رویش روان شناسی، سال۱۱، شماره۵، شماره پیاپی ۷۴، مرداد ۱۴۰۱
Rooyesh-e-Ravanshenasi Journal(RRJ),11(5), 2022

پیش‌بینی راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر اساس سبک‌های دلبستگی با نقش واسطه‌ای شفقت به خود

Prediction cognitive emotion regulation strategies based on attachment styles with the mediating role of self-compassion

صفحات۱۶۰-۱۴۷

سمیه سعیدا
کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی گرایش خانواده، پژوهشکده خانواده، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
مالک بسطامی
دانشجوی دکترای روانشناسی سلامت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.
فرشته موتابی
استادیار روانشناسی بالینی، پژوهشکده خانواده شهید بهشتی، تهران، ایران.
فاطمه صفرپور(نویسنده مسئول)
کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی بالینی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان-شناسی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.

Somayeh Saeeda
Master of Clinical Psychology, Family orientation, The Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
Malek Bastami
PhD student, Department of Psychology and Educational Sciences, Tehran University, Tehran, Iran.
Fereshteh Mootabi
Assistant professor, The Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.
Fatemeh Safarpour*
Master of Clinical Psychology, Faculty Of Education And Psychology, Kharazmi University, Tehran, Iran.
safarpourfatemeh1994@gmail.com

چکیده

هدف از پژوهش حاضر پیش‌بینی راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر اساس سبک‌های دلبستگی با نقش واسطه‌ای شفقت به خود بود. پژوهش حاضر توصیفی_همبستگی از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری شامل کلیه افراد در بازه سنی ۱۸ تا ۶۴ سال در سال ۱۴۰۰ در شهر تهران بود. تعداد ۴۱۲ شرکت‌کننده به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. داده‌ها با استفاده از فرم کوتاه پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان (CERQ – short، گارنفسکی، کرایج و اسپینهوون، ۲۰۰۲)، مقیاس دلبستگی بزرگسالان (RAAS، کولینز و رید، ۱۹۹۰) و مقیاس شفقت به خود (SCS، نف، ۲۰۰۳) گردآوری شد. داده‌ها با استفاده از روش مدل‌یابی معادلات ساختاری و نرم‌افزارهای SPSS ۲۳و AMOS ۲۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان داد مدل فرضی پژوهش از برازش مطلوب برخوردار بود. اثر غیرمستقیم سبک دلبستگی اضطرابی بر تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته از طریق شفقت به خود معنادار بود (p <۰/۰۵). همچنین اثر غیرمستقیم سبک دلبستگی اضطرابی بر تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته نیز از طریق شفقت به خود معنادار بود (p <۰/۰۵). علاوه بر این اثر غیر مستقیم سبک های دلبستگی ایمن و اجتنابی بر راهبرد های تنظیم شناختی هیجان از طریق شفقت به خود معنادار نبود (p > ۰/۰۵). بر اساس نتایج شفقت به خود می‌تولند در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان نقش واسطه‌ای ایفا کند.

واژه‌های کلیدی: *تنظیم شناختی هیجان، سبک‌های دلبستگی، شفقت به خود.*

Abstract

The aim of this study was to predict cognitive emotion regulation strategies based on attachment styles with the mediating role of self-compassion. This study is of descriptive method and the design is correlational based on structural equation modeling. The statistical population included all people between the age range of 18 to 64 years in 2021. 412 participants were selected by the available sampling method. Research measures included: Cognitive Emotion Regulation Questionnaire-Short form (CERQ - short, Garnefski., Kraai., & Spinhoven, 2002), Adult Attachment Scale (RAAS, Collins., & Read 1990), and Self-Compassion Scale (SCS, Neff 2003). Data were analyzed using structural equation modeling and SPSS 23 and AMOS 26 software. The findings indicated that the hypothetical research model had a good fit. The indirect effect of the anxiety attachment style on the cognitive emotion regulation strategies through self-compassion was significant (p < 0/05). The indirect effect of the secure and avoidant attachment style on the cognitive emotion regulation strategies through self-compassion was not significant (p < 0/05). The results indicated that self-compassion can play a mediating role in the relationship between attachment styles and cognitive emotion regulation strategies.

Keywords: *Cognitive Emotion Regulation Strategies, Attachment Styles, Self-Compassion.*

نوع مقاله : پژوهشی **دریافت : فروردین ۱۴۰۱** **پذیرش: اردیبهشت ۱۴۰۱** **ویرایش نهایی: مرداد ۱۴۰۱**

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

مقدمه

در سال‌های اخیر تحقیقات در زمینه تنظیم هیجان به دلیل ارتباط نزدیک با فرآیندهای کنترل، ارزیابی و اصلاح واکنش‌های هیجانی به‌صورت فزاینده‌ای موردتوجه واقع شده است (ناوارو[1] و همکاران، ۲۰۱۸). تنظیم هیجان شامل طیف گسترده‌ای از مکانیسم‌های شناختی، اجتماعی، رفتاری و توجهی است که پاسخ‌های هیجانی را در خدمت اهداف آگاهانه و ناخودآگاهانه تنظیم می‌کند (بیچین[2]، ۲۰۱۵). بنابراین تنظیم هیجان نقش مهمی در عملکرد روانی بهینه افراد ایفا می‌کند (تکسیرا[3]و همکاران، ۲۰۱۵) و نقص در آن ممکن است منجر به بروز مشکلاتی در شناسایی تجربیات هیجانی خاص، تنظیم فعال‌سازی فیزیولوژیکی، شناسایی مجموعه متنوعی از هیجانات، تاب‌آوری رنج و توانایی تکیه بر پاسخ‌های هیجانی به‌عنوان تجربیات معتبر اشاره کرد (نیسیو[4] و همکاران، ۲۰۱۴؛ بارنیکورت و کراوفورت [5]، ۲۰۱۹). درنتیجه مشکل در تنظیم هیجان که خطری جدی برای سلامت روان محسوب می‌شود، در زمینه‌های مختلف و در بسیاری از اختلالات روانی مشاهده می‌شود و لذا، درمان‌های زیادی با هدف بهبود مهارت‌های تنظیم هیجان صورت می‌گیرند (گرینبرگ[6]، ۲۰۱۹؛ برکینگ[7] و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین بد تنظیمی هیجانی در سبک‌های فرزند پروری مشکل‌ساز دیده می‌شود (مارتین[8] و همکاران، ۲۰۱۷) و این امر نشان می‌دهد ایجاد دلبستگی بین افراد مهم و کودکان برای عملکرد روان‌شناختی مطلوب ضروری است، زیرا رشد اجتماعی- هیجانی و شناختی نوزاد را تضمین می‌کند (استراترن[9]و همکاران، ۲۰۰۹).

مطالعات متعددی سیستم دلبستگی را به‌عنوان بسط دهنده طبیعی ظرفیت تنظیم هیجانی شناسایی کرده‌اند (میکولینسر و شاور[10]، ۲۰۱۹). اهمیت رابطه بین دلبستگی و تنظیم هیجان در این واقعیت نهفته است که کودک در سال‌های اول زندگی ظرفیت محدودی برای تنظیم هیجان دارد و برای حفظ سطح فعال‌سازی فیزیولوژیکی خود به نظم‌بخشی ارائه‌شده توسط مظاهر دلبستگی خود وابسته است (فوناجی[11]و همکاران، ۲۰۱۹). توانایی مادر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مظاهر دلبستگی برای درک و همدلی با هیجانات کودکان در شکل‌دهی یک رابطه عاطفی مطلوب و ایمن به آن‌ها کمک می‌کند. اما در غیاب آن، کودکان در تشخیص و تنظیم هیجلنات خود با دشواری مواجه خواهند بود (فوناجی و بیتمن[12]، ۲۰۱۶). درنتیجه افراد با دلبستگی ایمن بهتر از افرادی که دلبستگی ناایمن دارند، می‌توانند هیجانات خود را تنظیم کنند (اوزرن[13]، ۲۰۲۱).

با این‌ها، ارتباط بین سبک‌های دلبستگی بزرگسالان و تنظیم هیجان و فرآیندهایی که توسط آن دلبستگی بر تنظیم هیجان تأثیر می‌گذارد، به‌خوبی بررسی نشده است (کلیر[14]و همکاران، ۲۰۲۰). مرور ادبیات پژوهشی نشان می‌دهد شفقت به خود از عوامل احتمالی است که می‌تواند در ارتباط بین سبک‌های دلبستگی و تنظیم هیجان نقش ایفا کند (دورلی[15]و همکاران، ۲۰۲۲؛ موراری[16]و همکاران، ۲۰۲۱). شفقت به خود شکلی تطبیقی از ارتباط با خود است که به افراد اجازه می‌دهد تا فعالانه و مهربانانه با تجربیات دشوار زندگی روبرو شوند، بدون اینکه آن‌ها را سرکوب کنند یا تحت تأثیر آن‌ها قرار بگیرند (نف[17]، ۲۰۰۳). شفقت به خود برای توسعه در زمینه روابط دلبستگی اولیه نظریه‌پردازی شده است (پپینگ[18]و همکران، ۲۰۱۵). نف و مک گیهی[19] (۲۰۱۰) بیان می‌دارند که نحوه ارتباط افراد با

1 Navarro
2 Beauchaine
3 Teixeira
4 Neacsiu
5 Barnicot & Crawford
6 Greenberg
7 Berking
8 Martin
9 Strathearn
10 Mikulincer & Shaver
11 Fonagy
12 Fonagy & Bateman
13 Ozeren
14 Clear
15 Doorley
16 Murray
17 Neff
18 Pepping
19 Neff & McGehee

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

خود احتمالاً منعکس‌کننده روابط آنها با مراقبان اولیه است. از این منظر، افرادی که واکنش‌های غیرقابل‌پیش‌بینی را از سوی مراقبان اولیه تجربه کردند احتمال بیشتری دارد که درگیر خود انتقادی شوند و خود را طرد کنند و درنتیجه، سطوح پایین‌تری از شفقت به خود را نشان می‌دهند. در این زمینه مطالعات متعددی ارتباط معنادار بین سبک‌های دلبستگی و شفقت به خود را گزارش کرده‌اند (هاین[1] و همکاران، ۲۰۲۱؛ کوئینلن[2] و همکاران، ۲۰۲۱) و بیان داشتند که افراد با دلبستگی نا ایمن در مقایسه با افراد با دلبستگی ایمن سطوح پایین‌تری از شفقت به خود را تجربه می کنند (هاین و همکاران، ۲۰۲۱).

از سوی دیگر مطالعات اخیر یک مدل تنظیم هیجان بر اساس شفقت به خود پیشنهاد کرده‌اند (فینلی جونز[3] و همکاران، ۲۰۱۵) که بر اساس این مدل، افراد با خود شفقتی بالا بهزیستی بیشتر و پریشانی کمتری را تجربه می‌کنند، زیرا طرز فکر خود-شفقت‌آمیز استفاده از مهارت‌های تنظیم هیجان سازش یافته را تسهیل می‌کند (فینلی جونز[4]، ۲۰۱۷). درنتیجه تنظیم هیجان مستلزم توانایی‌های شفقت به خود، می‌باشد (اسکوگلیو[5] و همکاران، ۲۰۱۸). در این زمینه مطالعات متعددی نیز رابطه بین شفقت به خود و راهبردهای تنظیم هیجان را نشان داده‌اند (ویزنر و خوری[6]، ۲۰۲۲؛ دورلی و همکاران، ۲۰۲۲).

بنابر مطالب فوق تنظیم هیجان جایگاه بسیار حساس و بنیادین در سلامت انسان ها داشته و می‌تواند ریشه بسیاری از اختلال‌های روانی و روان‌تنی باشد. با اینحال و به رغم تلاش‌های بسیار گسترده برای تبیین ساز و کارهای دخیل در فرآیند تنظیم هیجان، ماهیت و شیوه عمل این عوامل هنوز به طور روشن بیان نشده است. علاوه بر این، در حالی که مطالعات از سبک‌های دلبستگی به عنوان یکی از پیش‌بینی‌کننده‌های کلیدی تنظیم هیجان حمایت می‌کنند، درک فرآیندهایی که از طریق آنها سبک‌های دلبستگی تأثیراتی بر تنظیم هیجان اعمال می‌کند، محدود است. از این رو و با توجه به نتایج مطالعات پیشین دال بر وجود پیوندهای قوی بین شفقت به خود با سبک‌های دلبستگی و تنظیم هیجان و همچنین لزوم انجام مطالعات اینچنینی به منظور زمینه‌سازی طراحی مداخلات درمانی و پیشگیرانه، پژوهش حاضر با هدف پیش‌بینی راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر اساس سبک‌های دلبستگی با نقش واسطه‌ای شفقت به خود انجام گرفت.

روش

روش پژوهش حاضر توصیفی و از نوع همبستگی بود که در آن با استفاده از روش مدل یابی معادلات ساختاری روابط بین متغیرهای مدل پیشنهادی بررسی شد. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل تمام افراد در بازه سنی ۱۸ تا ۶۴ سال در سال ۱۴۰۰ در شهر تهران بود. برای تعیین حجم نمونه به توصیه بنتلر و چو[7] (۱۹۸۷) به ازای هر پارامتر ۱۰ شرکت‌کننده در نظر گرفته شد که در پژوهش حاضر ۴۱ پارامتر برای تخمین وجود داشت از این رو مشارکت‌کنندگان در پژوهش حاضر ۴۱۲ نفر بودند که به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. داده‌ها به صورت آنلاین و از طریق شبکه های اجتماعی (تلگرام و واتساپ)، در بازه زمانی ۶ ماه اول سال ۱۴۰۰ گردآوری شدند. در این پژوهش طیف سنی ۱۸ تا ۶۴ سال، سکونت در شهر تهران، دسترسی به شبکه‌های اجتماعی (واتساپ و تلگرام) و عدم ابتلا به اختلالات روانپزشکی و بیماری‌های مزمن جسمی (بر اساس گزارش خود فرد) به عنوان ملاک ورود و پرسشنامه‌های ناقص، پرسشنامه‌هایی که به‌صورت نمرات انتهایی پاسخ داده شده‌اند و شرکت‌کنندگانی که نمرات دورافتاده‌ای داشتند به عنوان ملاک‌های خروج در نظر گرفته شدند. به منظور رعایت ملاحظات اخلاقی، اصل محرمانه بودن هویت شرکت کنندگان و همچنین مشارکت داوطلبانه آنان در فرآیند گردآوری اطلاعات مد نظر قرار داده شد. درنهایت داده‌ها با استفاده از روش مدل معادلات ساختاری و نرم‌افزارهای SPSS 23 و AMOS۲۶ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

1 Huynh
2 Quinlan
3 Finlay-Jones
4 Finlay-Jones
5 Scoglio
6 Wisener & Khoury
7 Bentler & Chou

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

ابزار سنجش

فرم کوتاه پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان[1] (CERQ – short): این پرسشنامه توسط گارنفسکی[2] و همکاران (۲۰۰۲) تدوین شده است و دارای ۳۶ گویه و ۹ زیرمولفه است، به طوری‌که هر زیرمولفه ۴ گویه دارد (گارنفسکی و همکاران، ۲۰۰۱). گارنفسکی و کرایج[3] (۲۰۰۶) فرم کوتاه آن شامل ۱۸ گویه و ۹ زیرمولفه (۵ زیرمولفه پذیرش، تمرکز مجدد مثبت، تمرکز مجدد بر برنامه ریزی، ارزیابی مجدد مثبت و اتخاذ دیدگاه، برای سنجش راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش یافته و ۴ زیرمولفه سرزنش خود، سرزنش دیگران، فاجعه انگاری و نشخوار فکری برای سنجش راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته) را اعتباریابی و معرفی کردند که در این فرم هر زیرمولفه از ۲ گویه تشکیل‌شده است. نمره‌گذاری این پرسشنامه با استفاده از طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از هرگز (۱نمره) تا همیشه (۵نمره) انجام می‌شود. کارنفسگی و کرایج (۲۰۰۶) پایایی زیرمولفه های این پرسشنامه را به روش همسانی درونی و با استفاده از الفای کرونباخ بین ۰.۶۸ تا ۰.۸۶ گزارش کرده‌اند. علاوه بر این همبستگی زیرمولفه با علائم افسردگی از ۰.۱۳- تا ۰.۵۳ و با علائم اضطرابی از ۰.۱۳- تا ۰.۵۴ گزارش شده است که حاکی از روایی همزمان مطلوب در فرم خارجی می‌باشد (گارنفسکی و کرایج، ۲۰۰۶). در ایران نیز حسنی (۱۳۹۰) پایایی زیرمولفه های این پرسشنامه را به روش همسانی درونی و با استفاده از آلفای کرونباخ بین ۰.۷۶ تا ۰.۹۲ گزارش کرده است. روایی محتوایی این پرسشنامه در ایران براساس ضریب توافق کندال برای زیرمولفه ها از ۰.۸۱ تا ۰.۹۲ بدست آمده است (بشارت و بزازیان، ۱۳۹۳). در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای تنظیم شناختی هیجان سازش یافته ۰/۷۴ و برای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته ۰/۵۴ گزارش شد که نشان از همسانی درونی مناسب و قابل‌قبول پرسشنامه است.

نسخه اصلاح شده مقیاس دلبستگی بزرگسال[4] (RASS): این مقیاس توسط کولینز و رید[5](۱۹۹۰) تدوین و اعتباریابی شده است. این مقیاس در ابتدا دارای ۲۱ ماده بود و بعدها به ۱۸ آیتم کاهش یافت و دارای سه زیر مقیاس وابستگی، نزدیک بودن و اضطراب می‌باشد. نمره‌گذاری این مقیاس با استفاده از طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً مخالفم (۰) تا کاملاً موافقم (۴) انجام می‌شود. در مورد سؤالات ۵، ۶، ۸، ۱۲، ۱۶، ۱۷ و ۱۸نمره‌گذاری به‌صورت معکوس می‌باشد. کولینز و رید (۱۹۹۰) ضریب آلفای کرونباخ برای مقیاس وابستگی ۰/۷۸ نزدیکی ۰/۸۵ و اضطراب ۰/۸۵ و آلفای کرونباخ کل پرسشنامه را ۰/۸۳ به دست آوردند. همچنین روایی واگرا و همگرا زیرمقیاس‌ها با استفاده از پرسشنامه رفتار اجتماعی تگزاس برای سبک نزدیک بودن ۰/۲۹، سبک وابستگی ۰/۲۲- و سبک اضطراب ۰/۳۰- گزارش شده است. علاوه بر این ضریب بازآزمایی در فاصله زمانی یک ماه برای سبک اضطراب ۰/۵۲، برای سبک نزدیک بودن ۰/۶۸ و برای سبک وابستگی ۰/۷۱ گزارش شده است (کولینز و رید، ۱۹۹۰). در ایران نیز فرهادی و همکاران (۱۳۹۹) ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس را ۰/۷۲ و با استفاده از تحلیل عاملی تاییدی شاخص های برازندگی مجذور کای هنجار شده ۳/۴۵، ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب ۰/۰۴۱، برازش تطبیقی ۰/۰۹۵، نیکویی برازش و شاخص برازش هنجار شده ۰/۹۴۰ را به عنوان شاخصی از روایی سازه ابزار گزارش کردند. به علاوه پایایی پرسشنامه با روش بازآزمایی در یک گروه ۲۰ نفری با فاصله ۱۰ روز ارزیابی شد و ضریب همبستگی ۷۶٪ بود که بیانگر پایایی مطلوب پرسشنامه است (پاکدامن، ۱۳۸۰). همچنین در پژوهش حسین‌زاده و همکاران (۱۳۸۸) ضریب آلفای کرونباخ برای سبک نزدیک بودن ۰/۶۲، برای سبک اضطراب ۰/۸۲ و برای سبک وابستگی ۰/۵۴ گزارش شد. در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای مقیاس دلبستگی بزرگسالان در پژوهش حاضر برای سبک دلبستگی ایمن ۰/۶۱، سبک دلبستگی اجتنابی ۰/۴۸ و سبک دلبستگی اضطرابی ۰/۶۴ گزارش شد که نشان از همسانی درونی مناسب پرسشنامه است.

مقیاس شفقت به خود[6] (SCS): این مقیاس توسط نف (۲۰۰۳) تدوین و اعتباریابی شد. این مقیاس نوعی مقیاس خودگزارش دهی با ۲۶ گویه و ۶ زیرمقیاس در قالب سه مؤلفه دوقطبی است که کیفیت رابطه فرد با تجارب خود را می‌سنجد. نمره‌گذاری این مقیاس با استفاده از طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از تقریباً هیچ‌گاه (نمره صفر) تا تقریباً همیشه (نمره۴) انجام می‌شود. ماده‌های خرده مقیاس‌های قضاوت خود، انزوا و همانندسازی افراطی به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. نف (۲۰۰۳) پایایی این مقیاس را به روش همسانی درونی و با استفاده از آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌ها بین ۰/۷۵ تا ۰/۸۱ و برای نمره کل ۰/۹۲ گزارش

1 Cognitive emotion regulation Questionnaire
2 Garnefski
4 Adult Attachment Style Questionnaire
5 Collins & Read
6 Self Compassion Scale

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

کرده است همچنین پایایی بازآزمایی به فاصله دو هفته ۰/۹۳ محاسبه شده است. روایی واگرایی فرم خارجی این مقیاس با استفاده از سیاهه افسردگی بک ۰/۵۵- و سیاهه اضطراب صفت اسپیلبرگر ۰/۶۵- و روایی همگرای آن با استفاده از مقیاس رضایت از زندگی ۰/۴۵ به‌دست آمده است (نف، ۲۰۰۳). در ایران نیز خسروی، صادقی و یابنده (۱۳۹۲) پایایی این مقیاس را به روش همسانی درونی و با استفاده از آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌ها بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۵ و برای نمره کل ۰/۷۶ گزارش کرده است. علاوه براین روایی واگرای این مقیاس با استفاده سیاهه افسردگی و اضطراب بک به ترتیب ۰/۳۴- و ۰/۴۱ و روایی همگرا آن با استفاده از مقیاس عزت‌نفس روزنبرگ ۰/۲۲به‌دست آمده است (مومنی و همکاران، ۱۳۹۲)۰ در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای مقیاس شفقت به خود در پژوهش حاضر۰/۸۱ گزارش شد که نشان از همسانی درونی مناسب مقیاس است.

یافته ها

در پژوهش حاضر ۴۱۲ نفر مورد بررسی قرار گرفتند. به‌طوری که میانگین و انحراف استاندارد سنی شرکت کنندگان به ترتیب برابر با ۳۷/۸۹ و ۹/۰۶ سال بود. از نظر ۳۷ نفر (۹ درصد) دارای مدارک زیر دیپلم، ۱۱۰ نفر (۲۶/۷ درصد) دارای مدارک دیپلم، ۲۸ نفر (۶/۸ درصد) دارای مدارک فوق دیپلم، ۱۱۸ نفر (۲۸/۶ درصد) دارای مدارک کارشناسی، ۸۷ نفر (۲۱/۱ درصد) دارای کارشناسی ارشد و ۳۲ نفر (۷/۸ درصد) دارای دکتری و بالاتر بودند. از نظر اشتغال ۱۱۹ نفر (۲۸/۹ درصد) دارای شغل اداری دولتی، ۲۰ نفر (۴/۹ درصد) دارای شغل اداری غیردولتی، ۱۲۹ نفر (۳۱/۳ درصد) دارای شغل خانه‌دار، ۱۹ نفر (۴/۶ درصد) دارای شغل در حوزه‌ی بهداشت و درمان، ۱۰۸ نفر (۲۶/۲ درصد) دارای شغل آزاد و ۱۷ نفر (۴/۱ درصد) دانشجو بودند. از نظر تعداد فرزندان ۱۲۶ نفر (۳۰/۶ درصد) دارای یک فرزند، ۱۴۴ نفر (۳۵ درصد) دارای دو فرزند، ۲۵ نفر (۶/۱ درصد) دارای سه فرزند، ۱۱ نفر (۲/۷ درصد) دارای چهار فرزند یا بیشتر و ۱۰۶ نفر (۲۵/۷ درصد) بدون فرزند بودند.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱- تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	۱					
۲- تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	-۰/۱۵**	۱				
۳- خودشفقت‌ورزی	۰/۲۶**	-۰/۰۶	۱			
۴- سبک دلبستگی ایمن	۰/۱۳**	-۰/۱۱*	۰/۲۹**	۱		
۵- سبک دلبستگی اجتنابی	-۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۳۲**	۱	
۶- سبک دلبستگی اضطرابی	-۰/۲۲**	۰/۲۸**	-۰/۲۰**	-۰/۱۳**	-۰/۰۱	۱
میانگین	۳۲/۴۷	۲۱/۳۶	۷۱/۹۰	۲۰/۴۸	۱۶/۸۹	۱۴/۵۸
انحراف معیار	۶/۸۲	۵/۰۷	۱۴/۹۳	۴/۲۳	۳/۸۰	۴/۸۸
کجی	-۰/۱۵	۰/۴۵	-۰/۲۴	-۰/۴۱	-۰/۰۷	۱/۰۴
کشیدگی	-۰/۲۲	۰/۳۴	۰/۰۶	-۰/۲۹	۰/۳۸	۵/۱۷

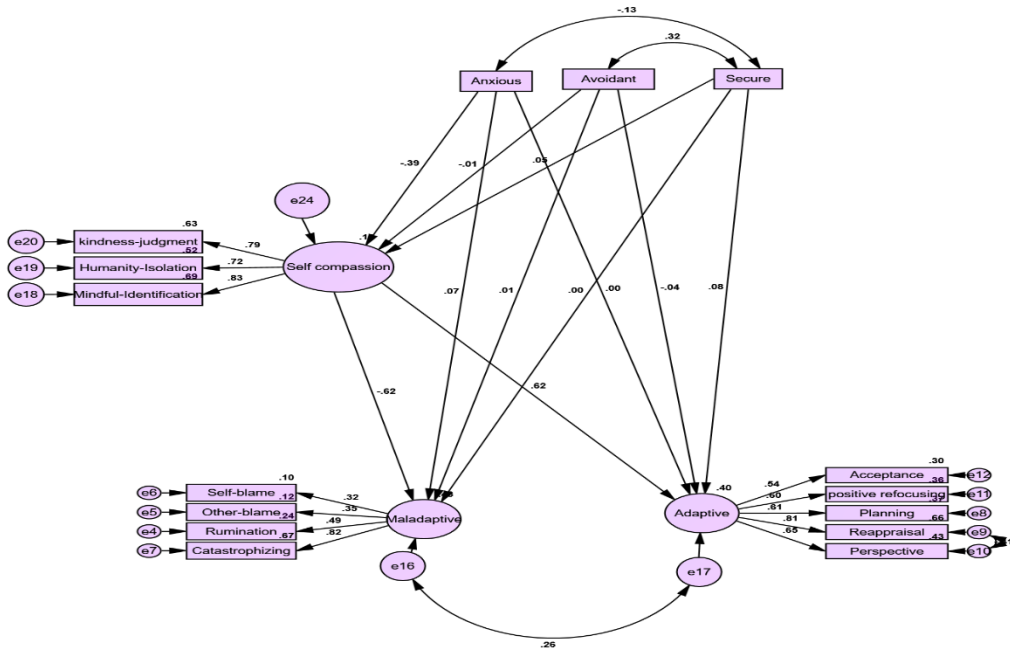
** P <۰/۰۱ * P <۰/۰۵

همان‌طور که مندرجات جدول ۱ نشان می‌دهد متغیر سبک دلبستگی ایمن با متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته رابطه‌ی مستقیم و با متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته رابطه‌ی معکوس دارد که این روابط در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار می‌باشند. متغیر سبک دلبستگی اضطرابی با متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته رابطه‌ی معکوس و با متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته رابطه‌ی مستقیم دارد که این روابط در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار می‌باشند. همچنین با توجه به جدول ۱ می‌توان مشاهده کرد سبک دلبستگی ایمن با متغیر خودشفقت‌ورزی رابطه‌ی مستقیم دارد و این رابطه در سطح ۰/۰۱ معنی‌دار است. در نهایت با توجه به جدول ۱ می‌توان مشاهده کرد سبک دلبستگی اضطرابی با متغیر خودشفقت‌ورزی رابطه‌ی معکوس دارد و این رابطه درسطح ۰/۰۱ معنی‌دار است.

برای برخورد با داده‌های از دست‌رفته از شیوه‌ی جایگزینی با میانگین استفاده شد و برای شناسایی داده‌های پرت تک‌متغیری و چندمتغیری به ترتیب از نمودار جعبه‌ای و فاصله‌ی ماهالانوبیس استفاده شد و با توجه به معنی‌دار نبودن آماره‌ی خی دو متناظر با فاصله‌ی ماهالانوبیس، هیچ یک از آزمودنی‌ها از تحلیل حذف نشدند.

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

پیش از تحلیل داده‌ها مفروضه‌های نرمال بودن و عدم هم خطی بررسی شد که نتایج آن در ادامه بیان می‌شود. شاخص‌های کجی و کشیدگی برای بررسی مفروضه‌ی نرمال بودن توزیع شش متغیر سبک دلبستگی ایمن (Sk =-۰/۴۰۷، Ku=-۰/۲۸۷)، سبک دلبستگی اجتنابی (Sk =-۰/۰۷۲، Ku=۰/۳۸۵)، سبک دلبستگی اضطرابی (Sk =۱/۰۴۲، Ku=۵/۱۷۳)، خودشفقت‌ورزی (Sk =-۰/۲۴۱، Ku=۰/۰۵۷)، راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته (Sk =-۰/۱۵۵، Ku=-۰/۲۲۳) و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته (Sk =۰/۴۵۲، Ku=۰/۳۴۲) مورد بررسی قرار گرفت. چو و بنتلر (۱۹۹۵) نقطه برش ۳ ± را برای مقدار چولگی مناسب می‌دانند. برای شاخص کشیدگی نیز به‌طورکلی مقادیر بیش از ۱۰ ± در پژوهش‌های چندمتغیری مشکل‌آفرین است (کلاین[1]، ۲۰۱۵). مقادیر به‌دست‌آمده برای چولگی و کشیدگی متغیرها حاکی از تحقق پیش‌فرض نرمال بودن دارد. برای بررسی مفروضه‌ی عدم هم خطی از آماره‌های عامل تورم واریانس (VIF) و شاخص تحمل استفاده شد که با توجه به اینکه هیچ‌یک از مقادیر مربوط به شاخص تحمل کمتر از ۰/۴۰ و هیچ‌یک از مقادیر مربوط به عامل تورم واریانس بیشتر از ۱۰ نمی‌باشد، بر این اساس می‌توان نسبت به مفروضه عدم هم خطی نیز اطمینان حاصل کرد. همچنین آماره‌ی دوربین واتسون برای استقلال خطاها مورد استفاده قرار گرفت و چون مقدار به دست آمده ۲/۰۲ در دامنه‌ی ۱/۵ تا ۲/۵ قرار داشت، حاکی از برقراری این مفروضه بود. در جدول زیر شاخص‌های گرایش مرکزی و پراکندگی و همچنین همبستگی متغیرهای پژوهش ارائه‌شده است.



شکل ۱. ضرایب مسیر استاندارد متغیرهای پژوهش در مدل اصلی

در شکل ۱ نشان داده شد که مسیر متغیر دلبستگی اضطرابی به خودشفقت‌ورزی معنی‌دار است و به همین صورت مسیر خودشفقت ورزی به تنظیم شناختی هیجان سازش یافته و سازش نایافته نیز معنی‌دار است. در جدول ۲ و ۳ ضرایب مستقیم و غیر مستقیم مسیرهای مدل ارائه شده است.

جدول ۲. بررسی اثرهای مستقیم متغیرها در مدل تحقیق

متغیر مستقل	متغیر وابسته	ضرایب غیراستاندارد	ضرایب استاندارد	خطای استاندارد	t	p
سبک دلبستگی ایمن	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	۰/۰۳	۰/۰۸۷	۰/۰۱۷	۱/۸۱۵	۰/۰۷
سبک دلبستگی اجتنابی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	-۰/۰۱۷	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۸	-۰/۹۲۶	۰/۳۵۴

1 Kline

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

سبک دلبستگی اضطرابی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۵	۰/۰۱۵	-۰/۰۹۴	۰/۹۲۵
خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	۰/۲۱۱	۰/۶۲۵	۰/۰۲۲	۹/۸۲۳	۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ایمن	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	۰/۰۰۲	۰/۰۰۵	۰/۰۲۲	۰/۰۹۱	۰/۹۲۸
سبک دلبستگی اجتنابی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۲۴	۰/۰۷۷	۰/۹۳۹
سبک دلبستگی اضطرابی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	۰/۰۲۷	۰/۰۷۵	۰/۰۲	۱/۳۵۲	۰/۱۷۶
خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	-۰/۲۴۸	-۰/۶۱۸	۰/۰۲۶	-۹/۴۱۵	۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ایمن	خودشفقت‌ورزی	۰/۰۵۵	۰/۰۵۴	۰/۰۵۵	۰/۹۹۸	۰/۳۱۸
سبک دلبستگی اجتنابی	خودشفقت‌ورزی	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱	۰/۰۶۱	-۰/۱۹۵	۰/۸۴۶
سبک دلبستگی اضطرابی	خودشفقت‌ورزی	-۰/۳۴۸	-۰/۳۸۹	۰/۰۴۷	-۷/۴۶۸	۰/۰۰۱

با توجه به جدول ۲ در مواردی که آماره T خارج از بازه‌ی (۱/۹۶+ و ۱/۹۶-) قرار دارد یا سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ است دو متغیر با یکدیگر ارتباط معنادار دارند. همان‌طور که می‌توان مشاهده کرد مسیر مستقیم متغیر خودشفقت‌ورزی به متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته معنی‌دار است (β =۰/۶۲۵، t=۹/۸۲۳). مسیر مستقیم متغیر خودشفقت‌ورزی به متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته معنی‌دار است (β =-۰/۶۱۸، t=-۹/۴۱۵). همچنین مسیر مستقیم متغیر سبک دلبستگی اضطرابی به متغیر خودشفقت‌ورزی نیز معنی‌دار است (β =-۰/۳۸۹، t=-۷/۴۶۸).

جدول ۳. بررسی اثرهای غیرمستقیم متغیرها در مدل تحقیق

متغیر مستقل	متغیر میانجی	متغیر وابسته	ضریب غیراستاندارد	حد پایین	حد بالا	p
سبک دلبستگی ایمن	خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	۰/۰۱۲	-۰/۰۱۵	۰/۰۳۶	۰/۳۷۲
سبک دلبستگی اجتنابی	خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	-۰/۰۰۳	-۰/۰۳۱	۰/۰۳	۰/۸۹۶
سبک دلبستگی اضطرابی	خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته	-۰/۰۷۴	-۰/۱۱	-۰/۰۴۶	۰/۰۰۱
سبک دلبستگی ایمن	خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	-۰/۰۱۴	-۰/۰۴۴	۰/۰۱۷	۰/۳۶۱
سبک دلبستگی اجتنابی	خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	۰/۰۰۳	-۰/۰۳۳	۰/۰۳۶	۰/۸۹۶
سبک دلبستگی اضطرابی	خودشفقت‌ورزی	تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته	۰/۰۸۶	۰/۰۵۷	۰/۱۳	۰/۰۰۱

برای تعیین اثر غیرمستقیم از روش بوت استرپ با ۲۰۰۰ بار فرایند نمونه‌گیری استفاده گردید که با توجه به جدول ۴ می‌توان مشاهده کرد که اثر غیرمستقیم متغیر سبک دلبستگی اضطرابی بر متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته از طریق خودشفقت‌ورزی معنی‌دار است (b =-۰/۰۷۴، p<۰/۰۵). همچنین با توجه به جدول ۴ می‌توان مشاهده کرد که اثر غیرمستقیم متغیر سبک دلبستگی اضطرابی بر متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته نیز از طریق خودشفقت‌ورزی معنی‌دار است (b =۰/۰۸۶، p<۰/۰۵). در مجموع نتایج پژوهش حاضر نشان داد که متغیرهای مدل توانستند ۴۱ درصد از واریانس متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌یافته و ۴۲ درصد از واریانس متغیر تنظیم شناختی هیجان سازش‌نایافته را تبیین کنند.

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

جدول ۲ شاخص‌های برازش مدل ساختاری

شاخص برازندگی	دامنه قابل‌پذیرش	مقدار
خی‌دو ($\chi 2$)	-	۲۰۵/۳۳
نسبت خی‌دو به درجه آزادی	کم‌تر از ۳	۲/۶۶
شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)	بزرگ‌تر از ۰/۹۰	۰/۹۱
شاخص برازندگی فزاینده (IFI)	بزرگ‌تر از ۰/۹۰	۰/۹۱
شاخص نیکویی برازش (GFI)	بزرگ‌تر از ۰/۹۰	۰/۹۳
ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)	کم‌تر از ۰/۰۸	۰/۰۶
ریشه دوم میانگین مربعات باقی‌مانده (SRMR)	کم‌تر از ۰/۰۸	۰/۰۶

شاخص های برازش مطلق[1] و تطبیقی[2] برای تعیین برازش مدل فرضی استفاده شد. شاخص های مطلق چگونگی برازش مدل را بدون مقایسه با مدل خط پایه[3] که در واقع مدل استقلال است تعیین می کند. این شاخص ها شامل کای اسکوئر، نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی، RMSEA و SRMR است. شاخص‌های تطبیقی یا مقایسه ای برازش مدل فرضی را با مدل خط پایه مقایسه می کنند کهGFI ، CFI و IFI جز این شاخص ها هستند.

اگرچه در پژوهش حاضر شاخص کای اسکوئر برای ارزیابی برازش کلی مدل به کار رفت ولی این شاخص به شدت تحت تاثیر اندازه نمونه است و در نمونه های بالا عموما برازش خوب مدل را نشان می دهد (ریکاو و مارکولیدس[4]، ۲۰۰۶). با توجه به این محدودیت معمولا شاخص نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی نیز گزارش می شودکه تاثیر مقدار نمونه را در شاخص کای اسکوئر به حداقل می رساند. اگرچه توافق جمعی بر سر مقدار قابل قبول بودن این شاخص وجود ندارد ولی مقادیر کمتر از ۳ (کلاین، ۲۰۱۵) یا ۵ (شوماخر و لوماکس[5]، ۲۰۱۰) معمولاً بیانگر برازش خوب مدل است. RMSEA و SRMR نیز جز اصلی ترین شاخص های برازش مدل هستند. برای برازش مطلوب مدل ارزش RMSEA بایدکوچکتر از ۰/۱ و بهتر است کوچکتر از ۰/۰۸ باشد. همچنین مقدار SRMR بهتر است کوچکتر از ۰/۰۸ باشد(کلاین، ۲۰۱۵). برای شاخص های CFI و IFI مقادیر بالای ۰/۹ نشان دهنده پذیرش مدل و مقادیر بالای ۰/۹۵ نشان از برازش خوب مدل دارد (کلاین، ۲۰۱۵).

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر، پیش‌بینی راهبردهای تنظیم شناختی هیجان بر اساس سبک‌های دلبستگی با نقش واسطه‌ای شفقت به خود بود. نتایج پژوهش نشان داد، سبک دلبستگی ایمن با راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته رابطه منفی و معنادار و با راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش یافته رابطه مثبت و معنادار دارد. این یافته با نتایج پژوهش پارادا-فرناندز[6] و همکاران (۲۰۲۱)، اوزرن[7] (۲۰۲۱)، دهقان، حسنی و شریفی (۱۳۹۸) و پارادا-فرناندز و همکاران (۲۰۲۱) همسو است. اوزرن (۲۰۲۱) نشان دادند مشکلات تنظیم هیجان با دلبستگی ایمن همبستگی منفی و با دلبستگی ناایمن همبستگی مثبت دارد، در واقع افراد با دلبستگی ایمن بهتر از افرادی که دلبستگی ناایمن دارند، می‌توانند هیجانات خود را تنظیم کنند. همچنین دهقان و همکاران (۱۳۹۸) در مطالعه خود نشان دادند هر دو سبک دلبستگی ایمن و ناایمن با تنظیم شناختی هیجان ارتباط معنادار دارند. در تبیین این یافته با توجه به شواهد گسترده‌ای که میکولینسر و شاور[8] (۲۰۱۶) ارائه کردند می‌توان گفت افرادی که از نظر دلبستگی ایمن‌تر هستند، نسبت به زندگی خوش‌بین‌تر هستند و ارزیابی‌های فاجعه‌بار کمتری از تهدیدها و خطرات انجام می‌دهند. آنها همچنین به توانایی خود در مقابله با تهدیدها

1 Absolute fit indices
2 Comparative fit indices
3 baseline model
4 Raykov & Marcoulides
5 Schumacker & Lomax
6 Parada-Fernández
7 Ozeren
8 Mikulincer & Shaver

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

و چالش‌ها اطمینان بیشتری دارند و تمایل دارند از راهبردهای تنظیم هیجانی سازنده‌تر و مؤثرتر (مانند راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش یافته) استفاده کنند. علاوه بر این، افراد ایمن با مدیریت وقایع تهدیدآمیز یا ارزیابی مجدد آن‌ها به‌صورت مثبت، می‌توانند در برابر هیجانات خود پذیرش داشته باشند، هیجانات خود را آزادانه و دقیق به دیگران بیان کرده و با دیگران ارتباط برقرار کنند و هیجاناتشان را به‌طور کامل و بدون تحریف تجربه کنند (میکولینسر و شاور، ۲۰۱۶).

علاوه بر این یافته‌ها نشان داد که سبک دلبستگی اضطرابی با راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته رابطه مثبت و معنادار و با راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش یافته رابطه منفی و معنادار دارد. این یافته با پژوهش‌های موراری و همکاران (۲۰۲۱)، حشمتی و همکاران (۲۰۲۱) و پارادا-فرناندز و همکاران (۲۰۲۱) همسو است. پارادا-فرناندز و همکاران (۲۰۲۱) و حشمتی و همکاران (۲۰۲۱) نشان دادند که در بزرگسالان، دلبستگی ناایمن با ابعاد بی‌نظمی هیجان رابطه مثبت دارد. یافته‌های تحقیق موراری و همکاران (۲۰۲۱) نشان داد که دلبستگی اضطرابی با راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته رابطه مثبت دارد. در تبیین نتایج می‌توان گفت افراد دارای سبک دلبستگی اضطرابی تمایل به استفاده از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته مانند سرزنش خود، نشخوار ذهنی و فاجعه انگاری دارند تا پریشانی مرتبط با دلبستگی را تداوم بخشند. آنها همچنین آشفتگی هیجانی بیشتری را نشان می‌دهند و در شناسایی شفاف هیجانات مشکل بیشتری دارند. درعین‌حال، سبک‌های دلبستگی مضطرب به دلیل شدت بالای حالات هیجانی منفی، طغیان (سرریز) هیجانی بیشتری را نشان می‌دهند (پارادا-فرناندز و همکاران، ۲۰۲۱). کسانی که در جهت‌گیری دلبستگی خود مضطرب‌تر هستند، ممکن است بیش‌ازحد به استراتژی‌های بیش‌فعال‌کننده تکیه کنند، به‌طوری‌که گزارش می‌دهند در هیجاناتی که تجربه می‌کنند غرق شده‌اند (راهبرد تنظیم شناختی هیجان مانند نشخوار فکری) و تلاش‌های پرانرژی برای حفظ یا گسترش نزدیکی بیشتر با دیگران را تأیید می‌کنند (برنینگ و برات[1]، ۲۰۱۳؛ کلیر و همکاران، ۲۰۲۰؛ میکولینسر و شاور، ۲۰۱۹).

همچنین نتایج نشان داد که بین سبک دلبستگی اجتنابی و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان، رابطه معناداری وجود ندارد. این یافته با نتایج مطالعات عبیری و همکاران (۱۳۹۷)، نسائیان و گندمانی (۱۳۹۷)، محمدی و فولاد چنگ (۱۳۹۷) همسو است. در تمامی مطالعات مذکور رابطه معناداری بین دلبستگی اجتنابی و تنظیم هیجان یافت نشد. در تبیین این یافته می‌توان گفت افراد اجتنابی هنگام تجربه هیجانات سعی می‌کنند هر حالت هیجانی که با فعال نگه‌داشتن نیازها و تمایلات دلبستگی سازگار است را مهار کنند و درواقع پاسخ افراد اجتنابی، فرار از هیجان است تا تنظیم شناختی هیجان (میکولینسر و شاور، ۲۰۱۶). در این زمینه بررسی ادبیات دلبستگی نشان می‌دهد افراد با دلبستگی اجتنابی به طور خاص از سرکوب هیجان استفاده می‌کنند (گاردنر[2] و همکاران، ۲۰۲۰؛ استیونسون[3]و همکاران، ۲۰۱۹؛ محمدی و فولاد چنگ، ۱۳۹۷). به عبارتی افرادی که اجتنابی‌تر هستند، اتکای بیشتری به راهبردهای غیرفعال‌سازی هیجان گزارش می‌کنند که به‌موجب آن تلاش‌هایی برای به حداقل رساندن هیجانات، اجتناب از نزدیکی با اطرافیان و اجتناب از وابستگی متقابل در این افراد مشاهده می‌گردد (برنینگ و برات، ۲۰۱۳؛ میکولینسر و شاور، ۲۰۱۹). با توجه به مطالب فوق عدم ارتباط معنادار بین دلبستگی اجتنابی و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان منطقی به نظر می‌رسد.

یافته‌های پژوهش نشان داد، سبک دلبستگی ایمن به‌صورت مثبت و معناداری با شفقت به خود رابطه دارد. این یافته مطابق با مطالعات لاترن[4] و همکاران (۲۰۲۱)، بدونا و پرون-مکگاورن[5] (۲۰۱۹)، هومن[6] (۲۰۱۸) می‌باشد. لاترن و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی ۸۱ مطالعه در زمینه روابط بین فردی نزدیک و شفقت به خود پرداختند و نتایج بررسی‌ها نشان داد ویژگی‌های محیط خانواده از جمله سطح حمایت، دلبستگی ایمن و رفتارهای والدینی که به احساسات و نیازهای کودکان پاسخ می‌دهند، می‌توانند نقش مهمی در رشد شفقت به خود در کودک داشته باشند. همچنین بدونا و پرون-مکگاورن (۲۰۱۹) و هومن (۲۰۱۸) نشان دادند دلبستگی ایمن در بزرگسالان به طور مثبت با شفقت به خود مرتبط بود. در تبیین این یافته می‌توان گفت افراد دارای دلبستگی ایمن شفقت به خود بیشتری را تجربه می‌کنند، زیرا آنها پیام‌های اولیه را از مراقبین دریافت کرده‌اند که ارزش عشق و آرامش را دارند. درحالی‌که کسانی که جهت‌گیری‌های دلبستگی ناایمن دارند، پاسخ‌های ناسازگاری از راحتی و حمایت را تجربه کرده‌اند، که منجر به صدای درونی انتقادی‌تر

1 Brenning & Braet
2 Gardner
3 Stevenson
4 Lathren
5 Beduna & Perrone-McGovern
6 Homan

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

می‌شود که رسیدن به آرامش را چالش برانگیزتر می‌کند (نف و مک گیهی، ۲۰۱۰). بدین ترتیب، فرض بر این است که تجربه حمایت از مراقبان اولیه، پایه و اساس گفتگوهای درونی حمایتی و دلسوزانه خود را در بزرگسالی فراهم می‌کند (نف و مک گیهی، ۲۰۱۰). درنتیجه منشأ شفقت به خود ممکن است از جهت‌گیری دلبستگی ناشی گردد (پیینگ و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین این نتیجه با پیش‌بینی نظری که بیان می‌دارد، رشد شفقت به خود ریشه در تجربیات دلبستگی اولیه دارد و تجربیات دلبستگی منفی منجر به کاهش ظرفیت برای دلسوز بودن نسبت به خود می‌شود، سازگار است (گیلبرت[1]، ۲۰۱۰).

در زمینه رابطه سبک دلبستگی اضطرابی با شفقت به خود نتایج نشان داد سبک دلبستگی اضطرابی با شفقت به خود رابطه منفی و معناداری دارد. این یافته همسو با نتایج تحقیق گلر[2] و همکاران (۲۰۲۱)؛ دینگ و زو[3] (۲۰۲۱)؛ موراری و همکاران (۲۰۲۱)؛ بروفی[4] و همکاران (۲۰۲۰) می‌باشد. در تمامی مطالعات مذکور نشان داده شد که دلبستگی اضطرابی با شفقت به خود در بزرگسالان ارتباط معنادار دارد در تبیین این یافته باید گفت نحوه ارتباط افراد با خود احتمالاً منعکس‌کننده روابط آنها با مراقبان اولیه است. از این منظر، افرادی که واکنش‌های غیرقابل‌پیش‌بینی را از سوی مراقبان اولیه تجربه کردند، احتمال بیشتری دارد که درگیر خود انتقادی شوند و خود را طرد کنند؛ درنتیجه سطوح پایین‌تری از شفقت به خود را نشان می‌دهند. بااین‌حال، تحربه طرد و انتقاد دائم توسط مراقبین اولیه می‌تواند به الگوهای پیچیده ارتباط با خود منجر شود، که شامل سطوح بالایی از انتقاد از خود و تقویت خود دفاعی است (نف و مک گیهی، ۲۰۱۰).

نتایج یافته‌ها در خصوص بررسی نقش واسطه‌ای شفقت به خود در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان نشان داد، سبک دلبستگی اضطرابی از طریق تأثیر منفی بر شفقت به خود منجر به افزایش استفاده از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته و کاهش استفاده از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش یافته می‌شود. این یافته همسو با نتایج مطالعاتی است که رابطه بین سبک‌های دلبستگی ناایمن و شفقت به خود (موراری و همکاران، ۲۰۲۱؛ گلر و همکاران، ۲۰۲۱؛ هاین، و همکاران، ۲۰۲۱) و رابطه بین شفقت به خود و راهبردهای تنظیم هیجان (ویزنر و خوری، ۲۰۲۲؛ دورلی و همکاران، ۲۰۲۲؛ دراگن[5] و همکاران، ۲۰۲۱) را نشان داده‌اند. این نتیجه نشان می‌دهد یکی از دلایلی که افراد با دلبستگی اضطرابی بیشتر از راهبردهای تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته استفاده می‌کنند، ناتوانی در شفقت داشتن نسبت به خود می‌باشد که در این زمینه موراری و همکاران (۲۰۲۱) نیز در پژوهشی گزارش کردند که هم دلبستگی اضطرابی و هم استفاده از راهبردهای تنظیم هیجانی ناسازگار با شفقت به خود رابطه معکوس دارند. در تبیین این یافته می‌توان گفت، نحوه ارتباط افراد با خود احتمالاً منعکس‌کننده روابط آنها با مراقبان اولیه است. از این منظر، افرادی که از سوی مراقبان اصلی خود واکنش‌های غیرقابل‌پیش‌بینی تجربه کرده‌اند احتمال بیشتری دارد که درگیر خود انتقادی شوند، درنتیجه سطوح پایین‌تری از شفقت به خود را نشان می‌دهند (نف و مک گیهی، ۲۰۱۰). به‌عبارت‌دیگر رفتار حمایتی والدین و درنتیجه دلبستگی ایمن می‌تواند منجر به شکل‌گیری سطوح بالایی از شفقت به خود در فرد گردد (لاترن و همکاران، ۲۰۲۱). از سوی دیگر طبق پژوهش‌های پیشین، افراد خود شفقت ورز به دلیل آگاهی بدون قضاوت در مورد افکار و احساسات خود، به احتمال بیشتری از راهبردهای تنظیم هیجان سازگار بهره می‌برند (ویزنر و خوری، ۲۰۲۲؛ گارنفسکی و کرایج[6]، ۲۰۱۹). آنها کمتر بر پریشانی خود تمرکز دارند پس کمتر در مورد مشکلات خود نشخوار ذهنی می‌کنند (نف و گرمر، ۲۰۱۸)، بدین ترتیب شفقت به خود می‌تواند استفاده از راهبردهای تنظیم هیجان متمرکز بر تغییر مانند ارزیابی مجدد شناختی را پیش‌بینی کند (دورلی و همکاران، ۲۰۲۲) و همچنین، باعث تمرکز بر برنامه‌ریزی و تمرکز مجدد مثبت و در کل، پذیرش در فرد گردد. بعلاوه افراد خود شفقت ورز بیشتر نگاه از دیدگاه همه‌جانبه را پیشه خود می‌کنند. این مؤلفه خود شفقت ورزی، بسیار شبیه راهبرد تنظیم هیجان اتخاذ دیدگاه است. درواقع این افراد وقتی شرایط زندگی سخت و دشوار می‌شود، فعالانه به خود دلداری و آرامش می‌دهند و این درست همان زمانی است که به تنظیم هیجان نیاز دارند. بنابراین، منجر به تنظیم هیجانات به روش سازش یافته در آنان می‌گردد. (نف و گرمر، ۲۰۱۸). در نتیجه نقش واسطه‌ای شفقت به خود در رابطه بین سبک دلبستگی اضطرابی و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان منطقی به نظر می‌رسد.

1 Gilbert
2 Geller
3 Ding & Xu
4 Brophy
5 Dragan
6 Garnefski & Kraaij

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

در مجموع، از یافته‌های این پژوهش چنین بر می‌آید که دلبستگی اضطرابی در افراد، از طریق اثر گذاری منفی بر میزان تجربه شفقت به خود، منجر به استفاده بیشتر از راهبرد های تنظیم شناختی هیجان سازش نایافته و استفاده کمتر از راهبرد های تنظیم شناختی هیجان سازش یافته می گردد.

در پایان، به محدودیت‌های پژوهش حاضر و پیشنهادات متعاقب آن پرداخته می‌شود. ابتدا، در این پژوهش به دلیل شیوع ویروس کرونا داده ها از طریق فضای مجازی جمع آوری شدند در نتیجه تنها افرادی که به اینترنت دسترسی داشته و از فضای مجازی استفاده می کردند، وارد پژوهش شدند. به عبارتی در این پژوهش از روش نمونه گیری در دسترس استفاده شد. علاوه بر این، نمونه این پژوهش محدود به شهر تهران بوده است. بر این اساس پیشنهاد می شود در پژوهش های آتی افرادی که از فضای مجازی استفاده نمی کنند نیز وارد پژوهش شوند. به علاوه پیشنهاد می شود از روش نمونه گیری تصادفی استفاده گردد و پژوهش در سایر شهر ها تکرار شود.

منابع

اخوان عبیری، ف.، شعیری، م.، و غلامی فشارکی، م. (۱۳۹۷). روابط ساختاری سبک دلبستگی با پریشانی روان شناختی: نقش واسطه‌ای تنظیم شناختی هیجان. *روان شناسی بالینی*، ۱۰(۳)، ۶۳-۷۶. doi: 10.22075/jcp.2019.15976.1528

بشارت، م.، و بزازیان، س. (۱۳۹۳). بررسی ویژگی های روانسنجی پرسشنامه تنظیم شناختی هیجان در نمونه ای از جامعه ایرانی. *فصلنامه پیشرفت در پرستاری و مامایی*. ۲۴(۸۴). ۶۱-۷۰. magiran.com/p1332176

پاکدامن، ش. (۱۳۸۰). بررسی ارتباط بین دلبستگی و جامعه طلبی در نوجوانان. پایان نامه مقطع دکتری روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه تهران.

حسنی، ج. (۱۳۹۰). بررسی اعتبار و روایی فرم کوتاه پرسشنامه نظم جویی شناختی هیجان، *تحقیقات علوم رفتاری*، ۹(۴)،۲۲۹-۲۴۰. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=153288

حسین‌زاده تقوایی، م؛ لطفی‌کاشانی، ف؛ نوابی‌نژاد، ش؛ نورانی‌پور، ر. (۱۳۸۸). اثربخشی درمان متمرکز بر هیجان در تغییر سبک دلبستگی همسران، مجله اندیشه و رفتار، ۱۴(۴). ۱۱-۱۸. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=127409

خسروی، ص.، صادقی، م.، و یابنده، م. (۱۳۹۲). کفایت روانسنجی مقیاس شفقت خود (SCS). *فصلنامه علمی - پژوهشی روشها و مدلهای روانشناختی*. ۴(۱۳). ۴۷-۵۹. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=213541

دهقان، م.، حسنی، ج.، و شریفی، پ. (۱۳۹۸). رابطه میان سبک‌های دلبستگی و مشکلات بین فردی در افراد بزهکار: نقش واسطه‌ای نظم جویی شناختی هیجانی و حل مسئله اجتماعی. *مطالعات روان‌شناختی*، ۱۵(۲)، ۶۱-۷۸. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=487469

فرهادی، م.، محققی، ح.، و نسانی مقدم، ب. (۱۳۹۹). رابطه بین سبکهای دلبستگی با مشکلات بین شخصی دانشجویان: نقش میانجی هوش هیجانی. *مجله علوم پزشکی رازی*، ۲۷(۱)، ۷۳-۸۴. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=540783

محمدی، ح.، و فولادچنگ، م. (۱۳۹۷). نقش واسطه‌ای سبک‌های پردازش هویت در رابطه بین سبک‌های دلبستگی و راهبردهای تنظیم شناختی هیجان. *مجله روانشناسی*، ۲۲(۳)، ۳۰۸-۳۲۵. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=508639

مؤمنی، ف؛ شهیدی، ش.، موتابی، ف.، و حیدری، م. (۱۳۹۲). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس خود شفقت ورزی(SCS)، *روانشناسی معاصر*، ۸(۲)، ۲۷-۴۰. https://www.sid.ir/fa/journal/ViewPaper.aspx?id=218026

نسائیان، ع.، و اسدی گندمانی، ر. (۱۳۹۷). پیش‌بینی تنظیم هیجان بر اساس سبک‌های دلبستگی و سبک‌های فرزند پروری ادراک شده در نوجوانان. *نشریه پرستاری کودکان*. ۵(۱)، ۱-۶. http://jpen.ir/article-%DB%B1-%DB%B2%DB%B7%DB%B4-fa.html

Barnicot, K., & Crawford, M. (2019). Dialectical behaviour therapy v. mentalisation-based therapy for borderline personality disorder. *Psychological Medicine*, 49(12), 2060-2068. https://doi.org/10.1017/s0033291718002878

Beauchaine, T. P. (2015). Future directions in emotion dysregulation and youth psychopathology. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 44(5), 875-896. http://dx.doi.org/10.1080/15374416.2015.1038827

Beduna, K. N., & Perrone-McGovern, K. M. (2019). Recalled childhood bullying victimization and shame in adulthood: The influence of attachment security, self-compassion, and emotion regulation. *Traumatology*, 25(1), 21. http://dx.doi.org/10.1037/trm0000162

Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological methods & research*, *16*(1), 78-117.

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

Berking, M., Eichler, E., Luhmann, M., Diedrich, A., Hiller, W., & Rief, W. (2019). Affect regulation training reduces symptom severity in depression–A randomized controlled trial. *PloS one*, 14(8), e0220436. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0220436

Brenning, K. M., & Braet, C. (2013). The emotion regulation model of attachment: An emotion-specific approach. *Personal Relationships*, 20(1), 107-123. https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/j.1475-6811.2012.01399.x

Brophy, K., Brähler, E., Hinz, A., Schmidt, S., & Körner, A. (2020). The role of self-compassion in the relationship between attachment, depression, and quality of life. *Journal of affective disorders*, 260, 45-52. https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.08.066

Clear, S. J., Gardner, A. A., Webb, H. J., & Zimmer-Gembeck, M. J. (2020). Common and distinct correlates of depression, anxiety, and aggression: Attachment and emotion regulation of sadness and anger. *Journal of Adult Development*, 27(3), 181-191. https://doi.org/10.1007/s10804-019-09333-0

Collins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. *Journal of personality and social psychology*, 58(4), 644. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.58.4.644

Ding, N., & Xu, Z. (2021). Attachment, self-esteem, and subjective well-being among people in China aged 50 and over: The role of self-compassion. *Social Behavior and Personality: an international journal*. https://psycnet.apa.org/doi/10.2224/sbp.10160

Doorley, J. D., Kashdan, T. B., Weppner, C. H., & Glass, C. R. (2022). The effects of self-compassion on daily emotion regulation and performance rebound among college athletes: Comparisons with confidence, grit, and hope. *Psychology of Sport and Exercise*, 58, 102081. https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2021.102081

Dragan, N., Kamptner, L., & Riggs, M. (2021). The Impact of the Early Caregiving Environment on Self-Compassion: the Mediating Effects of Emotion Regulation and Shame. *Mindfulness*, 1-11. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12671-021-01634-4

Finlay-Jones, A. L. (2017). The relevance of self-compassion as an intervention target in mood and anxiety disorders: A narrative review based on an emotion regulation framework. *Clinical Psychologist*, 21(2), 90-103. https://doi.org/10.1111/cp.12131

Finlay-Jones, A. L., Rees, C. S., & Kane, R. T. (2015). Self-compassion, emotion regulation and stress among Australian psychologists: Testing an emotion regulation model of self-compassion using structural equation modeling. *PloS one*, 10(7), e0133481. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0133481

Fonagy, P., & Bateman, A. W. (2016). Adversity, attachment, and mentalizing. *Comprehensive psychiatry*, 64, 59-66. https://doi.org/10.1016/j.comppsych.2015.11.006

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

Gardner, A. A., Zimmer-Gembeck, M. J., & Campbell, S. M. (2020). Attachment and emotion regulation: A person-centred examination and relations with coping with rejection, friendship closeness, and emotional adjustment. *British Journal of Developmental Psychology*, 38(1), 125-143. https://doi.org/10.1111/bjdp.12310

Garnefski, N., & Kraaij, V. (2006). Cognitive emotion regulation questionnaire–development of a short 18-item version (CERQ-short). *Personality and individual differences*, 41(6), 1045-1053. https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.04.010

Garnefski, N., & Kraaij, V. (2019). The Self-Compassionate Coping Measure (4 items): Psychometric features and relationships with depression and anxiety in adults. *Advances in Health and Behavior*, 2(2), 75-78. https://doi.org/10.25082/AHB.2019.02.001

Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual differences*, 30(8), 1311-1327. https://doi.org/10.25082/AHB.2019.02.001

Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2002). Manual for the use of the Cognitive Emotion Regulation Questionnaire. Leiderdorp, The Netherlands: DATEC. https://psycnet.apa.org/doi/10.1027/1015-5759.23.3.141

Geller, S., Handelzalts, J. E., Levy, S., Barron, D., & Swami, V. (2021). Self-compassion mediates the relationship between attachment anxiety and body appreciation in women and men: Evidence from Israel. *Personality and Individual Differences*, 179, 110912. https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.110912

Gilbert, P. (2010). An introduction to compassion focused therapy in cognitive behavior therapy. *International Journal of Cognitive Therapy*, 3(2), 97-112. https://doi.org/10.1521/ijct.2010.3.2.97

Greenberg, L. S. (2019). Theory of functioning in emotion-focused therapy.

Heshmati, R., Zemestani, M., & Vujanovic, A. (2021). Associations of childhood maltreatment and attachment styles with romantic breakup grief severity: the role of emotional suppression. *Journal of interpersonal violence*, 0886260521997438. https://doi.org/10.1177%2F0886260521997438

Homan, K. J. (2018). Secure attachment and eudaimonic well-being in late adulthood: The mediating role of self-compassion. *Aging & mental health*, 22(3), 363-370. https://doi.org/10.1080/13607863.2016.1254597

Huynh, T., Phillips, E., & Brock, R. L. (2021). Self-compassion mediates the link between attachment security and intimate relationship quality for couples navigating pregnancy. *Family Process*. https://doi.org/10.1111/famp.12692

Kline, R. B. (2015). Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford publications.

Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford publications.

Lathren, C. R., Rao, S. S., Park, J., & Bluth, K. (2021). Self-compassion and current close interpersonal relationships: A scoping literature review. *Mindfulness*, 12(5), 1078-1093. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12671-020-01566-5

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

Martin, C. G., Roos, L. E., Zalewski, M., & Cummins, N. (2017). A dialectical behavior therapy skills group case study on mothers with severe emotion dysregulation. *Cognitive and Behavioral Practice*, 24(4), 405-415. https://doi.org/10.1016/j.cbpra.2016.08.002

Mikulincer, M., & Doron, G. (2016). Adult attachment and self-related processes. Cambridge: Cambridge University Press.

Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2016). Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change, edn 2. New York: Guilford Press.

Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2019). Attachment orientations and emotion regulation. *Current Opinion in Psychology*, 25, 6-10. https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.006

Murray, C. V., Jacobs, J. I. L., Rock, A. J., & Clark, G. I. (2021). Attachment style, thought suppression, self-compassion and depression: Testing a serial mediation model. *Plos one*, 16(1), e0245056. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0245056

Navarro, J., Dolores Vara, M., Cebolla, A., & Banos, R. M. (2018). Psychometric validation of the emotional regulation questionnaire (ERQ-CA) in adolescent population. *REVISTA DE PSICOLOGIA CLINICA CON NINOS Y ADOLESCENTES*, 5(1), 9-15. https://psycnet.apa.org/doi/10.21134/rpcna.2018.05.1.1

Neacsiu, A. D., Lungu, A., Harned, M. S., Rizvi, S. L., & Linehan, M. M. (2014). Impact of dialectical behavior therapy versus community treatment by experts on emotional experience, expression, and acceptance in borderline personality disorder. *Behaviour research and therapy*, 53, 47-54. https://doi.org/10.1016/j.brat.2013.12.004

Neff, K. (2003a). Self-compassion: An alternative conceptualization of a healthy attitude toward oneself. *Self and identity*, 2(2), 85-101. https://doi.org/10.1080/15298860309032

Neff, K. D. (2003b). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and identity*, 2(3), 223-250. https://doi.org/10.1080/15298860309027

Neff, K. D., & McGehee, P. (2010). Self-compassion and psychological resilience among adolescents and young adults. *Self and identity*, 9(3), 225-240. https://doi.org/10.1080/15298860902979307

Neff, K., & Germer, C. (2018). The Mindful Self-Compassion Workbook: A Proven Way to Accept Yourself, Build Inner Strength, and Thriveÿ ÿ. Guilford Publications.

Ozeren, G. S. (2021). The correlation between emotion regulation and attachment styles in undergraduates. Perspectives in Psychiatric Care.

Parada-Fernández, P., Herrero-Fernández, D., Oliva-Macías, M., & Rohwer, H. (2021). Analysis of the mediating effect of mentalization on the relationship between attachment styles and emotion dysregulation. *Scandinavian Journal of Psychology*, 62(3), 312-320. https://doi.org/10.1111/sjop.12717

Pepping, C. A., Davis, P. J., O'Donovan, A., & Pal, J. (2015). Individual differences in self-compassion: The role of attachment and experiences of parenting in childhood. *Self and Identity*, 14(1), 104-117. https://doi.org/10.1080/15298868.2014.955050

Quinlan, H. M., Hadden, K. L., & Storey, D. P. (2021). The Relationship Between Self-Compassion, Childhood Maltreatment and Attachment Orientation In High-Risk Adolescents. *Youth & Society*, 0044118X211002857. https://doi.org/10.1177%2F0044118X211002857

Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2008). *An introduction to applied multivariate analysis*. New York: Routledge.

Schumacker, E., & Lomax, G. (2010). A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling. 4th edtn. New York: Routledge.

Scoglio, A. A., Rudat, D. A., Garvert, D., Jarmolowski, M., Jackson, C., & Herman, J. L. (2018). Self-compassion and responses to trauma: The role of emotion regulation. *Journal of interpersonal violence*, 33(13), 2016-2036. https://doi.org/10.1177%2F0886260515622296

Stevenson, J. C., Millings, A., & Emerson, L. M. (2019). Psychological well-being and coping: The predictive value of adult attachment, dispositional mindfulness, and emotion regulation. *Mindfulness*, 10(2), 256-271. https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s12671-018-0970-8

Strathearn, L., Fonagy, P., Amico, J., & Montague, P. R. (2009). Adult attachment predicts maternal brain and oxytocin response to infant cues. Neuropsychopharmacology, 34(13), 2655-2666. https://doi.org/10.1038/npp.2009.103

Teixeira, A., Silva, E., Tavares, D., & Freire, T. (2015). Portuguese validation of the Emotion Regulation Questionnaire for Children and Adolescents (ERQ-CA): relations with self-esteem and life satisfaction. C*hild Indicators Research*, 8(3), 605-621. https://doi.org/10.1007/s12187-014-9266-2

Wisener, M., & Khoury, B. (2022). Which emotion-regulation strategies explain the relationship between dispositional mindfulness, self-compassion, and eating to cope?. *Appetite*, 105912. https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.105912

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]
[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]

[Downloaded from frooyesh.ir on 2025-09-04]

[DOR: 20.1001.1.2383353.1401.11.5.12.7]