



Standardization of epistemic trust/mistrust/credulity questionnaire: Examining validity and reliability among adolescents Standardization of ETMCQ among adolescents

Raziyeh Hashemi¹, Mehdi Reza Sarafraz^{2*} , Habib Hadian Fard³, Mohammad Reza Taghavi⁴

Abstract

Epistemic trust means validating and fitting information that comes from others and has relationships with pathological and therapeutic factors. Therefore, the aim of this study was to investigate the psychometric properties of the Persian version of the Trust/Distrust/Epistemic Validity Questionnaire (ETMCQ) in the general population. In the first study, 510 Participants, and in the second one, 310 Participants aged 14 to 63 years old were selected by snowball sampling. The Participants of the first study answered the EMCTQ scale and demographic characteristics (age, gender, level of education) on the online platform of Porsal, and in the second study, they answered the EMCTQ and attachment scale, reflective performance, psychological safety, and general self-efficacy. The results of this study showed that the three-factor model of trust/mistrust/credulity in exploratory factor analysis and confirmation has a favorable fit. Cronbach's alpha coefficient was higher than 0.70 and was satisfactory; The test-retest coefficient of this questionnaire after three months intervals was 0.69 to 0.80. Correlation coefficients showed that scores of confidence/distrust/epistemic validity have a positive and significant relationship with general self-efficacy and reflexive performance. This relationship represents the convergent validity of the scale. The factor structure, reliability, and reliability of the epistemic trust/mistrust/credulity questionnaire for research applications and clinical diagnosis are acceptable and it can be said that the questionnaire is a useful and valid tool for conducting research related to epistemic trust in different areas of the relationship.

Key words: Epistemic Trust, Childhood Trauma, Reflective Performance, General Self-Efficacy, Attachment

Introduction

One of the prerequisites for optimal interpersonal functioning is the capacity for mentalization (Fonagy et al., 1991; Frith, 1989), which is closely related to concepts such as emotion recognition and trust (Bateman & Fonagy, 2016). In recent years, Fonagy and Allison (2014), drawing on the findings of the Natural Knowledge Transfer Theory by Csibra and Gergely (2009) and the concept

1. Ph. D Student of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.
Email: Raziyeh.hashemi@shirazu.ac.ir

2. Corresponding Author: Associate Professor of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.

Email: Mehdis332@gmail.com,

3. Professor of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.
Email: Habib_hadianfard@yahoo.com

4., Professor of Clinical Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.
Email: mtaghavi@rose.shirazu.ac.ir,



of Epistemic vigilance (Sperber et al., 2010), defined a construct called "epistemic trust," which is considered the core mechanism for the transfer of interpersonal information and is closely linked to attachment (Fonagy & Allison, 2014). The lack of epistemic trust leads to difficulties in mentalization and an inability to learn from others in an interpersonal context (Campbell et al., 2021). Epistemic trust means considering information received from others as meaningful, relevant to oneself, and generalizable to other situations (Campbell et al., 2021). Given the importance of cognitive trust in pathology and treatment and the lack of a standardized empirical tool in Iran, the standardization of this scale in the Iranian adolescent population could contribute to future research in this area.

method

The research population consisted of all adolescents with borderline personality traits in Shiraz City, both male and female, aged between 14 and 23 years. Participants were selected through snowball sampling method. The questionnaire link was sent to 310 students via mobile phone. Then the collected data were analyzed in SPSS 22 software.

Before the implementation, the Epistemic Trust Mistrust Credulity Questionnaire was translated into Persian by the authors and then independently translated back into English by a separate translator. No significant qualitative differences were observed between the two English versions. Data were then collected through the Porsall platform (<https://panel.porsall.com/Research/MyResearches>). In the first part of the study, participants were asked to complete the EMCTQ questionnaire along with social-demographic questions (age, gender, education level). In the second part, additional self-report scales were administered to examine the relationship between ETMCQ scores and reflective performance, experiences of close relationships (attachment), childhood trauma, and general self-efficacy.

This study used the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ), Adult Attachment Styles Questionnaire, General Self-Efficacy Questionnaire, and Childhood Trauma Questionnaire (CTQ).

Results

In phase one, 530 participants responded to the ETMCQ questionnaire (Study 1, $n = 530$), consisting of 273 women (51.51%) and 257 men (48.5%), with ages ranging from 14 to 62 years ($M = 26.47$, $SD = 12.88$). After conducting exploratory factor analysis, three factors were extracted from the entire questionnaire, which explained 50.65% of the total variance of the scale. The eigenvalues for the factors of gullibility, trust, and distrust were 4.04, 3.59, and 2.19, respectively.

In phase two, 310 participants, aged between 14-23 years (89 participants, 28.7%, were between 14-18 years), participated, with 151 male participants (48.7%) and 159 female participants (51.3%). Examining the three-factor structure of the Epistemic Trust Questionnaire, confirmatory factor analysis was performed, with results shown in the table below.

The value of X^2/df and RMSEA indices are 86.2 and 0.078 respectively. Internal consistency results, using Cronbach's alpha method, were as follows: for the subscales of trust, mistrust, and credulity, the values were 0.97, 0.96, and 0.96, respectively, indicating good reliability of the instrument.

Discussion

The results of the study indicate that with higher educational levels, epistemic credulity decreases. This may be due to the reinforcement and teaching of critical thinking in higher education, as well as the reduction of mental health symptoms in older age groups (Steptoe et al., 2015). There was no

significant difference in epistemic trust between men and women, which may suggest that gender does not have an impact on cognitive positioning (Liotti et al., 2021).

Epistemic trust has a positive and significant relationship with self-efficacy and reflective performance. This significance is rooted in the close connection between epistemic trust and mentalization, as confirmed in previous studies (Fonagy et al., 2018; Jurist, 2018; Jurist, 2005; Jurist et al., 2008). The positive relationship between epistemic trust and general self-efficacy originates from an individual's ability to acquire information in interpersonal relationships, particularly when their epistemic trust is high (Bateman & Fonagy, 2008; Campbell et al., 2021; Fonagy et al., 2018). Additionally, epistemic trust has a negative and significant relationship with childhood trauma, low mentalization, and (Liotti, 2019) insecure attachment ($P < 0.05$).

A negative and significant relationship exists between epistemic mistrust and both self-efficacy and reflective performance, while epistemic mistrust has a positive and significant relationship with childhood trauma and insecure attachment. When individuals experience difficulty in their childhood, they tend to struggle with trusting others (Knox, 2016; Luyten et al., 2020). They may also find it hard to reduce their epistemic vigilance and view others as supportive (Liotti, 2019; Liotti et al., 2021; Oehlman Forbes et al., 2021). Anxious and ambivalent attachment styles are significant factors contributing to disrupted trust in relationships and are positively correlated with epistemic mistrust. That is because, theoretically, individuals with damaged attachment styles are less reliant on others, rigid, and inflexible, which reduces their capacity for acquiring new information (Bateman & Fonagy, 2008; Fonagy et al., 2017; Fonagy et al., 2018).

Epistemic credulity decreases with increasing educational levels, which is attributed to the enhancement of critical thinking in higher education (Campbell et al., 2021). Epistemic credulity has a positive and significant relationship with childhood trauma and insecure attachment, which is theoretically justified by the close link between the domains of attachment and epistemic trust (Bo et al., 2017; Campbell et al., 2021; Koenig & Harris, 2007). Epistemic credulity and epistemic mistrust have a positive relationship with insecure attachment (Bo et al., 2017). The negative relationship between epistemic credulity and self-efficacy arises from the fact that individuals with lower self-efficacy tend to have less agency, trust others' opinions and the analyses of situations more, and overlook their own agency when analyzing issues (Sherer et al., 1982).

مقاله پژوهشی

هنجاریابی مقیاس اعتماد/بی‌اعتمادی/زودباوری معرفتی در جمعیت نوجوانان

راضیه هاشمی^۱، مهدی رضا سرافراز^۲، * حبیب هادیان فرد^۳، محمدرضا تقوی^۴

چکیده

اعتماد معرفتی به معنی معتبر و متناسب دانستن اطلاعاتی است که از سمت دیگران می‌آید و با عوامل آسیب‌شناسی و درمانی روابطی دارد. هدف پژوهش حاضر بررسی پایایی، ساختار عاملی پرسشنامه اعتماد/بی‌اعتمادی/اعتبار معرفتی و روایی همگرا و واگرای این مقیاس از طریق رابطه بین نمرات EMTCQ (برای مثال، موضع معرفتی یک فرد) و دل‌بستگی، عملکرد انعکاسی، امنیت روانی و خودکارآمدی عمومی در دو مطالعه بود. در مطالعه اول، تعداد ۵۱۰ آزمودنی و در مطالعه دوم، تعداد ۳۱۰ آزمودنی شامل گروه سنی ۱۴ تا ۶۳ ساله به روش نمونه‌گیری گلوله‌برفی انتخاب شدند. آزمودنی‌های مطالعه اول در پلت‌فرم آنلاین پرسال به پرسش‌های مقیاس EMCTQ و ویژگی‌های جمعیت‌شناختی (سن، جنس، سطح تحصیلات) و در مطالعه دوم، به پرسش‌های مقیاس EMCTQ و دل‌بستگی، عملکرد انعکاسی، امنیت روانی و خودکارآمدی عمومی پاسخ دادند. نتایج این مطالعه نشان داد مدل سه‌عاملی اعتماد/بی‌اعتمادی/اعتبار معرفتی در تحلیل عاملی اکتشافی و همچنین تأییدی، از برازش مطلوب برخوردار است. ضریب آلفای کرونباخ بیشتر از ۰/۷۰ و در حد رضایت‌بخش بود. ضریب بازآزمایی این پرسشنامه پس از سه ماه فاصله زمانی بین ۰/۶۹ تا ۰/۸۰ بود. بررسی ضرایب همبستگی نشان داد نمرات اعتماد/بی‌اعتمادی/اعتبار معرفتی با عملکرد انعکاسی و خودکارآمدی عمومی رابطه‌ای مثبت و معنادار دارند. این رابطه بیانگر اعتبار همگرا مقیاس است. ساختار عاملی، اعتبار و پایایی پرسشنامه اعتماد/بی‌اعتمادی/اعتبار معرفتی برای کاربردهای پژوهشی و تشخیص‌های بالینی در حد قابل قبول هستند و می‌توان گفت پرسشنامه یادشده ابزاری مفید و معتبر برای انجام پژوهش‌های مرتبط با اعتماد معرفتی در حوزه‌های مختلف رابطه است.

واژه‌های کلیدی: اعتماد معرفتی، ترومای کودکی، عملکرد انعکاسی، خودکارآمدی عمومی، دل‌بستگی.

^۱ دانشجوی دکتری روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

ایمیل: Raziye.hashemi@shirazu.ac.ir

^۲ نویسنده مسئول

دانشیار، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. ایمیل: Mehdis332@gmail.com

^۳ استاد، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. ایمیل: Habib_hadianfard@yahoo.com

^۴ استاد، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. ایمیل: mtaghavi@rose.shirazu.ac.ir



مقدمه

یکی از پیش‌نیازها برای عملکرد بین‌فردی بهینه ظرفیت برداشت صحیح مقاصد، هیجان‌ات و باورهای دیگران در روابط و تعاملات اجتماعی است؛ این ظرفیت به «نظریه ذهن»^۱ (Premack & Woodruff, 1978)، یا ذهنی‌سازی^۲ (Fonagy et al., 1991b; Frith, 1989) اشاره دارد. معمولاً می‌توان ذهنی‌سازی را همان شناخت اجتماعی در نظر گرفت (Sharp et al., 2012). این سازه همچنین تشخیص هیجان و اعتماد را در بر می‌گیرد. نظریه ذهنی‌سازی برای اختلال شخصیت مرزی توسط فوناگی و همکاران (Fonagy et al., 1991a) ارائه شد. بیشترین رشد نظری در حوزه ذهنی‌سازی مربوط به اعتماد معرفتی^۳ است (Bateman & Fonagy, 2016). اعتماد معرفتی مفهومی کاربردی و درمانی به معنی گشودگی نسبت به انتقال اطلاعات بین‌فردی، یعنی پذیرفتن اطلاعاتی که از سمت دیگران می‌آید به عنوان معنی‌دار، مرتبط با خود و قابل تعمیم به سایر شرایط است (Campbell et al., 2021).

فوناگی و آلیسون (2014) با بهره‌گیری از یافته‌های نظریه انتقال دانش طبیعی سیبرا و جرجلی (2009) برای انتقال دانش مبتنی بر نشانه در ارتباطات اجتماعی و مفهوم هوشیاری معرفتی (عامل حفاظتی در مقابل اطلاعات نادرست و فریبنده‌ای که از سمت دیگران می‌آید) اسپربر و همکاران (2010) مدلی ارائه کردند که اعتماد معرفتی را به عنوان هسته انتقال اطلاعات بین‌فردی در نظر می‌گیرد که با دلبستگی پیوندی تنگاتنگ دارد (Csibra & Gergely, 2011; Sperber et al., 2010; Fonagy & Allison, 2014). در تعاملات اولیه نوزاد - والد، استفاده از سرنخ‌های ظاهری (Fonagy et al., 2007) مانند تماس چشمی، واکنش‌های تصادفی متناوب^۴ و استفاده از لحن صدای مخصوص (بچه‌گانه صحبت کردن) حساسیت نوزاد را برمی‌انگیزد؛ در نتیجه، هوشیاری معرفتی برای لحظاتی به حالت تعلیق درمی‌آید (Király et al., 2013; Csibra & Gergely, 2011)، دلبستگی ایمن هم‌زمان با اعتماد معرفتی افزایش می‌یابد (Morandotti et al., 2018) و برقراری ارتباط برای انتقال دانش فرهنگی میسر می‌شود (Király et al., 2013). پاسخ‌دهی حساس به کودک نه فقط شامل اطمینان‌دهی و اهمیت دادن به عاملیت وی، بلکه در خدمت گشودن ذهن برای دریافت اطلاعات جدید و متناسب، تغییر عقاید و اصلاح رفتار طبق آن اطلاعات است (Király et al., 2013; Bateman & Fonagy, 2016). در بزرگسالی، از اعتماد معرفتی در ارتباطات ظاهری برای انتقال اطلاعات قابل تعمیم استفاده می‌شود (Bateman & Fonagy, 2016).

تروما و اعتماد/بی‌اعتمادی/زودباوری معرفتی

اعتماد معرفتی سالم شامل ظرفیت هوشیاری معرفتی در مواجهه با فریب احتمالی و در عین حال، حفظ اعتماد عمومی به اطلاعات منتقل‌شده بین‌فردی است (Sperber et al., 2010). این مفهوم در آسیب‌شناسی روانی اهمیتی به‌سزا دارد؛ تا جایی که اختلال شخصیت ناشی از عدم ایجاد اعتماد معرفتی در روابط اولیه و عدم اعتماد به اطلاعات منتقل‌شده بین‌فردی در نظر گرفته می‌شود (Allison & ;). (Fonagy & Allison, 2014; Fonagy, 2016)، عدم اعتماد یا بی‌اعتمادی معرفتی توسط فرآیندی به نام هوشیاری معرفتی نامتناسب (Fonagy & Allison, 2014) و تحت تأثیر ترومای پیچیده و رابطه دلبستگی در سال‌های اولیه رشد ایجاد می‌شود (Oreo & Ozgul, 2007). زمانی که اعتماد معرفتی به دلیل تجربیات پیشین کاهش یافته باشد، اکتساب اطلاعات متناسب شخصی - اجتماعی توسط فرد محدود می‌شود (Luyten et al., 2020; Fonagy et al., 2015) و کانال یادگیری وی درباره دنیای اجتماعی بیرون تخریب می‌شود (در تجربیات اولیه با مراقب)، در ناامنی همیشگی و هوشیاری معرفتی پایدار گیر می‌افتد (Bateman & Fonagy, 2016) و از نظر معرفتی

¹ Theory of Mind

² Mentalization

³ Epistemic Trust

⁴ Turn-taking

بیش از حد هوشیار (Sperber et al., 2010) یا متحجر (Fonagy & Allison, 2014) است؛ موضعی که بی‌اعتمادی معرفتی^۱ نامیده می‌شود. از سوی دیگر، سبک دلبستگی سازمان‌یافته مرضی با بیش‌فعال‌سازی سیستم دلبستگی، هوشیاری معرفتی^۲ را در هم می‌شکند و افراد را در مقابل اطلاعات نادرست و فریب‌کارانه آسیب‌پذیر می‌کند (Bateman & Fonagy, 2016). این افراد ممکن است در حالت زودباوری معرفتی بمانند و تمایل به فریب خوردن داشته باشند (Sperber et al., 2010). در همین راستا، به‌تازگی اختلال در ارتباطات اجتماعی اولیه علت آسیب‌پذیری‌های بعدی در نظر گرفته می‌شود (Fonagy et al., 2015; Fonagy et al., 2017).

اهمیت ساخت ابزار سنجش اعتماد معرفتی

اعتماد معرفتی در رابطه‌درمانی نقشی به‌سزا دارد و همدلی، ذهنی‌سازی و اتحاد درمانی احتمالاً به عنوان نشانه‌های ظاهری که اعتماد را افزایش می‌دهند، در رابطه‌درمانی مورد توجه هستند (Fonagy & Allison, 2014; Csibra & Gergely, 2009). فرآیند یادگیری در بسیاری از مداخلات درمانی اهمیتی ویژه دارد و این فرآیند در زمینه اعتماد معرفتی رخ می‌دهد. همچنین، اتحاد درمانی بین بیمار - درمانگر که تغییر نگرش نسبت به یادگیری را ایجاد می‌کند، در زمینه اعتماد رخ می‌دهد (Falkenström et al., 2018). با افزایش اعتماد معرفتی، تغییرات درمانی از طریق انتقال اطلاعات امکان‌پذیر می‌شوند و همچنین، ظرفیت ذهنی‌سازی بهبودیافته باعث می‌شود هوشیاری معرفتی بیمار که مانع ارتباط اجتماعی مؤثر است، کاهش یابد (Fonagy et al., 2019). در دوران همه‌گیری کووید-۱۹، الگوهای پاسخ‌دهی بیمارگونه با دفاع‌های ناپخته، صفات شخصیتی بدکارکرد، ذهنی‌سازی ضعیف و بی‌اعتمادی معرفتی همبستگی معناداری داشته است (Tanzilli et al., 2022). همچنین، در این دوران که انزوای اجتماعی و استرس افزایش یافته بود، ذهنی‌سازی و اعتماد معرفتی نقشی حمایت‌کننده برای نوجوانان در دوران همه‌گیری کووید-۱۹ داشته است (Locati et al., 2023).

پژوهشگران در سال‌های اخیر در صدد ساختن ابزاری برای اندازه‌گیری مفهوم اعتماد معرفتی برآمدند و تلاش برای ساختن این ابزار از کارهای تجربی کوریو و هریس (Corriveau & Harris, 2009) و پس از آن‌ها، آگید و همکاران (Agid et al., 2013) برای اندازه‌گیری نحوه پردازش اطلاعات جدید توسط کودک شروع و به تهیه مقیاس کنونی برای نوجوانان و بزرگسالان توسط کمپبل و همکاران (Campbell et al., 2021) با استفاده از نظریه گریس و اون^۳ (Grace & Onn, 1989) و نظریه ارتباط (Sperber & Wilson & Sperber, 2004; Wilson, 1986) منتهی شد.

با توجه به اهمیت اعتماد معرفتی در آسیب‌شناسی و درمان که پیش‌تر بیان شد و نبودن یک ابزار تجربی هنجارشده در ایران، درصدد هنجاریابی این مقیاس در جامعه نوجوانان ایرانی برآمدیم. پرسشنامه خودگزارشی اعتماد/بی‌اعتمادی/زودباوری معرفتی (ETMCQ)^۴ که ارتباطی نزدیک با مبانی نظری این مفهوم دارد (Campbell et al., 2021) شامل ۱۵ گویه است که به صورت لیکرت ۷ درجه‌ای نمره گذاری می‌شود (به شدت مخالف = ۱، مخالف = ۲، تاحدودی مخالف = ۳، نه موافق/نه مخالف = ۴، تاحدودی موافق = ۵، موافق = ۶، به شدت موافق = ۷) و شامل سه زیرمقیاس اعتماد معرفتی (پرسش‌های ۱، ۲، ۷، ۸، ۱۳) در حوزه سلامت، بی‌اعتمادی معرفتی (پرسش‌های ۳، ۴، ۹، ۱۰، ۱۴) و زودباوری معرفتی (پرسش‌های ۵، ۶، ۱۱، ۱۲، ۱۵) در حوزه آسیب‌شناسی است. در این مقاله، سعی کردیم این ابزار را در جامعه ایرانی هنجاریابی کنیم و ساختار عاملی، اعتبار و پایایی این ابزار را بسنجیم.

¹ Epistemic Mistrust

² Epistemic Vigilance

³ Grace Theory

⁴ Epistemic Trust/Mistrust/Credulity Questionnaire

روش پژوهش

جامعه و نمونه

جامعه پژوهش شامل تمامی نوجوان شهر شیراز دختر و پسر از گروه سنی ۱۴ تا ۲۲ سال بود. شرکت‌کنندگان از طریق نمونه‌گیری گلوله‌برفی - یعنی از طریق فهرست‌های شماره تلفن همراه و کانال‌های رسانه‌های اجتماعی انتخاب شدند.

اجرا

قبل از اجرا، ETMCQ توسط نویسندگان به فارسی ترجمه و متعاقباً توسط یک مترجم مستقل به انگلیسی ترجمه شده است. برای تأیید صحت ترجمه اول، دو نسخه از طریق تحلیل کیفی با هم مقایسه شدند و تفاوتی معنادار مشاهده نشد. سپس، این مطالعه از طریق یک نظرسنجی آنلاین با استفاده از پلت‌فرم پرس‌سال انجام شد. این مطالعه از دو بخش تشکیل شده بود: اول (مطالعه ۱) که در آن، از شرکت‌کنندگان خواستیم پرسشنامه EMCTQ و پرسش‌های اجتماعی - جمعیت‌شناختی (سن، جنسیت، سطح تحصیلات) را تکمیل کنند. سپس، از آن‌ها خواستیم در بخش دوم مطالعه مشارکت کنند که شامل پاسخ دادن به اقدامات خودگزارشی اضافی با هدف بررسی رابطه بین نمرات ETMCQ و سایر ابعاد روان‌شناختی مانند عملکرد بازتابی، تجربیات روابط نزدیک (دلبستگی)، ترومای کودکی و خودکارآمدی عمومی بود (مطالعه ۲).

مطالعه ۱: ۵۳۰ آزمودنی به پرسشنامه ETMCQ پاسخ دادند (n=530) که ۲۷۳ نفر از آن‌ها زن (۵۱/۵۱ درصد) و ۲۵۷ نفر مرد (۴۸/۵ درصد) بودند. محدوده سنی از ۱۴ تا ۶۲ سال (M=26.47, SD=12.88) بود. همه افراد ایرانی بودند. سطوح تحصیلی به شرح زیر بود: ۱۸۸ نفر (۲۲/۴ درصد) فقط دبیرستان را به پایان رساندند، ۳۰۳ نفر (۳۵/۹ درصد) دارای مدرک لیسانس، ۳۰۲ نفر (۳۵/۸ درصد) دارای مدرک کارشناسی ارشد و ۵۰ نفر (۵/۹ درصد) دارای مدرک دکتری بودند.

مطالعه ۲: شامل ۳۱۰ آزمودنی با دامنه سنی ۱۴-۲۳ سال بود که ۸۹ نفر (۲۸/۷ درصد) در دامنه سنی ۱۴-۱۸ سال و ۱۳۵ نفر (۴۳/۵ درصد) در دامنه سنی ۱۹-۲۳ سال بودند. همچنین، از این تعداد، ۱۵۱ نفر از شرکت‌کنندگان (۴۸/۷ درصد) مرد و ۱۵۹ نفر (۵۱/۳ درصد) زن بودند.

برای جلوگیری از پاسخ‌های تکراری، هر دستگاه تلفن همراه فقط یکبار امکان پاسخ‌گویی به پرسش‌ها را داشت. آزمودنی‌ها می‌توانستند در هر زمان تصمیم بگیرند نظرسنجی را قطع کنند و سپس، آن را از سر بگیرند یا شرکت خود را به طور کامل لغو کنند. این نظرسنجی از خرداد ۱۴۰۱ تا اسفند ۱۴۰۱ فعال بوده است. معیارهای ورود به مطالعه سن ۱۴ سال یا بیشتر و سواد خواندن و تسلط به زبان فارسی بودند و معیار خروج عدم تکمیل پرسشنامه‌ها بود. همه شرکت‌کننده‌ها رضایت آگاهانه کتبی برای شرکت در مطالعه دادند. تمام مراحل انجام‌شده در این مطالعه مطابق استانداردهای اخلاق پژوهش دانشگاه علوم پزشکی بودند.

ابزار پژوهش

پرسشنامه عملکرد بازتابی (RFQ)^۲

یک مقیاس ۸ ماده‌ای برای اندازه‌گیری توانایی‌های ذهنی با درجه قطعیت و عدم قطعیت است که افراد با استفاده از آن از اطلاعات وضعیت ذهنی برای درک رفتار خود و دیگران استفاده می‌کنند (Fonagy et al., 2016). عدم قطعیت درباره خرده‌مقیاس حالت‌های روانی (RFQ-u)، استفاده ضعیف از اطلاعات وضعیت روانی و موضعی را نشان می‌دهد که با فقدان دانش درباره حالت‌های روانی مشخص می‌شود. قطعیت درباره خرده‌مقیاس حالت‌های ذهنی (RFQ-c)، استفاده بهتر از اطلاعات وضعیت ذهنی و سطوح انطباقی

^۱ <https://panel.porsall.com/Research/MyResearches>

^۲ Reflective Function Questionnaire

اطمینان دربارهٔ حالت‌های ذهنی را نشان می‌دهد (در مطالعهٔ اول، آلفای کرونباخ زیرمقیاس قطعیت برابر ۰/۷۹ و زیرمقیاس عدم قطعیت برابر ۰/۸۰، و در مطالعهٔ دوم، آلفای کرونباخ زیرمقیاس قطعیت ۰/۸۳ و زیرمقیاس عدم قطعیت ۰/۷۸ بود). در هر دو مطالعه، یازده شرکت‌کننده (۱ درصد) یک آیتم را نادیده گرفتند و این آیتم‌ها با میانگین خرده‌مقیاس جایگزین شدند. مانند بسیاری از نمونه‌های غیربالینی، انتظار می‌رفت همبستگی بین RFQ-c و RFQ-u زیاد باشد (برای مطالعهٔ ۱، $r = 0.70$ و برای مطالعهٔ ۲، $r = 0.77$) و بنابراین، ما تجزیه و تحلیل خود را فقط بر روی خرده‌مقیاس RFQ-u متمرکز کردیم.

پرسشنامهٔ سبک‌های دلبستگی بزرگسال (RAAS)^۱

این مقیاس شامل خودارزیابی از مهارت‌های ایجاد روابط و خودتوصیفی شیوهٔ شکل‌دهی روابط دلبستگی نسبت به چهره‌های دلبستگی نزدیک (Collins, 1996) و مشتمل بر ۱۸ گویه است که از طریق علامت‌گذاری روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای (از نوع لیکرت) سنجیده می‌شود که از به‌هیچ‌وجه با خصوصیات من تطابق ندارد: (۱) تا کاملاً با خصوصیات من تطابق دارد: (۵) تشکیل می‌شود. با تحلیل عوامل، سه زیرمقیاس مشخص می‌شوند که هر مقیاس شامل ۶ ماده است. ۳ زیرمقیاس عبارت‌اند از: وابستگی؛ میزانی را که آزمودنی‌ها به دیگران اعتماد می‌کنند و به آن‌ها متکی می‌شوند، به این صورت که آیا در مواقع لزوم قابل دسترسی هستند، اندازه‌گیری می‌کند؛ نزدیک بودن؛ میزان آسایش در رابطه با صمیمیت و نزدیکی هیجانی را اندازه‌گیری می‌کند و اضطراب؛ ترس از داشتن رابطه را می‌سنجد (مالینکروود و همکاران، به نقل از پاکدامن، ۱۳۸۳؛ کولینز و رید، ۱۹۹۰، به نقل از پاکدامن، ۱۳۸۳). زیرمقیاس اضطراب با دلبستگی اضطرابی - دوسوگرا مطابقت دارد و زیرمقیاس نزدیک بودن (در تطابق با دلبستگی ایمن) یک بُعد دوقطبی است که اساساً توصیف‌های ایمن و اجتنابی را در مقابل هم قرار می‌دهد (Feeney et al., 1996). مدت اجرای پرسشنامه بر اساس زمینه‌یابی انجام شده ۱۰ دقیقه در نظر گرفته شده است (پاکدامن، ۱۳۸۳).

پرسشنامهٔ خودکارآمدی عمومی

یک مقیاس خودگزارشی ۱۰ ماده‌ای با استفاده از مقیاس لیکرت ۴ درجه‌ای برای ارزیابی یک باور عمومی است، مبنی بر اینکه فرد می‌تواند وظایف بدیع یا دشواری را انجام دهد یا با ناملازمات در حوزه‌های مختلف عملکرد انسانی کنار بیاید. این مقیاس که فقط در مطالعهٔ ۱ استفاده شد، پایایی داخلی خوبی داشت ($0.90 = \text{آلفای کرونباخ}$).

پرسشنامهٔ ترومای دوران کودکی (CTQ)^۲

این مقیاس که توسط برنشتاین و همکاران (Bernstein et al., 1998) طراحی شده است، برای اندازه‌گیری آسیب‌های دوران کودکی شامل ۲۸ گویه است که ۵ خرده‌مقیاس آزار فیزیکی، آزار جنسی، آزار عاطفی، غفلت فیزیکی و غفلت عاطفی را در یک طیف ۵ درجه‌ای لیکرت ارزیابی می‌کند. دامنهٔ نمرات کل پرسشنامه ۲۵ تا ۱۲۵ است. برنشتاین پایایی این ابزار را با دو روش بازآزمایی در فواصل زمانی ۲ ماهه و آلفای کرونباخ در محدودهٔ ۰/۷۹ تا ۰/۹۴ و همبستگی زیاد این ابزار را با مصاحبهٔ بالینی بزرگسالان به عنوان شاخص اعتبار همگرا گزارش کرد. در نمونهٔ ایرانی گروسی و نخعی (Garrusi & Nakhaee, 2009)، پایایی به روش بازآزمایی در فواصل دو هفته و روش همسانی درونی به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۹۴ بود و روایی همگرای این ابزار با استفاده از پرسشنامهٔ سلامت عمومی ۰/۴۰ گزارش شد.

یافته‌ها

مطالعهٔ اول

ویژگی جمعیت‌شناختی نمونهٔ پژوهش در مطالعهٔ اول در جدول (۱) آمده است.

¹ Revised Adult Attachment Scale

² Childhood Trauma Questionnaire

جدول ۱: ویژگی‌های جمعیت‌شناختی نمونه پژوهش

Table 1: Demographic characteristics of the research sample

	میانگین (انحراف استاندارد)			فراوانی (درصد)	
	اعتماد	بی‌اعتمادی	زودباوری		
جنسیت	مرد	۱۵/۱۷ (۵/۸۷)	۱۸/۹۲ (۶/۸۵)	۲۵/۴۷ (۶/۷۰)	۲۴۷ (۴۸/۵)
	زن	۱۶/۷۸ (۶/۳۵)	۱۸/۴۳ (۶/۰۶)	۲۴/۳۵ (۷/۳۱)	۲۶۲ (۵۱/۵)
گروه‌های سنی	۱۸-۱۴	۱۷/۹۲ (۶/۶۲)	۱۹/۰۳ (۶/۳۸)	۲۵/۶۶ (۷/۲۸)	۹۴ (۱۸/۵)
	۱۹-۲۳	۱۸/۶۳ (۶/۷۷)	۱۶/۸۴ (۶/۵۰)	۲۱/۸۷ (۷/۲۹)	۳۸ (۷/۵)
	۲۳-۲۷	۱۷/۲۹ (۶/۹۶)	۱۷/۷۶ (۶/۶۸)	۲۴/۴۲ (۶/۷۱)	۳۸ (۷/۵)
	۲۸-۳۲	۱۴/۶۳ (۵/۴۹)	۱۹/۶۲ (۷/۶۸)	۲۵/۶۳ (۷/۰۷)	۱۱۸ (۲۳/۲)
	۳۳-۳۷	۱۵/۲۷ (۵/۵۱)	۱۷/۹۶ (۵/۹۲)	۲۴/۵۰ (۷/۰۶)	۱۲۷ (۲۵)
	۳۸-۴۲	۱۵/۶۴ (۶/۴۵)	۱۸/۶۰ (۵/۰۱)	۲۵/۲۴ (۶/۱۸)	۵۸ (۱۱/۴)
	بالاتر از ۴۲	۱۴/۵۰ (۵/۰۳)	۲۰/۰۵ (۵/۳۲)	۲۵/۰۵ (۷/۰۸)	۳۶ (۷/۱)
	زیر دیپلم	۲۶/۵۳ (۶/۴۲)	۱۸/۴۵ (۶/۳۱)	۱۶/۶۴ (۶/۹۲)	۱۱۲ (۲۲)
تحصیلات	دیپلم	۲۷/۲۱ (۵/۱۹)	۱۷/۶۸ (۶/۱۱)	۱۶/۴۵ (۶/۳۶)	۹۵ (۱۸/۷)
	کارشناسی	۲۴/۷۸ (۶/۳۸)	۱۸/۸۳ (۷/۵۶)	۱۵/۷۹ (۵/۹۳)	۱۶۲ (۳۱/۸)
	کارشناسی ارشد	۲۲/۵۰ (۷/۹۵)	۱۹/۷۳ (۵/۳۲)	۱۵/۲۳ (۵/۵۵)	۹۸ (۱۹/۳)
	دکتری	۲۴/۸۱ (۶/۶۷)	۱۸/۳۶ (۵/۰۹)	۱۵/۸۳ (۵/۸۹)	۴۲ (۸/۳)

تحلیل عاملی اکتشافی: به منظور بررسی ساختار عاملی پرسشنامه اعتماد معرفتی بر روی نسخه اصلی ۱۵ آیتمی، تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. پس از اجرای تحلیل عاملی، سه عامل از کل پرسشنامه استخراج شدند که در مجموع، ۶۵/۵۰ درصد از کل واریانس اعتماد معرفتی را تبیین کردند. میزان ارزش ویژه برای هر یک از عامل‌های زودباوری، اعتماد و بی‌اعتمادی به ترتیب ۴/۰۴، ۳/۵۹ و ۲/۱۹ به دست آمد. بار عاملی هر یک از پرسش‌ها روی عامل‌ها در جدول (۲) آمده است. برای تعیین کفایت نمونه، آزمون کرویت بارتلت^۱ و شاخص کایزر - میر - اوکلین^۲ استفاده شدند. آزمون کرویت بارتلت نشان داد آماره^۲ خی دو برابر ۱۰۵ و سطح معناداری ۰/۰۰۱ است. شاخص کایزر - میر - اوکلین مقدار ۰/۸۳ را نشان داد. این دو نتیجه بیانگر کفایت نمونه و همچنین، شاخص‌هایی خوب برای مناسب بودن به‌کارگیری تحلیل عاملی هستند.

¹ Bartlett test of sphericity² Kaiser-Meier-Oklin index

جدول ۲: بار عاملی پرسش‌های پرسشنامه اعتماد معرفتی

Table 2: Factor loading of the questions of the epistemic trust questionnaire

پرسش‌ها	عامل اول: زودباوری	عامل دوم: اعتماد	عامل سوم: بی‌اعتمادی
۵	۰/۸۸		
۶	۰/۸۷		
۱۱	۰/۸۸		
۱۲	۰/۸۹		
۱۵	۰/۷۴		
۱		۰/۷۶	
۲		۰/۸۴	
۷		۰/۸۷	
۸		۰/۸۰	
۱۳		۰/۸۲	
۳			۰/۷۸
۴			۰/۸۰
۹			۰/۷۵
۱۰			۰/۵۸
۱۴			۰/۷۰

جنسیت، سن و تحصیلات: اعتماد معرفتی

نتایج آزمون مانووا^۱ نشان داد بین زنان و مردان در زیرمقیاس‌های اعتماد معرفتی تفاوتی معنادار وجود دارد (Pillai's $F(3, 505) = 3.90, P < 0.01, \text{Partial} = 0.023$). نتایج آزمون بین‌گروهی نشان داد در زیرمقیاس‌های این پرسشنامه، بین زنان و مردان در زیرمقیاس اعتماد ($F = 8.78, p = 0.003$) تفاوتی معنادار وجود دارد و در زیرمقیاس‌های بی‌اعتمادی ($F = 0.737, p = 0.391$) و زودباوری ($F = 3.25, p = 0.072$) تفاوت معنادار وجود ندارد.

نتایج آزمون مانووا نشان داد بین گروه‌های سنی در زیرمقیاس‌های اعتماد معرفتی تفاوت معنادار وجود دارد (Pillai's $F(3, 500) = 2.52, P < 0.01, \text{Partial} = 0.029$). نتایج آزمون بین‌گروهی نشان داد در زیرمقیاس‌های این پرسشنامه، بین گروه‌های سنی در زیرمقیاس اعتماد ($F = 4.81, p = 0.001$) تفاوت معنادار وجود دارد و در زیرمقیاس‌های بی‌اعتمادی ($F = 1.65, p = 0.130$) و زودباوری ($F = 1.71, p = 0.117$) تفاوت معنادار وجود ندارد.

نتایج آزمون مانووا نشان داد بین گروه‌های تحصیلی در زیرمقیاس‌های اعتماد معرفتی تفاوت معنادار وجود دارد (Pillai's $F(3, 502) = 2.29, P < 0.01, \text{Partial} = 0.018$). نتایج آزمون بین‌گروهی نشان داد در زیرمقیاس‌های این پرسشنامه، بین گروه‌های تحصیلی در

¹ Multivariate analysis of variance (MANOVA)

زیرمقیاس زودباوری ($F= 5.39, p= 0.042$) تفاوت معنادار وجود دارد و در زیرمقیاس‌های اعتماد ($F=0.863, p= 0.486$) و بی‌اعتمادی ($F= 1.31, p= 0.266$) تفاوت معنادار وجود ندارد.

مطالعه دوم

شامل ۳۱۰ آزمودنی با دامنه سنی ۱۴-۲۳ سال بود که ۸۹ نفر (۲۸/۷ درصد) در دامنه سنی ۱۴-۱۸ سال و ۱۳۵ نفر (۴۳/۵ درصد) در دامنه سنی ۱۹-۲۳ سال بودند. همچنین، از این تعداد، ۱۵۱ نفر از شرکت‌کنندگان (۴۸/۷ درصد) مرد و ۱۵۹ نفر (۵۱/۳ درصد) زن بودند. میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای پژوهش در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳: میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای پژوهش

Table 3: Mean and standard deviation of research variables

متغیر	میانگین	انحراف استاندارد
اعتماد معرفتی	۱۶/۷۲	۸/۳۴
بی‌اعتمادی معرفتی	۱۸/۳۰	۸/۴۴
زودباوری معرفتی	۲۱/۴۱	۷/۹۱
ترومای کودکی	۴۸/۶۱	۱۷/۵۵
اجتناب از دلبستگی	۷۷/۱۶	۱۲/۹۳
اضطراب از دلبستگی	۶۹/۶۷	۲۰/۴۴
خودکارآمدی	۵۰/۲۴	۱۰/۷۳
عملکرد انعکاسی	۵۶/۴۱	۱۲/۶۳

تحلیل عاملی تأییدی

به منظور بررسی ساختار سه‌عاملی پرسشنامه اعتماد معرفتی، تحلیل عاملی تأییدی انجام شد (شکل ۱). به منظور بررسی برازش مدل این پرسشنامه از شاخص‌های برازش شامل نسبت مجذور خی دو به درجه آزادی (X^2/df)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)^۱، شاخص نیکویی برازش (GFI)^۲، شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI)^۳، شاخص برازش افزایشی (IFI)^۴، شاخص برازش نسبی (RFI)^۵، شاخص برازش هنجار شده (NFI)^۶، شاخص برازش هنجار نشده (NNFI)^۷، شاخص ریشه میانگین مربعات باقیمانده استاندارد شده (SRMR)^۸ و شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA)^۹ استفاده شده است. معمولاً نسبت X^2/df کمتر از ۳ نشان‌دهنده برازش خوب مدل است. معمولاً ضریب RMSEA کمتر از ۰/۰۸، SRMR کمتر از ۰/۰۵، شاخص‌های برازش CFI، GFI، AGFI، IFI، RFI، NFI و NNFI بیشتر از ۰/۹۰ (مقادیر بین ۰/۹۰ - ۰/۸۰؛ برازش مناسب و مرزی) و AGFI بیشتر از ۰/۸۵

¹ Comparative Fit Index

² goodness-of-fit

³ Adjusted Goodness of Fit Index

⁴ Incremental Fit Index

⁵ Relative Fit Index

⁶ normed fit index

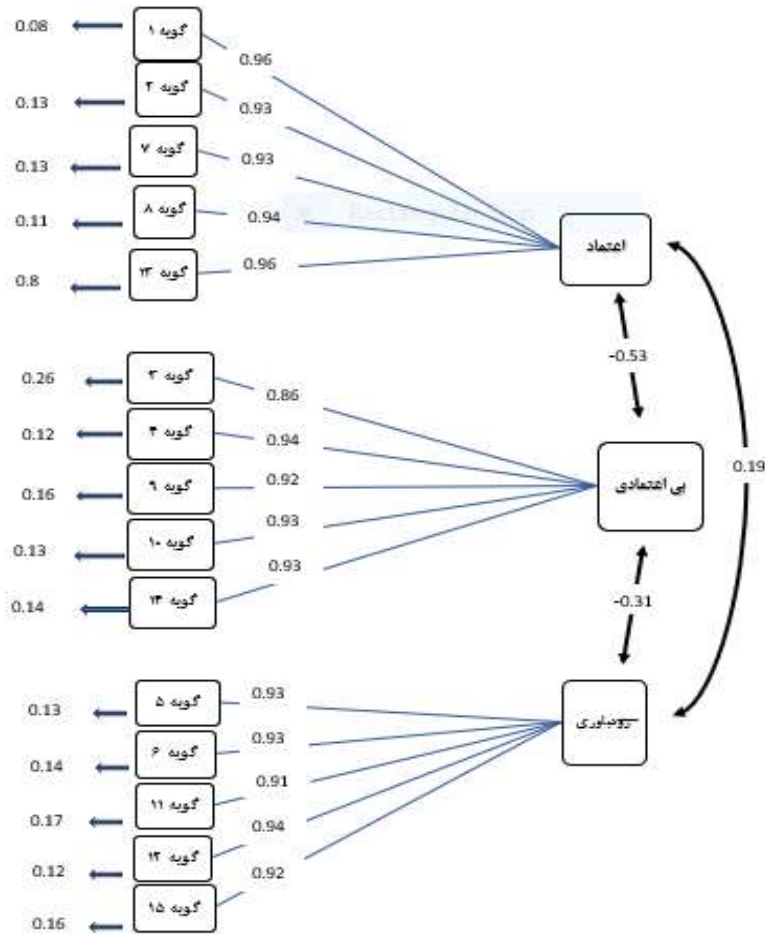
⁷ Non-Normed Fit Index

⁸ Standardized Root Mean Square Residual

⁹ Root Mean Square Error of Approximation

حاکی از قابل قبول بودن شاخص‌های برازش مدل معادلات ساختاری است (Meyers et al., 2017; Hooper et al., 2007). همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌کنید، شاخص‌های برازش مدل سه‌عاملی حاکی از برازش مطلوب پرسشنامه اعتماد معرفتی هستند. پایایی

نتایج همسانی درونی با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های اعتماد، بی‌اعتمادی و زودباوری به ترتیب ۰/۹۷، ۰/۹۶ و ۰/۹۶ به دست آمد که نشان‌دهنده پایایی مطلوب ابزار است.



شکل ۱: مدل سه‌عاملی پرسشنامه اعتماد معرفتی

Figure 1: The three-factor model of the Epistemic Trust questionnaire

جدول ۴: شاخص‌های برازش مدل‌های سه‌عاملی پرسشنامه اعتماد معرفتی

Table 4: Fit indices of the three-factor models of the epistemic trust questionnaire

X^2	P	X^2/df	SRMR	AGFI	GFI	NFI	CFI	IFI	RFI	NNFI	RMSEA	شاخص‌های برازش سه‌عاملی
۲۴۹/۳۴	۰/۰۰۱	۲/۸۶	۰/۰۲۵	۰/۸۷	۰/۹۰	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۶	۰/۹۸	۰/۰۷۸	

جدول ۵: روایی همگرایی پرسشنامه اعتماد معرفتی

Table 5: Convergent validity of the Epistemic Trust questionnaire

زودباوری	بی‌اعتمادی	اعتماد	
۰/۲۰**	۰/۳۰**	-۰/۳۸**	ترومای کودکی
۰/۱۵**	۰/۲۵**	-۰/۳۰**	اجتناب از دلبستگی
۰/۱۷**	۰/۱۹**	-۰/۲۷**	اضطراب از دلبستگی
-۰/۱۴*	-۰/۲۲**	۰/۳۷**	خودکارآمدی
-۰/۱۷**	-۰/۱۵**	۰/۴۰**	عملکرد انعکاسی

روایی همگرا: همان‌طور که در جدول (۵) می‌بینید، نمره زیرمقیاس اعتماد با خودکارآمدی و عملکرد انعکاسی رابطه مثبت و معنا-دار و با ترومای کودکی، اجتناب از دلبستگی و اضطراب در دلبستگی رابطه منفی و معنادار دارد ($P < 0.05$) که نشان‌دهنده روایی همگرایی زیرمقیاس اعتماد معرفتی مناسب است. از سوی دیگر، نمره زیرمقیاس‌های بی‌اعتمادی و زودباوری با خودکارآمدی و عملکرد انعکاسی رابطه منفی و معنادار و با ترومای کودکی، اجتناب از دلبستگی و اضطراب در دلبستگی رابطه مثبت و معنادار دارد ($P < 0.05$) که نشان‌دهنده روایی همگرایی مناسب دو مقیاس زودباوری و بی‌اعتمادی معرفتی است.

بحث و نتیجه‌گیری

اعتماد معرفتی یعنی اعتماد به ارتباطات یا دانش ارتباطی که از لحاظ نظری رابطه‌ای نزدیک با مفاهیم آسیب‌شناسی و درمانی دارد؛ اما شواهد کمی برای آگاهی از رابطه بین اعتماد معرفتی، تجربیات رشدی و آسیب‌شناسی روانی و درمان در دست است. اختلال شخصیت مرزی در سن نوجوانی شروع می‌شود ([Paris, 2008; Gunderson et al., 2011](#)). شواهد نشان می‌دهد در علت‌شناسی اختلال شخصیت مرزی، ترومای کودکی ([Zanarini et al., 2020](#)) و دلبستگی نایمن ([Levy, 2005; Levy et Carlson et al., 2009](#)) نقش به‌سزا دارند. همچنین، در اختلال شخصیت مرزی، بافت بین‌فردی ([Sharp & Fonagy, 2008; al., 2005; Lyons-Ruth, 2008](#)) نقش به‌سزا دارند. اهمیت بسیار برخوردار است ([Sharp, 2014; Skodol et al., 2002; Bouchard & Sabourin, 2009](#))؛ از این رو، پژوهشگران در نظریه‌های شناخت اجتماعی جست‌وجو کرده‌اند ([Moskowitz & Okten, 2017; Mitchell et al., 2004](#)) و دریافتند پیش‌نیاز عملکرد بهینه بین‌فردی ذهنی‌سازی است ([Fonagy et al., 1991b](#)). فوناگی و همکاران ([Fonagy, & Campbell, 2023; Fonagy et al., 2019](#)) مشکلات ذهنی‌سازی را ناشی از فقدان اعتماد معرفتی برای یادگیری از دیگران در بافت بین‌فردی می‌دانند؛ بنابراین، می‌توان امیدوار بود که با انجام پژوهش‌های بیشتر درباره اعتماد معرفتی، ماهیت آن را بشناسیم و به بهبود ظرفیت ذهنی‌سازی کمک کنیم؛ از این رو، هنجاریابی مقیاس اعتماد معرفتی در جمعیت نوجوانان از اهمیتی ویژه برخوردار است. هدف مطالعه حاضر سنجش ویژگی‌های آماری ابزار EMCTQ و ساختار سه‌عاملی آن و کاوش بیشتر رابطه سه‌عامل این پرسشنامه با ترومای کودکی، دلبستگی، عملکرد انعکاسی و خودکارآمدی عمومی در جمعیت نوجوانان است. از لحاظ نظری، این پرسشنامه از سه عامل اعتماد/بی‌اعتمادی/اعتبار تشکیل شده است که تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نیز این سه عامل را ارائه می‌دهد. این امر نشان‌دهنده سه موضع احتمالی گریس ([Grace & Onn, 1989](#)) در ارتباط با فراگیری دانش از دیگران است: اعتماد، بی‌اعتمادی و زودباوری.

در رابطه بین اعتماد/بی‌اعتمادی/زودباوری معرفتی با ویژگی‌های سن، جنس و تحصیلات، باید گفت با بالا رفتن سطح تحصیلات، زودباوری معرفتی کاهش می‌یابد که احتمالاً این موضوع به دلیل تقویت و آموزش تفکر انتقادی در تحصیلات دانشگاهی باشد. همچنین، با افزایش سن، بی‌اعتمادی کاهش می‌یابد که احتمالاً این موضوع به دلیل کاهش نشانه‌های بیماری روانی در سنین بالاتر باشد (Steptoe et al., 2015). اعتماد معرفتی در زنان و مردان تفاوتی معنادار نداشت. این موضوع ممکن است نشان‌دهنده تأثیرگذار نبودن جنسیت بر موضع معرفتی باشد (Liotti et al., 2021).

سه عامل مقیاس EMCTQ با ترومای کودکی روابطی متمایز نشان دادند که این امر اعتبار این پرسشنامه را تأیید می‌کند. رابطه ترومای کودکی با بی‌اعتمادی معرفتی و همچنین زودباوری معرفتی مثبت است. بر رابطه منفی اعتماد معرفتی با ترومای کودکی نیز در پژوهش‌های پیشین نیز تأکید شده است (Luyten et al., 2020; Fonagy et al., 2015). در تبیین این رابطه، باید گفت ترومای کودکی از طریق حذف فضای ارتباطی (غفلت) (Zanarini et al., 2020) یا ارتباط نامن (دل بستگی نایمن) (Levy et Carlson et al., 2009) (Fonagy et al., 2019) ناشی از فقدان اعتماد معرفتی برای یادگیری از دیگران در بافت بین‌فردی هستند.

اولین مؤلفه این پرسشنامه اعتماد معرفتی است، یعنی اطلاعاتی که از طرف دیگران می‌آید را درست و متناسب با خود در نظر بگیریم. این مؤلفه با خودکارآمدی و عملکرد انعکاسی رابطه مثبت و معنادار دارد؛ این معناداری در ارتباط تناهنگ اعتماد معرفتی و ذهنی‌سازی ریشه دارد که در پژوهش‌های پیشین نیز تأیید شده است (Jurist, 2005; Jurist et al., 2008; Jurist, 2018). رابطه مثبت بین اعتماد معرفتی و خودکارآمدی عمومی از توانایی فرد برای کسب اطلاعات در روابط بین‌فردی، در صورتی که اعتماد معرفتی وی زیاد باشد، منشأ می‌گیرد (Locati et al., 2023; Fisher et al., 2022)؛ به این ترتیب، کسی که اعتماد معرفتی بالاتری دارد عملکرد بین‌فردی بهتر و احساس خودکارآمدی بیشتری خواهد داشت (Campbell et al., 2021). علاوه بر این، اعتماد معرفتی با ترومای کودکی، کم‌ذهنی‌سازی و دل بستگی نایمن رابطه منفی و معنادار دارد ($P < 0.05$).

مؤلفه دیگر پرسشنامه EMCTQ بی‌اعتمادی معرفتی به معنی تمایل افراد برای غیرحقیقی و نادرست دانستن اطلاعاتی است که از طرف دیگران می‌آید. بین نمره زیرمقیاس‌های بی‌اعتمادی با خودکارآمدی و عملکرد انعکاسی رابطه منفی و معنادار وجود دارد و بی‌اعتمادی معرفتی با ترومای کودکی و دل بستگی نایمن رابطه مثبت و معنادار دارد. یافته‌ها اطلاعات نظری در رابطه با ترومای کودکی و سبک دل بستگی آسیب‌دیده که باعث هوشیاری معرفتی پایدار و همچنین زودباوری در روابط می‌شود را تأیید می‌کند (Bateman & Fonagy, 2016; Fonagy et al., 2015; Luyten et al., 2020; Sperber et al., 2010; Fonagy, 2016). درباره نقش ترومای کودکی در رشد آسیب روانی هم‌سو است. زمانی که افراد کودکی دشواری داشته‌اند، در اعتماد کردن به دیگران دچار مشکل هستند (Luyten et al., 2020; Knox, 2016) و شاید نتوانند هوشیاری معرفتی‌شان را پایین بیاورند و دیگران را حمایت‌گر در نظر بگیرند (Liotti et al., 2021; Oehlman Forbes et al., 2021; Liotti & Liotti, 2019). یافته‌ها نشان می‌دهد زمانی که افراد به اطلاعاتی که از طرف دیگران می‌آید اعتماد ندارند، احتمالاً در فهم حالت ذهنی دیگران دچار مشکل می‌شوند (Oehlman et al., 2021). افرادی با سبک دل بستگی اضطرابی و اجتنابی به حافظه منفی دسترسی آسان‌تری دارند (Campbell & Fitzpatrick & Lafontaine, 2017; Stanton, 2019) و انعطاف‌ناپذیری، آسیب‌پذیری نسبت به رشد آسیب روانی را طبق مبانی نظری افزایش می‌دهد (Fonagy et al., 2017; Knapen et al., 2020; Luyten et al., 2020; Boldrini et al., 2021). دل بستگی اضطرابی و دوسوگرا یکی از عوامل اختلال در اعتماد به ارتباطات است و ارتباطی مثبت با بی‌اعتمادی دارد؛ زیرا از لحاظ نظری کسی که دل بستگی آسیب‌دیده دارد به دیگران اتکا نمی‌کند، متحجر و انعطاف‌ناپذیر است و ظرفیتش برای کسب اطلاعات جدید کاهش می‌یابد.

(Fonagy et al., 2018; Fonagy & Campbell, 2017). هنگامی که ذهنی‌سازی کم باشد، روابط توسعه نمی‌یابند و انتقال اطلاعات با مانع مواجه می‌شود. زودباوری و بی‌اعتمادی مشکلاتی در درک حالت‌های ذهنی دیگران ایجاد می‌کنند (Locati et al., 2023). این موضوع نشان‌دهنده ارتباط نظری این دو مفهوم، یعنی ذهنی‌سازی و اعتماد معرفتی است که با تکرار این پژوهش می‌توان به طور قطعی‌تر درباره این موضوع نظر داد.

زودباوری معرفتی سومین مؤلفه مقیاس EMCTQ، به معنای گرایش به اعتماد به هر اطلاعاتی که از طرف دیگران می‌آید بدون اینکه هوشیاری معرفتی فعال شود، است. این مؤلفه با افزایش تحصیلات کاهش می‌یابد که این موضوع به افزایش تفکر انتقادی در تحصیلات بالا نسبت داده شده است (Campbell et al., 2021). زودباوری معرفتی با ترومای کودکی و دلبستگی ناایمن رابطه مثبت و معنادار دارد که با توجه به ارتباط نزدیک حوزه دلبستگی و اعتماد معرفتی از لحاظ نظری توجیه می‌شود (Campbell Bo et al., 2017; Bo et al., 2021; Koenig & Harris, 2007; 2017). رابطه منفی زودباوری معرفتی و خودکارآمدی از این موضوع ناشی می‌شود که افرادی که خودکارآمدی کمتری دارند، دارای عاملیت کمتر هستند و به نظرات و تحلیل دیگران از موقعیت بیشتر اعتماد دارند و با زودباوری عاملیت خود را در تحلیل مسائل نادیده می‌گیرند (Sherer et al., 1982).

جوریست و همکاران (2008) نام دو نوع انحراف در محیط را در نظر می‌گیرند: یک ورودی ناکافی، یعنی غفلت و دو ورودی مضر، یعنی سوءاستفاده (Jurist et al., 2008). غفلت مواجهه با محیط بین‌فردی که برای ایجاد اعتماد لازم است را کاهش می‌دهد؛ در نتیجه، یادگیری اجتماعی کاهش می‌یابد و ظرفیت سازگاری در افراد به دنبال آن کم می‌شود (Fonagy et al., 2002; Jurist et al., 2008; Widom et al., 2009; 2018).

سازگاری درونی و پایایی آزمون - بازآزمایی و ضرایب همبستگی بین‌طبقاتی خرده‌مقیاس‌ها قابل قبول بودند که نشان‌دهنده ویژگی‌های منسجم و نسبتاً پایدار مقیاس است. هنجاریابی مقیاس اعتماد/بی‌اعتمادی/زودباوری معرفتی در جمعیت نوجوانان نه فقط راه‌هایی جدید را برای پژوهش‌های آینده باز می‌کند، بلکه باعث می‌شود با کمک این ابزار و در پژوهش‌های آینده، روابط پیچیده بین سازه اعتماد معرفتی و سایر عوامل روان‌شناختی کشف شوند و به درک آسیب‌شناسی، پیشگیری و درمان اختلالاتی که در نوجوانی آغاز می‌شوند کمک شود.

محدودیت‌های مطالعه حاضر شامل استفاده از نمونه مبتنی بر مفهوم پیوستاری بودن آسیب‌شناسی روانی است؛ به همین دلیل، انجام پژوهش‌های بیشتر درباره ارتباط بین سه عامل این مقیاس در رابطه با اختلال روانی برای تأیید فرضیه‌های این حوزه ضروری است. دوم، از آنجا که در این مطالعه از یک طرح مقطعی برای بررسی رابطه بین تجربیات دوران کودکی (در گذشته) و آسیب‌شناسی روانی و موضع معرفتی (حال حاضر) استفاده شده است، نتایج آن ممکن است تحت تأثیر عواملی مانند یادآوری انتخابی باشد. انجام مطالعات طولی آینده برای بررسی اثرات موضع معرفتی بر علائم سلامت روان و ساختارهای روان‌شناختی ضروری است. سوم، ما اعتماد بین‌فردی عمومی را ارزیابی نکردیم. پیش‌بینی مدل نشان می‌دهد بخشی از واریانس ویژه اضافی که توسط ETMCQ تعیین نمی‌شود ممکن است توسط اعتماد عمومی کنترل شود و در نهایت، یافته‌های ما فقط بر معیارهای خودگزارشی متمرکز بود؛ در نتیجه، انجام مطالعات تجربی برای بررسی ETMCQ و یادگیری اجتماعی آزمایشگاهی در وظایفی که یادگیری به اعتماد در ارتباطات شخصی و انعکاس وضعیت ذهنی فرستنده نیاز دارد، لازم است.

منابع

پاکدامن، شهلا. (۱۳۸۳). بررسی ارتباط بین دلبستگی و جامعه‌طلبی در نوجوانی. *مجله علوم روانشناختی*، ۳(۹)، ۲۵-۴۷.

<https://sid.ir/paper/443598/fa>

References

- Agid, O., Siu, C. O., Potkin, S. G., Kapur, S., Watsky, E., Vanderburg, D., ..., & Remington, G. (2013). Meta-regression analysis of placebo response in antipsychotic trials, 1970–2010. *American Journal of Psychiatry*, 170(11), 1335-1344. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2013.12030315>
- Allison, E., & Fonagy, P. (2016). When is truth relevant?. *The Psychoanalytic Quarterly*, 85(2), 275-303. <https://doi.org/10.1002/psaq.12074>
- Bateman, A., & Fonagy, P. (2016). *Mentalization based treatment for personality disorders: A practical guide*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1002/j.2051-5545.2010.tb00255.x>
- Bernstein, D. P., Fink, L., Handelsman, L., & Foote, J. (1998). Childhood trauma questionnaire. *Assessment of family violence: A handbook for researchers and practitioners*. <http://dx.doi.org/10.1037/10462-000>
- 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. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/per0000161>
- Boldrini, T., Girardi, P., Clerici, M., Conca, A., Creati, C., Di Cicilia, G., ..., & Maone, A. (2021). Consequences of the COVID-19 pandemic on admissions to general hospital psychiatric wards in Italy: reduced psychiatric hospitalizations and increased suicidality. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, 110. <https://doi.org/10.1016/j.pnpbp.2021.110304>
- Bouchard, S., & Sabourin, S. (2009). Borderline personality disorder and couple dysfunctions. *Current Psychiatry Reports*, 11(1), 55-62. <https://doi.org/10.1007/s11920-009-0009-x>
- Campbell, C., Tanzer, M., Saunders, R., Booker, T., Allison, E., Li, E., ..., & Fonagy, P. (2021). Development and validation of a self-report measure of epistemic trust. *PloS One*, 16(4). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0250264.t002>
- Campbell, L., & Stanton, S. C. (2019). Adult attachment and trust in romantic relationships. *Current Opinion in Psychology*, 25, 148-151. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.08.004>
- Carlson, E. A., Egeland, B., & Sroufe, L. A. (2009). A prospective investigation of the development of borderline personality symptoms. *Development and Psychopathology*, 21(4), 1311-1334. <https://doi.org/10.1017/S0954579409990174>
- Collins, N. L. (1996). *Revised adult attachment scale*. Behavior therapy.
- Corriveau, K., & Harris, P. L. (2009). Preschoolers continue to trust a more accurate informant 1 week after exposure to accuracy information. *Developmental Science*, 12(1), 188-193. <https://doi.org/10.1111/j.1467-7687.2008.00763.x>
- Csibra, G., & Gergely, G. (2009). Natural pedagogy. *Trends in cognitive sciences*, 13(4), 148-153. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2009.01.005>
- Csibra, G., & Gergely, G. (2011). Natural pedagogy as evolutionary adaptation. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 366(1567), 1149-1157. <https://doi.org/10.1098/rstb.2010.0319>
- Falkenström, F., Grant, J., & Holmqvist, R. (2018). Review of organizational effects on the outcome of mental health treatments. *Psychotherapy Research*, 28(1), 76-90. <https://doi.org/10.1080/10503307.2016.1158883>
- Feeney, J. A., Noller, P., & Roberts, N. (1996). Emotion, attachment, and satisfaction in close relationships. In *Handbook of communication and emotion* (pp. 473-505). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-012057770-5/50020-5>
- Frith, U. (1989). A new look at language and communication in autism. *International Journal of Language & Communication Disorders*, 24(2), 123-150. <https://doi.org/10.3109/13682828909011952>

- Fisher, S., Zilcha-Mano, S., & Fonagy, P. (2022). Conceptualizing epistemic trust in psychotherapy: A triadic model. *Psychotherapy Bulletin*, 57(2), 29-35.
- Fitzpatrick, J., & Lafontaine, M. F. (2017). Attachment, trust, and satisfaction in relationships: Investigating actor, partner, and mediating effects. *Personal Relationships*, 24(3), 640-662. <https://doi.org/10.1111/pere.12203>
- Fonagy, P., & Allison, E. (2014). The role of mentalizing and epistemic trust in the therapeutic relationship. *Psychotherapy*, 51(3), 372. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/a0036505>
- Fonagy, P., & Campbell, C. (2017). Mentalizing, attachment and epistemic trust: how psychotherapy can promote resilience. *Psychiatria Hungarica*, 32(3), 283-287. https://www.doki.net/tarsasag/pszichiatra/journalview.aspx?ja_id=15402&web_id=&df=upload/pszichiatra/magazine/2017_3szam_ph_2_fonagy_20171011.pdf
- Fonagy, P., & Campbell, C. (2023). Epistemic trust and mistrust in helping systems. Adaptive Mentalization-Based Integrative Treatment (AMBIT) for people with multiple needs. *Applications in Practise*, 61. <http://dx.doi.org/10.1093/med-psych/9780198855910.003.0003>
- Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E., & Target, M. (2002). The roots of borderline personality disorder in Disorganized attachment. In *Affect regulation, mentalization and the development of the self*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429471643>
- Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E. L., & Target, M. (2018). *Affect regulation, mentalization, and the development of the self*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429471643>
- Fonagy, P., Gergely, G., & Target, M. (2007). The parent–infant dyad and the construction of the subjective self. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 48(3-4), 288-328. <https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2007.01727.x>
- Fonagy, P., Luyten, P., & Allison, E. (2015). Epistemic petrification and the restoration of epistemic trust: A new conceptualization of borderline personality disorder and its psychosocial treatment. *Journal of Personality Disorders*, 29(5), 575-609. <https://doi.org/10.1521/pedi.2015.29.5.575>
- Fonagy, P., Luyten, P., Allison, E., & Campbell, C. (2019). Mentalizing, epistemic trust and the phenomenology of psychotherapy. *Psychopathology*, 52(2), 94-103. <https://doi.org/10.1159/000501526>
- 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). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678>
- Fonagy, P., Steele, H., & Steele, M. (1991a). Maternal representations of attachment during pregnancy predict the organization of infant-mother attachment at one year of age. *Child development*, 62(5), 891-905. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1991.tb01578.x>
- Fonagy, P., Steele, M., Steele, H., Moran, G. S., & Higgitt, A. C. (1991b). The capacity for understanding mental states: The reflective self in parent and child and its significance for security of attachment. *Infant Mental Health Journal*, 12(3), 201-218. [https://doi.org/10.1002/1097-0355\(199123\)12:3%3C201::AID-IMHJ2280120307%3E3.0.CO;2-7](https://doi.org/10.1002/1097-0355(199123)12:3%3C201::AID-IMHJ2280120307%3E3.0.CO;2-7)
- Garrusi, B., & Nakhaee, N. (2009). Validity and reliability of a Persian version of the Childhood Trauma Questionnaire. *Psychological Reports*, 104(2), 509-516. <https://doi.org/10.2466/PRO.104.2.509-516>
- Grace, A. A., & Onn, S.-P. (1989). Morphology and electrophysiological properties of immunocytochemically identified rat dopamine neurons recorded in vitro. *Journal of Neuroscience*, 9(10), 3463-3481. <https://doi.org/10.1523/jneurosci.09-10-03463.1989>
- Gunderson, J. G., Stout, R. L., McGlashan, T. H., Shea, M. T., Morey, L. C., Grilo, C. M., . . . & Sanislow, C. (2011). Ten-year course of borderline personality disorder: psychopathology and function from the Collaborative Longitudinal Personality Disorders study. *Archives of General Psychiatry*, 68(8), 827-837. <https://doi.org/10.1001/archgenpsychiatry.2011.37>
- Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. (2007). Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. *The Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1). <https://doi.org/10.4236/oalib.1101213>
- Jurist, E. (2018). *Minding emotions: Cultivating mentalization in psychotherapy*: Guilford Publications. <https://doi.org/10.1177/0003065119897261>

- Jurist, E. L. (2005). Mentalized affectivity. *Psychoanalytic Psychology*, 22(3), 426. <https://doi.org/10.4236/oalib.1104938>
- Jurist, E. L., Slade, A. E., & Bergner, S. E. (2008). *Mind to mind: Infant research, neuroscience, and psychoanalysis*. Other Press. <http://dx.doi.org/10.1007/s10615-010-0293-2>
- Király, I., Csibra, G., & Gergely, G. (2013). Beyond rational imitation: Learning arbitrary means actions from communicative demonstrations. *Journal of Experimental Child Psychology*, 116(2), 471-486. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2012.12.003>
- Knapen, S., Hutsebaut, J., van Diemen, R., & Beekman, A. (2020). Epistemic trust as a psycho-marker for outcome in psychosocial interventions. *Journal of Infant, Child, and Adolescent Psychotherapy*, 19(4), 417-426. <https://doi.org/10.1080/15289168.2020.1812322>
- Knox, J. (2016). Epistemic mistrust: A crucial aspect of mentalization in people with a history of abuse? *British Journal of Psychotherapy*, 32(2), 226-236. <https://doi.org/10.1111/bjp.12212>
- Koenig, M. A., & Harris, P. L. (2007). The basis of epistemic trust: Reliable testimony or reliable sources?. *Episteme*, 4(3), 264-284. <https://doi.org/10.3366/E1742360007000081>
- Levy, K. N. (2005). The implications of attachment theory and research for understanding borderline personality disorder. *Development and Psychopathology*, 17(4), 959-986. <https://doi.org/10.1017/S0954579405050455>
- Levy, K. N., Meehan, K. B., Weber, M., Reynoso, J., & Clarkin, J. F. (2005). Attachment and borderline personality disorder: Implications for psychotherapy. *Psychopathology*, 38(2), 64-74. <https://doi.org/10.1159/000084813>
- Liotti, G., & Liotti, M. (2019). Reflections on some contributions to contemporary psychotraumatology in the light of Janet's critique of Freud's theories 1. In *Rediscovering Pierre Janet* (pp. 95-105). Routledge. <http://dx.doi.org/10.4324/9780429201875-8>
- Liotti, M., Spitoni, G. F., Lingiardi, V., Marchetti, A., Speranza, A. M., Valle, A., ..., & Giovanardi, G. (2021). Mentalized affectivity in a nutshell: Validation of the Italian version of the Brief-Mentalized Affectivity Scale (B-MAS). *PloS One*, 16(12). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0260678>
- Locati, F., Milesi, A., Conte, F., Campbell, C., Fonagy, P., Ensink, K., & Parolin, L. (2023). Adolescence in lockdown: The protective role of mentalizing and epistemic trust. *Journal of Clinical Psychology*, 79(4), 969-984. <https://doi.org/10.1002/jclp.23453>
- 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. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-071919-015355>
- Lyons-Ruth, K. (2008). Contributions of the mother-infant relationship to dissociative, borderline, and conduct symptoms in young adulthood. *Infant Mental Health Journal: Official Publication of The World Association for Infant Mental Health*, 29(3), 203-218. <https://doi.org/10.1002/imhj.20173>
- Meyers, L., Gamst, G., & Guarino, A. (2017). *Applied multivariate research: Designs and interpretation*. <https://doi.org/10.4135/9781071802687>
- Mitchell, J. P., Macrae, C. N., & Banaji, M. R. (2004). Encoding-specific effects of social cognition on the neural correlates of subsequent memory. *Journal of Neuroscience*, 24(21), 4912-4917. <https://doi.org/10.1523/JNEUROSCI.0481-04.2004>
- Morandotti, N., Brondino, N., Merelli, A., Boldrini, A., De Vidovich, G. Z., Ricciardo, S., ..., & Fonagy, P. (2018). The Italian version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity data for adults and its association with severity of borderline personality disorder. *PloS One*, 13(11). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206433>
- Moskowitz, G. B., & Okten, I. O. (2017). Social cognition. In *Getting grounded in social psychology* (pp. 37-78). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315171371>
- Oehlman Forbes, D., Lee, M., & Lakeman, R. (2021). The role of mentalization in child psychotherapy, interpersonal trauma, and recovery: A scoping review. *Psychotherapy*, 58(1), 50. <https://doi.org/10.1037/pst0000341>
- Oreo, A., & Ozgul, S. (2007). Grief experiences of parents coping with an adult child with problem substance use. *Addiction Research & Theory*, 15(1), 71-83. <https://doi.org/10.1080/16066350601036169>

- Pakdaman, Sh. (2004). Investigating the relationship between attachment and sociability in adolescence. *Journal of Psychological Sciences*, 3(9), 25-47. <https://sid.ir/paper/443598/fa> [In Persian]
- Paris, J. (2008). *The treatment of borderline personality disorder: An evidence-based approach*. New York: Guilford. <https://doi.org/10.4236/psych.2024.153017>
- Premack, D., & Woodruff, G. (1978). Does the chimpanzee have a theory of mind? *Behavioral and Brain Sciences*, 1(4), 515-526. <https://doi.org/10.1017/S0140525X00076512>
- Sharp, C. (2014). The social-cognitive basis of BPD: A theory of hypermentalizing. In *Handbook of borderline personality disorder in children and adolescents* (pp. 211-225). Springer. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/978-1-4939-0591-1_15
- Sharp, C., & Fonagy, P. (2008). *Social cognition and attachment-related disorders*. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1093/med/9780198569183.003.0010>
- Sharp, C., Fonagy, P., & Allen, J. G. (2012). Posttraumatic stress disorder: A social-cognitive perspective. *Clinical Psychology Science and Practice*, 19(3), 229. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/cpsp.12002>
- Sherer, M., Maddux, J. E., Mercandante, B., Prentice-Dunn, S., Jacobs, B., & Rogers, R. W. (1982). The self-efficacy scale: Construction and validation. *Psychological Reports*, 51(2), 663-671. <https://doi.org/10.2466/pr0.1982.51.2.663>
- Skodol, A. E., Gunderson, J. G., McGlashan, T. H., Dyck, I. R., Stout, R. L., Bender, D. S., ..., & Morey, L. C. (2002). Functional impairment in patients with schizotypal, borderline, avoidant, or obsessive-compulsive personality disorder. *American Journal of Psychiatry*, 159(2), 276-283. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.159.2.276>
- Sperber, D., Clément, F., Heintz, C., Mascaro, O., Mercier, H., Origgi, G., & Wilson, D. (2010). Epistemic vigilance. *Mind & Language*, 25(4), 359-393. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0017.2010.01394.x>
- Sperber, D., & Wilson, D. (1986). *Relevance: Communication and cognition* (Vol. 142). Citeseer. <http://dx.doi.org/10.1075/pc.21013.wha>
- Steptoe, A., Deaton, A., & Stone, A. A. (2015). Psychological wellbeing, health and ageing. *Lancet*, 385(9968), 640. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61489-0](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61489-0)
- Tanzilli, A., Cibelli, A., Liotti, M., Fiorentino, F., Williams, R., & Lingardi, V. (2022). Personality, Defenses, Mentalization, and Epistemic Trust Related to Pandemic Containment Strategies and the COVID-19 Vaccine: A Sequential Mediation Model. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(21). <https://doi.org/10.3390/ijerph192114290>
- Widom, C. S., Czaja, S. J., & Paris, J. (2009). A prospective investigation of borderline personality disorder in abused and neglected children followed up into adulthood. *Journal of Personality Disorders*, 23(5), 433-446. <https://doi.org/10.1521/pedi.2009.23.5.433>
- Wilson, D., & Sperber, D. (2004). Relevance Theory. In L. R. Horn & G. L. Ward (Ed.), *Handbook of Pragmatics*. Oxford. <http://dx.doi.org/10.1002/9780470756959.ch27>
- Zanarini, M. C., Temes, C. M., Magni, L. R., Aguirre, B. A., Hein, K. E., & Goodman, M. (2020). Risk factors for borderline personality disorder in adolescents. *Journal of personality disorders*, 34(Supplement B), 17-24. https://doi.org/10.1521/pedi_2019_33_425