

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

آثار محلی و سرریز فضایی شمول مالی بر نابرابری درآمد: یک تحلیل بین استانی

محمود پیرزادی*، مسعود صوفی مجیدپور** محمود محمودزاده***

** دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.*
*** استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. (نویسنده‌ی مسئول)*
**** دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.*

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت:
تاریخ بازنگری:
تاریخ پذیرش:

طبقه‌بندی JEL: **G21, D33, G10, O33**

واژگان کلیدی:
شمول مالی، نابرابری درآمد، آثار محلی و سرریز، تحلیل مولفه اصلی، استان‌های ایران

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: masoodsoufi@gmail.com
000-0002-1538-0427

آدرس پستی:
ایران، تهران، بزرگراه جناح، خ بایندریها، کوچه میثم، پ ۴، واحد، کد پستی: ۱۴۵۹۶۳۴۸۷۱

اطلاعات تکمیلی: این مقاله برگرفته از رساله دکتری آقای محمود پیرزادی تحت راهنمایی دکتر مسعود صوفی مجیدپور و محمود محمود زاده در دانشگاه آزاد اسالامی واحد فیروزکوه است.

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده‌ها هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده اند.

چکیده

توسعه شمول مالی در ایران مستلزم این است که آیا آثار سرریز فضایی بین مناطق وجود دارد یا خیر؟ در این مقاله آثار فضایی شمول مالی بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران برآورد گردید. برای اندازه‌گیری شاخص شمول مالی استان‌ها از روش تحلیل مولفه اصلی دو مرحله‌ای استفاده شد. آثار محلی و سرریز شمول مالی بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با بهره‌گیری از روش‌های خطای فضایی، وقفه فضایی، خودهمبستگی فضایی و دوربین فضایی برآورد گردید. بدین منظور از داده‌های ۳۱ استان ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ جمع‌آوری شد. نتایج نشان داد شاخص شمول مالی در هیچ یک از استان‌ها وضعیت مناسبی ندارد. این شاخص در استان تهران در سطح متوسطی و در۳۰ استان دیگر در سطح پایین قرار دارند. نتایج تخمین مدل‌های فضایی بیانگر آن است که شمول مالی اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی در استان‌های ایران دارد. در دو مدل وقفه فضایی و دوربین فضایی اثر ضریب جینی با وقفه مکانی (ρ) مثبت و معنادار بوده که نشان می‌دهد با افزایش ضریب جینی در یک استان، توزیع درآمد در استان‌های همسایه بدتر می‌شود. اثر محلی شمول مالی بر نابرابری درآمدی نیز در استان‌های ایران منفی و معنادار است. هم‌چنین آثار سرریز فضایی شمول مالی بر ضریب جینی تنها در مدل وقفه فضایی منفی و معنادار و در دو مدل دیگر منفی اما غیرمعنادار است. بنابراین اثر منفی شمول مالی بر نابرابری درآمدی به صورت محلی تایید می‌شود، اما آثار سرریز آن پایدار نیست. اثر تورم و درآمد سرانه بر ضریب جینی نیز در تمامی مدل‌ها مثبت و معنادار هستند. بنابراین پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذار به توسعه زیرساخت‌ها و ارتقای شبکه خدمات مالی بخصوص در مناطق کم‌برخوردار توجه ویژه داشته باشد.

ارجاع به مقاله:

پیرزادی، محمود.، صوفی مجیدپور، مسعود و محمودزاده، محمود. (۱۴۰۳). آثار محلی و سرریز فضایی شمول مالی بر نابرابری درآمد: یک تحلیل بین استانی. *فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)*، ؟؟(؟؟)، ؟؟-؟؟.

10.22055/jqe.2019.26401.1899

© 2025 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

«شمول مالی»[1] که معمولاً به عنوان دست‌یابی به خدمات رسمی مالی از قبیل اعتبار، بیمه و فرصت‌های پس‌انداز مطمئن شناخته می‌شود، یکی از پیشران‌های رشد اقتصادی به حساب می‌آید (Claessens & Perotti, 2007). دسترسی بیشتر بنگاه‌ها و خانوارها به خدمات مختلف مالی بخصوص مناطق کم‌برخوردار تأثیر مثبتی در رشد اقتصادی دارد (Sahay, Cihak, Diaye, Barajas, Mitra, Kyobe, &Yousefi, 2015). شمول مالی با رشد مشاغل کوچک و بهبود شاخص‌های توسعه انسانی مانند بهداشت، آموزش و کاهش نابرابری و فقر می‌تواند به افزایش تولید کمک کند (Agnello, Mallick, & Sousa, 2012; Hu & Li, 2024). دسترسی همگانی به محصولات سپرده‌گذاری و بیمه‌ای توسط افراد محروم، منابع مالی را در بازارهای مالی افزایش می‌دهد که این به مردم کمک می‌کند تا پس‌انداز خود را در سیستم مالی جمع نموده و سپس بازار مالی با یک تخصیص کارآمد در پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت، رشد اقتصادی را تضمین می‌کند (Li, Feng & Xie, 2023). مقالات نظری مهمی مانند بنرجی و نیومن[2](۱۹۹۳)، گالور و زیرا[3](۱۹۹۳) و آقیون و بولتون[4](۱۹۹۷) با استفاده از توزیع اولیه ثروت نشان دادند شمول مالی با افزایش فرصت‌ها برای آموزش و کارآفرینی در میان فقرا می‌تواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد. به عبارت دیگر، از آنجا که افراد ناهمگن هستند، یعنی دارای مواهب اولیه متفاوتی هستند، بنابراین تصمیمات سرمایه‌گذاری انفرادی بر نابرابری درآمد اثر می‌گذارد. در واقع آنها معتقدند همه افراد نمی‌توانند از شمول مالی بهره ببرند. از این رو، شمول مالی می‌تواند نابرابری را افزایش یا کاهش دهد. درخصوص اثرگذاری شمول مالی بر نابرابری درآمد و فقر نظرات متفاوت است. از یک سو، برخی از اقتصاددانان معتقدند شمول مالی می‌تواند منجر به نابرابری پایدار شود. آنها بر این باورند اگر نواقصی در بازار اعتباری باشد، میزان ثروت اولیه افراد، توانایی آنها را برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی یا فیزیکی تعیین می‌کند، که این موضوع از تحرک اجتماعی فقرا جلوگیری نموده و نابرابری را تداوم می‌بخشد (Ghatak & Jiang, 2002; Mehrotra & Yetman, 2014; Álvarez-Gamboa, Cabrera-Barona & Jácome-Estrella, 2021; Fauzan & Firdaus, Sahara, 2020). از سوی دیگر،

[1] financial inclusion
[2] Banerjee and Newman
[3] Galor and Zeira
[4] Aghion and Bolton

کامینگ و همکاران[5](۲۰۱۶) و نئامی و گایست[6](۲۰۱۸) بیان داشتند عدم دسترسی به منابع مالی پیامد شدیدی بر رشد اقتصادی، شکاف فقر و نابرابری دارد؛ زیرا توانایی فقرا برای انباشت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های درآمدزا تحت تاثیر قرار می‌گیرد. بنابراین ایجاد فرصت‌های مؤثر برای شمول مالی از طریق گسترش فناوری‌های نوآورانه و سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها می‌تواند شرایطی فراهم آورد تا بیشتر افراد دسترسی سریع، کارآمد و بدون استرس به خدمات مالی داشته باشند که این سبب کاهش هزینه‌های مبادله و در نهایت کاهش نابرابری درآمد خواهد شد.

آمارهای بانک مرکزی ایران نشان از آن دارد از کل تسهیلات بانکی در سال ۱۳۹۰ استان تهران سهم ٥٦ درصدی داشته که در سال ۱٤۰۰ این سهم افزایش پیدا کرده و به ٦۳ درصد کل تسهیلات اعطایی رسیده است. این در حالی است که در سال ۱٤۰۰، شش استان کهگیلویه و بویراحمد، ایلام، خراسان شمالی و جنوبی، کردستان و سیستان و بلوچستان در مجموع ۳ درصد از کل تسهیلات را داشته‌اند. در سایر معیارهای خدمات مالی نیز چنین شرایطی تقریبا حاکم است (Centeral Bank, 2021). نظر به اینکه یکی از اهداف اقتصاد ایران ایجاد برابری می‌باشد، لذا وجود چنین نابرابری‌هایی در دسترسی به منابع مالی می‌تواند مانعی برای تحقق این هدف باشد. بنابراین توسعه شمول مالی می‌تواند به کاهش نابرابری کمک نماید. اما مساله این است در حال حاضر در ایران به ویژه به تفکیک استان تاکنون شاخص شمول مالی برای استان‌های ایران اندازه‌گیری نشده است. در این مقاله سعی بر آن است با ارائه شاخصی از شمول مالی، این خلاء پر شود. با داشتن یک معیار مناسب و جامع از شمول مالی به منظور بررسی وضعیت فعلی یک اقتصاد، این امکان حاصل می‌شود که نظارت بهتری بر پیشرفت سیاست‌های اتخاذ شده برای کاهش نابرابری و فقر داشت.

هدف این مقاله در وهله نخست، اندازه‌گیری شاخص شمول مالی برای استان‌های ایران با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی[7](PCA) است. در ادامه اثر شمول مالی بر نابرابری درآمد استان‌ها با رویکرد اقتصادسنجی فضایی برآورد می‌شود. بدین منظور از داده‌های ۳۱ استان ایران در دوره ۱٤۰۰-۱۳۹۰ استفاده خواهد شد. بنابراین پرسش‌های اصلی مقاله عبارتند از اینکه آیا گسترش خدمات مالی به کاهش نابرابری درآمد در استان‌های ایران کمک کرده است؟ آیا گسترش شمول مالی دارای آثار سرریز فضایی است؟ ادامه مقاله به

[5] Cumming et al
[6] Neaime and Gaysset
[7] Principal Component Analysis

شرح زیر تدوین شده است. بخش ۲مروری بر ادبیات، بخش ۳ معرفی روش‌شناسی و بحث داده‌ها، بخش ٤پرداختن به نتایج تجربی و در نهایت بخش ۵ نیز به جمع‌بندی اختصاص دارد.

۲- مرور ادبیات

۲-۱- مبانی نظری

ادبیات حوزه مالی نشان می‌دهد شمول مالی با رشد اقتصادی همبستگی دارند (Levine, 20005). اما ادبیات جدیدتر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا سیستم‌های مالی عمیق‌تر به فقر و نابرابری کمتر کمک می‌کنند، که البته نظرات متفاوتی در این زمینه وجود دارد. برخی مطالعات استدلال نمودند که شمول مالی باعث افزایش رشد و کاهش نابرابری می‌شود. رفع نقص‌های مالی مانند هزینه‌های اطلاعات و مبادلات، به ویژه برای فقرا که فاقد وثیقه و سابقه اعتباری هستند، می‌تواند الزام‌آور باشد. بنابراین، هرگونه کاهش محدودیت‌های اعتباری به نفع فقرا بوده، کارایی تخصیص سرمایه را بهبود بخشیده و با تسهیل تأمین مالی افراد فقیر با سرمایه‌گذاری‌های مولد، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد (Galor & Zeira, 1993; Aghion and Bolton, 1997; Galor & Mova, 2004). از این منظر، شمول مالی هم از طریق بهبود کارایی تخصیص سرمایه، که رشد کل را تسریع می‌کند، و هم با کاهش محدودیت‌های اعتباری که به طور گسترده‌تری فقرا را تحت پوشش قرار می‌دهد، که نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، به فقرا کمک می‌کند.

در مقابل، گروهی معتقدند که شمول مالی در درجه نخست به ثروتمندان کمک می‌کند. براساس این دیدگاه، فقرا برای تامین مالی به ارتباطات غیررسمی و خانوادگی تکیه می‌کنند، و این بدان معناست که بهبود بخش مالی رسمی به نفع ثروتمندان است. از این منظر، گرین‌وود و جووانوویچ[8](۱۹۹۰) نشان دادند در تمام مراحل توسعه اقتصادی، توسعه مالی تخصیص سرمایه را بهبود می‌بخشد، رشد اقتصادی را تقویت نموده و از این طریق به فقرا کمک می‌کند. با این حال، اثر توزیعی توسعه مالی، و در نتیجه تأثیر خالص بر فقرا، به سطح توسعه اقتصادی بستگی دارد. در مراحل اولیه توسعه، فقط ثروتمندان می‌توانند به بازارهای مالی بهتر دسترسی داشته باشند و مستقیماً از آن سود ببرند. در سطوح بالاتر

[8] Greenwood and Jovanovic

توسعه اقتصادی، بسیاری از مردم به بازارهای مالی دسترسی دارند به طوری که توسعه مالی به طور مستقیم به بخش بزرگتری از جامعه کمک می‌کند.

برخی افراد نیز از سمت تولید و عرضه به این موضوع پرداخته‌اند. آنها بیان می‌دارند دسترسی نابرابر به منابع مالی می‌تواند مانعی در برابر فرصت‌های اقتصادی باشد، زیرا فعالیت کارآفرینی را کاهش می‌دهد که خود عامل مهمی در رشد اقتصادی است. کارآفرینانی که موفق به تامین مالی نمی‌شوند، تمایل دارند در بخش غیررسمی فعالیت کنند، که این می‌تواند به تولید پایین‌تر از سطوح بهینه منجر شود. بر این اساس، استدلال می‌شود که محدودیت‌های تامین مالی برای سرمایه‌گذاری برای شرکت‌های کوچک یکی از دلایل اصلی عدم همگرایی در نرخ‌های رشد بین کشورهای ثروتمند و فقیر است (Banerjee & Duflo, 2005). از نظر رفاه افراد، شواهد جدید نشان می‌دهد شمول مالی و دسترسی به منابع مالی می‌تواند شاخص‌های نابرابری اقتصادی و اجتماعی مانند فقر سلامتی، تحصیلات پایین و نابرابری جنسیتی را بهبود بخشد (Claessens & Feijen, 2007). تامین مالی خرد، که در دهه گذشته بسیار محبوب شده است، یکی از اجزای مهم راه افزایش دسترسی به منابع مالی برای فقیرترین افراد بوده است.

ادغام فناوری با شمول مالی پیامدهای قابل توجهی در راستای کاهش نابرابری و افزایش رفاه به همراه دارد و به عنوان ابزاری محوری در دستیابی به برابری عمل می‌کند.(Hu, Fang, & DiGiovanni, 2023) از لحاظ نظری، شمول مالی می‌تواند از طریق مکانیسم‌های مختلف بر نابرابری تأثیر بگذارد. کانال نخست از طریق کاهش محدودیت‌های تامین مالی است، بدین صورت که شمول مالی می‌تواند کارایی تامین مالی بنگاه‌ها را افزایش دهد(Hu, Fang, & DiGiovanni, 2023). کانال دوم این است که شمول مالی می‌تواند اثرات مثبتی بر نوآوری داشته باشد که این موضوع نیز منجر به تحریک کارآفرینی می‌شود که نتیجه آن افزایش سطح درآمد خواهد بود (Sun & You,2023)، در نتیجه به طور جامع روند دستیابی به برابری تسریع می‌گردد. علاوه بر این، با ترویج عدالت توزیع و بهینه‌سازی الگوهای مصرف خانوارها(Luo & Li, 2022)، شمول مالی قادر است شکاف درآمدی بین مناطق شهری و روستایی را پر کند، به بهبود زیرساخت‌های روستایی کمک نموده و دسترسی کشاورزان به منابع مالی را آسان‌تر نماید و به کاهش نابرابری کمک کند(Zhang, Yang, & Wang, 2023). با این حال، توسعه شمول مالی بیانگر الگوهای رشد تجمعی بوده و ناپیوستگی منطقه‌ای را نشان می‌دهد. هم‌چنین گسترش شمول مالی در سراسر مناطق، اثرات قطبی شدن، بازدهی و انتشار را نشان می‌دهد. این اثرات، اثرات

سرریز فضایی در مناطق همسایه دارند (Wahab, Imran, Safi, Wahab, & Kirikkaleli, 2022). بنابراین، بررسی تأثیر شمول مالی بر نابرابری از نظر فضایی بسیار مهم است.

۲-۲- مطالعات خارجی

شواهد تجربی نسبتاً قوی وجود دارد که نشان می‌دهد شمول مالی، توزیع درآمد و درآمد فقرا را بهبود می‌بخشد. بری و همکاران(۲۰۲۳) با استفاده از داده‌های تابلویی ۹۷ اقتصاد در دوره ۱۹۸۹-۲۰۱۲ و با روش رگرسیون آستانه‌ای دریافتند تامین مالی بیشتر ابتدا نابرابری درآمد را تا یک نقطه مشخص کاهش می‌دهد، پس از آن، اگر تامین مالی از طریق تامین مالی مبتنی بر بازار گسترش یابد، نابرابری کاهش می‌یابد، در حالی که وقتی تامین مالی از طریق وام‌دهی بانکی رشد می‌کند، این نابرابری افزایش می‌یابد. جمیل و همکاران[۹](۲۰۲۳) در ۷۳ کشور در حال توسعه از سال ۲۰۰٤ تا ۲۰۱۹با 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[۱۰](۲۰۲۳) در کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۰٤-۲۰۱۸ به این نتیجه رسیدند که شمول مالی در کاهش فقر در کشورهایی که زنان و فقرا دسترسی بیشتری به منابع مالی رسمی دارند، مؤثرتر است. کبده و همکاران[۱۱](۲۰۲۳) با استفاده از یک مدل آستانه پانل درون‌زا برای ۲۳ کشور آفریقایی از سال ۲۰۰٤ 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 ۳٦ کشور آفریقایی از سال ۲۰۰٤ تا ۲۰۱۹ استفاده کرده و با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دریافتند سطح بالایی از شمول مالی و کاهش نابرابری درآمدی باعث بهبود سرمایه انسانی می‌شود. وو و همکاران[۱۲](۲۰۲۳) ابتدا شاخص شمول مالی را با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی برای ۱۲ کشور آسیا و اقیانوسیه در دوره ۱۹۹۰-۲۰۲۱ 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. تاباش و همکاران[۱۳](۲۰۲٤)

[9] Jamil et al
[10] Kumar and Jie
[11] Kebede et al
[12] Vo et al
[13] Tabash et al

با استفاده از از روش‌های سیستم گشتاورهای تعمیم‌یافته و مدل آستانه‌ای پویا در دوره ۲۰۰٤ تا ۲۰۲۱ برای کشورهای آفریقایی دریافتند شمول مالی باعث افزایش رشد و کاهش فقر و نابرابری در اقتصادهای مورد مطالعه می‌شود. سهراب و همکاران[14](۲۰۲٤) برای کشورهای BRICS در دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۰ و با روش اثرات ثابت نشان دادند شمول‌های مالی دیجیتال به طور قابل توجهی بر نابرابری درآمد تأثیر منفی می‌گذارد و اینکه نوآوری در فن‌آوری و توسعه زیرساخت این اثر را تقویت می‌نمایند. والنتین و موتانده[15](۲۰۲٤) با استفاده از برآوردگر پانل پویا در نمونه‌ای از ۳۷ کشور جنوب صحرای آفریقا طی دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۹ به این نتیجه رسیدند تکه تکه شدن قومی مانع دسترسی مالی برای کاهش نابرابری در جنوب صحرای آفریقا می‌شود. هاو و ژانگ[16](۲۰۲٤) با استفاده از داده‌های مقطعی ساکنان کشور چین در سال ۲۰۱۹ و با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی دریافتند استفاده از شمول مالی دیجیتال به طور مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد.

۳-۲- مطالعات داخلی

بالونژادنوری و شجری‌پور(۱٤۰۰) ابتدا شاخص شمول مالی را در دوره زمانی ۲۰۰٤-۲۰۱۸ و برای کشورهای عضو اکو محاسبه کرده و سپس با استفاده ازآزمون علیت گرنجر بوت‌استرپ به این نتیجه رسیدند در ایران رابطه‌ای دو سویه میان رشد اقتصادی و شمول مالی برقرار است. داودی و سبزی خوشنامی(۱٤۰۰) در ایران طی سال‌های ۱۳٤٦-۱۳۹۹ با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای نشان دادند اثر توسعه مالی بخش بانکی و بازار سهام بر نابرابری درآمد دارای حد آستانه‌ای است. بالونژاد نوری و فرهنگ(۱٤۰۰) در دوره ۲۰۰٤-۲۰۱۸ برای کشورهای در حال توسعه با روش شاخص‌سازی چند بُعدی و روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته دو مرحله‌ای به این نتیجه رسیدند شمول مالی اثر مثبت و معنادار بر پایداری مالی و اثر منفی و معنادار بر کارایی مالی دارد. رضا اشرف گنجویی وهمکاران (۱٤۰۳) تاثیرمتغیرهای اقتصاد کلان و تجارت خارجی را بر نابرابری توزیع درآمدبرای دوره ۱۳۹۷-۱۳۷۵ برآورد کرده اند، نتایج نشان می دهد که تورم بیشترین تاثیر را بر نابرابری درآمد بین دهک های درآمدی اول، دوم، سوم، چهارم، هفتم و هشتم دارد. سیدامین منصوری (۱٤۰۳) تحریم ها را از طریق رابطه علی بین فساد را بر نابرابری درآمدی برای دوره ۱۳۹۹-۱۳٦٦ در ایران برآورد کرده است نتایج نشان می دهند تحریم ها تاثیر مثبت قابل توجهی برشاخص اتکینسون

[14] Suhrab et al
[15] Valentine and Motande
[16] Hao and Zhang

(شاخص توزیع درآمد) دارند. علی‌مرادی افشار (۱۴۰۱) دربین دهک های درآمدی ا استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته در دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰ دریافت توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد. رحیم‌زاده و همکاران(۱۴۰۱) در کشورهای منتخب اسلامی و ایران در دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۵ و با روش پانل دیتای پویا دریافتند شمول مالی تاثیر مثبت و معناداری بر ثبات مالی دارد. رضازاده و همکاران(۱۴۰۲) نشان دادند شمول مالي تأثیر مثبت و معني‌دار بر رشد اقتصادي دارد. معبودی(۱۴۰۲) با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم-یافته پانلی و داده‌های استانی در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۹ دریافت شمول مالی تاثیر منفی و معناداری بر نرخ بیکاری در مناطق شهری و روستایی ایران دارد. بیدختی و همکاران(۱۴۰۲) در ۱۸ کشور منتخب در حال توسعه در دوره ۲۰۰۵-۲۰۱۹ با استفاده از مدل داده‌های تابلویی نشان دادند شمول مالی هم در بعد دسترسی و هم در بعد استفاده اثر معکوس و معناداری بر نابرابری درآمد دارد و گسترش شمول مالی به کاهش نابرابری درآمد کمک می‌کند. مهدوی‌پناه و همکاران(۱۴۰۳) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در دوره ۱۳۸۶-۱۴۰۰ در کشور ایران به این نتیجه رسیدند بین فین‌تک‌ها و شمول مالی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.

مرور ادبیات اثرات شمول مالی بر نابرابری درآمد به ویژه نشان داد تقریبا تمامی مطالعات انجام یافته در سطح بین کشوری انجام یافته است. در میان مطالعات داخلی نیز تحلیل بین استانی و به ویژه با رویکرد فضایی دیده نمی‌شود که علت اصلی آن این است که شاخص شمول مالی موجود نیست. سهم مهم این مقاله محاسبه شاخص مالی برای استان‌های ایران با روش تحلیل مولفه اصلی می‌باشد. بعد از محاسبه شاخص، وضعیت استان‌ها از نظر جایگاه شمول مالی تحلیل و بررسی خواهد شد. در نهایت اثر شمول مالی بر نابرابری درآمد با رویکرد اقتصادسنجی فضایی برآورد خواهد شد.

۳- روش تحقیق

۳-۱- روش تحلیل مولفه اصلی

شمول 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 شمول مالی یک اقتصاد شود (Sarama, 2016). آمیدزیک و همکاران[17](۲۰۱۴) تلاش کردند یک

[17] Amidzic et al

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[18](۲۰۱٤) 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 شمول 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. 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((Lockwood, 2004). بنابراین، در این مقاله با توجه به رویکرد کامارا و توستا(۲۰۱٤)، شاخص شمول مالی با روش تحلیل مؤلفه اصلی(PCA) برای یافتن وزن‌های مناسب (روش پارامتریک) محاسبه می‌گردد و فرض می‌شود که متغیر شمول 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 شمول 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 معادله (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 به قرار زیر است؛

دسترسی مالی

یک سیستم مالی جامع باید تا حد امکان کاربران بیشتری داشته باشد، به این معنی که باید به طور گسترده در بین کسانی که از آن استفاده می‌کنند، نفوذ کند. همچنین براساس مطالعه سارما (۲۰۱٦)، در یک سیستم مالی کلی، نقاط تراکنش بانکی شامل دفاتر، شعب،

[18] Camara and Tuesta

دستگاه‌های خودپرداز و غیره باید به راحتی در دسترس کاربران باشد. بنابراین، برای بعد دسترسی مالی، از داده‌های تعداد 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 (۲۰۱٤) شاخصی از تعداد حساب‌های سپرده و وام‌ها را پیشنهاد نمودند. با این حال، سارما (۲۰۰۸، ۲۰۱٦) 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[19](۲۰۱۲)، لنکا و بایروا[20](۲۰۱٦) و سارما (۲۰۱٦) 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 شامل تعداد پایانه شعب، دستگاه‌های خودپرداز و تعداد کارت‌های بانکی صادرشده و متغیرهای معادله (۳) به عنوان بعد استفاده مالی شامل کل مبلغ سپرده‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان، کل تسهیلات اعطایی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان، ارزش تراکنش‌های دستگاه‌های خودپرداز به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان و ارزش تراکنش‌های پایانه‌های شعببه صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان می‌باشد.

[19] Gupte et al
[20] Lenka and Bairwa

بنابراین برای دستیابی به نخستین هدف مقاله، یعنی اندازه‌گیری شاخص شمول مالی برای استان‌های ایران؛ بر اساس رویکرد کامارا و توستا (۲۰۱٤)، شاخص شمول مالی با استفاده از یک تحلیل مولفه اصلی دو مرحله‌ای محاسبه می‌گردد؛

مرحله نخست تحلیل مولفه اصلی، برآورد ابعاد شامل دو زیرشاخص دسترسی و استفاده؛ که به معنای تخمین دو درون‌زای مشاهده‌نشده (δ_i^A و δ_i^U) و پارامترها (α و β) در معادلات ۰ و ۰ است. دو بعد نیز شاخص‌هایی هستند که به وسیله تحلیل مؤلفه‌های اصلی به عنوان توابع خطی متغیرهای توضیحی برآورد می‌گردد.

مرحله دوم تحلیل مولفه اصلی، با بکارگیری همان روشی که در مرحله نخست توضیح داده شد، وزن ابعاد و شاخص کلی شمول مالی را با جایگزینی δ_i^A و δ_i^U (در مرحله نخست برآورد می‌شوند) در معادله ۰ تخمین زده می‌شود. با توجه به مقدار شاخص شمول مالی(FI)، دسته‌بندی استان‌ها به قرار زیر خواهد بود. اگر شاخص شمول مالی بین ۰/۵ تا یک باشد ($0.5 < FI \leq 1$)، استان مورد نظر از شمول مالی بالایی برخوردار است؛ اگر شاخص بین ۰/۵ و ۰/۳ باشد، شمول مالی در حد متوسط است و درنهایت اگر شاخص بین صفر تا ۰/۳ باشد، شمول مالی در سطح پایین است.[۲۱] همانطور که بیان شد، برای محاسبه شاخص شمول 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 می‌باشد. 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 و شمول مالی می‌باشد. 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.

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

جدول ۱. متغیرها و نحوه اندازگیری آنها
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Variables and how to measure them

Source: Research results

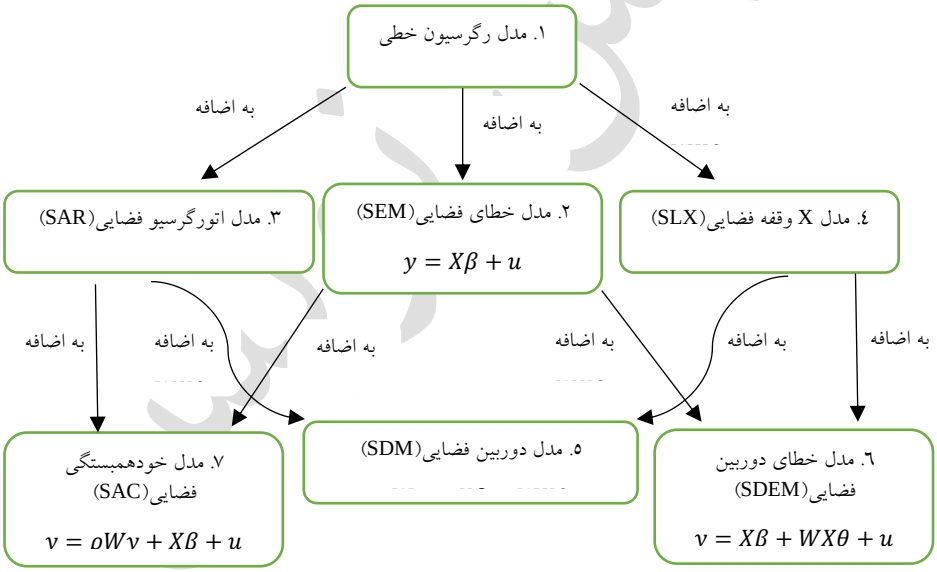
متغیرها	شاخص	نحوه اندازه‌گیری	منبع
معیارهای دسترسی مالی	کارت‌های بانکی(Card)	تعداد کارت‌های بانکی صادرشده به ازای هر ۱۰۰ هزار نفر	بانک مرکزی
	دستگاه‌های خودپرداز (ATM)	تعداد دستگاه‌های خودپرداز به ازای هر ۱۰۰۰ نفر	بانک مرکزی
	دستگاه‌های پایانه شعب (Pinpad)	تعداد پایانه‌های شعب به ازای هر ۱۰۰۰ نفر	بانک 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
متغیر وابسته	ضریب جینی(Gini)	محاسبه ضریب جینی بدون گروه‌بندی که مقدار آن بین صفر و یک است.	مرکز آمار ایران
متغیرهای مستقل	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
	شمول مالی (FI)	شاخص ترکیبی براساس معیارهای دسترسی و استفاده مالی	محاسبات تحقیق

۳-۳- مدلسازی اقتصادسنجی فضایی

از نظر تجربی، مدل‌های داده‌های پانل فضایی ابزاری مناسب برای اندازه‌گیری اثرات سرریزهای فضایی می‌باشند. با توجه به تنوع تصریح و تفسیرهای ریاضی مدل‌های فضایی، در اینجا هفت مدل فضایی متداول و روابط آنها معرفی می‌شود، که در **شکل ۱**ارائه شده است. مدل پایه، مدل رگرسیون خطی استاندارد[۲۲](SLM) است که با روش حداقل مربعات معمولی(OLS) برآورد می‌گردد. با اینکه این یک مدل غیرفضایی است، اما به عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده می‌شود. برای شروع، مدل خطای فضایی[۲۳](SEM)

[22] Standard Linear Model
[23] Spatial Error Model

تصریح می‌شود؛ زیرا تفسیر ضرایب این مدل شبیه تفسیر مدل SLM است. در ادامه مدل‌های اتورگرسیو فضایی[۲۴](SAR) و مدل خودهمبستگی فضایی[۲۵](SAC) بیان می‌شوند که از بسیاری جهات این دو مدل شبیه هم هستند. سپس دو مدل رگرسیونی با وقفه‌های فضایی در متغیرهای مستقل یعنی مدل X وقفه فضایی[۲۶](SLX) و مدل خطای دوربین فضایی[۲۷](SDEM) تشریح می‌گردد که هر دو مدل دارای وابستگی فضایی برون‌زا هستند. در نهایت مدل دوربین فضایی[۲۸](SDM) بحث می‌شود که وابستگی‌های فضایی برون‌زا و درون‌زا را شامل می‌شود. تفسیر ضرایب مدل رگرسیون خطی استاندارد غیرفضایی(مدل ۱) ساده است و می تواند به عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده شود. شناسایی باقیمانده‌های مدل SLM برای درک ماهیت الگوی فضایی داده‌ها و در نتیجه تصریح نادرست احتمالی مدل مفید است



[24] Spatial Autoregressive Model
[25] Spatial Autocorrelation Model
[26] Spatial Lag of X
[27] Spatial Durbin Error Model
[28] Spatial Durbin Model

شکل ۱. مدل‌های فضایی

مأخذ: الهورست، ۲۰۱۰

Chart 1. Spatial models

Source: Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. Spatial economic analysis, 5(1), 9-28

در مدل(۱)، y بردار متغیر وابسته، X ماتریس متغیرهای توضیحی، β پارامترهای مدل و ε جمله خطا بوده که به صورت نرمال توزیع شده‌اند. مدل خطای فضایی(مدل ۲) همانند مدل رگرسیون خطی(مدل ۱) است، با این تفاوت که جمله خطای آن به صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ است؛ که در آن λ بیانگر همبستگی فضایی میان خطاها (مشروط بر W) و W ماتریس وزنی است که ساختار فضایی اثرات همسایه‌ها را بین باقیمانده‌ها نشان می‌دهد. مقدار انتظاری متغر وابسته در هر دو مدل SLM و SEM مشابه است. بنابراین برای تفسیر آماری ضرایب این دو مدل، مشتقات جزئی مدل (۱) و (۲) برای تمامی متغیرهای برونزا محاسبه می‌شوند. مدل(۳) بیانگر مدل وقفه فضایی(SAR) است که با اضافه نمودن جمله ρWy به سمت راست مدل رگرسیون خطی بدست می‌آید. در این مدل ρ ضریب متغیر درونزا Wy است متغیری که تابعی از مقادیر همسایه متغیر وابسته را نشان می‌دهد. حال اگر جمله خطای مدل SAR به صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ باشد، این مدل تبدیل به مدل خودهمبستگی فضایی(SAC) می‌شود(مدل ۷). در مدل SAC دو ماتریس وزنی وجود دارد که هم می‌توانند مشابه و هم متفاوت باشند. در اینجا نیز مقدار انتظاری و هم‌چنین تفسیر ضرایب دو مدل

SAR و SAC مشابه یکدیگر هستند. با توجه به درون‌زا بودن ساختار فضایی این دو مدل، تفسیر ضرایب β پیچیده‌تر از مدل‌های SLM یا SEM است، زیرا اکنون باید سرریزهای فضایی احتمالی در مدل شناسایی و محاسبه شوند.

لیسیج و پیس[۲۹](۲۰۰۹) از طریق یک فرآیند میانگین‌گیری، اثرات فضایی کل را به اثرات مستقیم و غیرمستقیم بلندمدت تفکیک نمودند. اثرات مستقیم بلندمدت به وسیله میانگین جملات قطر اصلی ماتریس مشتقات جزئی اندازه‌گیری می‌شود. اثرات غیرمستقیم بلندمدت نیز به صورت میانگین سایر عناصر در هر سطر(یا ستون) محاسبه می‌گردد. اثرات غیرمستقیم میانگین اثرات سرریز در تمامی مناطق مورد مطالعه می‌باشد. به عبارت دیگر، اثرات مستقیم نشان‌دهنده میانگین تغییر انتظاری همه مشاهدات متغیر وابسته در یک منطقه خاص به دلیل افزایش یک واحدی یک متغیر توضیحی مشخص در همان منطقه است، در حالی که اثرات غیرمستقیم بیانگر اثرات سرریز تغییر در متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته در مناطق دیگر می‌باشد. اگر به مدل وقفه فضایی(SAR) جمله $WX\theta$ اضافه شود، مدل دوربین فضایی(SDM) حاصل می‌شود(الهورست، ۲۰۱۰). علاوه بر این، در مدل دوربین فضایی اثر غیرمستقیم را می‌توان به دو جزء «اثرات محلی» ناشی از ضریب θ_1 و «اثرات جهانی» ناشی از ماتریس معکوس که شامل ρ است، تفکیک نمود. اثرات محلی به دلیل اینکه فقط تاثیر آنی بر همسایه‌ها می‌گذارند، محلی خوانده می‌شوند(براساس ماتریس وزنی مجاورت مرتبه نخست)؛ در حالی که اثرات جهانی از طریق ماتریس W بر تمام مناطق تأثیر می‌گذارد(Elhorst, 2010). همانطور که انسلین(۲۰۲۲) بیان داشت رویکرد اقتصادسنجی فضایی با روش‌های مرسوم دو تفاوت مهم دارد، نخست موضوع وابستگی یا خودهمبستگی فضایی بین مشاهدات داده‌ای نمونه در نقاط مختلف است و دوم ساختار یا ناهمسانی فضایی که ناشی از روابط مدل است که با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌کند. در اقتصادسنجی معمول دو عامل فوق نادیده گرفته می‌شوند، چون در صورت لحاظ این دو عامل فروض مورد استفاده در اقتصادسنجی متداول نقض خواهد شد. در فروض گاوس-مارکوف متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها فرض را نقض می‌کند. انجام تحقیقات در علوم منطقه‌ای بطور وسیعی مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است. وقتی در تحقیقات با متغیرهایی مواجه هستیم که مربوط به مکان و موقعیت جغرافیایی خاصی است، بکار بردن شیوه معمول در اقتصادسنجی مناسب نخواهد بود. در این مقاله نیز هدف

[29] Lesage and Pace

برآورد اثرات شمول مالی بر نابرابری درآمدی در استان‌های ایران است. با توجه به استفاده از داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای، لذا بکارگیری روش اقتصادسنجی فضایی نتایج معتبرتری در مقایسه با روش‌های اقتصادسنجی معمول ارایه خواهد کرد.

۴- نتایج تجربی

پیش از برآورد شاخص شمول مالی، ابتدا آماره‌های توصیفی متغیرها ارائه می‌شود. آماره‌ها نشان می‌دهند در دوره مورد بررسی به طور میانگین به ازای هر فرد حداقل ۳ کارت از سوی سیستم بانکی کشور صادر شده است. 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.

آمارهای معیارهای استفاده مالی نیز نشان می‌دهند میانگین کل سپرده‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استان حدود ۲/٤ بوده و به طور متوسط سالانه ۲۵/٤ 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 ۰/۱٦ می‌باشد. متوسط رشد این دو نسبت نیز به ترتیب ۲٤/۵ و ۲۵/۱ درصد بوده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی معیارهای دسترسی و استفاده مالی، دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰
مأخذ: نتایج پژوهش

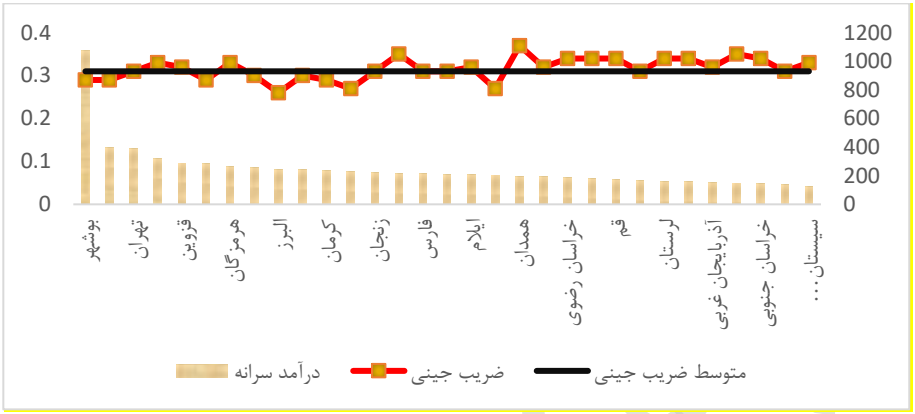
Table 2. Descriptive statistics of financial access and use measures, 2011-2021
Source: Research results

متغیر	شاخص		میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

		واحد اندازه‌گیری	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد	سطح	رشد
معیارهای دسترسی مالی										
کارت بانکی	به ازای هر نفر	تعداد	۳/۶	۸/۸	۱/۲	۲۲/۸	۱۰	۱۴۳/۹	۰/۶	-۷۷/۹
خودپرداز	به ازای هر هزار نفر	تعداد	۰/۶	۷/۵	۰/۲	۱۹/۳	۱/۳	۲۱۱/۷	۰/۰۵	-۶۹/۴
پایانه شعب	به ازای 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

نمودار ۱ نشان می‌دهد متوسط ضریب جینی در دوره مورد بررسی در ایران حدود ۰/۳۱ بوده است. مشاهده می‌شود ۱۵ استان ضریب جینی بالای متوسط کشور، ٦ استان مشابه متوسط و ۱۰ استان ضریب جینی پایین‌تر از متوسط کل کشور داشته‌اند. با نگاهی به درآمد سرانه استان‌ها در می‌یابیم بیشتر آنهایی که ضریب جینی بالای متوسط دارند، از نظر درآمد سرانه نیز در رتبه‌های انتهایی قرار دارند. اما توجه به این نکته ضروری است که تغییر ضریب جینی با بالا یا پایین بودن این ضریب لزوما به معنی تغییرات فقر نیست، به عنوان مثال زمانی که در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال ۱۳۹۹ ضریب جینی در کشور کاهش یافته، بدین معنی نیست که فقر کمتر شده، بلکه تنها می‌توان نتیجه گرفت وضعیت توزیع درآمد چه اندازه نابرابر است. همچنین زمانی که ضریب جینی در استانی پایین است، به معنی پر درآمد بودن آن استان نیست، بلکه شاید مردم در آنجا نسبت به هم در فقر برابر باشند نه در ثروتمندی.



نمودار ۱. متوسط ضریب جینی ایران، استان‌ها درآمد سرانه؛ ۱۴۰۰-۱۳۹۰ (میلیون ریال)
مأخذ: نتایج پژوهش

Figure 1. Average Gini coefficient of Iran, provinces per capita income; 2011-2021 (million rials)
Source: Research results

۱-۴- محاسبه زیرشاخص دسترسی و استفاده مالی

از طریق روش تحلیل مولفه 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 تجزیه و تحلیل در نظر گرفته می شود(Kaiser, 1960).

جدول ۳. برآورد اجزای اصلی برای زیرشاخص‌های دسترسی و استفاده مالی
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 3. Principal component estimates for the financial access and use sub-indices
Source: Research results

مولفه‌ها	مقادیر ویژه	تفاضل	نسبت	تجمعی
زیرشاخص دسترسی مالی				
مولفه ۱	۲/۹۳۷۵	۲/۸۹۹۹	۰/۹۷۹۲	۰/۹۷۹۲
مولفه ۲	۰/۰۳۷۶	۰/۰۱۲۸	۰/۰۱۲۶	۰/۹۹۱۸
مولفه ۳	۰/۰۲۴۹		۰/۰۰۸۳	۱/۰۰۰۰
زیرشاخص استفاده مالی				

مولفه ۱	۳/۳۳۸۹	۲/۷۲۳۷	۰/۸۳۴۷	۰/۸۳۴۷
مولفه ۲	۰/۶۱۵۲	۰/۵۷۰۲	۰/۱۵۳۸	۰/۹۸۸۵
مولفه ۳	۰/۰۴۵۱	۰/۰۴۴۲	۰/۰۱۱۳	۰/۹۹۹۸
مولفه ۴	۰/۰۰۰۸		۰/۰۰۰۲	۱/۰۰۰۰

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، ۰/٦۱، ۰/۰٤ 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 ٤** آمده است. لازم به ذکر است که این وزن‌ها از داده‌های موجود در مولفه اصلی و مقادیر ویژه مربوطه به دست می‌آیند.

جدول ٤. وزن‌های اختصاص یافته به مولفه اصلی نخست برای دو زیرشاخص دسترسی و استفاده مالی و آزمون ثبات KMO

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 4. Weights assigned to the first principal component for the two sub-indices of financial access and use and KMO stability test

Source: Research results

متغیر	وزن‌های مولفه 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)			

پیش از محاسبه شاخص باید از کافی بودن حجم نمونه اطمینان حاصل شود. بدین منظور شاخص کفایت نمونه توسط کایزر، می‌یر و اولکین (۱۹۷٤) 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 با احتیاط قابل قبول است. نتایج این آزمون در حالت کلی برای هر دو زیرشاخص نشان می‌دهد حجم نمونه برای تحلیل مولفه 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. بر این اساس، با توجه به مقدار شاخص شمول 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 شمول مالی بالایی برخوردار است؛ اگر شاخص بین ۰/۵ و ۰/۳ باشد، شمول مالی در حد متوسط است و درنهایت اگر شاخص بین صفر تا ۰/۳ باشد، شمول 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 این در حالی است 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.

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 ۲٦ 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، ۱۴۰۰-۱۳۹۰
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 5. Results of financial access and use sub-indices for Iranian provinces, 2011-2021

Source: Research results

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 وبویراحمد	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			

۲-۴- نتایج مرحله دوم تحلیل مولفه اصلی

در این مرحله با توجه به نتایج مرحله قبل، شاخص شمول مالی با استفاده از تحلیل مولفه اصلی برآورد می‌گردد. با بکارگیری همان روشی که در مرحله نخست توضیح داده شد، وزن ابعاد و شاخص کلی شمول 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 ٦** نشان داده شده است.

جدول ٦. برآورد اجزای اصلی برای شاخص شمول مالی

مأخذ: نتایج پژوهش

Table 6. Principal component estimates for the financial inclusion index

Source: Research results

مولفه‌ها	مقادیر ویژه	تفاضل	نسبت	تجمعی
مولفه ۱	۱/۳۱۲۵	۰/۶۲۵۰	۰/۶۵۶۳	۰/۶۵۶۳
مولفه ۲	۰/۷۵۶۸		۰/۳۴۳۷	۱/۰۰۰۰

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 شمول 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 شمول مالی و آزمون ثبات KMO
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 7. Weights assigned to the first principal component for the financial inclusion index and KMO stability test

Source: Research results

زیرشاخص	وزن‌های مولفه 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)			

یافته‌های **جدول ۷** نشان می‌دهند وزن‌های اختصاص داده شده به مولفه نخست شاخص شمول 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 شمول مالی برای استان‌های ایران محاسبه نمود. **(جدول ۸)**

جدول ۸. نتایج شاخص شمول مالی برای استان‌های ایران، ۱۴۰۰-۱۳۹۰
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 8. Financial Inclusion Index Results for Iranian Provinces, 2011-2021
Source: Research results

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			

مشاهده می‌شود مقدار شاخص شمول 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 شمول مالی قرار دارد. تمامی ۳۰ استان دیگر از نظر شمول مالی در سطح پایین قرار دارند. استان‌های سیستان و بلوچستان، خوزستان، کردستان و لرستان به لحاظ شمول مالی بدترین وضعیت را در میان تمامی استان‌ها دارند.

۳-۴- نتایج تجربی مدل‌های فضایی

برای برآورد اثرات شمول 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 به راحتی ایجاد کرده و توزیع‌های نرمال مجانبی یا

نیمه مجانبی را به‌دست آورد. رویکرد دوم نیز مبتنی بر وابستگی مقاطع می‌باشد. 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
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 9. Results of the cross-sectional dependence test
Source: Research results

آزمون	ضریب جینی	شمول مالی	شاخص قیمت	درآمد سرانه
LM بریوش-پاگان	۷۰۷/۴*	۳۳۵۳/۴*	۵۱۰۱/۹*	۱۵۹۶/۱*
LM پسران	۷/۹۵*	۹۴/۷*	۱۵۲/۱*	۳۷/۱*
LM تورش تصحیح‌شده	۶/۴*	-۹۳/۲*	-۱۵۰/۵*	-۳۵/۵*
CD پسران	۶/۷*	۵۱/۳*	-۷۱/۴*	-۱۹/۴*
استنتاج	وابستگی	وابستگی	وابستگی	وابستگی
* معنادار در سطح ۱ درصد				

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
مأخذ: منایج پژوهش

Table 10. Unit root test results
Source: Research results

آزمون		ضریب جینی	شمول مالی	شاخص قیمت	درآمد سرانه
پسران	سطح	-۲/۹۱*	-۳/۰۳*	-۲/۹۳**	-۳/۳۴*

(CIPS)	تفاضل نخست	-	-	-	-
کوتاه‌شده پسران (Truncated CIPS)	سطح	-۲/۶۸*	-۲/۹۰*	-۲/۵***	-۲/۷۹**
	تفاضل نخست	-	-	-	-
استنتاج		I (0)	I (0)	I (0)	I (0)
*، ** و *** به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد					

با توجه به اینکه هدف اصلی این مقاله، ارزیابی اثرات شمول مالی و فناوری بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران است؛ و از آنجا که ممکن است نابرابری و یا حتی شمول مالی در یک استان بر استان‌های مجاور نیز اثرگذار باشد؛ به همین دلیل از مدل‌های فضایی نیز بهره گرفته می‌شود. مدل‌های فضایی با وارد نمودن متغیرهای مشاهده شده در مکان‌های دیگر در مدل رگرسیونی، اثرات فضایی را اندازه‌گیری می‌کنند. بدین منظور، بخش نخست به برآورد مدل‌های ایستای فضایی و اندازه‌گیری اثرات محلی و سرریزهای فضایی شمول مالی بر نابرابری درآمد اختصاص دارد. در بخش دوم اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت شمول مالی بر نابرابری درآمد در استان‌ها برآورد خواهند شد. نتایج برآورد اثرات شمول مالی بر نابرابری درآمد در مدل‌های فضایی ایستا در **جدول ۱۱** آمده است.

تمامی مدل‌ها با استفاده از ماتریس وزنی استاندارد(W) نرمال‌شده برآورد گردیده است. تخمین مدل‌ها با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی به دست آمده‌اند. نتایج آماره آزمون موران در مدل‌های برآورد شده وجود خودهمبستگی پانل فضایی را تایید می‌کند. یافته‌های آماره والد نیز نشان می‌دهد ضریب اثر فضایی متغیر وابسته(ρ) معنادار می‌باشد. آماره F بیانگر معناداری مدل‌های برآوردی است. در نهایت نتایج آماره LM باوقفه حکایت از آن دارد متغیر وابسته باوقفه فضایی از خودهمبستگی فضایی برخوردار است.

جدول ۱۱. برآورد اثرات شمول مالی بر نابرابری درآمد در مدل‌های فضایی ایستا

مأخذ: نتایج پوهش

Table 11. Estimation of the effects of financial inclusion on income inequality in static spatial models

Source: Research results

متغیرها	خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	خودهمبستگی فضایی (SAC)	دوربین فضایی (SDM)
شمول مالی	-۰/۰۹***	-۰/۰۹***	-۰/۰۹***	-۰/۰۹***
درآمد سرانه	۰/۱***	۰/۱۱***	۰/۱***	۰/۱***

متغیرها	خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAR)	خودهمبستگی فضایی (SAC)	دوربین فضایی (SDM)
تورم	۰/۰۴***	۰/۰۴***	۰/۳۵***	۰/۱۷*
عرض از مبداء	-۲/۵۸***	-۲/۳۸***	-۲/۳۲***	-۳/۵***
شمول مالی فضایی	-	-	-	۰/۰۱
درآمد سرانه فضایی	-	-	-	۰/۱**
تورم فضایی	-	-	-	-۰/۱۴
ضریب تعیین	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۴
Log likelihood	۳۹۳/۹	۳۹۴/۴	۳۹۴/۲	۳۹۶/۷
وقفه فضایی ضریب جینی(ρ)	-	۰/۱۷**	۰/۲۳	۰/۱۵**
λ	۰/۱۶**	-	-۰/۰۷	-
σ_{ξ}^{2}	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۶***
آماره موران جهانی	۰/۷۲***	۰/۷۲***	۰/۷۲***	۰/۷۸***
آماره والد	۲۰/۸***	۳۳/۶***	۲۵/۳***	۶۸/۲***
آماره F	۶/۴***	۹/۹***	۱۰/۱***	۷/۲***
آماره LM باوقفه	۵۲۵/۱***	۴۵۱/۸***	۴۸۶/۷***	۴۷۶/۴***
تعداد مشاهدات	۳۴۱	۳۴۱	۳۴۱	۳۴۱
تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.				

نتایج نشان می‌دهد شمول مالی بر نابرابری درآمدی اثر منفی و معنادار دارد؛ که بیان می‌دارد افزایش شمول مالی، سبب کاهش ضریب جینی در استان‌های ایران می‌شود. این یافته‌ها مطابق با نتایج مرحله قبل است؛ یعنی اگر شرایط شمول مالی در استان‌های ایران بهبود یابد، وضعیت توزیع درآمد بهتر خواهد شد. ضریب برآوردی متغیر وابسته با وقفه مکانی (ρ) در دو مدل وقفه فضایی و دوربین فضایی مثبت و معنادار بوده که نشان می‌دهد متوسط سطح ضریب جینی در استان‌های همجوار تأثیر مثبت بر وضعیت توزیع درآمد محلی دارد؛ یعنی وقتی در یک استان ضریب جینی افزایش می‌یابد، در استان‌های همسایه نیز توزیع درآمد بدتر می‌شود .

جدول ۱۲. رآورد اثرات مستقیم و سرریز شمول مالی بر نابرابری درآمد در مدل‌های فضایی ایستا
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 12. Estimation of direct and spillover effects of financial inclusion on income inequality in static spatial models

Source: Research results

متغیرها	خطای فضایی (SEM)			وقفه فضایی (SAR)			خودهمبستگی فضایی (SAC)			دوربین فضایی (SDM)		
	مستقیم	سرریز	کل	مستقیم	سرریز	کل	مستقیم	سرریز	کل	مستقیم	سرریز	کل
شمول مالی	-۰/۰۹***	-	-۰/۰۹***	-۰/۰۹***	-۰/۰۱*	-۰/۱***	-۰/۰۹***	-۰/۰۲	-۰/۱۱***	-۰/۰۹***	-۰/۰۱	-۰/۱***
درآمد سرانه	۰/۱***	-	۰/۱***	۰/۱***	۰/۰۲*	۰/۱۲***	۰/۱***	۰/۰۳	۰/۱۳***	۰/۱***	۰/۱۳*	۰/۲۳***
تورم	۰/۰۴***	-	۰/۰۴***	۰/۰۴***	۰/۰۱**	۰/۰۵***	۰/۰۴***	۰/۰۱	۰/۰۵***	۰/۱۸**	-۰/۱۴	۰/۰۳***
تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند. ***، ** و * به ترتیب معنادار در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد هستند.												

در **جدول ۱۲** اثرات محلی و سرریز شمول مالی بر نابرابری درآمدی ارائه شده است. با توجه به نتایج، اثر محلی (اثر مستقیم) شمول مالی بر نابرابری درآمدی بر در استان‌های ایران در منفی ومعنادار است. هم‌چنین اثرات سرریز (اثرات غیرمستقیم فضایی) شمول مالی بر ضریب جینی تنها در مدل وقفه فضایی(SAR) منفی و معنادار و در دو مدل دیگر منفی اما غیرمعنادار است. این یافته‌ها نشان می‌دهد اثر منفی شمول مالی بر نابرابری درآمدی به صورت محلی تایید می‌شود، در حالی که اثرات سرریز آن پایدار نیست. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود شمول مالی بر نابرابری درآمدی در داخل استان‌های ایران اثر بگذارد، اما نمی‌توان اثر بهبود شمول مالی در یک استان بر نابرابری درآمد در استان‌های همجوار را نمی‌توان تایید نمود.

۵- جمع‌بندی

در دهه‌های اخیر، بحث‌های علمی و سیاستی به طور فزاینده‌ای بر نابرابری درآمد متمرکز شده است. ظهور و تداوم نابرابری در داخل کشورها، اقتصاددانان را بر آن داشته تا هشدار دهند که اگر توزیع درآمد در کشورهای جهان بیش از حد نابرابر شود، ممکن است عواقب جبران‌ناپذیری داشته باشد. به همین دلیل است که برنامه توسعه جهانی سازمان ملل از طریق اهداف توسعه پایدار مقابله با نابرابری را به یکی از اهداف اصلی خود تبدیل کرده است. در واقع، نابرابری درآمد می‌تواند رشد را کاهش دهد زیرا فرصت‌ها، توسعه مهارتها و تحرک اجتماعی و شغلی را محدود می‌کند. بنابراین، کاهش نابرابری نه تنها برای نهادهای

بین المللی، بلکه برای دولت‌ها نیز به یک دغدغه مهم تبدیل شده است. از جمله عواملی که می‌تواند نابرابری درآمدی را کاهش دهد، شمول مالی است. شمول مالی مکانیزمی است که موانع دسترسی و استفاده از خدمات مالی را از بین برده و لذا آسیب‌پذیرترین اقشار جامعه منتفع می‌شوند. از جمله مهمترین موانع می‌توان به عدم تقارن اطلاعات، هزینه‌های اقتصادی واسطه‌گری مالی، سواد مالی پایین، عدم اعتماد به بخش مالی، خودمحرومی و هم‌چنین عوامل اجتماعی-اقتصادی مانند سطح درآمد پایین، تحصیلات و ثروت اشاره نمود.

هدف این مقاله اثر شمول مالی بر نابرابری درآمد در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی ارزیابی بود. با استفاده از داده‌های ۳۱ استان ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰ مشخص گردید بجز استان تهران که در سطح متوسطی از شمول مالی قرار دارد، سایر استان‌ها از نظر شمول مالی در سطح پایین هستند؛ که استان‌های سیستان و بلوچستان، خوزستان، کردستان و لرستان بدترین وضعیت را دارند. هم‌چنین نتایج برآورد مدل‌های فضایی نشان داد بهبود در شاخص شمول مالی سبب کاهش ضریب جینی در استان‌های ایران شده است. علاوه بر این یافته‌ها بیان داشت اگر وضعیت نابرابری درآمد در یک استان بدتر شود، این تغییر بر استان‌های همجوار نیز تأثیر دارد و در آنها نیز توزیع وضعیت توزیع درآمد بدتر می‌شود. این تأثیر ممکن است عجیب به نظر برسد، اما در ایران چندان تعجب‌آور نیست، زیرا در اکثر استان‌های ایران که متوسط سطح نابرابری درآمدی نسبتاً بالا است، فرصت‌های اقتصادی کمتری وجود دارد. در نتیجه، جابجایی کسب وکارها، سرمایه‌گذاری‌ها و نیروی‌کار در میان استان‌ها در جستجوی فرصت‌های اقتصادی جدید رخ نخواهد داد. این استدلال در راستای نظریه مهاجرت است که نشان می‌دهد مهاجرت و تصمیمات انتخاب مکان توسط رفتار افراد یا خانوارها هدایت می‌شود. افراد به دنبال حداکثر نمودن مطلوبیت خود هستند که تابعی از درآمد و سایر ویژگی‌های مکانی مانند کیفیت زندگی است. از این منظر، تودارو[30](۱۹۶۹) بر اهمیت اختلاف درآمد بین مناطق به عنوان عامل کلیدی مهاجرت روستا به شهر تاکید می‌کند. هم‌چنین اثرات محلی شمول مالی بر ضریب جینی نیز براساس مدل‌های فضایی مورد تایید قرار گرفت، اما اثرات فضایی مشاهده نگردید. یافته‌های این مقاله با نتایج مقالات تاباش و همکاران(۲۰۲۴)، هاو و ژانگ(۲۰۲۴)، کبده و همکاران(۲۰۲۳)، کومار و جی(۲۰۲۳) و بیدختی و همکاران(۱۴۰۲) همسو است. در مقابل مقالاتی هم‌چون وو و همکاران(۲۰۲۳)، بری و همکاران(۲۰۲۳) و داودی و سبزی خوشنامی(۱۴۰۰) بیان داشتند اثر شمول مالی بر نابرابری دارای یک حد آستانه است، یعنی

[30] Todaro

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهش‌های اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)

می‌تواند شمول مالی می‌تواند باعث افزایش نابرابری نیز شود که نتایج مقاله از این منظر با یافته‌های این مقالات ناسازگار 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. به عبارت دیگر، 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 لزوما به معنی کاهش نابرابری نیست. در این خصوص، سالا-آی-مارتین (۲۰۰۲ و ۲۰۰۶) نشان داد اگرچه درآمد سرانه در بیشتر کشورها در چند دهه اخیر افزایش یافته و فاصله اقتصادی بین کشورها کمتر شده است، اما نابرابری درآمدی تقریبا در همه کشورهای جهان افزایش یافته 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.

با توجه به یافته‌های مقاله، توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌گردد. نخست، نهادهای مالی مانند بانک‌ها باید خدمات مالی رسمی مبتکرانه و مبتنی بر نیاز را ارائه دهند، مانند بکارگیری روش‌هایی برای تسهیل تأمین اعتبار برای کارآفرینان و مشاغل کوچک به ویژه بنگاه‌های استان‌های محروم و تداوم جریان‌های تأمین مالی برای پشتیبانی از برنامه‌های توسعه کسب و کارها در این استان‌ها می‌باشد. 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 در رابطه با 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.

Reference

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

Agnello, L., Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2012). Financial reforms and income inequality. Economics Letters, *116*(3), 583-587.

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

Álvarez-Gamboa, J., Cabrera-Barona, P., & Jácome-Estrella, H. (2021). Financial inclusion and multidimensional poverty in Ecuador: A spatial approach. *World Development Perspectives*, *22*, 100311.

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

Anselin, L. (2022). Spatial econometrics. *Handbook of spatial analysis in the social sciences*, 101-122.

Ashrafganjoee, R. , Akbari Fard, H. , Jalaee Esfandabadi, S. A. M. and Mashinchi, M. (2024). Estimating the Impact of uncertainty of macroeconomic and foreign trade variables on income distribution among Income Deciles. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(2), 75-125. doi: 10.22055/jqe.2021.36781.2350[In Persian]

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., & Duflo, E. (2005). Growth theory through the lens of development economics. *Handbook of economic growth*, *1*, 473-552.

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).

Claessens, S., & Feijen, E. (2007). *Financial sector development and the millennium development goals* (No. 89). World Bank Publications.

Claessens, S., & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: Channels and evidence. *Journal of comparative Economics*, *35*(4), 748-773.

Cumming, D., Rui, O., & Wu, Y. (2016). Political instability, access to private debt, and innovation investment in China. *Emerging Markets Review*, *29*, 68-81.

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]

Elhorst, J. P. (2010). Applied spatial econometrics: raising the bar. *Spatial economic analysis*, *5*(1), 9-28.

Fauzan, I. F., Firdaus, M., & Sahara, S. (2020). Regional financial inclusion and poverty: Evidence from Indonesia. *Economic Journal of Emerging Markets*, 25-38.

Galor, O., & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The review of economic studies*, *71*(4), 1001-1026.

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

Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of political Economy*, *98*(5, Part 1), 1076-1107.

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.

Hu, D., Fang, X., & DiGiovanni, Y. M. (2023). Technological progress, financial constrains, and digital financial inclusion. *Small Business Economics*, *61*(4), 1693-1721.

Hu, G., & Li, Z. (2024). Research on Spatial Spillover Effect of Digital Financial Inclusion on Common Prosperity. In *2024 9th International Conference on Social Sciences and Economic Development (ICSSED 2024)*, 657-663.

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.

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.

LeSage, J., & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.

Levine, R. (2005). *Finance and growth: theory and evidence*. Handbook of Economic Growth.

Li, M. C., Feng, S. X., & Xie, X. (2023). Spatial effect of digital financial inclusion on the urban–rural income gap in China—analysis based on path dependence. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, *36*(2).

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

Luo, J., & Li, B. Z. (2022). Impact of digital financial inclusion on consumption inequality in China. *Social Indicators Research*, *163*(2), 529-553.

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]

Mansouri, S. A. (2024). Investigating the Effect of Sanctions on Casual Relationship between Corruption, Income Inequality and Poverty in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (JQE)*, *21*(1), 171-201. doi: 10.22055/jqe.2024.43224.2544 [In Persian]

Mehrotra, A. N., & Yetman, J. (2014). Financial inclusion and optimal monetary policy. BIS Working Papers No 476.

Neaime, S., & Gaysset, I. (2018). Financial inclusion and stability in MENA: Evidence from poverty and inequality. *Finance Research Letters*, *24*, 230-237.

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.

Rahmayati, R. (2021). Accelerate Ecosystem Development Financial Services Sector. In *Annual Conference Of Ihtifaz: Islamic Economics, Finance, And Banking*, *2*(2), (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]

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.

Sun, Y., & You, X. (2023). Do digital inclusive finance, innovation, and entrepreneurship activities stimulate vitality of the urban economy? Empirical evidence from the Yangtze River Delta, China. *Technology in Society*, *72*, 102200.

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.

Todaro, M. P. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries. The American economic review, *59*(1), 138-148.

Wahab, S., Imran, M., Safi, A., Wahab, Z., & Kirikkaleli, D. (2022). Role of financial stability, technological innovation, and renewable energy in achieving sustainable development goals in BRICS countries. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(32), 48827-48838.

Zhang, C., Li, Y., Yang, L., & Wang, Z. (2023). Does the development of digital inclusive finance promote the construction of digital villages? an empirical study based on the Chinese experience. *Agriculture*, *13*(8), 1616.