Validation and Psychometric Evaluation of the Persian Version of the Certainty About Mental States Questionnaire (CAMSQ): in Iranian Adult

Fatemeh Mansouri, PhD Candidate, Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology, University of Science and Culture, Tehran, Iran
ORCID: https://orcid.org/0009-0005-0449-064, Email: f.mansouri@stu.usc.ac.ir
Nazanin Abed, Assistant Professor, Department of Clinical Psychology, Faculty of Psychology, University of Science and Culture, Tehran, Iran,
ORCID: https://orcid.org/0000-0002-3166-3670, Email: abed@usc.ac.ir

Abstract
Aim: Mentalization the ability to understand one's own and others' mental states is crucial for emotion regulation and social functioning. Deficits in mentalization are linked to psychological disorders, making accurate assessment important. The Certainty About Mental States Questionnaire (CAMSQ) is a novel tool, and its Persian version has not been validated. This study aimed to evaluate the psychometric properties of the Persian CAMSQ in Iranian adults.
Methods: In this applied, descriptive-survey study, the CAMSQ was translated into Persian using forward–backward translation and assessed for content validity and conceptual equivalence. Participants were 500 adults aged 20–50 years, with at least a high school education and no history of psychological disorders, recruited through convenience and online sampling. 60 participants completed the questionnaire again after two weeks to assess test–retest reliability. Convergent and divergent validity were examined using the Empathy Questionnaire, Self-Esteem Scale, and Reflective Functioning Questionnaire.
Results: Exploratory factor analysis supported a two factor structure Self-Certainty and Other-Certainty with factor loadings above 0.50, explaining 47.6% of the variance. The overall scale and subscales showed high internal consistency (Cronbach's $\alpha = 0.895$) and good test–retest reliability ($r = 0.82$). Positive correlations with empathy and self-esteem and negative correlations with reflective functioning indicated satisfactory convergent and divergent validity.
Conclusion: The Persian CAMSQ is a reliable and valid instrument for assessing certainty about mental states in Iranian adults, supporting its use in psychological, clinical, and educational research.

Keywords: Self-Certainty, Other-Certainty, Certainty About Mental States, Psychometrics, Validity

Pre-release version

اعتباریابی و بررسی روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه «قطعیت درباره وضعیت ذهنی» (CAMSQ) در بزرگسالان ایرانی

فاطمه منصوری، کاندیدا دکتری، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده روانشناسی، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران. کدارکید: ۰۶۴۶-۰۴۴۹-۰۰۰۵-۰۰۰۹ ایمیل: f.mansouri@stu.usc.ac.ir
نازنین عابد، استادیار، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده روانشناسی، دانشگاه علم و فرهنگ، تهران، ایران. کد ارکید:0000-0002-3166-3670 ایمیل: abed@usc.ac.ir

چکیده

هدف: ذهنی‌سازی، توانایی درک و تفسیر حالات ذهنی خود و دیگران است که در تنظیم هیجان و روابط اجتماعی نقش اساسی دارد. نقص در این توانایی با اختلالات روان‌شناختی مرتبط او سنجش دقیق آن ضروری است. پرسشنامه «قطعیت درباره وضعیت ذهنی» ابزاری نوین است که نسخه فارسی آن هنوز اعتبارسنجی نشده است. هدف این پژوهش، اعتباریابی و بررسی روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه قطعیت درباره وضعیت ذهنی در جمعیت بزرگسال ایرانی بود.

روش: پژوهش کاربردی و توصیفی -پیمایشی بود. نسخه فارسی پرسشنامه ترجمه و روایی محتوا و معادل‌سازی مفهومی آن بررسی شد. جامعه آماری شامل بزرگسالان ۲۰ تا ۵۰ سال با حداقل مدرک دیپلم و بدون اختلال روانی بود. نمونه‌گیری به روش در دسترس و آنلاین انجام شد (۵۰۰ نفر). برای پایایی بازآزمایی، ۶۰ نفر دو هفته بعد پرسشنامه را تکمیل کردند. پرسشنامه‌های همدلی، عزت‌نفس و عملکرد بازتابی برای بررسی اعتبار همگرا ابزار به‌کار رفت.

یافته‌ها: تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل «خوداطمینانی» و «دیگراطمینانی» با بارهای عاملی بالای ۰/۵۰ و مجموع ۴۷/۶ درصد واریانس تبیینی را تأیید کرد. پایایی درونی مقیاس و زیرمقیاس‌ها بالا (آلفای کل ۰/۸۹۵) و پایایی بازآزمایی ۰/۸۲ به دست آمد. همبستگی مثبت مؤلفه‌ها با همدلی و عزت‌نفس و همبستگی منفی با عملکرد بازتابی، اعتبار همگرا و واگرای مناسبی را نشان داد.

نتیجه‌گیری: نسخه فارسی پرسشنامه «قطعیت درباره وضعیت ذهنی» ابزار قابل اعتماد و کاربردی برای ارزیابی قطعیت ذهنی در جامعه ایرانی است و می‌تواند در مطالعات روان‌شناختی، بالینی و آموزشی مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی؛ خوداطمینانی، دیگر اطمینانی، قطعیت درباره وضعیت ذهنی، روان سنجی، روایی

مقدمه

ذهنی‌سازی[1](یا عملکرد بازتابی[2]) ظرفیت تشخیص و تفسیر حالات ذهنی (مانند خواسته‌ها، نیازها، احساسات، دلایل، باورها) در خود و دیگران است (کوبر و همکاران، ۲۰۱۹). به عبارت دیگر ذهنی‌سازی یک توانایی است که در روان‌شناسی به درک وضعیت روانی خود یا دیگران می‌گویند. این توانایی زیربنای رفتار مشهود است (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۰). ذهنی‌سازی فرایندی ذهنی و تخیلی است که به فرد کمک می‌کند رفتار خود و دیگران را بر اساس حالات درونی و ذهنی مانند نیازها، خواسته‌ها، احساسات، باورها و اهداف درک و تفسیر کند (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۸). علاوه بر ویژگی‌های ساختاری، ظرفیت ذهنی‌سازی در بستر تجارب دلبستگی ایمن در دوران نوزادی و کودکی شکل می‌گیرد. در این فرایند، توانایی مراقب در درک دقیق افکار و مقاصد عمدی نوزاد و همچنین تشویق محیط به توجه به حالات درونی و روانی کودک، نقش تعیین-کننده‌ای در رشد ظرفیت ذهنی‌سازی دارد. ظرفیت ذهنی‌سازی نسبت به خود یا خودذهنی‌سازی، به توانایی فرد در شناخت و درک احساسات خود و داشتن وضوح عاطفی نسبت به آن‌ها اشاره دارد. این توانایی در خودتنظیمی هیجانی اهمیت دارد، زیرا به فرد کمک می‌کند آرامش عاطفی خود را حفظ کند، بر پریشانی شخصی غلبه کند و واکنش‌های دیگران را بهتر درک نماید (بالسپی و همکاران، ۲۰۲۱). از آنجا که توانایی درک حالات روانی دیگران، موجب می‌شود بتوانیم رفتار آن‌ها را بر اساس نیت‌ها، باورا و خواسته‌هایشان پیش‌بینی و تفسیر کنیم، این ظرفیت به عنوان عامل مهم در ایجاد محیطی قابل پیش‌بینی‌تر و معنادارتر شناخته می‌شود. چنین توانایی مزیتی اساسی در تعاملات اجتماعی ایجاد کرده و نقش مهمی در شکل‌گیری روابط هماهنگ ایفا می‌کند. بنابراین، ظرفیت ذهنی‌سازی به‌عنوان یک توانایی بنیادین برای سازگاری در محیط اجتماعی پیچیده انسان در نظر گرفته می‌شود (لویتن و فوناگی، ۲۰۱۵).

بر اساس نظریه ذهنی‌سازی، برداشت افراد از توانایی ذهنی‌سازی خود را می‌توان در سه الگوی کیفی متمایز طبقه‌بندی کرد. این الگوها به‌طور عمده براساس میزان اطمینان فرد در استنتاج حالت‌های ذهنی خود و دیگران از یکدیگر تعیین می‌شوند. در الگوی ذهنی‌سازی سالم، فرد ابهام موجود در شناخت حالات ذهنی را می‌پذیرد؛ به این معنا که درک می‌کند انسان‌ها هیچ‌گاه آگاهی

[1] mentalization

[2] reflective function

کامل و مطلقی از فرآیندهای درونی خود و سایر افراد ندارند (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۹). همان‌طور که فوناگی و همکاران (۲۰۱۶) بیان می‌کنند، «یک موضع ذهنی سالم با فروتنی در شناخت حالت‌های ذهنی خود و همچنین فروتنی در استنباط حالت‌های ذهنی دیگران مشخص می‌شود». در مقابل، دو شکل دیگر ذهنی‌سازی مختل وجود دارد که نشان‌دهنده انحراف از سطح بهینه اطمینان در ذهنی‌سازی هستند. یکی از این الگوها، بیش‌ذهنی‌سازی (یا شبه‌ذهنی‌سازی) است که با اطمینان بیش از حد فرد نسبت به توانایی ذهنی‌سازی خود مشخص می‌شود. افراد دارای این سبک، حالت‌های ذهنی خود و دیگران را بیش از حد تفسیر می‌کنند، توانایی ذهنی‌سازی خود را بسیار بالا ارزیابی می‌نمایند و معمولاً درگیر روایت‌های طولانی و پیچیده درباره افکار و احساسات می‌شوند که الزاماً با واقعیت تطابق ندارد (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۹). چنین افرادی ممکن است رفتارهای اجتماعی نامناسبی بروز دهند؛ برای مثال، با نسبت دادن انگیزه‌های بدخواهانه به خود یا دیگران، به نتیجه‌گیری‌های عجولانه و نادرست دربارهٔ رفتار دیگران می‌رسند (بو و همکاران، ۲۰۱۷). در یک حالت مطلوب، افراد سطح متعادلی از اطمینان نسبت به حالت‌های ذهنی خود و دیگران دارند. با این حال، دو الگوی ناسازگار از ذهنی‌سازی نیز وجود دارد. کم‌ذهنی‌سازی زمانی رخ می‌دهد که فرد نسبت به حالت‌های ذهنی خود و دیگران اطمینان کافی ندارد و در نتیجه در درک و تفسیر تجارب ذهنی دچار دشواری می‌شود. در مقابل، بیش‌ذهنی‌سازی وضعیتی است که در آن فرد فراتر از شواهد موجود، به استنتاج‌های گسترده درباره حالت‌های ذهنی می‌پردازد و سطح اطمینان غیرواقع‌بینانه‌ای نسبت به برداشت‌های خود دارد. این دو سبک نشان‌دهنده انحراف از الگوی سالم ذهنی‌سازی بوده و می‌توانند به سوءبرداشت‌های شناختی و مشکلات در تعاملات اجتماعی منجر شوند (مولر و همکاران، ۲۰۲۳). احمدی و همکاران (۱۳۹۹) چهار مؤلفه یا ابعاد مختلف ظرفیت ذهنی‌سازی را شناسایی کرده‌اند که عبارت‌اند از: ۱-ذهنی‌سازی خودکار در مقابل ذهنی‌سازی کنترل‌شده ۲-ذهنی‌سازی خود در مقابل ذهنی‌سازی دیگران ۳-ذهنی‌سازی درونی در مقابل ذهنی‌سازی بیرونی ۴-ذهنی‌سازی شناختی در مقابل ذهنی‌سازی عاطفی، که نشان‌دهنده فرایندهای مختلف شناختی اجتماعی است و انواع مختلف بیماری‌های روانی را می‌توان به‌عنوان عدم تعادل در این ابعاد تبیین کرد. چارچوب ذهنی‌سازی سالم، کارکرد شخصیت بهنجار در معیار A توصیف می‌شود که از جمله

ویژگی‌های آن، توانایی بازتاب سازنده در مورد خود، درک و قدردانی از تجربیات و انگیزه‌های دیگران است. به‌طور کلی، فرض می‌شود که همه اختلالات شخصیت شامل برداشت‌های تحریف‌شده از خود و دیگران هستند؛ ازجمله خودپنداره ضعیف یا شکننده، و دشواری در تفکیک مرزهای «خود» و «دیگری» (اسکودول و همکاران، ۲۰۱۱). در نظریه‌های معاصر بین‌فردی، تحریف درادراک از خود و دیگران به شکل‌گیری الگوهای تکرارشونده‌ی تعارضات بین‌فردی منجر می‌شود. این تحریف‌ها روابط را مختل کرده، مانع تحقق اهداف فردی و جمعی می‌گردند و در نهایت، موجب تجربهٔ ناراحتی روان‌شناختی و بروز علائم در فرد می‌شوند (پینکوس و همکاران، ۲۰۲۰). علاوه‌براین، تغییرات رشدی در ادراک از خود و دیگران می‌تواند نقش مهمی در بلوغ شخصیت ایفا کند؛ مفهومی که روند تدریجی شکل‌گیری ساختارهای شخصیتی سازگارتر اجتماعی را در طول زندگی توصیف می‌کند. تصور می‌شود ظرفیت ذهنی‌سازی در تعاملات اولیه با والدین شکل می‌گیرد و با گذر زمان، به‌ویژه در دوره نوجوانی، دچار تکامل و بازسازی می‌شود (پوزنیاک و همکاران، ۲۰۱۹).

به طورکلی ذهنی‌سازی به عنوان یک سازه مهم در روانشناسی بالینی، رشد فردی و همچنین در زمینه‌های کاری و سازمانی شناخته می‌شود. ازاین‌رو محققان توجه ویژه‌ای به توسعه روش‌هایی برای سنجش ظرفیت ذهنی‌سازی داشته‌اند، که عمدتاً شامل روش‌های مشاهده‌ای و تجربی است (گوری و همکاران، ۲۰۲۱). با این حال، از آنجا که این روش‌ها مبتنی بر مصاحبه و کدگذاری توسط متخصصان هستند و اجرای آن‌ها نیازمند زمان و مهارت بالینی بالاست، به‌کارگیری آن‌ها در مطالعات با حجم نمونه بزرگ را با محدودیت مواجه می‌کند (مولر و همکاران، ۲۰۲۳). علاوه‌براین، هرچند مقیاس عملکرد بازتابی به‌عنوان ابزار استاندارد طلایی برای سنجش ذهنی‌سازی شناخته می‌شود، اما شواهد موجود نشان می‌دهند که این ابزار تنها در تعداد محدودی از مطالعات بالینی تأیید شده است (دیمیتریجویچ و همکاران، ۲۰۱۸؛ مولر و همکاران، ۲۰۲۳؛ ریشتر و همکاران، ۲۰۲۱؛ درودگر و همکاران، ۱۳۹۹). بنابراین ضرورت توسعه استفاده از ابزارهای مقرون‌به‌صرفه، آسان‌اجرا و معتبر برای ارزیابی ذهنی‌سازی، به ویژه در پژوهش‌های کمّی با

نمونه‌های بزرگ‌تر احساس می‌شود، از این رو مقیاس‌های خودگزارشی مانند مقیاس عملکرد بازتابی[1]، پرسشنامه ذهنی‌سازی[2]، مقیاس ذهنی‌سازی[3]، پرسشنامه ذهنی‌سازی چندبعدی[4]، مقیاس عملکرد بازتابی‌جوانی[5] و پرسشنامه عملکرد ذهنی بازتابی والدین[6] مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند (اسلواوغلو و همکاران، ۲۰۲۴؛ کسپر و همکاران، ۲۰۲۴). اوسلواوغلو و همکاران (۲۰۲۴) روایی و پایایی نسخه ترکی پرسشنامه «قطعیت دربارهٔ وضعیت‌ذهنی[7]»، را بررسی کردند. نتایج تحلیل‌ها نشان داد که نسخه ترکی نیز همانند نسخه اصلی، تعداد گویه‌ها و ساختار دوعاملی مقیاس (قطعیت نسبت به وضعیت ذهنی خود[8] و قطعیت نسبت به وضعیت ذهنی دیگران[9]) را تأیید می‌کند. همچنین، بین خرده‌مقیاس‌های این ابزار و خرده‌مقیاس‌های عاطفی و شناختی مقیاس همدلی، همبستگی مثبت (۰/۵۰) مشاهده شد. همچنین کسپر و همکاران (۲۰۲۴) در تحقیقی به توسعه و اعتبارسنجی پرسشنامه عواطف ذهنی: یک معیار خود گزارشی برای ذهنی‌سازی احساسات خود و دیگران پرداختند. قطعیت نسبت به حالت‌های ذهنی خود از نظر اعتبار همگرا و واگرا، سازگاری درونی، پایایی آزمون-آزمون مجدد و عدم تغییر اندازه‌گیری در سراسر ایالات متحده و آلمان عملکرد خوبی داشت. همچنین مولر و همکاران (۲۰۲۳) در تحقیقی به توسعه و اعتبارسنجی این پرسشنامه پرداختند، یافته‌های پژوهش مولر و همکاران (۲۰۲۳) نشان می‌دهد که پرسشنامه «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی[10]» اشکال ناسازگارِ داشتن اطمینان بسیار کم یا بیش‌ازحد نسبت به حالت‌های ذهنی را ارزیابی می‌کند؛ امری که با مفاهیم کم‌ذهنی‌سازی و بیش‌ذهنی‌سازی هم‌خوان است.

---

[1] Reflective Functioning Questionnaire (Rfq)
[2] mentalization questionnaire
[3] mentalization scale
[4] multidimensional mentalization questionnaire
[5] rfq -youth
[6] parental rfq
[7] Certainty About Mental States Questionnaire (Camsq)
[8] self-certainty
[9] other-certainty
[10] camsq

با این حال، نسخه ایرانی این پرسشنامه تاکنون در داخل کشور اعتباریابی نشده است. بنابراین، با توجه به نبود ابزار معتبر در این زمینه و اهمیت علمی پرسشنامه «قطعیت درباره وضعیت ذهنی» ضرورت اعتباریابی آن مطرح می‌شود. بر این اساس، سؤال اصلی پژوهش حاضر این است: آیا پرسشنامه «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی» در نمونه ایرانی از روایی و پایایی مناسب برخوردار است؟

روش تحقیق

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی و از نظر روش، توصیفی-پیمایشی است و در زمره پژوهش‌های روان‌سنجی قرار می‌گیرد. جامعه آماری پژوهش شامل بزرگسالان ایرانی بود. ملاک‌های ورود شامل تابعیت ایرانی، سن ۲۰ تا ۵۰ سال، داشتن حداقل مدرک دیپلم، و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش بودند. ملاک‌های خروج شامل گزارش ابتلا به اختلالات روان‌پزشکی و ناقص بودن پرسش‌نامه‌ها بود. در مطالعات روان‌سنجی، برای تحلیل عامل اکتشافی، توصیه می‌شود حداقل ۲۰ نمونه برای هر متغیر و حداقل ۲۰۰ نفر برای تحلیل‌ها منظور گردد (کلاین، ۲۰۲۳). بر این اساس و با در نظر گرفتن احتمال ریزش، حجم نمونه این پژوهش ۵۰۰ نفر تعیین و گردآوری شد. روش نمونه‌گیری، در دسترس و به‌صورت پرسشنامه آنلاین از طریق شبکه‌های اجتماعی (تلگرام، واتساپ، روبیکا، ایتا) انجام شد. برای سنجش پایایی بازآزمایی، ۶۰ نفر از شرکت‌کنندگان آنلاین که پیش‌تر پرسشنامه را تکمیل کرده بودند، به‌طور تصادفی انتخاب شدند و پرسشنامه پس از دو هفته دوباره از طریق همان سامانه آنلاین در اختیار آن‌ها قرار گرفت. این روش ضمن رعایت محدودیت‌های جمع‌آوری داده آنلاین، امکان بررسی ثبات پاسخ‌ها را فراهم نمود.

ابزار پژوهش

در پژوهش حاضر از ابزارهای زیر استفاده شده است:

۱. مقیاس قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی (۲۰۲۳)

مقیاس قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی توسط مولر و همکاران (۲۰۲۳) برای سنجش میزان قطعیت افراد در استنباط وضعیت ذهنی خود و دیگران تدوین شد. این پرسشنامه شامل ۲۰ گویه است که بر اساس نظریه ذهنی‌سازی طراحی شده و به‌طور متوازن محتوای هیجانی، شناختی، اهداف و انگیزه‌های مرتبط با خود و دیگران را دربرمی‌گیرد. پرسشنامه دارای دو مؤلفه اصلی است: قطعیت نسبت به وضعیت ذهنی خود (۱۰ گویه) و قطعیت نسبت به وضعیت ذهنی دیگران (۱۰ گویه). پاسخ‌ها در مقیاس ۷ درجه‌ای از «۱=هرگز» تا «۷=همیشه» ثبت می‌شوند و نمره بالاتر نشان‌دهنده قطعیت بیشتر در استنباط وضعیت ذهنی است. روایی سازه ابزار از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی شده و نتایج نشان داد که مدل دوعاملی بهترین برازش را دارد. شاخص‌های برازش CFA در نسخه اصلی مطلوب گزارش شده‌اند (CFI>۰/۹۵، RMSEA<۰/۵۰). همچنین، پایایی درونی مقیاس برای کل آزمون و هر دو زیرمقیاس مناسب بوده است؛ به‌طوری که آلفای کرونباخ برای مؤلفه قطعیت خود و قطعیت دیگران بین ۰/۰۸۶ تا ۰/۹۰ و پایایی بازآزمایی با فاصله زمانی گزارش‌شده ۰/۸۰ بوده است. علاوه‌براین، روایی همگرا از طریق همبستگی مثبت با مقیاس‌های همدلی و عملکرد اجتماعی تأیید شده و تمایز پرسشنامه در تفکیک کم‌ذهنی‌سازی و بیش‌ذهنی‌سازی نیز گزارش شده است.

این ابزار توانایی تشخیص سطوح ناسازگار ذهنی‌سازی را دارد؛ یعنی سطوح بسیار پایین قطعیت (کم‌ذهنی‌سازی) و سطوح بسیار بالا (بیش‌ذهنی‌سازی)، درکنار سطح سالم ذهنی‌سازی که با قطعیت متعادل مشخص می‌شود. به همین دلیل، پرسشنامه «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی» در مطالعات بالینی و شخصیتی جدید به‌عنوان مقیاسی معتبر وکارآمد برای ارزیابی ذهنی‌سازی ادراک‌شده مورد توجه قرار گرفته است.

۲. مقیاس همدلی اساسی (۲۰۰۶)

این مقیاس توسط جولیف و فارینگتون (۲۰۰۶) با ۲۰ گویه و دو خرده‌مقیاس برای سنجش همدلی طراحی شد. نمره‌گذاری این پرسشنامه بر اساس طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای انجام می‌شود؛ به‌طوری‌که به گزینه «کاملاً موافقم» نمره ۵، «موافقم» نمره ۴، «نه موافقم نه مخالف» نمره ۳، «مخالفم» نمره ۲ و «کاملاً مخالفم» نمره ۱ تعلق می‌گیرد. سؤالات ۱، ۶، ۷، ۸، ۱۳، ۱۸، ۱۹ و ۲۰ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. حداقل نمره این مقیاس ۲۰ و حداکثر آن ۱۰۰ است

و نمره بالاتر نشان‌دهنده همدلی بیشتر می‌باشد. در مطالعه جولیف و فارینگتون (۲۰۰۶)، ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۶۶ و برای خرده‌مقیاس‌های شناختی و عاطفی به‌ترتیب ۰/۷۹و ۰/۸۵ گزارش شد. همچنین، در پژوهش جعفری، نوروزی و فولاچنگ (۱۳۹۶)، پایایی مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای کل مقیاس، خرده‌مقیاس شناختی و خرده‌مقیاس عاطفی به‌ترتیب ۰/۸۴، ۰/۷۴ و ۰/۷۸و ضریب بازآزمایی نیز به‌ترتیب ۰/۸۰، ۰/۷۶و ۰/۷۲ گزارش گردید. برای تعیین روایی همگرا و واگرا از همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با یکدیگر و با نمره کل استفاده شد. نتایج نشان داد که همبستگی خرده‌مقیاس‌ها با نمره کل بیشتر از همبستگی آن‌ها با یکدیگر است که این موضوع روایی مقیاس را تأیید می‌کند.

۳. مقیاس عزت‌نفس روزنبرگ (۱۹۶۵)

این مقیاس، عزت‌نفس کلی و ارزشمندی شخصی را اندازه‌گیری می‌کند و شامل ۱۰ گویه است که ۵ گویه این مقیاس به صورت مثبت، و ۵ گویه دیگر به صورت منفی طراحی شده است. ۵ گویه مثبت بر روی یک عامل مجزا به نام دوستداری خود[1] و ۵ گویه منفی آن بر روی عامل مجزای دیگری به نام عدم تحقیر خود[2] است (روزنبرگ، ۱۹۶۵، وانگ سیگل و همکاران ۲۰۰۱). مقیاس‌های نسبتا زیادی برای سنجش عزت‌نفس تهیه شده است اما کماکان مقیاس عزت‌نفس روزنبرگ از پرکاربردترین این مقیاس است. شاپوریان، و همکارانش نیز به بررسی ویژگی‌های آماری نسخه فارسی این مقیاسس در دو نمونه دانشجویی ایرانی (نمونه اول: ۲۳۲ دانشجوی ایرانی در دانشگاه‌های آمریکا و نمونه دوم: ۳۰۵ دانشجوی ایرانی در دانشگاه‌های ایران) پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن بود که همسانی درونی این مقیاس در نمونه اول ۰/۸۲ و در نمونه دوم ۰/۸۳ بود. پایایی بازآزمون این مقیاس در دوه‌های سه هفته‌ای معادل ۰/۸۴ به‌دست آمد. همچنین نتایج این تحقیق با استفاده از روش آماری تحلیل عاملی اکتشافی، حاکی از تک بعدی بودن ساختار این مقیاس در دو نمونه به کارگرفته شده ایرانی بود؛ به نحوی که در تحلیل عاملی، یک عامل با ارزش ویژه ۵۴/۳ به دست آمد که قادر بود ۷۰ درصد از واریانس کل را تبیین کند.

---

[1] self-liking

[2] lack of self-derogation

۴. پرسشنامه عملکرد بازتابی (۲۰۱۶)

پرسشنامه عملکرد بازتابی توسط فوناگی و همکاران (۲۰۱۶) با هدف ارزیابی توانایی ذهنی‌سازی طراحی شده است. این پرسشنامه در نسخه اصلی دارای ۲۶ گویه و ۲ خرده مقیاس بوده اما در ایران توسط درودگر و همکاران (۱۳۹۹) روی دانشجویان اعتباریابی و پایایی سنجی شد و با ۱۴ گویه و ۲ خرده مقیاس نسخه فارسی آن تهیه شد. نمره‌گذاری این پرسشنامه با استفاده از طیف لیکرت ۷ درجه‌ای است به این صورت که به پاسخ کاملاً موافقم ۷، موافقم ۶، تا حدودی موافقم ۵، نه موافقم نه مخالف نمره ۴، تا حدودی ناموافق نمره ۳، ناموافق نمره ۲ و کاملا ناموافق نمره ۱ تعلق می‌گیرد و سؤالات مربوط به خرده مقیاس عدم‌اطمینان (۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴) به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. کمترین نمره ۱۴ و بیشترین نمره ۹۸ است. در این پرسشنامه نمره بالاتر نشان‌دهنده این است که ذهنی‌سازی بالایی وجود دارد. در پژوهش فوناگی و همکاران (۲۰۱۶) ثبات درونی برای مؤلفه اطمینان و عدم‌اطمینان به ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۶۷ در نمونه غیربالینی گزارش کردند، آنها اعتبار آزمون-آزمون‌مجدد را با فاصله سه هفته ۰/۸۴ و ۰/۷۵ برای مؤلفه عدم اطمینان گزارش کردند. در پژوهش ایشان به منظور بررسی روایی سازه در تحلیل عاملی که آنها بر رویدادهای این پژوهش انجام دادند دو عامل اطمینان و عدم‌اطمینان در مورد حالت ذهنی خود و دیگران در آن کشف و گزارش گردید. این پرسشنامه هم بر روی جمعیت‌های بالینی دارای اختلال شخصیت مرزی و دارای اختلال خوردن و هم بر روی جمعیت غیربالینی اجرا و مقایسه گردیده بود. در پژوهش درودگر و همکاران (۱۳۹۹) پایایی این پرسشنامه با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس اطمینان ۰/۸۸ و برای خرده مقیاس عدم‌اطمینان ۰/۶۶ گزارش شد. در پژوهش محققان دیگر از این ابزار برای بررسی روایی همگرا و واگرای مؤلفه‌های آزمون ذهنی‌سازی از آزمون‌های اضطراب-افسردگی بیمارستانی، دلبستگی و ذهن‌آگاهی استفاده شد. نتایج نشان داد، مؤلفه اطمینان با اضطراب - افسردگی و سبک دوسوگرا رابطه منفی و معنادار و با دلبستگی ایمن رابطه مثبت و معنادار دارد، که نشان از اعتبار همگرا برای این خرده مقیاس است. مؤلفه اطمینان با دلبستگی اجتنابی رابطه ندارد که نشان از روایی واگرا برای این مؤلفه است. مؤلفه عدم‌اطمینان با اضطراب-افسردگی رابطه مثبت و معنادار، با ذهن‌آگاهی رابطه منفی بالا و معنادار و با سبک دلبستگی اجتنابی و دوسوگرا همبستگی منفی

و معناداری دارد. این نتایج نشان‌دهنده اعتبار همگرای این مؤلفه است. همچنین بین دو مؤلفه اطمینان و عدم‌اطمینان همبستگی منفی و معناداری مشاهده شد.

شیوه اجرا

ابتدا نسخه اصلی پرسشنامه به زبان فارسی ترجمه شد. سپس ترجمه اولیه توسط سه نفر از اساتید و متخصصان روان‌شناسی از نظر روایی محتوایی بررسی و ویرایش گردید. در مرحله بعد، نسخه فارسی توسط یک فرد مسلط به زبان انگلیسی به‌صورت بازترجمه انجام شد. در مرحله چهارم، نسخه باز ترجمه‌شده با نسخه اصلی توسط یک متخصص مستقل مقایسه شد و پس از تأیید معادل‌سازی مفهومی، نسخه نهایی برای اجرا آماده گردید. پس از اخذ کد اخلاق از کمیته اخلاق پژوهش دانشگاه علم و فرهنگ، فرایند اجرای پژوهش آغاز شد. با تهیه فرم رضایت آگاهانه و ارائه توضیحاتی درباره هدف مطالعه، محرمانگی اطلاعات و امکان انصراف در هر مرحله، از مشارکت کنندگان دعوت به همکاری شد. روش نمونه‌گیری به صورت در دسترس و آنلاین انجام شد. پرسشنامه‌ها به صورت آنلاین و از طریق سامانه پرسلاین طراحی و اجرا شدند. شرکت‌کنندگان پس از مطالعه فرم رضایت‌نامه، در صورت تمایل، وارد صفحه پرسشنامه‌ها شده و به تمامی ابزارها در یک نوبت پاسخ دادند. برای افزایش دقت، پرسشنامه‌ها به صورت اجباری طراحی شده و امکان ارسال ناقص وجود نداشت.

به منظور بررسی پایایی آزمون-آزمون‌مجدد، از میان شرکت‌کنندگان، تعداد ۶۰ نفر به صورت تصادفی انتخاب و دوهفته پس از مرحله اول، مجددا پرسشنامه را تکمیل نمودند. این افراد با رضایت قبلی برای شرکت در مرحله دوم اعلام آمادگی کرده بودند و به آنها کدی اختصاصی داده شده بود تا امکان تطبیق داده‌ها بدون افشای هویت فراهم شود. تمامی اطلاعات بدون ثبت نام و بدون دریافت هرگونه داده هویتی ذخیره‌شدند تا اصل محرمانگی حفظ شود.

یافته‌های تحقیق

پرسشنامه به‌صورت آنلاین و از طریق شبکه‌های اجتماعی منتشر شد. در مجموع ۵۰۰ نفر وارد لینک پرسشنامه شدند و به سوالات پاسخ داده بودند. نتایج نشان داد که ۲۲ نفر از شرکت‌کنندگان

سن کمتر از ۲۰ سال داشتند؛ بنابراین حذف شدند. همچنین ۱۰ پرسشنامه به دلیل الگوی پاسخ‌دهی نامعمول حذف شدند.

این پاسخ‌ها به‌طور کامل یکسان و بدون تغییر در تمام گویه‌ها (همه یک گزینه) ثبت شده بودند. در مجموع ۴۶۸ نفر در پژوهش شرکت کردند که ۷۷/۷ درصد زن و ۲۲/۳ درصد مرد بودند. از نظر سنی، بیشترین فراوانی مربوط به گروه ۲۰ تا ۲۵ سال (۳۷/۲درصد) و کمترین مربوط به گروه ۴۵ تا ۵۰ سال (۲/۶ درصد) بود. از نظر وضعیت تأهل، ۶۴/۳ درصد متأهل،۱۴/۳ درصد مجرد و ۱۸/۲ درصد در رابطه عاطفی بودند. از نظر سطح تحصیلات، حدود ۷۰ درصد شرکت‌کنندگان دارای دیپلم یا کارشناسی بودند. همچنین ۵۷/۸ درصد غیردانشجو و ۴۲/۲ درصد دانشجو بودند. در مورد وضعیت اشتغال، ۵۷/۱ درصد غیرشاغل و ۴۲/۹ درصد شاغل بودند. همچنین ۹۱/۶ درصد سابقه مراجعه به روان‌پزشک نداشتند و مطابق معیارهای پژوهش، ۹۷ درصد فاقد سابقه اختلال روان‌پزشکی بودند.

قبل از انجام تحلیل آماری، آزمون‌های مقدماتی برای بررسی داده‌های ازدست‌رفته، داده‌های پرت و نرمال بودن داده‌ها انجام شد. به منظور بررسی و حذف داده‌های پرت، از شاخص ماهالانوبیس استفاده گردید. همچنین نرمال بودن داده‌ها به کمک شاخص‌های کجی و کشیدگی مورد ارزیابی قرار گرفت؛ شرط نرمال بودن مقادیر، قرار گرفتن اعداد در دامنه ۲± برای کجی و ۵± برای کشیدگی بود (تاپاچنیک و فیدل ، ۲۰۱۲). در جدول زیر اطلاعات امار توصیفی گویه‌ها و همچنین چولگی و کشیدگی گویه‌ها ارائه شده است؛

جدول۱. گویه‌ها و امار توصیفی مقیاس قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی (n=۴۶۸)

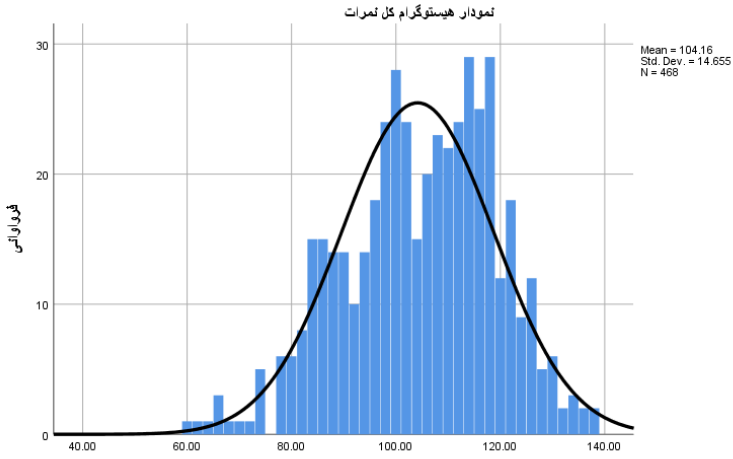
شماره	گویه	کمینه	بیشینه	میانگین	معیار انحراف	چولگی	کشیدگی
۱	من از عمیق‌ترین آرزوها و تمایلاتم آگاه هستم.	۱	۷	۵/۲۱	۱/۴۲	-۰/۵۹	-۰/۵۰
۲	من می‌توانم تشخیص دهم که دیگران با خودشان در آرامش هستند یا نه.	۱	۷	۴/۹۵	۱/۳۲	-۰/۴۵	-۰/۳۲

۳	می‌دانم دیگران چگونه به موقعیت‌ها واکنش نشان می‌دهند.	۱	۷	۵/۰۲	۱/۱	-۰/۳۵	-۰/۱۰
۴	می‌فهمم چرا بعضی چیزها مرا خوشحال می‌کنند.	۱	۷	۵/۵۱	۱/۲۴	-۰/۹۷	۱/۰۱
۵	می‌دانم با رفتارم در تلاش برای رسیدن به چه هدفی هستم.	۱	۷	۵/۳۴	۱/۴۰	-۰/۷۲	-۰/۰۲
۶	وقتی کسی در جمع حال خوبی ندارد، می‌توانم آن را تشخیص دهم.	۲	۷	۵/۷۴	۱/۱۲	-۰/۸۱	۰/۳۴
۷	می‌دانم چرا به برخی چیزها علاقه دارم.	۱		۵/۵۴	۱/۲۵	-۰/۷۹	۰/۳۳
۸	وقتی دیگران نظرات واقعی‌شان را بیان نمی‌کنند، می‌توانم تشخیص دهم.	۱	۷	۵/۱۹	۱/۳۰	-۰/۵۰	-۰/۴۲
۹	احساساتم را به خوبی درک می‌کنم.	۱	۷	۵/۳۰	۱/۴۲	-۰/۷۸	۰/۳۰
۱۰	وقتی دیگران افکارشان را پنهان می‌کنند، می‌توانم متوجه شوم.	۱	۷	۴/۷۸	۱/۴۱	-۰/۳۱	-۰/۵۶
۱۱	از ویژگی‌های شخصیتی خود آگاه هستم.	۱	۷	۵/۲۷	۱/۳۵	-۰/۶۲	-۰/۰۴
۱۲	وقتی کسی تظاهر به خندیدن می‌کند، می‌توانم تشخیص دهم.	۲	۷	۵/۵۳	۱/۲۶	-۰/۷۸	-۰/۰۷
۱۳	می‌دانم چرا دربارهٔ بعضی موضوعات نظر قطعی دارم.	۱	۷	۵/۴۴	۱/۲۵	-۰/۷۵	۰/۲۶
۱۴	وقتی حال خوبی ندارم، علتش را می‌دانم.	۱	۷	۴/۹۷	۱/۴۹	-۰/۴۱	-۰/۵۰
۱۵	می‌توانم تشخیص دهم که یک فرد قابل‌اعتماد هست یا نه.	۱	۷	۴/۸۳	۱/۴۶	-۰/۳۶	-۰/۵۱
۱۶	دلیل رفتارهایم را می‌دانم.	۱	۷	۵/۱۶	۱/۳۰	۰/۴۴۶	-۰/۳۲
۱۷	وقتی دیگران از کسی سوءاستفاده می‌کنند، می‌توانم تشخیص دهم.	۱	۷	۵/۳۹	۱/۲۴	-۰/۶۶	۰/۱۲
۱۸	می‌توانم تشخیص دهم وقتی کسی از صحبت‌هایم خسته شده است.	۱	۷	۵/۸۷	۱/۰۱	-۰/۸۷	۱/۰۶

۱۹	با نگاه کردن به چهره افراد می‌توانم احساساتشان را تشخیص دهم.	۲	۷	۵/۰۴	۱/۲۹	-۰/۳۹	-۰/۴۵
۲۰	در موقعیت‌های دشوار می‌دانم بهترین تصمیم برایم چیست.	۱	۷	۴/۳۵	۱/۳۹	-۰/۲۰	-۰/۵۵

طبق یافته‌ها میانگین گویه‌های پرسشنامه «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی» در دامنه ۴/۳۵ تا ۵/۸۷ قرار دارد که نشان می‌دهد شرکت‌کنندگان به‌طور کلی از سطوح بالای آگاهی و درک حالات ذهنی خود و دیگران برخوردار بوده‌اند. انحراف معیار گویه‌ها بین ۱/۰۱ تا ۱/۴۹است که حاکی از پراکندگی نسبی نمرات و تنوع پاسخ‌هاست. مقادیر چولگی منفی در اکثر گویه‌ها (۰/۲۰- تا۰/۹۷ -) نشان می‌دهد، توزیع داده‌ها کمی به سمت راست کشیده است، یعنی تعداد بیشتری از پاسخ‌ها بالاتر از میانگین قرار دارند. همچنین مقادیر کشیدگی در بازه۰/۵۶- تا ۱/۱۳ است که عمدتاً نزدیک صفر بوده و نشان‌دهنده توزیع نسبتاً متعادل داده‌هاست. به طور کلی، داده‌ها نشان‌دهنده پراکندگی مناسب و توزیع متعادل پاسخ‌ها در اکثر گویه‌هاست و ابزار قابلیت تمایز خوبی بین شرکت‌کنندگان دارد. همچنین شکل ۱ هیستوگرام توزیع نمرات کل «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی» را نشان می‌دهد.

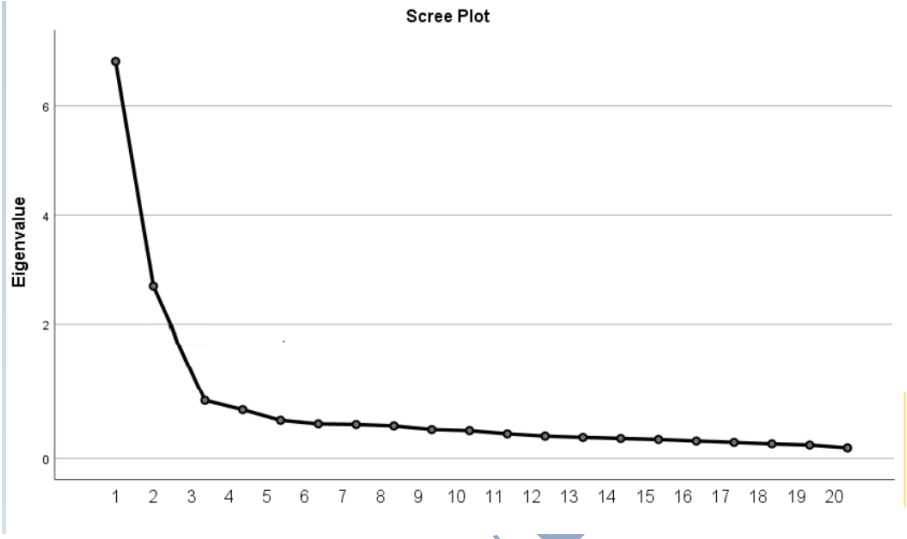
نسخه پیش از انتشار



شکل۱. نمودار هیستوگرام وضعیت توزیع داده‌ها

محور افقی نشان‌دهنده نمرات کل است و محور عمودی فراوانی هر نمره را نشان می‌دهد. بیشتر افراد نمراتی بین ۹۰ تا ۱۲۰ کسب کرده‌اند و میانگین نمرات حدود ۱۰۴ است با انحراف معیار تقریبی ۱۴/۶، که نشان می‌دهد توزیع نمرات نسبتاً طبیعی و توزیع نرمال است.

بررسی اعتبار سازه؛ برای بررسی روایی سازه، تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. ابتدا شاخص‌های کفایت نمونه‌گیری و مناسب بودن ماتریس همبستگی ارزیابی گردید. شاخص KMO برابر با ۰/۹۱ به‌دست آمد که نشان‌دهنده کفایت نمونه برای تحلیل عاملی است. آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود و بیانگر مناسب بودن ماتریس همبستگی برای تحلیل عاملی می‌باشد ($\chi 2 = 3545.17;\ DF = 190;\ Sig = 0.000$). سپس تحلیل مولفه‌های اصلی با روش استخراج مؤلفه‌ها و با چرخش واریماکس انجام شد و بارهای عاملی بالاتر از ۰/۵۰ مدنظر قرار گرفت. نتایج نشان داد دو عامل دارای ارزش ویژه بیشتر از ۱ هستند. همچنین نمودار اسکری وجود دو عامل را تأیید کرد (نمودار اسکری در شکل ۲ ارائه شده است). این یافته‌ها بیانگر ساختار دو عاملی سازگار با مدل نظری و نسخه اصلی پرسشنامه است.



شکل۲. نمودار اسکری عامل‌های استخراجی از تحلیل عاملی اکتشافی

ساختار فوق از ۲ عامل و واریانس تعیین شده ۴۸ درصد برخوردار بود. در ادامه بارهای عاملی و واریانس به اشتراک گذاشته شده هر عامل ارائه شده است.

جدول۲. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی

عامل	مقدار ویژه	درصد واریانس تبیینی	واریانس تجمعی
۱	۶/۹۷	۳۳/۸۳	۳۳/۸۳
۲	۲/۸۵	۱۳/۷۵	۴۷/۵۹

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد دو عامل دارای مقدار ویژه بالاتر از ۱ هستند که در مجموع ۴۷/۵۹ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کنند. عامل اول با مقدار ویژه ۶/۹۷، بیشترین سهم واریانس (۳۳/۸۳درصد) را به خود اختصاص داد و عامل دوم با مقدار ویژه ۲/۸۵، ۱۳/۵۷ درصد از واریانس را تبیین نمود. پس از چرخش واریماکس، همه ۲۰ گویه بار عاملی بالاتر از ۰/۵۰ داشتند. بنابراین هیچ گویه‌ای حذف نشد. بارهای عاملی برای گویه‌ها در دامنه ۰/۵۱ تا ۰/۷۶ قرار گرفت که نشان‌دهنده ارتباط مناسب هر گویه با عامل مربوطه است. این الگو با ساختار

دوعاملی نسخه اصلی پرسشنامه همسو بوده و شامل عامل «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی خود» و «قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی دیگران» است. بنابراین، ساختار عاملی نسخه فارسی پرسشنامه از بُعد نظری و آماری تایید شد.

جدول۳. ماتریس عاملی چرخش یافته پرسشنامه ذهنی‌سازی به شیوه واریماکس

گویه	خوداطمینانی	دیگر اطمینانی
۱۶-من دلیل رفتارهایم را می‌دانم.	۰/۷۶	
۹-من احساساتم را می‌فهمم.	۰/۷۴	
۱۱-من می‌دانم که چه ویژگی‌هایی دارم.	۰/۷۳	
۵-من می‌دانم با رفتارم تلاش دارم چه چیزی را بدست آورم.	۰/۷۲	
۴-من می‌فهمم چرا بعضی چیزها مرا خوشحال می‌کند.	۰/۷۱	
۷-من می‌دانم چرا به چیزهای خاصی علاقمند هستم.	۰/۶۸	
۱-من از درونی ترین آرزوها و تمایلاتم مطلع هستم.	۰/۶۲	
۱۳-من می‌دانم چرا نظر قاطعی درباره موضوعی دارم.	۰/۶۱	
۱۴-وقتی حال خوبی ندارم دلیلش را می‌دانم.	۰/۵۹	
۲۰-در موقعیت‌های سخت زندگی من می‌دانم بهترین تصمیم برای من چیست.	۰/۵۶	
۸-وقتی دیگران نظرات صادقانه خود را بیان نمی‌کنند من می‌توانم تشخیص دهم.		۰/۷۶
۱۰-وقتی دیگران افکارشان را پنهان می‌کنند، من می‌توانم بفهمم.		۰/۷۶
۱۹-من می‌توانم با نگاه کردن به صورت دیگران بگویم که چه احساسی دارند.		۰/۷۶
۶-وقتی فردی در گروه احساس بدی دارد من می‌توانم تشخیص دهم.		۰/۷۵
۱۷-وقتی دیگران از فردی سواستفاده می‌کنند من میتوانم تشخیص دهم.		۰/۷۰
۲-من می‌توانم تشخیص دهم دیگران با خودشان در آرامش هستند یا خیر.		۰/۶۷
۳-من می‌دانم دیگران چطور به چیزی واکنش نشان می‌دهند.		۰/۶۴
۱۲-وقتی افراد تظاهر می‌کنند که چیزی خنده دار است من می‌توانم بفهمم.		۰/۶۲

۱۸-من می‌توانم تشخیص دهم کسی از حرفایم خسته و بی حوصله شده است.		۰/۵۷
۱۵-من می‌دانم که ایا یک فرد قابل اعتماد است یا خیر.		۰/۵۱
مقدار ارزش ویژه هر عامل	۶/۷۷	۲/۷۵
واریانس تبیینی هر عامل	۳۳/۸۶	۱۳/۷۷
کل واریانس تبیینی		۴۷/۶۳
مقدار الفای کرونباخ هر عامل	۰/۸۷۵	۰/۸۷۲

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مقیاس مورد بررسی دارای دو عامل اصلی است. عامل اول با عنوان «خوداطمینانی نسبت به وضعیت ذهنی» شناسایی شد که شامل ۱۰ گویه است و بارهای عاملی آن‌ها در دامنه ۰/۵۶ تا ۰/۶ قرار دارد. این عامل ارزش ویژه ۶/۷ داشته و ۳۳/۶ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند. این عامل ناظر بر توانایی فرد در شناخت احساسات، افکار، انگیزه‌ها، ویژگی‌ها و تمایلات درونی خویش است.

عامل دوم با عنوان «دیگراطمینانی نسبت به حالات ذهنی» نیز شامل ۱۰ گویه است و بارهای عاملی آن‌ها بین ۰/۵۱ تا ۰/۷۶ قرار گرفته است. این عامل ارزش ویژه ۲/۷۵ داشته و ۱۳/۷۷ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند. گویه‌های این عامل توانایی فرد در درک حالات ذهنی، احساسات و نیت‌های دیگران را ارزیابی می‌کنند. مجموعاً دو عامل استخراج‌شده قادر به تبیین ۴۷/۶۳ درصد از واریانس کل مقیاس بوده‌اند که نشان‌دهنده ساختار عاملی مناسب و کفایت ابزار برای سنجش سازه مورد نظر است.

نتایج مربوط به پایایی نیز نشان داد که مقدار آلفای کرونباخ برای عامل خوداطمینانی ۰/۸۷۵ و برای عامل دیگراطمینانی ۰/۸۷۲ بوده است. مقدار آلفای کل مقیاس برابر با ۰/۸۹۵ به دست آمد که بیانگر پایایی درونی مطلوب و ثبات بسیار مناسب ابزار است. بنابراین، ساختار عاملی استخراج‌شده و ضرایب پایایی حاصل، مؤید روایی و پایایی مناسب نسخه فارسی این مقیاس برای استفاده در نمونه ایرانی می‌باشد.

اعتبار و پایایی پرسشنامه

برای بررسی پایایی زمانی پرسشنامه، دو مرحله سنجش انجام شد. ابتدا، ضریب پایایی نسخه اصلی مقیاس بر اساس نتایج مطالعه سازندگان ابزار گزارش شد که در آن پرسشنامه در دو نوبت با فاصله سه‌هفته در نمونه‌ای از جمعیت عمومی اجرا شده و ضریب پایایی بازآزمایی ۰/۸۰ به دست آمد. سپس در این پژوهش، برای ارزیابی ثبات زمانی نسخه فارسی، پرسشنامه بر روی ۶۰ نفر از شرکت‌کنندگان دوباره و با فاصله سه‌هفته اجرا شد، که ضریب پایایی بازآزمایی ۰/۸۲به دست آمد. این دو مقدار نشان می‌دهد که نسخه اصلی و نسخه فارسی هر دو از ثبات زمانی مطلوبی برخوردارند. علاوه‌براین، بررسی شاخص‌های توصیفی نشان داد که میانگین همه گویه‌ها بالاتر از میانگین نظری (۴) بوده و ضرایب همبستگی هر گویه با نمره کل در دامنه ۰/۵۱ تا ۰/۷۸ قرار دارد که نشان‌دهنده قدرت تشخیص مناسب گویه‌هاست. همچنین برای ارزیابی همسانی درونی پرسشنامه، روش دو نیمه‌سازی به کار گرفته شد؛ بدین صورت که گویه‌ها به دو نیمه ۱۰ سؤالی تقسیم شدند و همبستگی بین دو نیمه ۰/۷۹ به‌دست آمد. سپس با استفاده از فرمول اسپیرمن–براون، پایایی کل پرسشنامه ۰/۸۸ محاسبه شد که بیانگر همسانی درونی رضایت‌بخش مقیاس است. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که پرسشنامه قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی از نظر پایایی زمانی و همسانی درونی عملکرد مطلوبی دارد و برای استفاده در جامعه ایرانی مناسب است.

نتایج نشان داد که اطمینان به خود و اطمینان به دیگری همبستگی مثبت و معناداری با یکدیگر دارند (r= ۰/۵۵)، که نشان‌دهنده همبستگی این دو مؤلفه در چارچوب قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی است. همچنین، همدلی با هر دو بعد قطعیت ذهنی همبستگی مثبت نشان داد، اگرچه این ارتباط برای اطمینان به خود قوی‌تر است (r=۰/۴۵ در مقابل ۰/۰۴۰) عزت نفس نیز با هر دو مؤلفه همبستگی مثبت دارد، اما میزان این ارتباط برای اطمینان به خود بیشتر است (۰/۵۰ =r در مقابل ۰/۳۱).

در مقابل، عملکرد بازتابی با هر دو بعد قطعیت ذهنی همبستگی منفی داشت (r= -۰/۳۹ تا ۰/۳۴-) این همبستگی منفی نشان می‌دهد که افراد دارای قطعیت ذهنی بالاتر تمایل کمتری به درگیر شدن در فرایندهای بازتابی یا تفکر مکرر درباره تصمیمات و عملکردهای خود دارند. به

بیان دیگر، افرادی که از اطمینان ذهنی بیشتری برخوردارند، معمولاً به قضاوت‌های خود اعتماد دارند و کمتر نیاز به تحلیل یا بازنگری مداوم رفتارها و تصمیمات خود احساس می‌کنند. این الگو با انتظارات نظری همخوانی دارد و از اعتبار همگرای مؤلفه‌های قطعیت ذهنی با همدلی و عزت نفس و اعتبار واگرای آن با عملکرد بازتابی پشتیبانی می‌کند.

بحث و نتیجه‌گیری

اهمیت ذهنی‌سازی نه تنها در روان‌شناسی بالینی و رشد مورد تأکید قرار گرفته، بلکه در حوزه کسب‌وکار و سازمانی نیز مورد توجه قرار گرفته است (اسلو اوغلو و همکاران، ۲۰۲۴). با این حال، روش‌های توسعه‌یافته برای ارزیابی ذهنی‌سازی محدودیت‌های مختلفی دارند. در این راستا، مولر و همکاران (۲۰۲۳) مقیاس قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی را توسعه دادند که در آن، فرد بر اساس تعریف ذهنی‌سازی می‌تواند دربارهٔ ضعیت ذهنی خود و دیگران استنباط‌هایی انجام دهد (قطعیت دربارهٔ خود و قطعیت دربارهٔ دیگران). پژوهش حاضر با هدف بومی‌سازی و ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی این مقیاس در یک نمونهٔ بزرگسال غیر بالینی در کشور ایران انجام شد. ابتدا پرسشنامه به فارسی ترجمه شد و میزان قابل فهم بودن آن از نظر تفاوت‌های زبانی و فرهنگی مورد بررسی قرار گرفت. برای بررسی معادل‌سازی زبانی، همبستگی میان هر گویه و زیرمقیاس در نسخه فارسی با نسخه اصلی، سه هفته پس از ترجمه و بر اساس نظر متخصصان محاسبه شد. نتایج حاکی از معادل‌سازی مناسب و همبستگی بالا بین نسخه‌ها بود. طبق یافته‌های مولر و همکاران (۲۰۲۳)، این مقیاس شامل دوعامل با ۱۰ گویه در هر عامل است. در پژوهش حاضر نیز نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که همین دو عامل شناسایی شدند و تمامی بارهای عاملی بیش از ۰/۵۰ بودند. همچنین دو عامل به طور کلی حدود ۴۸ درصد واریانس را تبیین کردند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مقیاس قطعیت درباره وضعیت ذهنی در نمونه ایرانی دارای دو عامل اصلی است؛ اولین عامل خوداطمینانی نسبت به حالات ذهنی بود. این عامل شامل گویه‌هایی است که توانایی فرد را در شناخت و درک احساسات، افکار، انگیزه‌ها و ویژگی‌های درونی خود می‌سنجند. بارهای عاملی گویه‌ها بین ۰/۵۶ تا ۰/۷۶ قرار داشت و نشان‌دهنده ارتباط قوی هر گویه با مفهوم نظری عامل است. برخی گویه‌ها با بار کمتر

نزدیک به ۰/۵۰ حذف شدند تا اطمینان حاصل شود که هر گویه سهم معناداری در توضیح خوداطمینانی دارد. این عامل بازتاب‌دهنده توانایی افراد در درک درست احساسات و نیت‌های خود و تصمیم‌گیری آگاهانه است و با یافته‌های پژوهش‌های بین‌المللی پرسشنامه قطعیت درمورد وضعیت ذهنی و مطالعات همدلی و عزت نفس همسو است (مولر و همکاران، ۲۰۲۳؛ اسلواوغلو و همکاران، ۲۰۲۴). عامل دوم تحت عنوان دیگراطمینانی نسبت به حالات ذهنی بود، این عامل شامل گویه‌هایی است که توانایی فرد در درک حالات ذهنی، احساسات و نیت‌های دیگران را ارزیابی می‌کند. بارهای عاملی گویه‌ها بین ۰/۵۱ تا ۰/۷۶ بود و نشان‌دهنده ارتباط معنایی مناسب گویه‌ها با مفهوم نظری عامل است این یافته ها نیز با مطالعات مولر و همکاران (۲۰۲۳) و اسلواوغلو و همکاران (۲۰۲۴) همسو بود. برخی گویه‌ها با بار پایین‌تر از ۰/۵ حذف شدند تا عامل با قدرت تمایز بالاتری بازنمایی شود. این عامل منعکس‌کننده توانایی افراد در تشخیص و پیش‌بینی احساسات و رفتارهای دیگران است و در فرهنگ ایرانی که روابط بین‌فردی و توجه به جمع اهمیت بالایی دارد، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به عبارت دیگر، افراد در ایران ممکن است به دلیل ارزش‌های جمع‌گرایانه و حساسیت به روابط اجتماعی، نسبت به حالات ذهنی دیگران توجه بیشتری نشان دهند، که با اهمیت دیگراطمینانی همسو است.

بررسی اعتبارملاک نیز نشان داد که؛ خوداطمینانی و دیگراطمینانی با همدلی و عزت‌نفس همبستگی مثبت و معنادار دارند، که اعتبار همگرای عامل‌ها را تأیید می‌کند. همچنین عملکرد بازتابی با هر دو عامل همبستگی منفی داشت که نشان‌دهنده اعتبار واگرای مقیاس است و تبیین آن این است که افراد با قطعیت ذهنی بالاتر کمتر درگیر تفکر مکرر و بازنگری درباره تصمیمات و رفتار خود هستند، که با یافته‌های پیشین همسو است.

مجموعه این یافته‌ها نشان داد که ساختار دو عاملی مقیاس با مدل نظری سازگار است و گویه‌ها قدرت تفکیک مناسبی دارند. همچنین تحلیل فرهنگی-محتوایی نشان داد که عامل خوداطمینانی با توانایی فرد در درک حالات ذهنی خود و تصمیم‌گیری آگاهانه مرتبط است و عامل دیگراطمینانی با توانایی درک و پیش‌بینی حالات ذهنی دیگران، که در فرهنگ ایرانی اهمیت بالایی دارد، بازتاب‌دهنده تعاملات اجتماعی و توجه به همنوایی جمعی است.

با توجه به محدودیت‌های این پژوهش، چند پیشنهاد برای تحقیقات آینده قابل ارائه است. نخست، داده‌ها از یک نمونه‌ی عمومی و غیربالینی بزرگسالان جمع‌آوری شد و همان‌طور که بیان شد، یکی از ملاک‌های ورود به مطالعه، نداشتن اختلالات روانی بود. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده این مقیاس در گروه‌های بالینی، به‌ویژه افراد دارای اختلالات روان‌پزشکی، اجرا شود تا ویژگی‌های روان‌سنجی آن در این جمعیت‌ها نیز بررسی گردد.

دوم، متغیرهایی همچون سطح تحصیلات، وضعیت تاهل و به ویژه جنسیت افراد نمونه می توانند بر تفسیر نتایج اثرگذار باشند. لذا، پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی، این متغیرها کنترل شده و از نمونه‌هایی با تنوع بیشتر در این زمینه‌ها استفاده شود. همچنین، در این پژوهش، داده‌ها به‌صورت آنلاین از شرکت‌کنندگان سراسر کشور جمع‌آوری شد، هرچند برخی مطالعات نشان داده‌اند که نتایج به‌دست‌آمده از گردآوری داده‌های آنلاین و حضوری مشابه‌اند (کوچوککامباک و آرماغان، ۲۰۲۲)، اما گردآوری آنلاین داده‌ها ممکن است بر استانداردسازی و دقت پاسخ‌ها تاثیر بگذارد. از این رو توصیه می‌شود در پژوهش‌های بعدی، تا حد امکان داده‌ها به‌صورت حضوری گردآوری شوند.

به‌طور کلی، نتایج این پژوهش نشان داد که مقیاس قطعیت دربارهٔ وضعیت ذهنی از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برخوردار است و می‌توان از آن برای ارزیابی سطح خوداطمینانی و دیگر اطمینانی افراد استفاده کرد. همچنین یافته‌های پژوهش، شواهدی دال بر اعتبار همگرای این مقیاس با متغیرهایی همچون عزت‌نفس و همدلی و اعتبار واگرای آن با عملکرد بازتابی ارائه نمود. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که این ابزار قابلیت استفاده در مطالعات روان‌شناختی، بالینی، و آموزشی را داراست و می‌تواند در شناخت بهتر فرایندهای ذهنی افراد نقش مهمی ایفا کند.

به لحاظ کاربردی این مقیاس می‌تواند برای روان‌شناسان و مشاوران ابزار مناسبی باشد تا میزان قطعیت ذهنی مراجعان را سنجیده و با توجه به نتایج حاصل، در مسیر بهبود خوداطمینانی و دیگر اطمینانی مداخله کنند. برای نمونه، در افرادی که دچار اضطراب، شک و تردید مفرط، یا مشکلات تصمیم‌گیری هستند، این ابزار می‌تواند میزان شدت مشکل را مشخص کرده و زمینه طراحی مداخلات هدفمند را فراهم سازد.

همچنین، در محیط‌های آموزشی مانند مدارس و دانشگاه‌ها می‌توان از این مقیاس برای شناسایی دانش‌آموزان و دانشجویانی استفاده کرد که درک روشنی از خود و دیگران ندارند. در ادامه، با اجرای کارگاه‌های خودآگاهی، مهارت‌های اجتماعی و تصمیم‌گیری، می‌توان توانمندی‌های شناختی و اجتماعی آنان را تقویت کرد.

از منظر پژوهشی نیز مقیاس قطعیت درباره‌ی وضعیت ذهنی می‌تواند در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گیرد؛ از جمله بررسی رابطه آن با اختلالات اضطرابی، افسردگی، اعتمادبه‌نفس پایین و مشکلات تصمیم‌گیری. همچنین، پژوهش‌های آینده می‌توانند به بررسی تأثیر برنامه‌های آموزشی و درمانی در افزایش قطعیت ذهنی پرداخته و نقش این سازه را در ارتقای سلامت روان و عملکرد اجتماعی روشن‌تر سازند.

موازین اخلاقی

در این پژوهش موازین اخلاقی شامل اخذ رضایت کتبی از شرکت‌کنندگان برای مشارکت در پژوهش، رعایت ورود و خروج آزادانه شرکت‌کنندگان، تضمین حریم خصوصی و رازداری رعایت شده است.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از مدیریت دانشگاه و دانشکده روان شناسی، استاد راهنما، سرکار خانم دکتر عابد و تمام شرکت‌کنندگان محترم در این پژوهش تشکر و قدردانی به‌عمل می‌آید.

مشارکت نویسندگان

در پژوهش حاضر نویسندگان نقش یکسانی در تمامی مراحل داشته و نسخه نهایی مورد بازبینی، اصلاح و تایید آن‌ها قرار گرفته است.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

References

Antonsen, B. T., Johansen, M. S., Rø, F. G., Kvarstein, E. H., & Wilberg, T. (2016). Is reflective functioning associated with clinical symptoms and long term course in patients with personality disorders? *Comprehensive Psychiatry*, *64*, 46–58. [link]

Ahmadi, M., Bagherian Sararoudi, R., & Mousavi, S. M. H. (2020). Mentalization and its multidimensional nature. *Behavioral Sciences Research*,18(4), 616–622. [link]

Ballespí, S., Vives, J., Sharp, C., Chanes, L., & Barrantes-Vidal, N. (2021). Self and other mentalizing polarities and dimensions of mental health: association with type of symptoms, functioning and well-being. *Frontiers in psychology,12*, 566254. [link]

Bateman, A. W., & Fonagy, P. (Eds.). (2019). Handbook of mentalizing in mental health practice. *American Psychiatric Pub*. [link]

Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Hill, J., Raste, Y., & Plumb, I. (2001). The "reading the mind in the eyes" test revised version: A study with normal adults, and adults with Asperger syndrome or high functioning autism. *Journal of Child. Psychology and Psychiatry, 42*(2), 241–251. [link]

Bouchard, M. A., Target, M., Lecours, S., Fonagy, P., Tremblay, L. M., Schachter, A., & Stein, H. (2008). Mentalization in adult attachment narratives: Reflective functioning, mental states, and affect elaboration compared. *Psychoanalytic Psychology, 25*(1), 47–66. [link]

Bateman, A., & Fonagy, P. (2010). Mentalization based treatmen for borderline personality disorder. *World psychiatry, 9*(1), 11. [link]

Bo, S., Sharp, C., Fonagy, P., & Kongerslev, M. (2017). Hypermentalizing, attachment, and epistemic trust in adolescent BPD: Clinical illustrations. Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 8(2), 172. [link]

Dorogar, E., Fathi Ashtiani, A., & Ashrafi, E. (2020). Validation and reliability of the Persian version of the Mentalization Questionnaire. *Clinical Psychology*, 12(1), 1–12. [link]

Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence or a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology, 44*(1), 113–126. [link]

Dimitrijević, A., Hanak, N., Altaras Dimitrijević, A., & Jolić Marjanović, Z. (2018). The Mentalization Scale (MentS): *A Journal of Personality Assessment, 100*(3), 268–280. [link]

Fonagy, P., Leigh, T., Steele, M., Steele, H., Kennedy, R., Mattoon, G., Target, M., & Gerber, A. (1996). The relation of attachment status, psychiatric classification, and response to psychotherapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 64*(1), 22–31. [link]

Fonagy, P., & Target, M. (2006). The mentalization-focused approach to self pathology. *Journal of Personality Disorders, 20*(6), 544–576. [link]

Fonagy, P., Gergely, G., & Jurist, E. L. (2018). Affect regulation, mentalization and the development of the self. Routledge. [link]

Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins, A., Lee, Y. W., Warren, F., Howard, S., & Lowyck, B. (2016). Development and validation of a self-report measure of mentalizing: The reflective functioning questionnaire. *PloS one, 11*(7), e0158678. [link]

Fonagy P, Luyten P, Allison E, Campbell C. What we have changed our minds about: Part 1. Borderline personality disorder as a limitation of resilience. Borderline personality disorder and emotion dysregulation. 2017 Dec; 4:1-1. [link]

Gori, A., Arcioni, A., Topino, E., Craparo, G., & Lauro Grotto, R. (2021). Development of a new measure for assessing mentalizing: The multidimensional mentalizing questionnaire (MMQ). *Journal of Personalized Medicine, 11*(4), 305. [link]

Jolliffe, D., & Farrington, D. P. (2006). Development and validation of the Basic Empathy Scale. *Journal of adolescence, 29*(4), 589-611. [link]

Jafari, M. A., Norouzi, Z., & Fooladchang, M. (2017). Factor structure, reliability, and validity of the Basic Empathy Scale: Persian version. *Journal of Educational Psychology Studies*, 14(25), 23–38. [link]

Küçükkambak, S. E., & Armağan, E. (2022). Examination of the validity and reliability of data collected through online and face-to-face survey techniques. *Aksaray University Journal of Faculty of Economics and Administrative Sciences, 14*(4), 397-410. [link]

Kasper, L. A., Hauschild, S., Berning, A., Holl, J., & Taubner, S. (2024). Development and validation of the Mentalizing Emotions Questionnaire: A self-report measure for mentalizing emotions of the self and other. *Plos one, 19*(5), e0300984. [link]

Kline, R. B. (2023). Principles and practice of structural equation modeling. *Guilford publications*. [link]

Köber, C., Kuhn, M. M., Peters, I., & Habermas, T. (2019). Mentalizing oneself: Detecting reflective functioning in life narratives. *Attachment & Human Development, 21*(4), 313-331. [link]

Luyten, P., & Fonagy, P. (2015). The neurobiology of mentalizing. Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment, 6(4), 366. [link]

Müller, S., Wendt, L. P., & Zimmermann, J. (2023). Development and validation of the Certainty About Mental States Questionnaire (CAMSQ): A self-report measure of mentalizing oneself and others. Assessment, 30(3), 651-674. [link]

Müller, S., Wendt, L. P., Spitzer, C., Masuhr, O., Back, S. N., & Zimmermann, J. (2021). A critical evaluation of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). *Journal of Personality Assessment. Advance online publication.* [link]

Pincus, A. L., Hopwood, C. J., & Wright, A. G. (2020). The interpersonal situation. *The Oxford handbook of psychological situations*, 123-142. [link]

Poznyak, E., Morosan, L., Perroud, N., Speranza, M., Badoud, D., & Debbané, M. (2019). Roles of age, gender and psychological difficulties in adolescent mentalizing. *Journal of adolescence, 74*, 120-129. [link]

Richter, F., Steinmair, D., & Löffler-Stastka, H. (2021). Construct Validity of the Mentalization Scale (MentS) within a mixed psychiatric sample. *Frontiers in Psychology, 12*, 608214. [link]

Rosenberg, M. (1965). Rosenberg self-esteem scale (RSE). Acceptance and commitment therapy. *Measures package, 61*(52), 18. [link]

Shapurian, R., Hojat, M. and Nayerahmadi, H. (1987) Psychometric characteristics and dimensionality of a Persian version of Rosenberg Self esteem Scale. Perceptual and Motor Skills, 65(1), 27-34. [link]

Silverstone, P. H., & Salsali, M. (2003). *Low self-esteem and psychiatric patients: Part I–The relationship between low self-esteem and psychiatric diagnosis. Annals of general hospital psychiatry*, 2, 1-9. [link]

Skodol, A. E., Clark, L. A., Bender, D. S., Krueger, R. F., Morey, L. C., Verheul, R., & Oldham, J. M. (2011). Proposed changes in personality and personality disorder assessment and diagnosis for DSM-5 Part I: Description and rationale. Personality disorders: theory, research, and treatment, 2(1), 4. [link]

Tabachnick, B.G. and Fidell, L.S. (2012). *Using Multivariate Statistics. 6h Edition*, Person Education, Boston [link]

Usluoglu, F., Bülbül, E., & Çakır, R. (2024). Validity and reliability study of the Turkish adaptation the certainty about mental states questionnaire (CAMSQ). *Cukurova university faculty of education journal, 53*(1), 398-422. [link]

Wang, J., Siegal, H. A., Falck, R. S., & Carlson, R. G. (2001) Factorial structure of Rosenberg's self- esteem scale among crack- cocaine drug users. Structural equation modeling, 8, 275- 286. [link]

Zimmermann, J., Müller, S., Bach, B., Hutsebaut, J., Hummelen, B., & Fischer, F. (2020). A common metric for self-reported severity of personality disorder. *Psychopathology, 53*, 161–171. [link]

***

پیوست:

۱.مقیاس همدلی اساسی

ردیف	سؤالات	کاملاً موافقم	موافقم	نه موافق نه مخالف	مخالفم	کاملاً مخالفم
۱	احساسات و عواطف (ناراحتی یا شادی) دوستانم تأثیر زیادی بر من ندارد.					
۲	وقتی یکی از دوستانم درباره چیزی ناراحت باشد، من نیز ناراحت می‌شوم.					
۳	وقتی یکی از دوستانم به خاطر موفقیت احساس شادی می‌کند، می‌توانم احساسات او را بفهمم.					
۴	وقتی شخصیت‌های یک فیلم ترسناک خوب را تماشا می‌کنم می‌ترسم.					
۵	من به راحتی احساسات مردم را درک می‌کنم.					
۶	برای من سخت است که بفهمم چه موقع دوستانم ترسیده‌اند.					
۷	هنگامی که گریه دیگران را می‌بینم، غمگین نمی‌شوم.					
۸	احساسات دیگران به هیچ وجه مرا نمی‌رنجاند.					
۹	هنگامی که شخصی احساس دلتنگی می‌کند، می‌توانم احساسات او را درک کنم.					

نسخه پیش از انتشار

ردیف	سؤالات	کاملاً موافقم	موافقم	نه موافق نه مخالف	مخالفم	کاملاً مخالفم
۱۰	وقتی دوستانم ترسیده‌اند، می‌توانم ترس و وحشت آن‌ها را تشخیص دهم.					
۱۱	غالباً هنگامی که فیلم یا صحنه غمناکی را تماشا می‌کنم، غمگین می‌شوم.					
۱۲	حتی قبل از اینکه دیگران چیزی درباره احساساتشان به من بگویند، می‌توانم آن احساسات را تشخیص دهم.					
۱۳	دیدن شخصی که خشمگین است، هیچ تأثیری بر احساس من نمی‌گذارد.					
۱۴	من معمولاً می‌توانم تشخیص دهم چه موقع مردم شاد هستند.					
۱۵	وقتی با دوستانی هستم که می‌ترسند، احساس ترس می‌کنم.					
۱۶	وقتی یکی از دوستانم خشمگین می‌شود، خیلی زود تشخیص می‌دهم.					
۱۷	غالباً در احساسات دوستم شریک می‌شوم.					
۱۸	ناراحتی دوستم هیچ تأثیری بر من ندارد.					
۱۹	من معمولاً از احساسات دوستم باخبر نمی‌شوم.					
۲۰	نمی‌توانم بفهمم که چه موقع دوستانم خوشحال اند.					

۲.مقیاس عزت‌نفس روزنبرگ

	موافق	مخالف
۱. احساس می‌کنم انسان با ارزشی هستم حداقل مساوی با دیگران.		
۲. احساس می‌کنم چند ویژگی خوب دارم.		
۳. می‌توانم به خوبی اکثر مردم کارها را انجام دهم.		

	موافق	مخالف
۴. نسبت به خود نگرش مثبت دارم.		
۵. به طور کلی، از خودم راضی هستم.		
۶. احساس می‌کنم چیز زیادی ندارم که به آن‌ها افتخار کنم.		
۷. با در نظر گرفتن همه چیز، معمولاً فکر می‌کنم شکست خورده‌ام.		
۸. ای کاش می‌توانستم احترام بیشتری به خودم قائل شوم.		
۹. گاهی احساس می‌کنم بی فایده هستم.		
۱۰. گاهی فکر می‌کنم اصلاً نمی‌توانم کاری انجام دهم.		

۳.مقیاس عملکرد بازتابی

ردیف	سؤالات	کاملاً موافقم	تا حدودی موافقم	موافقم	نه موافقم نه ناموافقم	ناموافقم	تا حدودی ناموافقم	کاملاً ناموافقم
۱	انگار که به خوبی می‌توانم سر در بیاورم که چه چیزی در ذهن آدم‌ها می‌گذرد.							
۲	ذهن‌خوان خوبی هستم.							
۳	معمولاً می‌دانم افراد دیگر دقیقاً چه فکر می‌کنند.							
۴	اکثراً می‌توانم آنچه را دیگران انجام خواهند داد پیش‌بینی کنم.							
۵	با نگاه کردن به چشمان دیگران می‌توانم بفهمم آن‌ها چه احساسی دارند.							

نسخه پیش از انتشار

ردیف	سؤالات	کاملاً موافقم	تا حدودی موافقم	موافقم	نه موافقم نه	ناموافقم	تا حدودی ناموافقم	کاملاً ناموافقم
۶	فهمیدن آنچه در ذهن دیگران است برایم هرگز سخت نیست.							
۷	احساس قلبی من درباره آنچه که فرد دیگری می‌اندیشد معمولاً بسیار دقیق است.							
۸	دقیقاً می‌دانم دوستان نزدیکم به چه چیزی فکر می‌کنند.							
۹	برایم آسان است که آنچه را که دیگری فکر یا احساس می‌کند دریابم.							
۱۰	وقتی مردم راجع به احساساتشان حرف می‌زنند گیج می‌شوم.							
۱۱	همیشه دلیل آنچه را انجام می‌دهم نمی‌دانم.							
۱۲	برایم سخت است که دیدگاه دیگران را در نظر بگیرم.							
۱۳	معتقدم افراد دیگر بسیار گیج‌کننده‌تر از آن هستند که به خود زحمت فهمیدنشان را بدهیم.							
۱۴	معتقدم چیزی به نام روش درست برای دیدن موقعیت وجود ندارد.							

***

نسخه پیش از انتشار