سال ۳، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۳، صفحات: ۵۷ - ۸۶
نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
DOI: 10.22034/jepr.2024.141601.1140

اثر فراگیری مالی بر نابرابری درآمد استان‌های ایران با تأکید بر نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات

محمود پیرزادی[۱]
مسعود صوفی مجیدپور[۲]
محمود محمودزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۰۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۶

چکیده

شمول مالی یک عنصر کلیدی در شمول اجتماعی است، به‌ویژه در مبارزه با فقر و نابرابری درآمد با فراهم‌آوردن فرصت‌های پیشرفت برای بخش‌های محروم جامعه می‌تواند مفید است. هدف این مقاله ارزیابی اثر فراگیری مالی بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات است. بدین منظور از داده‌های ۳۱ استان ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ بهره گرفته شد. شاخص فراگیری مالی با استفاده از رویکرد تحلیل مولفه اصلی در دو مرحله برای تمامی استان‌ها محاسبه گردید. یافته‌ها نشان داد وضعیت شاخص فراگیری مالی در هیچ استانی مطلوب نیست و تنها در استان تهران این شاخص در سطوح میانی قرار دارد و سایر استان‌ها از نظر فراگیری مالی در سطح پایین قرار دارند. هم‌چنین، اثرات فراگیری مالی بر ضریب جینی به عنوان شاخص توزیع درآمد در استان‌های ایران با استفاده از روش‌های اثرات ثابت و حداقل مربعات کاملا اصلاح‌شده برآورد گردید. هم‌چنین متغیرهای شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات یعنی ضریب نفوذ تلفن ثابت، ضریب نفوذ تلفن همراه و ضریب نفوذ اینترنت به عنوان تعدیلگر در مدل‌ها لحاظ شدند و اثرات متقاطع آنها برآورد شد. نتایج نشان دادند فراگیری مالی اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی در استان‌های ایران دارد. هم‌چنین اثرات متقاطع فراگیری و فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر نیز اثر منفی بر ضریب جینی دارد.

واژگان کلیدی: فراگیری مالی، نابرابری درآمد، فناوری اطلاعات و ارتباطات، تحلیل مؤلفه اصلی، استان‌های ایران.
طبقه‌بندی JEL: G21, D33, G10, O33

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران
economic.pirzadi@gmail.com
۲. استادیار، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول)
masoodsoufi@gmail.com
۳. دانشیار، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران mahmod.ma@yahoo.com

۱. مقدمه

«فراگیری مالی» [1] بر اساس تعریف بانک جهانی (۲۰۲۲)، نسبت افراد و بنگاه‌هایی است که از خدمات مالی استفاده می‌کنند. فراگیری مالی دارای ابعاد متعددی بوده که منعکس‌کننده تنوع خدمات مالی ممکن است، از پرداخت‌ها و حساب‌های پس‌انداز گرفته تا اعتبار، بیمه، بازنشستگی و بازارهای اوراق بهادار. در بیشتر موارد، در دسترس بودن گسترده خدمات مالی به افراد و بنگاه‌ها این امکان را می‌دهد تا از فرصت‌های کسب و کار استفاده کنند، در آموزش سرمایه‌گذاری کنند، برای بازنشستگی پس‌انداز کنند و در برابر ریسک‌ها بیمه شوند(دمیرگوک‌کانت و همکاران[2]، ۲۰۰۸). بدون فراگیری در سیستم‌های مالی، مردم باید برای سرمایه‌گذاری در آموزش یا تبدیل شدن به کارآفرین به پس‌انداز محدود خود متکی باشند. بنگاه‌های تازه تأسیس نیز باید برای بهره‌برداری از فرصت‌های رشد امیدوارکننده به درآمدهای محدود خود وابسته باشند. این می‌تواند به نابرابری درآمدی دائمی و رشد اقتصادی آهسته منجر گردد. نظریه توسعه سرنخ‌های مهمی درخصوص تأثیر فراگیری مالی بر اقتصاد ارائه می‌دهد. شواهد نشان می‌دهند که چگونه محرومیت مالی و به‌ویژه عدم دسترسی به منابع مالی می‌تواند منجر به تله‌های فقر و نابرابری شود(آقیون و بولتون[3]، ۱۹۹۷؛ بنرجی و نیومن[4]، ۱۹۹۳؛ گالور و زیرا[5]، ۱۹۹۳). به عنوان مثال، گالور و زیرا (۱۹۹۳) بیان داشتند به دلیل اصطکاک‌های بازار مالی است که افراد فقیر، علیرغم بهره‌وری نهایی بالای سرمایه‌گذاری، نمی‌توانند در آموزش خود سرمایه‌گذاری کنند. بنرجی و نیومن (۱۹۹۳) نیز نشان دادند انتخاب‌های شغلی افراد توسط فراوانی‌های اولیه محدود می‌شود. این انتخاب‌های شغلی تعیین می‌کنند که افراد چقدر می‌توانند پس‌انداز کنند و چه ریسک‌هایی را می‌توانند بپذیرند، که این پیامدهای بلندمدت بر رشد و توزیع درآمد دارد. این مطالعات نشان می‌دهند عدم دسترسی به منابع مالی می‌تواند برای ایجاد نابرابری درآمدی دائمی یا تله‌های فقر و همچنین رشد پایین‌تر تعیین‌کننده باشد.

در سال‌های اخیر، فراگیری مالی به‌عنوان یک عامل مهم برای توسعه پایدار در مقیاس جهانی مدنظر قرار گرفته است. ازآنجاکه فرصت‌های اقتصادی با دسترسی به خدمات مالی در ارتباط است، این دسترسی به‌ویژه بر فقرا تأثیر می‌گذارد؛ زیرا به آن‌ها امکان پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و بهره‌مندی از اعتبارات را می‌دهد. تلاش‌ها برای دسترسی اکثریت مردم به خدمات مالی رسمی، می‌تواند به افزایش کارایی کلی اقتصاد و سیستم مالی کمک نماید (آگوئرا[6]، ۲۰۱۵؛ بری و همکاران[7]، ۲۰۲۳). بااین‌حال، ازآنجاکه بیشتر کشورهای درحال‌توسعه به خدمات مالی دسترسی ندارند، چنین مزایایی محدود به کشورهای توسعه‌یافته است؛ بنابراین، ارتقای سطح فراگیری مالی چالش‌های سیاستی را در مقیاس

1. Financial Inclusion
2. Demirgüç-Kunt et al. (2008)
3. Aghion and Bolton (1997)
4. Banerjee and Newman (1993)
5. Galor and Zeira (1993)
6. Aguera (2015)
7. Brei et al. (2023)

با فوریت برای کشورهای درحال‌توسعه و بازارهای نوظهور ایجاد کرده است. ازاین‌رو، فراگیری مالی از اولویت‌های کشورهای درحال‌توسعه است. از سوی دیگر، اندازه‌گیری اولین گام به‌سوی آگاهی از فراگیری مالی است (هوانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۳). بااین‌حال، اگرچه اهمیت فراگیری مالی غیرقابل‌انکار است، اما اجماع درباره چگونگی اندازه‌گیری آن هنوز حاصل نشده است؛ بنابراین پرسش مهم مقاله این است که وضعیت فراگیری مالی در استان‌های ایران چگونه است؛ و برای پاسخ به آن لازم است شاخص فراگیری مالی اندازه‌گیری شود.

در این مقاله ابتدا شاخص فراگیری مالی برای استان‌های ایران با استفاده از روش تحلیل عاملی[2] (FA) یا روش تحلیل مؤلفه اصلی[3] (PCA) محاسبه می‌گردد. در ادامه اثر فراگیری مالی بر نابرابری درآمد استان‌ها برآورد می‌شود. بدین منظور از داده‌های ۳۱ استان ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ بهره گرفته می‌شود. بنابراین پرسش اصلی مقاله این است که آیا گسترش خدمات مالی به کاهش نابرابری درآمد در ایران کمک کرده است؟. ادامه مقاله به شرح زیر تدوین شده است. در بخش ۲ مرور ادبیات انجام گرفته و در بخش ۳ روش‌شناسی معرفی شده و سپس داده‌ها مورد بحث قرار می‌گیرند. در بخش ۴ به نتایج تجربی پرداخته می‌شود. بخش ۵ نیز به جمع‌بندی اختصاص دارد.

۲. مرور ادبیات

۲-۱. مبانی نظری

مفهوم شمول مالی به روش‌های مختلفی در ادبیات موجود توضیح داده شده است. بانک جهانی[4] (۲۰۲۲) شمول مالی را به عنوان سهم خانوارها و شرکت‌های استفاده‌کننده از خدمات مالی تعریف کرده است. آمیدزیچ و همکاران[5](۲۰۱۴) شمول مالی را به صورت یک وضعیت اقتصادی تعریف کردند که در آن هیچ کس از دسترسی به خدمات مالی اولیه محروم نیست. دمیرگوک‌کانت و همکاران (۲۰۱۳) شمول مالی را به عنوان استفاده از خدمات مالی رسمی توسط گروه‌های مختلف که سبب افزایش رفاه بسیاری از افراد می‌گردد، مفهوم‌سازی نمودند. ساهای و همکاران[6](۲۰۱۵) اینگونه بیان داشتند که شمول مالی دسترسی، استفاده و ارائه خدمات مالی با هزینه‌های مقرون به صرفه به اقشار آسیب‌پذیر جامعه است، در حالی که سارما[7](۲۰۱۶) یک تعریف جامع از شمول مالی براساس چندین بعد از جمله در دسترس بودن و استفاده از سیستم مالی رسمی برای همه اعضای یک اقتصاد ارائه نمود.

رشد اقتصادی و توزیع منابع مالی تحت‌تأثیر نهادهای مالی است و ازاین‌رو نقش مهمی در اقتصاد دارند. این نهادها با ارائه خدمات ضروری و مالی به اقتصادهای درحال‌توسعه در جهت رشد کمک

---

1. Huang et al. (2023)
2. Factor Analysis
3. Principal Component Analysis
4. World Bank
5. Amidžić et al. (2014)
6. Sahay et al. (2015)
7. Sarma (2016)

می‌کنند. بانک‌ها به‌عنوان نمونه‌ای از نهادهای مالی عمل می‌کنند؛ زیرا آنها رشد اقتصادی پایدار را از طریق تأمین نقدینگی برای سرمایه‌گذاری و همچنین انباشت سرمایه ترویج می‌کنند (ایساکاجاجا و همکاران[1]، ۲۰۲۲). در کشورهای در حال توسعه، خدمات مالی به راحتی در دسترس افرادی قرار نمی‌گیرد، بخصوص آن‌هایی که در مناطق غیرشهری (یا روستایی) یا مناطقی با زیرساخت ضعیف زندگی می‌کنند؛ زیرا هزینه‌های عملیاتی در این مناطق بالا است(عیسی‌کال و تانتوا[2]، ۲۰۲۱). این باعث می‌شود که تعداد زیادی از مردم بدون حساب بانکی باقی بمانند، زیرا به خدمات مالی اساسی که شامل پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، محصولات اعتباری و همچنین توانایی انتقال پول می‌شود، دسترسی ندارند(آگوا[3]، ۲۰۲۰). اگر کشورها بخواهند از رابطه بین نهادهای مالی و اقتصاد منتفع شوند، سیستم مالی باید فراگیر شود. زمانی که همه گروه‌های جامعه، بخصوص اقشار ضعیف و آسیب‌پذیر، دسترسی آسان به خدمات مالی مانند اعتبار و پس‌انداز داشته باشند، آنگاه آن سیستم فراگیر خوانده می‌شود و معمولا از آن به عنوان فراگیری مالی یاد می‌شود(ایساکاجاجا و همکارن، ۲۰۲۲).

اما پرسش مهم این است که شمول مالی چگونه سبب کاهش فقر می‌شود. در پاسخ، وویکا[4] (۲۰۱۷) بیان داشت زمانی که افراد فقیر و کم‌برخوردار دسترسی آسان به خدمات مالی مقرون‌به‌صرفه داشته باشند، پایه‌های رشد پایدار شکل خواهد گرفت. شمول مالی نشان‌دهنده فرایند دسترسی به محصولات مالی برای کل جمعیت یک کشور است. اگر یک سیستم مالی فراگیر باشد، امکان تقسیم مجدد کارآمد منابع را فراهم می‌سازد که منجر به کاهش هزینه سرمایه می‌شود. آگوئرا (۲۰۱۵) جایگاه شمول مالی را این‌گونه توضیح می‌دهد که شمول مالی می‌تواند محرک اصلی رشد اقتصادی و کاهش فقر باشد، زیرا دسترسی به منابع مالی می‌تواند باعث افزایش ایجاد شغل، کاهش آسیب‌پذیری در برابر شوک‌ها و افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی می‌شود. بدون سیستم‌های مالی فراگیر، افراد و شرکت‌ها باید به منابع محدود خود برای رفع نیازهای مالی خود تکیه کنند. به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، سازمان ملل متحد (۲۰۰۶) توضیح می‌دهد که دسترسی به یک سیستم مالی با عملکرد خوب می‌تواند از نظر اقتصادی و اجتماعی افراد به‌ویژه افراد فقیر را توانمند ساخته و به آنها اجازه می‌دهد تا بهتر در اقتصاد کشورهای خود ادغام شده، فعالانه در مسیر توسعه مشارکت کنند و از این طریق، خود در برابر شوک‌های اقتصادی محافظت نمایند.

فناوری مالی دیجیتال یکی از عواملی است که می‌تواند که از طریق فراگیری مالی به کاهش نابرابری درآمدی و فقر کمک نماید (ریشمان و همکاران[5]، ۲۰۲۱). استفاده از فناوری مالی که به‌عنوان فین‌تک

1. Issaka Jajah et al. (2022)
2. Isukul and Tantua (2021)
3. Agwu (2020)
4. Voica (2017)
5. Risman et al. (2021)

نیز شناخته می‌شود، در حال حاضر به تکامل خدمات مالی سرعت بخشیده است. معرفی پول موبایلی[1]، مشاوره رباتیک و راه‌حل‌های بانکداری آنلاین چند نمونه از فناوری‌های فین‌تک هستند. این فناوری‌ها بر اقتصاد و بر برنامه‌ریزی مالی تأثیر می‌گذارند. پذیرش فین‌تک در بخش مالی برای نوآوری و مرتبط ماندن خدمات مالی حیاتی است. فناوری مالی ممکن است به‌عنوان یک اکوسیستم شناخته شود؛ زیرا خدمات مالی را با هزینه کمتر ارائه می‌دهد. پنج عنصر در اکوسیستم فین‌تک وجود دارد که عبارت‌اند از؛ دولت، توسعه‌دهندگان فناوری، مشتریان مالی، استارت‌آپ‌های فین‌تک و همچنین نهادهای مالی سنتی مانند بانک‌ها. بسیاری از مؤسسات مالی با فین‌تک برای بهبود خدمات مالی فعلی خود همکاری کرده‌اند (رحمایتی[2]، ۲۰۲۱).

برخی از افراد ممکن است به طور غیرارادی از خدمات مالی محروم شوند (محرومیت غیرارادی) که چندین گروه به این دسته تعلق دارند؛ یک گروه قابل‌توجه متشکل از افراد و بنگاه‌هایی است که از منظر مؤسسات و بازارهای مالی تجاری قابل‌پذیرش در بانک نیستند، زیرا یا درآمد کافی ندارند یا ریسک وام‌دهی بیش از حد را نشان می‌دهند. در این مورد، عدم استفاده ممکن است ناشی از شکست بازار یا دولت نباشد. گروه‌های دیگر در این دسته ممکن است به دلایلی همچون تبعیض، کمبود اطلاعات، کاستی در اجرای قرارداد، محیط ضعیف اطلاعاتی، کاستی در ویژگی‌های محصول که ممکن است محصول را برای برخی از گروه‌های مشتری نامناسب نماید، موانع قیمت به دلیل نواقص بازار، قوانین نادرست و یا سلطه سیاسی تنظیم‌کننده‌ها، به خدمات مالی دسترسی نداشته باشند. اگر قیمت‌های بالا بخش بزرگی از جمعیت را محروم کند، این ممکن است نشانه‌ای از زیرساخت‌های فیزیکی یا سازمانی توسعه‌نیافته، موانع نظارتی یا نبود رقابت باشد. مسئله چالش‌برانگیز اما مهم عملی این است که اگر عدم استفاده مشاهده شود، تشخیص ارادی یا غیرارادی عدم استفاده دشوار خواهد بود؛ بنابراین، به دلایل سیاست‌گذاری، بسیار مهم است که فراگیری مالی به‌درستی اندازه‌گیری شود (ایساکاجاجا و همکارن، ۲۰۲۲).

۲-۲. مطالعات تجربی

مطالعات مختلفی به این موضوع پرداخته‌اند. تاباش و همکاران[3] (۲۰۲۴) با استفاده از روش‌های سیستم گشتاورهای تعمیم‌یافته و مدل آستانه‌ای پویا در دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۱ برای کشورهای آفریقایی دریافتند فراگیری مالی باعث افزایش رشد و کاهش فقر و نابرابری در اقتصادهای موردمطالعه می‌شود. سهراب و همکاران[4] (۲۰۲۴) برای کشورهای BRICS در دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰ و با روش اثرات ثابت نشان دادند فراگیری‌های مالی دیجیتال به طور قابل‌توجهی بر نابرابری درآمد تأثیر منفی می‌گذارد و اینکه نوآوری در فناوری و توسعه زیرساخت این اثر را تقویت می‌نمایند. والنتین و موتانده[5]

---

1. Mobile Money
2. Rahmayati (2021)
3. Tabash et al. (2024)
4. Suhrab et al. (2024)
5. Valentine and Motande (2024)

(۲۰۲۴) با استفاده از برآوردگر پانل پویا در نمونه‌ای از ۳۷ کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۰ به این نتیجه رسیدند تکه‌تکه‌شدن قومی مانع دسترسی مالی برای کاهش نابرابری در جنوب صحرای آفریقا می‌شود. هاو و ژانگ[1] (۲۰۲۴) با استفاده از داده‌های مقطعی ساکنان کشور چین در سال ۲۰۱۹ و با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی دریافتند استفاده از فراگیری مالی دیجیتال به طور مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد. وو و همکاران[2] (۲۰۲۳) ابتدا شاخص شمول مالی را با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی برای ۱۲ کشور آسیا و اقیانوسیه در دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۰ محاسبه نمودند و سپس دریافتند تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد از نوع رابطه U شکل معکوس پیروی می‌کند؛ یعنی توسعه مالی ابتدا نابرابری درآمد را گسترش می‌دهد و تنها زمانی نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد که از نقطه عطف آن فراتر رود. کبده و همکاران[3] (۲۰۲۳) با استفاده از یک مدل آستانه پانل درون‌زا برای ۲۳ کشور آفریقایی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۸ به این نتیجه رسیدند ارتقای یک سیستم مالی فراگیر برای کاهش نابرابری درآمد و در نتیجه دستیابی به رشد اقتصادی فراگیر ضروری است. هوانگ و همکاران (۲۰۲۳) از داده‌های تابلویی ۳۶ کشور آفریقایی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ استفاده کرده و با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دریافتند سطح بالایی از فراگیری مالی و کاهش نابرابری درآمدی باعث بهبود سرمایه انسانی می‌شود. جمیل و همکاران[4] (۲۰۲۳) در ۷۳ کشور درحال‌توسعه از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ با بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته نشان دادند شمول مالی و جمعیت سالمند تعیین‌کننده‌های قابل‌توجهی برای کاهش نابرابری درآمد در سطوح چندک پایین هستند. کومار و جی[5] (۲۰۲۳) در کشورهای درحال‌توسعه طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۴ به این نتیجه رسیدند که فراگیری مالی در کاهش فقر در کشورهایی که زنان و فقرا دسترسی بیشتری به منابع مالی رسمی دارند، مؤثرتر است. بری و همکاران (۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های تابلویی ۹۷ اقتصاد در دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۹ و با روش رگرسیون آستانه‌ای دریافتند تأمین مالی بیشتر ابتدا نابرابری درآمد را تا یک نقطه مشخص کاهش می‌دهد، پس از آن، اگر تأمین مالی از طریق تأمین مالی مبتنی بر بازار گسترش یابد، نابرابری کاهش می‌یابد، درحالی‌که وقتی تأمین مالی از طریق وام‌دهی بانکی رشد می‌کند، این نابرابری افزایش می‌یابد.

مهدوی‌پناه و همکاران (۱۴۰۳) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۶ در کشور ایران به این نتیجه رسیدند بین فین‌تک‌ها و فراگیری مالی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بیدختی و همکاران (۱۴۰۲) در ۱۸ کشور منتخب درحال‌توسعه در دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۵ با استفاده از مدل داده‌های تابلویی نشان دادند فراگیری مالی هم در بعد دسترسی و هم در بعد استفاده اثر معکوس و معناداری بر نابرابری درآمد دارد و گسترش فراگیری مالی به کاهش نابرابری درآمد

1. Hao and Zhang (2024)
2. Vo et al. (2023)
3. Kebede et al. (2023)
4. Jamil et al. (2023)
5. Kumar and Jie (2023)

کمک می‌کند. معبودی (۱۴۰۲) با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی و داده‌های استانی در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۹ دریافت فراگیری مالی تأثیر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری در مناطق شهری و روستایی ایران دارد. رضازاده و همکاران (۱۴۰۲) نشان دادند فراگیری مالی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی دارد. رحیم‌زاده و همکاران (۱۴۰۱) در کشورهای منتخب اسلامی و ایران در دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۵ و با روش پانل دیتای پویا دریافتند فراگیری مالی تأثیر مثبت و معناداری بر ثبات مالی دارد. علی‌مرادی افشار (۱۴۰۱) با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته در دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰ دریافت توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد. بالونژاد نوری و فرهنگ (۱۴۰۰) در دوره ۲۰۰۴-۲۰۱۸ برای کشورهای درحال‌توسعه با روش شاخص‌سازی چندبعدی و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای به این نتیجه رسیدند فراگیری مالی اثر مثبت و معنادار بر پایداری مالی و اثر منفی و معنادار بر کارایی مالی دارد. داودی و سبزی خوشنامی (۱۴۰۰) در ایران طی سال‌های ۱۳۴۶-۱۳۹۹ با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای نشان دادند اثر توسعه مالی بخش بانکی و بازار سهام بر نابرابری درآمد دارای حد آستانه‌ای است. بالونژادنوری و شجری‌پور (۱۴۰۰) ابتدا شاخص شمول مالی را در دوره زمانی ۲۰۰۴-۲۰۱۸ و برای کشورهای عضو اکو محاسبه کرده و سپس با استفاده از آزمون علیت گرنجر بوت‌استرپ به این نتیجه رسیدند در ایران رابطه‌ای دوسویه میان رشد اقتصادی و فراگیری مالی برقرار است.

مرور مبانی نظری فراگیری مالی و همچنین مطالعات انجام‌یافته در خصوص اثرات فراگیری مالی بر نابرابری درآمد نشان داد تقریباً تمامی مطالعات انجام‌یافته در سطح بین‌کشوری انجام‌یافته است. در میان مطالعات داخلی نیز تحلیل بین استانی دیده نمی‌شود که علت اصلی آن این است که شاخص فراگیری مالی موجود نیست. سهم مهم این مقاله محاسبه شاخص فراگیری یا همان شمول مالی برای استان‌های ایران با روش تحلیل مؤلفه اصلی است. بعد از محاسبه شاخص، وضعیت استان‌ها از نظر فراگیری مالی تحلیل و بررسی خواهد شد.

۳. روش تحقیق

باتوجه‌به تعریف فراگیری مالی، هنوز یک روش روشن برای اندازه‌گیری یا ارزیابی سطح فراگیری یک کشور یا یک اقتصاد وجود ندارد. یکی از اولین تلاش‌ها برای اندازه‌گیری آن به مطالعه بک و همکاران[1] (۲۰۰۷) برمی‌گردد. در ادامه، دمیرگوک‌کانت و کلاپر (۲۰۱۲) و دمیرگوک‌کانت و همکاران (۲۰۱۵، ۲۰۱۸) مجموعه‌ای از شاخص‌ها را ارائه کرده‌اند. با این حال، فراگیری مالی یک مفهوم چند بعدی است که نمی‌توان آن را با شاخص‌های انفرادی اندازه‌گیری نمود. استفاده از شاخص‌های انفرادی می‌تواند منجر به سوءتفاهم در خصوص سطح فراگیری مالی یک اقتصاد شود (سارما[2]، ۲۰۱۶). اگرچه، شاخص فراگیری مالی نمای بهتری نسبت به نماگرهای انفرادی ارائه می‌دهند؛ با این حال در بیشتر این مطالعات، به همه متغیرها و ابعاد وزن یکسان اختصاص داده شده و فرض گردیده که همه

1. Beck et al (2007)
2. Sarma (2016)

پارامترها تأثیر یکسانی بر فراگیری مالی دارند. بدین منظور، آمیدزیک و همکاران[1](۲۰۱۴) تلاش کردند یک شاخص با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) محاسبه نمایند. با این حال، یکی از اشکالات این رویکرد این است که از روش تحلیل عاملی برای کاهش مجموعه‌ای از متغیرها به تعداد کمتری از عوامل استفاده می‌کند و بنابراین، از تمام داده‌های موجود برای هر اقتصاد به طور کامل استفاده نمی‌کند. در همین حال، کامارا و توستا[2] (۲۰۱۴) برای رفع این مشکل از روش تحلیل مؤلفه اصلی دو مرحله‌ای استفاده کردند که در مرحله نخست، سه زیرشاخص (استفاده، دسترسی و موانع) را تخمین زدند. در مرحله دوم وزن‌های ابعاد و شاخص کلی فراگیری مالی را با استفاده از زیرشاخص‌های مرحله نخست به‌عنوان متغیرهای توضیحی برآورد کردند. در این مقاله، وزن‌ها به جای اتکا به اختیار محقق، از داده‌های موجود استخراج می‌شود. با توجه به روش تحلیل عاملی، می‌توان دید که دو رویکرد متداول برای اندازه‌گیری فراگیری مالی از طریق توسعه یک شاخص فراگیری مالی ترکیبی وجود دارد: روش‌های ناپارامتریک و پارامتریک. در روش‌های ناپارامتریک، ، اهمیت شاخص‌ها براساس شهود محققین مشخص گردیده و انتخاب وزن‌ها به صورت برون‌زا انجام می‌گیرد. شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد شاخص‌ها به این نوع وزن‌دهی ذهنی حساس هستند، زیرا یک تغییر جزئی در وزن‌ها می‌تواند نتایج را به‌طور چشمگیری تغییر دهد (لاک‌وود[3]، ۲۰۰۴). بنابراین، در این مقاله با توجه به رویکرد کامارا و توستا (۲۰۱۴)، شاخص فراگیری مالی با روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) برای یافتن وزن‌های مناسب (روش پارامتریک) محاسبه می‌گردد و فرض می‌شود که متغیر فراگیری مالی (FI) خطی بوده و به صورت زیر تعیین می‌شود؛

$$FI_i = \theta_1\, \delta_i^A + \theta_2\, \delta_i^U + \xi_i \qquad (۱)$$

که FI شاخص ترکیبی فراگیری مالی استان i است. هم‌چنین، θ_1 و θ_2 وزن‌های نسبی هر یک از ابعاد است. ξ_i نیز تغییرات به دلیل خطاها هستند. در مدل (۱)، δ_i^U و δ_i^A به ترتیب ابعاد دسترسی مالی و استفاده مالی هستند که به صورت زیر محاسبه می‌شوند؛

$$\delta_i^A = \alpha_1\, credit\ card_i + \alpha_2\, ATMs_i + \alpha_3\, Pinpad_i + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

$$\delta_i^U = \beta_1\, Loans_i + \beta_2\, deposits_i + \beta_3\, ATM_Values_i + \beta_4\, Pinpad_i_Values_i + \nu_i \qquad (۳)$$

متغیرهای این دو معادله به‌قرار زیر است؛

❖ دسترسی مالی

یک سیستم مالی جامع باید تاحدامکان کاربران بیشتری داشته باشد، به این معنی که باید به طور گسترده در بین کسانی که از آن استفاده می‌کنند، نفوذ کند. همچنین بر اساس مطالعه سارما (۲۰۱۶)، در یک سیستم مالی کلی، نقاط تراکنش بانکی شامل دفاتر، شعب، دستگاه‌های خودپرداز و غیره باید به‌راحتی در دسترس کاربران باشد؛ بنابراین، برای بعد دسترسی مالی، از داده‌های تعداد

1. Amidzic et al. (2014)
2. Camara and Tuesta (2014)
3. Lockwood (2004)

پایانه شعب ($Pinpad$) و دستگاه‌های خودپرداز (ATM) برای اندازه‌گیری در دسترس بودن استفاده می‌کنیم. علاوه بر این، از تعداد کارت‌های بانکی صادرشده نیز به عنوان یکی دیگر از معیارهای نفوذ و در دسترس بودن بهره گرفته می‌شود.

❖ **استفاده مالی**

برای اندازه‌گیری بعد استفاده، احمد و مالیک (۲۰۱۹) از تعداد حساب های بانکی استفاده کردند. در همین حال آمیدزیک و همکاران (۲۰۱۴) شاخصی از تعداد حساب‌های سپرده و وام‌ها را پیشنهاد نمودند. با این حال، سارما (۲۰۰۸، ۲۰۱۶) بیان داشت در برخی کشورها برخی افراد حساب بانکی زیادی دارند، اما ممکن است از تمامی آنها استفاده نکنند. بنابراین، صرف داشتن یک حساب بانکی برای سیستم مالی کافی نیست. بنابراین، برای این بعد، براساس پیشنهاد بک و همکاران (۲۰۰۷)، گوپته و همکاران[1](۲۰۱۲)، لنکا و بایروا[2](۲۰۱۶) و سارما (۲۰۱۶) دو خدمات اساسی سیستم بانکی را اعتبار و سپرده در نظر می‌گیریم. بر این اساس، برای اندازه‌گیری این بعد از کل مبلغ سپرده‌ها(درصد از تولید ناخالص داخلی) و کل تسهیلات اعطایی (درصد از تولید ناخالص داخلی) استفاده شده است. علاوه بر این، برای اطمینان از استفاده کامل از خدمات مالی، میزان استفاده باید در اشکال مختلف خدمات اندازه‌گیری شود. بنابراین دو معیار دیگر اضافه می‌شود؛ ارزش تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز (درصد از تولید ناخالص داخلی) و ارزش تراکنش‌های پایانه‌های شعب(درصد از تولید ناخالص داخلی). به طور خلاصه، متغیرهای معادله (۲) به عنوان بعد دسترسی مالی عبارتند از؛

- ✓ تعداد پایانه شعب (Pinpad)
- ✓ دستگاه‌های خودپرداز (ATM)
- ✓ تعداد کارت‌های بانکی صادرشده (Card)

و متغیرهای معادله (۳) به عنوان بعد استفاده مالی شامل؛

- ✓ کل مبلغ سپرده‌ها به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان (Deposits)
- ✓ کل تسهیلات اعطایی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان (Loans)
- ✓ ارزش تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان (ATM_Values)
- ✓ ارزش تراکنش‌های پایانه‌های شعبه صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان (Pinpad_Values)

بنابراین، برای دستیابی به نخستین هدف مقاله، یعنی اندازه‌گیری شاخص فراگیری مالی برای استان‌های ایران؛ بر اساس رویکرد کامارا و توستا (۲۰۱۴)، شاخص فراگیری مالی با استفاده از یک تحلیل مؤلفه اصلی دومرحله‌ای محاسبه می‌گردد؛

---

1. Gupte et al (2012)
2. Lenka and Bairwa (2016)

- ✓ **مرحله نخست تحلیل مؤلفه اصلی**، برآورد ابعاد شامل دو زیرشاخص دسترسی و استفاده که به معنای تخمین دو درون‌زای مشاهده نشده (δ_i^A و δ_i^U) و پارامترها (α و β) در معادلات (۲) و (۳) است. دو بعد نیز شاخص‌هایی هستند که به وسیله تحلیل مؤلفه‌های اصلی به عنوان توابع خطی متغیرهای توضیحی برآورد می‌گردد.
- ✓ **مرحله دوم تحلیل مؤلفه اصلی**، با به‌کارگیری همان روشی که در مرحله نخست توضیح داده شد، وزن ابعاد و شاخص کلی فراگیری مالی را با جایگزینی δ_i^A و δ_i^U (در مرحله نخست برآورد می‌شوند) در معادله (۱) تخمین زده می‌شود.

باتوجه‌به مقدار شاخص فراگیری مالی (FI)، دسته‌بندی استان‌ها به قرار زیر خواهد بود. اگر شاخص فراگیری مالی بین ۰/۵ تا یک باشد ($0.5 < FI \leq 1$)، استان مورد نظر از فراگیری مالی بالایی برخوردار است؛ اگر شاخص بین ۰/۵ و ۰/۳ باشد، فراگیری مالی در حد متوسط است و درنهایت اگر شاخص بین صفر تا ۰/۳ باشد، فراگیری مالی در سطح پایین است.[1]

جدول ۱: متغیرها و نحوه اندازگیری آنها

متغیرها	شاخص	نحوه اندازه‌گیری	منبع
معیارهای دسترسی مالی	کارت‌های بانکی (Card)	تعداد کارت‌های بانکی صادرشده به‌ازای هر ۱۰۰ هزار نفر	بانک مرکزی
	دستگاه‌های خودپرداز (ATM)	تعداد دستگاه‌های خودپرداز به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر	بانک مرکزی
	دستگاه‌های پایانه شعب (Pinpad)	تعداد پایانه‌های شعب به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر	بانک مرکزی
معیارهای استفاده مالی	تسهیلات (Loan)	نسبت کل مانده تسهیلات به تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	بانک مرکزی
	سپرده‌ها (Deposit)	نسبت کل مانده سپرده‌ها به تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	بانک مرکزی
	تراکنش خودپردازها (ATM_Value)	نسبت ارزش تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز به تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	بانک مرکزی
	تراکنش پایانه شعب (Pinpad_Value)	نسبت ارزش تراکنش‌های پایانه‌های شعب به تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	بانک مرکزی
عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد	ضریب جینی (Gini)	محاسبه ضریب جینی بدون گروه‌بندی که مقدار آن بین صفر و یک است.	مرکز آمار ایران
	درآمد سرانه (Income)	نسبت تولید ناخالص داخلی استان به جمعیت استان، میلیون ریال (به قیمت ثابت ۱۳۹۰)	وزارت اقتصاد و دارایی
	نرخ تورم (Inf)	نرخ رشد شاخص قیمتی مصرف‌کننده، درصد	بانک مرکزی
	فراگیری مالی (FI)	شاخص ترکیبی بر اساس معیارهای دسترسی و استفاده مالی	محاسبات تحقیق
	ضریب نفوذ تلفن ثابت (PPR)	درصدی از جمعیت استان که از تلفن ثابت استفاده می‌کنند؛ به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر	سازمان مقررات و ارتباطات رادیویی
	ضریب نفوذ تلفن همراه (MPR)	درصدی از جمعیت استان که از تلفن همراه استفاده می‌کنند؛ به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر	سازمان مقررات و ارتباطات رادیویی
	ضریب نفوذ اینترنت (IPR)	درصدی از جمعیت استان که از اینترنت استفاده می‌کنند؛ به‌ازای هر ۱۰۰۰ نفر	سازمان مقررات و ارتباطات رادیویی

منبع: نتایج پژوهش

[1] . این دسته‌بندی براساس مقالات انگویان، ۲۰۲۰، صفحه ۸۵؛ سارما، ۲۰۰۸، صفحه ۱۲؛ انجام شده است.

همان‌طور که بیان شد، برای محاسبه شاخص فراگیری مالی از دو گروه متغیر مالی؛ یعنی دسترسی مالی و استفاده مالی بهره گرفته می‌شود. معیارهای دسترسی مالی شامل کارت‌های بانکی، دستگاه‌های خودپرداز و پایانه‌های شعب و همچنین معیارهای استفاده مالی شامل تسهیلات، سپرده‌ها، ارزش تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز و ارزش تراکنش‌های پایانه‌های شعب است. برای اندازه‌گیری نابرابری درآمدی از شاخص ضریب جینی استفاده می‌شود. گزارش‌های توزیع درآمد در ایران که هر ساله توسط مرکز آمار ایران منتشر می‌شود. متغیرهای اثرگذار بر نابرابری درآمد شامل درآمد سرانه استان، نرخ تورم استان، فراگیری مالی به همراه متغیرهای فناوری اطلاعات و ارتباطات است. برای محاسبه درآمد سرانه از نسبت تولید ناخالص داخلی استان به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به جمعیت استان و برای محاسبه نرخ تورم از شاخص قیمتی مصرف‌کننده استان بهره گرفته می‌شود. داده‌های تولید ناخالص داخلی، جمعیت و شاخص قیمتی مصرف‌کننده استان از بانک داده‌های وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده است. شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز شامل ضریب نفوذ تلفن همراه، ضریب نفوذ تلفن ثابت و ضریب نفوذ اینترنت می‌باشند. در واقع این متغیرها مکملی برای شاخص فراگیری مالی خواهند بود.

۴. نتایج تجربی

پیش از برآورد شاخص فراگیری مالی، ابتدا آماره‌های توصیفی متغیرها ارائه می‌شود. آماره‌ها نشان می‌دهند در میان معیارهای دسترسی مالی، میانگین کارت‌بانکی صادر شده به‌ازای هر نفر ۳/۶ می‌باشد. در واقع در دوره مورد بررسی به طور میانگین به ازای هر فرد حداقل ۳ کارت از سوی سیستم بانکی کشور صادر شده است. در این دوره، بیشترین کارت بانکی به ازای هر نفر ۱۰ کارت می‌باشد. متوسط رشد تعداد کارت‌های صادرشده در این دوره سالانه حدود ۸/۸ درصد بوده است. در مقابل وضعیت دو معیار دسترسی دیگر یعنی دستگاه‌های خودپرداز و پایانه شعب متفاوت است. در استان‌های ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ میانگین دستگاه خودپرداز و پایانه شعب به ازای هر هزار نفر کمتر از یک است. هم‌چنین متوسط رشد دستگاه‌های خودپرداز و پایانه‌های شعب به ترتیب سالانه ۷/۵ و ۱/۷ درصد بوده است.

جدول ۲: آماره‌های توصیفی معیارهای دسترسی و استفاده مالی، دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰

متغیر	شاخص	واحد اندازه‌گیری	میانگین		انحراف معیار		حداکثر		حداقل	
			سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد
معیارهای دسترسی مالی										
کارت‌بانکی	به‌ازای هر نفر	تعداد	۳/۶	۸/۸	۱/۲	۲۲/۸	۱۰	۱۴۳/۹	۰/۶	-۷۷/۹
خودپرداز	به‌ازای هر هزار نفر	تعداد	۰/۶	۷/۵	۰/۲	۱۹/۳	۱/۳	۲۱۱/۷	۰/۰۵	-۶۹/۴
پایانه شعب	به‌ازای هر هزار نفر	تعداد	۰/۸	۱/۷	۰/۲۵	۲۲/۵	۱/۶	۲۴۸/۳	۰/۰۷	-۱۳۶/۷
معیارهای استفاده مالی										
سپرده‌ها	نسبت سپرده‌ها به GDP	درصد	۲/۴	۲۵/۴	۷/۹	۷۰/۰۳	۱۲۱/۲	۵۰۰/۷	۰/۰۵	-۴۴۸/۷
تسهیلات	نسبت وام‌ها به GDP	درصد	۱/۸۱	۲۰/۲	۶/۵	۶۷/۴	۹۷/۵	۴۶۳/۷	۰/۰۳	-۴۳۲/۷
تراکنش خودپرداز	نسبت مبلغ تراکنش‌ها به GDP	درصد	۰/۲۵	۲۴/۵	۰/۱۹	۳۴/۱	۰/۹۵	۱۸۳/۶	۰/۰۱	-۱۹۱/۲
تراکنش پایانه شعب	نسبت مبلغ تراکنش‌ها به GDP	درصد	۰/۱۶	۲۵/۱	۰/۱۴	۴۶/۰	۰/۹	۱۹۵/۹	۰/۰۰۲	-۱۲۸/۹

منبع: یافته‌های تحقیق

آمارهای معیارهای استفاده مالی نیز نشان می‌دهند میانگین کل سپرده‌ها به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان حدود ۲/۴ بوده و به طور متوسط سالانه ۲۵/۴ درصد رشد را تجربه نموده است. هم‌چنین میانگین نسبت کل مانده تسهیلات اعطایی به تولید ناخالص داخلی استان حدود ۱/۸ و متوسط رشد سالانه آن ۲۰/۲ درصد نموده است. با این حساب، میانگین نسبت تسهیلات به سپرده در استان‌ها در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ حدود ۰/۷۵ درصد است و این یعنی به ازای هر یک میلیارد تومان سپرده بانک‌ها حدود ۷۵۰ میلیون تومان وام داده شده است. دو معیار دیگر استفاده مالی، ارزش تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز و پایانه‌های شعب هستند. آماره‌ها نشان می‌دهند میانگین نسبت مبلغ تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز به تولید ناخالص داخلی استان حدود ۰/۲۵ و میانگین مبلغ تراکنش‌های پایانه‌های شعب به تولید ناخالص داخلی نیز حدود ۰/۱۶ می‌باشد. متوسط رشد این دو نسبت نیز به ترتیب ۲۴/۵ و ۲۵/۱ درصد بوده است.

۴-۱. محاسبه زیرشاخص دسترسی و استفاده مالی

از طریق روش تحلیل مؤلفه اصلی، مقادیر ویژه زیرشاخص دسترسی و استفاده مالی محاسبه و متغیرهای پنهان برآورد شدند. بیشترین مقدار ویژه آن مولفه‌ای که واریانس استاندارد بیشتری را در بین سایر اجزاء نشان می‌دهد و مقدار آن بزرگ‌تر از یک است برای تجزیه‌وتحلیل در نظر گرفته می‌شود (کایزر و همکاران[1]، ۱۹۷۴).

[1]. Kaiser (1974)

جدول ۳: برآورد اجزای اصلی برای زیرشاخص‌های دسترسی و استفاده مالی

مؤلفه‌ها	مقادیر ویژه	تفاضل	نسبت	تجمعی
زیرشاخص دسترسی مالی				
مؤلفه ۱	۲/۹۳۷۵	۲/۸۹۹۹	۰/۹۷۹۲	۰/۹۷۹۲
مؤلفه ۲	۰/۰۳۷۶	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۲۶	۰/۹۹۱۸
مؤلفه ۳	۰/۰۲۴۹		۰/۰۰۸۳	۱/۰۰۰۰
زیرشاخص استفاده مالی				
مؤلفه ۱	۳/۳۳۸۹	۲/۷۲۳۷	۰/۸۳۴۷	۰/۸۳۴۷
مؤلفه ۲	۰/۶۱۵۲	۰/۵۷۰۲	۰/۱۵۳۸	۰/۹۸۸۵
مؤلفه ۳	۰/۰۴۵۱	۰/۰۴۴۲	۰/۰۱۱۳	۰/۹۹۹۸
مؤلفه ۴	۰/۰۰۰۸		۰/۰۰۰۲	۱/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) نتایج مرحله نخست تحلیل مولفه اصلی را نشان می‌دهد. یافته‌ها نشان می‌دهند مقادیر ویژه مولفه‌های اصلی زیرشاخص دسترسی مالی به ترتیب ۲/۹۳، ۰/۰۳ و ۰/۰۲ و مقادیر ویژه مولفه‌های اصلی زیرشاخص استفاده مالی نیز به ترتیب ۳/۳۳، ۰/۶۱، ۰/۰۴ و ۰/۰۰ برآورد شده است. ملاحظه می‌شود به جز نخستین مولفه اول هر دو زیر شاخص، هیچ مولفه دیگری دارای مقدار ویژه بزرگتر از ۱ نیست. بنابراین، فقط نخستین مؤلفه برای تجزیه و تحلیل مدنظر قرار می‌گیرد. بنابراین با استفاده از وزن‌های اختصاص یافته به مولفه اصلی اول هر زیرشاخص، مقدار دو زیرشاخص دسترسی و استفاده مالی را تخمین زده می‌شود که این وزن‌ها در جدول (۴) آمده است. لازم به ذکر است که این وزن‌ها از داده‌های موجود در مولفه اصلی و مقادیر ویژه مربوطه به دست می‌آیند. یافته‌های جدول (۴) نشان می‌دهند وزن‌های اختصاص داده شده به مولفه نخست زیرشاخص دسترسی مالی برای متغیرهای کارت‌های بانکی ۰/۵۷۷۵، دستگاه‌های خودپرداز ۰/۵۷۸۳ و پایانه‌های شعب ۰/۵۷۶۲ است. ملاحظه می‌شود وزن اختصاص یافته به دستگاه‌های خودپرداز بیش از دو متغیر دیگر است. هم‌چنین وزن تخصیص داده شده به مولفه نخست زیرشاخص استفاده مالی برای متغیرهای تسهیلات ۰/۴۹۹۴، سپرده‌ها ۰/۵۰۹۵، تراکنش‌های خودپردازها ۰/۵۰۶۰ و تراکنش‌های پایانه‌های شعب ۰/۴۸۴۸ می‌باشد. در این زیرشاخص، متغیر سپرده‌ها بیشترین وزن و متغیر پایانه‌های شعب کمترین وزن را به خود اختصاص داده‌اند.

جدول ۴: وزن‌های اختصاص یافته به مولفه اصلی نخست برای دو زیرشاخص دسترسی و استفاده مالی و آزمون ثبات KMO

متغیر	وزن‌های مؤلفه نخست	توضیح داده نشده	آزمون *KMO
	زیرشاخص دسترسی مالی		۰/۷۸۹۶(کلی)
کارت‌های بانکی	۰/۵۷۷۵	۰/۰۰۰۰	۰/۷۸۲۱
دستگاه‌های خودپرداز	۰/۵۷۸۳	۰/۰۰۰۱	۰/۷۵۳۲
پایانه‌های شعب	۰/۵۷۶۲	۰/۰۰۰۳	۰/۸۳۸۸
	زیرشاخص استفاده مالی		۰/۶۶۷۱(کلی)
تسهیلات	۰/۴۹۹۴	۰/۰۰۲۴	۰/۶۲۸۲
سپرده‌ها	۰/۵۰۹۵	۰/۰۰۳۱	۰/۶۳۸۲
تراکنش‌های خودپردازها	۰/۵۰۶۰	۰/۰۰۱۰	۰/۷۲۴۴
تراکنش‌های پایانه‌های شعب	۰/۴۸۴۸	۰/۰۰۴۶	۰/۶۸۸۳

آزمون کفایت کایزر، می‌یر و اولکین (۱۹۷۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

پیش از محاسبه شاخص باید از کافی بودن حجم نمونه اطمینان حاصل شود. حجم نمونه عامل تعیین‌کننده‌ای در صحت خوشه‌بندی عناصر در روش تحلیل مؤلفه اصلی است. یکی از روش‌های بررسی کفایت نمونه، شاخص کفایت نمونه است. شاخص کفایت نمونه توسط کایزر، می‌یر و اولکین (۱۹۷۴) ارائه گردید و آن را با نماد KMO نمایش می‌دهند. این شاخص باید بالای ۰/۷ باشد البته بین ۰/۵ تا ۰/۷ نیز بااحتیاط قابل‌قبول است. نتایج این آزمون در حالت کلی برای هر دو زیرشاخص نشان می‌دهد حجم نمونه برای تحلیل مؤلفه اصلی کافی است.

حال با استفاده از وزن‌های برآورد شده برای هر زیرشاخص، می‌توان مقدار زیرشاخص‌های دسترسی مالی و استفاده مالی برای استان‌های ایران محاسبه نمود. نتایج در جدول (۵) ارائه شده است. لازم به ذکر است زیرشاخص‌های نرمالیزه می‌شوند تا مقادیری بین صفر و یک داشته باشند تا اطمینان حاصل شود که مقیاسی که در آن اندازه‌گیری می‌شود، اثرگذار نباشند. براین‌اساس، باتوجه‌به مقدار شاخص فراگیری مالی (FI)، دسته‌بندی استان‌ها به قرار زیر خواهد بود. اگر شاخص بین ۰/۵ تا یک باشد ($0.5 < FI \leq 1$)، استان مورد نظر از فراگیری مالی بالایی برخوردار است؛ اگر شاخص بین ۰/۵ و ۰/۳ باشد، فراگیری مالی در حد متوسط است و درنهایت اگر شاخص بین صفر تا ۰/۳ باشد، فراگیری مالی در سطح پایین است(انگویان، ۲۰۲۰). نتایج نشان می‌دهند در زیرشاخص دسترسی مالی، تنها استان تهران است که مقدار حدود ۰/۵ داشته است و می‌توان گفت که از دسترسی مالی بالایی برخوردار است (البته با احتیاط، چراکه شاخص اگر بالای ۰/۵ باشد گفته می‌شود از دسترسی مالی بالا برخوردار است و این عدد برای تهران دقیقا ۰/۵ است). این در حالی است که سایر استان‌ها عددی کمتر از ۰/۵ داشته‌اند. در این میان شاخص ۱۰ استان بین ۰/۵ و ۰/۳ بوده که در اینصورت در زمره استان‌های با دسترسی مالی در سطح متوسط قرار می‌گیرند. هم‌چنین شاخص ۲۰ استان نیز مقداری کمتر از ۰/۳ داشته‌اند که یعنی از نظر دسترسی مالی در سطح پایین هستند. استان سیستان و بلوچستان از نظر شاخص دسترسی مالی در رتبه آخر قرار دارد و بدترین وضعیت را دارا بوده است.

اما در زیرشاخص استفاده مالی، وضعیت کمی بغرنج‌تر است. مقدار شاخص استفاده مالی برای هیچ از یک از استان‌ها بیش‌تر از ۰/۵ نیست و این بدان معناست که هیچ استانی از نظر استفاده مالی در سطح بالایی قرار ندارد. در میان ۳۱ استان کشور، شاخص استفاده مالی تنها در ۵ استان بین ۰/۵ و ۰/۳ است. این استان‌ها شامل تهران، چهارمحال و بختیاری، سیستان و بلوچستان، قم و کردستان هستند که شاخص استفاده مالی در سطح متوسط دارند. سایر ۲۶ استان دیگر از نظر استفاده مالی در سطح پایین قرار دارند و استان‌های ایلام، بوشهر، خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد بدترین وضعیت را دارا هستند.

جدول ۵: نتایج زیرشاخص‌های دسترسی و استفاده مالی برای استان‌های ایران، ۱۳۹۰-۱۴۰۰

استان	متوسط زیرشاخص‌های مالی		استان	متوسط زیرشاخص‌های مالی	
	دسترسی	استفاده		دسترسی	استفاده
آذربایجان شرقی	۰/۲۵۳	۰/۲۱۴	فارس	۰/۲۷۵	۰/۲۳۸
آذربایجان غربی	۰/۲۰۷	۰/۲۸۹	قزوین	۰/۳۲۹	۰/۲۰۴
اردبیل	۰/۲۵۰	۰/۲۰۴	قم	۰/۲۹۸	۰/۳۱۱
اصفهان	۰/۳۴۷	۰/۲۶۸	کردستان	۰/۲۳۲	۰/۳۰۹
البرز	۰/۲۳۱	۰/۲۰۶	کرمان	۰/۲۴۴	۰/۱۶۹
ایلام	۰/۳۳۶	۰/۰۸۷	کرمانشاه	۰/۲۶۸	۰/۲۴۴
بوشهر	۰/۲۹۹	۰/۰۵۹	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۲۸۴	۰/۰۶۶
تهران	۰/۵۰۰	۰/۳۱	گلستان	۰/۲۵۰	۰/۲۳۸
چهارمحال‌وبختیاری	۰/۳۱۳	۰/۳۱۱	گیلان	۰/۲۹۶	۰/۲۴۷
خراسان جنوبی	۰/۳۲۷	۰/۲۲۲	لرستان	۰/۲۳۹	۰/۲۳۸
خراسان رضوی	۰/۲۴۸	۰/۲۵۸	مازندران	۰/۲۸۹	۰/۲۳۱
خراسان شمالی	۰/۳۰۶	۰/۲۴۵	مرکزی	۰/۳۲۲	۰/۱۷۸
خوزستان	۰/۲۴۷	۰/۰۵۷	هرمزگان	۰/۲۷۶	۰/۲۵۳
زنجان	۰/۳۱۱	۰/۱۸۶	همدان	۰/۲۴۸	۰/۲۵۲
سمنان	۰/۴۰۹	۰/۱۶۸	یزد	۰/۳۸۲	۰/۱۶۵
سیستان و بلوچستان	۰/۱۶۱	۰/۳۶۹			

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. نتایج مرحله دوم تحلیل مولفه اصلی

در این مرحله باتوجه‌به نتایج مرحله قبل، شاخص فراگیری مالی با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی برآورد می‌گردد. با به‌کارگیری همان روشی که در مرحله نخست توضیح داده شد، وزن ابعاد و شاخص کلی فراگیری مالی را با جایگزینی δ_i^A و δ_i^U (در مرحله نخست برآورد شدند) در معادله (۱) تخمین زده می‌شود. دوباره باید بیان نمود که بیشترین مقدار ویژه آن مولفه‌ای که واریانس استاندارد بیشتری را در بین سایر اجزاء نشان می‌دهد و مقدار آن بزرگتر از یک است برای تجزیه و تحلیل در نظر گرفته می شود. نتایج در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶: برآورد اجزای اصلی برای شاخص فراگیری مالی

مؤلفه‌ها	مقادیر ویژه	تفاضل	نسبت	تجمعی
مؤلفه ۱	۱/۳۱۲۵	۰/۶۲۵۰	۰/۶۵۶۳	۰/۶۵۶۳
مؤلفه ۲	۰/۷۵۶۸		۰/۳۴۳۷	۱/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

یافته‌ها نشان می‌دهند مقادیر ویژه مؤلفه‌های اصلی شاخص فراگیری مالی به ترتیب ۱/۳۱۲۵ و ۰/۷۵۶۸ می‌باشند. ملاحظه می‌شود تنها مولفه اول مقدار ویژه بزرگتر از ۱ دارد. بنابراین، فقط این مؤلفه برای تجزیه و تحلیل مدنظر قرار می‌گیرد. حال با استفاده از وزن‌های اختصاص یافته به مولفه اصلی اول، مقدار شاخص فراگیری مالی تخمین زده می‌شود که این وزن‌ها در جدول (۷) آمده است. این وزن‌ها از داده‌های موجود در مولفه اصلی و مقادیر ویژه مربوطه به دست می‌آیند.

جدول ۷: وزن‌های اختصاص یافته به مولفه اصلی نخست برای شاخص فراگیری مالی و آزمون ثبات KMO

زیرشاخص	وزن‌های مؤلفه نخست	توضیح داده نشده	آزمون *KMO
			۰/۵۰۰۰(کلی)
دسترسی مالی	۰/۷۰۷۱	۰/۰۰۷۴	۰/۵۰۰۰
استفاده مالی	۰/۷۰۷۱	۰/۰۰۰۵	۰/۵۰۰۰

آزمون کفایت کایزر، می‌یر و اولکین (۱۹۷۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

یافته‌های جدول (۷) نشان می‌دهند وزن‌های اختصاص داده شده به مولفه نخست شاخص فراگیری مالی برای زیرشاخص دسترسی مالی ۰/۷۰۷۱ و برای زیرشاخص مالی ۰/۷۰۷۱ است. روشن است این دو زیرشاخص از وزن یکسانی برخوردارند. مشابه مرحله قبل، در اینجا نیز باید از کافی بودن حجم نمونه اطمینان حاصل شود. نتایج این آزمون در حالت کلی نشان می‌دهد حجم نمونه برای تحلیل مولفه اصلی کافی (با احتیاط) است. حال با استفاده از وزن‌های برآورد شده برای هر زیرشاخص، می‌توان مقدار شاخص فراگیری مالی برای استان‌های ایران محاسبه نمود(جدول ۸).

جدول ۸: نتایج شاخص فراگیری مالی برای استان‌های ایران، ۱۴۰۰-۱۳۹۰

ردیف	استان	متوسط شاخص	ردیف	استان	متوسط شاخص
۱	آذربایجان شرقی	۰/۱۹۴	۱۷	فارس	۰/۲۱۱
۲	آذربایجان غربی	۰/۱۶۷	۱۸	قزوین	۰/۲۴۷
۳	اردبیل	۰/۱۹۷	۱۹	قم	۰/۲۳۲
۴	اصفهان	۰/۲۳۶	۲۰	کردستان	۰/۱۸۶
۵	البرز	۰/۲۶۵	۲۱	کرمان	۰/۱۸۵
۶	ایلام	۰/۲۴۴	۲۲	کرمانشاه	۰/۲۰۷
۷	بوشهر	۰/۲۱۵	۲۳	کهگیلویه و بویراحمد	۰/۲۰۶
۸	تهران	۰/۳۷۵	۲۴	گلستان	۰/۱۹۴
۹	چهارمحال‌وبختیاری	۰/۲۴۳	۲۵	گیلان	۰/۲۲۷
۱۰	خراسان جنوبی	۰/۲۴۷	۲۶	لرستان	۰/۱۸۶
۱۱	خراسان رضوی	۰/۱۹۴	۲۷	مازندران	۰/۲۲۱
۱۲	خراسان شمالی	۰/۲۳۴	۲۸	مرکزی	۰/۲۴۰
۱۳	خوزستان	۰/۱۷۸	۲۹	هرمزگان	۰/۲۱۳
۱۴	زنجان	۰/۲۳۳	۳۰	همدان	۰/۱۹۴
۱۵	سمنان	۰/۳۰۱	۳۱	یزد	۰/۲۸۲
۱۶	سیستان و بلوچستان	۰/۱۴۰			

منبع: یافته‌های تحقیق

مشاهده می‌شود مقدار شاخص فراگیری مالی در هیچ استانی بیشتر از ۰/۵ نیست. تنها استان تهران است که شاخص آن بین ۰/۵ و ۰/۳ است که بیان می‌دارد این استان در سطح متوسطی از فراگیری مالی قرار دارد. تمامی ۳۰ استان دیگر از نظر فراگیری مالی در سطح پایین قرار دارند. استان‌های سیستان و بلوچستان، خوزستان، کردستان و لرستان به لحاظ فراگیری مالی بدترین وضعیت را در میان تمامی استان‌ها دارند.

۴-۳. نتایج تجربی اثرات فراگیری مالی و فناوری بر نابرابری درآمد با روش نتایج اثرات ثابت و FMOLS

برای برآورد اثرات فراگیری مالی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران، ابتدا برای اجتناب از رگرسیون‌های کاذب، آزمون ریشه واحد متغیرها انجام می‌گیرد. دو نوع رویکرد برای آزمون ریشه واحد وجود دارد. رویکرد نخست مبتنی بر فرض استقلال مقاطع است که این امکان را می‌دهد توزیع‌های آماری آزمون‌ها را به‌راحتی ایجاد کرده و توزیع‌های نرمال مجانبی یا نیمه مجانبی را به دست آورد. رویکرد دوم نیز مبتنی بر وابستگی مقاطع است؛ بنابراین که قبل از انجام آزمون ریشه واحد، باید وابستگی مقطعی متغیرها ارزیابی گردد که نتایج آن در جدول (۹) آمده است.

جدول ۹: نتایج آزمون وابستگی مقطعی

آزمون	ضریب جینی	فراگیری مالی	شاخص قیمت	درآمد سرانه	ضریب نفوذ تلفن ثابت	ضریب نفوذ تلفن همراه	ضریب نفوذ اینترنت
LM بروش - پاگان	۷۰۷/۴*	۳۳۵۳/۴*	۵۱۰۱/۹*	۱۵۹۶/۱*	۲۶۱۴/۶*	۴۹۹۵/۴*	۴۶۸۹/۴
LM پسران	۷/۹۵*	۹۴/۷*	۱۵۲/۱*	۳۷/۱*	۷۰/۵*	۱۴۸/۶*	۱۳۸/۵
LM تورش تصحیح‌شده	۶/۴*	-۹۳/۲*	-۱۵۰/۵*	-۳۵/۵*	۶۸/۹*	۱۴۷/۰*	۱۳۷/۰
CD پسران	۶/۷*	۵۱/۳*	-۷۱/۴*	-۱۹/۴*	۴۴/۰۲*	۷۰/۷*	۶۸/۳
استنتاج	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی

* معنادار در سطح ۱ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون‌های وابستگی مقطعی در جدول (۹) نشان می‌دهند برای تمامی متغیرها، فرضیه صفر یعنی مستقل بودن مقاطع از یکدیگر رد گردیده که بیان می‌دارد متغیرها دارای همبستگی مقطعی هستند. با توجه به مستقل نبودن مقاطع، برای آزمون ریشه واحد از آزمون پسران(CIPS) و آزمون کوتاه‌شده پسران (Truncated CIPS) استفاده می‌گردد. نتایج آزمون‌ها در جدول(۱۰) ارائه شده است. نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهند تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد نبوده و انباشته از مرتبه صفر هستند.

جدول ۱۰: نتایج آزمون ریشه واحد

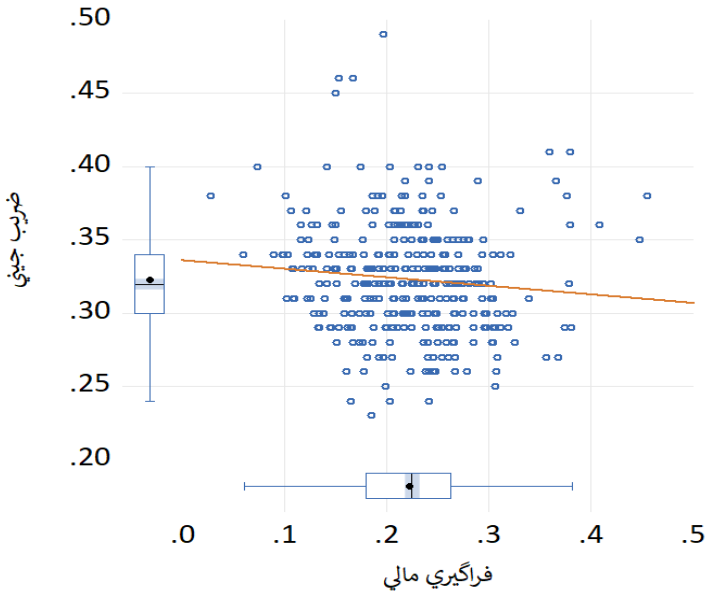
آزمون		ضریب جینی	فراگیری مالی	شاخص قیمت	درآمد سرانه	ضریب نفوذ تلفن ثابت	ضریب نفوذ تلفن همراه	ضریب نفوذ اینترنت
پسران (CIPS)	سطح	-۲/۹۱*	-۳/۰۳*	-۲/۹۳**	-۳/۳۴*	-۲/۶*	-۳/۵*	-۲/۴۴***
	تفاضل نخست	-	-	-	-	-	-	-
کوتاه شده پسران (Truncated CIPS)	سطح	-۲/۶۸*	-۲/۹۰*	-۲/۵***	-۲/۷۹**	-۲/۶*	-۳/۱**	-۲/۱۲
	تفاضل نخست	-	-	-	-	-	-	-
استنتاج		I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	I (0)	I (0)

*، ** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

منبع: یافته‌های تحقیق

هرچند نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که متغیرها انباشته از مرتبه صفر هستند، بنابراین نیازی به انجام آزمون هم انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد.

ازآنجاکه هدف اصلی این مقاله برآورد اثر فراگیری مالی بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران است؛ در نمودار (۱) پراکنش متغیرهای فراگیری مالی با ضریب جینی نمایش داده شده است. همانطور که نمودار نشان می‌دهد اثر فراگیری مالی بر نابرابری درآمد می‌تواند منفی باشد.



منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: پراکنش میان فراگیری مالی و ضریب جینی

حال اثرات فراگیری مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر فراگیری فناوری با روش داده‌های تابلویی برآورد می‌گردد. بدین منظور ابتدا لازم است آزمون‌های Fلیمر و هاسمن انجام گیرند تا مدل مناسب از میان روش‌های اثرات ثابت (FE)، اثرات تصادفی (RE) و حداقل مربعات تلفیقی (PLS) برای تحلیل انتخاب شود. نتایج آزمون‌ها نشان دادند که روش اثرات ثابت (FE) برای تحلیل نتایج انتخاب می‌گردد. علاوه بر این، باتوجه‌به اینکه میان متغیرها هم انباشتگی وجود دارد، می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیرها را برآورد نمود. در مدل‌های پانل برآوردگرهای مختلفی جهت تخمین بردارهای هم انباشتگی مانند حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS)، حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) و روش میانگین گروه‌های تلفیقی (PMG) وجود دارد (پدرونی، ۲۰۰۴). روش FMOLS، یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه نخست متغیرهای توضیحی باوجود ضریب ثابت، به‌منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه می‌نماید. کائو و چیانگ (۲۰۰۱) نشان دادند برآوردگرهای FMOLS از تورش نمونه‌ای کمی برخوردار هستند. علاوه بر این، این برآوردگرها، درون‌زایی احتمالی میان رگرسورها را نیز کنترل می‌نماید. در جدول (۱۲) نتایج تخمین آورده شده است.

جدول ۱۲: نتایج تجربی اثرات فراگیری مالی بر توزیع درآمد با تاکید بر فراگیری فناوری در استان‌های ایران؛ ۱۴۰۰-۱۳۹۰

متغیر	مدل ۱		مدل ۲		مدل ۳		مدل ۴	
	FE	FMOLS	FE	FMOLS	FE	FMOLS	FE	FMOLS
عرض از مبدأ	-۲/۷*** (۰/۳۲)	-	-۲/۶*** (۰/۳۲)	-	-۲/۶*** (۰/۳۲)	-	-۲/۵*** (۰/۳۱)	-
درآمد سرانه	۰/۱۱*** (۰/۰۳)	۰/۰۸** (۰/۰۳)	۰/۱۰*** (۰/۰۳)	۰/۰۸** (۰/۰۳)	۰/۱۱*** (۰/۰۳)	۰/۰۹*** (۰/۰۳)	۰/۱۱*** (۰/۰۳)	۰/۰۹*** (۰/۰۳)
تورم	۰/۰۴*** (۰/۰۰۸)	۰/۰۴*** (۰/۰۰۹)	۰/۰۴*** (۰/۰۰۸)	۰/۰۴*** (۰/۰۱)	۰/۰۲*** (۰/۰۰۶)	۰/۰۳*** (۰/۰۰۸)	۰/۰۱** (۰/۰۰۶)	۰/۰۳*** (۰/۰۰۸)
فراگیری مالی	-۰/۰۹*** (۰/۰۲)	-۰/۰۷** (۰/۰۳)	-	-	-	-	-	-
فراگیری مالی*ضریب نفوذ تلفن ثابت	-	-	-۰/۰۲*** (۰/۰۰۵)	-۰/۰۳** (۰/۰۰۷)	-	-	-	-
فراگیری مالی*ضریب نفوذ تلفن همراه	-	-	-	-	-۰/۰۲*** (۰/۰۰۵)	-۰/۰۳*** (۰/۰۰۶)	-	-
فراگیری مالی*ضریب نفوذ اینترنت		-		-		-	۰۰۲/۰*** (۰/۰۰۵)	-۰/۰۳*** (۰/۰۰۶)
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۵۰	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۵۱	۰/۸۳
آماره F لیمر	۷/۱۰	-	۹/۱۰	-	۱۰/۹۹	-	۱۰/۸	-
آماره هاسمن	۱۶/۶	-	۱۵/۱	-	۱۶/۸	-	۱۶/۹	-
واریانس بلندمدت	-	۰/۰۰۷	-	۰/۰۰۸	-	۰/۰۰۷	-	۰/۰۰۷
تعداد مشاهدات	۳۴۱	۳۱۰	۳۴۱	۳۱۰	۳۴۱	۳۱۰	۳۴۱	۳۱۰

*** و ** به ترتیب معنادار در سطح ۱ و ۵ درصد؛ تمامی متغیرها لگاریتمی هستند.

منبع: یافته‌های تحقیق

در مدل (۱) متغیرهای اصلی یعنی درآمد سرانه و تورم به همراه فراگیری مالی قرار گرفته‌اند. هم‌چنین برای ارزیابی نقش فراگیری فناوری در اثرگذاری فراگیری مالی بر توزیع درآمد، اثرات متقاطع این دو متغیر در قالب سه مدل آمده است. در مدل (۲) اثر متقاطع فراگیری مالی و ضریب نفوذ تلفن ثابت، در مدل (۳) اثر متقاطع فراگیری مالی و ضریب نفوذ تلفن همراه و در مدل (۴) اثر متقاطع فراگیری مالی و ضریب نفوذ اینترنت برآورد با دو روش اثرات ثابت و FMOLS برآورد شده است. نتایج برآوردگرهای اثرات ثابت و FMOLS در مدل (۱) نشان می‌دهد فراگیری مالی اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی در استان‌های ایران دارد. با توجه به ضریب بدست آمده می‌توان گفت به ازای هر ۱۰

درصد افزایش در شاخص فراگیری مالی در استان‌های ایران، ضریب جینی بین ۰/۷ تا ۰/۹ درصد کاهش خواهد یافت. این نشان می‌دهد استان‌هایی که از شمول مالی بالاتری برخوردار هستند، نابرابری درآمد پایین‌تری در مقایسه با سایر استان‌ها دارند. در واقع فراگیری مالی به معنای افزایش دسترسی افراد به منابع مالی بوده که باعث افزایش ایجاد شغل، کاهش آسیب‌پذیری در برابر شوک‌ها و افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی شده و در نهایت سطح زندگی آنها ارتقاء می‌یابد. این نتیجه با مقالاتی هم‌چون تاباش و همکاران(۲۰۲۴)، وو و همکاران(۲۰۲۳)، کبده و همکاران(۲۰۲۳)، هوانگ و همکاران(۲۰۲۳)، جمیل و همکاران(۲۰۲۳) و کومار و جی(۲۰۲۳)، بیدختی و همکاران(۱۴۰۲) سازگار است؛ که نشان دادند شمول مالی بر نابرابری درآمد اثر منفی دارد.

در مدل (۲) که اثر متقاطع فراگیری مالی و ضریب نفوذ تلفن ثابت برآورد شده، ضریب تخمینی نشان می‌دهد اثر متقاطع این دو متغیر نیز اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی در استان‌های ایران دارد. این موضوع در مدل‌های (۲) و (۳) نیز به چشم میخورد؛ یعنی ضریب اثر متقاطع فراگیری مالی و ضریب نفوذ تلفن همراه و اینترنت نیز منفی هستند. به عبارت دیگر، با افزایش ضریب نفوذ تلفن ثابت، تلفن همراه و اینترنت در استان‌های ایران به میزان ۱۰ درصد، اثر منفی فراگیری مالی بر ضریب جینی بین ۰/۲ تا ۰/۳ بیشتر خواهد شد. در مطالعات مختلفی بر نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات از جمله تلفن همراه و اینترنت بر اثرگذاری شمول مالی روی نابرابری درآمد تاکید شده است. بدین صورت که نقل و انتقال پول یا سایر خدمات مالی از طریق فناوری‌های دیجیتال به عنوان به کاهش ریسک و بهبود رفاه مالی خانوارها منجر می‌شود. علاوه بر این جمعیت قابل توجهی در مناطق دورافتاده و روستایی زندگی می‌کنند که معیشت آنها به شدت به انتقال پول از طریق تلفن همراه برای ارسال و دریافت حواله و هم‌چنین سایر خدمات مالی مانند تامین مالی از طریق دریافت تسهیلات بانکی وابسته بوده و گسترش آنها سبب بهبود سطح زندگی آنها گردیده و در نهایت سبب نابرابری کاهش نابرابری درآمد می‌گردد. این یافته با مقالاتی مانند سهراب و همکاران(۲۰۲۴)، هاو و ژانگ(۲۰۲۴)، مهدوی‌پناه و همکاران(۱۴۰۳) همسو است.

همچنین در تمامی مدل‌ها دو متغیر درآمد سرانه و تورم اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی در استان‌های ایران دارند؛ بدان معنا که با افزایش تورم و درآمد سرانه در استان‌ها، توزیع درآمد در آنها بدتر خواهد شد. یکی از کانال‌های اثرگذاری تورم بر نابرابری از طریق مفهوم مالیات تورمی است. به‌عبارت‌دیگر، تورم سبب افزایش مخارج خانوارها شده و چون درآمد همپای مخارج افزایش نمی‌یابد، بنابراین گروه‌های پایین درآمدی در مقایسه گروه‌های با درآمد بالا از تورم بیشتر متضرر می‌شوند. همچنین درآمد سرانه اثر مثبت بر افزایش نابرابری داشته است. در اینجا می‌توان بیان داشت هرچند درآمد سرانه سبب کاهش فقر می‌شود، اما لزوماً به معنی کاهش نابرابری نیست. دراین‌خصوص، سالا-آی-مارتین (۲۰۰۲ و ۲۰۰۶) نشان داد اگرچه درآمد سرانه در بیشتر کشورها در چند دهه اخیر افزایش‌یافته و فاصله اقتصادی بین کشورها کمتر شده است، اما نابرابری درآمدی تقریباً در همه کشورهای جهان افزایش‌یافته است. این مسئله تا حد زیادی به موفقیت‌های قابل‌توجهی که کشورهای

درحال‌توسعه مانند چین و هند پس از دهه ۱۹۸۰ در راه افزایش درآمد سرانه خود کسب نموده‌اند، مربوط می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی

هرچند در دو دهه گذشته پیشرفت‌های قابل‌توجهی در حوزه فراگیری مالی از طریق اقدامات مختلفی مانند ایجاد مکانیسم‌های قانونی، یا از طریق برنامه‌های اعتباری، تضمین‌ها، افتتاح حساب‌های پس‌انداز یا کمک‌های فنی برای واسطه‌های مالی و تولیدکنندگان روستایی و همچنین طرح‌های مختلف آموزش مالی انجام شده است، اما نتایج این مقاله نشان داد تلاش‌ها کافی نبوده و فراگیری مالی به‌صورت منطقه‌ای بخصوص برای کم‌برخوردارها چندان موفقیت‌آمیز نبوده است. به‌عبارت‌دیگر، موضوع مهم این است دسترسی به خدمات مالی مناطق کم‌برخوردار و استفاده از این خدمات کاملاً مغفول مانده است. بااین‌وجود، مشکلات و معضلات نفوذ مالی پیچیده مناطق کم‌برخوردارتر ارتباط نزدیکی با متغیرهای فناوری و همچنین غیرفناوری دارد.

در این مقاله اثر فراگیری مالی بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با تأکید بر نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات ارزیابی شد. با استفاده از داده‌های ۳۱ استان ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ دریافتیم بجز استان تهران که در سطح متوسطی از فراگیری مالی قرار دارد، سایر استان‌ها از نظر فراگیری مالی در سطح پایین هستند؛ که استان‌های سیستان و بلوچستان، خوزستان، کردستان و لرستان بدترین وضعیت را دارند. هم‌چنین، یافته‌های برآورد مدل حکایت از آن داشت فراگیری مالی اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی دارد و اینکه اثرات تعاملی فراگیری و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر ضریب جینی منفی است. به طور کلی، افزایش شمول مالی با کاهش ضریب جینی همراه است، به ویژه برای استان‌هایی که از نظر دسترسی به خدمات مالی شرایط مناسبی ندارند. براساس آمار منتشر شده بانک مرکزی ایران از تسهیلات بانکی، در سال ۱۳۹۰ استان تهران سهم ۵۶ درصدی از تسهیلات اعطایی سیستم بانکی داشته که در سال ۱۴۰۰ سهم افزایش پیدا کرده به طوریکه ۶۳ درصد کل تسهیلات اعطایی را به خود اختصاص داده است. این در حالی است که در سال ۱۴۰۰، شش استان کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، خراسان شمالی و جنوبی، کردستان و سیستان و بلوچستان تنها ۳ درصد از کل تسهیلات را داشته‌اند(بانک مرکزی، ۱۴۰۰). در سایر معیارهای خدمات مالی نیز چنین شرایطی تقریبا حاکم است. علاوه بر این، با توجه به نتایج می‌توان انتظار داشت با بهبود فراگیری فناوری (یعنی گسترش شاخص‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات) اثر منفی فراگیری مالی بر ضریب جینی شدت بگیرد. از این منظر می‌توان بیان داشت نوآوری‌های فناورانه می‌تواند باعث کاهش هزینه‌ها و دشواری‌های دسترسی به خدمات مالی شود. در یک دهه اخیر، فناوری‌های جدید نظیر پرداخت موبایلی، بانکداری موبایلی، بانکداری اینترنتی و فناوری‌های تشخیص بیومتریک با رشد سریعی همراه بوده است. این نوآوری‌های فناورانه باعث کاهش هزینه‌های مبادله‌ای گردیده و به فراگیری مالی بیشتر منجر شده است.

یافته‌های این مطالعه پیامدهای سیاستی مهمی را ارائه می‌دهد. نخست، نهادهای مالی؛ مانند بانک‌ها باید خدمات مالی رسمی مبتکرانه و مبتنی بر نیاز را ارائه دهند که برای بخش‌های محروم از نظر مالی جمعیت مناسب باشد، زیرا تقاضا برای خدمات مالی به دلیل تفاوت در فرهنگ، آداب‌ورسوم، اعتقادات و سطوح درآمد متفاوت است. دوم، دولت، بانک‌های مرکزی و نهادهای مالی باید برای توسعه زیرساخت‌های خدمات مالی و ارتقای شبکه خدمات مالی در مناطق روستایی و شهری با یکدیگر همکاری کنند. سوم، برای افزایش آگاهی مالی و تغییر رفتار مالی در میان افراد کم‌درآمد، یک سیاست هدفمند با زمان مشخص برای افزایش سواد مالی در مناطق روستایی و دورافتاده ضروری است. چهارم، تلاش‌ها باید با سیاست‌های حمایتی مانند انتقال یارانه دولتی به صاحبان حساب برای استفاده مؤثر از حساب‌های غیرفعال تکمیل شود، زیرا نرخ‌های بالاتر حساب‌های غیرفعال به معنای واقعی شمول مالی را افزایش نمی‌دهد. پنجم، بهبود درآمد سرانه و دسترسی به اطلاعات از طریق فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند تا طردشدگی مالی غیرارادی بخش‌های بزرگی از جمعیت را به حداقل برسانند. در نهایت، اقدامات لازم دررابطه‌با محدودیت‌های اجتماع و اقتصادی، نوسانات کلان اقتصادی، ناکارآمدی‌های نهادی و ناکارآمدی‌های سیستم مالی در سطح کشور انجام گیرد تا یک سیستم مالی فراگیرتر برقرار گردد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان

نویسندگان به‌صورت یکسان در نوشتن این مقاله مشارکت داشته‌اند.

سپاسگزاری‌ها

نویسندگان از داوران ناشناس که در بهبود کیفیت مقاله کمک کرده‌اند، تشکر می‌کنند.

References

Aghion, P., & Bolton, P. (1997). A theory of trickle-down growth and development. *The review of economic studies*, *64*(2), 151-172.

Aguera, P. (2015). Financial inclusion, growth and poverty reduction. In *ECAAS Regional Conference. Brazzavile*.

Agwu, M. E. (2021). Can technology bridge the gap between rural development and financial inclusions? *Technology Analysis & Strategic Management*, *33*(2), 123-133.

Ahamed, M. M., & Mallick, S. K. (2019). Is financial inclusion good for bank stability? International evidence. *Journal of Economic Behavior & Organization*, *157*, 403-427.

Amidžic, G., Massara, M. A., & Mialou, A. (2014). *Assessing countries' financial inclusion standing-A new composite index*. International Monetary Fund.

Balounejad, N, R., & Farhang, A. (2021). The effect of financial inclusion on financial efficiency and sustainability: An application of multidimensional indexing approach. *New Economy and Trad*, *16*(2), 59-83. (In Persian)

Balounejad, N, R., & Shajari, S. (2022). Investigating the causality between economic growth and financial inclusion: An application of bootstrap panel granger causality test. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *8*(4), 225-252. (In Persian)

Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal of political economy*, *101*(2), 274-298.

Beck, T., Demirguc-Kunt, A., & Peria, M. S. M. (2007). Reaching out: Access to and use of banking services across countries. *Journal of financial economics*, *85*(1), 234-266.

Beydokhti, S., Esmaeilpour, M, H., & Razmi, S. M. J. (2023). The effect of financial inclusion on income inequality in selected developing countries. *Macroeconomics Research Letter*, *17*(36), 129-150. (In Persian)

Brei, M., Ferri, G., & Gambacorta, L. (2023). Financial structure and income inequality. *Journal of International Money and Finance*, *131*, 102807.

Cámara, N., & Tuesta, D. (2014). Measuring financial inclusion: A muldimensional index. *BBVA Research Paper*, (14/26).

Davoudi, P., & Sabzi, K, H. (2021). Nonlinear effect of financial development on income inequality in Iran; comparison of banking sector and stock market. *Economics Research*, *21*(83), 147-163. (In Persian)

Demirguc K.A. and Ross L. (2008). Finance & economic opportunity. World Bank Policy Research, Working Paper 4468.

Demirgüç-Kunt, A., & Klapper, L. F. (2012). Measuring financial inclusion: The global findex database. *World Bank policy research working paper*, (6025).

Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L. F., & Singer, D. (2013). Financial inclusion and legal discrimination against women: evidence from developing countries. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6416).

Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L. F., Singer, D., & Van Oudheusden, P. (2015). The global findex database 2014: Measuring financial inclusion around the world. *World Bank Policy Research Working Paper*, (7255).

Demirguc-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., & Ansar, S. (2018). *The Global Findex Database 2017: Measuring financial inclusion and the fintech revolution*. World Bank Publications.

Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, *60*(1), 35-52.

Gupte, R., Venkataramani, B., & Gupta, D. (2012). Computation of financial inclusion index for India. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *37*, 133-149.

Hao, Y., & Zhang, B. (2024). The impact of digital financial usage on resident's income inequality in China: An empirical analysis based on CHFS data. *Journal of Asian Economics*, *91*, 101706.

Huang, W., Gu, X., Lin, L., Alharthi, M., & Usman, M. (2023). Do financial inclusion and income inequality matter for human capital? Evidence from sub-Saharan economies. *Borsa Istanbul Review*, *23*(1), 22-33.

Issaka Jajah, Y., Anarfo, E. B., & Aveh, F. K. (2022). Financial inclusion and bank profitability in Sub-Saharan Africa. *International Journal of Finance & Economics*, *27*(1), 32-44.

Isukul, A., & Tantua, B. (2021). Financial inclusion in developing countries: applying financial technology as a Panacea. *Economic Growth and Financial Development: Effects of Capital Flight in Emerging Economies*, 1-21.

Jamil, A. R., Law, S. H., Khair-Afham, M. S., & Trinugroho, I. (2024). Financial inclusion and income inequality in developing countries: The role of aging populations. *Research in International Business and Finance*, *67*(PA).

Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and psychological measurement*, *20*(1), 141-151.

Kao, C., & Chiang, M. H. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 179-222). Emerald Group Publishing Limited.

Kebede, J., Naranpanawa, A., & Selvanathan, S. (2023). Financial inclusion and income inequality nexus: A case of Africa. *Economic Analysis and Policy*, *77*, 539-557.

Lenka, S. K., & Bairwa, A. K. (2016). Does financial inclusion affect monetary policy in SAARC countries?. *Cogent Economics & Finance*, *4*(1), 1127011.

Lockwood, B. (2004). How robust is the foreign policy-Kearney globalization index. *The World Economy*, *27*(4), 507-523.

Maaboudi R. (2023). The Financial Inclusion and Unemployment in Urban and Rural Areas of Iran. *Economic Modeling*, *62*(17), 59-74. (In Persian)

Mahdavi P, H., khaliliaraghi, M., Montazer, M., & Vakilifard, H. (2024). Analysis of the impact of Fintech on the financial inclusion in Iran. *Journal of Investment Knowledge*, *13*(51), 567-587. (In Persian)

Nguyen, T. T. H. (2020). Measuring financial inclusion: a composite FI index for the developing countries. *Journal of Economics and Development*, *23*(1), 77-99.

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, *20*(3), 597-625.

Rahmayati, R. (2021). Accelerate Ecosystem Development Financial Services Sector. In *Annual Conference Of Ihtifaz: Islamic Economics, Finance, And Banking* (Vol. 2, No. 2, pp. 235-243).

Rezazadeh, A., Moridian, A., & Havasbeigi, F. (2023). Financial inclusion and economic growth in MENA countries: the role of the shadow economy. *Economic Growth and Development Research*, *14*(53), 76-53. (In Persian)

Risman, A., Mulyana, B., Silvatika, B., & Sulaeman, A. (2021). The effect of digital finance on financial stability. *Management Science Letters*, *11*(7), 1979-1984.

Sahay, M. R., Cihak, M., N'Diaye, M. P., Barajas, M. A., Mitra, M. S., Kyobe, M. A., … & Yousefi, M. R. (2015). *Financial inclusion: can it meet multiple macroeconomic goals?* International Monetary Fund.

Sarma, M. (2008). Financial inclusion and development. *Journal of international development*, *23*(5), 613-628.

Sarma, M. (2016). Measuring financial inclusion for Asian economies. *Financial inclusion in Asia: Issues and policy concerns*, 3-34.

Suhrab, M., Chen, P., & Ullah, A. (2024). Digital financial inclusion and income inequality nexus: Can technology innovation and infrastructure development help in achieving sustainable development goals?. *Technology in Society*, *76*, 102411.

Tabash, M. I., Ezekiel, O., Ahmed, A., Oladiran, A., Elsantil, Y., & Lawal, A. I. (2024). Examining the linkages among financial inclusion, economic growth, poverty, and inequality reduction in Africa. *Scientific African*, *23*, e02096.

United Nations Capital Development Fund. (2006). *Building inclusive financial sectors for development*. United Nations Publications.

Voica, M. C. (2017). Financial inclusion as a tool for sustainable development. *Revista română de economie*, *44*(1), 121-129.

Vol 3, No 2, Summer 2024, Page: 57-86
The Economic Policies And Research
DOI: 10.22034/jepr.2024.141601.1140

The Effect of Financial Inclusion on Income Inequality in Iran's Provinces with an Emphasis on the Role of Information and Communication Technology

Mahmood Pirzadi[1]

Masoud Soufimajidpour[2]

Mahmood Mahmoodzadeh[3]

Received: 27/06/2024 Accepted: 27/08/2024

Introduction:

According to the World Bank's (2022) definition, "financial inclusion" refers to the percentage of individuals and businesses that use financial services. It encompasses various aspects of financial services, from payments and savings to credit, insurance, retirement, and stock markets. Broad access to these services enables individuals and companies to seize business opportunities, invest in education, save for retirement, and protect themselves against risks (Demirgüç-Kunt et al., 2008). Without understanding financial systems, people are often limited to relying on their own savings to invest in education or start businesses. Similarly, startups must rely on their limited earnings to pursue growth opportunities, which can lead to persistent income inequality and slow economic growth. Development theory highlights the significant role of financial inclusion in economic advancement. Evidence shows that lack of access to financial resources can result in poverty traps and income inequality (Aghion & Bolton, 1997; Banerjee & Newman, 1993; Galor & Zira, 1993). For instance, Galor and Zira (1993) argued that financial market inefficiencies prevent low-income individuals from investing in education, despite its high returns. Banerjee and Newman (1993) also noted that people's career options are constrained by their initial resources, which influence their saving capacity and risk tolerance, ultimately shaping long-term income growth and distribution. These studies illustrate how financial exclusion can perpetuate inequality and inhibit economic growth.

1. Ph.D. candidate, Firoozkooh branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: economic.pirzadi@gmail.com
2. Assistant Professor, Firuookooh branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. (Corresponding Author), Email: masoodsoufi@gmil.com.
3. Asociat Professor, Firuookooh branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: mahmod.ma@yahoo.com

In recent years, financial inclusion has gained recognition as a crucial driver of sustainable development globally. Access to financial services is particularly beneficial for the poor, enabling them to save, invest, and access credit. Expanding access to formal financial services enhances the overall efficiency of both the economy and the financial system (Aguera, 2015; Beri et al., 2023). However, many developing countries still lack access to financial services, limiting these benefits to developed nations. As a result, raising financial inclusion levels poses urgent policy challenges for developing countries and emerging markets, where it has become a top priority. Measurement is key to understanding financial inclusion (Huang et al., 2023). However, despite its recognized importance, there is no consensus on how to measure financial inclusion comprehensively. Therefore, this article seeks to address the crucial question: What is the status of financial inclusion across Iran's provinces? To answer this, measuring the financial inclusion index is essential.

Methodology:

In this article, following the approach of Kamara and Tosta (2014), the financial inclusion index is calculated using the principal component analysis (PCA) method to determine appropriate weights (a parametric method), assuming that the financial inclusion variable (FI) is linear. To compute this index, two sub-indices—financial access and financial use—are first calculated.

The variables used for the financial access index include:

- Number of branch terminals (Pinpad)
- Automatic Teller Machines (ATM)
- Number of issued credit cards (Card)
- Total amount of deposits as a percentage of the province's gross domestic product (Deposits)
- Total loans granted as a percentage of the province's gross domestic product (Loans)
- Value of ATM transactions as a percentage of the province's gross domestic product (ATM_Values)
- Transaction value of branch terminals as a percentage of the province's gross domestic product (Pinpad_Values)

To achieve the primary objective of this article, which is to measure the financial inclusion index for Iran's provinces, the index is calculated through a two-stage PCA approach. In the first stage, the two sub-indices—financial access and financial use—are determined. In the second stage, the overall financial inclusion index is computed based on the results of the first stage.

The second part of the article evaluates the impact of financial inclusion on income distribution, with a specific emphasis on the role of information and communication technology (ICT).

Results and Discussion:

The results from the first part of the article, which involve calculating the sub-indices of financial access and financial use across Iran's provinces, reveal that Tehran province is the only one with a financial access value of 0.5, indicating relatively high access (though cautiously interpreted). Other provinces scored

below 0.5, with 10 provinces falling between 0.3 and 0.5, indicating medium financial access. Meanwhile, 20 provinces had scores below 0.3, placing them at a low level of financial access, with Sistan and Baluchistan ranking the lowest.
In terms of the financial use sub-index, the situation appears more complex. No province reached a score higher than 0.5, meaning none exhibited high financial use. Only 5 provinces, including Tehran, Chaharmahal and Bakhtiari, Sistan and Baluchistan, Qom, and Kurdistan, scored between 0.3 and 0.5, suggesting moderate financial utilization. The remaining 26 provinces were categorized as having low financial use, with Ilam, Bushehr, Khuzestan, Kohgiluyeh, and Boyer-Ahmad showing the worst performance. When calculating the overall financial inclusion index, no province scored above 0.5. Tehran was the only province to score between 0.3 and 0.5, suggesting a medium level of financial inclusion, while the remaining 30 provinces scored below 0.3, indicating low financial inclusion. Sistan and Baluchistan, Khuzestan, Kurdistan, and Lorestan ranked lowest in this index. In the second part of the article, the effects of financial inclusion on income distribution were estimated using fixed effects and FMOLS methods, focusing on the role of information and communication technology (ICT). The results from model (1) indicate that financial inclusion has a negative and significant effect on the Gini coefficient in Iran's provinces, implying that for every 10% increase in the financial inclusion index, the Gini coefficient decreases by 0.7 to 0.9%. In model (2), which examines the interaction between financial literacy and landline phone penetration, the cross-effect also showed a negative and significant impact on the Gini coefficient. Similar results were found in models (2) and (3), where the interaction between financial inclusion and mobile phone or internet penetration further reinforced the negative effect. Specifically, a 10% increase in the penetration of landline, mobile phones, and the internet would amplify the negative impact of financial inclusion on the Gini coefficient by 0.2 to 0.3%.

Conclusion:

In the last two decades, Iran has made significant progress in advancing financial inclusion, with various measures implemented to improve access to financial services across regions. These efforts have included the establishment of legal frameworks, credit programs, guarantees, savings account initiatives, and technical assistance for financial intermediaries and rural producers. Additionally, various financial education plans have been introduced. However, despite these initiatives, the reach of these efforts has not been as widespread as desired. Based on the results, it can be concluded that expanding financial criteria at the provincial level—essentially enhancing financial inclusion—leads to a reduction in the Gini coefficient, indicating an improvement in income distribution in Iran's provinces. Moreover, as technology penetration improves, particularly with advancements in information and communication technology (ICT), the negative impact of financial inclusion on the Gini coefficient is expected to intensify. This suggests that technological innovations play a key role in easing the costs and barriers to accessing financial services. Over the past decade, new technologies like mobile payments, mobile banking, internet banking, and biometric recognition have experienced rapid growth. These technological advancements

have reduced transaction costs and significantly contributed to increasing financial inclusion across different regions.

Keywords: Financial Inclusion, Income Inequality, Information and Communication Technology, Principal Component Analysis, Provinces of Iran.
JEL Classification: G21, D33, G10, O33