فصلنامه علمی پژوهشی بیهوشی و درد، دوره ۹، شماره ۱، پاییز ۱۳۹۷

نقش واسطه‌ای فراشناخت‌ها میان ناگویی هیجانی و شدت درد ادراک شده در بیماران مبتلا به درد مزمن

مرضیه پهلوان[۱]، محمدعلی بشارت[۲*]، احمد برجعلی[۳]، حجه اله فراهانی[۴]

۱- دانشجوی دکترای تخصصی روانشناسی سلامت، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران
۲- استاد گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۳- دانشیار گروه روانشناسی، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران
۴- استادیار گروه روانشناسی، واحد علوم پزشکی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۱ تاریخ بازبینی: ۱۳۹۷/۳/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۵/۷

چکیده

زمینـه و هـدف: درد مزمـن، از جملـه بیماری‌هـای روان-تنـی اسـت کـه افـراد بسـیاری در طـول زندگـی خـود بـا آن مواجـه می‌شـوند. هـدف از پژوهـش حاضـر، تعییـن نقـش واسـطه‌ای باورهـای فراشـناختی میـان ناگویـی هیجانـی و شـدت درد ادراک شـده در بیمـاران مبتـلا بـه درد مزمـن بـود.

مـواد و روش‌هـا: روش پژوهـش، همبسـتگی، و جامعـه آمـاری عبـارت بـود از بیمـاران ۲۰ تـا ۶۰ سـاله مبتـلا بـه درد مزمـن مراجعـه کننـده بـه کلینیـک درد ماهـان و کلینیـک جامـع طـب فیزیکـی و توانبخشـی آرمـان در شـهر تهـران و در خـلال بهـار تـا پاییـز ۱۳۹۶. ۴۴۰ بیمـار مبتـلا کـه سـابقه حداقـل ۳ مـاه دردهـای مزمـن اسـکلتی- عضلانـی داشـتند، بـه صـورت هدفمنـد انتخـاب شـده و پرسشـنامه‌های ناگویـی هیجانـی تورنتـو، باورهـای فراشـناختی، و مقیـاس درجه‌بنـدی عـددی شـدت درد را پاسـخ دادنـد.

یافته‌هـا: یافته‌هـا نشـان داد شـدت درد بـا ناگویـی هیجانـی و باورهـای فراشـناختی در سـطح ۰،۰۱، همبسـتگی مثبـت معنـادار دارد. ناگویـی هیجانـی بـا باورهـای فراشـناختی نیـز در سـطح ۰،۰۱ همبسـتگی مثبـت معنـادار داشـت. ناگویـی هیجانـی($t= ۶/۶۸$ و $\beta =۰/۲۹$) و باورهـای فراشـناختی($t= ۲/۴۲$ و $\beta =۰/۱۱$) توانسـتند واریانـس شـدت درد را تبییـن کننـد. ناگویـی هیجانـی توانسـت تبییـن کننـدۀ باورهـای فراشـناختی ($t=۹/۴۸$ و $\beta =۰/۴۰$) نیـز باشـد.

نتیجه‌گیـری: بـر اسـاس یافته‌هـا، رابطـۀ میـان ناگویـی هیجانـی و شـدت ادراک درد، یـک رابطـۀ خطـی سـاده نیسـت؛ بلکـه باورهـای فراشـناختی می‌تواننـد ایـن رابطـه را تحـت تاثیـر قـرار دهنـد.

واژه‌های کلیدی: فراشناخت‌ها، ناگویی هیجانی، درد مزمن

مقدمه

درد مطابـق بـا تعریـف ارائـه شـده توسـط انجمـن بیـن المللـی مطالعـه درد (IASP) عبـارت اسـت از تجربـۀ هیجانـی و احساسـیِ ناخوشـایندی کـه بـا آسـیب بافتـی واقعـی یـا بالقـوه همـراه بـوده و یـا بـر اسـاس چنیـن آسـیبی توصیـف می‌شـود. ایـن تعریـف بـر هـردو جنبـۀ حسـی و هیجانـی درد تاکیـد نمـوده و بـه طـور ضمنـی حاکـی از آن اسـت کـه رابطـۀ میـان آسـیب بافـت و درد، لزومـا یکسـان و قابـل پیـش بینـی نبـوده

نویسنده مسئول: محمدعلی بشارت، استاد گروه روانشناسی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران
پست الکترونیک: besharat@ut.ac.ir

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

و علاوه بر جنبه‌های حسیِ ناشی از انتقال پیام عصبی به سمت مغز، به جنبه‌های ادراکی نیز وابسته است. بدیهی است که در چنین حالتی، عوامل متعدد فرهنگی-اجتماعی، شناختی، هیجانی نیز می‌توانند ادراک درد و به تبع آن، ناتوانی‌های ایجاد شده را تحت تاثیر قرار دهند. در این میان، به ویژه آسیب‌های ناشی از درد مزمن که دارای طول مدت بیش از ۳ ماه، و شیوع ۳۰-۱۰٪ در جامعه بزرگسال می‌باشد، بسیار قابل توجه بوده و بنا به پژوهش‌های انجام شده، مشکلات جدی را در سلامت عمومی بیماران، عملکرد روزانه و کیفیت زندگی برجای می‌گذارد[۱]. ترک و همکاران[۲] چنین عنوان نموده‌اند که هرچه درد مزمن‌تر می‌شود، نقش عوامل روانشناختی و اجتماعی در بدتر شدن درد و استمرار آن، در مقایسه با نقش عوامل زیستی، پررنگ‌تر می‌گردد. مطابق با پژوهش‌های متعدد انجام شده[۳-۷]، یکی از اصلی‌ترین عوامل تاثیرگذار بر دردهای مزمن، مولفهٔ ناگویی هیجانی است. ناگویی هیجانی که عبارت است از ناتوانی در پردازش شناختی و تنظیم هیجان‌ها[۸]، سازه‌ای است چند بعدی، متشکل از دشواری در شناسایی احساس‌ها و تمایز قائل شدن میان احساس‌های بدنی مربوط به برانگیختگی هیجانی، دشواری در توصیف احساس‌ها برای دیگران و قدرت تجسم محدود که بصورت فقر در خیال پردازی یا سبک تفکر عینی(غیر تجسمی) مشخص می‌شود[۹]. چنین به نظر می‌رسد که هنگامی که شخص قادر به شناسایی و توصیف هیجانات درونی خود نبوده و از طرف دیگر نیز دارای سبک تفکر عینی می‌باشد، تجمّع هیجانات درونیِ ناشناخته می‌تواند تظاهری عینی یافته و مثلا به صورت دردهایی در اندام‌های گوناگون بدن، خود را نشان دهد. بر این اساس می‌توان تصور کرد که احتمالا شدت درد ادراک شده در بیماران مبتلا به درد مزمن، با میزان ناگویی هیجانی مرتبط باشد. چنانکه یکی از اهداف مقدماتی در پژوهش حاضر نیز تعیین رابطهٔ ناگویی هیجانی و شدت درد ادراک شده در بیماران مبتلا به درد مزمن بود. یکی از مهمترین دغدغه‌های پژوهشگران، مسالهٔ تاثیرگذاری متغیرهای واسطه، میان دو یا چند متغیر دیگر است. از همین رو مساله و هدف اصلی پژوهش حاضر نیز تعیین نقش واسطه‌ای متغیر روانشناختی باورهای فراشناختی، میان ناگویی هیجانی و شدت درد ادراک شده در بیماران مبتلا به درد مزمن بود. اهمیت این مساله علاوه بر نقش داشتن ناگویی هیجانی در شدت درد ادراک شده[۶ و ۷]، همچنین از این جهت می‌باشد که اختلال در باورهای فراشناختی نیز می‌تواند بر شدت درد و یا بر افکار و رفتارهای ناسازگارانهٔ مرتبط با درد در این بیماران تاثیر داشته باشد[۱۰-۱۴].

باورهای فراشناختی عبارتاند از باورهایی که افراد دربارهٔ تفکر خود دارند و می‌توانند آشکار (قابل بیان بطور کلامی) و یا ضمنی (غیرقابل بیان بطور کلامی و مستقیم) باشند. این باورها بر نحوهٔ پاسخ دهی فرد به افکار، و چگونگی تنظیم افکار تاثیر گذاشته و نیروی پنهان برانگیزندهٔ سبک تفکر زیانبار هستند که به ناراحتی هیجانی درازمدت منجر می‌شوند[۱۵]. به نظر می‌رسد که برای درک عمیق‌تر چگونگی اثرگذاری باورهای شناختی بر ادراک درد، بررسی شناخت‌های سطح فراتر(فراشناخت‌ها) نیز که بر دیگر شناخت‌ها احاطه دارند، امری ضروری باشد. با این حال و علیرغم اهمیت بالای فراشناخت‌ها در ارتباط با دردهای مزمن، اما غالب پژوهش‌های موجود در ادبیات پژوهشی، صرفا بر محتوای افکاری متمرکز شده‌اند که می‌توانند بر درد و سازگاری با درد موثر باشند؛ اما پژوهش‌هایی که بیانگر فرآیند شکل گیری این باورها بوده و به عبارت دیگر، علاوه بر ابعاد شناختی، ابعاد فراشناختی را نیز مدّ نظر قرار دهند، بسیار محدود می‌باشند.

یکی از مهم‌ترین پژوهش‌های انجام شده در زمینه ارتباط فراشناخت‌ها و درد، پژوهش کیفی انجام شده توسط شوتز و همکاران[۱۴] است. این پژوهش، با لحاظ کردن سطوح بالای فاجعه‌سازی در بیماران مبتلا به درد مزمن، و نقش نشخوارهای ذهنی در تحقق فاجعه‌سازی، به تاثیر باورهای فراشناختی مثبت و منفی بر نشخوار فکری اشاره

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

نمـوده اسـت. همچنیـن اسـپادا و همـکاران[۱۲] نیـز چنیـن یافتنـد کـه باورهـای فراشـناختی منفـی میـان فاجعه‌سـازی درد و رفتارهـای مرتبـط بـا درد، میانجی‌گـری می‌کننـد. در عیـن حـال برخـی پژوهشـگران از تعامـل میـان فراشـناخت‌ها و هیجان‌هـا سـخن گفتـه انـد؛ بطـوری کـه فاجعه‌سـازی بـالای درد، عـلاوه بـر تاثیـری کـه بـر شـدت درد دارد[۱۱]، همچنیـن بـر پریشـانی هیجانـی[۱۶] نیـز تاثیرگـذار اسـت. چنانکـه بـه گفتـه گوملـی[۱۷]، عملکردهـای هیجانی(چنانکـه در ناگویـی هیجانـی دیـده می‌شـود[۱۸]، احتمـالا بـه نحـو قوی‌تـری بـا فراشـناخت پیونـد می‌خورنـد. در پژوهـش حاضـر بـه بررسـی ایـن ارتبـاط میـان متغیرهـای ناگویـی هیجانـی، شـدت درد و باورهـای فراشـناختی؛ و نقـش واسـطه‌ای فراشـناخت‌ها در ارتبـاط میـان ناگویـی هیجانـی و شـدت درد خواهیـم پرداخـت.

روش مطالعه

پژوهـش حاضـر از نـوع مدل‌سـازی معـادلات سـاختاری بـوده و در آن بـه مـدل یابـی روابـط موجـود میـان متغیرهـای شـدت درد، ناگویـی هیجانـی و باورهـای فراشـناختی از طریـق نرم‌افـزار PLS پرداختـه شـده اسـت. جامعـه آمـاری پژوهـش حاضـر، عبـارت بودنـد از بیمـاران مبتـلا بـه درد مزمـن عضلانـی- اسـتخوانی، کـه در فاصلـه زمانـی بهـار تـا پاییـز سـال ۱۳۹۶ بـه کلینیـک درد ماهـان و کلینیـک جامـع طـب فیزیکـی و توانبخشـی آرمـان مراجعـه کـرده بودنـد. تعـداد ۴۸۸ بیمـار مبتـلا بـه درد مزمـن عضلانـی- اسـتخوانی (اعـم از زن و مـرد) بـا لحـاظ نمـودن معیارهـای ورود و خـروج، بـرای شـرکت در پژوهـش دعـوت شـدند. شـرایط لازم بـرای شـرکت در ایـن پژوهـش، عبـارت بـود از: داشـتن دردهـای اسـکلتی- عضلانـی(در نواحـی همچـون گـردن، شـانه، آرنـج، سـاعد، مـچ دسـت، کمـر، باسـن، زانـو، سـاق پـا) بـه مـدت حداقـل سـه مـاه و هـر روزه؛ بـه طـوری کـه ایـن درد فاقـد علت‌هـای مشـخص طبی(همچـون سـرطان، ورم مفاصـل، شکسـتگی، جراحـی، آسـیب‌های نخاعـی و نورولوژیـک، پوکـی اسـتخوان، بیماری‌هـای حـاد عفونـی و..) باشـد، بـازه سـنی میـان ۲۰ تـا ۶۰ سـال، داشـتن تحصیـلات در حـد خوانـدن و نوشـتن، نداشـتن سـابقه عمـل جراحـی در ۳ مـاه گذشـته، عـدم سـوء مصـرف و یـا اعتیـاد بـه الـکل و یـا مـواد مخـدر، عـدم بـارداری، عـدم ابتـلا بـه اختـلالات روانپزشـکی شـدید مثـل سـایکوزها. معیارهـای خـروج عبـارت بودنـد از: دارا بـودن دردهـای مزمنـی غیـر از درد مزمـن عضلانـی- اسـکلتی، کمتـر بـودن طـول مـدت دردهـا از سـه مـاه، داشـتن علت‌هـای مشـخص طبـی بـرای دردهـا، همچـون شکسـتگی و جراحـی، خـارج بـودن از بـازه سـنی ۶۰ -۲۰ سـال، اعتیـاد، نداشـتن تحصیـلات در حـد خوانـدن و نوشـتن، بـارداری، ابتـلا بـه اختـلالات روانپزشـکی حـاد همچـون سـایکوزها. در رونـد اجـرای ایـن پژوهـش کـه از نـوع پژوهش‌هـای همبسـتگی بـود، از افـرادی کـه دارای معیارهـای لازم بـری شـرکت در پژوهـش بودنـد، درخواسـت شـد تـا بـا رضایـت شـخصی بـه پرسـش‌های موجـود در پرسشـنامه‌ها (مقیـاس درجه‌بنـدی عـددی شـدت درد، پرسشـنامه فراشـناخت‌ها، و مقیـاس ناگویـی هیجانـی تورنتـو) پاسـخ دهنـد. در پژوهـش حاضـر سـعی بـر آن بـود تـا کلیـه کدهـای اخلاقـی پژوهش‌هـای علمـی مـد نظـر قـرار گیرنـد. در ایـن راسـتا کلیـه شـرکت کننـدگان بـا رضایـت آگاهانـه در پژوهـش شـرکت نمـوده و قـادر بودنـد هـر زمـان کـه مایلنـد از پژوهـش خـارج شـده و یـا بـه سـوالات پاسـخ ندهند.جهـت در نظـر گرفتـن نفـع و سـودمندی پژوهـش بـرای شـرکت کننـدگان نیـز، بـه کلیـه افـراد شـرکت کننـده کتابـی تحـت عنـوان راهنمـای عملـی کنتـرل درد(ترجمـه دکتـر محسـن دهقانـی) اهـدا شـد. پـس از کنـار گذاشـتن پاسـخنامه‌های ناقـص، مخـدوش و بـی اعتبـار، نمونـه پژوهـش بـه ۴۴۰ نفـر (۱۸۲ مـرد و ۲۵۸ زن) تقلیـل یافـت. سـپس داده‌هـای حاصـل از پرسشـنامه‌های ایـن ۴۴۰ نفـر در نـرم افـزار SPSS وارد شـد. پـس از بدسـت آوردن اطلاعـات توصیفـی و همبسـتگی‌های حاصـل از سـه متغیـر ناگویـی هیجانـی، باورهـای فراشـناختی و شـدت درد از طریـق نـرم افـزار SPSS، سـپس بـا کمـک نـرم افـزار PLS-۳ بـه مـدل یابـی و بررسـی نقـش واسـطه‌ای متغیـر باورهـای فراشـناختی در ارتبـاط میـان ناگویـی هیجانـی و شـدت درد پرداختـه شـد.

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

ابزار سنجش

مقیاس درجه‌بندی عددی شدت درد(NRS):

مقیاس درجه‌بندی عددی شدت درد، یک محور دیداری درجه‌بندی شده است که شدت درد را از طریق سوال از بیمار برای انتخاب یک عدد (بین ۰ و ۱۰) اندازه‌گیری می‌کند. بسیاری از متخصصان، VAS و NRS را یکی می‌دانند، درحالی که دومی می‌تواند بدون مداد و کاغذ، بدون تیزبینی، و بدون توانایی حرکت دادن قلم بر کاغذ، مورد استفاده قرار گیرد(۱۹). در پژوهش حاضر، ترجیح مقیاس NRS نسبت به VAS و استفاده از آن برای ارزیابی درد، به این دلیل است که فهم آن و استفاده از آن ساده‌تر بوده(۱۹ و ۲۰) و همچنین در پژوهش‌های بالینی، بویژه با بیمارانی که تحصیلات پایین‌تری دارند، اعتبار بالایی را نشان می‌دهد[۲۱].

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS-20):

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (TAS-۲۰؛ [۲۲]) یک آزمون ۲۰ سؤالی است و سه زیرمقیاس دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات، و تفکر عینی را در مقیاس پنج درجه‌ای لیکرت از نمرهٔ ۱ (کاملا مخالف) تا نمرهٔ ۵ (کاملا موافق) می‌سنجد. یک نمرهٔ کل نیز از جمع نمره‌های سه زیرمقیاس برای ناگویی هیجانی کلی محاسبه می‌شود. ویژگیهای روانسنجی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو-۲۰ در پژوهشهای متعدد بررسی و تایید شده است[۲۳-۲۶ و ۹]. در نسخهٔ فارسی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو-۲۰ (FTAS-۲۰؛[۲۷])، ضرایب آلفای کرونباخ برای ناگویی هیجانی کل، و سه زیرمقیاس دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات، و تفکر عینی به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۲، ۰/۷۵ و ۰/۷۲ محاسبه شد که نشانهٔ همسانی درونی خوب مقیاس است. پایایی باز آزمایی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو-۲۰ در یک نمونهٔ ۶۷ نفری در دو نوبت با فاصلهٔ چهار هفته از r=۰/۷۰ تا r=۰/۷۷ برای ناگویی هیجانی کل و زیرمقیاسهای مختلف تایید شد. روایی همزمان مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو-۲۰ بر حسب همبستگی بین زیرمقیاس‌های این آزمون و مقیاس‌های هوش هیجانی، بهزیستی روانشناختی و درماندگی روانشناختی بررسی و مورد تایید قرار گرفت. نتایج ضرایب همبستگی پیرسون نشان داد که بین نمره آزمودنی‌ها در مقیاس ناگویی هیجانی کل با هوش هیجانی (P<۰/۰۰۱ ,r= -۰/۷۰)، بهزیستی روانشناختی (P<۰/۰۰۱ , r = -۰/۶۸) و درماندگی روانشناختی (P<۰/۰۰۱، r =۰/۴۴) همبستگی معنادار وجود دارد. ضرایب همبستگی بین زیرمقیاس‌های ناگویی هیجانی و متغیرهای فوق نیز معنادار بودند. نتایج تحلیل عاملی تاییدی نیز وجود سه عامل دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات، و تفکر عینی را در نسخهٔ فارسی مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو-۲۰ تایید کردند[۲۸ و ۲۷].

پرسشنامه فراشناخت‌ها(MCQ-30):

کارترایت - هاتون و ولز[۲۹]، پرسشنامه باور فراشناختی را برای ارزیابی باورهای فراشناختی ساختند. این پرسشنامه، حیطه‌های فراشناختی را در پنج مقیاس جداگانه اندازه‌گیری می‌کند که عبارت اند از: باورهای مثبت درباره نگرانی، باورهای منفی درباره نگرانی که با کنترل ناپذیری و خطر مرتبط هستند، اطمینان شناختی ضعیف، نیاز به کنترل افکار، خودآگاهی شناختی[۳۰]. پاسخ‌ها در این مقیاس بر اساس مقیاس چهار درجه‌ای لیکرت، از ۱(موافق نیستم) تا ۴(خیلی زیاد موافقم) محاسبه می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های این پرسشنامه، از ۰/۷۲ تا ۰/۹۳ گسترده است. همچنین همبستگی بازآزمایی مناسبی نیز برای این پرسشنامه اعلام شده است[۳۱]. در مورد روایی سازه، همبستگی مثبتی میان خرده مقیاس‌های پرسشنامه و مقیاس‌های مرتبط به لحاظ نظری مشاهده شده و ساختار عاملی آن مجددا تایید شده است[۳۰].

در ایران ساختار عاملی و اعتبار و روایی این پرسشنامه (MCQ-30) توسط شیرین زاده دستگیری و همکاران[۳۲] مورد بررسی قرار گرفته است. مطابق با این پژوهش، عامل کنترل ناپذیری و خطر، ۲۹/۳۹ درصد از واریانس کل آزمون، عامل باورهای مثبت درباره نگرانی، ۱۰/۳۲ درصد، عامل خودآگاهی شناختی، ۸/۴۹ درصد، عامل اطمینان شناختی، ۵/۸۷ درصد،

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

و عامل نیاز به کنترل فکر، ۴/۴۶ درصد از واریانس کل آزمون را تبیین می‌کند. در این پژوهش همبستگی خرده مقیاس‌ها با کل مقیاس، بین ۰/۵۸ تا ۰/۸۷ ارزیابی شد که مقداری مطلوب می‌باشد. علاوه بر این، همبستگی بین عامل‌ها نیز بین ۰/۲۶ تا ۰/۶۲ بود که نشان می‌دهد عامل‌ها علاوه بر اینکه از یکدیگر مستقل هستند، با کل مقیاس و با یکدیگر نیز همبستگی مناسبی دارند. روایی همزمان و روایی افتراقی این پرسشنامه نیز مطلوب گزارش شده است[۳۲]. برای تعیین اعتبار این پرسشنامه از روش‌های بازآزمایی، تنصیفی، و ضریب همسانی درونی استفاده شده است. ضریب اعتبار بازآزمایی برای کل مقیاس در فاصله چهار هفته، ۰/۷۳ گزارش شده که ضریب مطلوبی است. این ضریب برای عامل‌ها نیز بین ۰/۵۹ تا ۰/۸۳ بود. ضریب اعتبار به روش‌های تنصیفی و همسانی درونی برای کل مقیاس و عامل‌های آن نیز مطلوب گزارش شده است. نتایج همسانی درونی با استفاده از فرمول آلفای کرونباخ حاکی از ضریب آلفای ۰/۹۱ برای کل مقیاس، و ضرایب آلفای ۰/۷۱ – ۰/۸۷ برای خرده مقیاس‌ها می‌باشد که حاکی از اعتبار مطلوب کل مقیاس و خرده مقیاس‌ها می‌باشد[۳۲].

یافته‌ها

افراد مورد بررسی، ۲۵۸(۵۸/۶ ٪) زن، و ۱۸۲(۴۱/۴ ٪) مرد بودند. میانگین سنی بیماران، ۳۹/۱ سال بود و در دامنه سنی ۲۰ تا ۶۰ سال قرار داشتند. ۳۴۰(۷۷/۳ ٪) از شرکت کنندگان متاهل، و ۱۰۰(۲۲/۷ ٪) مجرد بودند. ۲۴۴(۵۵/۵٪) دارای تحصیلات دیپلم و پایین‌تر، ۱۴۸(۳۳/۶٪) لیسانس، ۳۰(۶/۸ ٪) فوق لیسانس، و ۱۸(۴/۱ ٪) دارای مدرک تحصیلی دکترا بودند. میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱: میانگین و انحراف معیار نمرات شدت درد، ناگویی هیجانی، باورهای فراشناختی

	مردان		زنان		کل	
متغیر	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار
شدت درد	۶,۱۵۰	۲,۱۳۷	۶,۹۸۰	۱,۹۴۳	۶,۶۲۰	۲,۰۶۹
ناگویی خلقی	۳۶,۹۲۷	۷,۵۰۸	۳۸,۹۴۴	۹,۱۵۹	۳۸,۰۷۲	۸,۵۳۴
باورهای فراشناختی	۴۰,۱۲۵	۶,۳۴۹	۴۲,۷۹۳	۸,۰۵۱	۴۱,۶۳۹	۷,۴۷۴

نتایج آزمون همبستگی پیرسون در جدول ۲ نشان داده شده است. بر اساس داده‌های این جدول، شدت درد با ناگویی هیجانی و باورهای فراشناختی در سطح ۰,۰۱، همبستگی مثبت معنادار دارد. ناگویی هیجانی با باورهای فراشناختی در سطح ۰,۰۱ همبستگی مثبت معنادار دارد.

جدول ۲: ضرایب همبستگی پیرسون بین نمره‌های بیماران مبتلا به درد مزمن درمورد شدت درد، ناگویی هیجانی، باورهای فراشناختی

متغیر	۱	۲	۳
۱- شدت درد	۱		
۲- ناگویی هیجانی	۰,۳۸۶**	۱	
۳- باورهای فراشناختی	۰,۳۳۷**	۰,۳۰۶**	۱

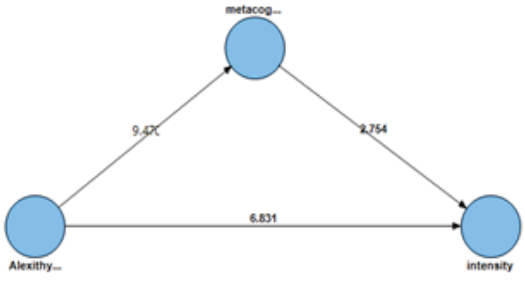
*معنا داری در سطح ۰,۰۵

**معناداری در سطح ۰,۰۱

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

بررسی مدل در پژوهش حاضر به سبب ویژگی خاص آن (وجود متغیر شدت درد، که تنها با یک سوال مورد ارزیابی قرار می‌گرفت)، با نرم افزار smart PLS-3 به انجام رسید. نتایج بدست آمده از آزمون‌های پایایی مدل، بیانگر آلفای کرونباخ بالاتر از ۰,۵، پایایی اشتراکی بالاتر از ۰/۵، و پایایی ترکیبی بالاتر از ۰/۷ در کلیه متغیرها بود. در خصوص روایی مدل، پس از حذف سوالات با بارهای عاملی (که سهم هر سوال را در پیش بینی آن متغیر مشخص می‌سازد) کمتر از ۰,۷ بنا به پیشنهاد هنسلر[۳۳]، آزمون‌های روایی همگرای مدل، حاکی از معنادار بودن کلیه بارهای عاملی بود. میانگین واریانس استخراجی (AVE)، در کلیه متغیرها بزرگتر از ۰/۵ و همچنین پایین‌تر از میزان پایایی ترکیبی(CR) بود. درخصوص روایی واگرا، آزمون بارهای عرضی انجام شد و واگرایی سوالات هر متغیر نسبت به متغیر دیگر مورد تایید قرار گرفت. در آزمون فورنل و لارکر نیز جذر AVE، از همبستگی آن متغیر با سایر متغیرها بیشتر بود؛ که این جداول به دلیل گستردگی آن قابل نمایش در مقاله نبود.

مدل مورد بحث در پژوهش حاضر، در حالت معناداری ضرایب، در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل۱: مدل اندازه‌گیری در حالت معناداری ضرایب

آزمون معناداری مسیرهای مستقیم فرضیات پژوهش در جدول ۳ نمایش داده شده است.

جدول ۳: آزمون معناداری مسیر فرضیات پژوهش

مسیرها	آزمون آماری t	بتا	خطای استاندارد	سطح معناداری
شدت درد <- ناگویی هیجانی	۶,۶۸۳	۰,۲۹۲	۰,۰۴۳	۰,۰۱
باورهای فراشناختی <- ناگویی هیجانی	۹,۴۸۳	۰,۴۰۱	۰,۰۴۲	۰,۰۱
شدت درد <- باورهای فراشناختی	۲,۴۲۰	۰,۱۱۹	۰,۰۴۹	۰,۰۵

چنانکه در جدول ۳ قابل مشاهده است، کلیه مسیرهای موجود در مدل، معنا دار هستند که این معناداری در شکل ۱ نیز قابل مشاهده است.

نتایج حاصل از آزمون معناداری مدل، بیانگر موارد زیر است:

ناگویی هیجانی(t= ۶/۶۸ و β =۰/۲۹)، و باورهای فراشناختی (t= ۲/۴۲ و β=۰/۱۱)، می‌توانند واریانس شدت درد را تبیین کنند. همچنین، ناگویی هیجانی می‌تواند تبیین کنندهٔ باورهای فراشناختی(t= ۹/۴۸ و β= ۰/۴۰) باشد.

جهت تعیین نقش واسطه‌ای باورهای فراشناختی میان ناگویی هیجانی و شدت درد، از آزمون سوبل استفاده شد که نتایج آن در جدول ۴ قابل مشاهده است.

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

جدول ۴: Z سوبل برای مسیرهای غیر مستقیم

مسیر غیرمستقیم	حاصل‌ضرب بتاهای مستقیم	آزمون سوبل	ارزش p
نقش واسطه‌ای فراشناخت‌ها میان ناگویی هیجانی و شدت درد	۰,۰۳۴	۲,۳۴۴	۰,۰۱۹

مطابق با این یافته‌ها، باورهای فراشناختی می‌توانند میان ناگویی هیجانی و شدت درد ادراک شده، با سطح معناداری ۰,۰۵، نقش میانجی یا واسطه داشته باشد. بر اساس نتایج بدست آمده از آزمون R^2، متغیرهای مستقل ناگویی هیجانی و باورهای فراشناختی، روی هم رفته ۰/۲۸ درصد از شدت درد را تبیین می‌کنند (ناگویی هیجانی ۰/۱۲۸ و باورهای فراشناختی ۰/۱۶۱) که این مقدار در مقایسه با سه مقدار (۰/۱۹، ۰/۳۳، ۰/۶۷) تعیین شده توسط چین[۳۴]، متوسط ارزیابی می‌شود.

جهت سنجش کیفیت مدل اندازه‌گیری، از شاخص روایی متقاطع اشتراکی (CV.Com)، و برای سنجش کیفیت مدل ساختاری از آزمون ارتباط پیش بین با شاخص روایی متقاطع افزونگی (CV.Red) استفاده شد، که در جدول ۵ قابل ملاحظه است.

جدول ۵: آزمون‌های سنجش کیفیت مدل

آزمون‌های سنجش کیفیت مدل/ متغیرها	شدت درد	ناگویی هیجانی	باورهای فراشناختی
کیفیت مدل اندازه‌گیری (شاخص CV. Com)		۰,۴۱۷	۰,۴۳۱
کیفیت مدل ساختاری (شاخص CV. Red)	۰,۱۲۰	۰,۵۸۵	۰,۰۹۸

مقادیر به دست آمده از شاخص روایی متقاطع اشتراکی، در مقایسه با مقادیر (۰,۰۲ ضعیف، ۰,۱۵متوسط، ۰,۳۵ قوی) تعیین شده توسط هنسلر، رینگل و سنکوویکز[۳۳]، بیانگر کیفیت قوی مولفه‌های ناگویی هیجانی و باورهای فراشناختی است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های بسیار مناسبی برای اندازه‌گیری متغیرها، از ادبیات استخراج شده است. نتایج بدست آمده از شاخص روایی متقاطع افزونگی نیز در مقایسه با مقادیر مذکور، بیانگر کیفیت متوسط متغیر شدت درد می‌باشد که این نشان می‌دهد متغیرهای مستقل نسبتا مناسبی از ادبیات استخراج شده که با کیفیتی نسبی می‌توانند شدت درد را پیش‌بینی کنند. متغیر ناگویی هیجانی به لحاظ نقشی که در کیفیت مدل ساختاری دارد، از کیفیت قوی برخوردار است، و متغیر باورهای فراشناختی نیز کیفیتی نسبتا متوسط دارد.

جهت سنجش کیفیت مدل کلی نیز از شاخص GOF استفاده شد. در پژوهش حاضر، مقدار برآمده از این شاخص، ۰,۳۲۵ می‌باشد؛ که از طریق فرمول زیر بدست آمد و در مقایسه با سه مقدار ذکر شده توسط چین[۳۴] که پیش‌تر اعلام شد، متوسط ارزیابی می‌شود.

$$GOF=\sqrt{avrage(Comunalitie)}*R^2= 0.325$$

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان داد که رابطهٔ ناگویی هیجانی با شدت درد، مثبت و معنادار است. این نتیجه که با یافته‌های پژوهش‌های پیشین[۴-۷] مطابقت دارد، بر حسب احتمالات زیر تبیین می‌شود. این احتمال وجود دارد که افراد مبتلا به ناگویی هیجانی، حساسیت بیش از حدی به احساس‌های بدنی و برانگیختگی درونی داشته باشند و

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

به سبب نقص در سیستم نظم دهی هیجانی، پاسخ‌های هیجانی طولانی مدتی را به محرک درد نشان دهند؛ و این همان مکانیسم محتملی باشد که ناگویی هیجانی را به درد مزمن پیوند می‌دهد[۳].

همچنین ممکن است نقص در توانایی نمادی‌سازی هیجانات، منجر به بروز مسائلی همچون عکس‌العمل‌های فیزیولوژیکی غیر عادی و توانایی آسیب دیده برای خود مراقبتی و خود نظم دهی[۳۵] شده و بدین طریق بر شدت درد ادراک شده و طول مدت آن اثرگذار باشد.

از طرف دیگر، توانایی محدود برای پردازش شناختی هیجان‌ها از طریق تجربهٔ آنها به عنوان احساس‌هایی هشیار، منجر به تقویت حواس تنی همراه با برانگیختگی هیجانی، و یا عکس‌العمل‌های فیزیکی به عنوان پاسخ‌هایی فوری به برانگیختگی ناخوشایند می‌گردد[۳۶]. درواقع، افرادی که دچار ناگویی هیجانی بوده و در شناسایی و توصیف هیجانات خود دچار مشکل هستند، در هنگام مواجهه با درد نیز قادر به تشخیص هیجانات نبوده و بنابراین در مدیریت و کنترل درد نیز با مشکل مواجه خواهند بود.

از طرف دیگر، نتایج این پژوهش نشان داد که باورهای فراشناختی، میان ناگویی هیجانی و شدت درد ادراک شده در بیماران مبتلا به درد مزمن، نقش واسطه‌ای دارند. با توجه به اینکه این نقش واسطه‌ای، جزئی بود می‌توان چنین نتیجه‌گیری کرد که بخشی از رابطهٔ ناگویی هیجانی با شدت درد در بیماران مبتلا به درد مزمن از طریق باورهای فراشناختی اعمال می‌شود.

نقص در توانایی و یا به کار گیری فراشناخت، پیامدهای دراز مدتی برای خود-تجربه‌گری شخص و عمل کردن در حیطه درون فردی به همراه دارد[۳۷] و لذا این احتمال وجود دارد که عملکردهای هیجانی(چنانکه در ناگویی هیجانی دیده می‌شود[۱۸] به نحوی قوی با فراشناخت پیوند داشته باشند[۱۷].

از آنجا که فراشناخت‌ها نقش مهمی در افزایش یا متوقف کردن مولفه‌های شناختی مرتبط با درد دارند[۱۰]، لذا نقش بسیار اساسی آنها در نحوهٔ ادراک درد در افراد مبتلا به درد مزمن بسیار بدیهی و آشکار است.

همچنین شوتز[۳۸] چنین عنوان می‌کند که باورهای فراشناختی منفی (به عنوان مثال، نگرانی برای من خطرناک است)، ارتباط میان فاجعه‌سازی درد و رفتارهای درد ناسازگارانه را میانجی گری می‌کند. که این مطلب نیز می‌تواند تایید کنندهٔ نقش اساسی باورهای فراشناختی در شدت درد ادراک شده توسط بیماران باشد.

شوتز[۱۴] چنین مطرح می‌نماید که مولفه‌های فراشناختی بر پاسخ‌های فاجعه‌آمیز افراد نسبت به درد و همچنین بر میزان نشخوارهای فکری آنان راجع به درد اثرگذار است. به طور خلاصه می‌توان این فرآیند را چنین تبیین کرد که ناگویی هیجانی که با نقص در توانایی شناسایی و توصیف هیجانات همراه است، همچنین در بعد فراشناختی نیز از طریق اثرگذاری بر فرآیندهای تفکر، بر شدت ادراک درد در بیماران مبتلا به دردهای مزمن، تاثیرگذار خواهد بود.

این بدان معناست که نقص در شناسایی هیجانات که ناتوانی در کنترل و مدیریت آنها را نیز به همراه خواهد داشت، همچنین بر فرآیندهای تفکر نیز تاثیر داشته و از طریق ایجاد خلل در فرآیند سازگارانهٔ تفکر، ادراک شدت درد را نیز که متاثر از هردوی عوامل هیجانی و فراشناختی است تحت تاثیر قرار داره و بدین طریق موجب می‌شود که این افراد، درد خود را با شدت بیشتری تجربه نمایند.

در پژوهش حاضر، محدودیت‌های پژوهش عبارت بودند از: محدودیت جامعه آماری پژوهش و نوع پژوهش که محدودیت‌هایی را در حیطه تعمیم یافته‌ها مطرح می‌کند و لازم است در نظر گرفته شود.

نمونهٔ مورد بررسی در این پژوهش، نمونه‌ای محدود بود و لذا در تعمیم یافته‌ها به سایر جمعیت‌ها باید احتیاط شود. برای بررسی دقیق‌تر پیشنهاد می‌شود پژوهش‌هایی در این حیطه با گروه‌های نمونه گوناگون و در جمعیت‌های آماری گونان انجام شود. همچنین پیشنهاد می‌شود درمانگرانِ بیماری‌های روان‌تنی، با توجه به نتایج برآمده

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

از پژوهش حاضر، تاکید بیشتری بر مولفه‌های فراشناختی داشته و همچنین پژوهشگران نیز این مولفه را که در پژوهش‌های پیشین تا حدودی مورد غفلت واقع شده است، بیش از پیش مدّ نظر قرار دهند. در ادامهٔ پژوهش حاضر و در راستای بدست آوردن الگویی یکپارچه از عوامل موثر در شدت درد در افراد مبتلا به درد مزمن، پیشنهاد می‌شود سایر متغیرهایی که ممکن است در رابطه میان ناگویی هیجانی و شدت درد نقش واسطه‌ای داشته باشند نیز مورد ارزیابی قرار گرفته و در نهایت مدلی یکپارچه از این متغیرها جهت بدست آوردن الگوهای درمانی در مراحل بعدی، حاصل شود.

تقدیر و تشکر

در پایان از همکاری کلینیک درد ماهان، و کلینیک جامع طب فیزیکی و توانبخشی آرمان و کلیه افرادی که به عنوان آزمودنی در پژوهش حاضر مشارکت داشتند، صمیمانه سپاسگزاریم.

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

References

1. Reid, K. J., Harker, J., Bala, M. M., Truyers, C., Kellen, E., Bekkering, G. E., & et al. Epidemiology of chronic non-cancer pain in Europe: Narrative review of prevalence, pain treatments and pain impact. Current Medical Research and Opinion. 2011; 27(2), 449-462.
2. Turk, D. C., Okifuji, A., Sinclair, ID., Stan, TW. Pain, disability and physical functioning in subgroups of fibromyalgia patients. Journal of Rheumatology. 1996 ; 23, 1255- 1262.
3. Kano, M., Fukudo, S. The alexithymic brain: the neural pathways linking alexithymia to physical disorders. Bio psycho social Medicine. 2013 ; 7, 1.
4. Shibata, M., Ninomiya, T., Jensen, MP., Anno, K., Yonemoto, K., Makino, S., et al. Alexithymia is associated with greater risk of chronic pain and negative affect and with lower life satisfaction in a general population: the Hisayama Study. PLos One. 2014 ; 9(3): e 90984.
5. Bottiroli, S., Galli, F., Viana, M., Sances, G., Allena, M., & et.al. P008. Alexithymia and chronic migraine with medication overuse: what relationship? The Journal of Headache and Pain. 2015; 16(Suppl 1): A150
6. Burger, A. J., Lumley, M. A., Carty, J. N., Latsch, D. V., Thakur, E. R., & et al. The effects of a novel psychological attribution and emotional awareness and expression therapy for chronic musculoskeletal pain: A preliminary, uncontrolled trial. Journal of Psychosomatic Research. 2016; 81, 1–8.
7. Chang, M-C., Chen, P-F., Lung, F-W. Personality disparity in chronic regional and widespread pain. Psychiatry Research. 2017 ; 254, 284–289.
8. Bagby, R. M., & Taylor, G. J. Affect dysregulation and alexithymia, In G. J. Taylor, R. M. Bagby, & J. D. A. Parker (Eds.), Disorders of affect regulation: Alexithymia in medical and psychiatric illness (pp. 26-45). 1997; Cambridge: University Press
9. Taylor, G. J., & Bagby, R. M. An overview of the alexithymia construct. In R. Bar-On & J. D. A. Parker (Eds.), The handbook of emotional intelligence: Theory, development, assessment, and application at home, school, and in the workplace, (pp. 40-67). 2000 ; San Francisco: Jossey-Bass.
10. Yoshida, T., Nakamura, T., Kubo, C., Hosoi, M., Arimura, T., Molton, I. R., Jensen, M. P. Cognitions, Metacognitions, and Chronic Pain. Rehabilitation Psychology. 2012 ; 57, 3, 207–213.
11. Leung, L. Pain catastrophizing: An updated review. Indian Journal of Psychological Medicine. 2012 ; 34, 204–217. doi:10.4103/0253-7176.106012
12. Spada, M. M., Gay, H., Nik cevi c, A. V., Fernie, B. A., & Caselli, G. Meta-cognitive beliefs about worry and pain catastrophising as mediators between neuroticism and pain behaviour. Clinical Psychologist. 2015; 20, 138–146. doi:10.1111/ cp.12081
13. Zarbo, C., Brugnera, A., Frigerio, L., Malandrino, C., Rabboni, M., Bondi, E., Compare, A. Behavioral, cognitive, and emotional coping strategies of women with endometriosis: a critical narrative review. Arch Womens Ment Health. 2017 ; DOI 10.1007/s00737-017-0779-9.
14. Sch€utze, R., Rees, C., Slater, H., Smith, A., Sullivan, P. O. 'I call it stinkin' thinkin'': A qualitative analysis of metacognition in people with chronic low back pain and elevated catastrophizing. British Journal of Health Psychology. 2017; 22, 463–480.
15. Wells, A. A multidimensional measure of worry: development and preliminary validation of the Anxious Thoughts Inventory. Anxiety Stress and Coping. 1994a; 6, 289-299.
16. Sullivan, M. J., Rodgers, W. M., & Kirsch, I. Catastrophizing, depression and expectancies for pain and emotional distress. Pain. 2001; 91(1–2), 147–154. doi:10.1016/ S0304-3959(00)00430-9

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

17. Gumley, A. Metacognition, affect regulation and symptom expression: A transdiagnostic perspective. Psychiatry Research. 2011; 190, 72–78.
18. Vanheule, S., Meganck, R., Desmet, M. Alexithymia, social detachment and cognitive processing. Psychiatry Research. 2011; 190 (1), 49–51 (this issue).
19. Breivik, H. Patients' subjective acute pain rating scales (VAS, NRS) are fine; more elaborate evaluations needed for chronic pain, especially in the elderly and demented patient. Scandinavian Journal of Pain. 2017; 15:73–74.
20. Zalmay, P., Williams, A. C. D. C. How do medical students use and understand painrating scales? Scandinavian Journal of Pain. 2017; 15:68–72.
21. Ferraz, M. B., Quaresma, M. R., Aquino, L. R. L., Atra, E., Tugwell, P., Goldmith, C. H. Reliability of pain scales in the assessment of literate and illiterate patients with rheumatoid arthritis. Journal of Rheumatology. 1990; 17:1022–4.
22. Bagby, R.M., Parker,J. D. A., Taylor, G. J. The twenty-item Toronto Alexithymia scale—I. Item selection and cross-validation of the factor structure. Journal of Psycho somatic Research. 1994a; 38,23–32.
23. Parker, J. D. A., Taylor, G. J., & Bagby, R. M. The relationship between emotional intelligence and alexithymia. Personality and Individual Differences. 2001; 30, 107-115.
24. Parker, J. D. A., Taylor, G. J., & Bagby, R. M. The 20-item Toronto Alexithymia Scale: III reliability and factorial validity in a community population. Journal of Psychosomatic Research. 2003; 55, 269-275.
25. Palmer, B. R., Gignac, G., Manocha, R., & Syough, C. A psychometric evaluation of the Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test Version 2.0. Intelligence. 2004; 33, 285-305.
26. Pandey, R., Mandal, M. K., Taylor, G. J., & Parker, J. D. A. Cross-cultural alexithymia: development and validation of a Hindi translation of the 20-item Toronto Alexithymia Scale. Journal of Clinical Psychology. 1996 ;52, 173-176.
27. Besharat, M. A. Reliability and factorial validity of Farsi version of the Toronto Alexithymia Scale with a sample of Iranian students. Psychological Reports. 2007; 101, 209-220.
28. Besharat, M. A.]Toronto Alexithymia Scale: Questionnaire, Instruction and Scoring[(Persian Version). Evolutionary psychology(Iranian psychologists). 1392; 37, 90-92.
29. Cartwright-Hatton, S., & Wells, A. Beliefs about worry and intrusions: The Metacognitions Questionnaire. Journal of Anxiety Disorders. 1997; 11: 278-315.
30. Wells, A. Metacognitive Therapy for Anxiety and Depression. Guilford Press. 2011.
31. Wells, A., Cartwright-Hatton, S. A short form of the metacognition questionnaire: properties of the MCQ-30. Behavior Research and Therapy. 2004; 42(4), 385-396.
32. Shirinzadeh Dastgiri, S., Goodarzi, M. A., Rahimi, CH., Naziri, GH.]Study of factor structure, validity and reliability of metacognition questionnaire-30[. (persian). Journal of psychology. 1387; 48,12(4), 445-461. (persion).
33. Henseler, J., Ringle, C. M., Sinkovics, R. R. The use of partial least squares path modeling in international marketing. In: Sinkovics, R.R., Ghauri, P. N. (Eds.), Advances in International Marketing. Emerald Bingley. 2009; 277-320.
34. Chin, W. W. Issues and opinion on structural equation modeling. MIS Quarterly. 1998; 21, 7-16.
35. Nemiah, J. C. Affect and fantasy in patients with psychosomatic disorders. London UK: Butterworths. 1970.
36. Taylor, G. J., Bagby, R. M., Parker, J. D. The

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

alexithymia construct. A potential paradigm for psychosomatic medicine. Psychosomatics. 1991; 32(2):153-164.

37. Brüne, M., Schaub, D., Juckel, G., Langdon, R. Social skills and behavioral problems in schizophrenia: the role of mental state attribution, neurocognition and clinical symptomatology. Psychiatry Research. 2011; 190 (1), 9–17.
38. Sch€utze, R. Re-thinking over-thinking pain: What can metacognition add to our understanding of pain catastrophising? Clinical Psychologist. 2016; 20, 147–153.

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]

Journal of Anesthesiology and Pain Autumn 2018, Vol 9, NO 1

The mediating role of meta-cognitive beliefs between alexithymia and chronic pain intensity

Marzieh Pahlevan[1], Mohammad Ali Besharat[2*], Ahmad Borjali[3], Hojjatollah Farahani[4]

1. *PhD student of health psychology, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran.*
2. *PhD in clinical psychology, Professor, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran, Tehran, Iran.*
3. *PhD of psychology, Associate Professor, Department of Psychology, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran.*
4. *PhD of psychometrics, Assistant professor, Department of psychology, Faculty of Psychology, Branch of medical science, Islamic Azad University, Tehran, Iran.*

ABSTRACT

Aims and background: chronic pain isn't always psychosomatic. Chronic pain, is a disorder that has a lot of psychological components and onethat a lot of people have at some point in their life. The aim of this study was to determine the role meta-cognitive beliefs play in mediating between alexithymia and the intensity of pain that is perceived percipience by the patients with chronic pain.

Materials and Methods: This study evaluated patients aged 20-60 with chronic pain who had been referred to the Mahan clinic and the physical medicine and rehabilitation clinic of Arman in Tehran from the spring of 1396 to autumn of 1396. During this time frame 440 patients who had at least 3 months of musculoskeletal pain, were chosen. Theyanswered the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20) the Meta-cognition Questionnaire (MCQ-30), and the Numeric Rating Scale (NRS).

Findings: The intensity of pain was coorelated positively with with alexithymia ($p< 0.001$) and meta-cognitive beliefs ($p< 0.001$). Alexithymia had a positive coorelationwith meta-cognitive beliefs ($p< 0.001$). Alexithymia ($t=6.68$, $\beta= 0.29$), and meta-cognitive beliefs ($t= 2.42$, $\beta= 0.11$) could clarify the variance of the pain intensity. Alexithymia could also clarify the meta-cognitive beliefs ($t= 9.48$, $\beta= 0.40$).

Conclusion: Based on the findings, the relation between alexithymia and the intensity of pain, was not a simple linear relationship, but meta-cognitive beliefs, could affect this relationship.

Keywords: metacognitions, alexithymia, chronic pain

Please cite this paper as:

Pahlevan M, Besharat MA, Borjali A, Farahani H[The mediator role of meta-cognitive beliefs between alexithymia and the intensity of pain in patients with chronic pain (Persian)]. J Anesth Pain 2018;9(1):1-13.

Corresponding Author: Mohammad Ali Besharat, Department of Psychology, Faculty of Psychology and Education, University of Tehran.
Email: besharat@ut.ac.ir

[Downloaded from jap.iums.ac.ir on 2025-03-11]