

بررسی مقدماتی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده در نوجوانان*

A Preliminary Study of Psychometric Properties of the Adolescents' Perceived Family Collective Efficacy Scale in Adolescent

L. Panaghi, Ph.D.

I. Mokhtarnai, M.A.

F. Kalantary, M.A.

دکتر لیلی پناغی

دانشیار پژوهشکده خانواده

ایرج مختارنیا✉

کارشناسی ارشد روان‌شناسی خانواده‌درمانی دانشگاه شهید بهشتی

فاطمه کلانتری

دانشجوی کارشناسی ارشد مشاوره مدرسه دانشگاه شهید بهشتی

دریافت مقاله: ۹۴/۶/۲۲

دریافت نسخه اصلاح شده: ۹۴/۹/۱۶

پذیرش مقاله: ۹۴/۱۰/۵

Abstract

This study was aimed to examine the psychometric properties of the Perceived Family Collective Efficacy (PFCE) revised scales in adolescents. The study is cross-sectional, and the students from a rural city Qods near to capital city of Tehran formed the study population.

✉Corresponding author: Family Therapy Department, Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Evin, Tehran, Iran
Email: mokhtarnia66@gmail.com

چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی مقدماتی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده در نوجوانان است. روش پژوهش حاضر، توصیفی و مقطعی است و جامعه آماری در این پژوهش، دانش‌آموزان شهرستان قدس استان تهران است که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی دو مرحله‌ای، هدف از پژوهش حاضر بررسی مقدماتی

* این مقاله برگرفته از طرح تحقیقاتی است که با حمایت مالی قطب ایرانی - اسلامی خانواده صورت گرفته است.

✉نویسنده مسئول: تهران، دانشگاه شهید بهشتی، پژوهشکده خانواده

پست الکترونیک: mokhtarnia66@gmail.com

A sample of 891 students was selected through a multistage sampling method and The Adolescents' perceived collective family efficacy scale together with other questionnaires including (CPIP), (YSR) and (FAD) were filled by participants. The results of the exploratory factor analysis identified a two-factor solution, and confirmatory factor analysis support both two-factor and one factor, with the a better fit of the two-factor model. Divergent and convergent validity were tested in association with scales of PFCE, CPIP, YSR, and FAD that were found quite satisfactory. Cronbach's alpha coefficient was 0/92 and test-retest was 0/83; Therefore, based on the results of this study, perceived family collective efficacy scale shows has adequate psychometric properties to be applied for research and family counseling purposes.

Keywords: Family Collective Efficacy, Psychometric Properties, Adolescents.

روش پژوهش حاضر، توصیفی و مقطعی است و جامعه آماری در این پژوهش، دانش‌آموزان شهرستان قدس استان تهران است که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی دو مرحله‌ای، ۸۹۱ نفر از آن‌ها انتخاب شدند. ابزار پژوهش، پرسشنامه ادراک کارآمدی جمعی خانواده بود که همراه با پرسشنامه‌های (CPIP)، (YSR) و (FAD) روی گروه نمونه اجرا شد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل را مشخص کرد و تحلیل عاملی تأییدی این مقیاس هم از مدل دو عاملی و هم از مدل تک عاملی حمایت کرد؛ البته مدل دو عاملی نسبت به تک عاملی برازش بهتری داشت. در بررسی روایی واگرا و همگرا از طریق ضریب همبستگی پیرسون، مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده با پرسشنامه‌های (CPIP)، (YSR) و (FAD) رضایت‌بخش بود. همچنین نتایج ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و ضریب باز آزمایی ۰/۸۳ به دست آمد؛ بنابراین بر اساس نتایج به دست آمده از این پژوهش، مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی است و می‌توان آن را برای اهداف پژوهشی و ارزیابی خانواده‌ها در مشاوره خانواده مورد استفاده قرار داد.

کلیدواژه‌ها: ویژگی‌های روان‌سنجی، ادراک کارآمدی جمعی خانواده، نوجوانان.

مقدمه

بر اساس نظر بندورا، نگرش‌ها، توانایی‌ها و مهارت‌های شناختی هر فرد، تشکیل‌دهنده چیزی است که سیستم خود^۱ نامیده می‌شود (بندورا^۲، ۱۹۷۸ و ۱۹۸۹). این سیستم در چگونگی درک ما از شرایط مختلف و چگونگی رفتار ما در واکنش به آن‌ها، نقش عمده‌ای ایفا می‌کند (میشل و شودا^۳، ۱۹۹۵؛ هوپل و شریل^۴، ۲۰۰۶؛ تاگوچی، ماجید و پاپی^۵، ۲۰۰۹؛ پروین^۶، ۲۰۱۴). یکی از اجزای مهم

سیستم خود در دیدگاه بندورا، خودکارآمدی^۷ است (بندورا، ۱۹۹۷). بندورا (۲۰۰۱) خودکارآمدی را به صورت «اعتقاد فرد به توانایی‌اش در اعمال کردن مقداری کنترل بر عملکرد خودش و بر رویدادهای محیطی» تعریف کرد (بندورا، ۱۹۹۷؛ زیمرمن و کلیری^۸، ۲۰۰۶)؛ با این توصیف که افراد خودکارآمد معتقدند می‌توانند کاری انجام بدهند که رویدادهای محیطی را تغییر بدهند و افرادی که کارآمدی پایینی دارند، معتقدند اصولاً نمی‌توانند کار مهمی را انجام دهند (بندورا، ۲۰۱۲؛ اسکوارزر^۹، ۲۰۱۴).

رویکرد شناختی - اجتماعی، ادراک کارآمدی را فراتر از سیستم خود بسط و گسترش داد و مفهوم کارآمدی جمعی^{۱۰} را مورد استفاده قرار داد (بندورا، ۱۹۹۷، ۲۰۰۰ و ۲۰۰۱)؛ ادراک کارآمدی در جایی که افراد در یک سیستم اجتماعی به هم پیوسته با همدیگر زندگی می‌کنند، به کارآمدی شخصی محدود نمی‌شود؛ بلکه بیشتر اقدامات، فعالیت‌ها و انتخابات افراد با در نظر گرفتن سایر افراد انجام می‌شود (بندورا، ۲۰۰۰). در این خصوص اعضای گروه توانایی‌ها، دانش‌ها و مهارت‌های خود را به اشتراک می‌گذارند و پشتیبان جمعی متقابل را به وجود می‌آورند و برای حل مشکلات و افزایش کیفیت زندگی با همدیگر همکاری می‌کنند (بندورا، کاپرارا، باربارانلی، ریگالیا و اسکابینی^{۱۱}، ۲۰۱۱؛ جوویت، شانموگام و کاکولیس^{۱۲}، ۲۰۱۲؛ کانگ و کیم^{۱۳}، ۲۰۱۴).

مفهوم ادراک کارآمدی جمعی نیز به کارآمدی جمعی خانواده^{۱۴} توسعه پیدا کرده و به یکی از مفاهیم نظریه شناختی - اجتماعی تبدیل شد (کاپرارا، اسکابینی و ریگالیا^{۱۵}، ۲۰۰۶؛ کاپرارا، ریگالیا، اسکابینی، باربارانلی و بندورا^{۱۶}، ۲۰۰۴؛ پاجارس و اردان^{۱۷}، ۲۰۰۶). در این دیدگاه خانواده اولین محیطی است که تجارب فردی مهم را برای ترویج مهارت‌ها و کنترل دنیای اجتماعی فراهم می‌کند؛ بنابراین بازخورد دریافت شده از پدر و مادر اطلاعات مفید را برای فرزندان، درباره توانایی‌هایشان فراهم می‌کند تا بدانند چگونه به شیوه مؤثر رفتار کنند (بندورا، ۲۰۱۱). کارآمدی خانواده اشاره به توانایی خانواده به منظور مدیریت و سازمان‌دهی موفق دارد، به طوری که در آخر بتواند سلامت اعضای خانواده را توسعه داده و حفظ نماید. کارآمدی خانواده توانایی اعضا را در ایجاد ارتباط صحیح، مذاکره و ایجاد قوانین و اهداف روشن، حل مشکلات، انطباق با شرایط و موقعیت‌های جدید، مدیریت تعارض، مسئولیت‌پذیری و خودمختاری را شامل می‌شود (کاپرارا و همکاران، ۲۰۰۴).

صاحب‌نظران شناختی - اجتماعی در منابع مختلف یکسری ویژگی‌هایی را برای کارآمدی جمعی خانواده گزارش داده‌اند. به اعتقاد آن‌ها کارآمدی جمعی خانواده همانند خودکارآمدی عمل می‌کند (بندورا، ۲۰۱۱)؛ همان‌طور که باورهای خودکارآمدی محصول موفقیت‌های گذشته است، باورهای کارآمدی جمعی خانواده نیز مربوط به فرآیندها و پویایی‌های گذشته خود است. هم‌چنین کارآمدی خانواده همانند خودکارآمدی تنها باور ذهنی نیست، بلکه دارای نتایج عملکردی است (بندورا، ۱۹۹۵؛ کاپرارا و همکاران، ۲۰۰۴؛ بندورا و همکاران، ۲۰۱۱؛ زارعی، جان بزرگی و احمدی^{۱۸}، ۱۳۹۴).

خانواده‌های کارآمد بر این باور هستند که می‌توانند از پس مشکلات برآیند و بر چالش‌های خانواده غلبه کنند و یا در مواقع سخت می‌توانند مقاومت کنند؛ بنابراین باورهای کارآمدی در بین اعضای خانواده می‌تواند حس تلاش و پشتکار برای غلبه بر مشکلات را ایجاد کند (کاپرارا و همکاران، ۲۰۰۴؛ بارکر و چانگ^{۱۹}، ۲۰۱۳؛ فولجنیکو و دیوید^{۲۰}، ۲۰۱۳) و در نهایت به عامل^{۲۱} محافظت‌کننده تبدیل می‌شود که خانواده را در موقعیت‌های اجتماعی استرس‌زا و بحرانی مقاوم می‌کند (پپ، سوپرال، گومز-فراگولا و ویلار-تورس^{۲۲}، ۲۰۰۸).

یکی دیگر از اثرات و ویژگی‌های کارآمدی جمعی خانواده درک و بهبود تعاملات والد - نوجوان در بافت خانواده است. خانواده‌های کارآمد قادرند به سهولت تعارضات را حل کنند و به صورت صریح و مستقیم با یکدیگر ارتباط برقرار کنند (روبین و فوستر^{۲۳}، ۲۰۰۲)، بنابراین بیشتر تمایل دارند که اطلاعات هیجانی و احساسات و افکارشان را به مشارکت بگذارند (اپستین و باخوم^{۲۴}، ۲۰۰۲). در عوض، اعضای خانواده‌های ناکارآمد تمایل به عدم بیان خواسته‌ها، احساسات و افکارشان دارند و آن‌ها را از یکدیگر پنهان می‌سازند (اپستین، رایان، بیشوپ، میلر و کیتنر^{۲۵}، ۲۰۰۳).

با وجود شواهد رو به رشد که درباره تأثیر باورهای جمعی کارآمدی در عملکرد خانواده وجود داشته است، اکثر تحقیقات روی باورهای والدین درباره کارآمدی، به منظور ترویج رشد فرزندان متمرکز شده‌اند و بیشتر به کارآمدی در درون خانواده که به صورت کارآمدی فردی اعضا مطرح است، پرداخته‌اند (پاجارس و اردان، ۲۰۰۶؛ دامکا، گونزالس، ویلر و میلیساپ^{۲۶}، ۲۰۱۰؛ روبینسون، استراهان، گیرز، ویلسون و بوچی^{۲۷}، ۲۰۱۳) و کمتر به صورت کارآمدی جمعی کلی در نظر گرفته شده است.

مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده همراه با سه مقیاس دیگر (ادراک کارآمدی والدینی^{۲۸}، ادراک کارآمدی فرزندی^{۲۹} و ادراک کارآمدی زوجی^{۳۰}) توسط کاپرارا و همکارانش (۲۰۰۴) و با حمایت مالی بنیاد بندورا ساخته شد. این مقیاس برای سنجش باورهای کارآمدی خانواده در مورد انجام وظایف به صورت یک کل یکپارچه که برای عملکرد خانواده ضروری است، ساخته شد؛ بنابراین این مقیاس بر قابلیت‌ها و توانایی‌های خانواده در یک کل واحد متمرکز است و خانواده، به عنوان یک سیستم که شامل روابط به هم پیوسته و تعاملی است، تفسیر می‌شود؛ هم‌چنین این مقیاس، هماهنگی، تعامل و پویایی جمعی یک سیستم اجتماعی را منعکس می‌کند. هنگام تدوین گویه‌های این مقیاس به قابلیت‌ها و توانایی‌های خانواده از جمله مدیریت فعالیت‌های روزمره، رسیدن به یک اجماع در تصمیم‌گیری و برنامه‌ریزی، مقابله با سختی‌ها و بحران‌ها، ترویج تعهد متقابل، حمایت عاطفی در شرایط دشوار و استرس‌زا، لذت در کنار هم بودن علیرغم داشتن مشغله‌های زیاد زندگی و داشتن روابط مناسب در جامعه بزرگ‌تر توجه شده است.

در پژوهش کاپرارا و همکاران (۲۰۰۴) برای تحلیل عاملی با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش متمایل، گویه‌های مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده و مقیاس ادراک کارآمدی جمعی فرزندی با همدیگر ترکیب شدند و نتایج تحلیل نشان می‌دهد که دو عامل مستقل با همبستگی درونی بالا به دست می‌آید، در حالی که تحلیل عاملی اکتشافی برای استخراج عامل‌های یک مقیاس در این پژوهش صورت نگرفته است. در این پژوهش نتایج آلفای کرونباخ مقیاس برای پسران ۰/۹۶ و برای دختران ۰/۹۷ به دست آمد. مقدار همبستگی مقیاس کارآمدی جمعی خانواده با رضایت از خانواده، ارتباط با پدر، ارتباط با مادر، سبک‌های پرخاشگری تعارض با پدر و سبک‌های پرخاشگری مادر را در حد رضایت‌بخش گزارش کرده‌اند و از سوی سازندگانش ابزار مناسبی در بررسی عملکرد خانواده معرفی شده است (کاپرارا و همکاران، ۲۰۰۴).

مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده در جامعه اسپانیا نیز توسط پپ و همکاران (۲۰۰۸) اعتباریابی^{۳۱} شده است و نتایج آن‌ها نشان داد که این مقیاس در بافت اسپانیایی، اعتبار مناسبی دارد و داده‌های گردآوری شده از مدل تک‌عاملی حمایت می‌کند. هم‌چنین پپ و همکاران (۲۰۰۸) نشان دادند که نوجوانانی که ادراک بالایی از کارآمدی خانواده داشتند، کمتر به سمت استفاده از الکل و مواد مخدر می‌رفتند و این گروه از نوجوانان پیوند عاطفی بالایی با والدین خودشان برقرار می‌کردند؛ اخیراً نیز کاستا، فاریا، الساندری و کاپرارا^{۳۲} (۲۰۱۵) ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس باورهای کارآمدی جمعی خانواده را همراه با مقیاس ادراک باورهای جمعی والدینی در گروه جمعیت ایتالیایی و اسپانیایی مورد بررسی و تأیید قرار دادند و از ترکیب برخی از گویه‌های هر دو مقیاس یک پرسش‌نامه نسخه کوتاه (۱۳ سؤال) تدوین کردند که نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل را نشان داد. با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی نیز به بررسی دو عاملی بودن این مقیاس پرداختند و نتایج به دست آمده از شاخص‌های برازش را مطلوب ارزیابی کردند. هم‌چنین از طریق تحلیل عامل تأییدی چندگروهی^{۳۳} پی بردند که این مقیاس ناوابسته به فرهنگ است و ویژگی تغییرناپذیری را در جمعیت‌های مورد مطالعه داشت.

مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده هم‌چنین به عنوان یک متغیر برای سنجش روایی همگرایی پرسش‌نامه‌های مهم خانواده از جمله انسجام و انعطاف‌پذیری^{۳۴} خانواده استفاده شده است، نتایج نشان می‌دهد که ادراک کارآمدی با خرده‌مقیاس‌های گسسته و آشفته رابطه منفی و با انسجام متوازن رابطه مثبت دارد (مارساک و آلدرفر^{۳۵}، ۲۰۱۱).

علاوه بر ساخت مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده توسط کاپرارا و همکاران (۲۰۰۴) و بررسی روان‌سنجی این مقیاس توسط سایر پژوهشگران، فولجنیکو و دیوید (۲۰۱۳) پرسش‌نامه مشابهی با عنوان ادراک باورهای کارآمدی جمعی را ساخت و در کشور فیلیپین اعتباریابی کرد. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که این پرسش‌نامه از دو عامل تشکیل شده است. هم‌چنین برای

مستند ساختن مدل دو عاملی از تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند که شاخص‌های برازش رضایت‌بخش بود (فولجنیکو و دیوید، ۲۰۱۳).

با توجه به گسترش استفاده از ابزار ادراک کارآمدی جمعی خانواده در فعالیت‌های پژوهشی و بالینی و هم‌چنین با هدف گسترش ابزارهای اندازه‌گیری در حوزه خانواده‌ها و نیز به دلیل عدم اعتبارسنجی این مقیاس در جامعه ایرانی، هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده در جمعیت نوجوانان ایرانی است.

روش

هدف نهایی این پژوهش، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس ادراک نوجوان از کارآمدی خانواده است، بنابراین پژوهش حاضر در گروه روش‌های تحقیق توصیفی از نوع همبستگی قرار می‌گیرد. جامعه آماری این پژوهش را کلیه دانش‌آموزان دختر و پسر دوره دبیرستان (دوره اول و دوره دوم) شهرستان قدس واقع در استان تهران در سال تحصیلی ۹۴-۹۳ تشکیل دادند. داشتن سن ۱۳-۱۷ سالگی از ویژگی‌های جامعه مورد نظر بود که به عنوان دانش‌آموز در یکی از مقاطع دبیرستان دوره اول یا دبیرستان دوره دوم مشغول به تحصیل بودند. سه گروه از این جامعه به عنوان نمونه در نظر گرفته شد، با این توضیح که از تعداد ۸۹۱ نفر حجم نمونه، ۸۰ نفر برای بررسی بازآزمایی مقیاس، ۴۰۷ نفر برای بررسی تحلیل عاملی اکتشافی، ۴۰۴ نفر برای بررسی تحلیل عاملی تأییدی و در نهایت برای بررسی روایی ملاک، همگرا و واگرا کل نمونه در نظر گرفته شد. روش نمونه‌گیری این گروه‌ها دو مرحله‌ای تصادفی بود، به این ترتیب که هشت آموزشگاه (۴ آموزشگاه پسرانه و ۴ آموزشگاه دخترانه) با روش نمونه‌گیری تصادفی برگزیده شدند، سپس از هر کلاس موجود در یک آموزشگاه ۱۰ دانش‌آموز به صورت تصادفی منظم از روی لیست کلاسی انتخاب شدند. در گروه اول، بازآزمایی پس از مدت دو هفته از اجرای نوبت اول اجرا شد. در ضمن تمامی اصول اخلاقی از جمله اصل خودمختاری و اصل رازداری در پژوهش رعایت شد.

با توجه به این‌که اصل پرسش‌نامه به زبان انگلیسی بود، گویه‌های این پرسش‌نامه توسط دو متخصص زبان انگلیسی، دو متخصص روان‌شناس و یک متخصص پزشکی اجتماعی به زبان فارسی ترجمه شدند و سپس ترجمه‌ها توسط ۶ نفر از اعضای هیئت علمی پژوهشکده خانواده دانشگاه شهید بهشتی مورد تصحیح و تأیید قرار گرفتند. در مرحله اول، این مقیاس به صورت مقدماتی روی ۳۰ دانش‌آموز برای قابل فهم بودن سؤالات، اشکالات احتمالی و ضرایب پایایی مورد اجرا قرار گرفت و پس از بررسی، اصلاحات لازم جهت قابل درک بودن گویه‌ها انجام گرفت که در نهایت برای اجرا روی گروه اصلی آماده شد. برای سنجش روایی مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده از پرسش‌نامه‌های زیر استفاده شد:

ابزارهای پژوهش

پرسشنامه محقق ساخته اطلاعات جمعیت‌شناختی: در پژوهش حاضر، این پرسش‌نامه برای گردآوری اطلاعات آزمودنی‌ها در مورد سن، جنسیت، مقطع تحصیلی، شغل پدر و سایر ویژگی‌های خانوار (دارا بودن عضو مبتلا به سوء مصرف مواد در خانواده، تعداد اعضای خانوار، تحت تکفل پدر یا مادر) اجرا شد. هم‌چنین برای تکمیل این پرسش‌نامه از اطلاعات حاوی پرونده‌های مشاوره‌ای و تحصیلی دانش‌آموزان استفاده گردید.

مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده: این مقیاس ۲۰ سؤال، توسط کاپرارا و همکاران (۲۰۰۴) برای سنجش باورهای اعضای خانواده در مورد توانایی و قابلیت خانواده به صورت یک سیستم یکپارچه در مورد انجام فعالیت‌های ضروری در جهت عملکرد خانواده ساخته شد. یکی از سؤال‌های این پرسش‌نامه «خانواده شما تا چه حدی می‌تواند از تبدیل شدن یک اختلاف کوچک به اختلافات بزرگ جلوگیری کند؟» است؛ هم‌چنین این سؤالات به پیشنهاد بندورا در مقیاس ۷ نقطه‌ای لیکرت نمره‌گذاری شد (۷= خیلی خوب می‌تواند تا ۱= اصلاً نمی‌تواند). این پرسش‌نامه توسط سازندگان اعتباریابی شده است و از طریق روایی صوری، ملاک، تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی آن را مورد تأیید قرار داده‌اند. هم‌چنین مقدار $0/92$ آلفای کرونباخ برای پایایی درونی این مقیاس گزارش دادند. در این پژوهش این مقیاس مورد بررسی روان‌سنجی قرار گرفته است.

ابزار سنجش خانواده^{۴۶}: این ابزار دارای ۶۰ گویه است که جهت سنجش کارکرد خانواده توسط اپستین، بالدوین و بیشاب^{۳۷} (۱۹۸۳) بنا بر الگوی مک‌مستر^{۳۸} تدوین شده است. این پرسش‌نامه دارای ۷ مقیاس حل مسئله^{۳۹}، روابط^{۴۰}، نقش‌ها^{۴۱}، پاسخ‌گویی عاطفی^{۴۲}، آمیختگی عاطفی^{۴۳}، کنترل رفتاری^{۴۴} و کارکرد کلی^{۴۵} است و نمره‌گذاری آن بر طیف لیکرت چهار نقطه‌ای از کاملاً موافقم (۱) تا کاملاً مخالفم (۴) می‌باشد. نمرات بالاتر نشان‌دهنده عملکرد ضعیف‌تر خانواده و نمرات کمتر نشان‌دهنده عملکرد بهتر خانواده است (اپستین و همکاران، ۲۰۰۳).

در ایران این ابزار توسط نجاریان^{۴۶} (۱۳۷۴) و نیز زاده‌محمدی و ملک خسروی^{۴۷} (۱۳۸۵) هنجاریابی شده است. هم‌چنین یوسفی^{۴۸} (۱۳۹۱) روایی همگرا و واگرایی ابزار سنجش خانواده را با پرسش‌نامه‌های الگوهای ارتباطی^{۴۹}، مقیاس منبع کنترل^{۵۰} و سیاهه تفکیک خود^{۵۱}، رضایت‌بخش گزارش کرده است و از طریق تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی ۷ عامل را مورد تأیید قرار داده است. مقدار آلفای کرونباخ این ابزار در عامل حل مسئله $0/86$ ، ارتباطات $0/87$ ، نقش‌ها $0/87$ ، پاسخ عاطفی $0/81$ ، آمیزش عاطفی $0/81$ ، کنترل رفتار $0/87$ و عملکرد کلی $0/82$ است.

مقیاس خودگزارش‌دهی مشکلات رفتاری آخنباخ^{۵۲}: این مقیاس مشکلات عاطفی - رفتاری نوجوانان ۱۱-۱۸ ساله را در دو بخش شایستگی‌ها و نشانگان^{۵۳} مورد سنجش قرار می‌دهد، مقیاس نشانگان مرضی شامل گوشه‌گیری/ افسردگی، افسردگی/ اضطراب، شکایات جسمانی، مشکلات

اجتماعی، مشکلات تفکر، مشکلات توجه، رفتار قانون‌شکن و رفتار پرخاشگرانه است که در پژوهش‌های اعتبارسنجی برای بررسی روایی مقیاس مورد استفاده قرار می‌گیرد، هم‌چنین این مقیاس آزمودنی‌ها را در سه طبقه - مشکلات رفتاری بالینی، مرزی و نرمال - طبقه‌بندی می‌کند. مینایی^{۵۴} (۱۳۸۵) فرم‌های نظام آخنباخ را به فارسی ترجمه و برای جمعیت ایرانی هنجار کرده است. نتایج بررسی روایی سازه این مقیاس با استفاده از تحلیل عاملی در ایران حکایت از حمایت یافته‌ها از ساختار هشت عاملی این مقیاس دارد و روایی همگرایی این مقیاس با پرسش‌نامه مشکلات رفتاری راتر و J-EPQ در حد مطلوب بود؛ و اعتبار آزمون YSR با رویکرد مبتنی بر سنجش تجربی آخنباخ با استفاده از آلفای کرونباخ برای پسران ۰/۸۹ و برای دختران ۰/۹۴ و با استفاده از دو نیمه کردن برای پسران ۰/۸۴ و برای دختران ۰/۸۷ به دست آمد. ضریب اعتبار آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌های اضطراب/ افسردگی، گوشه‌گیری/ افسردگی، مشکلات جسمانی، مشکلات اجتماعی، مشکلات تفکر، مشکلات توجه، رفتار قانون‌شکنی، رفتار پرخاشگرانه، به ترتیب برابر ۰/۸۳، ۰/۸۵، ۰/۷۸، ۰/۷۹، ۰/۶۶، ۰/۷۸، ۰/۶۴، ۰/۸۷ و ضریب اعتبار دو نیمه کردن برای همان زیرمقیاس‌ها به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۷۱، ۰/۶۸، ۰/۸۶، ۰/۶۷، ۰/۸۷، ۰/۶۹ و ۰/۸۶ به دست آمد (کاکابرایی، حبیبی عسگرآبادی و فدایی^{۵۵}، ۱۳۸۶).

مقیاس ادراک فرزندان از تعارض بین والدین^{۵۶}: این مقیاس اولین بار توسط گریچ، سید و فینچام^{۵۷} (۱۹۹۲)، در بین نوجوانان سنین ۱۲-۱۱ سال و در خانواده‌های سالم به منظور سنجش میزان ادراک فرزندان از تعارض والدین طراحی شده است. این مقیاس شامل ۴۹ گویه و ۹ عامل است (فراوانی، شدت، مثلث‌سازی، حل و فصل اختلافات، استحکام، ادراک تهدید، ادراک فرزندان از تهدید، راهبرد مقابله‌ای، خودسرزندی و محتوای مشاجرات والدین^{۵۸}) که پاسخ به هر گویه در یک طیف ۳ نقطه‌ای از نوع لیکرت (۰= نادرست، ۱= تقریباً درست، ۲= درست است) تنظیم شده است و نمره بالاتر در این مقیاس نشان‌دهنده ادراک بالای تعارض بین والدین در فرزندان نوجوان است. گریچ و همکاران (۱۹۹۲) ضریب آلفای کرونباخ را بین ۰/۸۳ و ۰/۹۰ گزارش کرده‌اند.

طبق تحقیقات این مقیاس به عنوان روایی ملاک مناسب‌ترین پیش‌بینی‌کننده سازگاری کودک نسبت به مقیاس‌های رضایت و تعارض زناشویی است (بیکهام و فیز^{۵۹}، ۱۹۹۷)؛ هم‌چنین این مقیاس ۴۳٪ از واریانس نمرات پسران و ۲۱٪ از واریانس نمرات دختران را در مشکلات رفتاری تبیین می‌کند (گریچ و همکاران، ۱۹۹۲). در پژوهش گریچ و همکاران (۱۹۹۲) روایی ۹ خرده‌مقیاس ادراک فرزندان از تعارض با روش تحلیل عاملی تأییدی مورد تأیید قرار گرفت؛ در پژوهش مختارنیا^{۶۰} (۱۳۹۴) برای تأیید ۹ عامل این پرسش‌نامه در نمونه ایرانی از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد و نتایج تحلیل نشان دادند که مدل ۹ عاملی پس از حذف سؤال ۱۶ و اصلاح مدل برازش بسیار

مناسبی دارد ($\chi^2/df=2/68$)، $RMSEA=0/046$ ، $SRMR=0/026$ ، $CFI=0/98$ ، $GFI=0/77$ ، $AGFI=0/75$ ؛ هم‌چنین ضریب آلفای کرونباخ کل این پرسش‌نامه را $0/89$ به دست آورده‌اند.

یافته‌ها

میانگین و انحراف استاندارد سن دانش‌آموزان به ترتیب $15/41$ و $1/2$ بود. $51/3\%$ گروه نمونه را پسران و $48/7\%$ درصد نمونه را دختران تشکیل دادند. دانش‌آموزان مقطع دبیرستان دوره دوم ($75/5\%$) بیشتر از دانش‌آموزان مقطع دبیرستان دوره اول ($25/5\%$) بودند. شغل $25/1\%$ پدران نمونه پژوهش کارگر، $16/4\%$ کارمند و $58/5\%$ آزاد یا بازاری و $93/5\%$ مادران نمونه پژوهش خانه‌دار بودند. یافته‌های این پژوهش در پنج بخش ارائه شده است؛ در بخش اول به یافته‌های توصیفی، بخش دوم نتایج مربوط به پایایی مقیاس، بخش سوم نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، بخش چهارم نتایج مربوط به تحلیل عاملی تأییدی و در نهایت در بخش پنجم به نتایج روایی مقیاس اشاره شده است.

یافته‌های توصیفی

طبق جدول ۱ میانگین به دست آمده در گروه پسران بیشتر از گروه دختران بود، هم‌چنین شاخص پراکندگی در گروه دختران بیشتر از گروه پسران به دست آمد.

جدول ۱: شاخص‌های توصیفی مربوط به ادراک جمعی خانواده بر اساس جنسیت

متغیر پژوهش	جنسیت	فراوانی	میانگین	انحراف استاندارد
ادراک کارآمدی جمعی خانواده	پسر	۴۰۹	۱۰۸/۹۲	۱۷/۷۳
	دختر	۳۸۹	۱۰۳/۱۹	۲۱/۰۱
	کل	۸۱۷	۱۰۶/۱۱	۱۹/۵۷

پایایی مقیاس^{۶۱}: آلفای کرونباخ برای مقیاس ادراک جمعی کارآمدی خانواده در نمونه ۸۱۱ نفری $0/92$ و ضریب بازآزمایی به مدت دو هفته در نمونه ۸۰ نفری $0/83$ به دست آمد. هم‌چنین مقدار ضریب آلفای کرونباخ عامل اول $0/90$ و عامل دوم $0/79$ برآورد گردید.

تحلیل عاملی اکتشافی^{۶۲}: با توجه به این‌که این مقیاس به صورت مستقل توسط سازندگان استفاده شد. قبل از انجام تحلیل عاملی، برای اطمینان از کافی بودن نمونه از معیار کایرز - مایرز و الکین^{۶۳} و برای تعیین همبستگی بین متغیرها از آزمون بارتلت استفاده شد که مقدار $0/95$ برای آزمون کایرز - مایرز و الکین و مقدار $3364/103$ مجذور کای دو کروییت بارتلت با درجه آزادی ۱۹۰

به دست آمد که در سطح ۰/۰۰۰۱ معنادار شد. تحلیل اولیه دو عامل با ارزش ویژه بزرگ‌تر از یک را نشان داد. بررسی نمودار اسکری کتل نیز حاکی از آن بود که راه‌حل دو عاملی مناسب است. همچنین دو عامل استخراج شده با مقدار ۴۷/۲۵٪ واریانس این مقیاس را تبیین کردند. در تحلیل‌های بعدی نیز برای تفسیر بهتر عامل‌ها از چرخش واریماکس استفاده شد و مقدار بارعاملی ۰/۴ تنظیم شد و گویه‌ها با این مقدار بارعاملی بر روی دو عامل بار شدند. به مقدار نتایج این تحلیل در جدول ۲ اشاره شده است.

جدول ۲: ماتریس عامل‌های چرخش یافته به شیوه واریماکس همراه

با میانگین و انحراف استاندارد

عامل‌ها		انحراف استاندارد	میانگین	گویه
دو	یک			
	۰/۷۶۴	۱/۴۲	۵/۹۶	۱۲
	۰/۷۶۳	۱/۵۶	۵/۳۶	۱۰
	۰/۷۵۲	۱/۴۶	۵/۵۱	۸
	۰/۶۵۰	۱/۴۶	۵/۴۵	۱۹
	۰/۶۳۳	۱/۴۵	۵/۴۵	۱۷
	۰/۶۲۷	۱/۲۴	۵/۶۲	۱۳
	۰/۶۱۷	۱/۵۰	۵/۳۳	۹
	۰/۵۹۶	۱/۳۰	۵/۷۹	۱۸
	۰/۵۷۸	۱/۴۸	۵/۷۰	۶
	۰/۵۴۵	۱/۵۹	۵/۳۷	۵
	۰/۴۹۴	۱/۴۶	۵	۳
	۰/۴۷۷	۱/۴۳	۵/۷۸	۱۵
۰/۶۸۱		۱/۶۵	۴/۸۹	۱۶
۰/۶۵۳		۱/۶۶	۴/۸۹	۱
۰/۶۰۳		۱/۹۰	۴/۲۵	۱۴
۰/۵۶۸		۱/۴۹	۵/۱۴	۷
۰/۵۰۹		۱/۳۷	۵/۳۱	۱۱
۰/۴۷۴		۱/۶۲	۵/۴۰	۲۰
۰/۴۵۹		۱/۶۳	۴/۹۷	۲
۰/۴۵۳		۱/۶۹	۵/۳۱	۴

با توجه به جدول ۲ سؤال‌های ۱۵، ۳، ۵، ۶، ۸، ۹، ۱۳، ۱۷، ۱۹، ۸، ۱۰، ۱۲ در عامل اول و سؤال‌های ۲، ۴، ۱۱، ۱۴، ۱۶ در عامل دوم مشخص شدند. با بررسی محتوای مؤلفه‌ها، عامل اول را می‌توان همبستگی جمعی خانواده و عامل دوم را انطباق‌پذیری جمعی خانواده نامید.

تحلیل عاملی تأییدی^{۶۴}: برای اجرای تحلیل عاملی تأییدی دو مدل برآورد شد. قابل ذکر است که برای تحلیل عاملی از گروه نمونه سوم پژوهش حاضر (۴۰۹ دانش‌آموز) استفاده شد. شاخص‌های برازش مدل اول (مدل تک عاملی) در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول ۳: شاخص‌های مطلق، نسبی و ایجازی برازش مدل اول

SRMR ^{۶۵}	RMSEA ^{۶۸}	CFI ^{۶۷}	AGFI ^{۶۶}	GFI ^{۶۵}	df	χ^2
۰/۰۴۱	۰/۰۶۱	۰/۹۸	۰/۸۸	۰/۹۱	۱۷۰	۴۲۷/۵۸

در جدول ۳ مقدار مجذور کای ۴۲۷/۵۸ به دست آمد که در سطح $p < ۰/۰۰۰۱$ معنادار است، این شاخص به تنهایی با حجم نمونه بالا شاخص تفسیر مناسبی نیست؛ بنابراین با در نظر گرفتن نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی تفسیر می‌شود که در پژوهش حاضر این مقدار شاخص ۲/۵۱ به دست آمد، در تفسیر این شاخص اگر نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی کمتر از ۳ باشد مدل مناسب فرض می‌شود، بدین صورت مدل دارای برازش مطلوب است؛ همچنین مقدار شاخص ریشه دوم میانگین مجذورات باقیمانده کمتر از ۰/۰۸ به دست آمد (RMSEA=۰/۰۶۱)، با توجه به نتایج همه شاخص‌ها، داده‌های گردآوری شده به اندازه قابل قبولی از مدل تک عاملی حمایت می‌کنند.

جدول ۴: شاخص‌های مطلق، نسبی و ایجازی برازش مدل دوم

SRMR	RMSEA	CFI	AGFI	GFI	df	χ^2
۰/۰۳۹	۰/۰۵۷	۰/۹۸	۰/۸۹	۰/۹۱	۱۶۹	۳۹۰/۷۸

در جدول ۴ مقدار مجذور کای دو ۳۹۰/۷۸ به دست آمده که در سطح $p < ۰/۰۰۰۱$ معنادار شد، با در نظر گرفتن نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی، مقدار ۲/۳۱ به دست آمد، بنابراین مدل بسیار مطلوب است؛ مقدار شاخص ریشه دوم میانگین مجذورات باقیمانده کمتر از ۰/۰۸ به دست آمد که نشان‌دهنده برازش مطلوب و مناسب مدل است (RMSEA=۰/۰۳۹). مقدار شاخص نیکویی برازش ۰/۹۱ و مقدار نیکویی برازش تعدیل یافته ایجازی ۰/۸۹ به دست آمد و این مقدار، قابل قبول بودن مدل را نشان می‌دهد. البته مقدار شاخص نیکویی برازش ایجازی مدل نیز بالاتر از ۰/۵۰ به دست آمد که حاکی از ایجاز قابل قبول مدل است (PGFI=۰/۷۳)؛ همچنین مقدار شاخص برازش تطبیقی ۰/۹۸ شد که نشان‌دهنده برازش قابل قبول بین مدل و داده‌هاست، با توجه به نتایج همه شاخص‌ها، داده‌های گردآوری شده به اندازه مطلوبی از مدل دو عاملی این مقیاس هم حمایت می‌کنند.

مقایسه بین دو مدل بر اساس شاخص‌های به دست آمده در جداول ۳ و ۴ می‌توان مدل دوم را به عنوان مدل نهایی و مطلوب در نظر گرفت.

روایی^{۷۰} مقیاس (واگرا و همگرا): به منظور بررسی روایی همگرا و واگرای آزمون، همبستگی آن با نشانگان مرضی پرسش‌نامه آخنباخ، عامل‌های پرسش‌نامه تعارض بین والدین و مؤلفه‌های ابزار سنجش خانواده، محاسبه و نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: ضرایب همبستگی کارآمدی جمعی خانواده با پرسش‌نامه‌های مشکلات رفتاری، تعارض بین والدین و ابزار سنجش خانواده

نشانگان مرضی روان‌شناختی									
ادراک کارآمدی جمعی خانواده	اضطراب/ افسردگی	گوشه‌گیری افسردگی	شکایات جسمانی	مشکلات اجتماعی	مشکلات تفکر	مشکلات نقص توجه	رفتار قانون شکن	رفتار پرخاشگرانه	
	-.۰/۳۳۵**	-.۰/۳۸۸**	-.۰/۲۷۲**	-.۰/۳۸۷**	-.۰/۲۷۷**	-.۰/۲۴۷**	-.۰/۱۷۵**	-.۰/۳۱۴**	
عامل‌های پرسش‌نامه تعارض بین والدین									
ادراک کارآمدی جمعی خانواده	فراوانی تعارض	شدت تعارض	حل و فصل اختلافات	محتوای مشاجرات والدین	ادراک تهدید	راهبرد مقابله‌ای	خود-سرزنشی	مثلث‌سازی	استحکام
	-.۰/۵۲۱**	-.۰/۴۷۵**	-.۰/۵۶۲**	-.۰/۰۹۳**	-.۰/۳۳۲**	-.۰/۴۳۲**	-.۰/۰۸۲**	-.۰/۳۵۶**	-.۰/۴۹۵**
عامل‌های ابزار سنجش خانواده									
ادراک کارآمدی جمعی خانواده	حل مشکل	ارتباطات	نقش‌ها	پاسخ عاطفی	آمیزش عاطفی	کنترل رفتار	عملکرد کلی		
	-.۰/۴۷۷**	-.۰/۴۷۰**	-.۰/۵۱۴**	-.۰/۴۴۷**	-.۰/۳۸۰**	-.۰/۱۸۶**	-.۰/۵۷۹**		

** ضرایب همبستگی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار است.

همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، نشانگان مرضی روان‌شناختی با ادراک کارآمدی جمعی خانواده در سطح ۰/۰۰۱ معنادار به دست آمد و جهت این رابطه معکوس است، هم‌چنین ادراک کارآمدی جمعی با مشکلات افسردگی بالاترین همبستگی را داشت. هم‌چنین مقادیر به دست آمده از روایی واگرای مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده با عامل‌های تعارض بین والدین نشان می‌دهد که ضرایب همبستگی در تمامی متغیرها در سطح ۰/۰۰۱ معنادار است. ادراک کارآمدی جمعی با عامل حل و فصل اختلافات بالاترین همبستگی و در عامل خودسرزنشی کمترین همبستگی را دارد.

ضرایب همبستگی در جدول ۵ نشان می‌دهد که ادراک جمعی کارآمدی خانواده با تمامی عامل‌های مدل مک‌مستر رابطه معناداری وجود دارد، هم‌چنین بالاترین همبستگی ادراک جمعی کارآمدی خانواده با عامل عملکرد کلی مک‌مستر بود و پایین‌ترین همبستگی بین ادراک جمعی کارآمدی خانواده و کنترل رفتار به دست آمد.

هم‌چنین برای تعیین روایی سازه^{۷۱}، خانواده‌های دارای عضو مبتلا به سوء مصرف مواد و خانواده‌هایی که چنین خصوصیتی را نداشتند مورد مقایسه قرار گرفتند.

جدول ۶: مقایسه ادراک کارآمدی جمعی خانواده در بین دو خانوار

جنسیت	میانگین	درجه آزادی	مقدار t	سطح معناداری
خانواده‌های سالم	۱۰۷/۰۷	۷۵۶	-۶/۷۱	۰/۰۰۰
خانواده دارای عضو مبتلا به سوء مصرف مواد	۸۶/۶۹			

همان طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، خانواده‌های دارای عضو مبتلا به سوء مصرف مواد ادراک کارآمدی پایینی نسبت به خانواده‌های سالم داشتند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی آزمون ادراک کارآمدی جمعی خانواده در گروهی از نوجوانان انجام شد. ملاک پایایی مقیاس حاضر ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی بود که پایایی بالای مقیاس را نشان دادند، ضریب بالای آلفای کرونباخ حاکی از همسانی درونی مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده است؛ بنابراین همبستگی بالای هر گویه با نمره کل باعث شد هیچ یک از گویه‌ها حذف نشود. ضریب بازآزمایی در طول دو هفته بعد از اجرای اول برای این مقیاس نشان‌دهنده ثبات این مقیاس در طول زمان است. این یافته‌ها با یافته‌های به دست آمده در پژوهش‌های کاپرارا و همکاران (۲۰۰۴) پپ و همکاران و کاستا و همکاران (۲۰۱۵) هم‌سو است.

تحلیل عاملی اکتشافی بر روی مقیاس کارآمدی جمعی خانواده توسط سازندگان با هدف نشان دادن مستقل بودن این مقیاس با مقیاس ادراک کارآمدی جمعی فرزندی انجام شد و برای استخراج عامل‌های این مقیاس تحلیلی صورت نگرفت. در پژوهش کاستا، فاریا و همکاران (۲۰۱۵) نیز این مقیاس همراه با مقیاس ادراک کارآمدی جمعی والدینی به منظور نشان دادن مستقل بودن هر دو مقیاس از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد. یکی از اهداف پژوهش حاضر استخراج عامل‌های این مقیاس از طریق تحلیل عاملی اکتشافی بود؛ در این پژوهش نتایج تحلیل عاملی اکتشافی دو عامل را نشان دادند، عامل اول تحت عنوان همبستگی جمعی خانواده نام‌گذاری شد؛ این عامل شامل توانایی اعتماد اعضای خانواده به یکدیگر، احترام به علائق، کمک به دستیابی اهداف شخصی یکدیگر، کمک‌های شغلی به همدیگر و همکاری در اجرای نقش‌های خانوادگی است. این عامل به میزانی که اعضای خانواده از لحاظ هیجانی و عاطفی با یکدیگر پیوند دارند و با هم صمیمی و نزدیک هستند، تعریف می‌شود. همبستگی، احساس خانواده را برای با هم بودن اندازه‌گیری می‌کند.

انطباق‌پذیری جمعی به عنوان عامل دوم نام‌گذاری شد که شامل تخصیص اوقات فراغت به همدیگر در موقعیت‌های دشوار زندگی، درخواست حمایت از نهادها و سازمان‌های اجتماعی در موقعیت‌های ویژه و مدیریت بحران‌ها به شکل جمعی است. در ادبیات پژوهشی این عامل شاخصی برای تحمل تغییرات، قابلیت تغییرپذیری خانواده و مدیریت بحران‌ها توسط اعضای خانواده به شیوه

جمعی در نظر گرفته می‌شود. در پیشینه تحقیقات یکی از مهم‌ترین ابعاد درک فرآیندها و رفتارهای خانوادگی و زناشویی ارزیابی از همبستگی و انطباق‌پذیری خانواده‌هاست (اولسون^{۷۲}، ۲۰۱۱؛ مظاهری، حبیبی و عاشوری^{۷۳}، ۱۳۹۲). به طور کلی نتایج تحلیل عاملی گویه‌ها نشان داد که گویه‌ها در هر یک از عامل‌ها همبستگی درونی بالایی دارند؛ بنابراین گویه‌ای حذف نشد.

به منظور تأیید ساختار عامل‌های به دست آمده، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتایج نشان داد همه گویه‌های مقیاس دارای بار عاملی قابل قبولی هستند و همه گویه‌ها از بار عاملی قابل ملاحظه‌ای در جایی که پیش‌بینی شده بودند، برخوردارند. بنابراین مقیاس حاضر از دو عامل و ۲۰ گویه تشکیل شد و گویه‌ای از مقیاس اصلی حذف نشد؛ هم‌چنین تمامی شاخص‌های برازش نیز قابل قبول بودند. به علاوه، تحلیل عاملی تأییدی این مقیاس نشان داد که مدل دو عاملی که از تحلیل اکتشافی استخراج شده بود و در نمونه دیگری مورد بررسی قرار گرفته بود، نسبت به مدل تک‌عاملی برازش مناسب‌تری دارد.

صاحب‌نظران دیدگاه شناختی - اجتماعی بر چندبعدی بودن مفهوم کارآمدی جمعی خانواده اعتقاد دارند، ولی تا به حال ابزاری برای سنجش آن ساخته نشده است و در ابزار ساخته شده نیز به عامل‌های درونی مقیاس‌ها پرداخته نشده است، بلکه کارآمدی با تأکید بر زیرمنظومه‌های خانواده^{۷۴} (زوجی، والدینی و فرزندی) و به شکل مقیاس مستقل در نظر گرفته شده است (کاپرارا و همکاران، ۲۰۰۴؛ کاستا و همکاران، ۲۰۱۵)، اما در این پژوهش عامل‌های درونی مقیاس استخراج شدند و تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که مقیاس کارآمدی جمعی خانواده حاکی از دو عاملی بودن این ابزار است. در ادبیات پژوهشی، خانواده درمانگران اعتقاد دارند که برای سنجش خانواده نمی‌توان از یک بعد برای ارزیابی آن استفاده کرد، بلکه در ارزیابی باید از جنبه‌های مختلفی به آن پرداخت، بنابراین این یافته از دیدگاه‌هایی که بر این باور هستند که کارآمدی خانواده دارای ابعاد مختلفی است، حمایت می‌کند (اپستین و همکاران، ۲۰۰۳؛ بندورا، ۲۰۱۱؛ اولسون، ۲۰۱۱)، بنابراین با توجه به برازش مطلوب دو عاملی این مقیاس و حمایت ادبیات پژوهشی در استفاده از ابعاد مختلف در ارزیابی خانواده، مدل دو عاملی به عنوان ساختار مناسب عاملی در نظر گرفته می‌شود.

بر اساس نتایج مبتنی بر روایی ملاک، رابطه مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده با نشانگان مرضی پرسش‌نامه مشکلات رفتاری آخنباخ (گوشه‌گیری/افسردگی، افسردگی/اضطراب، شکایات جسمانی، مشکلات اجتماعی، مشکلات تفکر، مشکلات توجه، رفتار قانون‌شکن و رفتار پرخاشگرانه) مشهود بود. در این مورد کاپرارا و همکاران (۲۰۰۴) بر این نکته تأکید داشتند که باورهای کارآمدی تنها ادراکات ذهنی افراد را شامل نمی‌شود؛ بلکه دارای عملکردند و به یک نتیجه و رویداد رفتاری منتهی می‌شوند و هم‌چنین پپ و همکاران (۲۰۰۸) نیز بیان کرد که افرادی که باورهای کارآمدی جمعی خانوادگی بالایی دارند، این باورها نقش محافظت‌کننده‌ای در برابر موقعیت‌های اجتماعی

بحران‌زا ایفا می‌کنند و این افراد کمتر به سمت رفتارهای مشکل‌زا گرایش پیدا می‌کنند؛ نتایج همبستگی این مقیاس با نشانگان مرضی پرسش‌نامه آخنباخ با نتایج پژوهشی کاستا و همکاران (۲۰۱۵) و همین‌طور پپ و همکاران (۲۰۰۸) همسو بود.

در پژوهش حاضر برای بررسی روایی همگرایی این مقیاس از ابزار سنجش خانواده استفاده شد، رابطه بالای این مقیاس با مؤلفه‌های عملکرد خانواده مک‌مستر نشان داد که این مقیاس واجد روایی همگرا با پرسش‌نامه مشابه خود است. بندورا (۲۰۱۱) معتقد است، باورهای کارآمدی جمعی خانواده به عملکرد و رضایت خانواده منتهی می‌شود و عدم باور به کارآمدی خانواده باعث ایجاد تنش و اختلال در عملکرد خانواده می‌شود. اپستین و همکارانش (۲۰۰۳) نیز معتقدند که خانواده‌های کارآمد، خانواده‌هایی هستند که بتوانند نمره بالایی در مؤلفه‌های ابزار سنجش خانواده (حل مسأله، ارتباطات، پاسخ‌دهی عاطفی، آمیختگی عاطفی، کنترل رفتار و عملکرد کلی خانواده) کسب کنند؛ در این مورد نتایج پژوهش نیز نشان داد که مقیاس ادراک کارآمدی با تمامی مؤلفه‌های ابزار سنجش خانواده رابطه بالایی دارد؛ از این رو نتایج به دست آمده از این پژوهش با نتایج پژوهش کاستا و همکاران (۲۰۱۵) و نیز پپ و همکاران (۲۰۰۸) همسو بود.

هم‌چنین در بررسی روایی سازه مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده در این پژوهش، نمره این مقیاس در خانواده‌های دارای عضو پدر مبتلا به سوء مصرف مواد با خانواده‌های عادی مورد مقایسه قرار گرفت و نتایج نشان داد که خانواده‌های دارای عضو مبتلا به سوء مصرف مواد مخدر نسبت به خانواده‌های عادی ادراک کارآمدی جمعی پایینی در خانواده دارند. مطالعات نیز نشان می‌دهند که کارایی افراد در خانواده‌های دارای عضو سوء مصرف مواد پایین است و وجود این عضو به طور کلی عملکرد خانواده را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کرمی، گرام و غریبی^{۷۵}، ۱۳۸۹؛ قمری^{۷۶}، ۱۳۹۰). در دیدگاه سیستم‌های خانواده، اگر عضوی دچار اختلال شود، خانواده وارد مشکلات در عملکرد^{۷۷} می‌شود (گلدنبرگ و گلدنبرگ^{۷۸}، ۲۰۱۲)؛ بنابراین خانواده در ابعاد حل مسأله، نقش‌ها، همبستگی و انطباق‌پذیری دچار مشکل می‌شوند و ادراک اعضای خانواده نسبت به کارایی و عملکرد خانواده کاهش پیدا می‌کند؛ بنابراین تفاوت در ادراک کارآمدی خانواده در این دو خانواده از روایی سازه مقیاس پژوهش، حمایت می‌کند.

روایی واگرایی مقیاس ادراک کارآمدی جمعی خانواده با پرسش‌نامه تعارض بین والدینی مورد بررسی قرار گرفت و نتایج نشان داد که این مقیاس با پرسش‌نامه تعارض بین والدین رابطه منفی معناداری دارد. خانواده‌هایی کارآمد هستند که بتوانند در مقابله با فشارهای روانی، تعارضات و مشکلات کنار بیایند و تعاملات مطلوبی با همدیگر برقرار کنند (جعفرنژاد، اسدی و راستگو^{۷۹}، ۱۳۹۴). در این خانواده‌ها و در زیرمنظومه‌های آن، به ویژه در زیرمنظومه اصلی (زیرمنظومه زوجی) تعارضات کمتری به وجود می‌آید. تحقیقات نیز نشان می‌دهند که خانواده‌های ناکارآمد نسبت به خانواده‌های

کارآمد تعارضات بیشتری را تجربه می‌کنند (کاپرارا و همکاران، ۲۰۰۴؛ کاستا و همکاران، ۲۰۰۴؛ پپ و همکاران، ۲۰۰۸؛ بندورا، ۲۰۰۱). تعارضات زوجین عملکرد خانواده را مختل می‌سازند و خانواده را وارد اختلال زناشویی متعارض^۸ می‌کند (نیلفروشان، عابدی و احمدی^۸، ۱۳۹۳)؛ بنابراین در خانواده‌های متعارض، ادراکات اعضای خانواده نسبت به کارآمدی جمعی خانواده کاهش پیدا می‌کند. با توجه به این که مقیاس پژوهش رابطه منفی معناداری با پرسش‌نامه متضاد خود داشت، روایی واگرایی این مقیاس تأیید می‌شود.

در جمع‌بندی نهایی باید بیان کرد که ضرایب پایایی و روایی مناسب این مقیاس، کوتاه بودن، سهولت اجرا و سنجش ابعاد توانایی خانواده در همبستگی و انطباق‌پذیری جمعی خانواده، می‌تواند این پرسش‌نامه را برای اهداف پژوهشی و هم‌چنین به کارگیری در روند مشاوره خانواده در نظر گرفت. این نکته را هم باید در نظر داشت که روان‌سنجی این مقیاس در نمونه نوجوانان ۱۸-۱۳ ساله دانش‌آموز به شکل مقدماتی اجرا شده است و در اجرا و تعمیم در نوجوانان شاغل به کار باید احتیاط شود.

پی‌نوشت‌ها

- | | |
|---|--|
| 1. Self-system | 42. Affective responsiveness |
| 2. Bandura | 43. Affective involvement |
| 3. Mischel & Shoda | 44. Behavior control |
| 4. Hoyle & Sherrill | 45. General functioning |
| 5. Taguchi, Magid & Papi | 46. Najjarian |
| 6. Pervin | 47. Zadeh Mohammadi & Malek Khosravi |
| 7. Self-efficacy | 48. Yoosefi |
| 8. Zimmerman & Cleary | 49. Communication Patterns |
| 9. Schwarzer | 50. Locus of Control Scale (LOCS) |
| 10. Collective efficacy | 51. Differentiation of Self Inventory-2 (DSI-2) |
| 11. Bandura, Caprara, Barbaranelli, Regalia & Scabini | 52. Achenbach's Behavioral Problems-Youth Self-report Scale (YSR) |
| 12. Jowett, Shanmugam & Caccoulis | 53. Competencies & Syndrome |
| 13. Kang & Kim | 54. Minaee |
| 14. perceived collective family efficacy | 55. Kakabaraie, Habibi & Fadaei |
| 15. Caprara, Scabini & Regalia | 56. Children's Perceptions of Inter-parental Conflict Scale (CPIC) |
| 16. Caprara, Regalia, Scabini, Barbaranelli & Bandura | 57. Grych, Seid & Fincham |
| 17. Pajares & Urdan | 58. frequency, intensity, triangulation, resolution, stability, coping efficacy, perceived treat, self-blame & content |
| 18. Zarei, janbozorgi & Ahmadi | 59. Bickham & Fiese |
| 19. Barker & Chang | 60. Mokhtarnia |
| 20. Fulgencio & David | 61. Reliability |
| 21. Agency | 62. Exploratory Factor Analysis (EFA) |
| 22. Pepe, Sobral, Gómez-Fraguela & Villar-Torres | |

23. Robin & Foster
24. Epstein & Baucom
25. Epstein, Ryan, Bishop, Miller & Keitner
26. Dumka, Gonzales, Wheeler & Millsap
27. Robinson, Strahan, Girz, Wilson & Boachie
28. Perceived parental efficacy
29. Perceived filial efficacy
30. Perceived spousal efficacy
31. Validation
32. Costa, Faria, Alessandri & Caprara
33. multi-group confirmatory analysis
34. Family Adaptability and Cohesion
35. Marsac & Alderfer
36. Family Assessment Device (FAD)
37. Epstein, Baldwin & Bishop
38. McMaster
39. Problem solving
40. Communication
41. Roles
63. Kaiser-Mayer & Olkin
64. Confirmatory Factor Analysis
65. Goodness of Fit
66. Adjusted Goodness of Fit
67. Comparative Fit Index
68. Root Mean Square Error of Approximation
69. Standardized Root Mean Square Residual
70. Validity
71. Construct validity
72. Olson
73. Mazaheri, Habibi & Ashori
74. Subsystems
75. Karami, Geram & Gharibi
76. Ghamari
77. Problems function
78. Goldenberg & Goldenberg
79. Jafarnezhad, Asadi yonesi & Rastgoomoghadam
80. Conflicting marital dysfunction
81. Nilforooshan, Abedi & Ahmadi

منابع

- زاده‌محمدی، ع. و ملک خسروی، غ. (۱۳۸۵). بررسی و ویژگی‌های روان‌سنجی و اعتباریابی مقیاس سنجش کارکرد خانواده. فصلنامه خانواده‌پژوهی، ۲(۲)، ۸۹-۶۹.
- زارعی، م.، جان بزرگی، م. و احمدی، م. (۱۳۹۴). رابطه ساختار قدرت مرد مقتدر در خانواده با عملکرد خانواده. فصلنامه خانواده‌پژوهی، ۲(۲)، ۲۱۸-۲۰۳.
- جعفرنژاد، خ.، اسدی، م. و راستگو، م. (۱۳۹۴). رابطه ابعاد الگوی ارتباطی خانواده با فراوانی و شدت تعارضات والدین-نوجوانان. فصلنامه خانواده‌پژوهی، ۲(۲)، ۲۳۵-۲۱۹.
- قمری، م. (۱۳۹۰). مقایسه ابعاد عملکرد خانواده و کیفیت زندگی و رابطه این متغیرها در بین افراد معتاد و غیر معتاد. اعتیاد پژوهی، ۱۱(۵)، ۶۸-۵۵.
- کاکابرایی، ک. و حبیبی عسگرآبادی، م. و فدایی، ز. (۱۳۸۶). هنجاریابی مقیاس مشکلات رفتاری آخنباخ (YSR): فرم خود گزارشگری ۱۱-۱۸ سال کودک و نوجوان روی دانش آموزان مقطع متوسطه. پژوهش در سلامت روان شناختی، ۴(۴)، ۶۶-۵۰.
- کرمی، ج.، گرام، ک. و غریبی، م. (۱۳۸۹). مقایسه بهداشت روانی و کارایی خانواده بین خانواده‌های معتادان شرکت-کننده و غیر شرکت‌کننده در جلسات گروه‌های خودیاری. اعتیاد پژوهی، ۱۵(۴)، ۳۴-۲۳.
- مختارنیا، ا. (۱۳۹۴). رابطه ویژگی‌های شخصیتی و نگرش به اعتیاد با گرایش به رفتارهای پرخطر: نقش میانجی تعارضات خانواده. پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانواده درمانی، دانشگاه شهید بهشتی، پژوهشکده خانواده.

- مظاهری، م.، حبیبی، م. و عاشوری، ا. (۱۳۹۲). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس انسجام و انعطاف‌پذیری خانواده. *مجله روان‌پزشکی و روانشناسی بالینی ایران*، ۴(۱۹)، ۳۱۴-۳۲۵.
- مینایی، ا. (۱۳۸۵). انطباق و هنجاریابی سیاهه رفتاری کودک آنبیخ، پرسش‌نامه خودسنجی و فرم گزارش معلم. *کودکان/استثنایی*، ۱(۶)، ۵۵۸-۵۲۹.
- نجاریان، ف. (۱۳۷۴). *هنجاریابی آزمون عملکرد خانواده در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد مشاوره، دانشگاه آزاد رودهن.
- نیلفروشان، پ.، عابدی، م. و احمدی، ا. (۱۳۹۲). *آسیب‌شناسی خانواده طبقه‌بندی و سنجش*. اصفهان: انتشارات دانشگاه اصفهان.
- یوسفی، ن. (۱۳۹۱). بررسی شاخص‌های روان‌سنجی مقیاس‌های شیوه سنجش خانوادگی مک‌مستر (FAD). *اندازه‌گیری تربیتی*، ۱(۳)، ۸۳-۱۱۲.

- Bandura, A. (2012). On the functional properties of perceived self-efficacy revisited. *Journal of Management*, 38(1), 9-44.
- Bandura, A. (2011). *Social cognitive theory*. New York: Psychology Press.
- Bandura, A. (2001). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual review of psychology*, 52(1), 1-26.
- Bandura, A. (2000). Exercise of human agency through collective efficacy. *Current directions in psychological science*, 9(3), 75-78.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Bandura, A. (1995). *Self-efficacy in changing societies*. Cambridge university press.
- Bandura, A. (1989). Human agency in social cognitive theory. *American psychologist*, 44(9), 1175-1184.
- Bandura, A. (1978). The self-system in reciprocal determinism. *American psychologist*, 33(4), 344-358.
- Bandura, A., Caprara, G., Barbaranelli, C., Regalia, C., & Scabini, E. (2011). Impact of family efficacy beliefs on quality of family functioning and satisfaction with family life. *Applied psychology*, 60(3), 421-448.
- Barker, P. & Chang, J. (2013). *Basic family therapy*. New York: John Wiley & Sons.
- Bickham, N. L. & Fiese, B. H. (1997). Extension of the Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale for use with late adolescents. *Journal of Family Psychology*, 11(2), 246-250.
- Caprara, G., Regalia, C., Scabini, E., Barbaranelli, C., & Bandura, A. (2004). Assessment of Filial, Parental, Marital, and Collective Family Efficacy Beliefs. *European Journal of Psychological Assessment*, 20(4), 247-261.
- Caprara, G. V., Scabini, E. & Regalia, C. (2006). The impact of perceived family efficacy beliefs on adolescent development. Greenwich: IAP.
- Costa, M., Faria, L., Alessandri, G. & Caprara, G. V. (2015). Measuring parental and family efficacy beliefs of adolescents' parents: Cross-cultural comparisons in Italy and Portugal. *International Journal of Psychology*, 60(3) 421-448.
- Dumka, L. E., Gonzales, N. A., Wheeler, L. A. & Millsap, R. E. (2010). Parenting self-efficacy and parenting practices over time in Mexican American families. *Journal of Family Psychology*, 24(5), 522-531.

- Epstein, N. B., Baldwin, L. M. & Bishop, D. S. (1983). The McMaster Family Assessment Device. *Journal of marital and family therapy*, 9(2), 171-180.
- Epstein, N. B. & Baucom, D. H. (2002). *Enhanced cognitive-behavioral therapy for couples: A contextual approach*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Epstein, N. B., Ryan, C. E., Bishop, D. S., Miller, I. W. & Keitner, G. I. (2003). *The McMaster model: A view of healthy family functioning*. New York: Guilford Press.
- Fulgencio, A. B. & David, A. P. (2013). Reliability and validity of a measure of perceived collective family efficacy beliefs for Filipino adolescents. *Asian journal of social sciences & humanities*, 2(3), 443-450.
- Ghamari, M. (2011). [The Comparison of Family Functioning Dimensions and Quality of Life and their Relationships among Addicted and Non-Addicted Persons]. *Journal of Research on Addiction*, 5 (18) 55-68 [in Persian].
- Goldenberg, H. & Goldenberg, I. (2012). *Family therapy: An overview*. Los Angeles: Cengage Learning.
- Grych, J. H., Seid, M. & Fincham, F. D. (1992). Assessing marital conflict from the child's perspective: The children's perception of interparental conflict scale. *Child development*, 63(3), 558-572.
- Hoyle, R. H. & Sherrill, M. R. (2006). Future orientation in the self-regulation system: Possible selves, self-regulation, and behavior. *Journal of personality*, 74(6), 1673-1696.
- Jafarnejhad, K., Asadi yonesi, M. R. & Rastgoomoghadam, M. (2015). [The Relationship between Family Communication Patterns and Frequency and Intensity of Parent - Adolescent Conflict]. *Journal of Family Research*, 11(2) 219-235 [in Persian].
- Jowett, S., Shanmugam, V. & Caccoulis, S. (2012). Collective efficacy as a mediator of the association between interpersonal relationships and athlete satisfaction in team sports. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 10(1), 66-78.
- Kakabaraie, K., Habibi, M. & Fadaei, Z. (2007). [Validation of Achenbakh's Behavioral Problems: Performing the Youth Self-Report Scale (YSR) for 11-18 Year-old Adolescents on High School Students]. *Research in Psychological Health*, 1(4) 50-66 [in Persian].
- Kang, G. S. & Kim, J. H. (2014). The effects of self-efficacy and collective efficacy on job satisfaction and organizational commitment of nurses. *Korean Journal of Occupational Health Nursing*, 23(3), 123-133.
- Karami, J., Geram, D. K. & Gharibi, M. A. (2010). [Comparison of Mental Health and Family Efficiency between the Addicts' Families Participating and not Participating in the Sessions of Anonymous Addicts]. *Journal of Research on Addiction*, 4 (15) 23-34 [in Persian].
- Marsac, M. L. & Alderfer, M. A. (2011). Psychometric Properties of the FACES-IV in a Pediatric Oncology Population. *Journal of pediatric psychology*, 36(5), 528-538.
- Mazaheri, M., Habibi, M. & Ashori, A. (2013). [Psychometric Properties of Persian Version of the Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scales]. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 19(4) 314- 325 [in Persian].
- Minaee, A. (2006). [Adaptation and standardization of Child Behavior Checklist, Youth Self-report, and Teacher's Report Forms]. *Research on Exceptional Children*, 6(1) 529-558 [in Persian].

- Mischel, W. & Shoda, Y. (1995). A cognitive-affective system theory of personality: reconceptualizing situations, dispositions, dynamics, and invariance in personality structure. *Psychological review*, 102(2), 246.
- Mokhtarnia, I. (2016). *The relationship of personality characteristics and attitudes to addiction with high-risk behaviors in adolescents: The mediator role of family conflict*. Master thesis, Family Research Institute, Shahid Beheshti University [in Persian].
- Najjarian, F. (1995). *Standardization of Family function Test in Iran*. Master thesis of psychology, Islamic Azad University Roudehen [in Persian].
- Nilforooshan, P., Abedi, M. & Ahmadi, S. A. (2013). [*Family Pathology; classification and Assessment*]. Tehran: Esfahan University Publication [in Persian].
- Olson, D. (2011). FACES IV and the circumplex model: Validation study. *Journal of marital and family therapy*, 37(1), 64-80.
- Pajares, F. & Urdan, T. C. (2006). *Self-efficacy beliefs of adolescents*. Greenwich: IAP.
- Pepe, S., Sobral, J., Gómez-Fraguela, J. A. & Villar-Torres, P. (2008). Spanish adaptation of the Adolescents' perceived collective family efficacy scale. *Psicothema*, 20(1), 148-154.
- Pervin, L. A. (2015). *Goal concepts in personality and social psychology* (Vol. 23). New York: Psychology Press.
- Robin, A. L. & Foster, S. L. (2002). *Negotiating parent-adolescent conflict: A behavioral-family systems approach*. New York: Guilford Press.
- Robinson, A. L., Strahan, E., Girz, L., Wilson, A. & Boachie, A. (2013). 'I Know I Can Help You': Parental Self-efficacy Predicts Adolescent Outcomes in Family-based Therapy for Eating Disorders. *European Eating Disorders Review*, 21(2), 108-114.
- Schwarzer, R. (2014). *Self-efficacy: Thought control of action*. Philadelphia: Taylor & Francis.
- Taguchi, T., Magid, M. & Papi, M. (2009). The L2 motivational self-system among Japanese, Chinese and Iranian learners of English: A comparative study. In Z. Dornyei, & E. Ushioda (Eds.), *Motivation, language identity and the L2 self*. (pp. 66-97). Clevedon, UK: Multilingual Matters.
- Yoosefi, N. (2012). [An Investigation of the Psychometric Properties of the McMaster Clinical Rating Scale]. *Journal of Educational Measurement*, 3(7) 83-112 [in Persian].
- Zadeh Mohammadi, A., & Malek Khosravi, G. (2006). [The preliminary study of psychometric and reliability of Family Assessment]. *Journal of Family Research*, 2(5) 69-89 [in Persian].
- Zarei, M., Janbozorgi, M., & Ahmadi, M. R. (2015). [The Relationship between Power Structure of Man-Powered in the Family and Family Function]. *Journal of Family Research*, 11(2) 203-218 [in Persian].
- Zimmerman, B. J. & Cleary, T. J. (2006). Adolescents' development of personal agency: The role of self-efficacy beliefs and self-regulatory skill. *Self-efficacy beliefs of adolescents*, 5, 45-69.