



مطالعه مقدماتی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی بر روی یک نمونه ایرانی

A Preliminary Study of Psychometric Properties of the Parental Reflective Functioning Questionnaire (PRFQ) on an Iranian Sample

Walaa Musawi

Hadi Bahrami Ehsan

ولاء موسوی*

هادی بهرامی احسان**

Abstract

The objective of this practical study is to evaluate the validity and reliability of Parental Reflective Functioning Questionnaire (luyten et al. 2017). The participants of this study were 244 mothers from Tehran (in 2019) with 1 to 5 year-old children (106 boys and 138 girls) who answered the translated version of Parental Reflective Functioning Questionnaire. The structural validity was obtained by exploratory factor analysis with principal component analysis and varimax rotation the three-factors including prementalizing modes, certainty, and curiosity about mental state and 48.43 percent of the variance was extracted. The Cronbach Alpha obtained in the three factors was respectively 0.68, 0.72, and 0.68, and in the whole scale was 0.70. The structural exploratory factor was the same as the structural parental reflective function. Considering the results of the exploratory factor analysis and the obtained reliability, it seems that there is preliminary evidence converging with the results from the original scale, meaning that this scale can assess the parental reflective function in Iran.

Keywords: Parental Reflective Functioning, Mentalization, Validity, Reliability

چکیده

هدف از پژوهش حاضر، بررسی اعتبار و روایی پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی (لویتن و همکاران، ۲۰۱۷) بود. این مطالعه کاربردی، یک طرح روان‌سنجی بود. جامعه آماری پژوهش حاضر، شامل مادران دارای کودک یک تا پنج سال استان تهران در سال ۱۳۹۸ بود. در این مطالعه از روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد که نمونه آماری شامل ۲۴۴ نفر از مادران دارای کودک ۱ تا ۵ سال (۱۰۶ دختر و ۱۳۸ پسر) بود. ابزار سنجش مورد استفاده در این پژوهش مقیاس ظرفیت تأملی والدینی (PRFQ) بود. روایی سازه از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و با شیوه مؤلفه اصلی و چرخش واریماکس بررسی شده و سه عامل پیش‌ذهن‌سازی، اطمینان از وضعیت روانی و کنجکاوی در مورد وضعیت روانی به دست آمده و ۴۳/۴۸ درصد از واریانس استخراج شد. مقدار آلفای کرونباخ به ترتیب در سه عامل ۰/۶۸، ۰/۷۲، ۰/۶۸ و در کل مقیاس ۰/۷۰ به دست آمد. با توجه به نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و اعتبار به دست آمده، به نظر می‌رسد شواهد اولیه همگرا با نتایج حاصله از مقیاس اصلی وجود دارد و این مقیاس، توانایی سنجش میزان ظرفیت تأملی والدینی را دارد.

واژه‌های کلیدی: ظرفیت تأملی والدینی، ذهن‌سازی، اعتبار، روایی

*دکتری روان‌شناسی سلامت، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران
**نویسنده مسئول: استاد گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران

Email: hbahrami@ut.ac.ir

Received: 21 Feb 2020

Accepted: 30 May 2020

پذیرش: ۹۹/۰۳/۱۰

دریافت: ۹۸/۱۲/۰۲

مقدمه

کیفیت ارتباط مادر- کودک نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری دلبستگی ایمن دارد. یکی از اساسی‌ترین عوامل بهبود این رابطه توانایی مادر در حساس و پاسخ‌گو بودن به وضعیت روانی فرزند است. فوناگی، جورجلی و تارگت (۲۰۰۷)، مفهوم ظرفیت تأملی والدینی (PRF^۱) را مطرح کرده و داشتن این توانایی و مهارت را کمکی به والدین می‌دانند که بتوانند از طریق آن روابطشان را با کودک بهبود بخشند. مطالعات نشان می‌دهد ظرفیت تأملی یا توانایی ذهن‌سازی، در بافت روابط دلبستگی اولیه شکل گرفته و زمینه‌ساز توانمندی فرد در تنظیم هیجانات، خودکنترلی و ایجاد دلبستگی ایمن در فرزندان خواهد شد (فوناگی، جورجلی و تارگت فوناگی، ۲۰۰۷). ظرفیت تأملی را می‌توان در قالب یک پیوستار از کم تا زیاد نشان داد. برخی والدین به سختی قادر به تشخیص وضعیت روانی خود یا فرزندشان هستند؛ در حالی که والدین دیگر قادرند راجع به تجارب ذهنی خود و فرزندشان توصیفی غنی، پویا و جزئی‌نگر داشته باشند. چنین والدینی غالباً قادر خواهند بود تا توصیف پویایی از ارتباط وضعیت روانی خودشان با وضعیت روانی فرزندشان ارائه کنند (لویتن، مایس، نایسنس و فوناگی، ۲۰۱۷). ظرفیت تأملی یا ذهن‌سازی، به معنای «داشتن ذهن دیگری در ذهن^۲» است (بیتمن و فوناگی، ۲۰۱۰). به این معنا که فرد، این توانایی را دارا باشد که وضعیت روانی خود را از بیرون و در آینه طرف مقابل ببیند و هم زمان بتواند وضعیت روانی دیگران را حدس بزند (لویتن و همکاران، ۲۰۱۷). این توانایی نقش محوری و اساسی در برقراری و هدایت روابط اجتماعی افراد داشته و روابط را برای فرد و دیگران قابل پیش‌بینی می‌کند (لویتن، فوناگی، لویاک و ورموت، ۲۰۱۲). مطالعه مروری لویتن و همکاران (۲۰۱۷)، حاکی از افزایش علاقه‌مندی به مبحث ظرفیت تأملی والدینی در زمینه نظری، پژوهشی و کاربرد بالینی آن است. در سال‌های اخیر، پژوهش‌های بسیاری در زمینه توانایی ذهن‌سازی یا ظرفیت تأملی والدینی و نقش آن در بروز انواع اختلالات روان‌شناختی و روان‌پزشکی دوران کودکی انجام گرفته است. با توجه به اهمیت نقش ظرفیت تأملی در شناسایی و پیشگیری از اختلالات دوران کودکی، داشتن ابزاری برای سنجش این توانایی حائز اهمیت خواهد بود. ابزارهای بسیاری برای سنجش ظرفیت تأملی والدینی تدوین شده‌اند (لویتن و همکاران، ۲۰۱۲) که از این بین صرفاً برای سنین صفر تا پنج سال ۱۵ ابزار معرفی شده است. این ابزارها مبتنی بر سه روش هستند: مصاحبه و تحلیل روایت، مشاهده تعامل والدین با کودک و در نهایت، ارزیابی از طریق پرسشنامه (فوناگی و لویتن، ۲۰۰۹؛ رادرفورد، گلدبرگ، لویتن، بریدجت و مایس، ۲۰۱۳). ارزیابی روایت مادر از ظرفیت تأملیش (فوناگی و تارگت، ۱۹۹۸)، بازنمایی‌های فراعاطفی (گادمن و سیور، ۲۰۱۱)، تمایل به درک کودک (ماینس، ۱۹۹۸)، و ابزارهای مشاهده‌ای برای ارزیابی تعامل مادر با نوزاد به‌عنوان یک عامل روانی (ماینس، فرنی هوگ، فردلی و توکی، ۲۰۰۱) نمونه‌ای از ابزارهای موجود هستند. با توجه به جنبه‌های شناختی، هیجانی و ساختار عصبی مرتبط با RF، داشتن ابزاری بسیار دقیق برای اندازه‌گیری این توانمندی بیش‌ازپیش اهمیت پیدا می‌کند (پائلو و همکاران، ۲۰۱۵). با این حال، علی‌رغم مزایای موجود در مصاحبه و مشاهده برای ارزیابی ظرفیت تأملی والدینی، این روش‌ها برای اهداف پژوهشی وقت‌گیر بوده و نیازمند آموزش گسترده برای تفسیر قابل‌اعتماد داده‌ها است (لویتن و

-
1. parental reflective functioning
 2. to hold others' minds in mind

همکاران، ۲۰۱۷). به همین دلیل، داشتن پرسشنامه‌ای مختصر و آسان و قابل فهم برای افراد در سطوح مختلف اقتصادی- اجتماعی برای ارزیابی ظرفیت تأملی والدینی ضروری است (پائلو و همکاران، ۲۰۱۵).

به دلیل اهمیت نقش ظرفیت تأملی والدینی در دلبستگی و دوران اولیه رشد، پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی برای والدین دارای کودک صفر تا پنج سال تدوین شده است؛ به‌ویژه که در این دوران عمده ارتباط والدین با کودک به صورت غیرکلامی بوده و توانایی پاسخ‌گویی و حساسیت به نشانه‌های هیجانی کودک بسیار حائز اهمیت است (لویتن و همکاران، ۲۰۱۷). لویتن و همکاران (۲۰۱۷)، با به کارگیری پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی که یک ابزار غربالگری سریع و آسان برای ارزیابی ظرفیت تأملی است، شواهدی به دست آوردند که حکایت از پیچیدگی و چندبعدی بودن ظرفیت تأملی والدینی داشت. براساس تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی سه عامل معنادار و مبتنی بر نظریه به دست آمد که هرکدام از این عوامل شامل شش ماده بود.

عامل اول: حالت پیش‌ذهن‌سازی (PM^۱): یک موضع بدون ذهن‌سازی را ارزیابی می‌کند که غالباً ویژگی والدینی است که در ظرفیت تأملی والدینی دچار اختلالات شدید هستند (به‌عنوان مثال: فرزند عمداً جلوی غریبه‌ها گریه می‌کند و قشقرق راه می‌اندازد تا مرا شرم‌دهنده کند). این فاکتور نشان‌دهنده عقب‌ماندگی یا مقاومت در برابر ذهن‌سازی است؛ یعنی ناتوانی در ورود به دنیای ذهنی کودک که خود را با گرایش به داشتن دیدگاه بدخواهانه و ناسازگارانه نسبت به فرزند، نشان می‌دهد. عامل دوم: اطمینان از وضعیت روانی (CMS^۲): که توانایی والدین در تشخیص ابهام در وضعیت روانی را اندازه‌گیری می‌کند. نمره بالا در این عامل، منعکس‌کننده اطمینان بیش‌ازحد از وضعیت روانی فرزند است؛ عدم شناسایی و ابهام در وضعیت روانی، به صورت ذهن‌سازی افراطی یا بیش‌ذهن‌سازی بروز پیدا می‌کند. این در حالی است که نمره پایین منعکس‌کننده عدم اطمینان بیش‌ازاندازه است؛ فقدان نسبتاً کامل اطمینان از ذهنیت کودک که خود را به صورت کم‌ذهن‌سازی نشان می‌دهد (به‌عنوان مثال: من همیشه می‌دانم فرزندم چه می‌خواهد). عامل سوم: علاقه‌مندی و کنجکاوی درباره وضعیت روانی (IC^۳): این عامل منعکس‌کننده کنجکاوی فعالانه والد و داشتن تمایل به درک وضعیت روانی کودک است (به‌عنوان مثال: دوست دارم در مورد این فکر کنم که دلایل رفتارها و احساسات فرزندم چیست). نمرات بسیار بالا در این عامل، ممکن است منعکس‌کننده حالتی از بیش‌ذهن‌سازی باشد؛ در حالی که نمرات بسیار پایین، می‌توانند نشان‌دهنده بی‌علاقگی به فهم وضعیت روانی کودک باشد. در مطالعه‌ای که کوک، پریدیس، لویتن، کندل و کاواناگ (۲۰۱۷)، با هدف مقایسه ظرفیت تأملی والدینی مادران با ظرفیت تأملی والدینی پدران دارای کودک ۱۲ ماهه انجام دادند، حضور این سه عامل مورد تأیید قرار گرفت. در مطالعه‌ای دیگر که با هدف یافتن ارتباط بین ظرفیت تأملی والدینی پدران با سبک دلبستگی‌شان و مقایسه آن با سطح ظرفیت تأملی والدینی مادران انجام شد، مقیاس ظرفیت تأملی والدینی مورد استفاده قرار گرفته و زیرمقیاس‌های آن به دست آمد (پازاگلی، دلوچیو، راسپا، مازسچی و لویتن، ۲۰۱۷). در بازه سنی صفر تا ۱۲ سال و در دو گروه مادران و پدران نیز یافته‌های مطالعات قبلی مورد تأیید قرار گرفته و نقش سطح بینش والدین در پاسخ‌دهی به این مقیاس

-
1. prementalizing modes
 2. certainty of mental states
 3. interest and curiosity in mental states

خودگزارشی، عاملی اساسی نشان داده شد (دیرو، ونگ، رمپل و فریزر، ۲۰۱۹). با توجه به این که سازندگان این پرسشنامه، نسخه انگلیسی مقیاس ظرفیت تأملی والدینی را برای انجام پژوهش‌های علمی به صورت آزاد در اختیار مخاطبان قرار داده‌اند و از آن جایی که تاکنون این مقیاس به زبان فارسی ترجمه نشده است، این مطالعه به ترجمه و سنجش اعتبار و روایی نسخه فارسی مقیاس ظرفیت تأملی والدینی در یک نمونه ایرانی پرداخته است.

روش

جامعه آماری، نمونه و روش اجرای پژوهش

این مطالعه کاربردی یک طرح روان‌سنجی است و جامعه آماری را مادران دارای کودک یک تا پنج سال استان تهران در سال ۱۳۹۸ تشکیل داده‌اند. در این مطالعه از روش نمونه‌گیری در دسترس استفاده شد. به نظر بسیاری از پژوهشگران، حداقل حجم نمونه لازم برای مطالعات مدل‌های ساختاری و تحلیل عاملی اکتشافی، ۲۰۰ نفر است (سیدیکو، ۲۰۱۳)؛ کلاین و همکاران (۲۰۱۸) نیز، معتقدند که در تحلیل عاملی اکتشافی برای هر متغیر ۱۰ الی ۲۰ نمونه لازم است؛ اما حداقل حجم نمونه ۲۰۰ قابل دفاع است. بر همین اساس و با توجه به تعداد سؤالات پرسشنامه (ظرفیت تأملی والدینی) که ۱۸ سؤال است، برای هر سؤال حدود ۱۳ نفر در نظر گرفته شد و در مجموع ۲۴۴ مادر دارای کودک ۱ تا ۵ سال این پرسشنامه را تکمیل کردند. هدف این مطالعه، رواسازی و اعتباریابی پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی بود. روایی سازه پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی از طریق تحلیل عاملی اکتشافی آزمون شد. در ویرایش انگلیسی، این پرسشنامه شامل سه خرده‌مقیاس بوده که هر کدام شش ماده را به خود اختصاص داده‌اند. قبل از آزمون روایی سازه، شاخص‌های توصیفی و توزیع داده‌ها بررسی شد. شاخص‌های توزیع نشان می‌دهد که پراکندگی در ماده‌ها به نرمال نزدیک است و کجی یا کشیدگی شدید که موجب حذف ماده بشود وجود ندارد. در واقع، کجی شدید نشان از پاسخ دادن به یک گزینه از بین گزینه‌ها را نشان می‌دهد (جدول ۱).

جدول ۱- شاخص‌های توصیفی و توزیع در ماده‌های پرسشنامه کارکرد تأملی والدین

ماده	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	ماده	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی
۱	۴/۲۷	۰/۸۲	-۱/۰۳	-۰/۵۷	۱۰	۳/۸۴	۱/۰۷	-۰/۸۰	-۰/۰۱
۲	۲/۶۳	۰/۷۸	-۰/۱۷	-۰/۵۶	۱۱	۳/۳۵	۰/۹۵	-۰/۵۲	-۰/۰۴
۳	۱/۶۴	۰/۷۵	۱/۱۱	۱/۲۹	۱۲	۲/۲۹	۰/۸۵	۰/۱۱	-۰/۴۴
۴	۴/۱۴	۰/۹۵	-۱/۲۶	۱/۵۴	۱۳	۴/۲۲	۰/۹۷	-۱/۴۲	۱/۸۰
۵	۲/۸۰	۰/۸۸	-۰/۲۰	-۰/۱۹	۱۴	۲/۲۵	۰/۸۴	۰/۳۷	-۰/۰۴
۶	۲/۰۷	۰/۹۳	-۰/۳۶	-۰/۹۱	۱۵	۱/۸۰	۰/۷۶	۱/۰۹	۲/۱۲
۷	۳/۴۰	۱/۱۴	-۰/۵۱	-۰/۵۳	۱۶	۴/۳۴	۰/۶۹	-۰/۷۹	-۰/۳۱
۸	۲/۵۰	۰/۸۱	-۰/۲۲	-۰/۲۰	۱۷	۲/۴۳	۰/۷۹	-۰/۳۶	-۰/۲۴
۹	۲/۰۲	۰/۸۷	-۰/۴۸	-۰/۳۳	۱۸	۱/۴۱	۰/۶۴	۱/۸۷	۲/۱۱

توصیف جمعیت شناختی

در این مطالعه معیار ورود برای مادران، تحصیلات بالای دیپلم، محدوده سنی ۲۰ تا ۴۵ سال و داشتن حداقل یک فرزند زیر پنج سال بود. معیار خروج نیز ابتلای کودک به یک بیماری خاص و فرزندخوانده بودن کودک بود. ۹۲ درصد از کودکان این شرکت‌کنندگان، فرزند اول و دوم بودند. به‌علاوه ۵۶ درصد از شرکت‌کنندگان فرزند پسر داشتند. تحصیلات مادر بین دیپلم تا دکتری بود، با این حال، اغلب آن‌ها دارای تحصیلات کارشناسی و خانه‌دار بودند (جدول ۱). به‌علاوه میانگین سنی مادران ۳۲/۹۵ با انحراف استاندارد ۴/۷۷ بود (جدول ۲).

جدول ۲- توزیع فراوانی سن، جنس، چندمین فرزند بودن کودکان و تحصیلات و شغل مادران

سن کودک	فراوانی (درصد)	چندمین فرزند/جنسیت	فراوانی (درصد)	تحصیلات/شغل مادر	فراوانی (درصد)
۱ سال	۲۶ (۱۰/۷)	اولین	۱۷۷ (۷۲/۵)	دیپلم	۵۳ (۲۱/۷)
۲ سال	۳۹ (۱۶)	دومین	۴۹ (۲۰/۱)	کاردانی	۱۷ (۷)
۳ سال	۵۵ (۲۲/۵)	سومین	۱۴ (۵/۷)	کارشناسی	۱۲۰ (۴۹/۲)
۴ سال	۵۲ (۲۱/۳)	چهارمین	۲ (۰/۸)	ارشد	۴۴ (۱۸)
۵ سال	۷۲ (۲۹/۵)	پنجمین	۲ (۰/۸)	دکتری	۱۰ (۴/۱)
		دختر	۱۰۶ (۴۳/۴)	شاغل	۷۹ (۳۲/۴)
		پسر	۱۳۸ (۵۶/۶)	خانه‌دار	۱۶۵ (۶۷/۶)

مقیاس ظرفیت تأملی والدینی (PRFQ): این مقیاس کوتاه و چندبُعدی دارای ۱۸ ماده است که توسط لویتن و همکاران (۲۰۱۷)، برای سنجش توانایی ظرفیت تأملی والدین طراحی و آزمون شده است. تحلیل عاملی اکتشافی لویتن و همکاران (۲۰۱۷)، حکایت از وجود سه عامل دارد؛ عامل اول: حالت پیش‌ذهن‌سازی (PM)، عامل دوم: اطمینان از وضعیت روانی (CMS) و عامل سوم: علاقه‌مندی و کنجکاوی درباره وضعیت روانی (IC) است که ضریب آلفای کرونباخ به‌دست آمده به ترتیب معادل ۰/۷۰، ۰/۸۲ و ۰/۷۵ است. برای تهیه نسخه فارسی مقیاس ظرفیت تأملی والدینی، ابتدا این پرسشنامه توسط محققان این پژوهش به فارسی ترجمه شده و سپس نسخه ترجمه شده توسط چهار نفر از استادان روان‌شناسی مسلط به زبان انگلیسی، با متن اصلی تطبیق داده شد و موردبازنگری قرار گرفت. پس از آن، متن نهایی شده توسط یک مترجم که نسخه اصلی پرسشنامه را در اختیار نداشت به انگلیسی برگردانده شد (بازترجمه) و متن انگلیسی با متن اصلی مقایسه و تطبیق داده شد. بازنگری‌ها در ترجمه فارسی و انگلیسی تا رسیدن به ترجمه مطلوب ادامه یافت و در نهایت، نسخه نهایی بازترجمه و به فردی که مسلط به زبان انگلیسی بود، نشان داده شد و موردتأیید قرار گرفت. برای ارزیابی دقیق‌تر ترجمه و فهم دقیق سؤالات ابتدا از ۱۰ نفر از مادران خواسته شد تا سؤالات را پاسخ دهند و برداشتشان را از سؤالات و قابل‌درک یا غیرقابل‌درک بودن آن را گزارش کنند. در این مرحله نیز، تغییرات کمی در نسخه فارسی آن داده شد. پس از اطمینان از قابل‌فهم بودن سؤالات یک مطالعه مقدماتی بر روی ۵۰ نفر از مادران دارای کودک یک تا پنج سال انجام گرفت. پس از آن و در مرحله نهایی ۲۴۴ نفر از مادران دارای

کودک یک تا پنج سال به صورت در دسترس انتخاب شده و نسخه نهایی را تکمیل کردند. در این مطالعه برای بررسی اعتبار پرسشنامه از اعتبار سازه با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی به شیوه مؤلفه اصلی و چرخش واریماکس استفاده شد. همچنین پایایی مقیاس با استفاده از روش پایایی همسانی درونی (آلفای کرونباخ) محاسبه شد. تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS-۲۵ و ویرایش ۵ لتروپ انجام شد.

یافته‌ها

الف) توصیف شاخص‌ها

پس از بررسی روایی سازه که از طریق تحلیل عاملی اکتشافی مؤلفه اصلی به شیوه چرخش واریماکس آزمون شد، همبستگی بین مؤلفه‌ها نیز محاسبه شد. همبستگی به دست آمده نشان می‌دهد با توجه به منفی بودن عامل حالت پیش‌ذهن‌سازی عامل دیگر با او همبستگی منفی دارد. ضریب اعتبار^۱ خرده‌مقیاس‌های حالت پیش‌ذهن‌سازی، اطمینان از وضعیت روانی و علاقه‌مندی و کنجکاوی درباره وضعیت روانی که از طریق آلفای کرونباخ محاسبه شد، به ترتیب ۰/۶۸، ۰/۷۲ و ۰/۶۸ به دست آمد (قطر ماتریس همبستگی ضرایب اعتبار است). ضریب اعتبار کل آزمون ۰/۷۰ بود. بین والدینی که دختر یا پسر داشتند در عامل‌های پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی تفاوت معناداری مشاهده نشد (جدول ۳).

1. reliability

جدول ۳- شاخص‌های توصیفی ظرفیت تأملی والدینی در والدین دارای دختر و پسر و کل افراد، ضریب همبستگی بین عامل‌ها و ضریب اعتبار (قطر ماتریس)

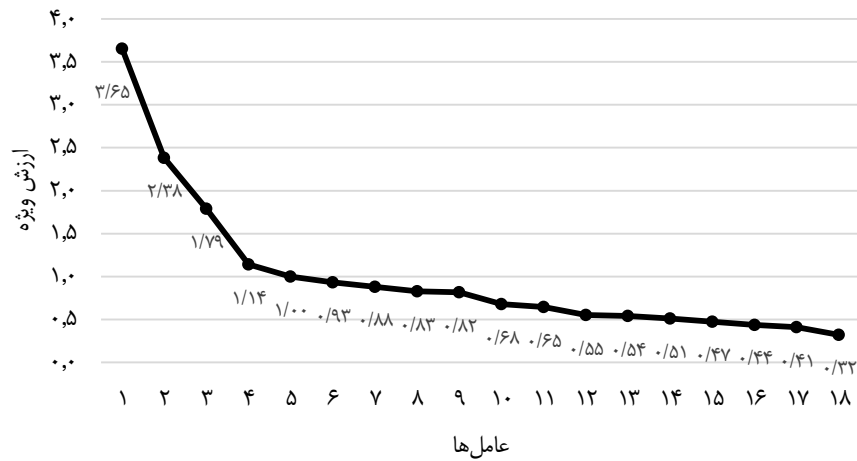
ردیف	متغیر	M	SD	SK	KU	M	SD	T	M	SD	۱	۲	۳	
۱	حالت پیش‌ذهن‌سازی	۲۴/۰۴	۳/۴۷	۱/۵۵۲	۱/۰۴	۲۴/۳۵	۳/۵۹	-۰/۸۶	۱/۰	-۰/۶۷	۳/۵۴	-۰/۶۸		
۲	اطمینان از وضعیت روانی	۱۵/۹۰	۳/۰۰	۰/۱۱	۰/۶۵	۱۶/۰۱	۳/۴۶	۰/۰۶	۰/۰۷	-۰/۲۸	۳/۲۶	-۰/۱۳*	۰/۷۲	
۳	علاقه‌مندی و کنج‌کاو‌ی درباره وضعیت روانی	۱۱/۵۴	۳/۱۱	۰/۲۷	۱/۲۳	۱۰/۹۸	۲/۹۳	-۰/۵	۰/۳۳	۱/۴۴	۳/۰۱	-۰/۳۴**	۰/۱۴*	۰/۶۸

*N=۲۴۴ **P<۰/۰۵ P<۰/۰۱

ب) تحلیل عاملی اکتشافی

برای بررسی ساختارپذیری، ابتدا ماتریس همبستگی بین ماده‌ها بررسی شد. معناداری اطلاعات موجود در یک ماتریس از طریق آزمون مربع کای بارتلت صورت می‌گیرد که معنادار بودن این آزمون حداقل شرط لازم برای انجام دادن تحلیل عاملی است. در آزمون بارتلت، فرض صفر این است که متغیرها فقط با خودشان همبستگی دارند و رد فرض صفر حاکی از آن است که ماتریس همبستگی، دارای اطلاعات معنادار است و حداقل شرایط لازم برای انجام دادن تحلیل عاملی وجود دارد. در این مطالعه، مقدار آزمون کروییت بارتلت ($\chi^2=947/46$)، $P=0/001$ با درجه آزادی ۱۵۳ نشان داد که این مفروضه برقرار است و حداقل شرط برای انجام تحلیل عاملی برقرار است. به علاوه نتایج نشان داد مقدار شاخص کفایت نمونه‌برداری کیسر-میر-الکین (سیدکو، ۲۰۱۵)، برابر با ۰/۷۵ بود و از آنجایی که مقدار حداقل این شاخص برای کسب اطمینان از کفایت ماتریس داده‌ها برای عامل‌پذیری، ۰/۷۰ است (میرز، گامست و گارینو، ۲۰۱۶) و مقدار به دست آمده از این مقدار بیشتر است، امکان ساختار عاملی پرسشنامه فراهم شد.

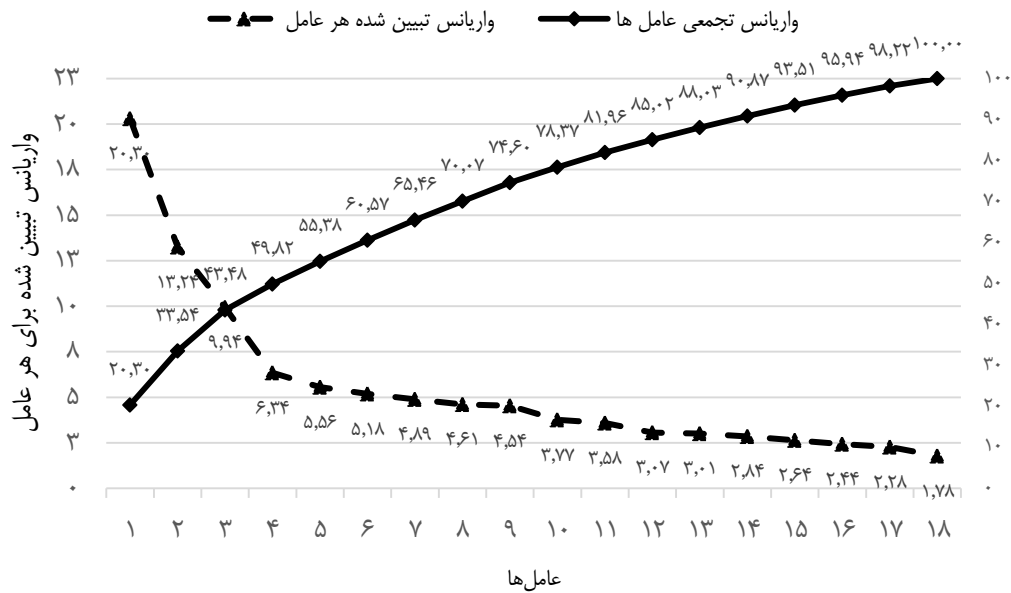
پس از بررسی ماتریس همبستگی بین ماده‌ها، ماتریس بارهای عاملی اولیه، نشان داد که پرسشنامه از چند عامل تشکیل شده است. برای تفسیر ساده‌تر بارهای عاملی، از چرخش واریماکس استفاده شد. بررسی ارزش‌های ویژه (شکل ۱) نشان داد که حداقل سه عامل وجود دارد که ارزش‌های بالاتر از ۱ را به عنوان تعداد عامل‌ها دارند. به علاوه واریانس تبیین شده برای هر عامل (جدول ۲) نیز، حاکی از این بود که هر عامل با مقدار قابل توجهی سهمی از واریانس را تبیین می‌کند. همچنین ماتریس باقی مانده‌ها نیز، بررسی شد که بزرگ‌ترین مقدار باقی مانده از اختلاف ماتریس اولیه و ماتریس بازتولید شده حاصل شده بود که برابر با ۰/۰۵ بود. بنابر بررسی‌هایی که به عنوان تعداد عامل انجام شد و بررسی بارهای عاملی و محتوای ماده‌ها در هر عامل ساختار سه عاملی تأیید شد.



شکل ۱- نمودار سنگ‌ریزه عامل‌ها در پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی

ساختار عاملی به‌دست آمده مطابق با ویرایش انگلیسی آن بوده و پایین‌ترین بار عاملی به‌دست آمده ۰/۴۰ است. مطابق با ساختار به‌دست آمده، به‌ترتیب عامل اول، دوم و سوم حالت پیش‌ذهن‌سازی، اطمینان از وضعیت روانی و علاقه‌مندی و کنجکاوی درباره وضعیت روانی نامیده شد. ارزش‌های ویژه عامل‌ها نیز به‌ترتیب ۳/۶۵، ۲/۳۸ و ۱/۷۹ به‌دست آمد.

در رابطه با واریانس تبیین شده توسط هر عامل در سه عامل نخست نتایج نشان داد که عامل نخست ۲۰/۳۰، عامل دوم ۱۳/۲۴ و عامل سوم ۹/۹۴ درصد از واریانس را تبیین می‌کنند. سه عامل نخست در مجموع ۴۳/۴۸ درصد از کل واریانس را تبیین کردند. شکل ۲ درصد واریانس تبیین شده توسط سه عامل نخست و درصد واریانس تبیین شده تجمعی را نشان می‌دهد (لازم به‌ذکر است در تحلیل عاملی اکتشافی محور اصلی تعداد عامل‌های استخراجی، می‌تواند به اندازه تعداد ماده‌ها باشد).



شکل ۲- نمودار وارینانس تبیین شده و وارینانس تجمعی عامل‌ها در پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی

جدول ۴- بارهای عاملی، اشتراک، ارزش ویژه، وارینانس تبیین شده و تجمعی پرسشنامه ظرفیت تأملی والدینی

عبارت	ماده	اشتراک	عامل سوم منطقه مند، ه کنجکاه	عامل دوم اطمینان از وضعیت روانی	عامل اول پیش ذهن سازی
فرزندم برای آزار دادن من قشقرق به راه می‌اندازد.	۱۳	۰/۴۵		۰/۶۷	
رفتارهای فرزندم آن قدر گیج کننده است که زحمت سردرآوردن از آن‌ها را به خودم نمی‌دهم.	۱۶	۰/۵۲		۰/۶۶	
فقط زمانی که فرزندم به من لبخند می‌زند مطمئن می‌شوم که او مرا دوست دارد.	۱	۰/۳۷		۰/۶۱	
فرزندم در مقابل غریبه‌ها قشقرق راه می‌اندازد تا مرا خجالت زده کند.	۴	۰/۳۷		۰/۶۰	
فکر می‌کنم تلاش برای حدس زدن احساسات فرزندم، فایده‌ای ندارد.	۱۸	۰/۴۸	۰/۳۸	-۰/۵۸	
گاهی اوقات فرزندم خودش را به مریضی می‌زند تا مرا از انجام آن چه می‌خواهم باز بدارد.	۱۰	۰/۳۱		۰/۵۵	
واقعاً برایم سخت است که در بازی‌های تخیلی فرزندم، مشارکت فعال داشته باشم.	۷	۰/۳۱		۰/۵۳	
می‌توانم بفهمم در ذهن فرزندم چه می‌گذرد.	۵	۰/۶۶		۰/۸۰	

شماره	عبارت	عامل اول پیش‌ذهن سازی	وضعیت روانی	عامل دوم اطمینان از منده، ه کنجکاوه	عامل سوم علاقه مشترک
۲	می‌دانم که خواسته‌های فرزندم چیست.	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۵۳	۰/۵۳
۱۷	می‌دانم چرا فرزندم در یک موقعیت، واکنش خاصی را نشان می‌دهد.	۰/۶۴	۰/۶۴	۰/۴۹	۰/۴۹
۸	می‌توانم پیش‌بینی کنم فرزندم چه کاری انجام خواهد داد.	۰/۶۳	۰/۶۳	۰/۴۴	۰/۴۴
۱۴	می‌دانم علت رفتارهایم در قبال فرزندم چیست.	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۳۳	۰/۳۳
۱۱	گاهی اوقات ممکن است در مورد واکنش فرزندم، برداشت اشتباهی داشته باشم.	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۳۰	۰/۳۰
۹	غالباً سعی می‌کنم بی‌برم فرزندم چه احساسی دارد.	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۵۸	۰/۵۸
۶	این که فرزندم به چه چیزی فکر می‌کند و یا چه احساسی دارد، ذهن مرا به خود مشغول می‌کند.	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۵۸	۰/۵۸
۳	دوست دارم به‌دلایلی که پشت رفتارها و احساسات فرزندم است، فکر کنم.	۰/۶۱	۰/۶۱	۰/۳۷	۰/۳۷
۱۵	سعی می‌کنم دلیل بديرفتاری‌های فرزندم را بفهمم.	۰/۵۰	۰/۵۰	۰/۳۳	۰/۳۳
۱۲	سعی می‌کنم موقعیت‌ها را از دید فرزندم ببینم.	۰/۳۹-	۰/۳۹-	۰/۳۹	۰/۳۹
ارزش ویژه					
واریانس تبیین شده					
واریانس تبیین شده تجمعی					
		۳/۶۵	۲/۳۸	۱/۷۹	۰/۳۷
		۲۰/۳۰	۱۳/۲۴	۹/۹۴	۰/۳۳
		۲۰/۳۰	۳۳/۵۴	۴۳/۴۸	۰/۳۹

KMO=۰/۷۵, Bartlett's Test of Sphericity Chi-Square=۹۴۷/۴۶, df=۱۵۳, sig=۰/۰۰۰۱

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر، با هدف بررسی روایی و اعتبار نسخه فارسی مقیاس ظرفیت تأملی والدینی (PRFQ) انجام شد. فرضیه این مطالعه، یکسانی ساختار عاملی به‌دست آمده با ساختار عاملی مقیاس اصلی بود. برای بررسی روایی مقیاس ظرفیت تأملی والدینی از تحلیل عاملی اکتشافی به شیوه مؤلفه اصلی با چرخش واریماکس استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی این مقیاس، نشان‌دهنده یک ساختار سه عاملی بود که عامل نخست ۲۰/۳۰، عامل دوم ۱۳/۲۴ و عامل سوم ۹/۹۴ درصد از واریانس را تبیین کردند. همچنین سه عامل نخست در مجموع ۴۳/۴۸ درصد از کل واریانس را تبیین کردند. مطابق با ساختار به‌دست آمده به‌ترتیب عامل اول، دوم و سوم حالت پیش‌ذهن‌سازی، اطمینان از وضعیت روانی و علاقه‌مندی و کنجکاوی درباره وضعیت روانی نامیده شد. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که این عامل‌ها در این مطالعه با عامل‌های گزارش شده در مطالعه لویتن و همکاران (۲۰۱۷) یکسان هستند.

لویتن و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه خود، وجود سه عامل را گزارش کردند. عامل نخست حالت پیش‌ذهن سازی نام دارد که عبارت‌های ۱، ۴، ۷، ۱۰، ۱۳ و ۱۶ را شامل می‌شود. در مطالعه حاضر نیز، عامل مشابهی شناسایی شد که شامل عبارت‌های ۱، ۴، ۷، ۱۰، ۱۳، ۱۶ و ۱۸ است. عبارت شماره ۱۸ در مطالعه لویتن و همکاران (۲۰۱۷)، به‌عنوان عبارت این عامل شناخته نشده است که این یافته با مطالعه دیرو و همکاران (۲۰۱۹)

هم‌سو است. این در حالی‌ست که در مطالعه حاضر، با توجه به بارعاملی، کجی استاندارد و همبستگی با نمره کل تصحیح شده مناسبی که این عبارت داشته، به عامل اول یعنی پیش از ذهن‌سازی اضافه شده است. عامل دوم که در مطالعه لویتن و همکاران (۲۰۱۷) اطمینان از وضعیت روانی نامیده شده است، شامل عبارت‌های ۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۴ و ۱۷ است. در مطالعه حاضر نیز، برای این عامل دقیقاً همین عبارات شناسایی شده‌اند. در نهایت، عامل سوم مطالعه لویتن و همکاران (۲۰۱۷)، با نام کنجکاوی در مورد وضعیت روانی شامل عبارات ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵ و ۱۸ بوده است. در مطالعه حاضر، نتیجه مشابهی دیده شد و عبارت‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲ و ۱۵ برای این عامل شناسایی شد. عبارت شماره ۱۸ به دلیل میزان پایین همبستگی اصلاح شده با نمره کل از این عامل حذف شده است.

در مجموع، ساختار عاملی به دست آمده در مطالعه حاضر، با ساختار عاملی به دست آمده در مطالعات پیشین (لویتن و همکاران، ۲۰۱۷؛ پازاگلی و همکاران، ۲۰۱۷؛ کوک و همکاران، ۲۰۱۷؛ دیرو و همکاران، ۲۰۱۹) هم‌سو است. سه عامل معرفی شده از سوی لویتن و همکاران (۲۰۱۷)؛ یعنی حالت پیش‌ذهن‌سازی، اطمینان از وضعیت روانی و کنجکاوی درباره وضعیت روانی در این مطالعه نیز به دست آمده‌اند؛ اما عبارت ۱۸ به عامل اول اضافه شده و از عامل سوم حذف شده است. در بررسی پایایی مقیاس، ضریب همسانی درونی برای کل مقیاس ($\alpha = 0.70$) و خرده‌مقیاس‌های پیش‌ذهن‌سازی ($\alpha = 0.68$)، اطمینان از وضعیت روانی ($\alpha = 0.72$) و کنجکاوی درباره وضعیت روانی ($\alpha = 0.68$) حاکی از پایایی خوب است و با مطالعه لویتن و همکاران (۲۰۱۷) که پایایی خوبی را برای نسخه اصلی مقیاس گزارش کرده‌اند، هم‌خوانی دارد.

در پایان توجه به چند نکته حائز اهمیت است. نخست این که این مقیاس بنابه توصیه سازندگان آن در حال حاضر برای ارزیابی در مداخلات بالینی مناسب نبوده و فقط محاسبه پایایی و اعتبار آن در زبان‌های مختلف قابل‌سنجش است. نکته بعدی این که مقیاس مذکور صرفاً در شهر تهران انجام شده است؛ بنابراین تعمیم نتایج به سایر جمعیت‌ها باید با احتیاط صورت بگیرد. با وجود مزایای بسیاری که مقیاس‌های خودگزارشی دارند از قبیل مقرون به صرفه بودن از لحاظ زمان و هزینه و سهولت پاسخ‌گویی به آن؛ با این حال، یکی از نکات قابل‌توجه در این گونه گزارش‌ها، سطح بینش افراد پاسخ‌دهنده است که می‌تواند بر روی نتایج تأثیرگذار باشد (هیفل و هاوارد، ۲۰۱۰). هرچند که این مقیاس‌ها ابزار مناسبی برای به دست آوردن ساختار شناختی، احساسی و خلق محسوب می‌شوند، اما عدم دقت شرکت‌کنندگان در پاسخ‌گویی به سؤالات و شیوه پاسخ‌گویی آن‌ها، می‌تواند نتایج را تحت تأثیر قرار دهد (رابینز، فرالی و کروگر، ۲۰۰۹). به همین منظور، برای به دست آوردن نتایج دقیق‌تر از پرسشنامه مقیاس ظرفیت تأملی والدینی بهتر است در مطالعات بعدی این مقیاس با ابزارهای مشابه که به صورت مصاحبه و یا مشاهده است مورد ارزیابی و مقایسه قرار بگیرد. هرچند مطالعه حاضر، اعتبار و روایی خوبی را برای پرسشنامه ۱۸ سؤالی مقیاس ظرفیت تأملی والدینی به دست آورد، اما روشن نمونه‌گیری در دسترس و انتخاب افراد صرفاً از استان تهران، می‌تواند از محدودیت‌های این پژوهش به شمار آید؛ بنابراین در صورتی که در مطالعات بعدی از روش‌های دیگر نمونه‌گیری استفاده شود و نمونه‌های شرکت‌کننده از استان‌های غیر از تهران انتخاب شوند، می‌توان یافته‌های این پژوهش را با اطمینان بیشتری تعمیم داد. در حالت

ایده‌آل داشتن یک نمونه مستقل برای پیگیری نتایج به‌دست آمده، می‌تواند تأییدکننده داده‌ها باشد (دیرو و همکاران، ۲۰۱۹). از این رو، پیشنهاد می‌شود تا مطالعه دیگری صورت بگیرد تا مؤید نتایج به‌دست آمده، به‌ویژه در مورد سؤال ۱۸ این پرسشنامه باشد. در نهایت، بررسی زمینه‌های اجتماعی-اقتصادی، سطح تحصیلات والدین و تفاوت میان پدران و مادران در پاسخ‌گویی به این پرسشنامه، می‌تواند زمینه مناسبی برای پژوهش‌های آتی باشد.

References

- Bateman, A., & Fonagy, P. (2010). Mentalization based treatment for borderline personality disorder. *World Psychiatry*, *9*(1), 11-15.
- Cooke, D., Priddis, L., Luyten, P., Kendall, G., & Cavanagh, R. (2017). Paternal and maternal reflective functioning in the Western Australian Peel child health study. *Infant Mental Health Journal*, *38*(5), 561-574.
- De Roo, M., Wong, G., Rempel, G. R., & Fraser, S. N. (2019). Advancing optimal development in children: Examining the construct validity of a parent reflective functioning questionnaire. *JMIR Pediatrics and Parenting*, *2*(1), e11561.
- Fonagy, P., & Luyten, P. (2009). A developmental, mentalization-based approach to the understanding and treatment of borderline personality disorder. *Dev Psychopathol*, *21*(4), 1355-1381.
- Fonagy, P., & Target, M. (1998). Mentalization and the changing aims of child psychoanalysis. *Psychoanalytic Dialogues*, *8*(1), 87-114.
- Fonagy, P., Gergely, G., & Target, M. (2007). The parent-infant dyad and the construction of the subjective self. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *48*(3-4), 288-328.
- Goodman, M., & Siever, L. J. (2011). Hypermentalization in adolescents with borderline personality traits: extending the conceptual framework to younger ages. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, *6*(50), 536-537.
- Haefel, G. J., & Howard, G. S. (2010) Self-report: psychology's four-letter word. *Am J Psychol*, *123*(2), 181-188.
- Klein, R. A., Vianello, M., Hasselman, F., Adams, B. G., Adams Jr, R. B., Alper, S.,... & Batra, R. (2018). Many Labs 2: Investigating variation in replicability across samples and settings. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, *1*(4), 443-490.
- Luyten, P., Fonagy, P., Lowyck, B., & Vermote, R. (2012). *Assessment of mentalization*. In A. W. Bateman & P. Fonagy (Eds.), *Handbook of mentalizing in mental health practice* (pp. 43-65). Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- Luyten, P., Mayes, L. C., Nijssens, L., & Fonagy, P. (2017). The parental reflective functioning questionnaire: Development and preliminary validation. *PloS one*, *12*(5), e0176218.
- Meins, E. (1998). The effects of security of attachment and material attribution of

- meaning on children's linguistic acquisitional style. *Infant Behavior and Development*. 21(2), 237-252.
- Meins, E., Fernyhough, C., Fradley, E., & Tuckey, M. (2001). Rethinking maternal sensitivity: Mothers' comments on infants' mental processes predict security of attachment at 12 months. *The Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*. 42(5), 637-648.
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications.
- Pajulo, M., Tolvanen, M., Karlsson, L., Halme- Chowdhury, E., Öst, C., Luyten, P.,... & Karlsson, H. (2015). The prenatal parental reflective functioning questionnaire: Exploring factor structure and construct validity of a new measure in the Finn Brain Birth Cohort pilot study. *Infant Mental Health Journal*. 36(4), 399-414.
- Pazzagli, Ch., Delvecchio, E., Raspa, V., Mazzeschi, C., & Luyten, P. (2017). The parental reflective functioning questionnaire in mothers and fathers of school-aged children. *Journal of Child and Family Studies*. 27(1), 80-90.
- Robins, R. W., Fraley, R. C., & Krueger, R. F. (Eds.). (2009). *Handbook of research methods in personality psychology*. Guilford Press.
- Rutherford, H. J., Goldberg, B., Luyten, P., Bridgett, D. J., & Mayes, L. C. (2013). 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*. 36(4), 635-641.
- Siddiqui, K. (2013). Heuristics for sample size determination in multivariate statistical techniques. *World Applied Sciences Journal*. 27(2), 285-287.
- Siddiqui, K. (2015). Heuristics of using factor analysis in social research. *Sci. Int.(Lahore)*. 27(5), 4625-4628.