

دلبستگی و احساس تنهایی: نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نیافته اولیه

Attachment and Feel Loneliness:
The Mediating Role of Early Maladaptive Schemas

Marziye Dalir Fardoee
MA in Clinical Psychology
Islamic Azad University
Tehran-South Branch

Mehrnaz Ahmadi, PhD
Islamic Azad University
Tehran-South Branch

مه‌رناز احمدی*
استادیار گروه روان‌شناسی
دانشگاه آزاد اسلامی
واحد تهران-جنوب

مرضیه دلیر فردوئی
کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی
دانشگاه آزاد اسلامی
واحد تهران-جنوب

چکیده

هدف این پژوهش بررسی نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نیافته در رابطه بین دلبستگی و احساس تنهایی در دختران نوجوان بود. روش پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. به این منظور ۴۱۵ دانش‌آموز دختر پایه نهم تا دوازدهم متوسطه در سال تحصیلی ۹۶-۹۷ با روش نمونه‌برداری دردسترس انتخاب شدند و به مقیاس احساس تنهایی یو. سی. ال. ای (نسخه سوم) (راسل، ۱۹۹۶)، پرسشنامه دلبستگی تجربه‌های روابط نزدیک - ساختارهای رابطه (فدرندنابارک و ادیتیک، ۲۰۱۴) و پرسشنامه طرحواره یانگ - نسخه کوتاه (یانگ و براون، ۱۹۹۹) پاسخ دادند. داده‌ها با استفاده از آزمون تحلیل مسیر، تحلیل شد. نتایج نشان داد که الگوی نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نیافته اولیه در رابطه دلبستگی و احساس تنهایی با داده‌ها برازش مطلوب دارد. اثر مستقیم دلبستگی اجتنابی بر طرحواره‌های بریدگی و طرد، دیگر جهت‌مندی، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری و محدودیت‌های مختل، مثبت معنادار است؛ اما اثر مستقیم دلبستگی اجتنابی بر طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل، معنادار نیست. افزون بر آن، اثر مستقیم دلبستگی اضطرابی بر طرحواره‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل دیگر جهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری، مثبت معنادار است؛ اما اثر مستقیم دلبستگی اضطرابی بر طرحواره محدودیت مختل، معنادار نیست. همچنین، اثر مستقیم دلبستگی اجتنابی و دلبستگی اضطرابی و طرحواره‌های بریدگی و طرد و گوش‌به‌زنگی بیش از حد بازداری بر احساس تنهایی، مثبت معنادار و اثر مستقیم طرحواره دیگر جهت‌مندی بر احساس تنهایی، منفی معنادار است؛ اما اثر مستقیم طرحواره‌های خودگردانی و عملکرد مختل و محدودیت‌های مختل بر احساس تنهایی، معنادار نیست. این یافته‌ها نشان می‌دهد که طرحواره‌های سازش‌نیافته اولیه بریدگی و طرد، گوش‌به‌زنگی بیش از حد بازداری و محدودیت مختل در رابطه دلبستگی و احساس تنهایی نقش واسطه‌ای دارند.

واژه‌های کلیدی: طرحواره‌های سازش‌نیافته اولیه، دلبستگی، احساس تنهایی

Abstract

The aim of this study was to investigate the mediating role of maladaptive schemas in the relationship between attachment and loneliness in female adolescents. The study design was correlational. 415 Ninth to twelfth grades students were selected by in access sampling method. The participants completed the Loneliness Scale-version 3 (Russell, 1996), Experiences in Close-relationship Structures Questionnaire (FeddemDonbaek & Elklit, 2014) and Short Form of Young Schema Questionnaire (Young & Brown, 1999). Data were analyzed by path analysis method. Results confirmed the mediating role of maladaptive schemas in the relationship between attachment and loneliness. Results also indicated the significant positive effect of avoidant attachment on disconnection, other-directedness, over vigilance/inhibition and impaired limit schemas. The direct effect of avoidant attachment on impaired schema was not significant. The direct effect of anxious attachment on disconnection, impaired performance, other-directedness, and over vigilance/inhibition schemas was positive. However, the direct effect of anxious attachment on the impaired limit was not significant. In addition, the direct effect of avoidant and anxious attachment and disconnection, over vigilance/inhibition on loneliness was positive; and the direct effect of other-directedness scheme on loneliness was negative. The direct effect of impaired performance and impaired limit on loneliness was not significant. Findings suggest that disconnection, over vigilance/inhibition and other-directedness schemas had a mediating role between attachment and loneliness relation.

Keywords: maladaptive schemas, attachment, loneliness

received: 21 January 2019

accepted: 23 June 2019

Contact information: m_ahmadi@azad.ac.ir

دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۱

پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۰۲

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته روان‌شناسی بالینی است.

بزهکاری و رفتارهای خودتخریبی دارد. در هر دو گروه کودکان و بزرگسالان نیز، احساس تنهایی اغلب بر یادگیری و حافظه، الگوی خواب و توانایی در عملکرد زندگی روزانه افراد تأثیرهای منفی و مخربی دارد (رایس، ردموند و هافمن، ۲۰۰۶).

بنا بر نظریه ویس (۱۹۷۳)، مناسبت‌های اجتماعی برخی از نیازهای اساسی انسان را برطرف می‌کنند. از عمده‌ترین نیازهای اجتماعی انسان، دلبستگی نزدیک به شخص دیگر و توحید یافتگی پر معنا^۹ به گروه اجتماعی است، به طوری که فقدان هر کدام از آن‌ها می‌تواند موجب احساس تنهایی شود. بر اساس نظریه دلبستگی، طی سال‌های اولیه تحول، افراد برحسب تجربه‌های خود با چهره‌های دلبستگی و تعامل با جهان مادی، الگوهای فعال درونی خود را به وجود می‌آورند و فرد به کمک همین الگوها، وقایع را ادراک می‌کند (هازان و شیور، ۱۹۸۷).

پژوهش فوجیموری، هایشی، فوجیویر و ماتسوساکا (۲۰۱۷) نشان داد که دلبستگی پیش‌بینی‌کننده احساس تنهایی است و نداشتن دلبستگی نزدیک، فرد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. احساس تنهایی هیجانی بیشتر در افرادی مشاهده می‌شود که اضطراب دلبستگی بالا درباره رهاشدگی یا الگوی خود منفی^{۱۰} دارند. در نتیجه، دلبستگی نقشی تعیین‌کننده در ایجاد احساس تنهایی هیجانی دارد و عضویت نداشتن در گروه موجب می‌شود تا افراد از جامعه بزرگ‌تر ناراضی شوند و احساس تنهایی اجتماعی کنند. برلین، کسیدی و بلسکی (۱۹۹۵) اعتقاد دارند، چنانچه مراقبت از کودک با حساسیت همراه نشود، دلبستگی ناایمن^{۱۱} در کودک شکل می‌گیرد و الگوهای فعال درونی او از دیگران به عنوان افرادی دست‌نایافتنی و اعتمادناپذیر خواهد بود. چنین کودکی خود را شایسته دریافت مراقبت توأم با حساسیت در نظر نمی‌گیرد. این ادراک ناسالم، مانع از شکل‌گیری روابط بین فردی حمایت‌کننده است و کودک را در معرض خطر مشکل‌های عاطفی-اجتماعی از جمله احساس تنهایی قرار می‌دهند. در واقع، افراد دلبسته ناایمن، احساس تنهایی را به شکل پایدارتری تجربه می‌کنند و چون احساس تنهایی مزمن ریشه در دوران کودکی و فرایند دلبستگی

در وضع کنونی تأکید روزافزون بر فردیت، افراد بیشتری را نسبت به احساس تنهایی آسیب‌پذیر کرده است و این امر لزوم توجه هر چه بیشتر به این حالت روانی را برجسته می‌سازد (اسمیت و سرمت، ۱۹۸۳). احساس تنهایی تجربه ناخوشایندی است که در پاسخ به نارسایی‌های کمی یا کیفی در روابط اجتماعی ظاهر می‌شود (پرلمن و پپلو، ۱۹۸۱). این احساس به این دلیل اهمیت دارد که هم با حالت‌های هیجانی افراد و هم با فقر اجتماعی، رفتار و سلامتی در افراد بزرگسال، نوجوان و کودک همبسته است (کوآتر و دیگران، ۲۰۱۳). احساس تنهایی نوعی تنیدگی^۱ است که باعث خستگی جسمانی و روانی می‌شود. به اعتقاد وود^۲ (۱۹۸۶) نقل از رحیم‌زاده، (۱۳۹۰)، احساس‌های تداعی شده با احساس تنهایی، عدم وجود روابط اجتماعی مناسب را به فرد گوشزد می‌کنند. با توجه به اهمیت رضایت از ارتباط با دیگران در برابر تعداد این رابطه‌ها با دیگران، چنین افرادی برای پیوند با دیگران زمانی طولانی و پردردسر را سپری می‌کنند و به رغم این تلاش‌ها، قادر به تعامل با دیگران و برقراری دوستی صمیمانه با آن‌ها نیستند (کولیک و ریدستروم، ۲۰۱۵)؛ بنابراین، تنهایی زمانی تجربه می‌شود که تعامل‌های معنادار اجتماعی در زندگی فرد کم‌رنگ شوند یا از بین بروند. مرور پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که در تعریف و مفهوم‌سازی احساس تنهایی، تفاوت‌های نسبتاً چشمگیری بین صاحب‌نظران وجود دارد (رحیم‌زاده، بیات و اناری، ۱۳۸۸). روان‌تحلیل‌گران پس از فروید^۳ بر این باور بودند که احساس تنهایی از خوددوستداری^۴، خصومت^۵ کودکی، عدم رضای نیازهای کودکی (ریچمن^۶، ۱۹۵۹ نقل از رحیم‌زاده، ۱۳۹۰) و فقدان چهره‌های دلبستگی نخستین^۷ (بالبی^۸، ۱۹۸۲) نقل از دادستان، (۱۳۹۳) نشأت می‌گیرد. عوارض جسمانی و فیزیولوژیکی احساس تنهایی شامل تضعیف سرخ‌رگ‌ها و شریان‌ها، فشارخون بالا و عوارض ناشی از تنیدگی‌های مزمن مانند بیماری‌های قلبی و سکنه‌های مغزی است. همچنین، احساس تنهایی نقش مهمی در وابستگی به الکل، فقدان تعامل اجتماعی، اشکال ضداجتماعی،

1. stress
2. Wood, L. A.
3. Freud, S.
4. narcissism

5. hostility
6. Reichmann, F.
7. prime attachment
8. Bowlby, J.

9. meaningful integration
10. negative self
11. insecure attachment

فعال درونی ناکارآمدی هستند که پاسخ‌های کودکان به نمادهای دلبستگی و سبک‌های مقابله‌ای آن‌ها را جهت‌دهی می‌کنند. الگوهای فعال درونی، مانند طرحواره‌ها، بر توجه پردازش اطلاعات اثر می‌گذارند. اگر مادر، نیاز کودک به حمایت را بشناسد و هم‌زمان به نیاز استقلال کودک نیز توجه کند، کودک به یک الگوی فعال درونی دست می‌یابد که خود را فردی ارزشمند و توانمند ببیند. مادامی که مادر به تلاش کودک برای فراخوانی حمایت استقلال توجه نکند، در ذهن کودک، الگوی فعال درونی‌ای شکل می‌گیرد که نشانگر احساس بی‌ارزشی و بی‌کفایتی^{۱۲} اوست. کودکان با استفاده از الگوهای فعال درونی خود، رفتار نمادهای دلبستگی را پیش‌بینی می‌کنند و برای پاسخ‌دهی به آن‌ها آماده می‌شوند؛ بنابراین، نوع الگوهای فعال درونی که در ذهن آن‌ها ایجاد می‌شود، اهمیت زیادی دارد (دادستان، ۱۳۹۳). بر اساس پژوهش سامر و کازارلی (۲۰۰۴)، طرحواره بریدگی و طرد و محدودیت مختل با احساس تنهایی رابطه مثبت دارد. نتایج پژوهش منز، بریت و ولبربرکیون (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه می‌توانند رابطه بین ابعاد اضطرابی و اجتنابی دلبستگی و نشانه‌های آسیب‌شناسی روانی را تبیین کنند. بر اساس این پژوهش، طرحواره‌های بریدگی و طرد و دیگرجهت‌مندی در رابطه بین دلبستگی اضطرابی و آسیب‌شناسی روانی، و طرحواره بریدگی و طرد در رابطه بین دلبستگی اجتنابی و آسیب‌شناسی روانی نقش واسطه‌ای ایفا می‌کنند. روالوف، لی، روجدتین و لوبستول (۲۰۱۱) نیز با بررسی نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه در رابطه بین کیفیت دلبستگی و نشانه‌های افسردگی در نوجوانان نشان داده‌اند که بین طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه و کیفیت دلبستگی و افسردگی نوجوانان، همسالان و والدین آن‌ها، رابطه منفی وجود دارد.

در مجموع، سازه احساس تنهایی متأثر از کیفیت روابط دلبستگی و هر تجربه مهم دیگر در رابطه با والدین و محیط است که تحت تأثیر حالت‌های اجتماعی، دلبستگی نزدیک به شخص دیگر و طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه در سال‌های اولیه زندگی،

زودرس دارد، عواطف منفی نیرومندی دارند و در مقایسه با افرادی که احساس تنهایی نمی‌کنند، از روابط اجتماعی خود ناراضی هستند (حجت، برنشتاین و شاپوریان، ۱۹۹۰؛ ون باسکرک و دوک، ۱۹۹۱). شواهد پژوهشی نشان می‌دهد که دلبستگی نایمن با سطوح بالای اختلال‌های هیجانی از جمله تنهایی در دوره جوانی همراه است (بروماریو و کرنز، ۲۰۱۰). پژوهش‌ها نیز نشان می‌دهد بین دلبستگی نایمن و احساس تنهایی رابطه مثبت و بین دلبستگی ایمن و احساس تنهایی رابطه منفی وجود دارد (آکدوگان، ۲۰۱۷؛ وارقس و پیستول، ۲۰۱۷؛ ویلر، ۲۰۱۵). پژوهش احدی (۱۳۸۸) نشان داده است که سبک دلبستگی ایمن و سبک دلبستگی اجتنابی با افزایش حرمت خود و کاهش احساس تنهایی، و سبک دلبستگی مضطرب دوسوگرا با کاهش حرمت خود و افزایش احساس تنهایی همراه است.

از زیربناهای نظری دیگر احساس تنهایی، روی‌آورد شناختی^۱ است که بر جنبه‌های فاعلی^۲ احساس تنهایی تأکید دارد. طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه^۳ مفاهیمی روان‌شناختی شامل باورهایی در مورد خود، دنیا و افراد دیگر هستند (یانگ، کلوسکو و ویشار، ۱۳۸۶/۲۰۰۳). این طرحواره‌ها که در سال‌های اولیه زندگی و در اثر تعامل عواملی مانند سبک‌های والدگری^۴، کیفیت روابط دلبستگی یا هر تجربه مهم دیگری تحول یافته‌اند (وانورسیجک، بروئرسن و نادورت، ۲۰۱۵)، در رابطه با پنج تکلیف تحولی اساسی به‌وجود می‌آیند و فرد از همان آغاز کودکی باید در طی تحول خود این تکالیف را در رابطه با والدین و محیط، با موفقیت پشت سر بگذارد (رافائلی، برنشتاین و یانگ، ۲۰۱۱). این پنج حوزه عبارت‌اند از: بریدگی و طرد^۵، عملکرد مختل^۶، محدودیت مختل^۷، دیگرجهت‌مندی^۸، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری^۹. هنگامی که این طرحواره‌ها فعال می‌شوند، افراد سطح بالایی از مشکلات روان‌شناختی مانند اضطراب، افسردگی، نگرانی^{۱۰} و خشم^{۱۱} را تجربه می‌کنند (یانگ، ۱۹۹۹). تأکید بالبی (۱۹۷۳) بر الگوی فعال درونی با تأکید بر طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه همپوشانی زیادی دارد. طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه، الگوهای

1. cognitive approach
 2. subjective
 3. early maladaptive schemas
 4. parenting styles

5. disconnection and rejection
 6. impaired performance
 7. impaired limit
 8. other-directedness

9. overvigilance and inhibition
 10. worry
 11. anger
 12. incompetence

راسل^۳ (۱۹۸۰ نقل از رحیم‌زاده، ۱۳۹۰) ضریب همسانی درونی مقیاس احساس تنهایی را برابر با ۰/۹۴ و هرمن (۲۰۰۵) برابر با ۰/۹۳ گزارش کرد. حجت (۱۹۸۲) ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس تجدیدنظر شده احساس تنهایی را در دانشجویان ایرانی مقیم آمریکا و ایران بررسی کرد و ضریب آلفا را به ترتیب برابر با ۰/۸۹ و ۰/۸۸ به دست آورد. نتایج تحلیل عاملی ابزار با دانشجویان مقیم آمریکا بیانگر چهار عامل انزوا و کناره‌گیری، ارتباط با مردم، اشتراک با دیگران و فقدان شخص صمیمی بود که در دانشجویان مقیم ایران، عامل جامعه‌طلبی^۴ به عنوان عامل پنجم به آن‌ها اضافه شد. داورپناه (۱۳۷۳) ضریب همسانی درونی این ابزار را برابر با ۰/۷۸ به دست آورد. ضرایب آلفای کرونباخ این ابزار نیز در پژوهش دهشیری، برجعلی، شیخی و حبیبی (۱۳۸۷) در بازه ۰/۷۵ و ۰/۸۸ و در پژوهش رحیم‌زاده (۱۳۹۰) برابر ۰/۹۱ گزارش شده است.

در این پژوهش، ضریب اعتبار مقیاس احساس تنهایی با روش آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۷ به دست آمد.

پرسشنامه تجربه‌های روابط نزدیک-ساختارهای رابطه^۵
 (فردرندبارک و ادیتیک، ۲۰۱۴). این پرسشنامه ۹ ماده‌ای از موارد تجربه‌های روابط نزدیک-تجدیدنظرشده (فرلی، والر و برن، ۲۰۰۰) مشتق شد که ارزیابی مختصر و قابل اعتمادی از دو بعد اضطراب و اجتناب وابسته به دلبستگی در ارتباط با پدر، مادر، رابطه عاشقانه، و بهترین دوست را فراهم می‌کند (موریرا، مارتینز، گوویا^۶ و کاناوارو^۷، ۲۰۱۵ نقل از غفاریان، ۱۳۹۶)؛ بنابراین فراتر از تفکر سنتی که تنها روی روابط عاشقانه متمرکز بود، حرکت می‌کند. این ابزار به منظور به دست آوردن الگوی دلبستگی در روابط نزدیک طراحی شده است، دارای دو بعد اجتناب (ماده ۱ تا ۶) و اضطراب (ماده ۷ تا ۹) است و در طیف لیکرت هفت‌درجه‌ای از ۱ (به شدت مخالف) تا ۷ (به شدت موافق) نمره‌گذاری می‌شود. نمره نهایی برای بعد اجتناب (۶ تا ۴۲) و نمره نهایی برای بعد اضطراب (۳ تا ۲۱) به صورت جداگانه در نظر گرفته می‌شود.

دستخوش تغییرات زیادی می‌شود. از این رو، مسئله اساسی این پژوهش بررسی مدلی است که در آن دلبستگی به عنوان متغیر برون‌زا، طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه به عنوان متغیر واسطه‌ای و احساس تنهایی به عنوان متغیر درون‌زا بررسی شود. با توجه به مدل پیشنهادی (شکل ۱)، فرضیه این پژوهش عبارت است از طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه در رابطه بین دلبستگی و احساس تنهایی، نقش واسطه‌ای دارد.

روش

روش این پژوهش توصیفی از نوع همبستگی بود. جامعه آماری شامل دانش‌آموزان دختر ۱۵ تا ۱۸ ساله پایه‌های نهم تا دوازدهم متوسطه منطقه ۱۱ شهر تهران بود که در سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶ مشغول به تحصیل بودند. در این پژوهش حجم نمونه آماری، بنابر توصیه کلاین (۲۰۱۰) برای تحلیل مسیر چهار برابر ماده‌های ابزارهای پژوهش، ۴۱۶ نفر تعیین شد. نمونه‌برداری با روش دردسترس انجام شد. بدین صورت که به دبیرستان‌های دوره‌های نهم تا دوازدهم متوسطه منطقه ۱۱ آموزش و پرورش که مدیران آن‌ها اعلام همکاری کردند، مراجعه شد و پرسشنامه‌ها به صورت گروهی در بین دانش‌آموزان توزیع شد. پس از آموزش درباره چگونگی تکمیل پرسشنامه‌های پژوهش، دانش‌آموزان به تکمیل پرسشنامه‌ها پرداختند.

مقیاس احساس تنهایی یو.سی.ال.ای (نسخه سوم)^۱
 (راسل، ۱۹۹۶). این ابزار تنها مقیاس رایج تک‌بعدی^۲ احساس تنهایی است که نارضایتی فرد از روابط اجتماعی را در دو بعد فقدان روابط صمیمانه و فقدان روابط اجتماعی اندازه می‌گیرد. این مقیاس خودگزارش دهی ۲۰ ماده (۱۰ ماده منفی در جهت احساس تنهایی و ۱۰ ماده مثبت جهت عدم احساس تنهایی) دارد و آزمودنی مقدار انطباق هر یک از ماده‌ها را با حالت‌های خود در یک طیف لیکرت چهار درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۴ (اغلب) مشخص می‌کند. حداقل نمره که نشانگر نبود احساس تنهایی است ۲۰ و حداکثر نمره ۸۰ است.

1. University of California at Los Angeles (UCLA) Loneliness Scale (Version 3)
 2. unidimensional
 3. Russell, D. W.

4. sociability
 5. Experiences in Close-Relationship Structures Questionnaire (ECR-RS)
 6. Martins, H.

7. Martins, T.
 8. Gouveia, M. J.
 9. Canavarro, M. C.

طرحواره وابستگی/بی‌کفایتی^{۱۳} (ماده ۳۱ تا ۳۵)، طرحواره آسیب‌پذیری در برابر ضرر بیماری^{۱۴} (ماده ۳۶ تا ۴۰)، طرحواره گرفتار/خویشتن تحول‌نیافته^{۱۵} (ماده ۴۱ تا ۴۵)، طرحواره اطاعت^{۱۶} (ماده ۴۶ تا ۵۰)، طرحواره ایثار^{۱۷} (ماده ۵۱ تا ۵۵)، طرحواره بازداری هیجانی^{۱۸} (ماده ۵۶ تا ۶۰)، طرحواره معیارهای سرسختانه^{۱۹} (ماده ۶۱ تا ۶۵)، طرحواره استحقاق/بزرگ‌منشی^{۲۰} (ماده ۶۶ تا ۷۰) و طرحواره خویشتن‌داری/خودانضباطی ناکافی^{۲۱} (ماده ۷۱ تا ۷۵). چنانچه میانگین نمره فرد در هر ۵ ماده بالاتر از ۳ باشد آن طرحواره سازش‌نیافته خواهد بود.

روایی و اعتبار این ابزار توسط یانگ و براون (۱۹۹۴) تأیید شده است. در پژوهش اسمیت و دیگران (۱۹۹۵) نیز که به منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه طرحواره یانگ انجام شد، ضریب آلفای کرونباخ طرحواره‌های سازش‌نیافته اولیه، از ۰/۸۳ (طرحواره خود تحول‌نیافته/گرفتار) تا ۰/۹۶ (طرحواره نقص/شرم) و ضریب بازآزمایی در جمعیت غیربالینی، بین ۰/۵۰ تا ۰/۸۲ به‌دست آمد. همچنین در پژوهش والر، میر و اهانیان (۲۰۰۱) همسانی درونی مقیاس ۰/۹۶، همسانی درونی تمامی زیرمقیاس‌ها ۰/۸۸ و اعتبار بازآزمایی زیرمقیاس‌ها بین ۰/۵ تا ۰/۸۲ و در پژوهش یانگ، نورمن و توماس (۱۹۹۵) نقل از یوسفی، اعتمادی، فاتحی‌زاده، بهرامی و احمدی، (۱۳۸۹) همسانی درونی و ضریب بازآزمایی ابزار به‌ترتیب برابر ۰/۹۵ و ۰/۸۱ گزارش شد. آهی (۱۳۸۵) همسانی درونی این پرسشنامه را با روش آلفای کرونباخ در زنان و مردان به‌ترتیب برابر ۰/۹۷ و ۰/۹۸ و صدوقی، آگیلاروفایی و رسول‌زاده طباطبایی (۱۳۸۷) همسانی درونی زیرمقیاس‌ها را بین ۰/۶۲ تا ۰/۹۰ و نمره کل مقیاس را برابر ۰/۹۴ به‌دست آوردند. یوسفی و دیگران (۱۳۸۹) نیز اعتبار ابزار را با روش آلفای کرونباخ و دونیمه‌کردن به‌ترتیب برابر ۰/۹۱ و ۰/۸۶ و آلفای کرونباخ مربوط به عامل انزوای اجتماعی/یگانگی و عامل خویشتن‌داری ناکافی/خودانضباطی

در پژوهش فدرندانبارک^۱ و ادیتیک^۲ (۲۰۱۴) نقل از غفاریان، (۱۳۹۶) ضریب اعتبار پرسشنامه تجربه‌های روابط نزدیک‌ساختارهای رابطه را با روش آلفای کرونباخ برای دو بعد اجتناب و اضطراب به‌ترتیب برابر ۰/۸۱ و ۰/۸۶ و در پژوهش موریرا و دیگران (۲۰۱۵) به‌ترتیب برابر ۰/۸۸ و ۰/۹۱ گزارش شد. نتایج پژوهش پورآوری، قنبری، زاده‌محمدی و پناغی (۱۳۹۲) نیز مدل دوعاملی اجتناب و اضطراب در هر حوزه را در جامعه ایرانی تأیید کرد. اعتبار آن با روش آلفای کرونباخ و اعتبار بازآزمایی به‌ترتیب بالاتر از ۰/۷۰ و ۰/۸۰ گزارش شد و روایی همگرایی این ابزار با مقیاس افسردگی، اضطراب و تنیدگی^۳ (لاویباند^۴ و لاویباند^۵، ۱۹۹۵) تأیید شد. در این پژوهش، ضرایب اعتبار با روش آلفای کرونباخ برای دو بعد دلبستگی اجتنابی و اضطرابی به‌ترتیب برابر ۰/۸۰ و ۰/۸۳ به‌دست آمد.

پرسشنامه طرحواره یانگ-نسخه کوتاه^۶ (یانگ و براون، ۱۹۹۹). این پرسشنامه از نوع خودگزارش‌دهی است و نسخه اصلی آن ۲۵۰ ماده دارد. نسخه کوتاه این ابزار از ۵ ماده که در نسخه بلند بیشترین بار تحلیل عاملی را داشتند، مشتق شده است (اسمیت، جوینر، یانگ و تلج، ۱۹۹۵). نسخه کوتاه‌تر این پرسشنامه به‌دلیل داشتن ویژگی‌های نسخه اصلی و سهولت در اجرا، بیشتر مورد استقبال قرار گرفته است. پرسشنامه طرحواره یانگ-نسخه کوتاه ۷۵ ماده‌ای برای سنجش ۱۵ طرحواره سازش‌نیافته اولیه ساخته شده است. این پرسشنامه بر اساس طیف لیکرت شش‌درجه‌ای از کاملاً نادرست (۱) تا کاملاً درست (۶) نمره‌گذاری می‌شود. هر ۵ ماده این پرسشنامه یک طرحواره را می‌سنجد: طرحواره محرومیت هیجانی^۷ (ماده ۱ تا ۵)، طرحواره رهاسدگی/بی‌ثباتی^۸ (ماده ۶ تا ۱۰)، طرحواره بی‌اعتمادی/بدرفتاری^۹ (ماده ۱۱ تا ۱۵)، طرحواره انزوای اجتماعی/یگانگی^{۱۰} (ماده‌های ۱۶ تا ۲۰)، طرحواره نقص و شرم^{۱۱} (ماده ۲۱ تا ۲۵)، طرحواره شکست^{۱۲} (ماده ۲۶ تا ۳۰)،

1. Feddern Donbaek, D.

2. Elklit, A.

3. Depression, Anxiety and Stress Scale (DASS)

4. Lovibond, P. F.

5. Lovibond, S. H.

6. The short form of the Young Schema Questionnaire (YSQ-SF)

7. emotional deprivation

8. abandonment/instability

9. mistrust/abuse

10. social isolation/alienation

11. defectiveness/shame

12. failure

13. dependence/incompetence

14. vulnerability to harm or illness

15. enmeshment/underdeveloped self

16. subjugation

17. self-sacrifice

18. emotional Inhibition

19. unrelenting standards

20. entitlement/grandiosity

21. insufficient self-control/self-discipline

می‌دهد. برای بررسی رابطه بین متغیرهای احساس تنهایی، دلبستگی و طرحواره‌های سازش‌نایافته ابتدا آزمون همبستگی پیرسون اجرا شد و نتایج نشان داد که بین احساس تنهایی با دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی رابطه مثبت معنادار وجود دارد. افزون بر آن، احساس تنهایی با طرحواره‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، دیگرجهت‌مندی، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری و محدودیت‌های مختل نیز رابطه مثبت معنادار دارد. همچنین دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی با طرحواره‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، دیگرجهت‌مندی، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری و محدودیت‌های مختل رابطه مثبت معنادار دارند.

به‌ترتیب برابر ۰/۹۱ و ۰/۸۱ گزارش کردند. در این پژوهش، آلفای کرونباخ برای طرحواره بریدگی و طرد ۰/۹۰، خودگردانی و عملکرد مختل ۰/۸۸، دیگرجهت‌مندی ۰/۷۸، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری ۰/۷۷ و محدودیت مختل ۰/۷۷ به‌دست آمده است. روش تحلیل داده‌ها در این پژوهش با آزمون تحلیل مسیر انجام شد.

یافته‌ها

جدول ۱ میانگین، انحراف استاندارد و ضرایب همبستگی احساس تنهایی، دلبستگی و طرحواره‌های سازش‌نایافته را نشان

جدول ۱

ضرایب همبستگی احساس تنهایی، دلبستگی و طرحواره‌های سازش‌نایافته

متغیرها	<u>M</u>	<u>SD</u>	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱. احساس تنهایی	-۴۰/۹۶	-۱۰/۸۴	-						
۲. دلبستگی اضطرابی	-۶/۹۲	-۴/۸۳	۰/۳۹*	-					
۳. دلبستگی اجتنابی	-۱۶/۳۱	-۸/۳۷	۰/۴۰*	۰/۳۸*	-				
۴. بریدگی و طرد	-۵۹/۴۱	-۲۱/۲۴	۰/۵۹*	۰/۵۰*	۰/۴۷*	-			
۵. خودگردانی و عملکرد مختل	-۴۰/۴۱	-۱۵/۵۷	۰/۴۲*	۰/۳۵*	۰/۲۰*	۰/۶۷*	-		
۶. دیگرجهت‌مندی	-۲۶/۹۰	-۸/۶۸	۰/۳۱*	۰/۳۴*	۰/۲۵*	۰/۵۹*	۰/۵۵*	-	
۷. گوش‌به‌زنگی بیش‌از‌حد و بازداری	-۳۲/۵۵	-۹/۹۱	۰/۴۰*	۰/۲۲*	۰/۲۰*	۰/۴۵*	۰/۴۰*	۰/۴۲*	-
۸. محدودیت‌های مختل	-۳۱/۴۷	-۹/۶۸	۰/۳۶*	۰/۲۰*	۰/۲۹*	۰/۴۶*	۰/۴۷*	۰/۳۷*	۰/۵۱*

*P < ۰/۰۰۱

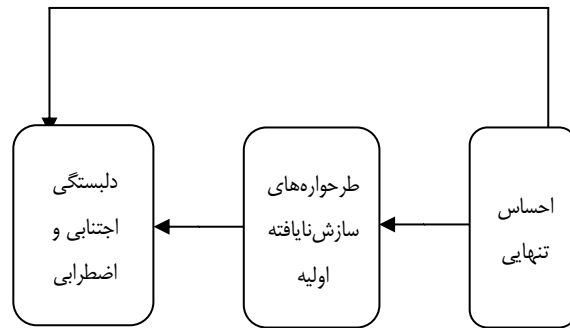
احساس تنهایی با دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی رابطه مثبت معنادار وجود دارد. افزون بر آن، احساس تنهایی با طرحواره‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، دیگرجهت‌مندی، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری و محدودیت‌های مختل نیز رابطه مثبت معنادار دارد. با توجه به تأیید ارتباط معنادار بین متغیرهای پژوهش (احساس تنهایی، دلبستگی و طرحواره‌های سازش‌نایافته) با یکدیگر، امکان بررسی نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نایافته در ارتباط احساس تنهایی با دلبستگی تأیید شد.

نتایج تحلیل مسیر حاصل از اجرای بررسی نقش واسطه‌ای

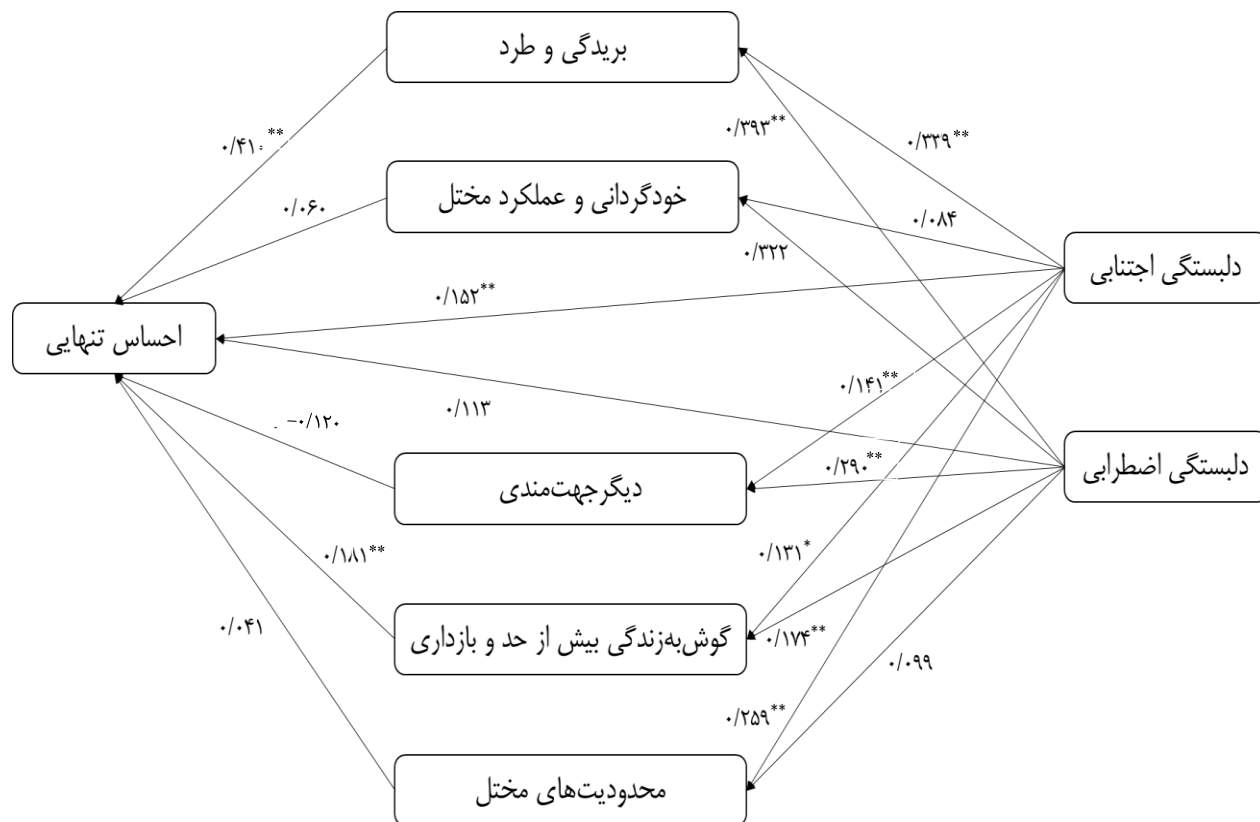
آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول ۱ میانگین احساس تنهایی دانش‌آموزان و میانگین دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی را نشان می‌دهد. در طرحواره‌های سازش‌نایافته اولیه نیز با توجه به تعداد جمله‌های هر یک از حوزه‌ها، طرحواره‌های گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری، محدودیت‌های مختل، خودگردانی و عملکرد مختل، دیگر جهت‌مندی و بریدگی و طرد به‌ترتیب بیشترین میانگین‌ها را در گروه نمونه دارند. همچنین، توزیع داده‌های هیچ‌یک از متغیرهای پژوهش انحراف جدی از توزیع بهنجار ندارند. بر اساس نتایج حاصل از آزمون همبستگی پیرسون (جدول ۱)، بین

به منظور تعیین شاخص‌های برازش مدل، پژوهشگران نسبت خی‌دو به درجه آزادی کمتر از ۳، شاخص برازندگی تطبیقی^۱، شاخص برازندگی تعدیل‌یافته^۲ بزرگتر یا مساوی ۰/۹۰، ریشه دوم واریانس خطای تقریب^۳ کمتر از ۰/۰۸ و شاخص برازندگی غیرتطبیقی^۴ بزرگتر از ۰/۹۰ را از نشانه‌های برازش مناسب و از شاخص‌های مطلوب برای ارزیابی مدل می‌دانند. در نتیجه با توجه به شاخص‌های به‌دست آمده در مدل ارائه شده ($AGFI=0/910$, $GFI=0/961$, $CFI=0/964$, $\chi^2/df=2/589$) ($NFI=0/967$, $RMSA=0/076$) مدل از برازش مناسبی برخوردار است.

طرحواره‌های سازش‌نیافته در ارتباط احساس تنهایی و دل‌بستگی در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش



**P < 0/01 *P < 0/05

شکل ۲. مسیرهای برازش‌یافته به مدل استاندارد

تنهایی و دل‌بستگی در شکل ۲ با مدل استاندارد نشان داده شده است.

نتایج تحلیل مسیر حاصل از اجرای تعیین نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نیافته در ارتباط احساس

جدول ۲

ضرایب استاندارد کل، مستقیم و غیر مستقیم در مدل

مسیرها	اثر کل	اثر مستقیم	اثر غیر مستقیم	اثر واریانس
بر بریدگی و طرد از				۰/۲۷۰
دلبستگی اجتنابی	۰/۳۳۹	۰/۳۳۹	-	
دلبستگی اضطرابی	۰/۳۹۳	۰/۳۹۳	-	
بر خودگردانی و عملکرد مختل از				۰/۱۱۱
دلبستگی اجتنابی	۰/۰۸۴	۰/۰۸۴	-	
دلبستگی اضطرابی	۰/۳۲۲	۰/۳۲۲	-	
بر دیگرجهت‌مندی از				۰/۱۰۴
دلبستگی اجتنابی	۰/۱۴۱	۰/۱۴۱	-	
دلبستگی اضطرابی	۰/۲۹۰	۰/۲۹۰	-	
بر گوش‌به‌زنگی بیش‌از‌حد‌بازداری از				۰/۰۴۷
دلبستگی اجتنابی	۰/۱۳۱	۰/۱۳۱	-	
دلبستگی اضطرابی	۰/۱۷۴	۰/۱۷۴	-	
بر محدودیت‌های مختل از				۰/۰۷۷
دلبستگی اجتنابی	۰/۲۵۹	۰/۲۵۹	-	
دلبستگی اضطرابی	۰/۰۹۹	۰/۰۹۹	-	
بر احساس تنهایی از				۰/۳۵۶
بریدگی و طرد	۰/۴۱۰	۰/۴۱۰	-	
خودگردانی و عملکرد مختل	۰/۰۶۰	۰/۰۶۰	-	
دیگرجهت‌مندی	-۰/۱۳۰	-۰/۱۳۰	-	
گوش‌به‌زنگی بیش‌از‌حد‌بازداری	۰/۱۸۱	۰/۱۸۱	-	
محدودیت‌های مختل	۰/۰۴۱	۰/۰۴۱	-	
دلبستگی اجتنابی	۰/۳۱۲	۰/۱۵۲	۰/۱۶۰*	
دلبستگی اضطرابی	۰/۲۹۱	۰/۱۱۳	۰/۱۷۸*	

*P < .۰۰۱

بحث

هدف این پژوهش تعیین نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه در رابطه بین دلبستگی و احساس تنهایی در دوره نوجوانی بود. یافته‌های این پژوهش نشان داد که احساس تنهایی با طرحواره طرد و بریدگی رابطه مثبت دارد. این یافته با نتایج به‌دست آمده از پژوهش سامر و کازارلی (۲۰۰۴) همسو است. افرادی که طرحواره بریدگی و طرد دارند، نیاز آن‌ها برای امنیت^۱، ثبات^۲، محبت^۳، همدلی^۴، در میان گذاشتن احساس‌ها،

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که اثر مستقیم دلبستگی اجتنابی بر طرحواره‌های بریدگی و طرد، دیگرجهت‌مندی، گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری و محدودیت‌های مختل، معنادار است. افزون بر آن، اثر مستقیم دلبستگی اضطرابی نیز بر طرحواره‌های بریدگی و طرد، خودگردانی و عملکرد مختل، دیگرجهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری معنادار است. همچنین اثر مستقیم دلبستگی اجتنابی، دلبستگی اضطرابی، طرحواره‌های بریدگی و طرد و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری به صورت مثبت و اثر مستقیم طرحواره دیگرجهت‌مندی به صورت منفی بر احساس تنهایی معنادار است. این یافته‌ها نشان می‌دهد که طرحواره‌های بریدگی و طرد، دیگرجهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری در ارتباط بین دلبستگی (اجتنابی و اضطرابی) نقش واسطه‌ای دارند. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که اثر غیرمستقیم دلبستگی اجتنابی و دلبستگی اضطرابی با واسطه‌گری طرحواره‌های سازش‌نا یافته (بریدگی و طرد، دیگرجهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری) بر احساس تنهایی معنادار است. این یافته‌ها نشان داد طرحواره‌های بریدگی و طرد، دیگرجهت‌مندی و گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری، نقش واسطه‌ای معنادار در ارتباط احساس تنهایی و دلبستگی دارند اما خودگردانی و عملکرد مختل و محدودیت‌های مختل در این ارتباط نقش واسطه‌ای معنادار ندارند. به این ترتیب، دلبستگی با واسطه طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه بر احساس تنهایی اثر غیرمستقیم معنادار دارد که تأیید فرضیه پژوهش است. در نهایت، نتایج جدول ۳ بیانگر آن است که دلبستگی (اجتنابی و اضطرابی) توانایی تبیین ۲۷ درصد از واریانس بریدگی و طرد، ۱۱ درصد از واریانس خودگردانی و عملکرد مختل، ۱۰ درصد از واریانس دیگرجهت‌مندی، ۵ درصد از واریانس گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری و ۸ درصد از واریانس محدودیت‌های مختل را دارد. افزون بر آن، دلبستگی و طرحواره‌های سازش‌نا یافته توانایی تبیین ۳۶ درصد از واریانس احساس تنهایی را دارند. در نتیجه نقش واسطه‌ای طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه در رابطه بین دلبستگی و احساس تنهایی تأیید می‌شود.

روابط صمیمانه بعدی و سایر جنبه‌های زندگی تأثیر می‌گذارد. افرادی که طرحواره سازش‌نا یافته گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری دارند، احساس‌ها و برانگیختگی خودانگیخته را سرکوب^۴ می‌کنند، اغلب سعی می‌کنند طبق قواعد انعطاف‌ناپذیری و درونی‌شده خود عمل کنند، حتی به قیمت از دست دادن خوشحالی^۵، ابراز عقیده^۶، آرامش خاطر، روابط صمیمی و سلامتی. آن‌ها معمولاً این کار را برای جلوگیری از نقد نشدن یا از دست دادن مهار روی برانگیختگی‌های خود انجام می‌دهند (یانگ و دیگران، ۲۰۰۳/۱۳۸۶). از آنجاکه این افراد رفتارها، احساس‌ها و روابط بین‌فردی خودانگیخته را محدود می‌کنند، احساس تنهایی را تجربه می‌کنند. این افراد به دلیل ناتوانی در گسترش و حفظ روابط، منابع حمایتی محدودی دارند. حمایت اجتماعی در بسیاری از پژوهش‌ها از عوامل مؤثر در جلوگیری از احساس تنهایی است (پرلمن و پیلو، ۱۹۸۱).

یافته دیگر این پژوهش نشان داد که دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی با طرحواره گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری رابطه مثبت دارد. طرحواره گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری به‌طور معمول در خانواده‌هایی به‌وجود می‌آید که در آن‌ها خشم، توقع و گاهی اوقات تنبیه مشاهده می‌شود. در این خانواده‌ها، بر عملکرد عالی، بی‌نقص‌گرایی^۷، وظیفه‌شناسی^۸، پیروی از قوانین^۹، پنهان‌سازی هیجان‌ها^{۱۰} و اجتناب از اشتباه^{۱۱} تأکید می‌شود، درحالی‌که به لذت، خوشحالی و آرامش اهمیت چندانی داده نمی‌شود. معمولاً در چنین افرادی تمایلی نهفته نسبت به بدبینی و نگرانی وجود دارد، بدین‌صورت که اگر افراد نتوانند در تمام اوقات گوش‌به‌زنگ باشند، همه چیز از هم می‌پاشد. دوران کودکی این بیماران پر از خشونت، سرکوب و سختگیری بوده و خویش‌داری و فداکاری بیش از حد، بر خودانگیختگی و لذت‌غلبه داشته است. این بیماران در دوران کودکی به تفریح و شادی کردن تشویق نشده‌اند و در عوض یاد گرفته‌اند که در مورد حوادث منفی زندگی گوش‌به‌زنگ باشند و زندگی را طاقت‌فرسا در نظر بگیرند. از آنجایی‌که طرحواره گوش‌به‌زنگی و بازداری بر

پذیرش و احترام، به شیوه‌ای قابل پیش‌بینی ارضا نخواهد شد (یانگ و دیگران، ۲۰۰۳/۱۳۸۶). احساس تنهایی زمانی تجربه می‌شود که تعامل‌های معنادار اجتماعی در زندگی فرد کم‌رنگ شوند یا از بین بروند و رفتارهای قابل مشاهده فرد نظیر اجتناب از تماس با دیگران نمایان شود.

یافته دیگر پژوهش نشان داد که طرحواره‌های بریدگی و طرد با دلبستگی اضطرابی و دلبستگی اجتنابی رابطه مثبت معنادار دارند. این یافته با نتایج به‌دست آمده از پژوهش منز و دیگران (۲۰۱۰) همسو است. در تبیین این یافته می‌توان گفت، افرادی که طرحواره سازش‌نا یافته طرد و بریدگی دارند، نمی‌توانند دلبستگی‌های ایمن و رضایت‌بخشی با دیگران برقرار کنند. این افراد در خانواده‌هایی بزرگ می‌شوند که بی‌عاطفه، سرد، مضایقه‌گر^۱، منزوی^۲، تندخو^۳، غیرقابل پیش‌بینی یا بدرفتار هستند. از آنجاکه طرحواره‌ها باورهای ارزشیابی‌کننده در مورد خود و دیگران را شامل می‌شود، بازنمایی دلبستگی هم می‌تواند به‌عنوان طرحواره‌های شناختی برای روابط، مفهوم‌سازی شود که در پاسخ به تجربه فرد با مراقبان دوره کودکی شکل گرفته است. چنانچه فردی تحت تأثیر طرحواره بریدگی و طرد، دلبستگی اجتنابی را تجربه کند، ترس از صمیمیت دارد و اگر دلبستگی اضطرابی را تجربه کند از نزدیکی شدن به دیگران نگران می‌شود و دوری می‌کند (هازان و شیور، ۱۹۸۷).

یافته‌های دیگر پژوهش نشان داد که طرحواره گوش‌به‌زنگی بیش از حد و بازداری با احساس تنهایی رابطه مثبت دارد. بر اساس پیشینه پژوهشی، طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه حاصل برآورده نشدن نیازهای اساسی در محیط‌های اولیه کودک در ارتباط با پدر و مادر هستند و این الگوهای ارتباطی بر روابط بین فردی بعدی تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین، انتظار می‌رود طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه خود را به‌صورت‌های مختلف در الگوهای درون فردی و بین فردی نشان دهند. در تبیین این یافته‌ها می‌توان گفت که طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه به دلیل تجربه‌های منفی دوران کودکی ایجاد می‌شوند و بر شیوه فکر، احساس و رفتار آن‌ها در

1. skimp

2. recluse

3. inflammability

4. repression

5. happy

6. self-expression

7. perfectionism

8. conscientiously

9. compliance

10. covert emotion

11. avoidance of blunder

وجود دارد. این یافته با نتایج به‌دست آمده از پژوهش منز و دیگران (۲۰۱۰) همسو است که نشان داد طرحواره‌ها به‌ویژه دیگرجهت‌مندی در رابطه بین دلبستگی و آسیب‌شناسی روانی، نقش واسطه‌ای کامل دارند. افرادی دارای سبک دلبستگی نایمن، عشق را به‌صورت تمایل قوی برای پیوند هیجانی مشخص می‌کنند (هازان و شیور، ۱۹۸۷).

همچنین نتایج این پژوهش نشان داد که اثر طرحواره محدودیت مختل بر احساس تنهایی معنادار نیست. این یافته با نتایج سامر و کازارلی (۲۰۰۴) ناهمسو است. افرادی که طرحواره سازش‌نا یافته محدودیت مختل دارند، در محدودیت‌های درونی، احساس مسئولیت در قبال دیگران یا جهت‌گیری نسبت به هدف‌های بلندمدت زندگی نقص دارند. این طرحواره‌ها منجر به بروز مشکلاتی در رابطه با رعایت حقوق دیگران، همکاری با دیگران، تعهد یا هدف‌گزینی و رسیدن به هدف‌های واقع‌بینانه می‌شوند.

یافته دیگر این پژوهش، رابطه بین طرحواره محدودیت مختل بر دلبستگی اجتنابی و دلبستگی اضطرابی است که نشان داد اثر این طرحواره بر دلبستگی اجتنابی معنادار است، اما اثر دلبستگی اضطرابی بر طرحواره محدودیت مختل معنادار نیست. افرادی که سبک دلبستگی نایمن را تجربه می‌کنند، به دلیل ترس از روابط صمیمانه نزدیک و نیز وابستگی سعی دارند از دیگران اجتناب کنند تا آسیب نبینند؛ بدین ترتیب یک الگوی کاری منفی از دیگران را گسترش می‌دهند (هازان و شیور، ۱۹۸۷).

افزون بر آن، نتایج نشان داد که اثر مستقیم احساس تنهایی با طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل معنادار نیست. در تبیین این یافته می‌توان گفت، یکی از تجربه‌های اولیه زندگی که روند شکل‌گیری طرحواره‌ها را تسریع می‌کند، آسیب دیدن و قربانی شدن است. درچنین وضعیتی، کودک آسیب می‌بیند یا قربانی می‌شود و طرحواره‌هایی مثل بی‌اعتمادی/بدرفتاری، نقص/شرم یا آسیب‌پذیری نسبت به ضرر در او شکل می‌گیرد. انتظاراتی که فرد از خود و محیط دارد، با توانایی‌های محسوس او برای جدایی، بقاء و عملکرد مستقل یا انجام موفقیت‌آمیز کارها تداخل می‌کند. افرادی که طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل دارند،

سبک‌های دلبستگی اثر می‌گذارد، افرادی دارای دلبستگی نایمن ادعا می‌کنند که نیازی به روابط نزدیک ندارند، درحالی که نگران‌اند طرد شوند یا دوست داشته نشوند (یانگ و دیگران، ۱۳۸۶/۲۰۰۳).

افزون بر آن، یافته‌های این پژوهش نشان داد که احساس تنهایی با طرحواره دیگرجهت‌مندی رابطه منفی دارد. به اعتقاد یانگ (۱۹۹۹)، ماهیت سازش‌نا یافته طرحواره‌ها وقتی ظاهر می‌شود که افراد در روند زندگی خود و در تعامل با دیگران، به گونه‌ای عمل کنند که طرحواره‌های آن‌ها تأیید شود، حتی اگر برداشت اولیه آن‌ها نادرست باشد. به عارت دیگر، بیشتر اوقات افراد جذب ارتباط با کسی می‌شوند تا طرحواره مرکزی^۱ خود را فعال کنند. اگرچه طرحواره، فرد را دچار مشکل می‌کند، اما فرد با طرحواره احساس راحتی می‌کند و همین احساس راحتی او را به این نتیجه می‌رساند که طرحواره خود درست است؛ بنابراین فرد به سمت وقایعی کشیده می‌شود که با طرحواره خود همخوانی^۲ دارد. از سوی دیگر، طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه موجب سوگیری‌هایی در تفسیر رویدادها می‌شوند و زمانی که طرحواره فعال می‌شود، فرد اطلاعات شخصی را به‌صورت خودکار طبق آن طرحواره پردازش می‌کند. افرادی که طرحواره سازش‌نا یافته دیگرجهت‌مندی دارند، تمرکز افراطی بر تمایل‌ها، احساس‌ها و پاسخ‌های دیگران دارند، به‌طوری که نیازهای خود فرد نادیده گرفته می‌شود و اغلب از خشم و تمایل‌های خود، آگاه نیست. این افراد در دوران کودکی، آزاد نبوده‌اند تا از تمایلات طبیعی خود پیروی کنند و در بزرگسالی به‌جای اینکه از درون جهت‌دهی شوند، از محیط بیرون تأثیر می‌پذیرند. افرادی که طرحواره سازش‌نا یافته دیگرجهت‌مندی دارند معمولاً هیجان‌ها و تمایل‌های طبیعی خود را سرکوب می‌کنند و نسبت به آن‌ها ناآگاه^۳ هستند (یانگ و دیگران، ۱۳۸۶/۲۰۰۳). این طرحواره با مفهوم دوازده مرحله‌ای وابستگی بیمارگونه همپوشانی دارد. با افزایش طرحواره دیگرجهت‌مندی، تجربه احساس تنهایی در افراد کاهش می‌یابد.

بر اساس یافته دیگر این پژوهش، بین دلبستگی اجتنابی و دلبستگی اضطرابی با طرحواره‌های دیگرجهت‌مندی رابطه مثبت

سایر شهرها و روستاها انجام شود. با توجه به یافته‌های پژوهش مبنی بر رابطه بین مقدار زیاد احساس تنهایی با اختلال‌های روانی ذکر شده در پژوهش، شایسته است که والدین و سازمان آموزش و پرورش به‌عنوان پیشگیری اولیه به این امر توجه کنند تا با آموزش به والدین در جهت اتخاذ سبک والدگری مناسب موجب جلوگیری از ایجاد هیجان‌های منفی مانند احساس تنهایی در کودکان و نوجوانان شوند و به ایجاد شرایط مطلوب در خانواده و جامعه کمک کنند. همچنین با توجه به رابطه میزان احساس تنهایی با سبک‌های دلبستگی و طرحواره‌های سازش‌نا یافته اولیه، شایسته است والدین و خانواده‌ها و اولیای آموزش و پرورش به‌عنوان پیشگیری ثانویه در امور مربوط به مشاوره و روان‌درمانی به این یافته توجه کرده و با شناخت ویژگی‌های شخصیتی مذکور و واریس سطوح احساس تنهایی در آن‌ها، گام‌های درمانی را پیش‌بینی و تکمیل کنند.

منابع

- آهی، ق. (۱۳۸۵). *هنجاریابی نسخه کوتاه پرسشنامه طرحواره یانگ*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبایی تهران.
- احدی، ب. (۱۳۸۸). *رابطه احساس تنهایی و عزت نفس با سبک‌های دلبستگی دانشجویان*. *مطالعات روان‌شناختی*، ۱(۵)، ۹۵-۱۱۲.
- پوراوری، م.، قبری، س.، زاده‌محمدی، ع. و پناغی، ل. (۲۰۱۴). *اعتبار، پایایی و ساختار عاملی پرسشنامه تجارب روابط نزدیک- ساختار رابطه (ECR-RS)*. *اندیشه و رفتار در روان‌شناسی بالینی*، ۸(۳)، ۴۷-۵۶.
- دادستان، پ. (۱۳۹۳). *روان‌شناسی تحولی*. تهران: انتشارات سمت.
- دارورپناه، ف. (۱۳۷۳). *هنجاریابی نسخه تجدیدنظر شده مقیاس احساس تنهایی UCLA برای دختران ۱۲ تا ۱۸ ساله در تهران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبایی تهران.
- دهشیری، غ.، برجلی، م.، شیخی، م. و حبیبی، م. (۱۳۸۷). *ساخت و اعتبار یابی، مقیاس احساس تنهایی در بین دانشجویان*. *مجله روان‌شناسی*، ۴۷، ۲۹۶-۲۸۲.
- رحیم‌زاده، س.، بیات، م. و اناری، آ. (۱۳۸۸). *احساس تنهایی و خودآثر بخشی اجتماعی در نوجوانان*. *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۶(۲۲)، ۹۶-۸۷.

نمی‌توانند هویت مستقلی از خود به‌دست بیاورند، قادر به اداره زندگی خود بدون دریافت کمک‌های دیگران نیستند، و نمی‌توانند برای خود هدف‌های مشخصی در نظر بگیرند و در مهارت‌های مورد نیاز تبحر پیدا کنند. این افراد اغلب از سطوح حرمت خود پایین برخوردارند (یانگ و دیگران، ۲۰۰۳/۱۳۸۶) که حرمت خود پایین، عدم برقراری ارتباط با دیگران را در پی دارد و باعث ایجاد احساس تنهایی در فرد می‌شود (ویس، ۱۹۷۳). تنهایی حاصل از تناقض بین تعداد و کیفیت رابطه‌هایی است که فرد دوست دارد داشته باشد و تعداد و کیفیت رابطه‌های او در عالم واقعی دارد.

نتیجه دیگر به‌دست آمده از پژوهش این است که اثر مستقیم طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل با دلبستگی اجتنابی معنادار نیست و اثر مستقیم طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل با دلبستگی اضطرابی معنادار است. این یافته با پژوهش احدی (۱۳۸۸) همسو است. طرحواره خودگردانی و عملکرد مختل در خانواده‌هایی به‌وجود می‌آید که حرمت خود کودک را کاهش می‌دهند، بیش از حد از کودک محافظت می‌کنند یا اینکه نتوانستند کودک را به انجام کارهای بیرون از خانواده تشویق کنند (یانگ و دیگران، ۲۰۰۳/۱۳۸۶).

در مجموع این پژوهش نشان داد که احساس تنهایی مسئله‌ای فراگیر است که افراد بدون توجه به نژاد، سن، جنس و پیشینه فرهنگی، آن را تجربه می‌کنند؛ بنابراین تنهایی تجربه‌ای فراگیر و ناشی از نیاز اساسی انسان به تعلق داشتن است. دلبستگی ناایمن به دلیل ساختارهای زیربنایی و مبتنی بودن بر روابط عمیق در دوران کودکی بر احساس تنهایی تأثیر دارد. از آنجاکه طرحواره به دلیل تجارب منفی کودکی ایجاد می‌شود، بر شیوه تفکر، احساس و رفتار افراد در روابط صمیمانه بعدی و دیگر جنبه‌های زندگی تأثیر می‌گذارد.

از محدودیت‌های این پژوهش، نمونه مورد بررسی یعنی دانش‌آموزان دختر دوره‌های نهم تا دوازدهم دبیرستان منطقه ۱۱ تهران. از این‌رو، در تعمیم نتایج به سایر گروه‌ها باید احتیاط شود. پیشنهاد می‌شود به‌منظور شناسایی بیشتر روابط بین متغیرها، پژوهش‌های مشابهی در دامنه‌های سنی دیگر، نمونه‌های متشکل از پسران و غیر دانش‌آموز و در دیگر مناطق شهری تهران و نیز

- item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(2), 350-365.
- Fujimori, A., Hayashi, H., Fujiwara, Y., & Matsusaka, T. (2017). Influences of Attachment Style, Family Functions and Gender Differences on Loneliness in Japanese University Students. *Psychology*, 8(4), 654-650.
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(3), 511-524.
- Herman, K. (2005). *The Influence of Social Self-Efficacy, Self-Esteem and Personality Differences on Loneliness and Depression*. Phd Degree Doctor of Philosophy, Graduate School of the OHIO State University.
- Hojat, M. (1982). Psychometric characteristics of the UCLA Loneliness Scale: A study with Iranian college students. *Educational and Psychological Measurement*, 42(3), 917-924.
- Hojat, M., Borenstein, B. D., & Shapurian, R. (1990). Perception of childhood dissatisfaction with parents and selected personality traits in adulthood. *Journal of General Psychology*, 117(3), 241-253.
- Kline, R. B. (2010). *Principals and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kulick, D., & Rydström, J. (2015). *Loneliness and its opposite: Sex, disability, and the ethics of engagement* (p. 376). Durham, NC: Duke University Press.
- Perlman, D., & Peplau, L. A. (1981). Toward a Social Psychology of Loneliness. In R. Gilmour, & S. Duck (Eds.), *Personal Relationships: Relationships in Disorder* (pp. 31-56). London: Academic Press.
- Qualter, P., Brown, S. L., Rotenberg, K. J., Vanhalst, J., Harris, R. A., Goossens, L., & Munn, P. (2013). Trajectories of loneliness during childhood and adolescence: Predictors and health outcomes. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1283-1293.
- Rafaeli, E., Bernstein, D. P., & Young, J. (2011). *Schema therapy: The CBT distinctive features Series*. London and New York: Routledge.
- رحیم‌زاده، س. (۱۳۹۰). ساختار عاملی و مدلی برای احساس تنهایی در دانشجویان. پایان‌نامه دکتری روان‌شناسی عمومی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی.
- صدوقی، ز، آگیلاروفایی، م. و رسول‌زاده طباطبایی، س. ک. (۱۳۸۷). تحلیل عاملی مقیاس شخص با حساسیت پردازش حسی بالا: رابطه مؤلفه‌های حساسیت پردازش حسی با افسردگی و اضطراب. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۱۴(۱)، ۸۹-۸۵.
- غفاریان، غ. (۱۳۹۶). *دلبستگی و رابطه با پدر در نشانه‌شناسی پرخوری*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد روان‌شناسی شخصیت، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب.
- یوسفی، ن، اعتمادی، ع، بهرامی، ف، احمدی، س. ا. و فاتحی‌زاده، م. (۱۳۸۹). مقایسه طرح‌واره‌های ناسازگار اولیه در همسران مطلقه و عادی به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده طلاق. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۱۶(۱)، ۳۳-۲۱.
- Akdoğan, R. (2017). A model proposal on the relationships between loneliness, insecure attachment, and inferiority feelings. *Personality and Individual Differences*, 111, 19-24.
- Berlin, L. J., Cassidy, J., & Belsky, J. (1995). *Loneliness in young children and infant-mother attachment: A longitudinal study*. *Merrill-Palmer Quarterly* (1982-), 91-103.
- Bosmans, G., Braet, C., & Van Vlierberghe, L. (2011). Erratum: Attachment and symptoms of psychopathology: Early maladaptive schemas as a cognitive link? *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 18(2), 186-186.
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss* (Vol.III): Separation: Anxiety and Anger. New York: Basic Books.
- Brumariu, L. E., & Kerns, K. A. (2010). Parent-child attachment and internalizing symptoms in childhood and adolescence: A review of empirical findings and future directions. *Development and Psychopathology*, 22(1), 177-203.
- Fedder Donbaek, D., & Elklit, A. (2014). A validation of the Experiences in Close Relationships-Relationship Structures scale (ECR-RS) in adolescents. *Attachment & human development*, 16(1), 58-76.
- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An

- Be Adaptive? *The Journal of Genetic Psychology*, 152(2), 145-157.
- Van Vreeswijk, M., Broersen, J., & Nadort, M. (2015). *The Wiley-Blackwell handbook of schema therapy: Theory, research, and practice*. John Wiley & Sons.
- Varghese, M. E., & Pistole, M. C. (2017). College student cyberbullying: Self-esteem, depression, loneliness, and attachment. *Journal of College Counseling*, 20(1), 7-21.
- Waller, G., Meyer, C., & Ohanian, V. (2001). Psychometric properties of the long and short versions of the Young Schema Questionnaire: Core beliefs among bulimic and comparison women. *Cognitive Therapy and Research*, 25(2), 137-147.
- Weiss, R. S. (1973). *Loneliness: The experience of emotional and social isolation*. Cambridge: MIT Press.
- Wheeler, Katherine S. (2015). The Relationships Between Television Viewing Behaviors, Attachment, Loneliness, Depression, and Psychological Well-Being. *University Honors Program Theses*. 98.
- Young, J. E., & Brown, G. (1999). *Young schema questionnaire: Short version*. New York: Cognitive Therapy Center of New York.
- Young, J. E., Klosko, J. S., & Weishaar, M. E. (2003). *Schema therapy: A practitioner's guide*. Guilford Press.
- Rice, M. L., Redmond, S. M., & Hoffman, L. (2006). Mean length of utterance in children with specific language impairment and in younger control children shows concurrent validity and stable and parallel growth trajectories. *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 49(4), 793-808.
- Roelofs, J., Lee, C., Ruijten, T., & Lobbstaal, J. (2011). The mediating role of early maladaptive schemas in the quality relation between of attachment relationships and symptoms of depression in adolescents. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 39(4), 471-479.
- Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 20-40.
- Schmidt, N. B., Joiner, T. E., Young, J. E., & Telch, M. J. (1995). The schema questionnaire: Investigation of psychometric properties and the hierarchical structure of a measure of maladaptive schemas. *Cognitive Therapy and Research*, 19(3), 295-321.
- Sümer, N., & Cozzarelli, C. (2004). The impact of adult attachment on partner and self-attributions and relationship quality. *Personal Relationships*, 11(3), 355-371.
- Van Buskirk, A. M., & Duke, M. P. (1991). The Relationship Between Coping Style and Loneliness in Adolescents: Can "Sad Passivity"