴۰	۰/۶۷	۰/۹۳	۸		۰/۸۴	۰/۳۰
	۱۰	۴/۰۹	۱/۱۰	−۱/۱۵	−۰/۵۶	۰/۷۸	۰/۹۳	۱		۰/۷۶	۰/۴۲
	کل	۳۸/۵۸	۹/۴۵	−۰/۸۸	۰/۳۶	−	۰/۹۴	−	−	−	−

نتایج جدول ۲ نشان داد که میانگین (و انحراف استاندارد) گویه‌های پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی بالاتر از نقطه میانه نظری مقیاس یعنی ۲/۵ بود. قابلیت همسانی و پایایی درونی که با ضریب آلفای کرونباخ بررسی شد برای هر یک از گویه‌ها و کل مقیاس بیشتر از

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

۰/۹۰ بود که نشـــان‌دهنده همســـانی درونی مطلوب اســـت. با در نظر گرفتن همســـانی و همبستگی بالاتر از ۵۰ هیچ‌کدام از گویه‌ها حذف نشدند. نتایج حاصل از فرض نرمال بودن داده‌ها حاکی از آن بود که دامنه کجی و کشیدگی سؤالات ۲- و ۲+ بود، که نشان‌دهنده رعایت شـــدن فرض نرمال بودن بود. همبســـتگی بین نمره هر گویه با نمره کل بیشـــتر یا مساوی ۰/۵۰ بود و اگر گویه‌ای حذف می‌شد آلفای کرونباخ افزایش نمی‌یافت.

همان طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که در هر دو گروه مصـــرف‌کنندگان مواد افیونی و افراد با بهبودی پایدار از مصـــرف مواد تمامی بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴۰ بودند. این امر بیانگر آن است که تمامی گویه‌ها ارتباط معنادار و کافی با عامل‌های استخراج‌شده داشتند و هر دو گروه الگوی عاملی یکپارچه و قابل اعتمادی را نشان می‌دهند. مقدارهای یگانگی[1] برای همه گویه‌ها نسبتا پایین و در بازه ۰/۱۶ تا ۰/۴۲ قرار داشتند که نشان می‌دهد بخش عمده واریانس هر گویه توسط عامل‌های استخراج‌شده تبیین می‌شود و مدل از برازش مناسبی برخوردار است. همچنین، مشاهده شد که هر گویه به طور عمده بر یک عامل بارگذاری شـــده و بار متقاطع قابل توجهی وجود نداشـــت. این موضـــوع بیانگر ســـاختار عاملی ســـاده، تفکیک مناســـب ابعاد و روایی ســـازه مطلوب ابزار اســـت. در مجموع، نتایج حاکی از یک ســـاختار دو عاملی برای مقیاس مورد بررسی بود.

جدول ۳: آزمون کایزر - میر - اولکین و آزمون بارتلت

گروه	کایزر - میر - اولکین	خی دو	درجه آزادی	معناداری
با بهبودی پایدار از مصرف مواد	۰/۹۳	۲۲۱۸/۳۶	۴۵	<۰/۰۰۱*
مصرف‌کننده مواد	۰/۹۰	۵۱۴۸/۷۹	۴۵	<۰/۰۰۱*

* $p < ۰/۰۰۱$.

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود مقدار آزمون کایزر - میر - اولکین در افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی برای کل مقیاس بزرگ‌تر از ۰/۹۳ و آزمون بارتلت ($p<۰/۰۰۱$، $\chi^2 = ۲۲۱۸/۳۶$ آزمون بارتلت) معنادار بود. مقدار آزمون کایزر - میر - اولکین

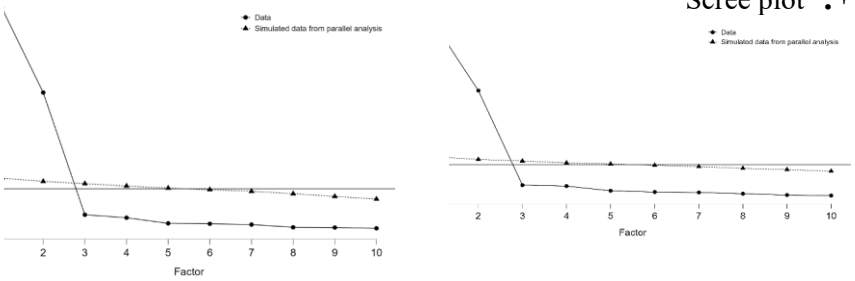
1. uniqueness

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

در افراد مصرف‌کننده مواد برای کل مقیاس بزرگ‌تر از ۰/۹۰ و آزمون بارتلت (p<۰/۰۰۱، ۵۱۴۸/۷۹= χ^2 آزمون بارتلت) معنادار بود. نتایج حاصل از تحلیل عوامل اکتشافی نشان داد که در افراد مصرف‌کننده مواد دو عامل مدیریت درد و تحمل درد با ارزش ویژه به ترتیب ۱/۲۱ و ۱/۱۵ توانستند ۶۳/۳۴ درصد از واریانس کل مقیاس تحمل درد ذهنی را تبیین کردند. همچنین، در افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی دو عامل مدیریت درد و تحمل درد با ارزش ویژه به ترتیب ۴/۵۰ و ۲/۷۰ توانستند ۶۶/۹۳ درصد از واریانس کل مقیاس تحمل درد ذهنی را تبیین کردند. اکثر بارهای عاملی استاندارد در هر دو گروه بزرگ‌تر از ۰/۴ بودند که همبستگی قوی بین گویه‌ها را نشان می‌دهد. دو عامل استخراج شده از تحلیل عاملی اکتشافی با ساختار دو عاملی نسخه اصلی پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی همسو است. همان‌طور که در نمودار اسکری کتل (نمودار ۱) نیز مشاهده می‌شود در هر دو گروه وجود دو عامل استخراج شده کاملا مشهود است و وجود این دو عامل را تایید می‌کند. در کل، بر اساس نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و اسکری کتل، استخراج دو عامل برای تبیین واریانس داده‌ها مناسب بود و مدل از ساختار دوبعدی مشخص و قابل‌تفسیر برخوردار است.

۱. Scree plot



با بهبودی پایدار از مصرف مواد مصرف‌کننده مواد

نمودار ۱: نمودار اسکری مربوط به تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس تحمل درد ذهنی بر حسب گروه

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

جدول ٤: شاخص‌های برازش مدل مقیاس تحمل درد ذهنی در گروه‌های مورد بررسی

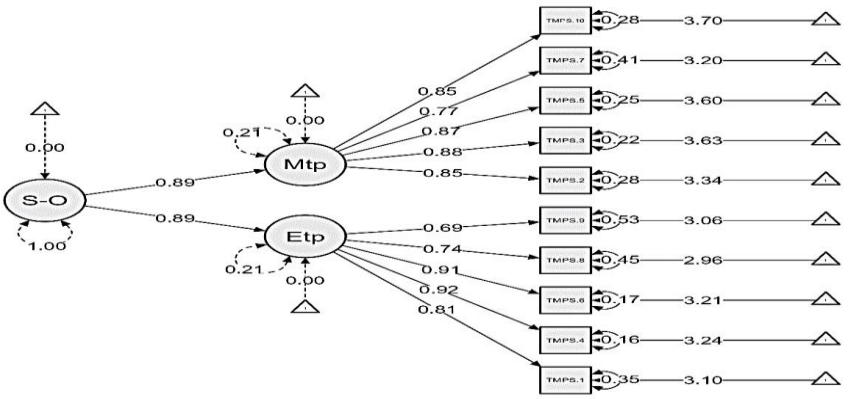
گروه	شاخص	کای اسکوئر	کای اسکوئر بر درجه آزادی	معناداری	شاخص برازش تطبیقی	شاخص نیکویی برازش	شاخص توکر - لوئیس	ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب
بهبودی	تک عاملی	۱۳۳/۵۴	۳/۸۱	۰/۰۰۱	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۹۴	۰/۰۸
پایدار از	دو عاملی	۱۱۱/۷۳	۲/۲۸	۰/۰۰۱	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۰۸
مصرف مواد	دو عاملی مرتبه دوم	۶۳/۴۳	۱/۷۶	۰/۰۰۱	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۰۵
	تک عاملی	۳۴۳/۳۹	۱۰/۷۳۱	۰/۰۰۱	۰/۹۴	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۱۲
مصرف‌کنند	دو عاملی	۱۰۸/۷۵	۳/۲۹	۰/۰۰۱	۰/۹۷	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۰۶
ه مواد	دو عاملی مرتبه دوم	۱۳۱/۲۸	۳/۸۶	۰/۰۰۱	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۷	۰/۰۶
	سطح قابل‌قبول	-	≤۳		<۰/۹۰	<۰/۹۰	<۰/۹۰	<۰/۰۸

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، تحلیل عاملی تأییدی چند گروهی بر روی دو نمونه از افراد مصرف‌کننده مواد و افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی انجام شد. شاخص‌های برازش مدل در تحلیل عاملی مرتبه دوم برای افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی و برای افراد مصرف‌کننده مواد از برازش مطلوب برخوردار بود. به منظور بررسی معادل بودن ساختار ابزار در دو گروه مصرف‌کنندگان مواد و افراد با بهبودی پایدار تحلیل ناوردایی اندازه‌گیری در سه سطح انجام شد. نتایج مدل ناوردایی صوری[1] (پیکربندی) نشان داد که ساختار عاملی پایه در هر دو گروه یکسان است. در مرحله بعد، ناوردایی سنجه‌ای[2] (متریک) مورد تأیید قرار گرفت که نشان‌دهنده برابری بارهای عاملی در دو گروه است. در نهایت، با بررسی ناوردایی اسکالر[3] (نرده‌ای) و مشاهده شاخص‌های برازش مطلوب برابری عرض از مبدأ گویه‌ها نیز تأیید شد. ثبات و تغییرات بسیار اندک در شاخص‌های برازش تطبیقی در سطوح مختلف ناوردایی گویای آن است که این مقیاس در هر دو گروه مصرف‌کننده و بهبودیافته سازه واحدی را با ساختار و دقت مشابهی اندازه‌گیری می‌کند و امکان مقایسه گروه‌ها فراهم است.

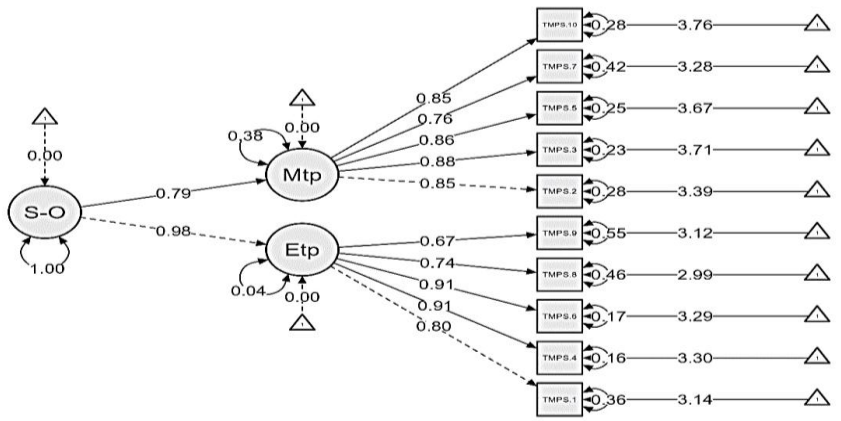
1. configural
2. metric
3. scalar

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]



نمودار ۱: مدل تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم تحمل درد ذهنی در با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی



نمودار ۲: مدل تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم تحمل درد ذهنی در مصرف‌کنندگان مواد

نکته: در هر دو شکل Mtp مدیریت درد و Etpتحمل درد است.

با توجه به نمودارهای ۱ و ۲، در هر دو گروه افراد، بارهای عاملی استانداردشده گویه‌ها بر روی عامل‌های مربوطه همگی معنادار و بالاتر از حد قابل قبول (λ>۵۰) بودند که نشان‌دهنده سهم مناسب هر گویه در تبیین سازه نهفته است. بنابراین، هیچ شاخص اصلاحی در مقیاس انجام نشد که حاکی از هر نوع بارگذاری عرضی باشد و بنابراین هر گویه شاخص منحصر به فردی از متغیر مکنون مورد نظر تلقی می‌شد (پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی).

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

جدول ۵: روایی همگرا، واگرا و پایایی مقیاس تحمل درد ذهنی

گروه	متغیر	پایایی ترکیبی	میانگین واریانس استخراج شده	آلفا	اومگا	معیار روایی یگانه – دوگانه
با بهبودی پایدار از	مدیریت درد ذهنی	۰/۸۲	۰/۷۱	۰/۸۰	۰/۸۰	–
مصرف مواد (۳۰۰	تحمل درد ذهنی	۰/۹۱	۰/۶۷	۰/۹۰	۰/۹۱	۰/۷۴
(n =	کل	۰/۹۲	۰/۶۹	۰/۹۲	۰/۹۱	–
مصرف‌کننده مواد	مدیریت درد ذهنی	۰/۹۲	۰/۷۰	۰/۹۲	۰/۹۲	–
(n = ۳۰۰)	تحمل درد ذهنی	۰/۹۳	۰/۶۵	۰/۹۲	۰/۹۳	۰/۷۹
	کل	۰/۹۶	۰/۶۸	۰/۸۷	۰/۸۵	–

همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، روایی همگرا و واگرا با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج‌شده[1] در چارچوب تحلیل عاملی تأییدی بر روی نمونه ۶۰۰ نفری (۳۰۰ نفر در هر گروه) بررسی شد. نتایج نشان داد که مقدار شاخص میانگین واریانس استخراج شده برای مقیاس تحمل درد ذهنی در گروه افراد با بهبودی پایدار ۰/۶۹ و در گروه مصرف‌کنندگان مواد ۰/۶۸ بود. این مقادیر که بالاتر از ملاک ۰/۵۰ هستند و حاکی از روایی همگرای مطلوب این مقیاس در هر دو گروه است. همچنین، پایایی ترکیبی برای افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد ۰/۹۲ و برای مصرف‌کننده مواد ۰/۹۶ بود. هیر[2] و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرده‌اند که مقادیر پایایی ترکیبی[3] برابر یا بیشتر از ۰/۷ نشان‌دهنده پایایی خوب است. با توجه به اینکه پایایی ترکیبی بزرگتر از ۰/۷۰، میانگین واریانس استخراج شده کمتر از پایایی ترکیبی و میانگین واریانس استخراج شده بزرگتر از ۰/۵۰ بود، همگرای مقیاس تحمل درد ذهنی در هر دو گروه مطلوب است (فورنل و لاگر[4]، ۱۹۸۱). مطابق با دیدگاه یو[5] و همکاران (۲۰۲۲)، چون مقدار میانگین واریانس استخراج شده در محدوده ۰/۴۵ تا ۰/۷۲ قرار داشت که از آستانه ۰/۵ فراتر رفته و از روایی همگرای سازه‌های نهفته آن‌ها پشتیبانی می‌کند. همچنین، بر اساس دیدگاه کرده و هارمز[6] (۲۰۱۵)، در تحلیل عاملی مرتبه دوم میانگین واریانس استخراج شده برابر با ۰/۴۵

1. average variance extracted (AVE)
2. Hair
3. composite reliability (CR)
4. Fornell & Larcker
5. Yu
6. Credé & Harms

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

نیز قابل قبول تلقی می‌شود (چئونگ[1] و همکاران، ۲۰۲۴). روایی واگرا به روش هنسلر[2] و همکاران (۲۰۱۵) محاسبه شد. شاخص روایی یگانه - دوگانه[3] به عنوان مقدار میانگین همبستگی‌های شاخص‌ها در بین سازه‌ها نسبت به میانگین (هندسی) متوسط همبستگی برای شاخص‌های اندازه‌گیری یک سازه یکسان تعریف شده است. مقدار شاخص روایی یگانه - دوگانه باید از ۰/۹۰ کمتر باشد تا بتوان ادعا کرد یک سازه از روایی واگرایی لازم برخوردار است. به علاوه، بر اساس نسبت روایی یگانه – دوگانه، مقدار همبستگی هر متغیر با سایر متغیرهای مکنون کمتر از مقدار آستانه ۰/۹۰ بود که نشان‌دهنده روایی واگرایی این سازه است.

جدول ٦: میانگین، انحراف استاندارد و ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش در افراد با بهبود پایدار از مصرف مواد (n = ۳۰۰)

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱- اضطراب	۶/۲۴	۴/۹۴	–					
۲- افسردگی	۷/۷۲	۳/۹۱	۰/۴۸*	–				
۳- ناامیدی	۴/۰۱	۵/۱۳	۰/۶۵*	۰/۵۴*	–			
۴- درد ذهنی	۱۶/۳۹	۹/۱۴	۰/۶۱*	۰/۵۶*	۰/۷۶*	–		
۵- تحمل درد ذهنی	۳۹/۲۴	۷/۹۲	-۰/۳۶*	-۰/۵۱*	-۰/۵۰*	-۰/۴۷*	–	
۶- انگیزش درمان	۶۰/۱۵	۱۱/۸۵	-۰/۴۳*	-۰/۵۸*	-۰/۵۲*	-۰/۵۱*	۰/۷۳*	–

* $p < ۰/۰۱$.

نتایج جدول ۶ نشان داد که متغیر تحمل درد ذهنی با تمامی مؤلفه‌های پریشانی روان‌شناختی (شامل اضطراب، افسردگی، ناامیدی و درد ذهنی) رابطه منفی و معناداری داشت ($p<۰/۰۱$). همچنین، وجود رابطه مثبت و معنادار میان تحمل درد ذهنی و انگیزش برای درمان در کنار رابطه معکوس انگیزش با متغیرهای پریشانی نشان‌دهنده نقش کلیدی و مثبت سازه تحمل درد در فرایند بهبودی و تداوم درمان است. این الگوی همبستگی‌ها در مجموع، روایی همزمان و سازه مقیاس مورد مطالعه را در جامعه افراد با بهبودی پایدار تأیید می‌کند.

1. Cheung
2. Henseler
3. heterotrait-monotrait ratio (HTMT)

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

جدول ۷: نتایج روایی افتراقی مقیاس تحمل درد ذهنی بر اساس تحلیل ممیز در دو گروه مصرف‌کنندگان مواد و افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی

	گروه	مصرف‌کننده مواد	با بهبودی پایدار از مصرف مواد	کل
عضویت	مصرف‌کننده مواد	۲۸۸	۱۲	۳۰۰
گروهی	با بهبودی پایدار از مصرف مواد	۲۴	۲۷۶	۳۰۰
مقدار ٪	مصرف‌کننده مواد	۰/۹۶	۰/۴۰	۱۰۰
	با بهبودی پایدار از مصرف مواد	۰/۸۰	۰/۹۲	۱۰۰

درصد طبقه‌بندی صحیح ۹۴٪

به منظور بررسی روایی افتراقی (تمایزی) مقیاس، از روش تحلیل ممیز بر روی نمونه مطالعه دوم (شامل ۳۰۰ نفر مصرف‌کننده مواد افیونی و ۳۰۰ نفر با بهبودی پایدار) استفاده شد. مقدار لامبدای ویلکز برابر با ۰/۳۸ بدست آمد (مقدار ویژه = ۱/۹۶، X^2=۶۴۸/۱۹، p<۰/۰۵، همبستگی کانونی ۰/۸۱). نتایج جدول ۷ نشان داد که از میان ۳۰۰ بیمار در گروه مصرف‌کننده مواد ۲۸۸ نفر (۹۶ درصد) و از میان ۳۰۰ فرد با بهبودی پایدار از مصرف مواد ۱۷۶ نفر (۹۲ درصد) بر اساس نمرات مقیاس تحمل درد ذهنی به درستی طبقه‌بندی شدند. به طور کلی، درصد کل طبقه‌بندی صحیح ۹۴ درصد بود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که نمرات مقیاس تحمل درد ذهنی قادر است بین گروه مصرف‌کننده مواد و با بهبودی پایدار از مصرف مواد تمایزگذاری موفقی ایجاد نماید.

جدول ۸: نتایج تحلیل رگرسیون سلسله‌مراتبی برای پیش‌بینی انگیزش برای درمان و آمادگی برای تغییر بر اساس متغیرهای پژوهش در افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی

گام ۵	ضرایب غیراستاندارد	خطای استاندارد	ضرایب استاندارد	t	ضریب تبیین	معناداری
مدیریت درد	۰/۹۱	۰/۱۳	۰/۳۹	۶/۷۸		<۰/۰۰۱**
افسردگی	−۰/۸۱	۰/۰۸	−۰/۲۷	−۱۰/۳۶		<۰/۰۰۱**
ناامیدی	−۰/۴۱	۰/۰۷	−۰/۱۷	−۶/۰۵	۰/۷۳	<۰/۰۰۱**
نمره کل تحمل درد ذهنی	۰/۲۸	۰/۰۷	۰/۲۲	۳/۸۸		<۰/۰۰۱**
اضطراب	−۰/۱۵	۰/۰۷	−۰/۰۷	−۲/۳۵		<۰/۰۵*

* p < ۰/۰۵. ** p < ۰/۰۰۱.

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

نتایج جدول ۸ نشان داد که نمره کل تحمل درد ذهنی نیز سهم مثبت و قابل‌توجهی در پیش‌بینی متغیر وابسته داشت (p<۰/۰۰۱) و این نقش فراتر از نقش پیش‌بینی کنندگی دیگر متغیرها بود. به طور کلی، الگوی بدست‌آمده نشان‌دهنده اهمیت نقش تحمل درد ذهنی در پیش‌بینی پیامد مورد مطالعه است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و انطباق فرهنگی نسخه فارسی مقیاس تحمل درد ذهنی در میان افراد مبتلا به اختلالات مصرف مواد و افراد در بهبودی پایدار از آن بود. نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی دو عامل مدیریت درد و تحمل درد را همخوان با مطالعه میرویک و وایس (۲۰۱۹)، دمیرگول و همکاران (۲۰۱۹)، لندی و همکاران (۲۰۲۰) و چوی و همکاران (۲۰۲۱) در هر دو گروه مصرف‌کننده و بهبودیافته از مواد افیونی تأیید کرد.

اول اینکه، در این مطالعه تحلیل عاملی تأییدی دو گروهی بر روی مصرف‌کنندگان مواد و افراد بهبود یافته از مصرف مواد افیونی انجام شد که بارهای عاملی مرتبه دوم در هر کدام از مطالعات کمتر از ۰/۵۰ نبود که نشان‌دهنده روایی سازه مطلوب این مقیاس بود. در اکثر این مطالعات یک ساختار دو عاملی برای پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی به دست آوردند و این عوامل را به عنوان مدیریت درد و تحمل درد و نام‌گذاری کردند. تفاوت اصلی بین این دو عامل، فعال یا غیرفعال بودن راهبردهای مقابله‌ای است. در این مطالعه، مدل دو عاملی در هر دو گروه از برازش بسیار خوبی برخوردار بود. پس از ارزیابی همبستگی بسیار قوی بین ابعاد مقیاس، ساختار تک عاملی ارزیابی شد و این ساختار در افراد بهبودیافته از مصرف مواد از همبستگی بسیار قوی و برازش مطلوبی برخوردار بود. همچنین، با وجود برازش مطلوب شاخص‌های تحلیل عاملی تأییدی که همگی بالاتر از ۰/۹۰ بودند و شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تقریب در ساختار تک عاملی در مصرف‌کنندگان مواد معنی‌دار نبود. اما ساختار دو عاملی و دوعاملی مرتبه دوم در هر دو گروه از برازش مطلوبی برخوردار بودند. به هر حال، تفاوت‌هایی در نمونه های مورد بررسی وجود دارد.

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مطالعه میرویک و همکاران (۲۰۱۹) بر روی یک نمونه از بزرگسالان آمریکایی انجام شد و مطالعه دمیرگول و همکاران (۲۰۱۹) بر روی نمونه‌هایی با آسیب‌شناسی روانی انجام شد و پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی در افراد با سابقه ایده‌پردازی خودکشی با شدت درد روانی رابطه منفی داشت (میرویک و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین، در مطالعه دمیرگول و همکاران (۲۰۱۹) بر روی ۱۲۱ نفر با تشخیص افسردگی و ۶۲ نفر با سابقه اقدام به خودکشی و ۱۰۵ نفر از افراد سالم کلینیک‌های سرپایی انجام شد و سایر مطالعات مبنی بر اینکه تحمل درد ذهنی با کاهش شدت افسردگی و ایده‌پردازی خودکشی همراه بود (لندی و همکاران، ۲۰۲۱). به علاوه، این مطالعات بر روی افراد با آسیب‌شناسی روانی متمرکز بوده‌اند و به طور معمول چهار گروه از افراد با آسیب‌شناسی روانی بیشترین آمار خودکشی را دارند، بیماران با افسردگی (اورسولینی[1] و همکاران، ۲۰۲۰)، مصرف مواد و الکل (ریزک[2] و همکاران، ۲۰۲۱)، بیماران اختلال طیف اسکیزوفرنی (مسرور[3] و همکاران، ۲۰۱۹) و افراد مبتلا به اختلال شخصیت مرزی (ترول[4] و همکاران، ۲۰۱۸). این مطالعه هم بر روی یک گروه با آسیب‌شناسی متمرکز بود و این نتایج همخوانی لازم را با مطالعات قبلی داشت، اما مطالعات آن‌ها فقط بر روی یک گروه متمرکز بوده‌اند.

به هر حال، در این مطالعه می‌توان نتیجه‌گیری کرد که شرکت‌کنندگان در مطالعه (افراد مصرف‌کننده مواد افیونی و با بهبودی پایدار از آن) به هر دو روش فعال و غیرفعال برای مقابله با دردهای روانی روی آوردند. گروه مصرف‌کننده مواد برای تحمل درد ذهنی با مصرف بیشتر به دنبال تسکین موقت درد ذهنی بودند و افراد بهبودیافته از مصرف مواد با استفاده از مدیریت درد به صورت فعالانه توانسته بودند درد ذهنی ناشی از عدم مصرف مواد را تحمل کنند. بنابراین، این نتایج به احتمال زیاد نشان می‌دهد که تحمل درد ذهنی سازه‌ای متفاوت با مدیریت درد ذهنی است. تحمل درد ذهنی در دوران تحمل، پرهیز و ترک مواد بیشتر نمود دارد، درحالی‌که مدیریت درد ذهنی بعد از ترک و در طول سال‌های پس از پاک شدن از مواد بیشتر می‌تواند بر پرهیز از مواد و عود مجدد تأثیرگذار

1. Orsolini
2. Rizk
3. Masroor
4. Trull

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

باشـد، به این دلیل که توانایی تحمل آن آزاردهنده اسـت. علاوه بر داشـتن منابع درونی و راهبردهای اسـتفاده از راهبردهای مقابله‌ای نیاز به حمایت بیرونی دارد که در اوایل دوران ترک و پرهیز از مواد این حمایت توسط اطرافیان انجام می‌شود، اما مدیریت درد به‌احتمال زیاد فقط با استفاده از مهارت‌ها و راهبردهای مقابله‌ای درونی اتفاق می‌افتد درست زمانی که اطرافیان فکر می‌کنند که احتمال بازگشـت و مصـرف مجدد مواد کم اسـت. به همین خاطر شـاید احتمال عود و مصـرف مجدد مواد در طول ۶ ماه تا ۱ سـال اول وجود دارد درست زمانی که فرد نیاز به مهارت‌های روان‌شناختی برای مدیریت درد را دارد اما، چون آموزش لازم را در این حوزه ندیده اسـت به محض تجربه رویدادهای ناخوشـایند، و آزاردهنده برای تنظیم مجدد خلق و رهایی از وضـعیت هیجانی منفی رو به مصـرف مجدد مواد می‌آورند. به همین خاطر، بر خلاف مطالعه میرویک و همکاران (۲۰۱۹) و همخوانی با مطالعه دمیرگول (۲۰۱۹) همبستگی خوب و بالایی بین این دو خرده مقیاس وجود دارد. به این خاطر انجام این مطالعه این آگاهی را می‌دهد که در ابتدای ترک و بهبودی از مواد آن چیزی که مهم اسـت آمادگی و توانایی تحمل درد ذهنی اسـت و آن چیزی که در تداوم و نگهداری از عود و مصرف مواد نقش محافظتی دارد مدیریت درد ذهنی است.

دوم، روایی همزمان حاکی از این بود که بین اضـطراب، افسـردگی، ناامیدی و درد ذهنی بـا تحمـل درد ذهنی و مقیـاس آمـادگی تغییر و انگیزش بـه درمـان رابطـه منفی و معناداری وجود داشـت. این نتایج با مطالعه بکر و همکاران (۲۰۱۹) که در آن رابطه منفی بین تحمل درد ذهنی و شدت درد روانی، سطح استرس ادراک شده، افسردگی، ناامیدی و افکار و اقدام به خودکشی را در گروه نوجوانان نشان دادند همخوانی دارد. همچنین، نتایج ما با یافته‌های مطالعه دمیرگول که همبسـتگی‌های قوی، معنادار و منفی بین نمره کل پرسـش‌نامه تحمل درد ذهنی و نمرات کل درد روانی، افسـردگی، ناامیدی و افکار خودکشـی بدسـت آمد همخوانی دارد. بکر و همکاران (۲۰۱۹) نشـان دادند که بین تحمل درد ذهنی و تنظیم هیجانی و راهبردهای مقابله‌ای رابطه وجود دارد. با توجه به این نتایج، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که اعتبار همزمان پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی مورد تایید است و زمانی که تحمل درد ذهنی کاهش می‌یابد میزان ناامیدی، علائم افسـردگی و درد ذهنی

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

افزایش و متعاقبا انگیزش به درمان و تداوم آن کاهش می‌یابد. در تبیین این نتایج می‌توان فرض کرد که زمانی که افراد تصـــمیم به ترک مواد می‌گیرند و وارد مرحله آمادگی و اقدام می‌شـــوند در زمان آمادگی فرد خود را برای هر ســـناریویی آماده می‌کند و عزم فرد برای تحمل درد با وجود کوتاه بودن این مرحله به واسـطه اعتقادش به این که در نهایت از پس مواد بر خواهد آمد، اقدام به ترک می‌کند، و این درد جسـمی و روان‌شناختی ناشی از ترک مواد در نهایت از بین خواهد رفت انگیزش او برای تغییر تقویت می‌شـــود و این نشان‌دهنده توانایی تحمل بالاتر برای درد روانی است. زمانی که سبک زندگی فرد بدون مواد شـد، خزانه رفتاری جایگزین جدید ایجاد شـد، و بازخوردهای درونی و بیرونی برای ماندن در این وضـــعیت افزایش یابد فرد به این فکر می‌کند چطور این وضـــعیت (زندگی بدون مواد را حفظ کند). بنابراین، با گذشـــت بیش از ۱ ســـال از ترک مواد تعهد کامل به عادت و تغییر جدید و اطمینان از اینکه فرد هرگز به حالت پیشـــین باز نمی‌گردد افزایش می‌یابد. در نتیجه، آن چیزی که رســـیدن به مرحله نگهداری و خاتمه را تقویت می‌کند توانایی فرد در مدیریت درد ذهنی اســـت. به این دلیل ما هر روز در معرض محرک‌های آزاردهنده، وسوسه‌انگیز و استرس‌زای قرار می‌گیریم که می‌تواند مقاومت فرد را بشکند و زمینه را برای بازگشت و مصرف مجدد مواد فراهم سازد.

سـوم، پرسـش‌نامه تحمل درد ذهنی از روایی واگرا و همگرای مطلوبی در هر دو گروه برخوردار بود. به عبارتی پایایی ترکیبی برای هر کدام از خرده مقیاس‌ها و نمره کل کمتر از ۰/۷۰ نبود و میانگین واریانس اســـتخراج شـــده در مدل مرتبه دوم تحلیل عاملی تأییدی کمتر از ۰/۴۵ نبود به همین خاطر پرســـش‌نامه تحمل درد ذهنی از روایی واگرا و همگرا مطلوبی برخوردار بود. توانایی تحمل درد ذهنی به عنوان یک راهبرد تنظیم هیجانی و نوعی تاب‌آوری است. به عبارت دیگر، آن چیزی که در مصرف مواد نمود بیشتری دارد این اســـت که مصـــرف مواد یک نوع راهبرد تنظیم هیجانی منفی در جهت کاهش هیجان‌های منفی از جمله شـــرم، خشـــم، غم، تنفر، احســـاس گناه، نشـــخوار فکری، خود مقصـــرســـازی، خصـــومت و ... اســـت که در کوتاه‌مدت باعث تنظیم خلق می‌شـــود، اما در بلندمدت زمینه را برای یک‌چرخه از هیجان‌های منفی ---> مصـــرف مواد ---> تســـکین

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

موقت ---> تجربه هیجان منفی و مصرف مجدد برای رهایی از این وضعیت ذهنی پریشان کننده فراهم می‌سازد. به هر حال، زمانی که فرد توانایی مدیریت تنظیم هیجانی را داشته باشد و یا از تاب‌آوری به عنوان یک مهارت برای مدیریت چالش‌های زندگی و تبدیل آن به فرصت استفاده کند می‌تواند از پس هر گونه رویداد استرس‌زای منفی بر بیاید.

چهارم، نتایج روایی افتراقی نشان داد که پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی ۰/۹۴ از واریانس تفاوت بین دو گروه مصرف‌کننده مواد و افراد بهبودیافته از مواد را تبیین می‌کند. این نتایج نشان‌دهنده روایی افتراقی مطلوب این مقیاس است. میرویک و همکاران (۲۰۱۹) به ارزیابی جمعیت آمریکایی و کاربران فیس‌بوک پرداختند و دریافتند که افرادی که سابقه اقدام به خودکشی دارند نمرات کمتری در هر دو بعد مقیاس نسبت به افرادی که سابقه اقدام به خودکشی نداشتند کسب کردند. همچنین، آن‌ها به بررسی شرکت‌کنندگان مبتلا به اختلالات روانی و کسانی که مبتلا نبودند پرداختند و شرکت‌کنندگان اطلاعاتی در مورد اختلالات خود ارائه ندادند. دمیرگول و همکاران (۲۰۱۹) بیماران افسرده‌ای را که در یک بیمارستان دانشگاهی بستری شده بودند را با گروه کنترل سالم ارزیابی و مقایسه کردند. در این مطالعه تحلیل تمایز نشان داد که این مقیاس به طور موفقیت‌آمیزی بین کسانی که اقدام به خودکشی کرده بودند و کسانی که سابقه اقدام به خودکشی نداشتند و همچنین بین گروه بیمار و گروه کنترل تمایز قائل شد. همچنین، این مطالعه نشان داد که پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی برای بیماران مبتلا به افسردگی و گروه کنترل معنای یکسانی دارد. در واقع، مطالعه دمیرگول و همکاران (۲۰۱۹) نشان داد که پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی می‌تواند در مطالعاتی با جمعیت سالم و بیماران افسرده استفاده شود. میرویک و همکاران (۲۰۱۹) نمرات کل پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی را با توجه به جنسیت مقایسه کردند و تفاوت معناداری گزارش نکردند. در مطالعه دمیرگول و همکاران (۲۰۱۹) هیچ تفاوتی بین جنسیت‌ها در گروه افسردگی شناسایی نشد، درحالی‌که مردان امتیازهای بالاتری بر روی پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی در مقایسه با گروه کنترل بدست آوردند. در مطالعه ما به‌خاطر عدم دسترسی به زنان مصرف‌کننده مواد اپیوئیدی امکان این مقایسه بر حسب جنسیت فراهم نبود، اما بین دو گروه مصرف‌کننده مواد و افراد بهبودیافته از مصرف

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

مواد در نمرات پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی تفاوت معناداری وجود داشت و افراد بهبودیافته از مصرف مواد نمرات بالاتری بدست آوردند.

پنجم، نتایج رگرسیون سلسله مراتبی در افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی نشان داد که تحمل درد ذهنی فراتر از نقش معنادر مدیریت درد، افسردگی، ناامیدی، و اضطراب قادر به پیش‌بینی آمادگی تغییر و اشتیاق به درمان بود که تاییدکننده اعتبار پیش‌بین مقیاس تحمل درد ذهنی است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که تجربه درد در افراد با بهبودی پایدار از مصرف مواد نه تنها در بعد جسمانی، بلکه به‌ویژه در سطح ذهنی (روان‌شناختی) نقشی محوری در فرایند تغییر رفتار اعتیادی ایفا می‌کند. در واقع، تجربه درد ذهنی زمینه را برای آشفتگی هیجانی، که موجب اختلال در تنظیم سیستم‌های استرس و پاداش مغز می‌شود، و خطر ابتلا به اختلالات مصرف مواد را افزایش می‌دهد (گرالند[1] و همکاران، ۲۰۱۳). در نتیجه، افرادی که از توانایی بالاتری در تحمل درد ذهنی برخوردارند به احتمال زیاد ظرفیت بیشتری برای مواجهه با ناراحتی‌های هیجانی، ولع مصرف و استرس‌های مرتبط با فرایند بهبودی دارند، عاملی که می‌تواند آمادگی آن‌ها برای ورود و ماندگاری در درمان را افزایش دهد. از سوی دیگر، نقش معنادار مدیریت درد در این مدل نیز حاکی از آن است که تجربه کنترل‌پذیری درد، اعم از درد جسمانی یا روان‌شناختی، می‌تواند به طور مستقیم با افزایش احساس عاملیت با میزان پیش‌بینی‌پذیری و مشارکت فعال در درمان مرتبط باشد. این یافته با مدل‌های معاصر اعتیاد هم‌راستا است که تأکید می‌کنند ناکامی در مدیریت درد و رنج روان‌شناختی اغلب به‌عنوان محرک عود عمل کرده و انگیزش برای تغییر را تضعیف می‌کند. بنابراین، تحمل درد روان‌شناختی را می‌توان به عنوان ویژگی‌ای در نظر گرفت که به تنظیم هیجان نزدیک است (بکر و همکاران، ۲۰۱۹)، درحالی‌که مدیریت درد به طور خاص شامل مقابله فعال است و بازتاب‌دهنده به‌کارگیری راهبردهایی است که امکان متوقف سازی یا کاهش فعال درد روان‌شناختی را فراهم می‌کنند (پاسوس[2] و همکاران، ۲۰۲۳)، در مقابل، سطوح بالای افسردگی، اضطراب و ناامیدی با کاهش امید به بهبود، تضعیف خودکارآمدی و افزایش

1. Garland
2. Passos

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]
[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

اجتناب هیجانی همراه است که می‌تواند انگیزه لازم برای تغییر پایدار را مختل کند (ایلگِن[1] و همکاران، ۲۰۲۰). افسردگی، اضطراب و تجربه در کنار توانایی مدیریت درد ذهنی که اغلب با افسردگی همبود است به طور شایع با اختلال افسردگی اساسی، اختلال شخصیت مرزی و اختلالات اضطرابی همبودی دارد که به طور معمول با سیر بالینی نامطلوب‌تر و پیامدهای درمانی ضعیف‌تر همراه هستند (لیر[2] و همکاران، ۲۰۱۸؛ منتو[3] و همکاران، ۲۰۲۰). در نهایت، مطالعه در حوزه درد ذهنی و تحمل درد ذهنی در مصرف‌کنندگان مواد حوزه‌ای نوظهور است که می‌تواند به درک بهتر پیامدهای غیر قابل پیش‌بینی در درمان اختلالات مصرف مواد کمک کند. به نظر می‌رسد زیرگروهی از بیماران که در آغاز درمان سطوح بسیار پایینی از تحمل درد روان‌شناختی را تجربه می‌کنند ذاتاً گزینه‌های نامناسب‌تری برای درمان سرپایی باشند و شناسایی زودهنگام این افراد می‌تواند امکان ارجاع سریع‌تر آنان به سطوح بالاتر مراقبت درمانی را فراهم سازد. تلاش برای گسترش درک ما از تأثیر منفی سطوح پایین تحمل درد روان‌شناختی پیش از درمان بر نرخ تکمیل درمان فرصت‌های بیشتری برای بهبود پیامدهای درمان اختلالات مصرف مواد فراهم می‌کند (می و همکاران، ۲۰۱۹).

یکی از نقاط قوت این مطالعه استفاده از فرم‌های کوتاه پرسش‌نامه‌ها جهت روایی ملاکی (همزمان) بود زیرا امکان دارد حجم زیاد سؤالات با ایجاد خستگی و حواس‌پرتی پاسخ‌گویی شرکت‌کنندگان را تحت‌تأثیر قرار دهد که تیم تحقیق برای پیشگیری از این موضوع و در جهت تشویق شرکت‌کنندگان به ارائه پاسخ‌های دقیق، علاوه بر استفاده از فرم‌های کوتاه دارای روایی و پایایی در ایران، هدیه‌ای نقدی نیز در نظر گرفتند و در پایان مطالعه به قید قرعه به ۱۰ نفر از شرکت‌کنندگان در هر گروه اهدا کردند. از جمله نقاط قوت دیگر این مطالعه رواسازی این مقیاس در جمعیت بالینی بود که دامنه کاربرد آن را در بعد نظری و عملی در حوزه اعتیاد گسترش می‌دهد. از طرف دیگر، نمونه این پژوهش از جمعیت بالینی مراکز ترک اعتیاد انتخاب و این مسئله نیز کاربرد این ابزار برای مقایسه

1. Ilgen
2. Lear
3. Mento

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

در دیگر جمعیت‌های بالینی را برجسته می‌کند. از جمله محدودیت‌های این پژوهش این بود که جمعیت مورد مطالعه از میان مصرف‌کنندگان مواد و با بهبودی پایدار از مصرف مواد افیونی و به شیوه هدفمند انتخاب شده‌اند که این مسئله می‌تواند روایی بیرونی و تعمیم‌پذیری نتایج را محدود کند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود با توجه به وابستگی روانی - جسمانی و ترکیبی از این دو این ابزار در سایر گروه‌های مصرف‌کننده مواد (تک ماده‌ای، دو ماده‌ای و چند ماده‌ای) رواسازی و نتایج حاصل از آن با نتایج این مطالعه مقایسه شود. به دلیل عدم دستیابی به زنان مصرف‌کننده مواد و مقایسه تحمل درد ذهنی با توجه به جنسیت به‌عنوان یک محدودیت، میزان ثبات اندازه‌گیری پرسش‌نامه تحمل درد ذهنی بر حسب جنسیت مورد مقایسه قرار نگرفت. در نهایت در این پژوهش پایایی آزمون - بازآزمون مورد بررسی قرار نگرفت که در مطالعات آینده نیازمند توجه است. در نهایت استفاده از پرسش‌نامه‌های خودگزارشی که امکان سوگیری در پاسخگویی در آن وجود دارد از جمله محدودیت‌های دیگر این مطالعه بود. با توجه به این یافته‌ها، پیشنهاد می‌شود که رویکردهای روان‌درمانی و دارودرمانی در مدیریت درد در افراد مبتلا به اختلالات مصرف مواد صرفاً به کاهش درد بدنی (فیزیکی) ناشی از ترک مواد محدود نشوند، بلکه درد ذهنی (روان‌شناختی) در کنار درد جسمانی به عنوان عاملی کلیدی در عود و بازگشت به مصرف مواد، که اغلب با باورهای وسوسه‌انگیز، ولع مصرف و گرایش مجدد به مواد همراه است، به طور نظام‌مند مورد توجه قرار گیرد. در این چارچوب، به‌کارگیری مراقبت‌های فردمحور و چندوجهی که همزمان تسکین مؤثر درد بدنی و درد ذهنی را هدف قرار می‌دهند و درعین‌حال خطر عود، مصرف و پیامدهای ناخواسته درمانی را کاهش می‌دهند می‌تواند به افزایش اثربخشی مداخلات دارویی و روان‌شناختی و بهبود پیامدهای درمانی بلندمدت در این گروه از بیماران منجر شود.

در مصرف‌کنندگان مواد، تحمل پایین درد ذهنی می‌تواند منجر به ناتوانی در مواجهه با ناراحتی‌های هیجانی، ولع مصرف و فشارهای مرتبط با فرایند ترک شود و فرد را به سمت راهبردهای اجتنابی و در نهایت بازگشت به مصرف سوق دهد. از این منظر، درد روان‌شناختی نه تنها به عنوان یک تجربه ذهنی آزارنده، بلکه به عنوان مکانیسمی زیربنایی

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

در رفتارهای پرخطر، عود مصرف و ایده‌پردازی خودکشی عمل می‌کند. بنابراین، ارتقای پایداری بهبودی در مصرف‌کنندگان مواد مستلزم درک عمیق عوامل زیربنایی خطر رفتاری خصوصا نقش تحمل درد ذهنی است. توجه بالینی نظام‌مند به درد روان‌شناختی و تقویت ظرفیت تحمل و مدیریت آن می‌تواند مبنایی برای طراحی مداخلات پیشگیرانه و درمانی هدفمند فراهم آورد و به بهبود پیامدهای درمانی و کاهش خطر عود و آسیب‌های جدی در این جمعیت آسیب‌پذیر منجر شود. این مطالعه در واقع دارای پیامدهای بالینی مهمی برای مداخله و درمان درد ذهنی در مصرف‌کنندگان مواد است. علاوه بر آن، در حوزه پیشگیری، آموزش والدین، معلمان و متخصصان سلامت برای شناسایی نشانه‌های سلامت روان (همچون تنهایی، انزوا، و افکار و هیجانات منفی) از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با وجود آنکه درد روان‌شناختی و مصرف مواد به‌تازگی مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته و پیامدهای بالینی قابل‌توجهی برای آن گزارش شده است، یکی از محدودیت‌های مهم در این حوزه فقر نسبی ادبیات پژوهشی است، به‌گونه‌ای که بخش از تحقیقات انجام شده بر افراد با اقدام به خودکشی متمرکز بوده‌اند. بنابراین، انجام پژوهش‌های بیشتر برای تعیین سازوکارهای زیربنایی رابطه بین درد روان‌شناختی و ایده‌پردازی و رفتار خودکشی در مصرف‌کنندگان مواد ضروری به نظر می‌رسد تا بتوان از این یافته‌ها در راستای مدیریت مؤثرتر و پیشگیری هدفمندتر از عود مواد و خودکشی در این افراد استفاده کرد.

سال بیستم، شماره ۸۰، تابستان ۱۴۰۵
Vol. 20, No. 80, Summer 2026

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق در پژوهش

قبل از پاسخ به سؤالات پرسش‌نامه، از همه افراد شرکت‌کننده در پژوهش در مورد رضایت آن‌ها برای شرکت در پژوهش سؤال شد و فرم رضایت‌نامه آگاهانه در اختیار آن قرار داده شد و بعد از امضای و تحویل فرم گویه‌های پرسش‌نامه‌ها به آن‌ها ارائه شد. همچنین، به شرکت‌کنندگان در مورد محرمانه بودن اطلاعات شخصی اطمینان داده شد.

حامی مالی

این مطالعه بدون حمایت مالی انجام شد.

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

تعارض منافع

نویسنده هیچ‌گونه تعارض منافی برای اعلام ندارند.

تشکر و قدردانی

از تمامی شرکت‌کنندگان به خاطر مشارکت در این پژوهش و نیز همکاری صمیمانه در پاسخگویی به گویه‌های پرسش‌نامه تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

اعتمادی، زهره؛ عباسپور، صبا؛ تیرگری، عبدالحکیم و بگیان کوله‌مرزی محمد جواد (۱۴۰۲). نقش تعدیل‌کننده جنسیت در رابطه بین فشار روان‌شناختی، حساسیت به طرد شدن و شکست با ایده‌پردازی خودکشی نوجوانان: نقش میانجی افسردگی و ناامیدی. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۲۹ (۲)، ۱۸۷-۱۷۰.

بگیان کوله‌مرز، محمد جواد؛ کرمی، جهانگیر؛ مؤمنی، خدامراد و الهی، عادله (۱۳۹۷). ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه انگیزه‌های اقدام به خودکشی. *فصلنامه علمی- پژوهشی روان‌شناسی سلامت*، ۷ (۴)، ۱۱۲-۸۳.

تقوائی‌نیا، علی و توکل کوخدان، نگین (۱۴۰۴). پدیدارشناسی تجربه زیسته زنان مبتلا به اختلال مصرف مواد در یک مرکز بازتوانی. *فصلنامه اعتیادپژوهی*، ۱۹ (۷۶)، ۵۸-۳۷. https://dx.doi.org/10.22034/ETI.19.76.37

زمستانی، مهدی و پرنیانی، ایمان (۱۴۰۳). نقش میانجیگر تکانشگری در ارتباط بین ابعاد مرضی شخصیت و اختلالات طیف برونی‌سازی در مردان دارای اختلال مصرف مواد. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۳۰ (۱)، ۱۷-۱. https://dx.doi.org/10.32598/ijpcp.30.345.4

غلامی، سمیه و گرامی، محمدرضا (۱۴۰۳). واکاوی روش‌های نفوذ و خنثی‌سازی فشار همسالان در استفاده از مواد مخدر و دخانیات در دانشجویان خوابگاهی. *فصلنامه اعتیادپژوهی*، ۱۸ (۷۲)، ۱۰۸-۷۹. https://dx.doi.org/10.61186/etiadpajohi.18.72.4

کرمی، جهانگیر؛ بگیان کوله مرز، محمدجواد؛ مؤمنی، خدامر و الهی، عادله (۱۳۹۷). سنجش درد ذهنی: ویژگی‌های روان‌سنجی و تحلیل عامل تأییدی پرسش‌نامه چندبعدی درد ذهنی (OMMP). *روان‌شناسی سلامت*، ۷ (۱)، ۱۷۲-۱۴۶.

References

Adams, Z. W., Dellucci, T. V., Agley, J., Bixler, K., Sullivan, M., Hinckley, J. D., & Hulvershorn, L. A. (2025). Estimated Prevalence of Substance Use Disorders Among US Adolescents and Emerging Adults by Substance Class, Severity, and Age, 2021. *JAACAP Open*. *3*(4), 959-971. https://doi.org/10.1016/j.jaacop.2025.01.002

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

American Psychiatric Association. (2022). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders-5th edition-text revised (DSM-5-TR).* Washington, DC: American Psychiatric Association Publication.

Anthoine, E., Moret, L., Regnault, A., Sébille, V., & Hardouin, J. B. (2014). Sample size used to validate a scale: a review of publications on newly developed patient-reported outcomes measures. *Health and Quality of Life Outcomes*, *12*, 176. https://doi.org/10.1186/s12955-014-0176-2

Baumeister R. F. (1990). Suicide as escape from self. *Psychological Review*, *97*(1), 90–113. https://doi.org/10.1037/0033-295x.97.1.90

Beck, A. T., & Steer, R. A. (1984). Internal consistencies of the original and revised Beck Depression Inventory. *Journal of clinical psychology*, *40*(6), 1365–1367. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198411)40:6<1365::aid-jclp2270400615>3.0.co;2-d

Beck, A. T., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal intention: The Scale for Suicide Ideation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 47*(2), 343–352. https://doi.org/10.1037/0022-006X.47.2.343

Beck, A. T., Steer, R. A., Kovacs, M., & Garrison, B. (1985). Hopelessness and eventual suicide: a 10-year prospective study of patients hospitalized with suicidal ideation. *The American Journal of Psychiatry*, *142*(5), 559–563. https://doi.org/10.1176/ajp.142.5.559

Beck, A. T., Weissman, A., Lester, D., & Trexler, L. (1974). The measurement of pessimism: The hopelessness scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *42*(6), 861–865. https://doi.org/10.1037/h0037562

Becker, G., Orbach, I., Mikulincer, M., Iohan, M., Gilboa-Schechtman, E., & Grossman-Giron, A. (2019). Reexamining the mental pain–suicidality link in adolescence: the role of tolerance for mental pain. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, *49*(4), 1072-1084. https://doi.org/10.1111/sltb.12506.

Bjelland, I., Dahl, A. A., Haug, T. T., & Neckelmann, D. (2002). The validity of the Hospital Anxiety and Depression Scale. An updated literature review. *Journal of Psychosomatic Research*, *52*(2), 69–77. https://doi.org/10.1016/s0022-3999(01)00296-3

Boateng, G. O., Neilands, T. B., Frongillo, E. A., Melgar-Quonez, H. R., & Young, S. L. (2018). Best practices for developing and validating scales for health, social, and behavioral research: a primer, *Frontiers in Public Health, 6*, 149. https:// doi. org/ 10. 3389/ fpubh. 2018. 00149.

Brorson, H. H., Ajo Arnevik, E., Rand-Hendriksen, K., & Duckert, F. (2013). Drop-out from addiction treatment: a systematic review of risk factors. *Clinical Psychology Review*, *33*(8), 1010–1024. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2013.07.007

Casanova, M. P., Nelson, M. C., Pickering, M. A., Appleby, K. M., Grindley, E. J., Larkins, L. W., & Baker, R. T. (2021). Measuring psychological pain: psychometric analysis of the Orbach and Mikulincer mental pain scale. *Measurement Instruments for the Social Sciences*, *3*(1), 7. https://doi.org/10.1186/s42409-021-00025-8.

Cheung, G. W., Cooper-Thomas, H. D., Lau, R. S., & Wang, L. C. (2024). Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pacific Journal of Management*, *41*, 745-783. https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y

Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, *6*(4), 284-290. https://doi.org/10.1037/1040-3590.6.4.284

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

Conejero, I., Olié, E., Calati, R., Ducasse, D., & Courtet, P. (2018). Psychological Pain, Depression, and Suicide: Recent Evidences and Future Directions. *Current Psychiatry Reports*, *20*(5), 33. https://doi.org/10.1007/s11920-018-0893-z

Cook, D. A., **&** Beckman, T. J. (2006). Current concepts in validity and reliability for psychometric instruments: theory and application, *American Journal of Medicine*, *119*(2), 166.e7-16. https://doi.org/10.1016/j.amjmed.2005.10.036.

Credé, M., & Harms, P. D. (2015). 25 years of higher-order confirmatory factor analysis in the organi zational sciences: A critical review and development of reporting recommendations. *Journal of Organizational Behavior*, *36*(6), 845–872. https://doi.org/10.1002/job.2008

Cui, N., Bao, Y., Liu, X., Liu, K., & Chen, W. (2021). Validation of a Chinese version of the Tolerance for Mental Pain Scale-10 with Chinese college students. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, *49*(12), 1-8. https://doi.org/10.2224/sbp.10891

Daou, L., Rached, A., Jrad, M., Naja, W., & Haddad, R. (2024). Substance use disorder in the context of the economic crisis, covid-19 pandemic and social unrest: a cross-sectional study across Beirut (2020-2021). *L'Encephale*, *50*(5), 483–489. https://doi.org/10.1016/j.encep.2023.08.013

Decker, K. P., Peglow, S. L., Samples, C. R., & Cunningham, T. D. (2017). Long-Term Outcomes After Residential Substance Use Treatment: Relapse, Morbidity, and Mortality. *Military Medicine*, *182*(1), e1589–e1595. https://doi.org/10.7205/MILMED-D-15-00560

Demirkol, M. E., Tamam, L., Namli, Z., & Davul, O. E. (2019). Validity and reliability study of the Turkish version of the Tolerance for Mental Pain Scale-10. *Psychiatry and Clinical Psychopharmacology, 29*(4), 899-906. https://doi.org/10.1080/24750573.2019.1699309

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1), 39–50. https://doi.org/10. 2307/3151312.

Garland, E. L., Froeliger, B., Zeidan, F., Partin, K., & Howard, M. O. (2013). The downward spiral of chronic pain, prescription opioid misuse, and addiction: cognitive, affective, and neuropsychopharmacologic pathways. *Neuroscience and Biobehavioral Reviews*, *37*(10), 2597–2607. https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2013.08.006

Glantz, M. D., Bharat, C., Degenhardt, L., Sampson, N. A., Scott, K. M., Lim, C. C., ... & WHO World Mental Health Survey Collaborators. (2020). The epidemiology of alcohol use disorders cross-nationally: Findings from the World Mental Health Surveys. *Addictive behaviors*, *102*, 106128. https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2019.106128

Green, R., Wolf, B. J., Chen, A., Kirkland, A. E., Ferguson, P. L., Browning, B. D., ... & Squeglia, L. M. (2024). Predictors of substance use initiation by early adolescence. *The American Journal of Psychiatry*, *181*(5), 423–433. https://doi.org/10.1176/appi.ajp.20230882

Hair Jr, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). Multivariate data analysis. In *Multivariate data analysis* (pp. 785-785).

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A New Criterion for Assessing Discriminant Validity in Variance-Based Structural Equation Modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*, 115-135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

Hogarty, K. Y., Hines, C. V., Kromrey, J. D., Ferron, J. M., & Mumford, K. R. (2005). The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: The influence of sample size, communality, and overdetermination. *Educational and Psychological Measurement*, *65*(2), 202–226. https://doi.org/10.1177/0013164404267287

Holden, R. R., Mehta, K., Cunningham, E. J., & McLeod, L. D. (2001). Development and preliminary validation of a scale of psychache. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement, 33*(4), 224–232. https://doi.org/10.1037/h0087144

Ilgen, M. A., Coughlin, L. N., Bohnert, A. S., Chermack, S., Price, A., Kim, H. M., ... & Blow, F. C. (2020). Efficacy of a Psychosocial Pain Management Intervention for Men and Women With Substance Use Disorders and Chronic Pain: A Randomized Clinical Trial. *JAMA Psychiatry*, *77*(12), 1225–1234. https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2020.2369

IsHak, W. W., Wen, R. Y., Naghdechi, L., Vanle, B., Dang, J., Knosp, M., ... & Louy, C. (2018). Pain and Depression: A Systematic Review. *Harvard Review of Psychiatry*, *26*(6), 352–363. https://doi.org/10.1097/HRP.0000000000000198

Kline, R. B. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York, NY: Guilford.

Kulehmarzi, M. J. B., Yaztappeh, J. S., Khanjani, S., Abasi, I., Rajabi, M., & Mojahed, A. (2023). A study of early life experiences, temperament, character, and psychological pain in suicide attempters and normal individuals. *Middle East Journal of Rehabilitation and Health Studies*, *10*(1), e126887. https://doi.org/10.5812/mejrh-126887

Kyriazos, T. A. (2018). Applied psychometrics: sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in general. *Psychology*, *9*(8), 2207-2230. https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126

Landi, G., Furlani, A., Boccolini, G., Mikulincer, M., Grandi, S., & Tossani, E. (2020). Tolerance for Mental Pain Scale (TMPS): Italian validation and evaluation of its protective role in depression and suicidal ideation. *Psychiatry Research*, *291*, 113263. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113263

Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity 1. *Personnel Psychology, 28*(4), 563–575. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x

Lear, M. K., Stacy, S. E., & Pepper, C. M. (2018). Interpersonal needs and psychological pain: The role of brooding and rejection sensitivity. *Death Studies*, *42*(8), 521–528. https://doi.org/10.1080/07481187.2017.1393029

Leenaars, A. A. (1996). Suicide: A multidimensional malaise. *Suicide & Life-Threatening Behavior*, *26*(3), 221–236. https://doi.org/10.1111/j.1943-278X.1996.tb00608.x

Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2024). Determining Sample Size Requirements in EFA Solutions: A Simple Empirical Proposal. *Multivariate Behavioral Research*, 59(5), 899–912. https://doi.org/10.1080/00273171.2024.2342324

Maltsberger, J. T. (2004). The descent into suicide. *The International journal of psycho-analysis*, *85*(Pt 3), 653–667. https://doi.org/10.1516/002075704774200799

Marsh, H. W., & Hau, K. T. (1999). Confirmatory Factor Analysis: Strategies for Small Sample Sizes. *Statistical Strategies for Small Sample Research*, *1*, 251-284.

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

Martins, L. C., Campos, R. C., & Morujão, I. S. (2022). The mediating role of tolerance for psychological pain in the relationship of childhood trauma to suicidal ideation in individuals with a substance use disorder. *British Journal of Clinical Psychology*, *61*(2), 197-213. https://doi.org/10.1111/bjc.12338

Masroor, A., Khorochkov, A., Prieto, J., Singh, K. B., Nnadozie, M. C., Abdal, M., ... & Mohammed, L. (2021). Unraveling the Association Between Schizophrenia and Substance Use Disorder-Predictors, Mechanisms and Treatment Modifications: A Systematic Review. *Cureus*, *13*(7), e16722. https://doi.org/10.7759/cureus.16722

Mee, S., Bunney, B. G., Bunney, W. E., Hetrick, W., Potkin, S. G., & Reist, C. (2011). Assessment of psychological pain in major depressive episodes. *Journal of Psychiatric Research*, *45*(11), 1504–1510. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2011.06.011

Mee, S., Bunney, B. G., Fujimoto, K., Penner, J., Seward, G., Crowfoot, K., ... & Reist, C. (2019). A study of psychological pain in substance use disorder and its relationship to treatment outcome. *PloS One*, *14*(11), e0216266. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0216266

Meerwijk, E. L., & Weiss, S. J. (2014). Toward a unifying definition: response to 'The concept of mental pain'. *Psychotherapy and Psychosomatics*, *83*(1), 62–63. https://doi.org/10.1159/000348869

Meerwijk, E. L., Mikulincer, M., & Weiss, S. J. (2019). Psychometric evaluation of the tolerance for mental pain scale in United States adults. *Psychiatry Research*, *273*, 746-752. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2019.01.101

Mento, C., Silvestri, M. C., Muscatello, M. R. A., Rizzo, A., Celebre, L., Bruno, A., & Zoccali, A. R. (2020). Psychological pain and risk of suicide in adolescence. *International Journal of Adolescent Medicine and Health*, *34*(3). 20190270. https://doi.org/10.1515/ijamh-2019-0270

Miller, W. R., & Tonigan, J. S. (1996). Assessing drinkers' motivation for change: The Stages of Change Readiness and Treatment Eagerness Scale (SOCRATES). *Psychology of Addictive Behaviors, 10*(2), 81–89. https://doi.org/10.1037/0893-164X.10.2.81

Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H, (1994). *Psychometric theory, 3rd ed, Psychology*. McGraw-Hill, New York, NY.

Orbach, I., Gilboa-Schechtman, E., Johan, M., & Mikulincer, M. (2004). *Tolerance for mental pain scale*. Ramat-Gan: Department of Psychology, Bar-Ilan University.

Orbach, I., Mikulincer, M., Gilboa-Schechtman, E., & Sirota, P. (2003). Mental pain and its relationship to suicidality and life meaning. *Suicide & Life-Threatening Behavior*, *33*(3), 231–241. https://doi.org/10.1521/suli.33.3.231.23213

Orsolini, L., Latini, R., Pompili, M., Serafini, G., Volpe, U., Vellante, F., ... & De Berardis, D. (2020). Understanding the Complex of Suicide in Depression: from Research to Clinics. *Psychiatry Investigation*, *17*(3), 207–221. https://doi.org/10.30773/pi.2019.0171

Passos, B., Campos, R. C., Reixa, C., & Holden, R. R. (2023). The Mediating Role of Tolerance for Psychological Pain in the Relationship Between Different Types of Childhood Traumatic Experiences and Suicidal Ideation. *OMEGA - Journal of Death and Dying*, *91*(4), 2082-2102. https://doi.org/10.1177/00302228231169148

Radoman, M., Heilner, E., McGowan, C., Neree-Thompson, B., Sakmar, E., & Sinha, R. (2025). Examining the moderating role of intolerance of uncertainty on pain

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]

tolerance and craving in patients with chronic pain and alcohol use disorder. *Alcohol*, *127*, 55-61. https://doi.org/10.1016/j.alcohol.2025.06.001

Rajabi, M., Khanjani, S., Mousavi Asl, E., Nezafat Ferizi, J., & Bagian Kulehmarzi, M. J. (2023). The Risk Factors of Suicidal Motivations during COVID-19 Pandemic: Confirmation of Psychological Pain Theory, Psychological Symptoms, and Early Life Experiences. *Evidence Based Care*, *13*(3), 59-69. https://doi.org/10.22038/ebcj.2023.72256.2869

Rajabi, M., Sarani Y. J., Khanjani, S., Mohebi, M. D., & Bagian K. M. J. (2023). The Pathology of Borderline Personality Disorder Symptomatology in a Nonclinical Sample: The Role of Mental Pain, Cognitive Emotion Regulation, Self-compassion, and Depression. *Iranian Rehabilitation Journal*, *21*(2), 337-346. https://doi.org/10.32598/irj.21.2.1579.1

Reist, C., Mee, S., Fujimoto, K., Rajani, V., Bunney, W. E., & Bunney, B. G. (2017). Assessment of psychological pain in suicidal veterans. *PloS One*, *12*(5), e0177974. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0177974

Ressel, M., Thompson, B., Poulin, M. H., Normand, C. L., Fisher, M. H., Couture, G., & Iarocci, G. (2020). Systematic review of risk and protective factors associated with substance use and abuse in individuals with autism spectrum disorders. *Autism*, *24*(4), 899-918. https://doi.org/10.1177/1362361320910963

Rizk, M. M., Herzog, S., Dugad, S., & Stanley, B. (2021). Suicide Risk and Addiction: The Impact of Alcohol and Opioid Use Disorders. *Current Addiction Reports*, *8*(2), 194–207. https://doi.org/10.1007/s40429-021-00361-z

Rose, M. S., Koshman, M. L., Ritchie, D., & Sheldon, R. (2009). The development and preliminary validation of a scale measuring the impact of syncope on quality of life. *Europace*, *11*(10), 1369–1374. https:// doi. org/ 10. 1093/ europ ace/ eup106.

Shneidman E. S. (1993). Suicide as psychache. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, *181*(3), 145–147. https://doi.org/10.1097/00005053-199303000-00001

Soumani, A., Damigos, D., Oulis, P., Masdrakis, V., Ploumpidis, D., Mavreas, V., & Konstantakopoulos, G. (2011). Mental pain and suicide risk: application of the Greek version of the Mental Pain and the Tolerance of Mental Pain scale. *Psychiatriki*, *22*(4), 330–340.

Trull, T. J., Freeman, L. K., Vebares, T. J., Choate, A. M., Helle, A. C., & Wycoff, A. M. (2018). Borderline personality disorder and substance use disorders: an updated review. *Borderline Personality Disorder and Emotion Dysregulation*, *5*, 15. https://doi.org/10.1186/s40479-018-0093-9

White, D., Leach, C., Sims, R., Atkinson, M., & Cottrell, D. (1999). Validation of the Hospital Anxiety and Depression Scale for use with adolescents. *The British Journal of Psychiatry*, *175*, 452–454. https://doi.org/10.1192/bjp.175.5.452

Yu, M., Lin, H., Wang, G. G., Liu, Y., & Zheng, X. (2022). Is too much as bad as too little? The S-curve relationship between corporate philanthropy and employee performance. *Asia Pacific Journal of Management. 39*(4), 1511-1534. https://doi.org/10.1007/s10490-021-09775-9

Zhang, X., & Wu, H. (2024). Investigating Structural Model Fit Evaluation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *33*(5), 863–881. https://doi.org/10.1080/10705511.2024.2350023

Zigmond, A. S., & Snaith, R. P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *67*(6), 361–370. https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1983.tb09716.x

[Downloaded from etiadpajohi.ir on 2026-11-11]

[DOI: 10.22034/eti.20.80.33]