ذهنی‌سازی والدینی و تنظیم هیجان: اعتباریـــابی و پایایی‌سنجی نسخه فارســـی پرسشـــنامه کـــنش‌وری بازتابی والدین

مریم اسماعیلی‌نسب[۱]، شیرین هاشمی‌ورنوسفادرانی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۸/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۲۹

چکیده

مقدمه: پژوهش حاضر با هدف سنجش پایایی و اعتبار نسخه فارسی پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین (PRFQ) انجام گرفت.

روش: به این منظور پرسشنامه پس از آماده‌سازی به روش ترجمه و ترجمه مجدد، به همراه پرسشنامه سلامت عمومی (GHQ) و پرسشنامه دشواری در تنظیم هیجان (DERS)، توسط ۳۰۸ والد (۲۳۳ زن و ۷۵ مرد) دارای فرزند زیر سه سال، در شهر تهران تکمیل شد. برای استخراج نتایج، از ضریب آلفای کرونباخ، تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و همبستگی استفاده شد.

یافته‌ها: دامنه آلفای کرونباخ برای سه زیر مقیاس پرسشنامه شامل، "پیش‌ذهنی‌سازی"، "اطمینان از حالت ذهنی" و "علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی" به ترتیب ۰/۹۰، ۰/۸۹ و ۰/۷۵ بود. پایایی بازآزمایی با دامنه همبستگی ۰/۹۲ تا ۰/۹۷، نیز نشان دهنده پایایی مطلوب این مقیاس بود. در بررسی اعتبار سازه سه زیرمقیاس به‌دست آمد که معادل سه زیر مقیاس در نسخه اصلی بودند. همه زیرمقیاس‌های دشواری در تنظیم هیجان، با زیرمقیاس " علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی" همبستگی منفی معنادار داشتند و بیشتر زیرمقیاس‌های دشواری در تنظیم هیجان، با دو زیر مقیاس دیگر کنش‌وری بازتابی والدین، همبستگی مثبت معنی‌دار داشتند که بیانگر اعتبار همگرا و واگرای مطلوب مقیاس است.

نتیجه‌گیری: در نهایت می‌توان گفت نسخه فارسی پرسشنامه کنشوری بازتابی والدین دارای پایایی و اعتبار مطلوب است و می تواند در مطالعات در نمونه ایرانی مورد استفاده قرار گیرد.

واژه‌های کلیدی: ذهنی‌سازی والدینی، پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین، نسخه فارسی، پایایی سنجی، اعتباریابی.

Parental Mentalizing and Emotion Regulation: Validity and Reliability of the Persian version of The Parental Reflective Functioning Questionnaire

Esmaeilinasab, *M., Hajihashemi Varnoosfaderani, Sh.

Abstract

Introduction: The present study aimed at determining the reliability and validity of the Persian translation of Parental Reflective Functioning Questionnaire (PRFQ; Luyten, Mayes, Nijssens, & Fonagy, 2017).

Method: Therefore, the Persian version of the scale prepared by translation and back translation the original questionnaire, and after a pilot study, was completed by 308 parents (233 female and 75 male) who had children under three-years-old in Tehran, accompanied with General Health Questionnaire (GHQ-28; Goldberg, 1972) and Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS; Gratz and Roemer, 2004).

Results: Cronbach's alpha for three subscales, "pre-mentalizing mode", "certainty about mental states" and "interest & curiosity in mental states" were 0/90, 0/89 and 0/79 prospectively. Three subscales achieved in construct validity that was equal to the original version. All subscales of DERS had significantly negative correlation with "interest & curiosity in mental states" and most of subscales had significantly positive correlation with "pre-mentalizing mode", "certainty about mental states" which confirms the convergent and divergent validity of PRFQ.

Conclusion: The findings suggest that the Persian version of this scale has good validity and reliability and can efficiently use in studies with Iranian sample.

Keywords: Parental Mentalizing, Parental Reflective Functioning Questionnaire (PRFQ), Reliability, Validity.

۱. نویسنده مسئول: استادیار گروه روانشناسی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران esmaeilinasab@modares.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد روانشناسی، دانشگاه آزاد تهران جنوب، تهران، ایران

مقدمه

کنش‌وری بازتابی[1] (ذهنی‌سازی[2]) به ظرفیت درک خود و دیگری بر حسب حالات ذهنی گفته می‌شود(۱-۳). این ظرفیت، قدرت اندیشیدن درباره تفکر و احساس خود و دیگران را در فرد بوجود می‌آورد و به عبارتی، به توانایی یک فرد برای مشاهده خود از بیرون و دیگری از درون اشاره دارد (۴). ازاین‌رو، ظرفیت کنش‌وری بازتابی، کلید توانایی ما برای ورود به دنیای پیچیده اجتماعی است و به همین سبب، اختلال در آن را با بسیاری از مشکلات روانشناختی، مرتبط می‌دانند(۵).

شکل‌گیری این ظرفیت به سال‌های نخستین تولد و به ویژه رابطه والد - کودک وابسته است. رشد دلبستگی ایمن و ذهنی سازی در نوزاد، وابسته به کیفیت روابط دلبستگی، دردسترس بودن مراقبان به لحاظ عاطفی و بازتاب[3] تجربه های فاعلی[4] نوزاد توسط افراد قابل اعتماد است(۶). توانایی مادر برای درک خردسال، در جهت گسترش این ظرفیت در کودک بسیار مهم است(۷). ظرفیت والدین برای استفاده از تجربه ذهنی خودشان برای درک خردسال، تأثیر مهمی در ایفای نقش والدگری بازی می‌کند و در نتیجه به گسترش دلبستگی ایمن خردسال کمک می‌کند(۸).

کارکرد والدین در فهم و بازتاب تجربه فاعلی نوزاد، تحت عنوان ذهنی‌سازی والدینی[5] یا کنش‌وری بازتابی والدین[6] شناخته می‌شود. این کنش‌وری، ظرفیتی پویا، تحولی و دوسویه و استعداد رفتار با خردسال به عنوان یک عامل روانشناختی است(۹). پویایی و دوسویه بودن این ظرفیت به معنی آن است که خصوصیات اصلی خردسال مانند خلق و خوی او و خصوصیات محیطی نیز، بر کنش میان خردسال و کنش‌وری بازتابی والدینی مؤثر است(۴). رستاد و ویتاکر دریافتند والدینی که ظرفیت کنش‌وری بازتابی والدین بالاتری دارند، ارتباط مؤثرتری با فرزند خردسالشان دارند و از نقش والدگری خود، رضایتمندی بیشتری را تجربه می کنند(۱۰).

با توجه به نقش این سازه در تحول روانشناختی کودک، شناخت و سنجش آن، اهمیت ویژه‌ای می‌یابد. بیشتر بررسی ها در جهت سنجش این مفهوم، متکی بر مصاحبه‌های عمیق و مشاهده بوده است که در کنار ارزشمندی‌های خاص آن، مستلزم صرف زمان بسیار و مصاحبه‌گران به خوبی آموزش دیده است که در نتیجه انجام مطالعات با نمونه بزرگتر را محدود می‌کند. از این رو در راستای تسهیل پژوهش در این حیطه، لویتن، مایز، نیجسنس و فانگی به پشتوانه مطالعات پژوهشی و بالینی پیشین، پرسشنامه کنش وری بازتابی والدین را مطرح ساختند(۱۱). این پرسشنامه شامل ۱۸ سؤال است و سه بعد را در بر می‌گیرد که عبارتند از: ۱. پیش‌ذهنی‌سازی[7]، ۲. اطمینان از حالات ذهنی[8] و ۳. علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی[9]. پیش‌ذهنی‌سازی و اطمینان از حالات ذهنی در این پیوستار، هر دو بیانگر اختلالی در ذهنی‌سازی است که اولی ناکافی[10] است و دومی افراطی[11]. در حالت پیش‌ذهنی‌سازی، ظرفیت والدین برای فهم ذهنیت خردسال، محدود و غیرانتزاعی است و در آن فقط داده‌های عینی در فهم کودک به کار گرفته می‌شود. از سوی دیگر، در پیوستار اطمینان از حالات ذهنی، والد، بدون داشتن داده‌های قابل اعتماد، به طور افراطی معتقد است که خواست و ذهنیت فرزند خود را می‌فهمد و به واسطه این اطمینان افراطی، جایی برای کشف و بررسی درستی و نادرستی آن باقی نمی‌گذارد. به این حالت بیش ذهنی‌سازی[12]نیز گفته می‌شود که ظهور آن در رفتار والدین ممکن است به شکل مداخله‌گرانه دیده شود. حد بهینه‌ای از ذهنی‌سازی والدین، بیانگر علاقه و کنجکاوی به فهم حالات ذهنی کودک است. این نگاه پیوستاری در خصوص ظرفیت ذهنی‌سازی والدین با استفاده از ابزارهای کیفی مانند مصاحبه، به کار گرفته شده است.

این ابزار به دلیل مختصر بودن، امکان پژوهش‌های بیشتری در زمینه ذهنی‌سازی والدینی را فراهم ساخته است. راثرفورد و دیگران، با ابزار مصاحبه، نشان دادند مادرانی که نمره بالاتری در علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی داشتند،

1. reflective functioning
2. mentalizing
3. mirroring
4. subjective experiences
5. parental mentalizing
6. parental reflective functioning
7. pre-mentalizing mode
8. certainty about mental states
9. interest & curiosity
10. deficient
11. excessive
12. hypermentalizing

در موقع ناراحتی کودک خود، مدت زمان بیشتری تعامل خود را با او حفظ می‌کردند(۸). راثرفورد و دیگران سپس با استفاده از پرسشنامه حاضر که در آن زمان هنوز منتشر نشده بود، نیز مجددا تأیید نمودند که ظرفیت تحمل ناراحتی[1] کودک که با رشد تنظیم هیجانات در کوکان مرتبط است، ارتباط ویژه‌ای با کنش‌وری بازتابی والدین دارد. این نمونه مطالعات نشان داد که این ابزار در کنار سادگی اجرا، قابلیت بالایی در انجام پژوهش‌ها همراستا با روش‌های مصاحبه عمیق دارد(۱۲).

لویتن و دیگران، پایایی درونی این زیرمقیاس‌ها را به ترتیب، ۰/۷۰، ۰/۸۲ و ۰/۷۵ برآورد کردند(۱۱). پایایی و اعتبار این آزمون در سال‌های اخیر در چندین کشور و زبان مورد بررسی قرار گرفته است که از آن جمله می‌توان به بررسی در اسپانیا(۱۳)، استرالیا(۱۴)، کره‌جنوبی(۱۵)، کلمبیا(۱۶) و کانادا (۱۷) اشاره کرد.

در بررسی ساختار عاملی و پایایی این پرسشنامه در ۱۹۲ والد کلمبیایی دارای کودکان زیر پنج سال، همراستا با پرسشنامه اصلی لویتن و دیگران، سه عامل به دست آمد(۱۱) و آلفای کرونباخ پرسشنامه نیز، ۰/۸۱ به دست آمد(۱۶). اما نتایج بررسی پرسشنامه در کره‌جنوبی نتایج متفاوتی به دست داد. در مطالعه لی و دیگران، علاوه بر سه عامل اصلی دو عامل اضافی نیز به دست آمد. نتایج پایایی درونی (با ضریب آلفای کرونباخ) نیز در مورد دو زیرمقیاس اطمینان از حالات ذهنی و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی، به نتایج لویتن و دیگران(۴) نزدیک بود. اما پایایی زیرمقیاس پیش‌ذهنی سازی تفاوت قابل ملاحظه‌ای با نسخه اصلی داشت(۱۵).

لی و دیگران(۱۵) در تحلیل نتایج به دست آمده و تفاوت آن با نسخه اصلی بر عوامل فرهنگی تأکید کرده‌اند.، در پژوهش آنها بر خلاف مبانی نظری نسخه اصلی ابزار که رفتار گرم والدین با کودکان را بیشتر با علاقه و کنجکاوی مرتبط می داند، در نمونه والدین کره ای، اطمینان از حالات ذهنی نیز با رفتار گرم والدین رابطه مثبت داشت.، این پژوهشگران معتقدند دلیل این یافته متفاوت این است که در فرهنگ جمع‌گرای کره‌ای، اطمینان والدین از فهم حالات ذهنی کودکشان یک ارزش و توانمندی محسوب می‌شود.

این یافته بر اهمیت بررسی پایایی و اعتبار پرسشنامه‌های برآمده از سایر فرهنگ‌ها، تأکید می‌کند. از سوی دیگر، در ایران در سال‌های اخیر، علاقه‌مندی رو به افزایشی به مفهوم ذهنی‌سازی و کار در این حوزه دیده می‌شود و این امر لزوم فراهم‌سازی ابزارهای پژوهش دارای پایایی و اعتبار مناسب را برجسته می‌سازد. ازاین‌رو پژوهش حاضر به بررسی پایایی و اعتبار پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین به زبان فارسی اختصاص یافت.

روش

طرح پژوهش: پژوهش از نوع پژوهش‌های توصیفی – همبستگی با ماهیت روان‌سنجی بود.

آزمودنی‌ها: جامعه آماری پژوهش والدین خردسالان زیر سه سال مهدکودک‌های شهر تهران بود. در این مطالعه با در نظر گرفتن امکان اجرای پژوهش و رعایت حداقل نمونه مناسب(۱۸)، حجم نمونه حداقل ۳۰۰ تعیین گردید. ۳۳۴ پرسشنامه جمع‌آوری گردید پس از محاسبات آزمون سلامت عمومی ۲۶ پرسشنامه حذف و ۳۰۸ پرسشنامه قابل تحلیل (۲۳۳ مادر و ۷۵ والد پدر) برای ورود به مرحله اصلی تحلیل باقی ماند. با وجود توضیحات انگیزشی لازم، میزان مشارکت مادران بیشتر از پدران بود.

ابزار

۱. پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین۲(PRFQ): این مقیاس توسط لویتن، مایز، نیجسنس و فانگی ساخته شده است(۱۱). دارای ۱۸ گویه و سه زیرمقیاس پیش‌ذهنی‌سازی، اطمینان از حالات ذهنی و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی است. هر زیرمقیاس شامل ۶ گویه است و پاسخ به هر گویه در طیف هفت درجه‌ای از نوع لیکرت تنظیم شده است. گویه‌های ۱۱ و ۱۸ معکوس نمره‌گذاری می‌شود و زیر مقیاس‌های پیش‌ذهنی‌سازی و اطمینان ازحالات ذهنی با کنش‌وری بازتابی والدین رابطه معکوس دارد و زیر مقیاس علاقه‌مندی و کنجکاوی با کنش‌وری بازتابی والدین رابطه مثبت دارد. پژوهش لویتن و دیگران (۲۰۱۷ ب)، سه زیر مقیاس به‌وسیله تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، برای این پرسشنامه تأیید کرده است و مقدار آلفای کرونباخ برای پیش‌ذهنی‌سازی ۰/۷، برای اطمینان از حالات ذهنی ۰/۸۲ و برای علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی ۰/۷۵ گزارش شده

1. distress tolerance

2. Parental Reflective Functioning Questionnaire

است. در این پژوهش آلفای کرونباخ برای پیش‌ذهنی‌سازی، اطمینان از حالات ذهنی و علاقمندی و کنجکاوی به ترتیب ۰/۹۰، ۰/۸۹ و ۰/۷۹ به‌دست آمده است. در بررسی پایایی پرسشنامه از طریق بازآزمایی ۵۰ نفر ضریب همبستگی پیرسون برای پیش‌ذهنی‌سازی، اطمینان از حالات ذهنی و علاقمندی و کنجکاوی به ترتیب ۰/۹۷، ۰/۹۵، ۰/۹۲ به دست آمد. همچنین در بررسی پایایی پرسشنامه از روش دونیمه‌سازی، ضریب پایایی نیمه اول ۰/۷۰۳ و ضریب پایایی نیمه دوم ۰/۷۱۷ و ضریب پایایی کل پرسشنامه ۰/۷۵۱ به‌دست آمد. میزان همبستگی بین دو نیمه ۰/۶۳۳ و مقدار ضریب اسپیرمن براون ۰/۷۶۰ بود.

۲. مقیاس دشواری در تنظیم هیجان[1](DERS): این مقیاس توسط گراتز و روئمر در سال ۲۰۰۴ ایجاد شدو یک ابزار خودگزارش‌دهی است که برای ارزیابی دشواری‌های موجود در تنظیم هیجان ساخته شده و دارای ۳۶ گویه و ۶ زیرمقیاس است که عبارتند از: ۱. عدم پذیرش هیجان‌های منفی[2] ۲. دشواری در انجام رفتار هدفمند[3] ۳. دشواری در مهار رفتار تکانشی[4] ۴ . فقدان آگاهی هیجانی[5] ۵. دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم هیجانی[6] ۶. فقدان شفافیت هیجانی[7]. پاسخ به هر گویه در طیف پنج درجه‌ای از نوع لیکرت تنظیم شده است. کسب نمرات بالاتر در این مقیاس نشان دهنده دشواری‌های بیشتر در مقوله تنظیم هیجانات است.، گراتز، در بررسی پایایی این مقیاس، آلفای کرونباخ ۰/۸۰ راگزارش کرده است(۱۹). در پژوهش امینیان (۱۳۸۸) پایایی این مقیاس با دو روش همسانی درونی و دونیم‌سازی به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۸۰، گزارش شد(۲۰). در این پژوهش نیز ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه ۰/۸۵ به‌دست آمد.

۳. پرسشنامه سلامت عمومی[8](GHQ): به منظور همگن بودن بیشتر نمونه و نیز عدم تأثیر مشکلات جدی در سلامت عمومی بر نتایج، از پرسشنامه سلامت عمومی بهره گرفته شد و تنها افرادی که بر اساس این پرسشنامه نمره سلامت عمومی پایینتر از نقطه برش داشتند در پژوهش شرکت داده شدند. این مقیاس اولین بار توسط گلدبرگ در سال ۱۹۷۲ تنظیم گردید. فرم اصلی آن دارای ۶۰ گویه است و فرم‌های کوتاه آن به‌صورت ۱۲ تا ۲۸ گویه‌ای نیز تهیه شده است. مطالعات روان‌سنجی نسخه‌های مختلف این مقیاسدر ایران نشان می‌دهد نسخه ۲۸ گویه‌ای با آلفای کرونباخ ۰/۹۷ نسبت به سایر نسخه‌ها دارای بیشترین میزان پایایی است و در نمونه ایرانی نقطه برش بالینی برای زنان ۲۵/۲۲ و برای مردان ۶ /۲۳ معرفی شد(۲۱). ضریب آلفای کرونباخ پرسشنامه در پژوهش حاضر نیز، ۰/۸۸ به‌دست آمد.

روند اجرای پژوهش: هدف این پژوهش، بررسی پایایی و اعتبار پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین در ایران بود. به این منظور نسخه فارسی پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین به روش ترجمه و ترجمه‌ی مجدد آماده‌سازی شد. به منظور توزیع هر چه بیشتر نمونه در جمعیت مورد نظر در شهر تهران، ۲۷۱ مهدکودک در ۱۰ منطقه شهرداری در شمال، جنوب، غرب و شرق تهران انتخاب و به شیوه در دسترس، پرسشنامه بین مواردی که حاضر به همکار بودند، توزیع شد. در ابتدا در یک مطالعه مقدماتی، پایایی پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین از طریق ضریب همسانی درونی با ۵۰ نفر آزمودنی بررسی شد و تلاش شد تا اگر در فهم گویه‌ای مشکل داشتند، در اصلاح پرسشنامه برای اجرای اصلی، مدنظر قرار گیرد.

حجم مناسب نمونه برای مطالعاتی از این نوع، تابع قاعده یکسانی نبوده است. بعضی به افزایش ۱۰ پاسخگو به ازای هر گویه اشاره می‌کنند و بعضی حجم ۳۰۰ نمونه را قابل قبول و بالای ۵۰۰ را بسیارخوب معرفی می‌کنند(۱۸). ازاین رو، در این مطالعه با در نظر گرفتن امکان اجرای پژوهش و رعایت حداقل نمونه مناسب، حجم نمونه حداقل ۳۰۰ تعیین گردید. ملاک ورود، والدینی بودند که حداقل دارای یک فرزند خردسال زیر سه سال بودند. به دلیل امکان دسترسی بیشتر به نمونه و تنوع در آن، محدودیت سنی، تحصیلی و غیره گذاشته نشد. ۳۳۴ پرسشنامه جمع‌آوری گردید. با توجه به اثر سلامت عمومی بر بسیاری از متغیرهای روانشناختی، به منظور کنترل متغیر سلامت عمومی، همه افراد پرسشنامه سلامت عمومی را هم تکمیل کردند و با بررسی پرسشنامه ها ۲۶ پرسشنامه حذف و ۳۰۸ پرسشنامه مربوط به افرادی

1. Difficulties in Emotion Regulation Scale
2. nonacceptance of negative emotions
3. difficulties engaging in goal-directed behaviors
4. difficulties controlling impulsive behaviors
5. lack of emotional awareness
6. limited access to effective emotion regulation strategies
7. lack of emotional clarity
8. General Health Questionnaire

که نمره سلامت عمومی آنها کمتر از نقطه برش در جمعیت ایرانی بود در تحلیل داده‌ها شرکت داده شدند. به منظور رعایت موارد اخلاق در پژوهش، از همه آزمودنی‌ها به طور شفاهی رضایت گرفته شد و پرسشنامه‌ها بدون نام بودند.

یافته‌ها

۰/۳۲ درصد آزمودنی‌ها زیر ۲۰ سال، ۱۴/۲۹ درصد بین ۲۰ تا ۳۰ سال، ۷۰/۱۳ درصد بین ۳۰ تا ۴۰ سال و ۱۵/۲۶ درصد بالای ۴۰ سال بودند. ۷۵/۶۵ درصد معادل ۲۳۳ نفر زن و ۲۴/۳۵ درصد معادل ۷۵ نفر مرد بودند. از نظر سطح تحصیلات ۳/۹ درصد زیر دیپلم، ۱۵/۳ درصد دیپلم، ۹/۴ درصد فوق‌دیپلم، ۳۶/۴ درصد کارشناسی، ۳۰/۲ درصد کارشناسی‌ارشد و ۴/۹ دکتری بودند و ۲۰۶ نفر شاغل تمام وقت، ۲۴ نفر شاغل پاره وقت و ۷۸ نفر خانه‌دار بودند. برای بررسی ساختار عاملی این پرسشنامه از تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. شاخص نسبت اعتبار محتوایی[1] نشان داد که از نظر شش متخصص تمام گویه‌ها ضروری بودند. شاخص اعتبار محتوایی[2] نیز برای تمامی گویه‌ها قابل قبول بود و این مقیاس اعتبار محتوایی مناسبی داشت. ارزیابی پایایی زیرمقیاس‌ها به‌وسیله آلفای کرونباخ در مرحله مقدماتی با ۵۰ نفر آزمودنی نشان داد که آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه ۰/۷۵۱، آلفای کرونباخ کل به روش دو نیم‌سازی برای بخش اول ۰/۷۰۳ و برای بخش دوم ۰/۷۱۷ بدست آمد میزان آلفای کرونباخ پیش ذهنی‌سازی ۰/۹۴۹، اطمینان از حالات ذهنی ۰/۸۴۱ و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی ۰/۷۹۷ بود. محاسبه ضریب همبستگی پیرسون برای بررسی همبستگی بین آزمون اول و دوم در مقیاس با ۵۰ والد نمونه (دو دسته) با فاصله زمانی سه هفته به عنوان پایلوت انجام شد. نتایج نشان می‌دهد ضریب همبستگی پیرسون بین نتیجه اجرای اول و دوم برای پیش‌ذهنی‌سازی ۰/۹۷، برای اطمینان از حالات ذهنی ۰/۹۵ و برای علاقمندی و کنجکاوی به حالات ذهنی ۰/۹۲ است. با توجه به اینکه سطح معناداری همبستگی به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ است، بنابراین رابطه به دست آمده معنی‌دار بوده و می‌توان گفت دقت تکرارپذیری و پیش‌بینی‌پذیری مقیاس کنش‌وری بازتابی والدینی به گونه ای است که می توان به نتایج حاصل از آن اعتماد کرد. در جدول ۱ گزارش شده است.

پس از تکمیل پرسشنامه‌ها آزمون‌های بررسی پایایی مجدد برای ۳۰۸ پرسشنامه تکرار شد. میزان آلفای کرونباخ پیش ذهنی‌سازی ۰/۹۰۱، اطمینان از حالات ذهنی ۰/۸۹۷ و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی ۰/۷۹۳ گزارش شد. بررسی پایایی مقیاس از طریق روش دو نیمه کردن پرسشنامه و ضریب اسپیرمن براون انجام شد. ضریب پایایی نیمه اول پرسشنامه ۰/۷۰۳ و ضریب پایایی نیمه دوم آن ۰/۷۱۷ می‌باشد. ضریب پایایی کل سؤالات پرسشنامه ۰/۷۵۱ می‌باشد که از ضریب پایایی هر یک از نیمه‌های آن بیشتر است. شدت همبستگی بین دو نیمه قوی است، معادل ۰/۶۳۳ و مقدار ضریب اسپیرمن براون ۰/۷۶۰ می‌باشد. که نشان دهنده این است که این پرسشنامه از پایایی لازم برخوردار است.

به منظور بررسی ساختار پرسشنامه و تحلیل اعتبار پرسشنامه، تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار گرفت. برای تعیین کفایت نمونه آزمون کرویت بارتلت و شاخص کیسر – مایر – الکین استفاده شد. آزمون کرویت بارتلت نشان داد که آماره مجذور کای= (خی دو) برابر با ۳۷۸۷/۴۱۷ و سطح معناداری برابر با P= ۰/۰۰۰۱ با درجه‌آزادی ۱۵۳ است و این مفروضه که حداقل شرط برای انجام تحلیل عاملی است، برقرار است. شاخص کیزرمایرالکین[3] مقدار ۰/۸۲۹ را نشان داد. این دو نتیجه بیانگر کفایت نمونه برای بکارگیری تحلیل عاملی هستند. تحلیل عاملی اکتشافی با شیوه‌ی عامل‌یابی مؤلفه های اصلی و چرخش واریماکس انجام شد. پس از اجرای تحلیل عاملی اکتشافی، سه عامل از پرسشنامه استخراج شد، در هر عامل ۶ گویه جای گرفت. بر اساس معیار کیزر سه مقدار ویژه به این شرح به‌دست آمد: ۴/۰۷۶، ۳/۹۷۱، ۳/۴۵۴ که این سه مقدار ویژه بزرگتر از یک بودند. میزان واریانس تبیین شده در هریک از عوامل: پیش‌ذهنی‌سازی ۲۲/۶۴۵، اطمینان از وضعیت روانشناختی ۲۲/۰۶۳ و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی ۱۹/۱۹ و همه سه عامل مجموعا ۶۳/۸۹۸ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین کردند. در جدول ۲ گزارش شده است.

1. CVR
2. CVI
3. Kaiser-Mayer-Olkin(KMO)

جدول۱) بررسی پایایی مقیاس کنش‌وری بازتابی والدین از طریق روش بازآزمایی

زیرمقیاس‌ها	آزمون‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	ضریب همبستگی پیرسون	Sig
حالت پیش‌ذهنی‌سازی	آزمون اول	۱/۷۳۶	۰/۶۰۸	۰/۹۷	۰/۰۰۱
	آزمون دوم	۱/۷۷۰	۰/۵۹۵		
اطمینان از حالات ذهنی	آزمون اول	۴/۷۳۳	۰/۶۸۶	۰/۹۵	۰/۰۰۱
	آزمون دوم	۴/۵۹۰	۰/۷۱۲		
علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی	آزمون اول	۵/۹۵۶	۰/۶۰۹	۰/۹۲	۰/۰۰۱
	آزمون دوم	۵/۳۲۰	۰/۴۹۱		

Sig<۰/۰۵

جدول۲) سهم هر عامل در تبیین مجموع واریانس تمام گویه‌ها

عامل ها	مقدار ویژه	درصد واریانس تبیین شده	تجمعی
عامل اول	۴/۰۷۶	۲۲/۶۴۵	۲۲/۶۴۵
عامل دوم	۳/۹۷۱	۲۲/۰۶۳	۴۴/۷۰۸
عامل سوم	۳/۴۵۴	۱۹/۱۹۰	۶۳/۸۹۸

۱< مقدار ویژه

نمودار اسکری نیز ساختار سه عاملی به دست آمده از پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین را تأیید می‌کند. ارزش های ویژه برای عامل‌های بعدی بسیار ناچیز است و سهمی در تبیین مقیاس ندارد (شکل ۱). در بررسی اعتبار همگرا و واگرا و مقایسه این مقیاس با مقیاس دشواری تنظیم هیجان نتایج نشان داد که زیرمقیاس‌های پیش‌ذهنی‌سازی و اطمینان از حالات ذهنی با زیرمقیاس‌های دشواری در تنظیم هیجان رابطه مثبت معنادار و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی با زیرمقیاس‌های دشواری در تنظیم هیجان رابطه منفی معنادار داشت. ضریب همبستگی هر یک از زیر مقیاس‌های کنش‌وری بازتابی والدین با زیرمقیاس‌های دشواری در تنظیم هیجان در جدول ۳ گزارش شده است.

به منظور بررسی اعتبار سازه و نحوه قرارگیری گویه‌های پرسشنامه بر روی عامل های کنش‌وری بازتابی والدین، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. بار عاملی گویه‌ها، روی هر عامل در جدول ۴ نشان داده شده است. ضرایب بالاتر از ۰/۳ در تعریف عامل ها، مهم و با معنی دانسته می‌شوند و ضرایب کمتر از این حدود به عنوان صفر در نظر گرفته می شود. هر چه بار عاملی یک سؤال بیشتر باشد، نفوذ آن سؤال در تبیین ماهیت عامل مورد نظر بیشتر است. بار عاملی پرسش هجدهم ۰/۱۴۰ یعنی زیر ۰/۳۰ است بنابراین می توان گفت این گویه در تبیین ماهیت عامل تأثیر چندانی ندارد.

شاخص‌های ارزیابی برازش مدل شاخص کای‌اسکوئر (۳۴۳/۶۶)، شاخص نسبت کای‌اسکوئر به درجه‌آزادی[1] (۲/۸۴)، شاخص برازش اصلاح‌شده (۰/۹۴)، شاخص برازندگی تطبیقی (۰/۹۵)، شاخص برازندگی فزآینده (۰/۹۵)، شاخص نیکویی برازش (۰/۸۹)، شاخص نیکویی برازش اصلاح‌شده (۰/۷۴) گزارش شده است. هر یک از شاخص های برازش بدست آمده برای مدل به تنهایی دلیل برازندگی مدل یا عدم برازندگی آن نیستند، بلکه این شاخص‌ها را باید در کنار یکدیگر و با هم تفسیر کرد. شاخص‌های برازش مدل نشان می‌دهد الگو در جهت تبیین و مشخص نمایی از وضعیت مناسبی برخوردار است. مقدار شاخص‌های برازش و مقدار استاندارد در جدول ۵ آمده است. بارهای عاملی استاندارد شده نشان می‌دهد که نشانگرها به جز گویه هجده توانایی سنجش پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین را دارند.

1. Chi-square ratio to free degree

جدول۳) همبستگی هر یک از زیرمقیاس‌های کنش‌وری بازتابی والدین با زیرمقیاس‌های دشواری در تنظیم هیجان

	عدم پذیرش	اهداف	تکانش‌گر	آگاهی	راهبردها	وضوح
حالت پیش‌ذهنی‌سازی	**۰/۳۲۴	**۰/۲۲۵	۰/۰۳۰	۰/۰۷۰	**۰/۲۰۸	۰/۰۵۱
اطمینان از حالات ذهنی	۰/۰۷۳	۰/۰۵۴	۰/۰۸۷	**۰/۲۳۱	۰/۰۳۷	**۰/۲۴۶
علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی	**-۰/۱۸۶	**-۰/۱۳۹	**-۰/۱۰۶	**-۰/۲۶۲	**-۰/۱۷۴	**-۰/۲۳۵

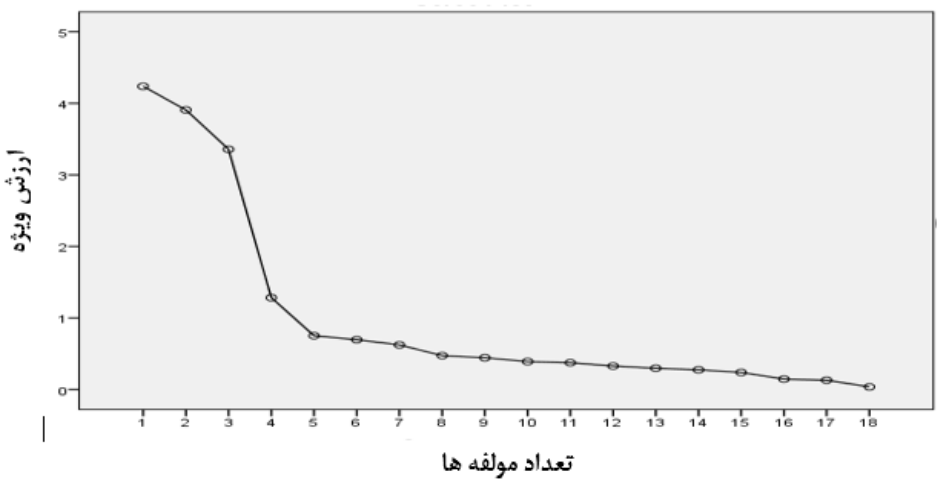
P<۰/۰۰۰۱

جدول٤) نتایج تحلیل عاملی تأییدی پرسشنامه

سؤالات	عامل اول ذهنی‌سازی	عامل دوم اطمینان از حالت ذهنی	عامل سوم علاقمندی و کنجکاوی
تنها زمانی که اطمینان دارم فرزندم من را دوست دارد زمانی است که به من لبخند می‌زند.	۰/۸۱		
فرزندم در حضور غریبه‌ها گریه می‌کند تا باعث خجالت من شود.	۰/۷۷		
من به سختی می‌توانم در بازی‌هایی شرکت کنم که قرار است ادای چیزی را دربیاوریم.	۰/۸۲		
فرزندم گاهی مریض می‌شود تا جلوی کاری را که می‌خواهم انجام بدهم بگیرد.	۰/۸۰		
هنگامی که فرزندم بهانه‌گیری می‌کند، فقط برای آزار من این کار را می‌کند.	۰/۷۹		
اغلب، رفتار فرزندم به حدی گیج‌کننده است که به زحمت قابل درک است.	۰/۶۶		
من همیشه می‌دانم فرزندم چه می‌خواهد.		۰/۸۵	
من می‌توانم به طور کامل ذهن فرزندم را بخوانم.		۰/۸۶	
من همیشه می‌توانم آنچه فرزندم انجام می‌دهد را پیش‌بینی کنم.		۰/۷۷	
گاهی اوقات واکنش‌های فرزندم را اشتباه متوجه می‌شوم.		۰/۶۳	
من همیشه دلیل کاری را که برای فرزندم انجام می‌دهم، می‌دانم.		۰/۷۳	
من همیشه علت رفتار فرزندم را می‌دانم		۰/۷۹	
دوست دارم در مورد دلایل رفتار و احساس فرزندم فکر کنم.			۰/۸۸
من در مورد این که فرزندم چه فکر می‌کند یا چه احساسی دارد، خیلی فکر می‌کنم.			۰/۸۵
من اغلب کنجکاو هستم که بدانم فرزندم چه احساسی دارد.			۰/۳۱
من سعی می‌کنم موقعیت‌ها را از زاویه دید فرزندم ببینم.			۰/۸۸
من سعی می‌کنم دلایل بدرفتاری فرزندم را بفهمم.			۰/۸۹
به نظر من دلیلی وجود ندارد که تلاش کنم و حدس بزنم فرزندم چه حسی دارد.			۰/۱۱

جدول۵) شاخص‌های برازش مدل تأییدی پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین

شاخص برازش مدل	مقدار بدست آمده	مقدار مناسب شاخص	وضعیت
مجذور کای	۳۴۳/۶۶	بسته به تعداد نمونه بالا می رود	
درجه‌آزادی مدل	۱۲۱	+	مناسب
نسبت مجذور کای به درجه‌آزادی	۲/۸۴	کمتر از ۳	مناسب
شاخص برازش اصلاح شده (NFI)	۰/۹۴	بیشتر از ۰/۹۰	مناسب
شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)	۰/۹۵	بیشتر از ۰/۹۰	مناسب
شاخص برازندگی فزآینده (IFI)	۰/۹۵	بیشتر از ۰/۹۰	مناسب
شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۸۹	بیشتر از ۰/۹۰	نسبتاً مناسب
شاخص نیکویی برازش اصلاح شده (AGFI)	۰/۷۴	بیشتر از ۰/۹۰	نامناسب
RMSR	۰/۰۵۴	زیر ۰/۰۵ بسیار عالی، زیر ۰/۰۸ مناسب و بالای ۰/۱۰ نامناسب	مناسب



شکل۱) نمودار اسکری ارزش ویژه پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین

شکل۲) مدل تحلیل عاملی پرسشنامه کنش‌وری بازتابی والدین

بحث

کنش‌وری بازتابی والدین سازه‌ای زیربنایی در تحول خردسال از جنبه‌های مختلف شناختی و عاطفی است و به نوبه خود به تقویت تنظیم هیجان و تحول دلبستگی ایمن در روابط منجر می‌شود(۷, ۲۲, ۲۳). به منظور ارائه ابزاری برای سنجش این سازه، هدف اصلی پژوهش حاضر، شناخت ساختارعاملی، اعتبار و پایایی نسخه فارسی مقیاس کنش وری بازتابی والدین(۱۱) بود. برای بررسی ساختار عامل‌های به‌دست‌آمده توسط سازندگان اصلی در نسخه فارسی، از تحلیل عاملی اکتشافی با روش عامل‌یابی محورهای اصلی استفاده شد. نتایج نشان داد که مدل سه عاملی پرسشنامه دارای شاخص‌های برازش مطلوب با داده‌ها است. همچنین هفده گویه مقیاس بار عاملی قابل قبول داشتند و روی عامل‌های مورد نظر به‌طور معنادار بارگذاری شدند. فقط گویه هجده به ظاهر بار عاملی نه چندان قابل قبولی داشت با این حال در حذف آن باید احتیاط نمود. بررسی مقدماتی پرسشنامه با نمونه کوچکتر، نشان داد اصولا پرسش‌هایی که نمره‌گذاری آنها نسبت به سایر گویه‌ها، معکوس بود، برای پاسخ دهندگان با دشواری‌هایی همراه بود. نتایج این پژوهش از عامل‌های به‌دست‌آمده از تحلیل اکتشافی مقیاس کنش وری بازتابی والدین حمایت کرد و سه عامل پیش‌ذهنی سازی، اطمینان از حالات ذهنی و علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی مورد تأیید قرار گرفت. برای بررسی پایایی مقیاس از ضریب آلفای کرونباخ، بازآزمایی و دو نیمه‌سازی استفاده شد و نتایج نشان داد که ضریب آلفای کرونباخ حاکی از همسانی بالای درونی بین عامل‌های مقیاس کنش‌وری بازتابی والدین است. ضریب بازآزمایی مناسب در طول چهار هفته پس از اجرای اول روی پنجاه آزمودنی برای این مقیاس نشان‌دهنده پایایی این مقیاس در طول زمان است.

همچنین ضریب همبستگی حاصل از دونیمه‌سازی مقیاس، قابل قبول بود و نشانگر همبستگی قوی بین دونیمه و موید پایایی مقیاس است. در بررسی اعتبار محتوایی شاخص نسبت اعتبار محتوایی و همچنین شاخص اعتبار محتوا برای تمام گویه‌ها قابل قبول بود و اعتبار محتوایی مناسب این مقیاس را تأیید کرد. در بررسی اعتبار سازه، با به‌دست آمدن سه مقدار ویژه بالاتر از یک، بر اساس معیار کیزر و همچنین نمودار اسکری پلات مشخص شد که ۱۸ گویه قابل تقلیل به سه عامل است. مطالعه‌ای با تعداد نمونه تقریبا مشابه یعنی ۳۰۶ والد در کانادا نیز به نتایج مشابهی در خصوص تطابق با سه عامل در نسخه اصلی بود(۱۷). نتایج پژوهش کوک و دیگران(۱۴) در استرالیا نیز در راستای تأیید این یافته بوده است.

در بررسی اعتبار واگرا و همگرا و مقایسه این مقیاس با مقیاس دشواری در تنظیم هیجان، نتایج نشان داد که عامل پیش‌ذهنی‌سازی با عامل‌های عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی، دشواری در انجام رفتار هدفمند و دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم هیجانی همبستگی مثبت معنادار داشت. این نتایج هم راستا با مطالعاتی است که رابطه نیرومندی بین سازه های تنظیم هیجان، ذهنی‌سازی و اثر آن در رفتار با کودک قائلند. بدتنظیمی هیجانات، استرس و برانگیختگی زیاد بر فرآیندهای قشری مغز که تامل و استدلال را هنگام کنش با دیگران کنترل می‌کند و با ذهنی سازی مرتبط است، اثر می‌گذارد(۲۴, ۲۵).

از آنجا که از سوی دیگر رابطه نیرومندی میان ظرفیت تنظیم هیجان با واکنش‌های والدین وجود دارد، این یافته اهمیت ویژه‌ای می‌یابد. به عنوان نمونه، بین سبک تنظیم شناختی ناسازگارانه مادران و واکنش‌های غیرحمایت‌گرانه به هیجانات منفی و مثبت کودکان رابطه مثبت معنی‌دار به دست آمده است(۲۶, ۲۷). علاوه بر این، بدتنظیمی هیجان در مادران، با افزایش توان بدرفتاری آنها با کودک، مرتبط است(۲۸). هنگامی که مادر به هر دلیلی دچار بدتنظیمی هیجان شود، ممکن است دچار احساس بی‌کفایتی و به تبع آن، والدگری سختگیرانه و یا بیش حمایت‌کننده شود(۲۹).

عامل اطمینان از حالات ذهنی نیز با عامل‌های: فقدان آگاهی هیجانی و عدم وضوح هیجانی همبستگی مثبت معنادار داشت، که با توجه به این‌که هر دو عامل پیش‌ذهنی سازی و اطمینان از حالات ذهنی بیانگر نابسندگی در ذهنی سازی هستند(۱۱)، با پیش فرض نظری پژوهش همراستا می‌باشد. در همین سو، عامل علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی با تمام عامل‌های مقیاس دشواری در تنظیم هیجان همبستگی منفی معنادار نشان داد. مطالعه راثرفورد و دیگران (۱۲) نشان داد که بین علاقه و کنجکاوی به حالات ذهنی

در والدین و ظرفیت تحمل پریشانی در آنها همبستگی مثبت وجود دارد.

این یافته‌ها بیانگر کارآمدی مداخلات مبتنی بر ذهنی‌سازی بر بهبود کارکرد والدین است(۳۰). اهمیت کنش‌وری بازتابی والدین در تحول روانی خردسالان و تأثیر مستقیم آن در تحول دلبستگی ایمن خردسالان، در دست داشتن ابزار استاندارد برای سنجش کنش‌وری بازتابی والدین را ضروری کرده است. با توجه به ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب این آزمون بر اساس پژوهش حاضر، از این آزمون می‌توان در مطالعات مرتبط استفاده نمود. در این پژوهش بیشتر شرکت کنندگان، مادر بودند و مقایسه عمیق‌تر عملکرد مادران و پدران در این موضوع می‌تواند در پژوهش‌های آتی مدنظر قرار گیرد.

منابع

1. Luyten P, Campbell, C., Allison, E., & Fonagy, P. The mentalizing approach to psychopathology: State of the art and future directions. Annual Review of Clinical Psychology. 2020;16:28.
2. Allen JG, Fonagy, P., & Bateman, A.W. Mentalizing in clinical practice. Washington, DC: American Psychiatric Press; 2008.
3. Luyten P, Fonagy P., Lowyck, B., Vermote, R. Handbook of mentalizing in mental health practice. The assessment of mentalization In ed. Washington DC: American Psychiatric Association; 2012.
4. Luyten P, Mayes, LC., Nijssens, L., & Fonagy, P. Parental Reflective Functioning: Theory, Research, and Clinical Applications. The Psychoanalytic Study of the Child. 2017;70(1):25.
5. Lemma A, Target, M. & Fonagy, P. The development of a brief psychodynamic intervention (Dynamic Interpersonal Therapy) and its application to depression: A pilot study. Psychiatry Interpersonal and Biological Processes 2011;74(1):7.
6. Fonagy P, Luyten, P., & Strathearn, L. Borderline personality disorder, mentalization, and the neurobiology of attachment. Infant mental health journal. 2011;32(1):22.
7. Slade A, Grienenberger, J., Bernbach, E., Levy, D., & Locker, A. Maternal reflective functioning, attachment, and the transmission gap: a preliminary study. Attachment & humandevelopment. 2005;7(3):15.
8. Rutherford HJ, Goldberg, B., Luyten, P., Bridgett, D. J., & Mayes, L. C. Parental reflective functioning is associated with tolerance of infant distress but not general distress: evidence for a specific relationship using a simulated baby paradigm. Infant Behavior and Development. 2013;36(4):6.
9. Fonagy P, Gergely, G. & Target, M.. The parent–infant dyad and the construction of the subjective self. Journal of Child Psychology and Psychiatry. 2007;48(4-3):40.
10. Rostad WL, & Whitaker, D. J.. The association between reflective functioning and parent–child relationship quality. Journal of Child and Family Studies. 2016;25:13.
11. Luyten P, Mayes, L. C., Nijssens, L., & Fonagy, P. The Parental Reflective Functioning Questionnaire: Development and preliminary validation. PLoS ONE. 2017;12(5).
12. Rutherford HJ, Booth, C. R., Luyten, P., Bridgett, D. J., & Mayes, L. C. Investigating the association between parental reflective functioning and distress tolerance in motherhood.Infant Behavior and Development. 2015;40:9.
13. Gordo L, Iriarte Elejalde, L., & Martinez-Pampliega, A. Spanish Version of the Parental Reflective Functioning Questionnaire (CFRP-18(REVISTA IBEROAMERICANA DE DIAGNOSTICO Y EVALUACION-E AVALIACAO PSICOLOGICA. 2020;2(55):12.
14. Cooke D, Priddis, L., Luyten, P., Kendall, G., & Cavanagh, R. Paternal and maternal reflective functioning in the western australian peel chaid health study. Infant mental health journal. 2017;38(5):13.
15. Lee Y, Meins, E., Larkin,F. Translation and preliminary validation of a Korean version of the parental reflective functioning questionnaire. Infant Mental Health Journal. 2020:12.
16. Mora RCR, Alpi, S. V., & Grisalez, L. V. C. Propiedades psicométricas del cuestionario Función Reflexiva Parental (PRFQ) en la población monteriana. Utopía y praxis latinoamericana: revista internacional de filosofía iberoamericana y teoría social. 2020;3:8.
17. De Roo M, Wong, G., Rempel, G. R., & Fraser, S. N. Advancing Optimal Development in Children: Examining the Construct Validity of a Parent Reflective Functioning Questionnaire. JMIR pediatrics and parenting. 2019;2(1).
18. DeVellis RF. Scale development: Theory and applications. 3 ed: Sage publications; 2016.
19. Esmaeilinasab M AKA, AzarmiH, Samar Rakhi A. The Predicting Role of Difficulties in Emotion Regulation and Distress Tolerance in Students' Addiction Potential. Quarterly Journal of Research on Addiction. 2014;8(29):14.
20. Aminiyan M AP, Pasha GH. Relationship between Emotion Regulation, Mental Stresses and Body Image with Eating Disorders of Women. Thought and Behavior in Clinical Psychology. 2009;4(13):13.
21. Ebrahimi A MH, Moosavi G, Bornamanesh A, Yaghobi M.. Psychometric Properties and Factor Structure of General Health Questionnaire 28(GHQ-28) in Iranian Psychiatric Patients. Journal of Research in Behavioural Science. 2008;9(5):7.

22. Ensink K, & Mayes, L. C.. The development of mentalization in children from a theory of mind perspective. Psychoanalytic Inquiry. 2010;30(٤):٣٦٠.
23. Cooper A, & Redfern, S. Reflective parenting: A guide to understanding what's going on inyour child's mind. London: UK: Routledge; 2016.
24. Fonagy P, & Luyten, P.. A developmental, mentalization-based approach to the understanding and treatment of borderline personality disorder. Development and Psychopathology. 2009;21(4):26.
25. Fonagy P, Luyten, P. & Allison, E.. Epistemic petrification and the restoration of epistemic trust: A new conceptualization of borderline personality disorder and its psychosocial treatment. Journal of Personality Disorders. 2015;29(5):34.
26. Kosari F EM. The Relation Between Mothers' Cognitive Emotion Regulation Style and Their Reactions to Children's Negative Emotions. Journal of Family Research. 2018;14(2):14.
27. Kosari F EM. Normalization of Parents' Response to Children' s Positive Emotions Scale. Journal of Clinical Psychology & Personality. 2019;2(16):12.
28. Sadeghzadeh M BF, Khormaei F. Mother's Patience Components and Child Abuse Potential: The Mediation Role of Emotional Dysregulation. Journal of Developmental Psychology Iranian Psychologists. 2020;16(32):9.
29. Shokoufefard SH MMA, Heidari M, Seyed Mousavi P.. Development of Attachment Representations and Maternal Sensitivity. Journal of Developmental Psychology Iranian Psychologists. 2018;14(56):16.
30. Camoirano A. Mentalizing Makes Parenting Work: A Review about Parental Reflective Functioning and Clinical Interventions to Improve It. Front Psychol. 2017;8(14).