Journal of
Modern Psychological Researches Vol. 18, Issue. 71, Autumn 2023

Research Paper

Reflective Functioning and Social Trust: The Mediating Role of Emotion Dysregulation

Mahsa Hunjani[1], Ahmad Asgarizadeh[2*], Saeed Ghanbari[3]

1. MSc in Clinical Family Psychology, Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
2. PhD Student in Psychology, Education and Psychology Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
3. Assistant Professor, Department of Psychology, Education and Psychology Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

DOI: 10.22034/JMPR.2023.55430.5444
DOR: 20.1001.1.27173852.1402.18.71.26.3
URL: https://psychologyj.tabrizu.ac.ir/article_16943.html

ARTICLEINFO

Keywords:
Social trust; Emotion dysregulation; Reflective functioning; Mediation.

Received: 2023/02/15
Accepted: 2023/04/04
Available: 2023/12/21

ABSTRACT

The aim of the current study was to investigate the mediational role of emotion dysregulation in the association between reflective functioning and social trust. This study was descriptive-correlational and its statistical population included university students across 20 provinces of Iran. Our sample was composed of 441 university students (291 female, 150 male), who were recruited through convenience sampling. All participants completed a battery of self-report measures, including the Social Trust Questionnaire (Saffarinia & Sharif, 1392), Reflective Functioning Questionnaire (Fonagy et al., 2016), and Difficulties in Emotion Regulation Scale–Short Form (Kaufman et al., 2016). Descriptive analyses were conducted using SPSS v26, and mediation testing was carried out using PROCESS macro v4.1. Correlation analyses demonstrated significant associations between all variables ($p<.001$). The total effect of reflective functioning on social trust was significant, as well as the direct effect of reflective functioning on emotion dysregulation, and the direct effect of emotion dysregulation on social trust ($p<.001$). When emotion dysregulation was entered as a mediator, the direct effect of reflective functioning on social trust did not remain significant ($p>.01$), while the indirect effect mediated by emotion dysregulation was significant (CI: -.061 to -.192). Our findings support the role of self-focused reflective functioning in the development of social mistrust. Unawareness of the mental states of oneself leads to intrapersonal and interpersonal dysregulation of emotions. In turn, belief in the untrustworthiness of others may stem from the projection of internal feelings or emotion dysregulation.

*** Corresponding Author:** Ahmad Asgarizadeh
E-mail: a_asgarizadeh@sbu.ac.ir

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقاله پژوهشی

کنش تأملی و اعتماد اجتماعی: نقش میانجی بدتنظیمی هیجان

مهسا هونجانی[۱]، احمد عسگری‌زاده[۲]*، سعید قنبری[۳]

۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی خانواده، پژوهشکدهٔ خانواده، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
۲. دانشجوی دکتری روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
۳. استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

DOI: 10.22034/JMPR.2023.55430.5444
DOR: 20.1001.1.27173852.1402.18.71.26.3
URL: https://psychologyj.tabrizu.ac.ir/article_16943.html

مشخصات مقاله

کلیدواژه‌ها:
اعتماد اجتماعی؛ بدتنظیمی هیجان؛ کنش تأملی؛ میانجی‌گری.

دریافت شده: ۱۴۰۱/۱۱/۲۶
پذیرفته شده: ۱۴۰۲/۰۱/۱۵
منتشر شده: ۱۴۰۲/۰۹/۳۰

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی نقش واسطه‌ای بدتنظیمی هیجان در ارتباط میان کنش تأملی و اعتماد اجتماعی بود. روش: این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی بود و جامعهٔ آماری آن شامل دانشجویان ۲۰ استان ایران بود. نمونهٔ ما متشکل از ۴۴۱ دانشجو (۲۹۱ زن، ۱۵۰ مرد) بود که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. شرکت‌کنندگان، مجموعه‌ای از پرسش‌نامهٔ خودگزارش‌دهی، شامل پرسش‌نامهٔ اعتماد اجتماعی (صفاری‌نیا و شریف، ۱۳۹۲)، پرسش‌نامهٔ کنش تأملی (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶) و نسخهٔ کوتاه مقیاس دشواری در تنظیم هیجان (کافمن و همکاران، ۲۰۱۶) را تکمیل کردند. تحلیل‌های توصیفی با استفاده از نسخهٔ ۲۶ SPSS و آزمون میانجی‌گری با استفاده از نسخهٔ ۴/۱ PROCESS انجام شد. یافته‌ها: تحلیل همبستگی، ارتباط معناداری را بین تمامی متغیرها نشان داد ($p<۰/۰۰۱$). اثر کلی کنش تأملی بر اعتماد اجتماعی، اثر مستقیم نقص در کنش تأملی بر بدتنظیمی هیجان و اثر مستقیم بدتنظیمی هیجان بر اعتماد اجتماعی معنادار بودند ($p<۰/۰۰۱$). هنگامی که بدتنظیمی هیجان به‌عنوان میانجی‌گر وارد شد، اثر مستقیم کنش تأملی بر اعتماد اجتماعی معنادار باقی نماند ($p<۰/۰۰۱$)، درحالی‌که اثر غیرمستقیم به‌واسطهٔ بدتنظیمی هیجان معنادار بود (۰/۰۶۱- تا ۰/۱۹۲- :CI). نتیجه‌گیری: یافته‌های ما از نقش کنش تأملی معطوف به خود در شکل‌گیری بی‌اعتمادی اجتماعی حمایت می‌کند. ناآگاهی از حالات ذهنی خود به بدتنظیمی درون‌فردی و بین‌فردی هیجانات منجر می‌شود. از سوی دیگر، ممکن است باور به قابل اعتماد نبودن دیگران از فرافکنی احساسات درونی و بدتنظیمی هیجان نشأت گیرد.

* نویسنده مسئول: احمد اصغری‌زاده
رایانامه: a_asgarizadeh@sbu.ac.ir

مقدمه

«اعتماد برای آغاز، انجام و حفظ روابط اجتماعی ضروری است.» این نقل‌قول از بالیت و ون لانگ[1] (۲۰۱۳) اهمیت اعتماد اجتماعی[2] در توسعه و حفظ روابط اجتماعی را گوشزد می‌کند. نظریه‌های تحولی، از جمله نظریهٔ دلبستگی بالبی[3] (۱۹۶۹) و مراحل روانی - اجتماعی اریکسون[4] (۱۹۹۵)، از این ایده حمایت می‌کنند که ایجاد اعتماد اجتماعی در اوایل زندگی برای عملکرد روانی - اجتماعی انطباقی، امری حیاتی است (سیمپسون[5]، ۲۰۰۷). اعتماد اجتماعی، به معنای نظر مطلوب شخص در ارتباط با دیگران است که منجر به تسهیل روابط اجتماعی می‌شود (الله یاراحمدی[6]، ۲۰۱۳). به عبارت دیگر، اعتماد بر مبنای این فرض شکل می‌گیرد که دیگران در موقعیت‌های گوناگون قابل انتظار و حمایت‌گر رفتار خواهند کرد (یعقوبی و همکاران، ۱۳۹۴). تعریفی که نظریه‌پردازان از اعتماد اجتماعی ارائه کرده‌اند، با تعریف ذهنی‌سازی[7] یا کنش تأملی[8] قرابت دارد. کنش تأملی، ظرفیت درک حالات ذهنی خود و دیگران بر اساس رفتارهاست (فوناگی و بیتمن[9]، ۲۰۱۶). افراد بر مبنای این ظرفیت است که متوجه احساسات، افکار و مقاصد خود و دیگری می‌شود (لویتن[10] و همکاران، ۲۰۲۰). نقص در این ظرفیت فرد را از شناخت صحیح درونیات خود و دیگران بازمی‌دارد و او را به سمت بدتنظیمی هیجان[11] سوق می‌دهد (فوناگی و همکاران، ۲۰۰۲؛ شوارزر و همکاران[12]، ۲۰۲۱). کنش تأملی نقش مهمی در روابط بین‌فردی ایفا می‌کند (فوناگی و تارگت[13]، ۲۰۰۶) و افرادی که در روابط بین‌فردی مشکلات اساسی نشان می‌دهند، در این ظرفیت نیز نقصی جدی دارند (هایدن[14] و همکاران، ۲۰۱۸).

علی‌رغم اینکه به لحاظ نظری دو مفهوم اعتماد اجتماعی و کنش تأملی مرتبط به نظر می‌رسند، پیشینه در این باره همسو نیست. فت[15] و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند که مناطق مغزی مرتبط با کنش تأملی در طی بازی‌های سنجشِ اعتماد نیز فعال می‌شوند. از سوی دیگر، درکس[16] و همکاران (۲۰۱۵) شواهدی مبنی بر ناتوانی در تشخیص حالات ذهنیِ دیگران در افراد کم‌اعتماد به دست نیاوردند. شارپ[17] و همکاران (۲۰۱۱) نیز نشان دادند که نوجوانان مبتلا به مشکلات برونی‌سازی در اعتماد به دیگران مشکلات جدی دارند، اما به طور هم‌زمان توانایی خوبی در تشخیص حالات ذهنی و انگیزه‌های دیگران دارند. گرچه از مفهوم‌پردازی‌های نظری این‌گونه برمی‌آید که توانایی شناسایی انگیزهٔ دیگران اعتماد و یا بی‌اعتمادی را پیش‌بینی می‌کند، اما شواهد پژوهشی در این باره همخوان نیستند.

یکی از سازه‌هایی که با اعتماد اجتماعی و کنش تأملی در ارتباط است، بدتنظیمی هیجان است (مارسال[18] و همکاران، ۲۰۱۸؛ بلی و برونکانو[19]، ۲۰۱۷) منظور از بدتنظیمی هیجان، نقص در آگاهی از هیجانات و اشکال در درک، پذیرش و ساماندهی به آنها است (تامپسون[20]، ۲۰۱۹). بلی و برونکانو (۲۰۱۷) پیشنهاد کرده‌اند که اعتماد را می‌توان اساساً نوعی فراهیجان[21] در نظر گرفت. بنا به این تعریف، اعتماد بر مبنای هیجان‌ها ساخته می‌شود و بر هم تأثیر متقابل دارند. افرادی که هیجاناتشان را به‌شکل غیرانطباقی تنظیم می‌کنند در درک منبع درونی هیجان‌های منفی خود ناتوان‌اند و در نتیجه، با احتمال بیشتری آن را به دیگران نسبت می‌دهند (کاراسوا[22]، ۱۹۹۵). در مقابل افرادی که از ظرفیت تنظیم هیجان مناسبی برخوردارند، به‌طورکلی هیجان‌های منفی کمتری گزارش می‌کنند و با احتمال کمتری آن را به دیگران نسبت می‌دهند (تورتلا - فلیو[23] و همکاران، ۲۰۱۰). اسناد هیجان منفی به دیگران، افراد را در معرض بی‌اعتمادی شدیدتری قرار می‌دهد (مایرز و تینگلی[24]، ۲۰۱۶). ازآنجایی‌که هیجان‌ها، به‌مثابهٔ نوعی راهنما و منبع اطلاعات، فرد را در دوراهی‌های بین‌فردی هدایت می‌کنند (د ملو[25] و همکاران، ۲۰۱۲)، بدتنظیمی هیجانات نیز می‌تواند منجر به گمراهی فرد در دنیای اجتماعی‌اش شود.

به اعتقاد فوناگی و همکاران (۲۰۰۲) دو مفهوم بدتنظیمی هیجان و نقص در کنش تأملی با یکدیگر ارتباط تنگاتنگی دارند. مارسال و همکاران (۲۰۱۸) نشان دادند که نقص در کنش تأملی، بدتنظیمی هیجان در دختران نوجوان را پیش‌بینی می‌کند. مشابه این یافته برای جمعیت غیربالینی بزرگسالان نیز برقرار است (شوارزر و همکاران، ۲۰۲۱). به‌علاوه، ارتباط میان کنش تأملی و تنظیم هیجانی در انواع مختلف آسیب‌شناسی روانی تأیید شده است (چیکارلی[26] و همکاران، ۲۰۲۱؛ اینامورتی[27] و همکاران، ۲۰۱۷؛ شارپ و همکاران، ۲۰۱۶).

به طور خلاصه، پیشینهٔ پژوهشی بر نقش برجستهٔ بدتنظیمی هیجان در روابط بین‌فردی و عملکرد اجتماعی تأکید دارد. اویلر و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که کنش تأملی از گذر بدتنظیمی هیجان منجر به بروز مشکلات بین فردی در افراد می‌شود. هر[28] و همکاران (۲۰۱۳) نیز دریافتند که علائم اختلال شخصیت مرزی به واسطهٔ بدتنظیمی هیجان منجر به بدعملکردی بین‌فردی می‌شود. در نتیجه، با توجه به آنچه گفته شد، بدتنظیمی هیجان می‌تواند حلقهٔ گمشده در رابطهٔ میان کنش تأملی و اعتماد اجتماعی باشد و

1. Balliet & Van Lange
2 . Social Trust
3. Bowlby
4. Erikson
5. Simpson
6 . Allahyarahmadi
7 . Mentalization
8. Reflective Functioning
9. Fonagy & Bateman
10. Luyten
11. Emotion dysregulation
12. Schwarzer
13. Target
14 . Hayden
15. Fatt
16 . Derks
17. Sharp
18 . Marszal
19. Belli & Broncano
20. Thompson
21. Meta emotion
22 . Karasawa
23. Tortella-Feliu
24 . Myers & Tingley
25. de Melo
26. Ciccarelli
27 . Innamorati
28 . Herr

بخشی از تناقض ظاهری که پیش‌تر بدان اشاره شد را روشن سازد. با توجه به پیشینه، فرض ما بر این است که نقص در کنش تأملی ارتباطی مثبت و معنادار با بدتنظیمی هیجان دارد و بدتنظیمی هیجان نیز ارتباطی منفی و معنادار با اعتماد اجتماعی دارد. همچنین، پیش‌بینی می‌شود که نقص در کنش تأملی به‌واسطهٔ بدتنظیمی هیجان، اعتماد اجتماعی را پیش‌بینی کند.

روش

پژوهش حاضر از نوع همبستگی-توصیفی و مبتنی بر رگرسیون بود. جامعهٔ آماری پژوهش شامل تمامی دانشجویان دانشگاه‌های ۲۰ استان ایران بود. استان (دانشگاه‌ها) عبارت‌اند از: اردبیل (علوم پزشکی خلخال)، اصفهان (اصفهان، کاشان، صفاهان، آزاد نجف‌آباد، آزاد خوراسگان)، آذربایجان شرقی (علوم پزشکی تبریز)، آذربایجان غربی (علوم پزشکی ارومیه)، البرز (آزاد کرج)، تهران (شهید بهشتی، تهران، صنعتی شریف، صنعتی امیرکبیر، علم و صنعت، خواجه نصیرالدین طوسی، علامه طباطبایی، تربیت مدرس، خوارزمی، هنر، شاهد، الزهرا، علامه طبرسی، علوم پزشکی شهید بهشتی، علوم پزشکی تهران، علوم توان‌بخشی و سلامت اجتماعی، علم و فرهنگ، فرهنگیان، انقلاب اسلامی، دکتر شریعتی، پارس، آزاد علوم تحقیقات، آزاد تهران مرکز، آزاد تهران شمال، آزاد یادگار امام)، چهار محال و بختیاری (شهرکرد)، خراسان جنوبی (بیرجند، طبس)، خراسان رضوی (فردوسی، نیشابور، حکیم سبزواری، علوم پزشکی مشهد، علوم پزشکی تربت جام، امام رضا (ع))، خوزستان (اهواز، صنعت نفت، آزاد سما)، زنجان (زنجان، علوم پزشکی زنجان)، سمنان (دامغان، علوم پزشکی شاهرود)، سیستان و بلوچستان (زابل)، شیراز (شیراز، علوم پزشکی شیراز، آزاد شیراز)، قزوین (امام خمینی، بویین زهرا)، قم (قم)، کرمان (شهید باهنر)، کهگیلویه و بویر احمد (یاسوج، گچساران)، گیلان (گیلان، علوم پزشکی گیلان)، مازندران (مازندران، ساری، صنعتی نوشیروانی)، هرمزگان (کیش)، یزد (یزد، میبد). بنا بر مطالعهٔ شبیه‌سازی سیم[1] و همکاران (۲۰۲۲)، برای مدل فعلی و با درنظرگرفتن اندازهٔ اثر متوسط، کمینهٔ حجم نمونه ۲۳۷ شرکت‌کننده در نظر گرفته شد. نمونه‌گیری به‌صورت در دسترس انجام شد. ملیت ایرانی، دامنهٔ سنی ۱۸ تا ۶۵ سال و اشتغال به تحصیل ملاک‌های ورود پژوهش، و عدم تأیید رضایت آگاهانه ملاک خروج از پژوهش فعلی بود.

ابزارهای پژوهش

اعتماد اجتماعی. پرسش‌نامهٔ اعتماد اجتماعی را صفاری‌نیا و شریف (۱۳۹۲) بر اساس نظریهٔ جانسون (۱۹۹۳) تدوین کردند. این پرسش‌نامه، از نوع خود گزارش‌دهی است و مجموعاً ۲۵ گویه و ۵ خرده‌مقیاس دارد. خرده‌مقیاس‌ها عبارت‌اند از: رفتارهای مبتنی بر اعتمادکردن، تمایلات همکاری‌جویانه، صراحت، صداقت و اطمینان. نمره‌گذاری گویه‌ها بر اساس طیف ۵ نقطه‌ای لیکرتی، از «۵ = کاملاً موافق» تا «۱ = کاملاً مخالف» است؛ بنابراین کمترین نمره و بیشترین نمره به ترتیب برابر است با ۲۵ و ۱۲۵. به گزارش صیدی و همکاران (۱۳۹۸)، روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی تنها یک عامل را نشان داد که ۵۲/۹۲ درصد واریانس را تبیین می‌کرد؛ همچنین، آلفای کرونباخ برای ساختار تک‌عاملی ۰/۷۰ بود. در پژوهش حاضر نیز از ساختار تک‌عاملی استفاده شد و ضریب آلفای کرونباخ در ۰/۶۸ به دست آمد.

کنش تأملی. پرسش‌نامهٔ کنش تأملی (RFQ؛ فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶) در قالب پژوهشی سه‌مرحله‌ای تدوین شده است. این ابزار ۸ گویه‌ای بر روی مقیاس ۷ نقطه‌ای لیکرتی نمره‌گذاری می‌شود. نتایج تحلیل عاملی فوناگی و همکاران (۲۰۱۶) حاکی از وجود دو خرده‌مقیاس قطعیت دربارهٔ حالات ذهنی و عدم قطعیت دربارهٔ حالات ذهنی بود. در مطالعهٔ بادود و همکاران (۲۰۱۵)، آلفای کرونباخ برای قطعیت و عدم قطعیت به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۶۴ به دست آمده است. همچنین بین نمرات این مقیاس و نمرات مقیاس‌های اختلال شخصیت مرزی، تکانشگری و افسردگی رابطهٔ معنادار مشاهده شد (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶). در ایران، سیدموسوی[2] و همکاران (۲۰۲۱) این پرسش‌نامه را اجرا کرده و نهایتاً آلفای کرونباخ نسخهٔ فارسی را به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۶۲ برای خرده‌مقیاس‌های قطعیت و عدم قطعیت گزارش کردند. از سوی دیگر، آخرین پژوهش‌های این حوزه، ساختار تک‌عاملیِ عدم قطعیت را پیشنهاد کرده‌اند (مولر[3] و همکاران، ۲۰۲۱؛ ووزنیاک-پروس[4] و همکاران، ۲۰۲۲). در این دستورالعمل نمره‌گذاری، گویهٔ هفت به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود. همچنین، مجموع نمرات بیانگر عدم قطعیت دربارهٔ حالات ذهنی‌اند. در بزرگسالان ایرانی، ساختار تک‌عاملی با دلبستگی ناایمن، بدتنظیمی هیجان و آسیب‌شناسی شخصیت همبسته بود و آلفای کرونباخ آن ۰/۸۰ محاسبه شد (عسگری‌زاده، ۱۴۰۱). ضریب آلفای کرونباخ در پژوهش حاضر ۰/۷۸ به دست آمد.

بدتنظیمی هیجان. نسخهٔ کوتاه مقیاس دشواری در تنظیم هیجان (DERS-SF؛ کافمن[5] و همکاران، ۲۰۱۶) دربردارندهٔ ۱۸ گویه از ۳۶ گویهٔ نسخهٔ اصلی است (گرتز و رومر[6]، ۲۰۰۴). این مقیاس شامل شش خرده‌مقیاس سه‌گویه‌ای است: عدم‌پذیرش، اهداف، کنترل تکانه، آگاهی هیجانی، راهبردهای تنظیم هیجان و شفافیت هیجانی. نمره‌گذاری آن بر اساس طیف لیکرتی پنج نقطه‌ای (از ۱ = تقریباً هرگز تا ۵ = تقریباً همیشه) صورت می‌گیرد و نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ دشواری بیشتر در تنظیم هیجانات‌اند. یافته‌ها حاکی از این‌اند که نسخهٔ ۱۸ گویه‌ای دارای ویژگی‌های روان‌سنجی بهتری از نسخهٔ اصلی است (الورانتا و همکاران[7]، ۲۰۲۰؛ مکاوی و همکاران[8]، ۲۰۲۱). ارتباط معنادار این مقیاس با ابزارهایی که آسیب‌شناسی روانی عمومی، افسردگی، اضطراب صفت و حالت، خودجرحی، اجتناب از تجارب و هویت و خودپنداره را ارزیابی می‌کردند، حاکی از روایی همگرای ابزار است. همچنین، آلفای کرونباخ کلی ابزار ۰/۸۹ گزارش شده است (کافمن و همکاران، ۲۰۱۶). در نسخهٔ ایرانی مقیاس حاضر، به دلیل ضعف در ویژگی‌های روان‌سنجی، خرده‌مقیاس آگاهی هیجانی حذف شده و ۱۵ گویه

1. Sim
2 . Seyed Mousavi
3 . Müller
4. Woźniak-Prus
5. Kaufman
6 . Gratz & Roemer
7. Eloranta
8. Mekawi

باقی ماندند (عسگری‌زاده و همکاران، در حال نگارش). نسخهٔ ایرانی با سنجه‌هایی از ذهنی‌سازی و اختلال شخصیت مرزی همبستگی قوی و معناداری داشت و آلفای کرونباخ آن ۰/۹۱ محاسبه شد؛ بنابراین، از نسخهٔ ایرانی ۱۵ گویه‌ای در پژوهش کنونی استفاده شد. در مطالعهٔ حاضر، آلفای کرونباخ ابزار ۰/۹۰ برآورد شد.

روند اجرای پژوهش

جمع‌آوری داده‌ها از بهمن ۱۳۹۹ تا اسفند ۱۳۹۹ ادامه یافت. ابتدا مجموعهٔ پرسش‌نامه‌ها، به همراه پرسش‌نامهٔ محقق‌ساختهٔ ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، در بستر آنلاین اول‌فرم (www.avalform.com) ایجاد شد و سپس لینک دسترسی به آن در رسانه‌های جمعی توزیع شد. در نهایت، ۴۴۱ نفر (۲۹۱ زن و ۱۵۰ مرد) در پژوهش حاضر شرکت کردند. دامنهٔ سنی شرکت‌کنندگان از ۱۸ تا ۵۵ سال بود (میانگین = ۲۴/۵۴، انحراف استاندارد = ۶/۵۸). مجردان ۳۷۶ نفر (۸۵/۵ درصد) و متأهلان ۶۵ نفر (۱۴/۵ درصد) از نمونه را تشکیل می‌دادند. همچنین، ۲۶ نفر (۵/۹ درصد) دانشجوی کاردانی، ۲۸۸ نفر (۶۵/۳ درصد) دانشجوی کارشناسی، ۸۵ نفر (۱۹/۳ درصد) دانشجوی کارشناسی ارشد و ۴۲ نفر (۹/۵ درصد) دانشجوی دکتری یا مقطعی بالاتر بودند. هدف پژوهش پیش از انجام آن برای شرکت‌کنندگان تشریح شد و تنها پس از تأیید رضایت آگاهانه فرایند مطالعه آغاز می‌شد. شرکت‌کنندگان آزاد بودند تا در هر مرحله از تکمیل پرسش‌نامه‌ها از ادامهٔ آنها دست بکشند.

آماره‌های توصیفی و ضرایب همبستگی به‌وسیلهٔ نسخهٔ ۲۶ نرم‌افزار SPSS محاسبه شدند. تحلیل میانجی‌گری به کمک نسخهٔ ۴/۱ بستهٔ آماری PROCESS (هیس[1]، ۲۰۲۲) انجام شد. مدل ۴ (میانجی‌گری ساده) بستهٔ مذکور در مطالعهٔ حاضر انتخاب شد: کنش تأملی به‌عنوان متغیر پیش‌بین، اعتماد اجتماعی به‌عنوان متغیر ملاک و بدتنظیمی هیجان به‌عنوان متغیر میانجی‌گر در مدل وارد شدند. به‌منظور سنجش معناداری، از روش بوت‌استرپینگ با ۱۰۰۰۰ نمونه استفاده شد و بازه‌های اطمینان ۹۹ درصدی برآورد شدند. به عقیدهٔ هیس (۲۰۰۹)، بوت‌استرپینگ قوی‌ترین و معتبرترین روش برای آزمون میانجی‌گری است. در این روش هرگاه عدد صفر میان حد بالا و حد پایین قرار نگیرد، نشان از معناداری اثر غیرمستقیم یا میانجی‌گری دارد.

یافته‌ها

آماره‌های توصیفی و ضرایب همبستگی میان متغیرها در جدول ۱ گزارش شده‌اند. همان‌طور که پیداست، اعتماد اجتماعی همبستگی منفی و معناداری با بدتنظیمی هیجان و عدم قطعیت دارد. از سوی دیگر، همبستگی بین بدتنظیمی هیجان و عدم قطعیت مثبت و معنادار است.

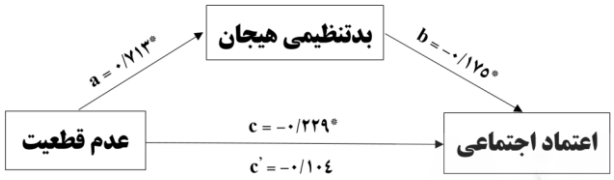
جدول ۱: همبستگی میان متغیرهای پژوهش و آماره‌های توصیفی مربوط به هریک

متغیرها	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی	۱	۲	۳
۱. اعتماد اجتماعی	۷۹/۹۳	۷/۷۳	-۰/۰۴	۰/۰۴	۱		
۲. بدتنظیمی هیجان	۴۰/۷۶	۱۲/۲۶	۰/۲۹	-۰/۵۴	-۰/۳۴	۱	
۳. عدم قطعیت	۳۰/۰۱	۹/۰۴	۰/۰۶	-۰/۴۵	-۰/۲۷	۰/۵۳	۱

1 .Hayes

یادداشت. تمامی ضرایب همبستگی در سطح ۰/۰۰۱ معنادارند.

پیش از انجام تحلیل میانجی‌گری، آزمون مفروضات آن (عدم وجود داده‌های گمشده، نرمالیتی تک‌متغیری و چندمتغیری، عدم وجود داده‌های پرت تک‌متغیری و چندمتغیری و عدم وجود هم‌خطی چندگانه) الزامی است. هیچ دادهٔ گمشده‌ای در مجموعه پاسخ‌ها وجود نداشت. عدم وجود دادهٔ پرت تک‌متغیری و چندمتغیری به ترتیب به‌وسیلهٔ بررسی نمرات z و فواصل ماهالانوبیس تأیید شد. نرمالیتی تک‌متغیری از طریق بررسی مقادیر چولگی و کشیدگی تأیید شد (جدول ۱). نرمالیتی چندمتغیری به‌وسیلهٔ آزمون چولگی ماردیا[2] (آمارهٔ ماردیا = ۰/۱۶، p = ۰/۳۳) و آزمون کشیدگی ماردیا (آمارهٔ ماردیا = ۱۴/۷۳، p = ۰/۶۱) بررسی و تأیید شد. مقادیر تحمل و VIF به ترتیب ۰/۷۲ و ۱/۳۸ محاسبه شدند که نشان از عدم وجود هم‌خطی چندگانه دارند.



شکل ۱: نقش میانجی‌گری بدتنظیمی هیجان در رابطهٔ میان عدم قطعیت و اعتماد اجتماعی. *p<۰/۰۱

جدول ۲: تحلیل رگرسیون مسیرهای a و b در مدل

	مسیرها	ضریب	خطای استاندارد	t	معناداری	حد پایین بازهٔ اطمینان	حد بالای بازهٔ اطمینان
a	عدم قطعیت به بدتنظیمی هیجان	۰/۷۱۳	۰/۰۵۵	۱۲/۹۵۳	<۰/۰۰۱	۰/۵۷۱	۰/۸۵۶
b	بدتنظیمی هیجان به اعتماد اجتماعی	-۰/۱۷۵	۰/۰۳۳	-۵/۲۸۹	<۰/۰۰۱	-۰/۲۶۱	-۰/۰۸۹

مدل میانجی‌گری، به‌همراه ضرایب رگرسیونی، در شکل ۱ آمده‌اند. همان‌طور که در جدول ۲ پیدا است، عدم قطعیت رابطه‌ای مثبت و معنادار با بدتنظیمی هیجان دارد (مسیر a) و بدتنظیمی هیجان نیز رابطه‌ای منفی و معنادار با اعتماد اجتماعی دارد (مسیر b). به بیان دیگر، عدم قطعیت پیش‌بینی‌کنندهٔ بدتنظیمی هیجان، و بدتنظیمی هیجان پیش‌بینی‌کنندهٔ اعتماد اجتماعی است.

جدول ۳: اثرات مستقیم و غیرمستقیم عدم قطعیت بر اعتماد اجتماعی.

	ضریب	خطای استاندارد	t	معناداری	بوت‌استرپ با فاصلهٔ اطمینان ۹۹٪	
					حد پایین	حد بالا
c اثر کلی	-۰/۲۲۹	۰/۰۳۹	-۵/۸۳۵	<۰/۰۰۱	-۰/۳۳۱	-۰/۱۲۸
c' اثر مستقیم	-۰/۱۰۴	۰/۰۴۵	-۲/۳۳۲	۰/۰۲	-۰/۲۲۱	۰/۰۱۱
اثر غیرمستقیم	-۰/۱۲۵	۰/۰۲۵	-	-	-۰/۱۹۲	-۰/۰۶۱

2 .Mardia

جدول ۳ نشان می‌دهد که اثر کلی عدم قطعیت بر اعتماد اجتماعی منفی و معنادار است (مسیر c). زمانی که بدتنظیمی هیجان به‌عنوان متغیر میانجی وارد مدل می‌شود، رابطهٔ مستقیم عدم قطعیت و اعتماد اجتماعی دیگر معنادار نیست (مسیر c')، اما رابطهٔ غیرمستقیم آنها از طریق بدتنظیمی هیجان معنادار است؛ بنابراین، میانجی‌گری به‌صورت کامل برقرار است.

بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی مطالعهٔ حاضر، بررسی نقش بدتنظیمی هیجان به‌عنوان میانجی در ارتباط میان کنش تأملی و اعتماد اجتماعی بود. یافته‌ها نشان داد که نقص در کنش تأملی از طریق اخلال در تنظیم هیجان به بی‌اعتمادی اجتماعی منجر می‌شود. این یافته با تحقیقات پیشین همسو است (تورتلا-فلیو و همکاران، ۲۰۱۰؛ فت و همکاران، ۲۰۱۴؛ درکس و همکاران، ۲۰۱۵؛ اویلر و همکاران، ۲۰۲۱). کنش تأملی، بر پایهٔ پیوندهای دلبستگی شکل می‌گیرد (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶) و عملکرد اجتماعی فرد در دوران بزرگسالی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. طبق دیدگاه فوناگی و همکاران (۲۰۱۶)، کنش تأملی نه تنها درک حالات ذهنی خود و دیگران را در بر دارد، بلکه به فرد کمک می‌کند تا بین واقعیت درونی و بیرونی تمایز قائل شود. افرادی که در این ظرفیت نقص دارند نمی‌توانند برای دیگران ذهنیت منحصر به‌فرد و جداگانه‌ای در نظر گیرند و بین ذهن خود و دیگری تمایز قائل شوند (شوارزرو همکاران، ۲۰۲۱). در نتیجه، ممکن است سرزنش‌های دیگران را درونی سازند یا حالات ذهنی خود، از جمله هیجانات را به دیگران فرافکنی کنند. در چنین شرایطی، عواطف منفیِ برآمده از بدتنظیمی هیجان، زمینه را برای بی‌اعتمادی فراهم می‌کنند. برای مثال، فرافکنی حالات ذهنی می‌تواند به ادراک تهدیدآمیز بودن محیط منجر شود. از سوی دیگر، بدتنظیمی هیجان سبب می‌شود عواطف منفی بیشتری تجربه شود و این چرخهٔ معیوب ادامه پیدا کند (کاراسوا، ۱۹۹۵؛ تورتلا-فلیو و همکاران، ۲۰۱۰). این یافته را می‌توان همسو با پژوهش‌هایی دانست که نشان داده‌اند مداخلات متمرکز بر ارتقای تنظیم هیجان، بیش از سایر مداخلات، عملکرد اجتماعی افراد را بهبود می‌بخشد (مک مین و همکاران، ۲۰۱۲).

به نظر می‌رسد که اعتماد اجتماعی مؤلفه‌ای درون‌روانی داشته باشد. همان‌طور که گفته شد، کنش تأملی دربرگیرندهٔ درک حالات ذهنی، هم در خود و هم در دیگری است. پرواضح است که آگاهی از حالات ذهنی دیگران به افراد کمک می‌کند تا قابلیت اعتماد را بسنجند، اما یافتهٔ حاضر مؤید آن است که آگاهی از حالات ذهنی خود و تنظیم هیجانات نیز در اعتماد تأثیرگذارند. در واقع، غالب گویه‌های پرسش‌نامهٔ کنش تأملی بر ذهنی‌سازی حالات ذهنی خود دلالت دارند. بنابراین، تأمل بر ذهنیات شخص مقابل و انگیزه‌هایش برای اعتماد کردن به او کافی نیست (شارپ و همکاران، ۲۰۱۱؛ درکس و همکاران، ۲۰۱۵). شوارزر و همکاران (۲۰۲۱) نیز تنظیم هیجانات را درون‌روانی می‌دانند و بر اهمیت درک حالات ذهنی خود در این فرایند تأکید می‌کنند. بنابراین، مادامی که هیجانات به‌درستی تنظیم نشده باشد، اطلاعات دربارهٔ ذهن و مقصود دیگران دیدگاه فرد و اعتماد او را دگرگون نمی‌کند.

به‌علاوه، یافته‌ها حاکی از آن بود که بدتنظیمی هیجان بر اعتماد اجتماعی اثرگذار است. این یافته، پیشینه را در باب اهمیت تنظیم هیجانی در روابط اجتماعی گسترش می‌دهد (ده ملو و همکاران، ۲۰۱۲). بلی و برونکانو (۲۰۱۷) نیز پیشنهاد می‌کنند که اعتماد نوعی هیجان در نظر گرفته شود. بر مبنای این مدل، اعتماد بر پایهٔ هیجان شکل می‌گیرد و بر تأثیر متقابلی میان این دو برقرار است. ازآنجایی‌که بافت ارتباطی به‌طورکلی و اعتماد اجتماعی به طور خاص مستلزم مدیریت هیجان‌هایی چون ناامنی، ابهام، ترس یا تهدید است، بی‌اعتمادی در افراد با بدتنظیمی هیجان قابل حدس است. بااین‌حال، به نظر می‌رسد که این ارتباط دوسویه است: هر چه فرد اعتماد بیشتری به محیط خود داشته باشد، هیجاناتش را بیشتر با اطرافیان در میان می‌گذارد، زیرا این اطمینان وجود دارد که شخص مقابل ظرفیت پذیرش هیجانات و همدلی را دارد و این خود منجر به تنظیم بهتر هیجان‌ها می‌شود. به عبارتی، اعتماد به دیگران به تنظیم هیجانات کمک می‌کند و از آن سو، ظرفیت تنظیم هیجان، منجر به اعتماد بیشتر به دیگران می‌شود. علاوه بر این، شخصی که هیجاناتش را به‌خوبی تنظیم می‌کند، خود را در تحمل ناکامی‌های احتمالیِ ناشی از اعتماد به دیگری، کارآمدتر ادراک می‌کند، اما این دربارهٔ افرادی که بدتنظیمی هیجان در آنان غالب است، صادق نیست. در واقع، اعتماد نکردن این مزیت را دارد که بخشی از نتیجه به شخص مقابل واگذار نشده است و این ممکن است احساسی واهی از کنترل و تسلط بر اوضاع ایجاد کند.

یافته‌های پژوهش حاضر برای نخستین بار نشان داد که نقص در کنش تأملی نه به‌صورت مستقیم، بلکه از طریق بدتنظیمی هیجان منجر به بی‌اعتمادی اجتماعی در افراد می‌شود. در واقع در شرایطی که کنش تأملی با نقص روبرو است، فرصت اکتشاف ذهن مقابل بر حسب ویژگی‌های واقعی وجود ندارد و هیجان‌های تنظیم‌نشده یا چارچوب‌های ذهنی، دنیای اجتماعی فرد را هدایت می‌کند. شواهد اولیهٔ برآمده از این پژوهش می‌تواند سرآغازی بر مداقهٔ بیشتر بر نقش بدتنظیمی هیجان در شکل‌گیری بی‌اعتمادی اجتماعی باشد. با این حال، پژوهش حاضر عاری از محدودیت نیست. اول اینکه از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شده است که می‌تواند از میزان تعمیم‌پذیری داده‌ها بکاهد. گستردگی دامنهٔ سنی و جغرافیایی نمونهٔ حاضر نیز می‌تواند روایی یافته‌ها را تهدید کند. به‌علاوه، بررسی این رابطهٔ غیرمستقیم در نمونه‌های بالینی می‌تواند تعمیم‌پذیری یافته‌ها را آزمون کند. باتوجه‌به طرح مقطعی پژوهش، نمی‌توان اطمینان داشت که نقص در کنش تأملی و بدتنظیمی هیجان، بر یکدیگر یا بر بی‌اعتمادی مقدم باشند. پژوهش‌های آتی می‌توانند با بهره جستن از طرح‌های طولی یا آزمایشی مسیر این ارتباطات را روشن‌تر سازند. همچنین، پژوهش‌های آینده می‌توانند با بهره‌گیری از سنجه‌های تنظیم هیجان شناختی به بررسی نقش راهبردهای به‌خصوص در شکل‌گیری بی‌اعتمادی بپردازند. همان‌طور که دیدیم ضریب آلفای کرونباخ مقیاس اعتماد اجتماعی چندان مطلوب به دست نیامد. در همین راستا پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده پژوهشگران از ابزارهای دیگری نیز برای سنجش اعتماد اجتماعی استفاده کنند؛ استفاده از ابزارهای ضمنی و عملکردی می‌تواند بر اعتبار پژوهش‌های آینده بیفزاید (برای مثال،

آکسوی[1] و همکاران، ۲۰۱۸). در آخر، پیشنهاد می‌شود که مطالعات آینده روابط حاضر را اختصاصاً برای سازهٔ اعتماد معرفتی نیز بیازمایند. مداخلات درمانی متعددی به ارتقای کنش تأملی می‌انجامند. پژوهش حاضر شواهد اولیه‌ای را فراهم آورد که نشان می‌دهد سازوکار اثر چنین مداخلاتی در کاهش بی‌اعتمادی از طریق بهبود تنظیم هیجانی است. ازاین‌رو، شایسته است که تنظیم هیجان انطباقی یکی از مؤلفه‌های کلیدی در درمان بی‌اعتمادی اجتماعی و بین فردی باشد.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از تمامی شرکت‌کنندگانی که ما را در انجام این پژوهش یاری کردند و داوران گرامی که با دقت نظرشان کیفیت مقالهٔ حاضر را ارتقا بخشیدند، قدردانی می‌کنیم.

منابع

صفاری‌نیا، مجید، و شریف، نسیم. (۱۳۹۲). ساخت و بررسی ویژگی های روانسنجی پرسش‌نامه اعتماد اجتماعی، فصلنامه پژوهش‌های روان شناسی اجتماعی، ۳(۱۱)، ۵۷-۴۷.

صیدی، ستار، احمدیان، حمزه، و صفاری نیا مجید. (۱۳۹۸). پیش بینی رفتار جامعه پسند بر اساس اعتماد اجتماعی و دیدگاه گیری اجتماعی، فصلنامه دانش و پژوهش در روانشناسی کاربردی، ۲۰(۷۷)، ۱۱-۲۱.

عسگری‌زاده، احمد. (۱۴۰۱). شناسایی خوشه‌های مقابله با شرم و بررسی ارتباط آن با ابعاد دلبستگی، ظرفیت ذهنی‌سازی و آسیب‌شناسی شخصیت. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

یعقوبی، ابوالقاسم، عبدالهی مقدم، مریم و علیزاده، گلاویژ. (۱۳۹۴). پیش بینی اعتماد اجتماعی بر اساس سبک های دلبستگی و پنج عامل شخصیت در بین دانشجویان دانشگاه بوعلی سینا همدان، فصلنامه پژوهش های نوین روانشناختی،۱۰(۴۰)، ۸۷-۱۰۰.

Aksoy, B., Harwell, H., Kovaliukaite, A., & Eckel, C. (2018). Measuring trust: A reinvestigation. *Southern Economic Journal*, *84*(4), 992-1000.

Allahyarahmadi, R. (2013). Investigation the role and effect of social trust in societies based on sociological theories. Procedia-social and behavioral sciences, 82, 780-783.

Balliet, D., & Van Lange, P. A. (2013). Trust, conflict, and cooperation: a meta-analysis. *Psychological bulletin*, *139*(5), 1090.

Belli, S., & Broncano, F. (2017). Trust as a meta emotion. Metaphilosophy, 48(4), 430-448.

Bowlby, J. (1969). Attachment and loss v. 3 (Vol. 1).

Ciccarelli, M., Nigro, G., D'Olimpio, F., Griffiths, M. D., & Cosenza, M. (2021). Mentalizing failures, emotional dysregulation, and cognitive distortions among adolescent problem gamblers. *Journal of Gambling Studies, 37(1), 283-298.*

de Melo, C., Gratch, J., Carnevale, P., & Read, S. (2012). Reverse appraisal: The importance of appraisals for the effect of emotion displays on people's decision making in a social dilemma. In *Proceedings of the Annual Meeting of the Cognitive Science Society* (Vol. 34, No. 34).

Derks, J., Van Scheppingen, M. A., Lee, N. C., & Krabbendam, L. (2015). Trust and mindreading in adolescents: the moderating role of social value orientation. Frontiers in Psychology, 6, 965.

Eloranta, S. J., Kaltiala, R., Lindberg, N., Kaivosoja, M., & Peltonen, K. (2020). Validating measurement tools for mentalization, emotion regulation difficulties and identity diffusion among Finnish adolescents. *Nordic Psychology*, 1-23.

Erikson, E. (1995). Dialogue with Erik Erikson. Jason Aronson, Incorporated.

Euler, S., Nolte, T., Constantinou, M., Griem, J., Montague, P. R., Fonagy, P., & Personality and Mood Disorders Research Network. (2021). Interpersonal problems in borderline personality disorder: associations with mentalizing, emotion regulation, and impulsiveness. *Journal of Personality Disorders*, *35*(2), 177-193.

Fett, A. K. J., Gromann, P. M., Giampietro, V., Shergill, S. S., & Krabbendam, L. (2014). Default distrust? An fMRI investigation of the neural development of trust and cooperation. *Social cognitive and affective neuroscience*, *9*(4), 395-402.

Fonagy, P., & Bateman, A. W. (2016). Adversity, attachment, and mentalizing. *Comprehensive psychiatry*, *64*, 59-66.

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.

Fonagy, P., & Target, M. (2006). The mentalization-focused approach to self pathology. *Journal of personality disorders*, *20*(6), 544-576.

Gergely, G., Fonagy, P., Jurist, E., & Target, M. (2002). Affect regulation, mentalization, and the development of the self. *International Journal of Psychoanalysis*, 77, 217-234.

Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*, 26(1), 41-54.

Hayden, M. C., Müllauer, P. K., Gaugeler, R., Senft, B., & Andreas, S. (2018). Improvements in mentalization predict improvements in interpersonal distress in patients with mental disorders. *Journal of Clinical Psychology*, 74(12), 2276-2286.

Hayes A. F. (2022). Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach (3rd ed.). *Guilford Press.*

1. Aksoy

Hayes, A. F. (2009). Beyond Baron and Kenny: Statistical Mediation Analysis in the New Millennium. *Communication Monographs*, *76*(4), 408-420.

Herr, N. R., Rosenthal, M. Z., Geiger, P. J., & Erikson, K. (2013). Difficulties with emotion regulation mediate the relationship between borderline personality disorder symptom severity and interpersonal problems. *Personality and mental health*, 7(3), 191-202.

Innamorati, M., Imperatori, C., Harnic, D., Erbuto, D., Patitucci, E., Janiri, L., Lamis, D. A., Pompili, M., Tamburello, S., & Fabbricatore, M. (2017). Emotion Regulation and Mentalization in People at Risk for Food Addiction. *Behav Med, 43(1), 21-30.*

Karasawa, K. (1995). An attributional analysis of reactions to negative emotions. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *21*(5), 456-467.

Kaufman, E. A., Xia, M., Fosco, G., Yaptangco, M., Skidmore, C. R., & Crowell, S. E. (2016). The Difficulties in Emotion Regulation Scale Short Form (DERS-SF): Validation and Replication in Adolescent and Adult Samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *38*(3), 443-455

Luyten, P., Campbell, C., Allison, E., & Fonagy, P. (2020). The mentalizing approach to psychopathology: State of the art and future directions. *Annual review of clinical psychology*, *16*, 297-325.

Marszal, M., & Janczak, A. (2018). Emotion Dysregulation, Mentalization and Romantic Attachment in the Nonclinical Adolescent Female Sample. *Curr Psychol, 37(4), 894-904.*

McMain, S. F., Guimond, T., Streiner, D. L., Cardish, R. J., & Links, P. S. (2012). Dialectical behavior therapy compared with general psychiatric management for borderline personality disorder: clinical outcomes and functioning over a 2-year follow-up. *American Journal of Psychiatry, 169(6), 650-661.*

Myers, C. D., & Tingley, D. (2016). The influence of emotion on trust. *Political Analysis, 24(4), 492-500.*

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, 1-15.*

Schwarzer, N. H., Nolte, T., Fonagy, P., & Gingelmaier, S. (2021). Mentalizing and emotion regulation: Evidence from a nonclinical sample. In *International forum of psychoanalysis* (Vol. 30, No. 1, pp. 34-45). Routledge.

Seyed Mousavi, P. S., Vahidi, E., Ghanbari, S., Khoshroo, S., & Sakkaki, S. Z. (2021). Reflective Functioning Questionnaire (RFQ): Psychometric properties of the Persian translation and exploration of its mediating role in the relationship between attachment to parents and internalizing and externalizing problems in adolescents. *Journal of Infant, Child, and Adolescent Psychotherapy, 20(3), 313-330.*

Sharp, C., Carolyn, H. A., & Fonagy, P. (2011). Get them before they get you: Trust, trustworthiness, and social cognition in boys with and without externalizing behavior problems. *Development and Psychopathology, 23(2), 647-658.*

Sharp, C., Pane, H., Ha, C., Venta, A., Patel, A. B., Sturek, J., & Fonagy, P. (2011). Theory of mind and emotion regulation difficulties in adolescents with borderline traits. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, *50*(6), 563-573.

Sharp, C., Venta, A., Vanwoerden, S., Schramm, A., Ha, C., Newlin, E., Reddy, R., & Fonagy, P. (2016). First empirical evaluation of the link between attachment, social cognition and borderline features in adolescents. *Compr Psychiatry, 64, 4-11.*

Sim, M., Kim, S.-Y., & Suh, Y. (2022). Sample Size Requirements for Simple and Complex Mediation Models. *Educational and Psychological Measurement, 82(1), 76–106.*

Simpson, J. A. (2007). Psychological foundations of trust. *Current directions in psychological science*, *16*(5), 264-268.

Thompson, R. A. (2019). Emotion dysregulation: A theme in search of definition. *Development and psychopathology*, *31*(3), 805-815.

Tortella-Feliu, M., Balle, M., & Sesé, A. (2010). Relationships between negative affectivity, emotion regulation, anxiety, and depressive symptoms in adolescents as examined through structural equation modeling. *Journal of Anxiety Disorders*, 24(7), 686-693.

Woźniak-Prus, M., Gambin, M., Cudo, A., & Sharp, C. (2022). Investigation of the Factor Structure of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ-8): One or Two Dimensions? *Journal of Personality Assessment*, *104*(6), 736-746.