

The Effect of Attachment Styles and Alexithymia on Psychological Distress With The Mediation of Mentalization in Nurses

Seyede Gohartaj Iliyafar¹, Sara Hajibaqeri², Maryam Farjami^{3*}, Fariba Anousheh⁴

1. Master of General Psychology, Garmsar Branch, Islamic Azad University, Garmsar, Iran.
2. Master student in clinical psychology, Ashtian Branch, Islamic Azad University, Markazi, Iran.
3. Master of Clinical Psychology, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Alborz, Iran.
4. Master of General Psychology, Garmsar Branch, Islamic Azad University, Garmsar, Iran.

Corresponding Author: Maryam Farjami, Master of Clinical Psychology, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Alborz, Iran.

E-mail: Maryamfarjami290@gmail.com

Abstract

Introduction: Health and mental health of the medical staff is one of the social needs, because taking care of patients requires medical personnel who are in a favorable state in terms of mental and physical health. Therefore, the present study was conducted with the aim of investigating the effect of attachment styles and alexithymia on psychological distress with the mediation of mentalization in nurses.

Methods: The present research is a descriptive-correlation type of structural equations. The research community included all the nurses working in hospitals and medical centers in Tehran in 2023, and 210 of them were selected by available sampling method. In order to collect data, adult attachment inventory, reflective functioning questionnaire, Toronto Alexithymia Scale and Kessler's psychological distress questionnaire were used. For data analysis, Pearson correlation, structural equation modeling and SPSS-26 and AMOS-24 software were used.

Results: The findings indicate the fit of the assumed model. The direct effect of secure attachment ($\beta = -0.28$, $T = -4.04$) and mentalization (confidence component) ($\beta = -0.26$, $T = -2.93$) on psychological distress was significant and negative. Also, the direct path of ambivalent insecure attachment ($T = 0.38$, $\beta = 3.63$), avoidant insecure attachment ($\beta = 0.32$, $T = 6.24$), alexithymia ($T = 0.44$, 10.80) β) and mentalization (uncertainty component) ($T = 4.04$, $\beta = 0.45$) were significant and positive on psychological distress. The analysis of research findings indicated the mediating role of mentalization in the relationship between attachment styles and alexithymia with psychological distress. The results also showed that the research variables explained a total of 78% of the variance of psychological distress.

Conclusions: Based on the findings of this research, it can be concluded that one of the important structures that is obtained through interpersonal relationships in childhood, especially attachment relationships, is the capacity for mentalization. Caregivers who develop secure attachment usually have a good capacity for mentalizing. On the other hand, improving the mentalizing capacity, reducing interpersonal stress, and increasing confidence as a result of secure attachment relationships make people use more mature mechanisms in stressful situations; Therefore, the existence of mentalizing capacity increases people's resilience and protects them from psychological distress, including depression.

Keywords: Psychological Distress, Nurses, Mentalization, Attachment styles, Alexithymia.

تأثیر سبک های دلبستگی و ناگویی هیجانی بر پریشانی روانشناختی با میانجیگری ذهنی سازی در پرستاران

سیده گوهر تاج ایلیایی فر^۱، سارا حاجی باقری^۲، مریم فرجامی^{۳*}، فریبا انوشه^۴

- ۱- کارشناسی ارشد روانشناسی عمومی، واحد گرمسار، دانشگاه آزاد اسلامی، گرمسار، ایران.
 ۲- دانشجوی کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد آشتیان، دانشگاه آزاد اسلامی، مرکزی، ایران.
 ۳- کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، البرز، ایران.
 ۴- کارشناسی ارشد روانشناسی عمومی، واحد گرمسار، دانشگاه آزاد اسلامی، گرمسار، ایران.

نویسنده مسئول: مریم فرجامی، کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، البرز، ایران.
 ایمیل: Maryamfarjami290@gmail.com

چکیده

مقدمه: بهداشت و سلامت روانی کادر درمان یکی از نیازهای اجتماعی است، زیرا مراقبت از بیماران مستلزم داشتن نیروی درمانی است که از حیث بهداشت روانی و جسمانی در وضعیت مطلوبی قرار داشته باشند. از این رو، پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر سبک های دلبستگی و ناگویی هیجانی بر پریشانی روانشناختی با میانجیگری ذهنی سازی در پرستاران انجام شد.

روش کار: پژوهش حاضر توصیفی-همبستگی از نوع معادلات ساختاری است. جامعه پژوهش شامل تمامی پرستاران مشغول به کار در بیمارستان ها و مراکز درمانی شهر تهران در سال ۱۴۰۲ بودند که از میان آنها ۲۱۰ نفر به روش نمونه گیری در دسترس انتخاب شدند. جهت جمع آوری داده ها از پرسشنامه سبک های دلبستگی بزرگسالان، پرسشنامه کارکرد تأملی، مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو و پرسشنامه پریشانی روانشناختی کسلر استفاده شد. برای تحلیل داده ها از همبستگی پیرسون، مدل یابی معادلات ساختاری و از نرم افزار SPSS-26 و AMOS-24 استفاده شد.

یافته ها: یافته ها حاکی از برازش مدل مفروض است. اثر مستقیم دلبستگی ایمن ($\beta = -0/28, T = -4/04$) و ذهنی سازی (مولفه اطمینان) ($\beta = -0/26, T = -2/93$) بر پریشانی روانشناختی معنادار و منفی بود. همچنین مسیر مستقیم دلبستگی ناایمن دوسوگرا ($\beta = 0/38, T = 3/63$)، دلبستگی ناایمن اجتنابی ($\beta = 0/32, T = 6/24$)، ناگویی هیجانی ($\beta = 0/44, T = 10/80$) و ذهنی سازی (مولفه عدم اطمینان) ($\beta = 0/45, T = 4/04$) بر پریشانی روانشناختی معنادار و مثبت بود. تجزیه و تحلیل یافته های پژوهش حاکی از نقش میانجی ذهنی سازی در رابطه بین سبک های دلبستگی و ناگویی هیجانی با پریشانی روانشناختی بود. نتایج همچنین نشان داد که متغیرهای پژوهش در مجموع ۷۸ درصد از واریانس پریشانی روانشناختی را تبیین کردند.

نتیجه گیری: براساس یافته های این پژوهش می توان نتیجه گیری کرد که یکی از سازه های مهم که از طریق روابط بین فردی در دوران کودکی به خصوص روابط دلبستگی به دست می آید، ظرفیت ذهنی سازی است. مراقبانی که دلبستگی ایمن ایجاد می کنند، معمولاً ظرفیت خوبی برای ذهنی سازی دارند. از سویی دیگر، بهبود ظرفیت ذهنی سازی، کاهش استرس بین فردی و افزایش اطمینان در نتیجه روابط دلبسته ایمن موجب می شود که افراد در شرایط استرس زا از مکانیسم های پخته تر استفاده کنند؛ لذا وجود ظرفیت ذهنی سازی، بعدها تاب آوری افراد را بالا برده و آنها را در برابر پریشانی های روان شناختی از جمله افسردگی محافظت می نماید.

کلیدواژه ها: پریشانی روانشناختی، پرستاران، ذهنی سازی، سبک های دلبستگی، ناگویی هیجانی.

مقدمه

خدمات پرستاری یکی از مهم ترین اجزای تشکیل دهنده خدمات بیمارستانی است و کیفیت مراقبت بهداشتی به میزان زیادی به نحوه ی کار پرستاران بستگی دارد (۱). پرستاران به عنوان اجزای مهم سیستم مراقبت های بهداشتی، بیشتر وقت خود را صرف مراقبت مستقیم از بیماران می کنند. پرستاران به سبب استرس های متعدد - مانند حجم کار بالینی بالا، رابطه مشکل آفرین و پرتنش بیمار- پرستار، روابط ناهماهنگ کارکنان - استرس بیش از حد تحمل می کنند و با خطرات بالاتری از اضطراب و افسردگی مواجه می شوند (۲، ۳). در واقع پرستاران زمانی که برای مدت طولانی در محیط کاری پر استرس قرار می گیرند، معمولاً مشکلات روانی و بین فردی برجسته تری دارند (۴). پرستاران به دلیل شیفت های کاری طولانی و خستگی ناشی از آن همیشه مستعد به خطر افتادن سلامتی شان هستند. پرستارانی که از سلامت روانی و جسمی مناسب برخوردار نباشند، به درستی قادر نخواهند بود که مراقبت های مطلوبی همانند حمایت های فیزیکی و روانی از بیماران به عمل آورند (۵). در محیط کار محرک های فیزیکی، روانی و اجتماعی هر کدام می توانند عامل ایجاد استرس و افسردگی (depression) به حساب آیند (۶). شواهد پژوهشی در ایران نشان می دهد که ۲۴/۹ درصد پرستاران از علائم افسردگی و ۲۷/۹ درصد از علائم اضطراب برخوردار بودند و میزان افسردگی در پرستاران زن بیشتر از مردان بود (۷). همچنین شواهد پژوهشی نشان می دهد که میزان افسردگی در پرستاران ۱۵/۱ درصد و ریسک خودکشی ۵/۱ درصد بوده و با افزایش سن، میزان افسردگی کمتر گزارش شده است (۸). بنابراین توجه به سلامت روانی پرستاران موضوعی حیاتی برای بهبود فضای فعلی مراقبت های بهداشتی است.

یکی از ساختارهای توصیف شده که به نظر می رسد با سازگاری روان شناختی و بین فردی مرتبط باشد، سبک های دلبستگی (attachment styles) است (۹). سیستم دلبستگی یک سیستم رفتاری ذاتی است که هدف آن بازگرداندن امنیت و کاهش پریشانی از طریق نزدیکی به نگاره های دلبستگی (attachment figures) است (۹). در دسترس بودن و حساسیت بیشتر یا کمتر نمادهای دلبستگی، و میزان پاسخ یا عدم پاسخگویی آنها به نیازهای یک فرد، تاریخچه روابطی که در قالب بازنمایی های ذهنی، انتظارات، احساسات و نگرش های مرتبط با روابط صمیمی درونی

می شود را شکل می دهد، بولبی اشاره کرد که چنین بازنمایی های شناختی- عاطفی، مدل های کاری درونی (Internal Working Models) نامیده می شوند (۱۰). نظریه دلبستگی نشان می دهد که سبک دلبستگی توسعه یافته در دوران کودکی، براساس تعامل کودک- مراقب (حمایت و مراقبت)، در اواخر نوجوانی و اوایل بزرگسالی در روابط نزدیک دوباره فعال می شود (۱۱). علاوه بر این، تحقیقات نشان می دهد که الگوهای دلبستگی خاص، مشابه آن هایی که در میان کودکان یافت می شوند، بر نگرش، انتظارات و رفتار بزرگسالان در روابط نزدیک تأثیر می گذارند (۱۲). بزرگسالانی که به طور ایمن دلبسته شده اند، با حفظ هویت منحصر به فرد و علایق جداگانه، به شریک زندگی خود دلبسته می شوند. بزرگسالان اجتنابی از نزدیکی عاطفی و وابستگی ناراحت هستند و در اعتماد به شریک زندگی خود مشکل دارند. در نهایت، سبک دلبستگی مضطرب-دوسوگرا تحت تأثیر ترس از رها شدن و میل به نزدیکی شدید ممکن است که شریک عاشقانه را از خود دور کند (۱۳). روابط نایمن دلبستگی موجب می شود احساسات ایمنی به مقدار بسیار کمی درونی شوند. افراد دارای دلبستگی های نایمن هنگام مواجهه با پریشانی، خزانه مقابله ای کمتری دارند و مستعد خلق افسرده هستند (۱۴). همچنین ممکن است افراد با دلبستگی نایمن، رویدادهای بین فردی منفی را به معنای ناشایستگی و بی کفایتی خود تفسیر کنند که این تفسیرها می تواند با ایجاد نشانه های افسردگی ارتباط پیدا کند (۱۵). افراد دارای دلبستگی ایمن رویدادهای استرس زا زندگی را با موفقیت بیشتری نسبت به افرادی که دارای الگوهای دلبستگی مشکل ساز هستند مدیریت می کنند و بنابراین کیفیت زندگی بالاتر و پریشانی روان شناختی پایین تری را تجربه می کنند (۱۶).

از دیگر مکانیسم های مهم در زمینه شکل گیری پریشانی روانشناختی در پرستاران ناگویی هیجانی (Alexithymia) است (۱۷). ناگویی هیجانی به ناتوانی در خودتنظیمی هیجانی و پردازش اطلاعات شناختی، اطلاعات هیجانی و تنظیم هیجانات اشاره دارد (۱۸). ناگویی هیجانی سازه ای چند وجهی متشکل از دشواری در شناسایی احساسات، تمایز بین احساسات و حس های بدنی مربوط به برانگیختگی هیجانی، دشواری در توصیف احساسات، تجسم محدود، سبک شناختی عینی، عملگرا و واقعیت مدار یا تفکر عینی است (۱۹). در این راستا، افراد مبتلا به ناگویی هیجانی

تسهیل می شود. این ظرفیت در استدلال فرد و توانایی تنظیم عواطف وی موثر است. اختلال در شکل گیری این ظرفیت، تظاهرات آسیب شناختی روانی از جمله تکانشگری، کنش نمایشی و اختلال در تنظیم هیجانات و افکار خودکشی و پریشانی روانشناختی را به همراه دارد (۳۰، ۲۹). نظریه ذهنی سازی بیان می کند که دلبستگی (یعنی مدل کاری درونی که یک فرد از خود و دیگران براساس تجربیات مراقبت اولیه شکل می دهد) و ذهنی سازی (یعنی درک رفتار خود و دیگران که توسط حالات ذهنی هدایت می شود) جنبه های کلیدی در ایجاد مشکلاتی از جمله مشکلات بین فردی، ساختار شخصیتی ناسازگار و طیفی از پیامدهای روانی منفی هستند (۳۱، ۳۲). در واقع، این نظریه بیان می کند که اختلالات در سیستم دلبستگی، مانند بدرفتاری با کودک، توانایی انعکاس حالات ذهنی درونی خود و دیگران را، به ویژه در حالت های استرس زای عاطفی، مختل می کند و نقص در توانایی ذهنی سازی منجر به آسیب روانی می شود (۳۱). به عبارت دیگر اولین بارقه های ذهنی سازی، در رابطه با مراقبان اولیه شکل می گیرد و یکی از اولین چیزهایی که در این رابطه نیاز به تنظیم و دیده شدن توسط والد دارد، هیجان ها هستند. نبود آینه واری (reflecting) در والدین و بازتاب هیجانات، به کودک این پیام را می دهد که هیجان تو ارزشی ندارد و در کودک، بازنمایی اشتباه را شکل می دهد. به عنوان مثال، نوزادی که والدینش به ندرت با او در تعامل هستند یا ارتباط عاطفی با کودک ندارند، این امر، باز خورد و اطلاعاتی را در مورد احساساتی که خود و والدینش تجربه می کنند به وی ارائه نمی دهد. این فقدان اشتراک گذاری عاطفی باعث می شود کودک درک نکند که چگونه احساسات دیگران (از جمله والدین) یا خود، را تفسیر و بیان کند، که این به نوبه خود منجر به اختلال در کارکرد فردی و بین فردی می شود (۳۱، ۳۳). از این دیدگاه، نظریه های مبتنی بر ذهنی سازی عمدتاً بر جنبه های رابطه ای در عملکرد بیماران از جمله شناسایی، تعریف و توضیح احساسات بدنی خود و همچنین تمایل به بیان احساسات و تجربیات در ارتباط با دیگران مبتنی است (بیان هیجانی) و این به عنوان جنبه ای از ذهنی سازی عاطفی (یعنی خود) در نظر گرفته می شود (۳۲). بنابراین، ذهنی سازی به واسطه افزایش عاملیت و اطمینان، تنظیم هیجان و خودکنترلی نقش مهمی در سلامت روان و جلوگیری از مشکلات روان شناختی ایجاد می کند (۳۴). به

ممکن است اطلاعات هیجانی را به صورت طاقت فرسا و گیج کننده تجربه کنند که می تواند منجر به احساس درماندگی شود (۲۰). افزون بر این، تنظیم مؤثر هیجان بر توانایی شناسایی هیجانات (شفافیت هیجانی) در کنار توانایی پاسخگویی و بازیابی هیجانات منفی (دسترسی به راهبردهای مؤثر) متمرکز است (۲۱). بنابراین، برای افرادی که وضوح هیجانی ضعیفی دارند، پیشرفت در تنظیم مؤثر هیجانات دشوارتر است. برعکس، افرادی که ناگویی هیجانی را تجربه می کنند، اغلب از راهبردهای مقابله ای ناسازگار مانند انزوای اجتماعی، عدم درگیری رفتاری و بازداری هیجانی استفاده می کنند (۲۲). بنابراین، فرض بر این است افرادی که ناگویی هیجانی را تجربه می کنند، ممکن است به دلیل آگاهی ناقص / محدود از راه های جایگزین برای مقابله با هیجانات نامشخصی که تجربه می کنند پریشانی روانشناختی بالاتری را تجربه کنند (۲۳). از دیدگاه روان پویایی، وقتی افراد مبتلا به ناگویی هیجانی در معرض یک رویداد استرس زا قرار می گیرند، به دلیل ناتوانی در پردازش شناختی و تنظیم و مدیریت هیجانات خود دچار آشفتگی هیجانی می شوند (۲۴). در این راستا، شواهد پژوهشی نشان داده است که افراد مبتلا به ناگویی هیجانی توانایی محدودی در سازگاری با شرایط استرس زا دارند که این ممکن است به تجربه میزان بالایی از پریشانی روانی و علائم اضطرابی و استرس در آنها بینجامد (۲۵). تسیو (Tesi) و همکاران در مطالعه ای بر روی افراد با درد مزمن نشان دادند که کیفیت زندگی تحت تاثیر سطوح بالای افسردگی قرار دارد و علائم افسردگی در آنها تا حد زیادی ناشی از ناگویی هیجانی است (۲۶). همچنین محمودی و همکاران (۲۷) در پژوهش خود نشان دادند ترومای دوران کودکی و ناگویی هیجانی قادر به پیش بینی پریشانی روان شناختی در دانشجویان است. از سویی دیگر دلبستگی به عنوان عامل اصلی در توسعه ذهنیت و شکل گیری بازنمایی های درونی حالات عاطفی تلقی می شود. در روابط دلبستگی ایمن، به حالت ذهنی کودک احترام گذاشته می شود و کم ذهنی سازی (mentalize) - تحت عنوان توانایی درک حالات خود و دیگران از نظر افکار، رفتار و احساسات - شکل می گیرد (۲۸). به عبارت دیگر، توانایی ذهنی سازی در ۴ تا ۵ سال اول زندگی رشد می کند و از طریق روابط دلبستگی ایمن (از طریق فرایند انعکاس سازی (mirroring) عاطفی)

عبارت دیگر خودکنترلی و خودمهارگری و تنظیم هیجان در نتیجه ذهنی‌سازی در مسیر تکاملی و تحولی می‌تواند از شکل‌گیری پیامدهای روان‌شناختی مختلف مثل افسردگی و افکار خودکشی تا حدی جلوگیری نماید (۳۵).

توجه به بهداشت روانی افراد در همه عرصه‌های زندگی از جمله زندگی فردی، اجتماعی و شغلی حایز اهمیت می‌باشد، در این بین حرفه پرستاری، بیشترین مشاغل بخش بهداشت و درمان را به خود اختصاص می‌دهد و جزء یکی از حرفه‌های استرس‌آور است، که در این حرفه پرستاران نقش مراقبت‌دهنده بیمار و اداره‌کنندگان وضعیت جسمی و روانی بیماران را بر عهده دارند. پرستاران از اعضای مهم سیستم خدمات سلامت هستند که جامعه بشری به خدمات آن‌ها نیازمند است و آن‌ها تاثیر خود را در نظام سلامت از طریق ایفای نقش‌های مختلف انجام می‌دهند. لذا، توجه به سلامت عمومی پرستاران از اهمیت مضاعفی برخوردار است، زیرا نه تنها سلامتی خود آن‌ها مهم است، بلکه از نظر افزایش کیفیت خدمات و بهره‌وری موسسات بهداشتی نیز حائز اهمیت است. بنابراین، بهداشت و سلامت روانی کادر درمان یکی از نیازهای اجتماعی است، زیرا مراقبت از بیماران مستلزم داشتن نیروی درمانی است که از حیث بهداشت روانی و جسمانی در وضعیت مطلوبی قرار داشته باشند، بنابراین بررسی عوامل روان‌شناختی موثر بر پریشانی روان‌شناختی این افراد می‌تواند امنیت جامعه را فراهم کند، لذا پژوهش حاضر با هدف بررسی تاثیر سبک‌های دلبستگی و ناگویی هیجانی بر پریشانی روان‌شناختی با میانجیگری ذهنی‌سازی در پرستاران انجام شد.

روش کار

مطالعه حاضر از نوع همبستگی و مبتنی بر مدل معادلات ساختاری بود. جامعه آماری در این مطالعه شامل تمامی پرستاران مشغول به کار در بیمارستان‌ها و مراکز درمانی شهر تهران در سال ۱۴۰۲ بودند. که از میان آنها تعداد ۲۱۰ نفر با روش نمونه‌گیری غیرتصادفی در دسترس انتخاب شدند. بنا به نظر کلاین برای مدل‌یابی معادلات ساختاری حداقل حجم نمونه ۲۰۰ نفر قابل دفاع است (۳۶). در این پژوهش، بعد از اخذ مجوز و انجام هماهنگی‌های لازم، به پرستاران هر بخش در مورد اهداف پژوهش توضیح داده شد. به علاوه پس از اطمینان داده‌شدن به آزمودنی‌ها جهت رعایت گمنامی، پرسشنامه‌ها که شامل رضایت

نامه کتبی هم بود، در اختیار آنها قرار گرفت. ملاک‌های ورود به پژوهش شامل نداشتن بیمارهای مزمن جسمی، آگاهی از اهداف پژوهش و رضایت آگاهانه برای شرکت در پژوهش و ملاک‌های خروج از پژوهش عدم تمایل برای ادامه پژوهش و تکمیل ناقص پرسشنامه‌های پژوهش بود. در این پژوهش ملاحظات اخلاقی از جمله، اصل محرمانگی و رازداری، رضایت هر فرد برای شرکت در پژوهش و امکان انصراف از همکاری در صورت عدم تمایل، مورد توجه قرار گرفت. روش تحلیل داده‌ها با استفاده از شاخص‌های توصیفی، ضریب همبستگی و مدل‌سازی معادلات ساختاری بود. داده‌های حاصل از پرسشنامه‌های مدنظر به وسیله برنامه آماری AMOS-24 و SPSS-26 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. برای گردآوری داده‌ها از ابزارهای زیر استفاده شد.

پرسشنامه سبک‌های دلبستگی بزرگسالان (adult attachment inventory): پرسشنامه سبک‌های دلبستگی بزرگسال، با استفاده از مواد آزمون دلبستگی هازان و شیور در سال ۱۹۸۷ (۳۷) ساخته و در مورد نمونه‌های دانشجویی، دانش‌آموزی و جمعیت ایرانی هنجاریابی شده است. یک آزمون ۱۵ گویه‌ای است و سه زیر-مقیاس شامل سبک دلبستگی ایمن؛ سبک دلبستگی نایمن دوسوگرایی اضطرابی؛ سبک دلبستگی نایمن اجتنابی را اندازه‌گیری می‌کند. سوالات پرسشنامه توسط علامت‌گذاری روی یک مقیاس ۵ درجه‌ای از نوع لیکرت شامل هرگز نمره ۰، به ندرت نمره ۱، بعضی اوقات نمره ۲، اغلب اوقات نمره ۳ و تقریباً همیشه نمره ۴ نمره‌گذاری می‌شود. حداقل و حداکثر نمره برای سبک دلبستگی ایمن ۱ تا ۴۰، برای سبک اجتنابی ۱ تا ۳۰ و برای سبک دوسوگرا ۱ تا ۳۵ است. هر چه در عبارات مربوط به هر سبک نمره بالاتری کسب شود به همان میزان شخص از آن سبک دلبستگی برخوردار است. هازان و شیور (۳۸) پایایی بازآزمایی کل این پرسشنامه را ۰/۸۱ و کولینز و رید (۳۹) نیز پایایی را با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۷۹. به دست آوردند. روایی مقیاس دلبستگی کولینز و رید به استخراج سه عامل عمده منجر شد که توسط پژوهشگران به عنوان ظرفیت پیوستن به روابط صمیمی و نزدیک تفسیر می‌شود. دیواندری (۴۰) با مطالعه‌ای که بر روی ۵۱۳ تن از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد کاشمر انجام داد روایی همگرایی پرسشنامه سبک‌های دلبستگی با روش محاسبه میانگین واریانس

سیده گوهر تاج ایلبایی فر و همکاران

ضرایب آلفای کرونباخ برای ناگویی هیجانی کل ۰/۸۵ و سه زیر مقیاس دشواری در شناسایی احساسات ۰/۸۲، دشواری در توصیف احساسات ۰/۷۵ و برای تفکر عینی یا تجارب بیرونی ۰/۷۲ محاسبه شد که نشانه همسانی درونی خوب مقیاس است. روایی همزمان مقیاس ناگویی هیجانی هم بر حسب همبستگی بین زیر مقیاس های این آزمون و مقیاس های هوش هیجانی، بهزیستی روان شناختی و درماندگی روان شناختی بررسی و مورد تایید قرار گرفت. همچنین اعتبار کل مقیاس را در نمونه ایرانی با استفاده از روش دو نیمه کردن و باز آزمایشی (بعد از یک ماه) ۰/۷۴ و ۰/۷۲ به دست آمده است (۴۴).

پرسشنامه پریشانی روان شناختی کسلر (Kessler's psychological distress questionnaire): این پرسشنامه شامل ۱۰ سوال است. نمره گذاری پرسشنامه در طیف لیکرت ۵ درجه ای می باشد به این صورت که هیچ وقت ۱ نمره، اوقات محدودی ۲ نمره، گاهی اوقات ۳ نمره، اکثر اوقات ۴ نمره و تمام اوقات ۵ نمره تعلق می گیرد (۴۵). حداقل و حداکثر نمره صفر تا ۴۰ است. کسب نمره کمتر از ۱۳ پریشانی روان شناختی خفیف، نمره ۱۴ تا ۲۷ پریشانی روان شناختی متوسط، نمره ۲۸ تا ۴۰ پریشانی روان شناختی شدید را نشان می دهد. به این معنا که هر چه فرد نمره بالاتری را دریافت کند، مقیاس پریشانی روان شناختی فرد بالا خواهد بود (۴۶). در داخل ایران برای بررسی پایایی پرسشنامه از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضریب ۰/۹۵ به دست آمده است (۴۷). روایی ملاکی این پرسشنامه از طریق محاسبه نقطه برش آن که بازتابی از همبستگی اش با متغیر ملاک (فرم مصاحبه تشخیصی بین المللی مرکب) می باشد، تایید می شود که نقطه برش آن نیز ۸ اعلام شده است (۴۸). در بررسی های خارج از کشور نشان داده است که این پرسشنامه از پایایی بالایی برخوردار است و ضریب ۰/۹۳ گزارش شده است (۴۹).

یافته ها

براساس داده های گردآوری شده ۲۸ نفر (۱۳/۳ درصد) فوق دیپلم، ۱۲۶ نفر (۶۰ درصد) لیسانس، ۴۲ نفر (۲۰ درصد) فوق لیسانس و ۱۴ نفر (۶/۷ درصد) دکترا بودند. میانگین انحراف معیار به ترتیب ۳۷/۵۹ و ۷/۰۶۳ بود.

استخراج شده را ۰/۷۰ و پایایی به روش همسانی درونی با محاسبه ضریب آلفای کرونباخ نمونه فوق را ۰/۹۴ گزارش کرد.

پرسشنامه کارکرد تأملی (reflective functioning questionnaire): این پرسشنامه ۲۶ سوال دارد و دو مولفه اطمینان (قطعیت) با سوالات ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸ و ۹ و عدم اطمینان (عدم قطعیت) با سوالات ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴ را اندازه گیری می کند. نمره گذاری آن ۷ درجه ای از کاملاً مخالف ۱ نمره تا کاملاً موافق ۷ نمره تعلق می گیرد. برای مولفه عدم اطمینان یعنی سوالات ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۴ به صورت معکوس نمره گذاری می شود به این صورت که از کاملاً مخالف ۷ نمره، تا حدودی مخالف ۶ نمره، مخالف ۵ نمره، نظری ندارم ۴ نمره، موافقم ۳ نمره، تا حدودی موافقم ۲ نمره و کاملاً موافقم ۱ نمره تعلق می گیرد. فونآگی و همکاران (۴۱) همسانی درونی برای مؤلفه اطمینان و عدم اطمینان را به ترتیب ۰/۶۳ و ۰/۶۷ در نمونه غیربالینی گزارش کردند و پایایی آزمون را با روش آزمون-بازآزمون با فاصله سه هفته ۰/۸۴ برای عدم اطمینان و ۰/۷۴ برای مؤلفه اطمینان به دست آورده اند (۴۸). این پرسشنامه در ایران ترجمه و روایی مقیاس با روش تحلیل عاملی بررسی و مقادیر نسبت کای اسکوئر به درجه آزادی X^2/d ، شاخص نیکویی برازش تعدیل شده یا انطباقی (AGFI)، شاخص برازش مقایسه ای (CFI) و خطای ریشه ی مجذور میانگین تقریب (RMSEA) به ترتیب ۰/۱۶۰، ۰/۹۲۰، ۰/۹۸۰ و ۰/۰۴۷ به دست آمده است و برای بررسی پایایی مقیاس از آلفای کرونباخ استفاده شده است که ضرایب در دامنه ۰/۶۶ تا ۰/۸۸ محاسبه شده است (۴۲).

مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو (Toronto Alexithymia Scale): مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو توسط باگی (Bagby) و همکاران در سال ۱۹۹۴ طرزراحی شده است. دارای ۲۰ سوال است و سه زیر مقیاس دشواری در شناسایی احساسات (۷ سوال)، دشواری در توصیف احساسات (۵ سوال) و تمرکز بر تجارب بیرونی (۸ سوال) را شامل می شود. نمره گذاری پرسشنامه براساس طیف لیکرت ۵ درجه ای است که از کاملاً مخالف تا کاملاً موافق سنجیده و بررسی می شود. یک نمره کل نیز از جمع نمره های سه زیرمقیاس برای ناگویی هیجانی کلی محاسبه می شود که در دامنه ۲۰ تا ۱۰۰ قرار دارد (۴۳). در نسخه فارسی این مقیاس

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و نرمال بودن متغیرهای پژوهش

| متغیرهای پژوهش | میانگین | انحراف استاندارد | چولگی | کشیدگی |
|--|---------|------------------|--------|--------|
| پریشانی روانشناختی | ۲۰/۹۰ | ۷/۱۲۳ | ۰/۷۴۱ | ۱/۵۴۳ |
| دلبستگی ایمن | ۱۸/۹۶ | ۸/۴۵۴ | -۰/۳۰۲ | -۱/۴۴۸ |
| دلبستگی نایمن دوسوگرا | ۱۵/۹۵ | ۶/۴۳۶ | -۰/۱۶۶ | -۱/۷۱۲ |
| دلبستگی نایمن اجتنابی | ۱۶/۹۸ | ۶/۷۹۳ | -۰/۱۰۱ | -۱/۶۲۰ |
| دشواری در شناسایی احساسات | ۲۰/۸۲ | ۹/۱۷۴ | -۰/۱۱۶ | -۱/۷۸۲ |
| دشواری در توصیف احساسات | ۱۲/۵۲ | ۴/۹۸۱ | -۰/۲۱۰ | -۱/۶۶۳ |
| تمرکز عینی | ۱۵/۷۱ | ۶/۱۱۳ | -۰/۲۱۹ | -۱/۶۵۸ |
| نمره کل ناگویی هیجانی | ۴۹/۰۶ | ۱۹/۸۶۵ | -۰/۱۵۶ | -۱/۴۵۳ |
| عدم اطمینان (ذهنی سازی) | ۱۵/۹۰ | ۶/۷۴۷ | -۰/۳۹۳ | -۱/۷۲۳ |
| اطمینان (ذهنی سازی) | ۲۰/۶۸ | ۹/۶۹۲ | ۰/۴۲۷ | -۱/۶۶۱ |
| نرمال بودن چندمتغیره (Multivariate) ضریب مردیا: ۲/۶۰۵ نسبت بحرانی: ۲/۲۲۰ | | | | |

جدول ۱- میانگین و انحراف معیار و نرمال بودن متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. تعداد آزمودنی‌ها ۲۱۰ نفر بودند. همچنین برای انجام معادلات ساختاری به شیوه پارامتریک، پیش فرض نرمال بودن داده‌ها و متغیرها لازم است. برای سنجش نرمال بودن تک متغیره داده‌ها از مقادیر «چولگی» و «کشیدگی» استفاده می‌شود که مقادیر آن باید در بازه ۲- تا ۲+ باشد که نشان دهنده نرمال بودن تک متغیره توزیع نمرات باشد. برای بررسی استقلال خطاها از آزمون دوربین واتسون استفاده شد که نتایج نشان داد که آماره‌های دوربین واتسون بین ۱/۵ الی ۲/۵ است که نشان دهنده استقلال خطاها است. برای بررسی همخطی چندگانه از ضریب تحمل و تورم واریانس استفاده شد که نتایج نشان داد که هیچ کدام از مقادیر آماره تحمل کوچکتر از حد مجاز ۰/۱ و هیچ کدام از مقادیر عامل تورم واریانس بزرگ تر از حد مجاز ۱۰ نمی‌باشند. از آنجایی که وجود همخطی چندگانه در متغیرهای پیش بین مشاهده نشد، می‌توان از

آزمون‌های پارامتریک ضریب همبستگی پیرسون و مدل یابی معادلات ساختاری استفاده نمود. همچنین برای بررسی نرمال بودن چندمتغیره داده‌ها از ضریب کشیدگی استاندارد شده «مردیا» و نسبت بحرانی استفاده می‌شود که مقادیر به دست آمده برای ضریب مردیا و نسبت بحرانی باید کمتر از ۵ باشد که نشان دهنده نرمال بودن چندمتغیره توزیع نمرات است. نتایج در جدول ۱- آمده است که براساس نتایج مقدار چولگی و کشیدگی متغیرهای پژوهش در بازه (۲- تا ۲) قرار دارد. بنابراین، توزیع تمامی متغیرهای پژوهش نرمال است. مقدار ضریب مردیا و نسبت بحرانی باید کمتر از ۵ باشد که در این پژوهش «ضریب مردیا» ۲/۶۰۵ و مقدار نسبت بحرانی ۲/۲۲۰ به دست آمد که نشان دهنده برقراری فرض نرمال بودن چندمتغیره توزیع نمرات در این پژوهش است. در جدول ۲ ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش آمده است.

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش

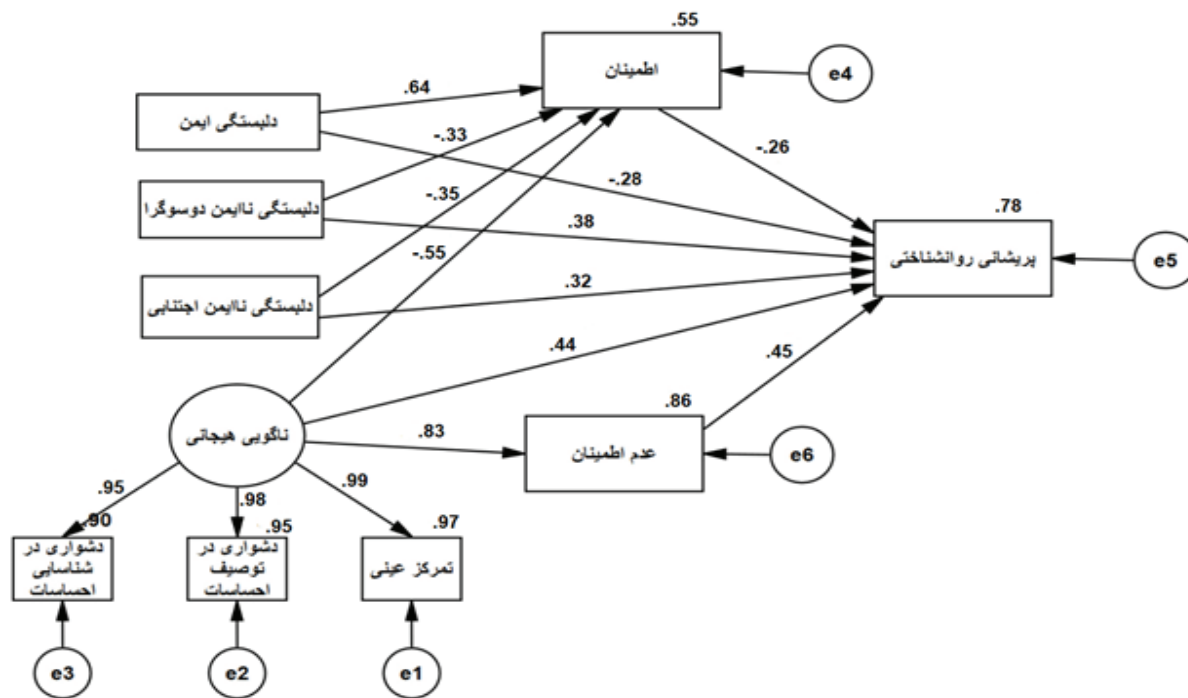
| متغیرهای پژوهش | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ | ۹ | ۱۰ |
|------------------------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----|
| ۱- پریشانی روانشناختی | ۱ | | | | | | | | | |
| ۲- دلبستگی ایمن | -۰/۶۱۳** | ۱ | | | | | | | | |
| ۳- دلبستگی نایمن دوسوگرا | ۰/۳۷۸** | -۰/۶۴۶** | ۱ | | | | | | | |
| ۴- دلبستگی نایمن اجتنابی | ۰/۳۲۶** | -۰/۶۴۷** | ۰/۵۳۷** | ۱ | | | | | | |
| ۵- دشواری در شناسایی احساسات | ۰/۶۰۹ | -۰/۷۱۳** | ۰/۵۵۴** | ۰/۶۴۳** | ۱ | | | | | |
| ۶- دشواری در توصیف احساسات | ۰/۶۳۸** | -۰/۶۳۶** | ۰/۴۵۰** | ۰/۴۷۱** | ۰/۶۲۲** | ۱ | | | | |
| ۷- تمرکز عینی | ۰/۶۹۱** | -۰/۶۶۳** | ۰/۵۲۵** | ۰/۶۰۱** | ۰/۶۴۰** | ۰/۶۶۲** | ۱ | | | |
| ۸- نمره کل ناگویی هیجانی | ۰/۶۸۱** | -۰/۶۹۳** | ۰/۵۳۰** | ۰/۶۰۰** | ۰/۵۸۲** | ۰/۶۷۲** | ۰/۶۸۳** | ۱ | | |
| ۹- عدم اطمینان (ذهنی سازی) | ۰/۷۱۷** | -۰/۷۱۵** | ۰/۴۹۷** | ۰/۶۰۷** | ۰/۵۱۴** | ۰/۵۰۰** | ۰/۴۱۱** | ۰/۵۲۸** | ۱ | |
| ۱۰- اطمینان (ذهنی سازی) | -۰/۴۸۸** | ۰/۷۴۶** | -۰/۴۵۲** | -۰/۶۶۲** | -۰/۶۰۸** | -۰/۵۲۶** | -۰/۵۴۲** | -۰/۵۷۹** | -۰/۶۷۷** | ۱ |

** معنادار در سطح ۰/۰۱ * معنادار در سطح ۰/۰۵

سیده گوهر تاج ایلبایی فر و همکاران

مستقیم و میانجی از روش مدلسازی معادلات ساختاری استفاده شد که نتایج آن در قالب شکل ۱ و جداول اثرات مستقیم و غیرمستقیم ارائه می شود.

جدول ۲- ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می دهد. همان طور که در جدول ۲ نشان داده شد، همبستگی بین متغیرها معنادار است از این رو، امکان بررسی مدل پژوهش فراهم گردید. در ادامه برای بررسی اثرهای



شکل ۱. مدل پیشنهادی و برازش شده پژوهش

سبک های دل بستگی و ناگویی هیجانی با میانجی ذهنی سازی (اطمینان و عدم اطمینان) در مجموع ۷۸ درصد از واریانس پریشانی روانشناختی را تبیین می کنند. در ادامه شاخص های برازش مدل ساختاری در جدول ۳ نشان داده شده است.

شکل ۱. مدل پیشنهادی و برازش شده پژوهش را نشان می دهد که در این مدل مجموع مجذور همبستگی های چندگانه (R^2) یا واریانس تبیین شده برای پریشانی روانشناختی براساس سبک های دل بستگی و ناگویی هیجانی با نقش میانجی ذهنی سازی (اطمینان و عدم اطمینان) برابر با ۰/۷۸ بدست آمد، این موضوع بیانگر آن است که

جدول ۳: شاخص های برازندگی مدل برازش شده پژوهش

| نوع شاخص | شاخص ها | مقدار به دست آمده | مقدار قابل قبول |
|---------------|--|-------------------|-----------------|
| شاخص های مطلق | CMIN | ۶۴/۳۱۷ | - |
| | درجه آزادی (DF) | ۲۲ | - |
| | سطح معناداری (P) | ۰/۰۰۱ | بیشتر از ۰/۰۵ |
| | نسبت کای اسکور به درجه آزادی X^2/df یا $CMIN/df$ | ۲/۹۲۳ | کمتر از ۳ |
| شاخص های نسبی | خطای ریشه ی مجذور میانگین تقریب (RMSEA) | ۰/۰۶۵ | کمتر از ۰/۰۸ |
| | شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE) | ۰/۰۰۱ | کمتر از ۰/۰۵ |
| | شاخص برازش مقایسه ای (CFI) | ۰/۹۳۱ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص برازندگی افزایشی (IFI) | ۰/۹۴۱ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص نیکویی برازش (GFI) | ۰/۹۳۷ | بیشتر از ۰/۹۰ |
| | شاخص برازش هنجار شده (NFI) | ۰/۹۰۶ | بیشتر از ۰/۹۰ |

جدول ۳- مشاهده می شود مقدار شاخص تقریب برازندگی (PCLOSE) $0/001$ و شاخص RMSEA برابر $0/065$ می باشد که براساس مدل کلاین نشان دهنده برازش مدل است. در ادامه نتایج جدول ۴ و ۵ اثرات مستقیم و میانجی متغیرهای پژوهش را نشان می دهد و براساس آن می توان به تایید یا رد اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای پژوهش در پریشانی روانشناختی پرداخت.

جهت آزمون مدل مورد نظر در پژوهش حاضر، روش الگویابی معادلات ساختاری (SEM) اعمال گردیده است. برای بررسی برازندگی مدل از شاخص های آمده شده در جدول ۳- استفاده شده است. همچنین اگر شاخص های برازش هنجار شده (NFI)، شاخص برازش هنجار نشده (NNFI)، برازش مقایسه ای (CFI)، برازندگی افزایشی، (IFI)، نیکویی برازش (GFI) بزرگتر از $0/90$ است بر برازش مناسب و مطلوب مدل دلالت دارند. همانگونه که بر اساس

جدول ۴: شاخص های استاندارد و غیراستاندارد مدل برازش شده پژوهش

| متغیر مستقل | متغیر وابسته | ضریب استاندارد | ضریب غیراستاندارد | خطای استاندارد | t | P |
|------------------|--------------------|----------------|-------------------|----------------|-------|-------|
| دل بستگی ایمن | پریشانی روانشناختی | -0/28 | -0/23 | 0/06 | -4/04 | 0/001 |
| دل بستگی دوسوگرا | پریشانی روانشناختی | 0/38 | 0/48 | 0/05 | 3/63 | 0/003 |
| دل بستگی اجتنابی | پریشانی روانشناختی | 0/32 | 0/35 | 0/06 | 6/24 | 0/001 |
| ناگویی هیجانی | پریشانی روانشناختی | 0/44 | 0/42 | 0/13 | 10/80 | 0/001 |
| اطمینان | پریشانی روانشناختی | -0/26 | -0/34 | 0/05 | -2/93 | 0/003 |
| عدم اطمینان | پریشانی روانشناختی | 0/45 | 0/50 | 0/12 | 4/04 | 0/001 |

دل بستگی نایمن اجتنابی ($\beta = 0/32$ ، $T = 6/24$)، ناگویی هیجانی ($\beta = 0/44$ ، $T = 10/80$) و عدم اطمینان ($\beta = 0/45$ ، $T = 4/04$) بر پریشانی روانشناختی معنادار و مثبت بود. در ادامه جهت بررسی رابطه غیرمستقیم مدل پیشنهادی از روش بوت استروپ استفاده شده است. نتایج روش بوت استروپ برای بررسی مسیرهای واسطه ای غیرمستقیم در جدول ۵- ارائه شده است.

با توجه به جدول ۴ در مواردی که آماره T خارج از بازه ی ($+1/96$ و $-1/96$) قرار دارد یا سطح معنی داری کمتر از $0/05$ است دو متغیر با یکدیگر ارتباط معنادار دارند. با توجه به جدول ۴ می توان مشاهده کرد که مسیر مستقیم دل بستگی ایمن ($\beta = -0/28$ ، $T = -4/04$) و اطمینان ($\beta = 0/26$ ، $T = 2/93$) بر پریشانی روانشناختی معنادار و منفی بود. همچنین مسیر مستقیم دل بستگی نایمن دوسوگرا ($\beta = 0/38$ ، $T = 3/63$)،

جدول ۵: بررسی روابط غیرمستقیم متغیرها در مدل تحقیق

| متغیر مستقل | متغیر میانجی | متغیر وابسته | ضریب غیراستاندارد | حد پایین | حد بالا | معناداری |
|------------------|--------------|--------------------|-------------------|----------|---------|----------|
| دل بستگی ایمن | اطمینان | پریشانی روانشناختی | 0/386 | 0/287 | 0/662 | 0/001 |
| دل بستگی دوسوگرا | اطمینان | پریشانی روانشناختی | -0/422 | -0/557 | -0/287 | 0/001 |
| دل بستگی اجتنابی | اطمینان | پریشانی روانشناختی | -0/456 | -0/128 | -0/395 | 0/007 |
| ناگویی هیجانی | اطمینان | پریشانی روانشناختی | -0/511 | -0/3285 | -0/762 | 0/001 |
| دل بستگی ایمن | عدم اطمینان | پریشانی روانشناختی | -0/542 | -0/291 | -0/668 | 0/001 |
| دل بستگی دوسوگرا | عدم اطمینان | پریشانی روانشناختی | 0/351 | 0/228 | 0/595 | 0/001 |
| دل بستگی اجتنابی | عدم اطمینان | پریشانی روانشناختی | 0/333 | 0/387 | 0/462 | 0/001 |
| ناگویی هیجانی | عدم اطمینان | پریشانی روانشناختی | 0/425 | 0/297 | 0/771 | 0/001 |

اطمینان معنی دار است ($b = 0/386$ ، $P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر دل بستگی نایمن دوسوگرا بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی اطمینان معنی دار است ($P < 0/05$)، اثر غیرمستقیم متغیر دل بستگی نایمن اجتنابی ($b = -0/422$)،

برای تعیین اثر غیرمستقیم از روش بوت استروپ با ۲۰۰۰ بار فرآیند نمونه گیری استفاده گردید که با توجه به جدول ۵ می توان مشاهده کرد که اثر غیرمستقیم متغیر دل بستگی ایمن بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی

دیگران را در روابط بعدی ایجاد می کنند. شواهد پژوهشی نشان داده است که فقدان دلبستگی ایمن با مادر می تواند منجر به رفتارهای پرخاشگرانه و خصمانه در سال های بعد شود، همچنین دلبستگی نایمن تعامل همدلانه و روابط بین فردی مناسب و با کیفیت به همراه ندارد (۵۲). افرادی که دارای سبک های دلبستگی نایمن هستند، تمایل بیشتری به آزار و اذیت و اجتناب از روابط جهت محافظت از خود نشان می دهند. افرادی که سبک دلبستگی بیمناک دارند، نسبت به دیگران بی اعتمادی شدید نشان می دهند و خود را دوست داشتنی و شایسته مراقبت نمی دانند (۵۳).

بنابراین، تعاملات اولیه والد فرزند، می تواند به عنوان الگویی منفی یا مثبت برای روابط بین فردی و انتظارات موجود در روابط آینده بازی کند و به عنوان عاملی محافظت کننده یا عامل خطر نسبت به پریشانی روانشناختی نقش ایفا کند. از سویی دیگر، دلبستگی به عنوان عامل اصلی در توسعه ذهنیت و شکل گیری بازنمایی های درونی حالات عاطفی تلقی می شود. در روابط دلبستگی ایمن، به حالت ذهنی کودک احترام گذاشته می شود و کم کم ذهنی سازی - تحت عنوان توانایی درک حالات خود و دیگران از نظر افکار، رفتار و احساسات - شکل می گیرد (۲۸). براساس یافته ها و نظریه فوناگی (Fonagy) افراد دارای دلبستگی آشفته مشکلات بیشتری در توانایی ذهنی سازی دارند. روابط دلبستگی ایمن و ظرفیت والدین برای ذهنی سازی موجب افزایش توانایی ذهنی سازی کودکان می شود (۱۲). این ظرفیت ذهنی سازی در مراحل بعدی رشد و بزرگسالی موجب افزایش تنظیم هیجان، کاهش تکانشگری (Impulsivity)، افزایش خودمهارگری (self-control) و بهبود روابط بین فردی می شود (۵۴). در واقع، این نظریه بیان می کند که اختلالات در سیستم دلبستگی، مانند بدرفتاری با کودک، توانایی انعکاس حالات ذهنی درونی خود و دیگران را، به ویژه در حالت های استرس زای عاطفی، مختل می کند و نقص در توانایی ذهنی سازی منجر به آسیب روانی می شود (۳۱).

همچنین، یافته های پژوهش حاضر نشان داد که ناگویی هیجانی هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم با میانجی گری ذهنی سازی بر پریشانی روانشناختی پرستاران تاثیر دارد. این یافته به صورت مستقیم و غیرمستقیم با پژوهش های ون در کرویسن (۲۵)، تسبو و همکاران (۲۶)، محمودی و همکاران (۲۷)، و لوتین و همکاران (۳۵) همسو

بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی اطمینان معنی دار است ($b = -0/456, P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر ناگویی هیجانی بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی اطمینان معنی دار است ($b = -0/511, P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر دلبستگی ایمن بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی عدم اطمینان معنی دار است ($P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر دلبستگی نایمن دوسوگرا بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی عدم اطمینان معنی دار است ($b = -0/542, P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر دلبستگی نایمن اجتنابی بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی عدم اطمینان معنی دار است ($b = 0/351, P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر دلبستگی نایمن اجتنابی بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی عدم اطمینان معنی دار است ($b = 0/333, P < 0/05$). اثر غیرمستقیم متغیر ناگویی هیجانی بر پریشانی روانشناختی از طریق نقش میانجی عدم اطمینان معنی دار است ($b = 0/425, P < 0/05$).

بحث

هدف پژوهش حاضر بررسی تاثیر سبک های دلبستگی و ناگویی هیجانی بر پریشانی روانشناختی با میانجیگری ذهنی سازی در پرستاران بود. یافته های پژوهش حاضر نشان داد که سبک های دلبستگی هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم با میانجی گری ذهنی سازی بر پریشانی روانشناختی پرستاران تاثیر دارد. این یافته به صورت مستقیم و غیرمستقیم با پژوهش های کامینگز و سایکتی (۱۴)، مارگولیز و همکاران (۱۵)، سیوکا و همکاران (۱۶) و انسینک و همکاران (۵۰) همسو است. در تبیین یافته های این پژوهش مبتنی بر مبانی نظری و پژوهشی، می توان گفت کیفیت دلبستگی به مراقب اولیه سازه اصلی در آسیب پذیری به پریشانی روانشناختی است. الگوهای نایمن و آشفته روابط با مراقب اولیه به شکل بازنمایی های ذهنی در کودک درونی می شود و این بازنمایی های ذهنی آسیب دیده براساس روابط آشفته اولیه می تواند آسیب پذیری به پریشانی های روانشناختی بعدی ایجاد کند (۵۱). افرادی که سبک دلبستگی ایمن دارند، فرض بر این است که تجارب مراقبت اولیه ای را داشته باشند که به صورت ثابت، باملاحظه و پاسخگو بوده است، و لذا سبب می شود که آنها نیز در ایجاد روابط حمایتی با دیگران موفق تر عمل نمایند. افرادی که سبک دلبستگی ایمن دارند، با مراقبانی که به آنها به طور همدلانه پاسخ می دهند، احساس اعتماد می کنند و بنابراین ظرفیت پاسخگویی عاطفی و همدلانه با

است. در تبیین این یافته می توان به نظریه ذهنی سازی تکیه نمود. توانایی ذهنی-سازی به معنای توانایی نمادسازی و ترجمه احساسات بدن است که این ظرفیت در ناگویی هیجانی وجود ندارد (۳۱). به عبارتی ناگویی هیجانی، به عنوان ناتوانی در توصیف و آگاهی از حالت هیجانی خود تعریف می شود، لذا به عنوان شاخصی از اختلال در ذهنی سازی خود ظاهر می شود (۳۲). بنابراین ذهنی سازی به عنوان یک مکانیسم میانجی علاوه بر شناسایی احساسات، نقش اساسی در ترجمه، تنظیم و تعدیل حالات عاطفی ناخوشایند و بیان نشده را برعهده دارد (۵۵). بنابراین ذهنی سازی (اطمینان) به عنوان یک ظرفیت و مهارت به افراد اجازه می دهد تا مدلی مثبت از خود و دنیای اطراف ساخته و به تنظیم رفتار، روابط بین فردی و عاطفه بیان نشده بپردازد. بنابراین می توان گفت که ذهنی سازی می تواند با بهبود ناگویی هیجانی، نقش بازدارنده ای در پریشانی روانشناختی داشته باشد (۵۶). همچنین در زمینه نقص در ذهنی سازی (عدم اطمینان) براساس نظریه دلبستگی می توان گفت که نوزاد نادیده گرفته شده ای که نیازهایش برآورده نمی شود، ممکن است دیگران را غیرقابل اعتماد بداند و ممکن است مدلی منفی از خود، بازنمایی از خود، دنیای اطراف (ضعف در ذهنی سازی) و تنظیم عاطفه بسازد. این دیدگاه ناسازگارانه نسبت به بازنمایی خود و دیگران، آنها را در معرض خطر پرخاشگری و سایر مشکلات مانند ضعف در تنظیم و بیان هیجانات (ناگویی هیجانی)، ضعف در کنترل تکانه و سایر مشکلات مرتبط از جمله مصرف مواد، اختلالات شخصیت و پریشانی روانشناختی قرار دهد (۳۱). از سویی دیگر، بهبود ظرفیت ذهنی سازی، کاهش استرس بین فردی و افزایش اطمینان در نتیجه روابط دلبسته ایمن موجب می شود که افراد در شرایط استرس زا از مکانیسم های پخته تر استفاده کنند و توانایی تنظیم هیجان را داشته باشند؛ لذا وجود ظرفیت ذهنی سازی، بعدها تاب آوری افراد را بالا برده و آنها را در برابر پریشانی های روان شناختی از جمله افسردگی محافظت می نماید (۵۷).

نتیجه گیری

با توجه به شواهد پژوهشی موجود می توان نتیجه گیری

کرد که یکی از سازه های مهم که از طریق روابط بین فردی در دوران کودکی به خصوص روابط دلبستگی به دست می آید، ظرفیت ذهنی سازی است. مراقبانی که دلبستگی ایمن ایجاد می کنند، معمولاً ظرفیت خوبی برای ذهنی سازی دارند که تنظیم هیجانات را در فرد تسهیل می کند. از سویی دیگر، بهبود ظرفیت ذهنی سازی، کاهش استرس بین فردی و افزایش اطمینان در نتیجه روابط دلبسته ایمن موجب می شود که افراد در شرایط استرس زا از مکانیسم های پخته تر استفاده کنند و توانایی تنظیم هیجان را داشته باشند؛ لذا وجود ظرفیت ذهنی سازی، بعدها تاب آوری افراد را بالا برده و آنها را در برابر پریشانی های روان شناختی از جمله افسردگی محافظت می نماید. لذا تخریب و یا نقص ظرفیت ذهنی سازی در بزرگسالی به ویژه در موقعیت های استرس زای پرستاران، می تواند هیجاناتی دردناک و تنظیم نشده با ماهیتی ویرانگر را به دنبال داشته باشد و بر روابط بین فردی آنها با بیماران و دیگر پرسنل تاثیر بگذارد و متعاقباً منجر به پریشانی روانشناختی آنان گردد. بنابراین پیشنهاد می شود به درمان های مبتنی بر ذهنی سازی و درمان های مبتنی بر تنظیم هیجان در پرستاران با پریشانی روانشناختی توجه ویژه ای شود. در ارتباط با محدودیت های این مطالعه نیز می توان گفت که نمونه مورد مطالعه به صورت در دسترس بوده است، ابزارها به صورت خودگزارشی بکار رفته اند و شرکت کنندگان این مطالعه را پرستاران شهر تهران تشکیل دادند، این باعث می شود که در تعمیم نتایج پژوهش احتیاط های لازم صورت گیرد. لذا پژوهش بر روی سایر گروه های بالینی و غیربالینی ضروری به نظر می رسد.

سپاسگزاری

بدین وسیله از تمامی پرستارانی که در این مطالعه شرکت نموده اند، صمیمانه تقدیر و تشکر می شود.

تضاد منافع

بنابر اظهار نویسندگان، مقاله فاقد هرگونه تعارض منافع بوده است.

References

1. Seyed Rohani P, Akbarsharifi T, Ruzbeh F, Shekarabi R, Haghani H. A study of senior nursing student's opinions about clinical skill level acquired during nursing training]. *Iran Journal of Nursing*. 2005; 18(44): 68-76. (Persian).
2. Hsieh hf, liu y, hsu ht, ma sc, wang hh, ko ch: relations between stress and depressive symptoms in psychiatric nurses: the mediating effects of sleep quality and occupational burnout. *International journal of environmental research and public health* 2021, 18(14). <https://doi.org/10.3390/ijerph18147327>.
3. Maharaj s, lees t, lal s: prevalence and risk factors of depression, anxiety, and stress in a cohort of Australian nurses. *International journal of environmental research and public health* 2018, 16(1).
4. Chambers m, kantaris x, guise v, välimäki m. Managing and caring for distressed and disturbed service users: the thoughts and feelings experienced by a sample of English mental health nurses. *J psychiatr ment health nurs*. 2015; 22(5):289-97.
5. Mahmoodi S, Zehni K. Comparison of Depression in nursing shifts in educational hospitals Kordestan University of medical sciences. *J Nurs Res*. 2013;8(28):29-38.
6. Mirmohammadi S, Mehrparvar A, Mehrjerdi A. Effect of working shift in depression in nurses, *Quarterly Occupational Medicine*. ,2009;1(1):27-24.
7. Zandi A, Sayari R, Ebadi A, Sanainasab H. Frequency of depression, anxiety and stress in military Nurses. *Iranian Journal of Military Medicine*. 2011;13(2):103-8.
8. Sánchez Núñez RA, Ramírez C, Gómez Meza MV. Smoking, depression, and suicide risk in the nursing staff of a Third-Level Hospital. *Medicina universitaria*. 2014;16(63):60-5.
9. Bowlby j. Attachment theory and its therapeutic implications. *Adolescent psychiatry*. 1978.
10. Collins NL, Ford MB, Guichard AC, Allard LM. Working models of attachment and attribution processes in intimate relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*. 2006 Feb;32(2):201-19.
11. Reynolds s, searight hr, ratwik s. Adult attachment styles and rumination in the context of intimate relationships. *North american journal of psychology*. 2014; 16(3):495-506.
12. London m, volmer j, zyberaj j, kluger an. Attachment style and quality listening: keys to meaningful feedback and stronger leader-member connections. *Organizational dynamics*. 2023:100977.
13. Hazan c, shaver p. Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of personality and social psychology*. 1987; 52(3):511.
14. Cummings EM, Cicchetti D. Toward a Transactional Model of Relations between Attachment and Depression. *Attachment in the preschool years. Theory, research, and intervention*. 1990:339-72.
15. Margolese SK, Markiewicz D, Doyle AB. Attachment to parents, best friend, and romantic partner: Predicting different pathways to depression in adolescence. *Journal of youth and adolescence*. 2005 Dec;34:637-50.
16. Ciocca G, Rossi R, Collazzoni A, Gorea F, Vallaj B, Stratta P, Longo L, Limoncin E, Mollaioli D, Gibertoni D, Santarnecchi E. The impact of attachment styles and defense mechanisms on psychological distress in a non-clinical young adult sample: A path analysis. *Journal of Affective Disorders*. 2020 Aug 1;273:384-90.
17. Toulabi S, Ita T. Comparison of the Quality of Life, Mental Health, Alexithymia and Distress Tolerance of Nurses Working in Intensive Care Units of Covid-19 (Corona) Patients with Nurses in Other Wards. *Journal of Research in Educational Systems*. 2022 Jan 5;15(55):153-64.
18. Ghanadzadegan HA, Salehi M, Kochakentzar R, Sepahmansor M. The Modeling of Internet Addiction Based on Identity Styles: The Mediating Role of Alexithymia. *Developmental Psychology*. 2018;15(58):165-173. (Persian)
19. Medina-Porqueres I, Romero-Galisteo RP, Galvez-Ruiz P, Moreno-Morales N, Sanchez-Guerrero E, Cuesta-Vargas JS, et al. Alexithymia and depression in older people who practice directed physical activity. *Ibero-American Journal of Physical Activity and Sports Sciences*. 2016;5(3):36-48.
20. Foran HM, O'Leary KD. The role of relationships in understanding the alexithymia-depression link. *European Journal of Personality*. 2013 Sep;27(5):470-80.
21. Gratz KL, Roemer L. Multidimensional

- assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*. 2004 Mar;26:41-54.
22. Velasco C, Fernández I, Páez D. Alexitimia, afrontamiento, compartir social y salud. *Boletín de Psicología (Spain)*. 2001 Mar.
 23. Saikkonen S, Karukivi M, Vahlberg T, Saarijärvi S. Associations of social support and alexithymia with psychological distress in Finnish young adults. *Scandinavian Journal of Psychology*. 2018 Dec;59(6):602-9.
 24. Palma-Alvarez RF, Ros-Cucurull E, Daigre C, Perea-Ortueta M, Martinez-Luna N, Serrano-Perez P, et al. Is alexithymia related to retention and relapses in patients with substance use disorders?: A one year follow-up study. *Addictive Behaviors*. 2021;113:106681.
 25. Van Der Crujisen R, Murphy J, Bird G. Alexithymic traits can explain the association between puberty and symptoms of depression and anxiety in adolescent females. *PloS one*. 2019 Jan 16;14(1):e0210519.
 26. Tesio V, Di Tella M, Ghiggia A, Romeo A, Colonna F, Geminiani GC, Castelli L. Alexithymia and depression affect quality of life in patients with chronic pain: A study on 205 patients with fibromyalgia. *Frontiers in psychology*. 2018 Apr 4;9:346505.
 27. Mahmoudi M, Saberi H, Bashardoust S. Predicting psychological distress based on childhood trauma with the mediating role of alexithymia. *Advances in Cognitive Science*. 2022 Oct 10;24(3):41-56.
 28. Bateman A, Fonagy P. *Mentalization based treatment for personality disorders: A practical guide*. Oxford University Press; 2016.
 29. Fonagy P. *Affect Regulation, Mentalization, and the Development of the Self*. New York (Other Press) 2002.
 30. Pompili M, Innamorati M, Erbuto D, Amore M, Girardi P. Deficits in mentalization predict suicide risk among psychiatric inpatients. *European Psychiatry*. 2017 Apr;41(S1):S264-5.
 31. Fonagy P, Steele M, Steele H, Moran GS, Higgitt AC. The capacity for understanding mental states: The reflective self in parent and child and its significance for security of attachment. *Infant mental health journal*. 1991 Sep; 12(3):201-18.
 32. Löf J, Clinton D, Kaldö V, Rydén G. Symptom, alexithymia and self-image outcomes of Mentalisation-based treatment for borderline personality disorder: A naturalistic study. *BMC psychiatry*. 2018 Dec; 18:1-9.
 33. Rossouw TI, Fonagy P. Mentalization-based treatment for self-harm in adolescents: a randomized controlled trial. *Journal of the American Academy of child & adolescent psychiatry*. 2012 Dec 1; 51(12):1304-13.
 34. Bateman AW, Fonagy PE. *Handbook of mentalizing in mental health practice*. American Psychiatric Publishing, Inc.; 2012
 35. Luyten P, Mayes LC, Nijssens L, Fonagy P. The parental reflective functioning questionnaire: Development and preliminary validation. *PloS one*. 2017 May 4; 12(5):e0176218.
 36. Kline RB. *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford publications; 2015.
 37. Hazan C, Shaver P. Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of personality and social psychology*. 1987 Mar; 52(3):511.
 38. Besharat M. *Standardization of adult attachment scale*. Tehran University, 2005.
 39. Collins NL, Read S. *Cognitive representations of attachment: the structure and function of attachment models*. Attachment processes in adulthood: Advances in personal relationships. London: Kingsley. 1994.
 40. Divandari H. The young schema questionnaire—short form (SQ-SF): investigation psychometric properties and factor structure between students in Islamic Azad University, Kashmar Branch. *Educational researches*. 2009 Oct 23; 5(20):1-29.
 41. Fonagy P, Luyten P, Moulton-Perkins A, Lee YW, Warren F, Howard S, Ghinai R, Fearon P, Lowyck B. Development and validation of a self-report measure of mentalizing: The reflective functioning questionnaire. *PLoS One*. 2016 Jul 8; 11(7):e0158678.
 42. Drogar, E., Fathi-Ashtiani, A., ashrafi, E. Validation and Reliability of the Persian Version of the Mentalization Questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, 2020; 12(1): 1-12.
 43. Bagby RM, Parker JD, Taylor GJ. The twenty-item Toronto Alexithymia Scale—I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of psychosomatic research*. 1994 Jan 1;38(1):23-32.

44. Besharat MA. Toronto Alexithymia Scale: Questionnaire, instruction and scoring (Persian version). *Journal of Developmental Psychology*. 2013;10(37):90-92. (Persian).
45. Kessler RC, Barker PR, Colpe LJ, Epstein JF, Gfroerer JC, Hiripi E, Howes MJ, Normand SL, Manderscheid RW, Walters EE, Zaslavsky AM. Screening for serious mental illness in the general population. *Archives of general psychiatry*. 2003 Feb 1; 60(2):184-9.
46. Van Bronswijk SC, Bruijniks SJ, Lorenzo-Luaces L, Derubeis RJ, Lemmens LH, Peeters FP, Huibers MJ. Cross-trial prediction in psychotherapy: External validation of the Personalized Advantage Index using machine learning in two Dutch randomized trials comparing CBT versus IPT for depression. *Psychotherapy Research*. 2021 Jan 2; 31(1):78-91.
47. Behbahani Mandizadeh, A., Homaei, R. The casual relationship Stigma infertility and psychological distress with quality of marital relationship through the mediation of meta-emotion in infertile women. *Journal of Family Research*, 2020; 16(1): 55-76.
48. Yaghubi H. Psychometric properties of the 10 questions Version of the Kessler Psychological Distress Scale (K-10). *Applied Psychological Research Quarterly*. 2016; 6(4):45-57.
49. Romero M, Marín E, Guzmán-Parra J, Navas P, Aguilar JM, Lara JP, Barbancho MÁ. Relationship between parental stress and psychological distress and emotional and behavioural problems in pre-school children with autistic spectrum disorder. *Anales de Pediatría (English Edition)*. 2021 Feb 1; 94(2):99-106.
50. Ensink K, Borelli JL, Roy J, Normandin L, Slade A, Fonagy P. Costs of not getting to know you: Lower levels of parental reflective functioning confer risk for maternal insensitivity and insecure infant attachment. *Infancy*. 2019 Mar;24(2):210-27.
51. Saedi F, Aghdasi AN. The relationship between attachment styles and depression and anxiety inseventh and eighth female students in Tabriz. *Women and Family Studies*. 2018;11(40):165-89.
52. Bartholomew K, Horowitz LM. Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. *J Pers Soc Psychol* 1991; 61(2): 226-44.
53. Hojat M. Developmental pathways to violence: A psychodynamic paradigm. *Peace Psychology Review*. 1995; 1(2):176-95.
54. Bateman AW, Fonagy PE. *Handbook of mentalizing in mental health practice*. American Psychiatric Publishing, Inc.; 2012.
55. Calaresi D, Barberis N. The relationship between reflective functioning and alexithymia. *Journal of Clinical & Developmental Psychology*. 2019 May 31; 1(2).
56. Durmaz O, Baykan H. Mentalizing self and others: A controlled study investigating the relationship between alexithymia and theory of mind in major depressive disorder. *Indian Journal of Psychiatry*. 2020 Sep 1;62(5):559-65.
57. Doba K, Saloppé X, Choukri F, Nandrino JL. Childhood trauma and posttraumatic stress symptoms in adolescents and young adults: the mediating role of mentalizing and emotion regulation strategies. *Child Abuse & Neglect*. 2022 Oct 1; 132:105815.