

## بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ارائه داده‌های هنجاری مقدماتی برای نسخه ایرانی مقیاس مسئولیت در جمعیت بزرگسال ایرانی (FRS-A) فرزندی-بزرگسال

### Psychometric Properties and Preliminary Norm Development of the Iranian Version of the Filial Responsibility Scale-Adult (FRS-A) in an Adult Population

محمدجواد خدادادی<sup>۱</sup>، شهناز نوحی\*<sup>۲</sup>، نرگس رازقی<sup>۳</sup>، حکیمه آقایی<sup>۴</sup>

#### Abstract

چکیده:

This study examined the validity and reliability of the Persian version of the Filial Responsibility Scale-Adult (FRS-A) and provided preliminary normative data for Iranian adults. After translation and content validation, the initial questionnaire was administered to 50 adults and 8 items were removed. The final version included 52 items across six factors in two temporal dimensions: "past" and "present." Exploratory Factor Analysis (EFA) with 210 participants confirmed the six-factor structure, while Confirmatory Factor Analysis (CFA) with 250 participants indicated a moderate fit (RMSEA=0.077, CFI=0.763, TLI=0.747). Findings suggest that the Persian FRS-A demonstrates acceptable psychometric properties, although cultural differences should be considered in interpreting the factor structure. Overall, it can be applied as a reliable tool to assess filial role-taking experiences among Iranian adults.

Keywords: Filial Responsibility, Psychometrics, FRS-A Scale Validation, Iranian Adults, Confirmatory Factor Analysis, Cultural Adaptation

هدف این پژوهش، بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال (FRS-A) و ارائه داده‌های هنجاری مقدماتی در جمعیت بزرگسالان ایرانی بود. پس از ترجمه و ارزیابی روایی محتوایی، نسخه اولیه پرسشنامه بر روی ۵۰ بزرگسال اجرا و ۸ گویه حذف شد. نسخه نهایی شامل ۵۲ گویه در قالب شش عامل و دو بعد زمانی «گذشته» و «حال» تدوین گردید. تحلیل عاملی اکتشافی روی نمونه ۲۱۰ نفره، ساختار شش‌عاملی را تأیید کرد و تحلیل عاملی تأییدی با نمونه ۲۵۰ نفره نشان داد که برازش مدل نسبی است. (RMSEA=0/077, CFI=0/763, TLI=0/747). یافته‌ها بیانگر روایی و پایایی نسبی ابزار هستند، هرچند تفسیر ساختار عاملی نیازمند توجه به تفاوت‌های فرهنگی می‌باشد. مقیاس می‌تواند به‌عنوان ابزاری معتبر در سنجش تجربه نقش‌های فرزندان در بزرگسالان ایرانی به کار رود.

کلیدواژه‌ها:

مسئولیت فرزندان، روان‌سنجی، اعتبارسنجی مقیاس FRS-A، بزرگسالان ایرانی، تحلیل عاملی تأییدی، انطباق فرهنگی.

<sup>۱</sup> گروه روانشناسی، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران [mohammadjavad.khodadadi@iaau.ac.ir](mailto:mohammadjavad.khodadadi@iaau.ac.ir)

<sup>۲</sup> نویسنده مسئول: استادیار، گروه روانشناسی، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران

<sup>۳</sup> گروه روانشناسی، واحد پروفسور حسایی، دانشگاه آزاد اسلامی، تفرش، ایران

<sup>۴</sup> گروه روانشناسی، واحد شاهرود، دانشگاه آزاد اسلامی، شاهرود، ایران

## مقدمه:

مسئولیت فرزندی-بزرگسال<sup>۱</sup> به عنوان پدیده‌ای روان‌شناختی و اجتماعی پیچیده در نظر گرفته می‌شود که اغلب با مفاهیمی نظیر وارونگی نقش والد-کودک یا والدینی شدن<sup>۲</sup> همپوشانی دارد (Hendricks et al., 2021). این سازه به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن، مسئولیت‌ها و نقش‌هایی که به لحاظ رشدی نامناسب بوده و به‌طور معمول در حیطه وظایف والدین یا سایر بزرگسالان قرار دارند، توسط کودکان یا نوجوانان بر عهده گرفته می‌شوند (Hendricks et al., 2021). در این مسئولیت‌ها، طیف وسیعی از درگیری کودک در خانواده گنجانده می‌شود؛ از انجام کارهای روزمره گرفته تا مراقبت از اعضای خانواده با نیازهای عاطفی، رفتاری یا بهداشتی (Armstrong-Carter et al., 2019). مبانی نظری سازه مسئولیت فرزندی-بزرگسال را می‌توان در دیدگاه‌های مختلف روان‌شناختی ریشه‌یابی کرد.

در نظریه سیستم‌های خانواده، وارونگی نقش نوعی اختلال در مرزهای نسلی و سلسله مراتب خانواده تلقی می‌شود که به درهم‌تنیدگی منجر می‌شود. از منظر روان‌شناسی رشد، بر نامناسب بودن این نقش‌ها برای سطح رشدی کودک تأکید می‌شود. همچنین، بر اساس نظریه دلبستگی، نشان داده شده است که این تجربیات می‌توانند به‌طور قابل توجهی بر سبک‌های دلبستگی فرد در بزرگسالی تأثیر بگذارند (Dariotis et al., 2023; Hendricks et al., 2021). این سازه در چهارچوب دیدگاه‌های مراقبت مبتنی بر تروما نیز مورد توجه قرار می‌گیرد، چرا که اغلب با تجارب نامطلوب دوران کودکی (ACEs) و استرس‌های مزمن خانوادگی همراه بوده و می‌تواند منجر به استفاده از راهبردهای مقابله‌ای ناکارآمد شود (Boumans & Dorant, 2018; Karantzas et al., 2010).

درک این سازه حائز اهمیت است، زیرا تأثیرات عمیقی می‌تواند بر عملکرد روان‌شناختی و تصمیمات مهم زندگی بزرگسالان داشته باشد (Dariotis et al., 2023). در پژوهش‌ها، پیامدهای منفی متعددی، از جمله مشکلات درونی‌سازی مانند اضطراب و افسردگی، مشکلات ارتباطی، دشواری در تنظیم هیجانات، استفاده از راهبردهای مقابله‌ای ناسازگارانه، و حتی اختلالات شدیدتر روان‌پزشکی گزارش شده است (Hooper et al., 2011; Lê-Scherban et al., 2018; Nelson-Coffey & Cavanaugh, 2021; Schorr & Goldner, 2023; ۲۰۲۱). همچنین، همبستگی معناداری بین تجارب والدینی شدن با عزت نفس و تاب‌آوری پایین‌تر (Joung & Kim, 2022) و عملکرد تحصیلی ضعیف‌تر (Borchet et al., 2021) یافته شده است. با این حال، در ادبیات پژوهشی به پیامدهای بالقوه مثبت نیز اشاره شده است؛ در شرایطی که والدینی شدن موقت، مورد حمایت و قدردانی باشد، می‌تواند به توسعه مهارت‌های مقابله‌ای، تاب‌آوری، پختگی و مسئولیت‌پذیری منجر شود (Dariotis et al., 2023; Hendricks et al., 2021). (2021) این دوگانگی در پیامدها، ضرورت ارزیابی دقیق و معتبر این سازه را بیش از پیش نمایان می‌سازد.

به‌منظور سنجش این سازه، از مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال (FRS-A) که در سال ۲۰۰۱ توسط یورکوویچ<sup>۳</sup> و ثیرکیلد<sup>۴</sup> توسعه یافته، استفاده شد. به‌وسیله این ابزار خودگزارشی، تجربه‌های نقش‌های مراقبتی، هیجانی و بزرگسال‌گونه‌ای که توسط افراد در دوران کودکی و نوجوانی بر عهده گرفته شده است، در سه بعد اصلی ارزیابی می‌شود: مراقبت ابزاری<sup>۵</sup>، مراقبت هیجانی/بیانی<sup>۶</sup> و بی‌عدالتی ادراک‌شده<sup>۷</sup>. بعد «بی‌عدالتی ادراک‌شده» عاملی کلیدی در تمایز بین تجارب سازگار و ناسازگار والدینی شدن محسوب می‌شود و به‌عنوان پیش‌بین قدرتمندی برای علائم افسردگی در

<sup>1</sup> Filial Responsibility-Adult

<sup>2</sup> Parentification

<sup>3</sup> Jurkovic

<sup>4</sup> Thirkield

<sup>5</sup> Instrumental Caregiving

<sup>6</sup> Emotional/Expressive Caregiving

<sup>7</sup> Perceived Unfairness

بزرگسالی شناخته شده است. (Cho & Lee, 2019; Easton, 2016) با این حال، با توجه به ریشه‌های عمیق فرهنگی سازه‌هایی نظیر مسئولیت فرزندی، استفاده از ابزارهای استاندارد در بافت‌های فرهنگی جدید، بدون اعتباریابی و انطباق، چالش‌برانگیز تلقی می‌شود (Ahn et al., 2011).

اهمیت این موضوع در جامعه ایران، که پژوهش حاضر در آن انجام شده است، به‌ویژه برجسته می‌شود. در بافت فرهنگی ایران، مفاهیمی مانند «احترام به والدین»، «فداکاری فرزندان» و «وظیفه اخلاقی فرزند نسبت به خانواده» عمیقاً نهادینه شده است. در نتیجه، آنچه در یک فرهنگ غربی ممکن است «وارونگی نقش» آسیب‌زا تلقی شود، در ایران می‌تواند با احساس افتخار، شایستگی یا انتظار پاداش معنوی همراه باشد (Dadashi-Tonkaboni et al., 2024; Rahimi et al., 2022). این تفاوت‌های فرهنگی، ضرورت انجام فرآیند بومی‌سازی ابزار را، فراتر از یک ترجمه ساده، مطرح می‌سازد؛ فرآیندی که باید شامل ارزیابی هم‌ارزی مفهومی و تحلیل روان‌سنجی دقیق در جمعیت هدف باشد (Fenn et al., 2020).

با وجود توجه روزافزون جهانی به این مفهوم، مطالعات تجربی در ایران در این زمینه بسیار محدود است. در نتیجه این خلأ پژوهشی، درک شیوع، ابعاد و پیامدهای این پدیده در جامعه ایرانی با چالش مواجه شده است. در غیاب یک ابزار استاندارد و معتبر (مشابه چالشی که در سایر بافت‌های فرهنگی نیز مشاهده شده)، عمدتاً از روش‌های کیفی یا ابزارهای جایگزین استفاده شده است که این امر مانع از انجام تحلیل‌های کمی گسترده و مقایسه‌های بین‌فرهنگی دقیق می‌شود (Borchet et al., 2021). بنابراین، نبود نسخه بومی‌شده و معتبر مقیاس FRS-A، یک خلأ اساسی در ادبیات روان‌شناسی ایران محسوب می‌شود.

از این رو، پژوهش حاضر با هدف اصلی هنجاریابی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی (پایایی و روایی) نسخه ایرانی مقیاس FRS-A در جمعیت بزرگسال ایرانی طراحی گردید. انتظار می‌رود که از طریق این مطالعه و با ارائه یک ابزار معتبر و منطبق با زمینه فرهنگی ایران، بستری برای سنجش دقیق این سازه فراهم آید و مسیر ارتقای دانش بومی و طراحی مداخلات روان‌شناختی اثربخش هموار گردد.

## روش

پژوهش حاضر، مطالعه‌ای توصیفی-همبستگی با طرح اعتباریابی است که به‌منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ارائه داده‌های هنجاری برای نسخه ایرانی مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال (FRS-A) انجام شد. فرآیند پژوهش شامل مراحل متعددی بود: نخست، مقیاس اصلی به فارسی ترجمه گردید و پس از ارزیابی روایی محتوایی توسط متخصصان روان‌شناسی، نسخه اولیه آن تدوین شد. سپس، یک مطالعه مقدماتی (پایلوت) به‌منظور بررسی اولیه گویه‌ها اجرا گردید. در مرحله بعد، داده‌ها برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی<sup>۱</sup> (EFA) از یک نمونه مجزا گردآوری شد و در نهایت، جهت تأیید ساختار به‌دست‌آمده، تحلیل عاملی تأییدی<sup>۲</sup> (CFA) بر روی نمونه سوم و مستقل دیگری صورت گرفت. مشارکت در این پژوهش داوطلبانه بود و داده‌ها از طریق پرسشنامه‌های آنلاین جمع‌آوری گردید.

جامعه آماری این پژوهش، کلیه بزرگسالان ایرانی (۱۸ سال به بالا) تعریف شد. نمونه‌گیری در تمام مراحل به روش در دسترس انجام گرفت. نمونه پژوهش که در سه بخش گردآوری گردید، شامل موارد زیر بود: (۱) نمونه پیلوت (۵۰ نفر بزرگسال) که برای بررسی اولیه گویه‌ها به کار گرفته شد، (۲) نمونه تحلیل عاملی اکتشافی (۲۱۰ نفر بزرگسال، و (۳) نمونه تحلیل عاملی تأییدی (۲۵۰ نفر بزرگسال). بر اساس داده‌های جمعیت‌شناختی نمونه‌های اصلی (مجموعاً ۴۶۰ نفر بجز ۵۰

<sup>۱</sup> Exploratory Factor Analysis

<sup>۲</sup> Confirmatory Factor Analysis

نفر پایلوت)، توزیع تقریباً برابری از نظر جنسیت مشاهده گردید و نمونه از نظر وضعیت تأهل، شامل افراد مجرد، متأهل، مطلقه و بیوه بود. همچنین، گستره سنی وسیعی از جمعیت بزرگسال در این نمونه پوشش داده شد.

در این پژوهش، از مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال (FRS-A) به عنوان ابزار اصلی استفاده شد. به وسیله این مقیاس خودگزارشی، تجربیات افراد از به عهده گرفتن نقش‌های مراقبتی و هیجانی در دوران کودکی و نوجوانی ارزیابی می‌شود. همان گونه که بیان شد، سه بعد اصلی توسط این ابزار سنجیده می‌شود: مراقبت ابزاری (مانند انجام کارهای خانه و مدیریت امور مالی)، مراقبت هیجانی/بیانی (مانند حمایت عاطفی از والدین یا میانجیگری در تعارضات)، و بی‌عدالتی ادراک شده (احساس عدم قدردانی یا مورد سوءاستفاده قرار گرفتن). هر یک از این ابعاد در دو چارچوب زمانی «گذشته» و «حال» ارزیابی می‌شوند و در نتیجه، ساختاری شش عاملی تشکیل می‌گردد. در مطالعات بین‌المللی، پایایی این مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ در دامنه ۰/۷۲ تا ۰/۹۲ گزارش شده است (Easton, 2016; Jurkovic et al., 2001).

در پژوهش حاضر، نسخه اولیه مقیاس شامل ۶۰ گویه بود که پس از اجرای پایلوت بر روی ۵۰ نفر و تحلیل مقدماتی، ۸ گویه با بار عاملی ضعیف حذف گردید. نسخه نهایی که در تحلیل‌های اصلی به کار گرفته شد، شامل ۵۲ گویه با طیف لیکرت پنج‌درجه‌ای (از «کاملاً مخالفم» تا «کاملاً موافقم») بود. پایایی نسخه ایرانی مقیاس در نمونه پژوهش حاضر با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ بررسی شد. ضریب پایایی برای نمره کل مقیاس ۰/۹۶۴ و برای خرده‌مقیاس‌های شش‌گانه در دامنه ۰/۷۸۹ تا ۰/۹۱۳ به دست آمد؛ این ضرایب نشانگر همسانی درونی بسیار عالی ارزیابی شد. روایی ساختار مقیاس نیز از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی مورد بررسی قرار گرفت. از طریق تحلیل عاملی اکتشافی (EFA)، ساختار شش عاملی نظری تأیید گردید. در تحلیل عاملی تأییدی (CFA)، شاخص‌های برازش برای مدل شش عاملی در دامنه مرزی قابل قبول محاسبه شد (CFI=0/763, TLI=0/748, RMSEA=0/079) و با توجه به ملاحظات فرهنگی، ساختار ابزار برای استفاده در بافت ایران مناسب ارزیابی گردید.

تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۶ و AMOS نسخه ۲۴ انجام شد. برای توصیف ویژگی‌های جمعیت‌شناختی، از شاخص‌های آمار توصیفی (فراوانی، درصد، میانگین و انحراف استاندارد) استفاده گردید. پایایی ابزار از طریق ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد. به منظور بررسی روایی ساختار مقیاس، تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) با روش استخراج مؤلفه‌های اصلی و چرخش مایل پرومکس، و همچنین تحلیل عاملی تأییدی (CFA) با روش برآورد حداکثر درست‌نمایی (ML) به کار گرفته شد. در نهایت، داده‌های هنجاری از طریق محاسبه نمرات برش و صدک‌ها تدوین گردید.

#### یافته‌ها

در این پژوهش، داده‌های مربوط به ۴۶۰ شرکت‌کننده در مراحل اصلی تحلیل (۲۱۰ نفر برای تحلیل اکتشافی و ۲۵۰ نفر برای تحلیل تأییدی) مورد تحلیل قرار گرفت. این نمونه متشکل از ۲۳۵ زن (۵۱/۱٪) و ۲۲۵ مرد (۴۸/۹٪) بود. میانگین سنی شرکت‌کنندگان ۳۲/۴ سال (با انحراف استاندارد ۸/۷) محاسبه گردید. از نظر وضعیت تأهل نیز ۲۴۰ نفر (۵۲/۲٪) متأهل و ۲۲۰ نفر (۴۷/۸٪) در دسته‌های مجرد، مطلقه یا بیوه طبقه‌بندی شدند.

در گام نخست، شاخص‌های توصیفی (میانگین و انحراف استاندارد) و ضرایب پایایی (آلفای کرونباخ) برای نمره کل و خرده‌مقیاس‌های نسخه ۵۲ گویه‌ای مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال محاسبه شد. همان گونه که در جدول ۱ گزارش شده است، ضریب آلفای کرونباخ برای نمره کل (۰/۹۶) و برای تمامی خرده‌مقیاس‌ها در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ به دست آمد. این ضرایب، بیانگر همسانی درونی بسیار مطلوب برای ابزار ارزیابی گردید.

#### جدول ۱. آمار توصیفی و ضرایب پایایی برای نمره کل و خرده‌مقیاس‌های FRS-A

| متغیر | تعداد گویه‌ها | میانگین | انحراف استاندارد | آلفای کرونباخ |
|-------|---------------|---------|------------------|---------------|
|-------|---------------|---------|------------------|---------------|

|       |         |        |    |                             |
|-------|---------|--------|----|-----------------------------|
| ۰/۸۲۱ | ۰/۸۲۷۴۸ | ۲/۷۱۴۳ | ۸  | مراقبت ایزاری - گذشته       |
| ۰/۸۵۶ | ۰/۸۴۴۳۴ | ۲/۸۸۳۹ | ۸  | مراقبت هیجانی - گذشته       |
| ۰/۸۹۷ | ۰/۸۴۸۹۱ | ۲/۸۱۰۵ | ۱۰ | بی‌عدالتی ادراک‌شده - گذشته |
| ۰/۸۷۱ | ۰/۸۸۱۹۲ | ۲/۶۹۵۸ | ۸  | مراقبت ایزاری - حال         |
| ۰/۷۸۹ | ۰/۷۰۳۵۰ | ۳/۱۹۴۰ | ۸  | مراقبت هیجانی - حال         |
| ۰/۹۱۳ | ۰/۸۹۳۸۳ | ۲/۷۶۱۹ | ۱۰ | بی‌عدالتی ادراک‌شده - حال   |
| ۰/۹۶۴ |         |        | ۵۲ | نمره کل                     |

به‌منظور بررسی روایی ساختار، تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) بر روی داده‌های نمونه اول (۲۱۰ نفر) اجرا گردید. پیش از تحلیل، کفایت داده‌ها با استفاده از شاخص کایزر-مایر-اولکین<sup>۱</sup> (KMO) و آزمون کرویت بارتلت ارزیابی شد. مقدار KMO برابر با ۰/۹۲ و آزمون بارتلت معنادار محاسبه گردید ( $\chi^2(1326) = 18452/3, p < 0/001$ )؛ بر این اساس، کفایت نمونه‌گیری برای تحلیل عاملی تأیید شد. نتایج این ارزیابی در جدول ۲ ارائه شده است.

با استفاده از روش استخراج مؤلفه‌های اصلی، تحلیل نمودار سنگریزه<sup>۲</sup> و معیار کایزر (مقادیر ویژه بزرگتر از ۱)، وجود شش عامل مشخص گردید. همان‌گونه که در شکل ۱ نمایش داده شده است، یک «نقطه شکست»<sup>۳</sup> واضح در نمودار اسکری پس از عامل ششم مشاهده می‌شود. پس از این نقطه، کاهش قابل توجهی در شیب مقادیر ویژه<sup>۴</sup> رخ می‌دهد و نمودار به حالت افقی نزدیک می‌شود که این امر، وجود شش عامل اصلی را به صورت بصری تأیید می‌کند.

این شش عامل در مجموع ۶۸/۴٪ از واریانس کل سازه را تبیین نمودند. در جدول ۳، ماتریس بارهای عاملی پس از چرخش پرومکس<sup>۵</sup> ارائه شده است که در آن، تنها بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴۰ برای وضوح بیشتر نمایش داده شده‌اند.

#### جدول ۲- نتایج آزمون‌های KMO و کرویت بارتلت

| آزمون کفایت نمونه‌برداری KMO | آزمون کرویت بارتلت | درجه آزادی | سطح معناداری |
|------------------------------|--------------------|------------|--------------|
| ۰/۹۲۶                        | ۷۵۰۸/۳۴۸           | ۱۳۲۶       | ۰/۰۰۰        |

#### جدول ۳. ماتریس بارهای عاملی گویه‌های مقیاس FRS-A پس از چرخش پرومکس

| شماره گویه | عامل ۱ | عامل ۲ | عامل ۳ | عامل ۴ | عامل ۵ | عامل ۶ |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| RRQ54      | ۱,۰۶۸  |        |        |        |        |        |
| RRQ15      | ۰,۹۷۸  |        |        |        |        |        |
| Q33        | ۰/۸۶۵  |        |        |        |        |        |
| RRQ21      | ۰/۷۹۴  |        |        |        |        |        |
| Q51        | ۰/۷۶۲  |        |        |        |        |        |
| Q25        | ۰/۷۴۶  |        |        |        |        |        |
| RRQ46      | ۰/۷۲۳  |        |        |        |        |        |
| Q47        | ۰/۷۰۵  |        |        |        |        |        |

<sup>۱</sup> Kaiser-Meyer-Olkin

<sup>۲</sup> Scree Plot

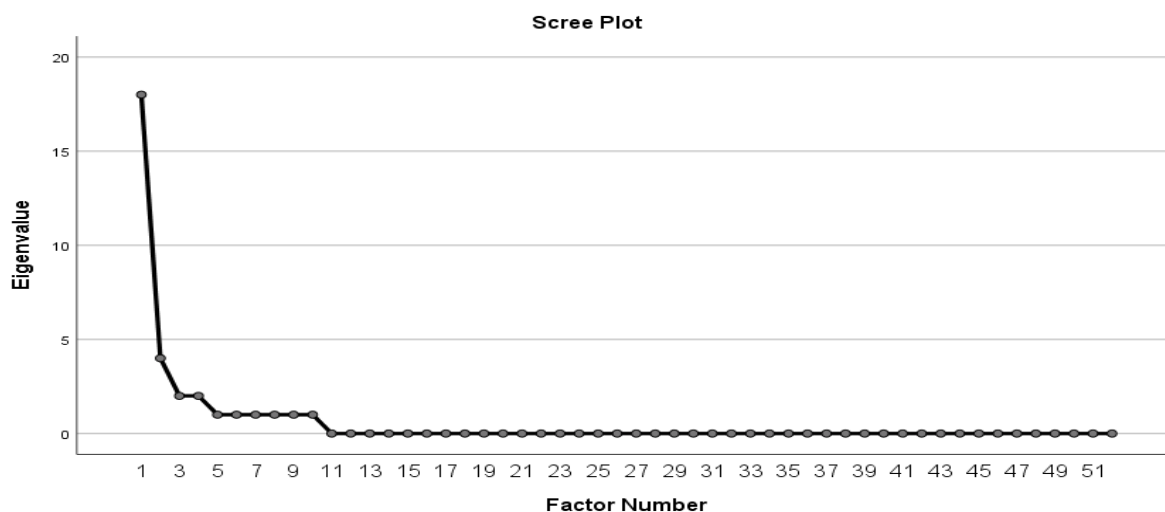
<sup>۳</sup> Elbow Point

<sup>۴</sup> Eigenvalues

<sup>۵</sup> Promax

|       |       |       |       |       |       |     |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|
|       |       |       |       |       | ۰/۷۰۲ | Q4  |
|       |       |       |       |       | ۰/۶۵۱ | Q40 |
|       |       |       | ۰/۴۳۰ |       | ۰/۵۶۷ | Q7  |
|       |       |       |       |       | ۰/۵۳۲ | Q60 |
|       |       |       |       |       | ۰/۵۰۲ | Q10 |
|       |       |       |       |       | ۰/۴۹۵ | Q57 |
|       |       |       |       |       | ۰/۴۰۹ | Q11 |
|       |       |       |       | ۰/۸۱۲ |       | Q1  |
|       |       |       |       | ۰/۷۱۱ |       | Q27 |
|       |       |       |       | ۰/۵۸۹ |       | Q49 |
|       | ۰/۴۲۸ |       |       | ۰/۵۳۳ |       | Q42 |
|       |       |       |       | ۰/۴۹۳ |       | Q8  |
|       |       |       |       | ۰/۴۷۷ |       | Q53 |
|       |       |       |       | ۰/۴۷۳ |       | Q3  |
|       |       |       |       | ۰/۴۵۴ |       | Q39 |
|       |       |       |       | ۰/۴۳۱ |       | Q2  |
|       |       |       | ۰/۷۶۳ |       |       | Q6  |
|       |       |       | ۰/۶۹۶ |       |       | Q13 |
|       |       |       | ۰/۶۷۷ |       |       | Q55 |
|       |       |       | ۰/۵۸۸ |       |       | Q50 |
|       |       | ۰/۶۳۲ |       |       |       | Q26 |
|       |       | ۰/۶۲۴ |       |       |       | Q9  |
|       |       | ۰/۶۱۴ |       |       |       | Q5  |
|       |       | ۰/۶۰۰ |       |       |       | Q24 |
|       |       | ۰/۵۵۴ |       |       |       | Q19 |
|       |       | ۰/۴۴۹ |       |       |       | Q31 |
| ۰/۵۳۹ |       |       |       |       |       | Q23 |
| ۰/۴۳۶ |       |       |       |       |       | Q35 |

در جدول فقط بارهای عاملی  $\leq ۰/۴۰$  گزارش شده‌اند. گویه‌هایی که در جدول ظاهر نشده‌اند یا سلول آن‌ها خالی‌ست، دارای بار عاملی پایین یا نامشخص بوده‌اند و در تحلیل عاملی تأییدی مورد بازبینی قرار گرفتند.



شکل ۱- نمودار اسکری مؤلفه‌های پرسشنامه FRS-A

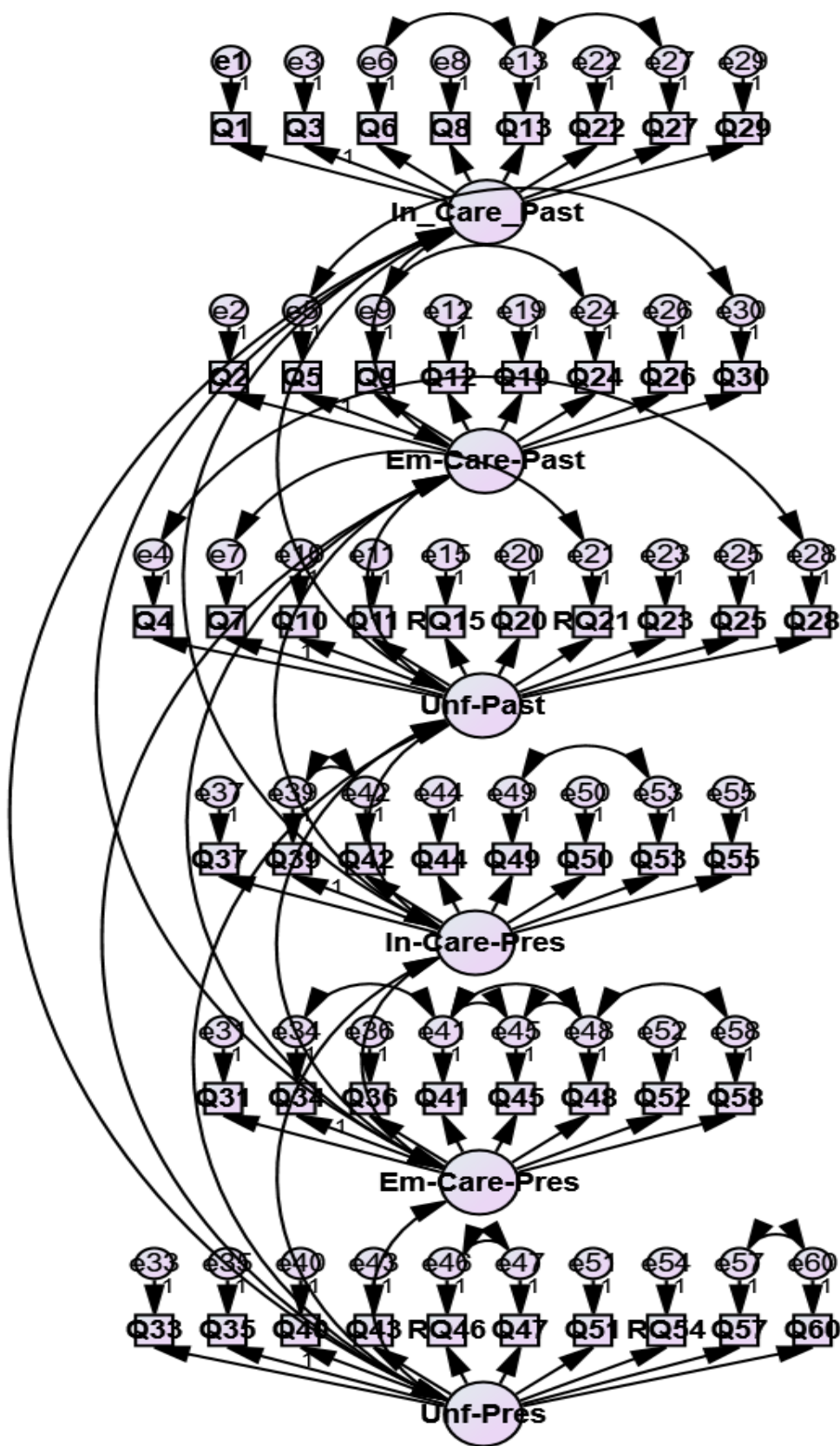
در گام بعد، به منظور ارزیابی روایی تأییدی، مدل شش عاملی استخراج شده با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی (CFA) بر روی داده‌های نمونه دوم (۲۵۰ نفر) مورد آزمون قرار گرفت. شاخص‌های برازش این مدل در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. شاخص‌های برازش مدل شش عاملی در تحلیل عاملی تأییدی CFA

| شاخص                                     | مقدار به دست آمده | مقدار پیشنهادی برای برازش مطلوب |
|------------------------------------------|-------------------|---------------------------------|
| کای-اسکوئر به درجه آزادی ( $\chi^2/df$ ) | ۲/۷۳              | کمتر از ۳                       |
| شاخص نیکویی برازش تطبیقی (CFI)           | ۰/۷۲۶             | بزرگتر از ۰/۹۰                  |
| شاخص توکر-لونیس (TLI)                    | ۰/۷۰۸             | بزرگتر از ۰/۹۰                  |
| ریشه میانگین مربعات خطای تقریب (RMSEA)   | ۰/۰۸              | کمتر از ۰/۰۸                    |

بر اساس نتایج تحلیل عاملی تأییدی، نسبت کای-اسکوئر به درجه آزادی ( $\chi^2/df$ ) برابر با ۲/۷۳ محاسبه گردید. این مقدار که کمتر از ملاک ۳ است، بیانگر برازش قابل قبول مدل ارزیابی می‌شود. همچنین، مقدار شاخص ریشه میانگین مربعات خطای تقریب (RMSEA) برابر با ۰/۰۸ به دست آمد که در مرز بالای دامنه قابل قبول ( $\leq 0.08$ ) قرار دارد. با این حال، مقادیر پایین تری برای سایر شاخص‌های برازش مشاهده شد؛ شاخص نیکویی برازش تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۷۲۶ و شاخص توکر-لونیس (TLI) برابر با ۰/۷۰۸ محاسبه گردید. این مقادیر که پایین تر از سطح پیشنهادی برای برازش مطلوب ( $> 0.90$ ) قرار دارند، بیانگر آن است که مدل به طور کامل با داده‌ها برازش نیافته است.

نمودار مسیر مدل شش عاملی آزمون شده در تحلیل عاملی تأییدی، در شکل ۲ ارائه شده است. در این مدل، شش متغیر مکنون (بیضی‌ها) شامل «مراقبت ابزاری-گذشته»، «مراقبت هیجانی-گذشته»، «بی عدالتی ادراک شده-گذشته»، «مراقبت ابزاری-حال»، «مراقبت هیجانی-حال» و «بی عدالتی ادراک شده-حال» فرض شده‌اند. هر یک از این عوامل مکنون، توسط گویه‌های مشاهده پذیر متناظر خود (مستطیل‌ها) اندازه گیری می‌شوند. پیکان‌های یک طرفه که از عوامل به سمت گویه‌ها ترسیم شده‌اند، بارهای عاملی را نشان می‌دهند. همچنین، پیکان‌های منحنی دوطرفه میان شش عامل مکنون، بیانگر همبستگی‌هایی هستند که وجود آن‌ها در مدل نظری پژوهش مجاز شمرده شده است.



شکل ۲- نمودار اسکری مؤلفه‌های پرسشنامه FRS-A

در مجموع، از نتایج تحلیل عاملی تأییدی، تصویری چندوجهی از برازش مدل به دست می‌آید. اگرچه مقادیر پایین شاخص‌های CFI و TLI بیانگر برازش غیرایده‌آل مدل است، اما با توجه به قابل قبول بودن شاخص‌های کلیدی مانند  $\chi^2/df$  و RMSEA، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار نظری شش عاملی ابزار تا حد زیادی در بافت فرهنگی ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد و اعتبار سازه قابل قبولی برای آن احراز شده است.

در گام نهایی و برای تدوین داده‌های هنجاری، تفاوت نمرات در گروه‌های جمعیت‌شناختی بررسی شد. بر اساس نتایج، تفاوت معناداری بین نمرات زنان و مردان مشاهده نگردید ( $t(460) = 2/51$ ,  $p = 0/802$ )؛ اما تفاوت نمرات افراد متأهل (میانگین =  $146/27$ ) و غیرمتأهل (میانگین =  $141/27$ ) از نظر آماری معنادار ارزیابی شد ( $t(460) = 4/21$ ,  $p < 0/001$ ) بنابراین، داده‌های هنجاری شامل صدک‌ها و نقاط برش، به تفکیک وضعیت تأهل در جدول 5 ارائه شده است.

جدول 5. نقاط برش و طبقه‌بندی نمرات FRS-A بر اساس صدک‌ها به تفکیک وضعیت تأهل

| طبقه‌بندی   | صدک‌ها      | نمره خام (افراد متأهل) |
|-------------|-------------|------------------------|
| بسیار پایین | کمتر از ۵   | ۸۷ و کمتر              |
| پایین       | ۵ تا ۲۵     | ۸۸ تا ۱۱۸              |
| متوسط       | ۲۶ تا ۷۵    | ۱۱۹ تا ۱۶۷             |
| بالا        | ۷۶ تا ۹۵    | ۱۶۸ تا ۲۰۲             |
| بسیار بالا  | بالتر از ۹۵ | ۲۰۳ و بالاتر           |

#### نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و تدوین داده‌های هنجاری مقدماتی برای نسخه فارسی مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال (FRS-A) در جمعیت بزرگسال ایرانی انجام شد. بر اساس یافته‌های این مطالعه، ضمن آنکه برخی جنبه‌های نسخه اصلی مورد تأیید قرار گرفت، چشم‌اندازهای نوینی نیز درباره تأثیر زمینه فرهنگی ایران بر این سازه فراهم آمد که در ادامه به تفصیل مورد بحث قرار خواهد گرفت.

بر اساس نتایج اصلی پژوهش، پایایی نسخه فارسی مقیاس FRS-A بسیار مطلوب ارزیابی گردید. ضریب آلفای کرونباخ برای نمره کل مقیاس ( $0/96$ ) و برای زیرمقیاس‌های شش‌گانه (بین  $0/79$  تا  $0/91$ )، بیانگر همسانی درونی و قابلیت اعتماد بالای ابزار در نمونه ایرانی محسوب می‌شود. همچنین، از طریق تحلیل عاملی اکتشافی (EFA)، ساختار نظری شش عاملی مقیاس تأیید گردید.

در این پژوهش، ویژگی‌های روان‌سنجی و داده‌های هنجاری مقدماتی برای نسخه فارسی مقیاس مسئولیت فرزندی-بزرگسال (FRS-A) در جمعیت بزرگسال ایرانی مورد بررسی قرار گرفت. ضمن تأیید برخی جنبه‌های نسخه اصلی، چشم‌اندازهای نوینی در خصوص تأثیر زمینه فرهنگی ایران بر این سازه فراهم آمد که در ادامه به تفصیل مورد بحث قرار گرفته است.

بر اساس نتایج، نسخه فارسی مقیاس FRS-A از پایایی بسیار مطلوبی برخوردار بود. همسانی درونی و قابلیت اعتماد بالای ابزار در نمونه ایرانی، از طریق ضریب آلفای کرونباخ برای نمره کل مقیاس ( $0/96$ ) و برای زیرمقیاس‌های شش‌گانه (بین  $0/79$  تا  $0/91$ ) تأیید گردید. همچنین، ساختار نظری شش عاملی مقیاس از طریق تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) مورد تأیید قرار گرفت.

با این حال، در بررسی روایی ساختاری ابزار در بافت فرهنگی ایران، چالش‌هایی مشاهده شد. در تحلیل عاملی تأییدی (CFA) نشان داده شد که مدل نظری شش‌عاملی مقیاس، برازش کاملی با داده‌های نمونه ایرانی ندارد. شاخص‌های برازش مدل ( $TLI=0/708$ ,  $CFI=0/726$ ,  $RMSEA=0/08$ ) پایین‌تر از سطح مطلوب برای مدلیابی تأییدی به دست آمدند. این عدم برازش کامل، نه به عنوان یک ضعف روش‌شناختی، بلکه به‌مثابه یک یافته مفهومی کلیدی تلقی می‌شود؛ این امر نشانگر آن است که ساختار و مفهوم‌سازی مسئولیت‌فرزندی در فرهنگ ایران ممکن است کاملاً منطبق بر مدل غربی نباشد. این موضوع، لزوم توجه به تفاوت‌های فرهنگی در تفسیر نتایج را برجسته می‌سازد.

در حوزه هنجاریابی، نشان داده شد که نمرات FRS-A تحت تأثیر متغیرهای جمعیت‌شناختی قرار نمی‌گیرند. تفاوت معناداری در نمرات بین زنان و مردان، گروه‌های سنی مختلف، و همچنین افراد متأهل یا دارای تجربه زناشویی در مقایسه با افراد مجرد مشاهده نشد. این یافته‌ها، مبنای لازم برای تدوین جدول هنجاری را فراهم ساخت تا امکان تفسیر دقیق‌تر و فردمحور از نمرات ابزار میسر گردد.

نتایج حاصل از این پژوهش در سه حوزه با مطالعات پیشین همسو بود. نخست، پایایی بالای نسخه فارسی FRS-A که از طریق ضرایب آلفای کرونباخ گزارش شد، با نتایج به‌دست‌آمده از مطالعات اولیه سازندگان (Jurkovic et al., 2001) و مطالعات اعتبارسنجی جدیدتر در بافت‌های دیگر (Easton, 2016) همخوانی قوی داشت. از این موضوع، ثبات و قابلیت اعتماد بالای ابزار برای اندازه‌گیری این سازه در جمعیت ایرانی استنباط می‌شود. دوم، ساختار شش‌عاملی (سه بعد اصلی در دو بعد زمانی گذشته و حال) که در تحلیل عاملی مورد بررسی قرار گرفت، با ساختار مفهومی اصلی مقیاس FRS-A همسو بود. این همسویی نشانگر آن است که ابعاد اصلی تجربه مسئولیت‌فرزندی، حتی در بسترهای فرهنگی متفاوت، تا حدی مشابه هستند. سوم، عدم وجود تفاوت معنادار جنسیتی در نمرات کلی مقیاس، با نتایج مطالعه اعتباریابی اولیه (Jurkovic et al., 2001) که در آن نیز عدم وجود اثر معنادار جنسیت بر زیرمقیاس‌ها تأیید شده بود، همسو است. این یافته می‌تواند به‌عنوان تأییدی بر عدم سوگیری مقیاس نسبت به جنسیت در جمعیت ایرانی تفسیر شود (Furr, 2021).

مهم‌ترین و چالش‌برانگیزترین یافته این پژوهش، به نتایج تحلیل عاملی تأییدی (CFA) مربوط بود. همان‌طور که پیشتر اشاره شد، شاخص‌های برازش مدل، پایین‌تر از سطح بهینه به دست آمدند. این عدم برازش کامل، که در نگاه اول ممکن است یک ضعف تلقی شود، در واقع به‌عنوان یک کشف مهم در مورد تعامل فرهنگ و روان‌سنجی تلقی می‌گردد. این یافته نشانگر آن است که ساختار نظری ابزار که در فرهنگ غربی توسعه یافته، ممکن است به طور کامل در فرهنگ ایران مصداق نداشته باشد (Furr, 2021). چنین پدیده‌ای در مطالعات بین‌فرهنگی دیگر نیز مشاهده شده است (Borchet et al., 2022; Lee, 2017).

این واگرایی با دو عامل اصلی تبیین می‌شود:

۱. عدم هم‌ارزی مفهومی در بعد «بی‌عدالتی ادراک‌شده»: این بعد خاص، نمونه بارزی از تفاوت‌های فرهنگی تلقی می‌شود. در فرهنگ غربی، احساس بی‌عدالتی ناشی از بار والدینی شدن، به عنوان شاخص مهمی برای تمایز میان والدینی شدن سازگار و ناسازگار در نظر گرفته می‌شود. اما در جامعه ایران، که فرهنگی جمع‌گرا و خانواده‌محور دارد، مفاهیمی مانند «احترام به والدین»، «فداکاری فرزندان» و «وظیفه اخلاقی» عمیقاً نهادینه شده‌اند (Dadashi-Tonkaboni et al., 2024; Rahimi et al., 2022). در چنین بستری، تحمل بارهای سنگین مراقبتی ممکن است نه به عنوان «بی‌عدالتی»، بلکه به مثابه «وظیفه‌مندی»، «خدمت به والدین» یا حتی یک عمل شایسته با پاداش معنوی تلقی شود. به واسطه این تفاوت در درک و تفسیر، الگوی پاسخ‌دهی به آیتم‌های این بعد تغییر یافته و در نتیجه، برازش مدل عاملی تضعیف می‌گردد (Fenn et al., 2020).

۲. عدم هم‌ارزی آیتم‌ها: با وجود رعایت اصول ترجمه، ممکن است در فرهنگ ایرانی از برخی گویه‌ها معانی متفاوتی القا گردد. برای نمونه، آیتم‌هایی که به کمک مالی یا مراقبت عاطفی از والدین اشاره دارند، ممکن است در فرهنگ ایران نه به عنوان یک بار اضافی یا مسئولیتی فراتر از حد، بلکه به عنوان اجزای هنجاری و مورد انتظار نقش فرزندی تلقی شوند. در نتیجه این تفاوت در برداشت هنجاری، واریانس پاسخ‌ها کاهش یافته و ساختار عاملی ابزار تضعیف می‌گردد (Ramada-Rodilla et al., 2013).

### اهمیت و کاربردهای پژوهش

این پژوهش از منظر نظری و کاربردی، به عنوان گامی مهم در جهت فهم عمیق‌تر مسئولیت فرزندی در یک بافت غیرغربی شناخته می‌شود. با هنجاریابی مقیاس FRS-A در جمعیت بزرگسال ایرانی، شکاف موجود در ادبیات پژوهشی که عمدتاً بر نمونه‌های غربی متمرکز بوده است، پر شده و درک از این پدیده در یک بستر فرهنگی خانواده‌محور افزایش می‌یابد (Dadashi-Tonkaboni et al., 2024).

به واسطه یافته‌ها، ماهیت «فرهنگ‌محور» بودن سازه مسئولیت فرزندی تأیید می‌گردد و نشان داده می‌شود که ارزش‌هایی مانند «خانواده‌گرایی» و «تکلیف‌شناسی فرزندی» می‌توانند ادراک و تجربه این پدیده را در مقایسه با جوامع فردگرای غربی متفاوت سازند (Ahn et al., 2011). همچنین با بررسی ابعاد چندگانه (مراقبت ابزاری، عاطفی و بی‌عدالتی)، به غنی‌سازی درک نظری این مفهوم کمک شده و دیدگاهی متعادل‌تر نسبت به پیامدهای آن (شامل جنبه‌های مثبت احتمالی مانند رشد شخصی) ارائه می‌گردد.

در سطح کاربردی، از این ابزار هنجاریابی شده می‌توان در زمینه‌های مختلف روان‌شناسی و مشاوره در ایران به شرح زیر بهره برد:

**ارزیابی بالینی دقیق:** به کمک نسخه ایرانی FRS-A، ارزیابی دقیق سطوح و انواع مسئولیت فرزندی در مراجعین به شکلی متناسب با فرهنگ ایران امکان‌پذیر می‌گردد.

**طراحی مداخلات هدفمند:** با شناسایی دقیق ابعاد مشکل‌ساز (مانند بار عاطفی یا احساس بی‌عدالتی)، مداخلات فردی و خانوادگی متناسب با نیازهای خانواده‌های ایرانی می‌تواند طراحی شود.

**حمایت از مراقبان غیررسمی:** از این ابزار می‌توان برای شناسایی مراقبانی که در معرض خطر بار مراقبتی قرار دارند، استفاده کرد و آن را مبنای طراحی برنامه‌های حمایتی و تسکین‌دهنده برای آنان قرار داد (Rahimi et al., 2022).

**کاربرد در جمعیت‌های خاص:** این ابزار برای درک پویایی‌های خانواده در جوانان درگیر مراقبت از والدین سالمند یا افرادی که با مشکلات روابط بین‌فردی ناشی از تجارب گذشته مواجه هستند، می‌تواند به کار گرفته شود.

### محدودیت‌های پژوهش

پژوهش حاضر با محدودیت‌های روش‌شناختی مواجه است که توجه به آن‌ها در تفسیر نتایج ضروری است:

**نمونه‌گیری در دسترس:** به دلیل استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس و غیرتصادفی، تعمیم‌پذیری یافته‌ها به کل جمعیت بزرگسال ایرانی محدود شده است. این امر می‌تواند به سوگیری در انتخاب نمونه منجر گردد (Ahn et al., 2011).

اندازه نمونه برای تحلیل عاملی تأییدی (CFA): برای تحلیل یک مدل پیچیده با ۵۲ گویه، ممکن است برای دستیابی به شاخص‌های برازش پایدار و قوی، ناکافی باشد. برای دستیابی به نتایج قابل اعتماد در مدل‌های پیچیده، معمولاً به حجم نمونه بزرگ‌تری نیاز است (Fenn et al., 2020).

**روش جمع‌آوری داده آنلاین:** جمع‌آوری آنلاین داده‌ها ممکن است به محدود شدن نمونه به افراد دارای دسترسی به اینترنت منجر شود. همچنین به دلیل ماهیت ناشناس، احتمال بروز سوگیری‌هایی مانند مطلوبیت اجتماعی یا پاسخ‌دهی تصادفی افزایش می‌یابد (Furr, 2021).

**عدم بررسی روایی همگرا/واگرا و ملاکی:** در این پژوهش، به دلیل عدم استفاده از ابزارهای دیگر در کنار FRS-A، شواهد جامعی برای روایی همگرا، واگرا و ملاکی ارائه نشده است. در نتیجه این فقدان، میزان اطمینان به اینکه مقیاس دقیقاً سازه مورد نظر (و نه سازه‌های دیگر) را می‌سنجد، محدود می‌شود (Furr, 2021).

بر اساس یافته‌ها و محدودیت‌های این پژوهش، مسیرهای متعددی برای تحقیقات آتی پیشنهاد می‌گردد:

**انجام مطالعات هنجاریابی با نمونه‌های بزرگ‌تر و تصادفی:** برای افزایش نمایندگی و تعمیم‌پذیری، توصیه می‌شود که در مطالعات آینده از راهبردهای نمونه‌گیری احتمالی (مانند خوشه‌ای چندمرحله‌ای) در سراسر ایران استفاده شده و اعتبارسنجی متقابل بر روی نمونه‌های مستقل انجام گیرد.

**بررسی FRS-A در گروه‌های بالینی خاص:** ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس می‌تواند در جمعیت‌های بالینی خاص (مانند افراد مبتلا به افسردگی، اضطراب یا دارای سابقه تروما) مورد بررسی قرار گیرد تا کاربردهای بالینی آن روشن‌تر شود.

**اجرای پژوهش‌های طولی:** برای درک بهتر پایداری و پیامدهای بلندمدت مسئولیت‌فرزندی، اجرای پژوهش‌های طولی ضروری است تا سیر تحول این پدیده در طول مراحل مختلف زندگی بررسی شود.

**بررسی روایی همگرا و واگرا:** در مطالعات آتی، روایی همگرا و واگرایی FRS-A باید با استفاده همزمان از ابزارهای معتبر دیگر (مانند مقیاس‌های دلبستگی، تاب‌آوری، یا کیفیت روابط) مورد ارزیابی قرار گیرد تا شواهد مربوط به روایی سازه آن تقویت گردد.

**انجام پژوهش‌های کیفی یا ترکیبی:** با توجه به ابعاد عمیق فرهنگی این پدیده، انجام پژوهش‌های کیفی (مانند مصاحبه‌های عمیق) یا مطالعات با روش ترکیبی می‌تواند به درک معانی پنهان و تجارب زیسته در بافتار جامعه ایرانی کمک نموده و به ارائه تصویری جامع‌تر و غنی‌تر از این سازه منجر شود.

در نهایت، از طریق این پژوهش، نسخه ایرانی مقیاس مسئولیت‌فرزندی-بزرگسال (FRS-A) با موفقیت به عنوان ابزاری معتبر و پایا برای سنجش این سازه چندوجهی در جمعیت بزرگسال ایرانی معرفی می‌گردد. یافته‌ها نشان‌دهنده آن است که این مقیاس نه تنها از همسانی درونی مطلوبی برخوردار است، بلکه ساختار عاملی نظری آن نیز - با در نظر گرفتن تفاوت‌های فرهنگی ظریف بازتاب‌یافته در شاخص‌های برازش مدل تأییدی - از پایداری قابل قبولی برخوردار است.

به واسطه این اعتباریابی، خلأ یک ابزار استاندارد و فرهنگ‌محور در ادبیات پژوهشی ایران پر شده و با تدوین هنجارهای اولیه، چارچوبی عملی برای تفسیر نمرات در اختیار پژوهشگران و متخصصان بالینی قرار می‌گیرد. در مجموع، نسخه ایرانی FRS-A گامی بنیادین در جهت تولید دانش بومی، ارتقاء دقت ارزیابی‌های بالینی و تسهیل پژوهش‌های تجربی و بین‌فرهنگی به‌شمار می‌رود و به واسطه آن، مسیر برای درک عمیق‌تر پدیده مسئولیت‌فرزندی و طراحی مداخلات مؤثر در جامعه ایرانی هموار می‌گردد.

## منابع:

- Ahn, Y. H., Youn, G., Phillips, L., & Lim, Y. M. (2011). Translation and validation of the Korean version of Family Scale. *J Nurs Meas*, 19(3), 179-195. <https://doi.org/10.1891/1061-3749.19.3.179> ##
- Armstrong-Carter, E. L., Olson, E. A., & Telzer, E. H. (2019). A Unifying Approach for Investigating and Understanding Youth's Help and Care for the Family. *Child Development Perspectives*. <https://srcd.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/cdep.12336>##
- Borchet, J., Hooper, L. M., Lewandowska-Walter, A., Połomski, P., Peplińska, A., & Rostowska, T. (2022). An Investigation of a Polish Version of the Parentification Inventory. *Journal of Child and Family Studies*, 31(10), 2769-2784. <https://doi.org/10.1007/s10826-022-02338-6>##
- Borchet, J., Lewandowska-Walter, A., Połomski, P., Peplińska, A., & Hooper, L. M. (2021). The Relations Among Types of Parentification, School Achievement, and Quality of Life in Early Adolescence: An Exploratory Study [Original Research]. *Frontiers in Psychology, Volume 12 - 2021*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.635171>##
- Boumans, N. P., & Dorant, E. (2018). A cross-sectional study on experiences of young adult carers compared to young adult noncarers: Parentification, coping and resilience. *Scandinavian journal of caring sciences*, 32(4), 1409-1417. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/29766533/>##
- Cho, A., & Lee, S. (2019). Exploring effects of childhood parentification on adult-depressive symptoms in Korean college students. *Journal of clinical psychology*, 75(4), 801-813. <https://doi.org/10.1002/jclp.22737>##
- Dadashi-Tonkaboni, N., Mahdizadeh, M., Peyman, N., Gholamnia-Shirvani, Z., & Tehrani, H. (2024). Factors influencing the ability of family caregivers of Alzheimer's patients within Iranian families to continue and persist in their caregiving roles: a qualitative study. *BMC nursing*, 23(1), 801. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/39497059/>##
- Dariotis, J. K., Chen, F. R., Park, Y. R., Nowak, M. K., French, K. M., & Codamon, A. M. (2023). Parentification Vulnerability, Reactivity, Resilience, and Thriving: A Mixed Methods Systematic Literature Review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 20. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/37444045/>##
- Easton, A. (2016). Filial responsibility in the family of origin experiences of social workers. <https://scholarworks.smith.edu/theses/1704>
- Fenn, J., Tan, C.-S., & George, S. (2020). Development, validation and translation of psychological tests. *BJPsych advances*, 26(5), 306-315. <https://doi.org/10.1192/bja.2020.33>##
- Furr, R. M. (2021). *Psychometrics: an introduction*. SAGE publications.
- Hendricks, B. A., J, B. V., Dionne-Odom, J. N., & Bakitas, M. A. (2021). Parentification Among Young Carers: A Concept Analysis. *Child Adolesc Social Work J*, 38(5), 519-531. <https://doi.org/10.1007/s10560-021-00784-7> ##
- Hooper, L., DeCoster, J., White, N., & Voltz, M. (2011). Characterizing the Magnitude of the Relation Between Self-Reported Childhood Parentification and Adult Psychopathology: A Meta-Analysis. *Journal of clinical psychology*, 67, 1028-1043. <https://doi.org/10.1002/jclp.20807>##
- Joung, H., & Kim, S. (2022). Influence of Adolescence Parentification on Adulthood Depression in Children of Women with Breast Cancer. *Asian Oncology Nursing*, 22, 245. <https://doi.org/10.5388/aon.2022.22.4.245> ##
- Jurkovic, G. J., Thirkield, A., & Morrell, R. (2001). Parentification of adult children of divorce: A multidimensional analysis. *Journal of Youth and Adolescence*, 30(2), 245-257. ##

- Karantzas, G. C., Feeney, J. A., & Wilkinson, R. (2010). Is less more? Confirmatory factor analysis of the Attachment Style Questionnaires. *Journal of Social and Personal Relationships*, 27(6), 749-780. <https://doi.org/10.1177/0265407510373756> ##
- Lê-Scherban, F., Wang, X., Boyle-Steed, K. H., & Pachter, L. M. (2018). Intergenerational Associations of Parent Adverse Childhood Experiences and Child Health Outcomes. *Pediatrics*, 141(6). <https://doi.org/10.1542/peds.2017-4274> ##
- Lee, S. (2017). *Factor structure analysis and validation of the Korean version of filial responsibility scale-adult*. Unpublished master's thesis). Ewha University, Seoul, Korea. <https://dspace.ewha.ac.kr/handle/2015.oak/236555?mode=simple> ##
- Nelson-Coffey, S. K., & Cavanaugh, L. A. (2021). Baby fever: Situational cues shift the desire to have children via empathic emotions. *Journal of experimental psychology. Applied*. <http://dx.doi.org/10.1037/xap0000381> ##
- Rahimi, F., Shakibazadeh, E., Ashoorkhani, M., & Foroughan, M. (2022). Barriers to home care for older adults from perspectives of Iranian informal caregivers: a qualitative study. *BMJ open*, 12(12), e065547. <http://doi: 10.1136/bmjopen-2022-065547> ##
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Cross-cultural adaptation and health questionnaires validation: revision and methodological recommendations. *Salud publica de Mexico*, 55(1), 57-66. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23370259/> ##
- Schorr, S., & Goldner, L. (2023). "Like stepping on glass": A theoretical model to understand the emotional experience of childhood parentification. *Family Relations*, 72. <https://doi.org/10.1111/fare.12833> ##
- سهرابی، ف.، جمعیان، د.، & پوراسدی، ز. (۲۰۲۱). نقش حمایت اجتماعی ادراک شده و سبک‌های مقابله‌ای در پیش‌بینی Psychosomatic Medicine. پرخاشگری و آسیب پذیری در برابر استرس کرونا در نوجوانان <https://doi.org/10.22051/psy.2021.35103.2410> ##