

Financial Structure and Income Inequality in Iran

Samira Ejtehad^{*}, Mehrzad Ebrahimi^{**}

Hashem Zare^{***}

Abstract

This paper investigates the effect of the banking structure on income inequality in Iran. For the banking structure, three indicators of assets, credits, and foreign sector have been calculated and a regression model has been estimated with the Auto-Regressive Distributed Lags approach for the period of 1979-2016. The findings reveal that Iran's undeveloped financial system, which is relationship-oriented like other bank-based financial systems, has often had a counter-development function. So that among the three investigated indicators, the effect of two indicators of the structure of assets and credits of the banking system on income inequality is significantly positive and has caused an increase in income inequality. In contrast, the effect of the structure of the international transactions index of the banking system is significantly negative, which supports the positive effects of the international integration of Iran's financial system. In this way, the increase in international banking transactions can strengthen the development function of "relationship orientation" in the banking system and subsequently reduce income inequality.

* Phd Student of Department of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, EjtehadSamira@gmail.com

** Assistant Professor of Department of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran, mhrzad@yahoo.com

*** Assistant Professor of Department of Economics and Management, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran (Corresponding Author), Hashem.Zare@gmail.com

Date received: 2021/11/26, Date of acceptance: 2022/04/29



Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

Keywords: Financial structure, Banking structure, Income inequality, Income distribution, Auto-Regressive Distributed Lags.

JEL Classification: G20, G21, D31, D30, C22.



ساختار بانکی و نابرابری درآمد در ایران

سمیرا اجتهادی*

مهرزاد ابراهیمی**، هاشم زارع***

چکیده

این پژوهش به بررسی تأثیر ساختار بانکی بر نابرابری درآمد در ایران می‌پردازد. بدین منظور، برای ساختار بانکی سه شاخص دارایی، اعتبارات و بخش خارجی محاسبه و مدل با رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای دوره زمانی ۱۹۷۹-۲۰۱۶ برآورد شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند که سیستم توسعه‌نیافته مالی ایران که همانند سایر سیستم‌های مالی بانک‌محور، رابطه‌مدار است، اغلب کارکردی ضد توسعه‌ای داشته است. به طوری که از میان سه شاخص مورد بررسی، تأثیر دو شاخص دارایی‌ها و اعتبارات سیستم بانکی بر نابرابری درآمد، مثبت و معنی‌دار بوده و موجب افزایش نابرابری درآمد شده است. در مقابل، تأثیر شاخص مبادلات خارجی ساختار بانکی، منفی و معنی‌دار برآورد شده، که در حمایت از آثار مثبت ادغام بین‌المللی سیستم مالی ایران است. بدین ترتیب که افزایش مبادلات خارجی بانکی می‌تواند کارکرد توسعه‌ای رابطه‌مداری در سیستم بانکی را تقویت کند و متعاقباً نابرابری درآمد را کاهش دهد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران،
EjtehadiSamira@gmail.com

** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران،
mhrzad@yahoo.com

*** استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
(نویسنده مسئول)، Hashem.Zare@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۰۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۲۹



Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

کلیدواژه‌ها: ساختار مالی، ساختار بانکی، نابرابری درآمد، توزیع درآمد، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی.

طبقه‌بندی JEL: G20, G21, D31, D30, C22.

۱. مقدمه

پس از رکود بزرگ که با پیامدهای منفی شدیدی در افزایش نابرابری همراه بود و به‌ویژه از دهه ۱۹۹۰ علاقه ادبیات علم اقتصاد به موضوع توزیع درآمد، افزایش چشم‌گیری یافت (به عنوان نمونه، استیگلitz (Stiglitz)، ۲۰۱۲؛ کوراک (Corak)، ۲۰۱۳؛ پیکتی (Piketty)، ۲۰۱۴؛ اتکینسون (Atkinson)، ۱۹۹۷ و ۲۰۱۵). در ادامه، در یک دهه اخیر، به تأثیر ساختار مالی و ساختار بانکی بر نابرابری درآمد به‌طور صریح پرداخته شده است (نابی (Nabi)، ۲۰۱۵؛ سیون و کاسکن (Seven & Coskun)، ۲۰۱۶؛ شی و همکاران (Hsieh et al.)، ۲۰۱۹؛ دلیس و همکاران (Delis et al.)، ۲۰۱۹).

در مورد ساختار مالی، الن و گیل (Allen & Gale) (۱۹۹۹) ادعا می‌کنند که بازارهای سهام، نسبت به تأمین مالی بانکی، کارآتر هستند، زیرا می‌توانند مانع از تضاد آراء^۱ شوند (بدین جهت که هر سرمایه‌گذار تصمیم منحصربه‌فردی برای سرمایه‌گذاری می‌گیرد). از آن‌جا که بنگاه‌های کوچک از نظر اطلاعاتی ناشناخته‌تر هستند و وثیقه کم‌تری دارند، احتمالاً سرمایه‌گذاران نسبت به پروژه‌های آن‌ها آراء متنوعی خواهند داشت. به این معنا که «تأمین مالی مبتنی بر مشارکت» (Equity financing) برای بنگاه‌های کوچک مناسب‌تر است. در حالی که این استدلال مبتنی بر کاهش هزینه‌های اطلاعاتی است، د گراو و جریبا (De Grauwe & Gerba) (۲۰۱۶) نیز استدلال‌هایی در حمایت از بازارمحوری مبتنی بر کاهش هزینه‌های مبادلاتی ارائه دادند.

در مقابل، استیگلitz (۱۹۸۵) در حمایت از کاهش هزینه‌های اطلاعاتی در رویکرد بانک‌محور، ادعا می‌کند که بانک‌ها می‌توانند از صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس در گردآوری و پردازش اطلاعات استفاده کرده و در تجهیز منابع و مدیریت ریسک، کارآ عمل کنند. بر خلاف آن، بازارهای سهام توسعه‌یافته، اطلاعات را به سرعت در اختیار عموم قرار می‌دهند؛ در نتیجه انگیزه کسب اطلاعات برای سرمایه‌گذاران کاهش می‌یابد. آلمیدا و همکاران (Almeida et al.) (۲۰۰۴) نیز استدلال‌هایی مبتنی بر کاهش هزینه‌های مبادلاتی در ساختارهای بانک‌محور ارائه نمودند.

ساختار بانکی و نابرابری درآمد در ایران ... (سمیرا اجتهادی و دیگران) ۵

بنابراین، تشخیص این که کدام ساختار مالی می‌تواند ابعاد مختلف توسعه اقتصادی را بهتر و بیش‌تر تشویق کند، محل مجادله جدی میان اقتصاددانان است. از آن جایی که وانگ (Wang) (۲۰۱۶) نتیجه می‌گیرد که کارآیی بالاتر ساختار بانک‌محور یا ساختار بازارمحور، بستگی به ویژگی‌های کلان‌مالی بخش بانکی دارد، مقاله حاضر به‌جای بررسی اثر وضعیت کلی ساختار مالی ایران، به‌طور عمیق‌تر بر ابعاد ساختار بانکی در سیستم بانک‌محور کنونی کشور تمرکز می‌کند.

از مسائل چالش‌برانگیز حوزه اقتصاد کلان-مالی تحولاتی است که سیستم مالی (و به‌طور مشخص ساختار مالی) همگام با توسعه اقتصادی تجربه می‌کند؛ و از آن مهم‌تر، تأثیر مسیر طی شده توسط ساختار مالی بر توسعه بخش واقعی است (هانگ (Huang)، ۲۰۰۵). در واکاوی این مسأله تا کنون اتفاق نظری حاصل نشده است^۲، اما می‌توان ادعا کرد که ساختار مالی و تحولات آن می‌بایست منجر به کاهش اصطکاک‌های مالی شود. پس، مسیر طی شده مهم است و نه نوع ساختار مالی کشور در یک مقطع زمانی خاص. به علاوه، مرور ادبیات اقتصاد کلان-مالی دلالت بر این دارد که ساختار مالی هر کشور بایستی به‌طور جداگانه بررسی شود. هم‌چنین استفاده از یک شاخص کلی (مانند درجه بانک‌محوری) نمی‌تواند ساختار مالی و مسیری را که طی شده منعکس کند و لازم است شاخص‌های ساختار مالی با مقایسه دودویی یا چندتایی اندازه‌گیری شوند.

ساختار مالی اثر تعیین‌کننده‌ای بر توزیع درآمد دارد. به‌طوری‌که کشورهای درحال توسعه (ر. ک. کاپودار و سینگ (Kpodar & Singh)، ۲۰۱۱) در مورد مجموعه‌ای از کشورهای در حال توسعه؛ لیو و همکاران (Liu, G. et al.) (۲۰۱۷) در مورد چین؛) مانند ایران بایستی ساختار مالی و بانکی خود را اصلاح کنند تا دسترسی مالی بنگاه‌ها را تقویت کرده، و توزیع درآمد میان افراد را عادلانه‌تر نمایند. ساختار بانکی مطلوب از طریق کاهش نابرابری درآمد می‌تواند به ثبات اجتماعی و سیاسی کشورها کمک کند.

در امتداد پژوهش‌های پیشین انجام شده درباره ساختار مالی در ایران (ابوترابی و فلاحی، ۱۳۹۲؛ مکیان و ایزدی، ۱۳۹۴؛ محمدزاده، ۱۳۹۹) که وضعیت کلی ساختار مالی (بانک‌محور بودن) ایران و آثار آن را بررسی کرده‌اند، این پژوهش در لایه‌ای عمیق‌تر و باریک‌تر به بررسی ابعاد سه‌گانه ساختار بانکی (ساختار دارایی‌ها، ساختار اعتبارات، و ساختار مبادلات خارجی) و اثر آن‌ها بر نابرابری درآمد در ایران می‌پردازد.

بر اساس آن چه بیان شد، پژوهش حاضر به این پرسش پاسخ می‌دهد که ابعاد مختلف ساختار بانکی در ایران چه تأثیری بر نابرابری درآمد دارد؟ به این منظور، ابعاد ساختار بانکی ایران با استفاده از داده‌های «پایگاه داده جهانی توسعه مالی» (Global Financial Development Database: GFDD) برای سال‌های ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۶ محاسبه شده و سپس اثر آن بر ضریب جینی با به کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (Auto-Auto-Regressive Distributed Lags: ARDL) برآورد می‌شود.

ساختار مقاله بدین شرح است: بخش دوم، به ادبیات موضوع می‌پردازد. در بخش سوم، مدل تصریح شده و روش پژوهش توضیح داده می‌شود. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش گزارش می‌شود و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

دسترسی نابرابر به منابع مالی مدت‌هاست که به عنوان مکانیزمی بحرانی، برای ایجاد نابرابری درآمدی مزمن و رشد اقتصادی کندتر شناخته شده است. یک شاخه بحث‌برانگیز از ادبیات اقتصاد کلان-مالی تأکید می‌کند که نواقص بازار سرمایه و محدودیت‌های وام‌دهی که دسترسی به منابع مالی را محدود می‌کند، ممکن است بر نابرابری و فقر در طی مسیر توسعه اقتصادی تأثیر بگذارد. نواقص مزمن بازار مالی، تعیین‌کننده‌های کلیدی برای نابرابری و فقر است (ر. ک. گرین‌وود و جووانوویچ (Greenwood & Jovanovic)، ۱۹۹۰؛ بنرجی و نیومن (Banerjee & Newman)، ۱۹۹۳). این نقص‌ها مانع از سرمایه‌گذاری افراد کم‌درآمد در سرمایه انسانی، سلامت و فعالیت‌های کارآفرینی می‌شود.

اما، لازم به ذکر است که حتی در جایی که اندازه/نقدشوندگی سیستم مالی (به‌ویژه بانک‌ها و بازارهای سهام) به اندازه کافی توسعه یافته است، این توسعه ممکن است به دلیل عدم دسترسی همه‌شمول به خدمات و محصولات مالی، به افراد کم‌درآمد کمکی نکرده باشد. به عبارت دیگر، اگر دسترسی به خدمات مالی برای افراد کم‌درآمد در مقایسه با بقیه جمعیت محدود شده باشد، تعمیق مالی (و نه توسعه مالی) ممکن است به کاهش نابرابری و فقر نیانجامد.^۳

تئوری، پیش‌بینی‌های متناقضی در مورد تأثیر تأمین مالی بر نابرابری درآمد و کاهش فقر ارائه می‌دهد. مدل‌های نظری نشان می‌دهند که توسعه مالی می‌تواند به کاهش نابرابری درآمد و فقر و هم‌چنین رشد اقتصادی، را از طریق ایجاد پیامدهای بیرونی مثبت تشویق کند؛ برای مثال،

ساختار بانکی و نابرابری درآمد در ایران ... (سمیرا اجتهادی و دیگران) ۷

با افزایش کارایی تخصیص سرمایه و کاهش محدودیت‌های تأمین مالی از بازارهای مالی، توسعه مالی ممکن است نابرابری درآمد را از طریق بهبود استفاده از وثیقه و سوابق اعتباری کاهش دهد (گالور و زیبرا (Galor & Zeira)، ۱۹۹۳؛ آگیون و بولتون (Aghion & Bolton)، ۱۹۹۷؛ گالور و موآو (Galor & Moav)، ۲۰۰۴).

هر چند به نظر می‌رسد درباره اثر کلی توسعه مالی بر کاهش نابرابری، اجماع غالبی وجود دارد، اما درباره ساختار مالی این‌گونه نبوده و در مورد برتری یکی از سیستم‌های مالی بانک‌محور یا بازارمحور بر دیگری، یا بی‌تفاوتی در اثرگذاری نوع ساختار مالی بر توزیع درآمد مجادله ادامه‌داری وجود دارد.

دسته‌ای از پژوهش‌های پیشین به یافته‌هایی در حمایت از عملکرد بهتر سیستم‌های مالی بانک‌محور در کاهش نابرابری دست یافته‌اند. سینگ (Singh) (۱۹۹۹: ۳۴۱) ادعا می‌کند اگرچه بهبود سیستم بانکی برای تشویق پس‌انداز در کشورهای کم‌درآمد اهمیت دارد، بازار سهام اقدامی نامرتبط و پرهزینه است و برای اکثر کشورهای با درآمد متوسط، احتمالاً بیش از سود، زیان در پی خواهد داشت؛ چون بی‌ثباتی آن ممکن است بر استرس مالی سیستمی مؤثر باشد، مخاطره سرمایه‌گذاری‌ها را افزایش دهد، و شرکت‌های ریسک‌گریز را از تأمین بودجه از طریق انتشار سهام منصرف سازد. به طور مشابه، چارلتون (۲۰۰۸) استدلال می‌کند که نقدشوندگی بازار سهام به طور مستقیم به نفع افراد کم‌درآمد در کشورهای در حال توسعه نیست.

آگاروال و گودل (Aggarwal & Goodell) (۲۰۰۹) اشاره می‌کنند که اقتصادهای مبتنی بر بازار به دلیل این واقعیت که شرکت‌های بزرگ به‌طور نامتناسبی از توسعه بازار سهام سود می‌برند، تمایل به نابرابری بیش‌تری دارند. به همین ترتیب، گیمت و لاگوارد-سگوت (Gimet & Lagoarde-Segot) (۲۰۱۱) نشان دادند که بانک‌ها نقش قوی‌تری نسبت به بازارهای مالی در کاهش نابرابری درآمد دارند.

کاپودار و سینگ (۲۰۱۱) با تجزیه و تحلیل ۴۷ اقتصاد در حال توسعه از ۱۹۸۴ تا ۲۰۰۸ دریافتند که وقتی نهادها ضعیف هستند، سیستم‌های مالی بانک‌محور در کاهش فقر بهتر عمل می‌کنند، اما با هنگامی که نهادها توسعه می‌یابند، سیستم‌های مالی بازارمحور اثربخش‌تر می‌شوند.

زانگ و بن‌نَسِر (Zhang & Ben Naceur) (۲۰۱۹) برای ۱۴۳ کشور طی دوره ۱۹۶۱ تا ۲۰۱۱ نشان دادند که توسعه سیستم بانکی نسبت به توسعه بازار سهام تأثیر بیش‌تری بر توزیع درآمد دارد.

لیو و همکاران (Liu, C. et al.) (۲۰۲۲) نشان دادند که حرکت به سمت ساختار مالی بازارمحورتر ریسک مالی در چین را افزایش داده و اثر آن حافظه‌ای به طول ۱۵ دوره (بر اساس داده‌های ماهانه) دارد.

دسته‌ای دیگری از ادبیات، شواهدی در حمایت از برتری سیستم‌های مالی بازارمحور به منظور توزیع عادلانه‌تر درآمد ارائه داده‌اند. به‌عنوان مثال، لیو و همکاران (۲۰۱۷) استدلال کردند که افزایش اهمیت نسبی بازارهای سهام نسبت به بانک‌ها، به کاهش نابرابری درآمد کمک می‌کند.

هو و همکاران (Hou et al.) (۲۰۱۸) دریافتند که نسبت به کل اعتبار بانکی، انباشت سرمایه بازار سهام، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، در حالی که گردش مالی بازار سهام، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. شی و همکاران (۲۰۱۹) نشان دادند که نابرابری درآمد با تعمیق مالی افزایش می‌یابد، اما با یک سیستم مالی بازارمحورتر کاهش می‌یابد.

چن و همکاران (Chen et al.) (۲۰۲۱) با استفاده از رهیافت پنل با گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) برای ۹۷ کشور OECD و غیر OECD استدلال کردند که در کشورهای دارای بازار کار انعطاف‌پذیرتر، سیستم‌های مالی با بانک‌محوری شدید و بازارمحوری کم عمق بیکاری را تشدید می‌کنند. بنابراین، در این‌گونه کشورها توزیع درآمد نابرابرتر خواهد بود.

در نهایت، پژوهش‌های دیگری استدلال‌هایی را مبنی بر عدم تفاوت‌های معنی‌دار در نابرابری درآمد میان کشورهای دارای ساختار مالی مختلف، مستند کرده‌اند.

لا و تن (Law & Tan) (۲۰۰۹) نقش تحولات بانک‌ها و بازار سهام را بر نابرابری درآمد در مالزی برای دوره ۱۹۸۰-۲۰۰۰ بررسی کردند و دریافتند که تحولات بانک‌ها و بازارهای سهام به طور معنی‌داری با نابرابری درآمد ارتباط ندارند.

بنفیگلیولی (Bonfiglioli) (۲۰۱۲) مدلی نظری را توسعه می‌دهد که یک رابطه U وارون بین توسعه بازار سهام و نابرابری درآمد را پیش‌بینی می‌کند. آزمون‌های تجربی انجام شده، این رابطه U وارون را تأیید می‌کنند و نشان می‌دهند که تعداد کمی از کشورها به چنان سطحی از توسعه بازار سهام رسیده‌اند که افزایش سهم‌شدن ریسک (ناشی از حمایت بیش‌تر از سرمایه‌گذاران) نابرابری را کاهش بدهد.

سیون و کاسکن (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های پنل منتخبی از کشورهای نوظهور برای دوره ۱۹۸۷-۲۰۱۱، پیوند مالی-نابرابری-فقر را با در نظر گرفتن تأثیرات جداگانه و هم‌زمان بانک‌ها

و بازارهای سهام ارزیابی کردند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که نه بانک‌ها و نه بازارهای سهام، نقش مهمی در کاهش فقر ندارند.

زو (Xu) (۲۰۲۲) بحث می‌کند که پژوهش‌های انجام شده درباره ساختار مالی، در هم‌آمیخته و گیج‌کننده هستند و از مشکلات اقتصادسنجی (درون‌زایی، ناهمگنی، و متغیرهای حذف شده) رنج می‌برند. در نتیجه، با استناد به این پژوهش‌ها نمی‌توان دلالت‌های سیاستی قابل دفاع برای حمایت از هیچ نوع ساختار مالی مشخص ارائه داد.

به‌علاوه، زیرشاخه‌ای از ادبیات اقتصاد کلان-مالی (که به مسأله این پژوهش نزدیک‌تر است) به‌طور باریک‌تر به بررسی آثار ابعاد مختلف ساختار سیستم بانکی بر نابرابری می‌پردازد؛ در این‌جا نیز شواهد تجربی متناقض بوده و مجادله‌ای علمی در جریان است. به‌عنوان مثال، بک و همکاران (Beck et al.) (۲۰۱۰) با آزمون رابطه علی مقررات بانکی شعب و توزیع درآمد در ایالات متحده نشان دادند که مقررات‌زایی رقابت را محدود می‌کند، در حمایت از انحصارات بانکداری محلی است و مانع از فرصت‌های اقتصادی افراد نسبتاً کم‌درآمد می‌شود.

بک و همکاران (۲۰۰۴) نشان دادند که تمرکز بانک‌ها موانع تأمین مالی را افزایش می‌دهد؛ با تأثیر قوی‌تری برای بنگاه‌های کوچک و متوسط در مقایسه با بنگاه‌های بزرگ، و این رابطه فقط برای کشورهای کم‌درآمد صادق است.

لوین و همکاران (Levine et al.) (۲۰۰۸) دریافتند که رقابت بیشتر در بانکداری که رقابت در سطح اقتصاد را تشدید می‌کند، به کاهش آثار تبعیض نژادی منجر می‌شود و به‌طور نامتناسبی به گروه‌های محروم‌مانده کمک می‌کند؛ البته این رابطه غیرخطی است.

رایان و همکاران (Ryan et al.) (۲۰۱۴) دریافتند که قدرت بازاری بانک‌ها با سطوح پایین‌تر سرمایه‌گذاری در SMEها مرتبط است و این تأثیر نامطلوب در سیستم‌های مالی بانک‌محورتر افزایش می‌یابد.

لاو و مارتینز پریا (Love & Martinez Peria) (۲۰۱۵) دریافتند که رقابت کم در سیستم بانکی، دسترسی بنگاه‌ها به تأمین مالی را کاهش می‌دهد؛ اثری که با توسعه مالی بیشتر و اطلاعات اعتباری بهتر کاهش می‌یابد، اما با مالکیت دولتی بالاتر بانک‌ها تشدید می‌شود.

در بخش دیگری از پژوهش شی و دیگران (۲۰۱۹)، که پیش‌تر به آن اشاره شد، یافته‌های آن‌ها بیانگر آن است که تمرکز بیشتر و رقابت کم‌تر در بخش بانکی نابرابری درآمد را تشدید می‌کند. این آثار در دوره بحران بانکی، برای کشورهای پردرآمد یا کشورهایی با کیفیت بهتر نهادهای سیاسی، قوی‌تر است. بنابراین، یافته‌ها نشان می‌دهند که اصلاحات مالی در جهت

توسعه بازار سهام، افزایش رقابت یا کاهش تمرکز در بخش بانکی برای توزیع درآمد مفید است.

پترسن و راجان (Petersen & Rajan) (۱۹۹۵، ۲۰۰۲) و الوارز و برتین (Álvarez & Bertin) (۲۰۱۶) دریافته‌اند زمانی که بازارهای اعتباری متمرکز شده‌تر هستند، اعتباردهندگان تمایل بیشتری دارند که اعتبارات را به تعداد محدودی از بنگاه‌ها تخصیص دهند. در مقابل، بلک و استراهان (Black & Strahan) (۲۰۰۲)، چیتورلی و استراهان (Cetorelli & Strahan) (۲۰۰۶)، کاربو و همکاران (Carbo et al.) (۲۰۰۹) و کیم و همکاران (Kim et al.) (۲۰۱۶) نشان دادند که افزایش قدرت بازاری بانک‌ها منجر به افزایش محدودیت‌های تأمین مالی برای بنگاه‌های کوچک و متوسط (SMEs) می‌شود.

در مجموع، تا آن‌جا که به ساختار بانکی مربوط می‌شود، پیش‌بینی‌های نظری و شواهد تجربی در مورد تأثیر رقابت بانکی بر محدودیت‌های مالی، و در نتیجه نابرابری درآمد، مبهم و مجادله‌آمیز هستند. طبق فرضیه سستی قدرت بازار، افزایش قدرت بازار منجر به محدود شدن عرضه وام و نرخ‌های بهره بالاتر وام‌ها می‌شود و در نتیجه، محدودیت‌های تأمین مالی را تشدید می‌کند. رقابت بیشتر دسترسی به منابع مالی را گسترش می‌دهد و باید نابرابری درآمد را کاهش دهد. در مقابل، فرضیه اطلاعات (پترسن و راجان، ۱۹۹۵؛ مارکز (Marquez)، ۲۰۰۲؛ هاوسوالد و مارکز (Hauswald & Marquez)، ۲۰۰۶) استدلال می‌کند که قدرت بازار منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در روابط بانکی، کاهش عدم تقارن اطلاعات و هزینه‌های نمایندگی و در نتیجه، بهبود دسترسی به «تأمین مالی مبتنی بر بدهی» (Debt Financing) برای وام‌گیرندگان بالقوه می‌شود (به‌ویژه بنگاه‌های نسبتاً ناشناخته یا پرخطر مانند بنگاه‌های جوان، کوچک و/یا دارای استرس مالی). در مقابل، در صورت وجود رقابت، بانک‌ها نمی‌توانند روی این مزیت اطلاعاتی سرمایه‌گذاری کنند و در برقراری روابط نزدیک شکست می‌خورند. بر این اساس، رقابت بیشتر، روابط میان وام‌گیرندگان و بانک‌ها را عمیق کرده، دسترسی مالی همه‌شمول را محدود می‌کند و به افزایش نابرابری درآمد منجر می‌شود.

در حالی که ادبیات موجود عمدتاً بر تأثیر رقابت بانکی بر نابرابری درآمد متمرکز شده است، این پژوهش به موضوع ساختار بانکی و نابرابری درآمد در ایران پرداخته و سه شاخص کلان-مالی ساختار سیستم بانکی (دارایی‌ها، اعتبارات، و مبادلات خارجی) را مورد بررسی قرار می‌دهد.

۳. روش پژوهش

هدف این پژوهش، بررسی تأثیر ساختار بانکی بر نابرابری درآمد است. بدین منظور، مدل این پژوهش در چهار تصریح رگرسیونی زیر تعریف می‌شود:

$$Gini_t = \beta_{10} + \beta_{11}LY_t + \beta_{12}FR_t + \beta_{13}Inf_t + \beta_{14}GS_t + u_{1t} \quad (۱)$$

$$Gini_t = \beta_{20} + \beta_{21}LY_t + \beta_{22}FR_t + \beta_{23}Inf_t + \beta_{24}GS_t + \beta_{25}BS_{1t} + u_{2t} \quad (۲)$$

$$Gini_t = \beta_{30} + \beta_{31}LY_t + \beta_{32}FR_t + \beta_{33}Inf_t + \beta_{34}GS_t + \beta_{35}BS_{2t} + u_{3t} \quad (۳)$$

$$Gini_t = \beta_{40} + \beta_{41}LY_t + \beta_{42}FR_t + \beta_{43}Inf_t + \beta_{44}GS_t + \beta_{45}BS_{3t} + u_{4t} \quad (۴)$$

که تصریح نخست، رگرسیون پایه (bench) است و سه تصریح بعدی با سه شاخص ساختار مالی (BS) تعمیم یافته‌اند. در این تصریح‌ها،

$Gini_t$ شاخص ضریب جینی است؛ که مقدار آن بین صفر و یک است و هر چقدر افزایش یابد، نشان‌دهنده افزایش نابرابری است.

LY_t لگاریتم درآمد سرانه است؛ که انتظار می‌رود با افزایش آن، میزان نابرابری درآمد کاهش یابد. در واقع، در این حالت رشد اقتصادی توانسته است علاوه بر کاهش فقر، موجب کاهش شکاف طبقاتی شود.

FR_t نرخ باروری است؛ که طبق تئوری‌های رایج با افزایش آن، سطح پس‌انداز خانوار و میزان سرمایه‌گذاری‌های تغذیه‌ای، آموزشی و بهداشتی خانوارهای کم‌درآمد برای ارتقاء سرمایه انسانی فرزندان کاهش یافته و در نتیجه، شکاف نابرابری افزایش می‌یابد.^۴

Inf_t نرخ تورم است. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها به طور معمول به نفع طبقات ثروتمند و دارای دارایی‌های غیرمنقول است و در نتیجه، شکاف طبقاتی را افزایش می‌دهد.

GS_t اندازه دولت (مخارج دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی) است. اندازه دولت ممکن است موجب کاهش یا افزایش نابرابری درآمد شود. از یک سو، خدمات دولت در زمینه زیرساخت‌ها و یارانه‌ها و غیره می‌تواند به نفع گروه‌های کم‌درآمد و کاهش نابرابری درآمد باشد؛ از سوی دیگر، ناکارایی‌ها و مداخله‌های بی‌رویه در بازارها توسط یک دولت بزرگ‌تر از سطح بهینه، به افزایش رانت و نابرابری می‌انجامد.

نهایتاً، BS_{kt} ($k=1, 2, 3$) شاخص‌های ساختار بانکی هستند که توضیح آن‌ها در شکل ۱ مشاهده می‌شود.



شکل ۱: برآورد شاخص‌های ابعاد ساختار مالی

تمامی اطلاعات خام مورد نیاز این رگرسیون‌ها برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۵ (۱۹۷۹-۲۰۱۶) از «شاخص‌های جهانی توسعه» و «پایگاه داده جهانی توسعه مالی» بانک جهانی گردآوری شده است. لازم به توضیح است که داده‌های توسعه مالی تا کنون به‌روز نشده و لذا داده‌ها محدود به سال ۱۳۹۵ است.

برای برآورد تصریح‌های ۱ تا ۴ که متغیرهای آن انباشته از درجه یک و صفر هستند، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. روش‌های هم‌انباشتگی مانند روش انگل-گرنجر (Engel-Granger Test) یا یوهانسن (Johansen) در شرایطی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای پایا و ناپایا هستند، مناسب نیستند. هم‌چنین، روش ARDL این مزیت را دارد که به دلیل لحاظ کردن پویایی‌های کوتاه‌مدت، یافته‌ها در نمونه‌های کوچک نیز بدون تورش خواهند بود (پسران و شین (Pesaran & Shin)، ۱۹۹۹؛ سیدیکی (Siddiki)، ۲۰۰۰).

یک مدل $ARDL(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ که y_t متغیر وابسته و x_{it} بردار متغیرهای درون‌زا هستند را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\Omega(L, P) y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i) X_{it} + v_t \quad (5)$$

که در آن،

ساختار بانکی و نابرابری درآمد در ایران ... (سمیرا اجتهادی و دیگران) ۱۳

$$\Omega(L, P) = 1 - \Omega_1 L - \Omega_2 L^2 - \dots - \Omega_p L^p$$

$$\beta_i(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \dots + \beta_{ip} L^p$$

در ابتدا لازم است از وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای معادله ۵ اطمینان حاصل شود. در روش اول، برای آن‌که الگوی پویای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته در الگوی پویای برآوردی کوچک‌تر از یک باشد ($\sum_{i=1}^p \hat{Q}_i < 1$). کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام این آزمون به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{Q}_i - 1}{\sum_{i=1}^p SE_{\hat{Q}_i}} \quad (6)$$

که در آن، $SE_{\hat{Q}_i}$ انحراف معیار متغیر وابسته در وقفه i ام است. مقدار آماره این رابطه با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (Banerjee, Dolado & Mestre) (۱۹۹۲) مقایسه می‌شود. چنانچه مقدار آماره t محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت تأیید می‌شود.

روش دوم، آزمون F کرانه پسران، شین و اسمیت (Pesaran, Shin & Smith) (۲۰۰۱) است؛ که بر اساس معادله تصحیح خطای کوتاه‌مدت انجام می‌گیرد. وجود هم‌انباشتگی میان مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، امکان استفاده از مکانیسم تصحیح خطا (Error Correction Mechanism: ECM) را فراهم می‌کند. این الگو در حقیقت نوسان‌های کوتاه‌مدت (عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت) متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد (نوفروستی، ۱۳۷۸: ۹۲) که به صورت زیر قابل نمایش است:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \Omega_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{i0} \Delta X_{it} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{q_i-1} \beta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} - \delta(Y_{t-1} - \sum_{i=1}^k \beta_i X_{i,t-1}) + u_t \quad (7)$$

در معادله بالا δ سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند که ضریب وقفه اول خطای بلندمدت است و نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. بر این اساس، فرضیه برابر با صفر بودن ضرایب مربوط به وقفه‌های اول «سطح متغیرهای وابسته و توضیحی» در این معادله، به معنی وجود رابطه بلندمدت خواهد بود. این آزمون بر اساس آماره F انجام می‌گیرد که مقادیر بحرانی آن برای دو حالت همه متغیرها ایستا و همه متغیرها غیرایستا محاسبه شده است (و مقدار بحرانی دوم بزرگ‌تر از اولی است). اگر آماره F مشاهده‌شده (Observed F-statistic) از مقدار بحرانی حالت

دوم (همه متغیرها غیرایستا) بزرگ‌تر باشد، وجود رابطه هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. در مقابل، اگر آماره مشاهده‌شده از مقدار بحرانی حالت اول (همه متغیرها ایستا) کوچک‌تر باشد، وجود رابطه هم‌انباشتگی تأیید نمی‌شود. نهایتاً، اگر آماره مشاهده‌شده میان این دو کرانه قرار گیرد، نتیجه‌گیری خاصی نمی‌توان داشت (پسران و پسران (Pesaran & Pesaran)، ۱۹۹۷: ۳۹۷؛ تشکینی، ۱۳۸۴: ۱۴۸).

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، معادله بلندمدت به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$Y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i X_i + v_t \quad (8)$$

به طوری که، ضرایب بلندمدت مدل از رابطه زیر به دست می‌آیند:

$$\beta_i = \frac{\hat{\beta}_i(L, q_i)}{\hat{\Omega}(L, \hat{\rho})} = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \dots + \hat{\beta}_{iq}}{1 - \hat{\Omega}_1 - \dots - \hat{\Omega}_p} \quad (9)$$

۴. یافته‌ها

یافته‌های آزمون‌های شناسایی (Identification tests) متغیرها (آزمون ایستایی در سطح و تفاضل مرتبه اول) و تصریح‌ها (هم‌انباشتگی و مکانیسم تصحیح خطای کوتاه‌مدت) در جدول‌های ۱ و ۲ گزارش شده‌اند.

جدول ۱: آزمون ایستایی متغیرها (دیکی-فولر تعمیم یافته)

متغیر	متغیرهای در سطح		تفاضل مرتبه اول متغیرها	
	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ
ضریب جینی	-۳/۰۸۳**	-۲/۹۱۰	-۵/۸۳۶***	-۶/۲۳۳***
لگاریتم درآمد سرانه	-۱/۶۲۴	-۲/۱۴۳	-۶/۶۱۷***	-۶/۴۹۹***
نرخ باروری	-۴/۱۳۸***	-۲/۰۹۲	-۱/۶۸۳	-۱۱/۲۴۵***
نرخ تورم	-۳/۷۵۳***	-۳/۶۷۶**	-۶/۱۵۵***	-۶/۰۴۰***
اندازه دولت	-۲/۳۵۹	-۲/۸۲۴	-۵/۴۲۸***	-۵/۷۷۷***
شاخص دارایی‌های بانکی	-۰/۱۷۷	-۲/۰۴۶	-۵/۹۵۴***	-۵/۵۸۹***

تفاضل مرتبه اول متغیرها		متغیرهای در سطح		متغیر
عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	
-۴/۳۶۵***	-۴/۷۶۴***	-۰/۳۴۲	-۱/۱۱۳	شاخص اعتبارات بانکی
-۵/۵۰۲	-۵/۵۵۸	-۱/۹۵۵	-۲/۰۳۴	شاخص خارجی بانکی

توضیح: *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند.
منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌های بررسی ایستایی متغیرها در جدول ۱ مشاهده می‌شود. بر این اساس، فرضیه صفر مبنی بر غیرایستایی متغیرها در سطوح معنی‌داری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به جز برای نرخ تورم رد می‌شود.

در برآوردهای مدل این پژوهش، حداکثر وقفه در رهیافت ARDL برابر با ۲ در نظر گرفته شده، و برای شناسایی وقفه بهینه هر یک از متغیرها از معیار اطلاعات شوارز-بیزین (Schwarz-Bayesian) استفاده شده است.

در چهار تصریح برآوردشده، تصریح نخست صرفاً شامل متغیرهای رایج مؤثر بر نابرابری درآمد است که در ادبیات توسعه اقتصادی بر آن‌ها تأکید شده است. آزمون رمزی با آماره ۱/۹۶ که معنی‌دار هم نیست (ر. ک. جدول ۳)، نشان می‌دهد این رگرسیون خطای تصریح ندارد و بنابراین می‌تواند به عنوان تصریح پایه برای بررسی تأثیر شاخص‌های ساختار بانکی بر ضریب جینی استفاده شود.

در تصریح دوم تا چهارم به ترتیب شاخص‌های ساختار بانکی وارد شده است (امکان لحاظ یک‌باره این شاخص‌ها به دلیل کاهش درجه آزادی مدل و عدم امکان برآورد رگرسیون وجود نداشته است). تصریح دوم با شاخص ساختار دارایی‌ها، تصریح سوم با شاخص ساختار اعتبارات و نهایتاً تصریح چهارم با شاخص ساختار مبادلات خارجی برآورد شده‌اند.

جدول ۲: آزمون‌های هم‌انباشتگی و ضریب تصحیح خطای کوتاه‌مدت

متغیر	تصریح اول (۱،۲،۱،۰،۰،۰)	تصریح دوم (۱،۲،۲،۰،۰،۱)	تصریح سوم (۱،۲،۲،۰،۲،۲)	تصریح چهارم (۱،۲،۲،۰،۰،۰)
آزمون هم‌انباشتگی t	-۶/۴۹۵***	-۶/۰۸۴***	-۵/۳۳۳**	-۶/۶۱۰***
مقدار بحرانی	%۱	-۳/۸۲		
بنرجی، دولادو و مستر	%۵	-۴/۴۶		
	%۱۰	-۵/۵۳		
آزمون هم‌انباشتگی F کرانه	۹/۸۱۸***	۹/۸۱۷***	۱۲/۴۸۴***	۸/۹۲۴***
کرانه پایین بحرانی %۱	۳/۷۴	۳/۴۱	۳/۴۱	۳/۴۱
کرانه بالای بحرانی %۱	۵/۰۶	۴/۶۸	۴/۶۸	۴/۶۸
ضریب تصحیح خطا	-۰/۷۹۲***	-۰/۷۵۲***	-۰/۸۰۰***	-۰/۷۷۷***

توضیح: *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. حداکثر وقفه ۲ و معیار انتخاب وقفه بهینه، شوارتز-بیزین در نظر گرفته شده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

مرحله بعد، اطمینان یافتن از ساختگی (یا جعلی) نبودن رگرسیون‌ها است. بدین منظور دو آزمون t بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) و آزمون F پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹) به کار گرفته شده و یافته‌ها در جدول ۲ گزارش شده است. آماره‌های مشاهده‌شده هر دو آزمون از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر هستند، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر نبود هم‌انباشتگی رد شده و یافته‌های هر دو آزمون تأییدکننده هم‌انباشتگی متغیرهای تصریح‌ها است.

همچنین ضریب تصحیح خطا در برآوردهای کوتاه‌مدت تقریباً ۰/۸- برآورد شده که بین منفی یک و صفر است، پس برآوردها واگرا نبوده و در صورت انحراف از رابطه بلندمدت، مدل به سمت رابطه تعادلی حرکت خواهد کرد. ثانیاً با بروز شوک، هر سال تقریباً ۸۰ درصد خطای انحراف از رابطه بلندمدت برطرف می‌شود.

جدول ۳: آزمون‌های آسیب‌شناسی (Diagnostics tests)

متغیر	تصریح اول (۱،۲،۱،۰،۰)	تصریح دوم (۱،۲،۲،۰،۰،۱)	تصریح سوم (۱،۲،۲،۲،۲،۲)	تصریح چهارم (۱،۲،۲،۰،۰،۰)
آزمون رمزی	۱/۹۶۱	-	-	-
آزمون وایت ناهمسانی	۰/۲۴۳	۰/۲۴۸	۰/۵۱۳	۰/۵۸۲
آزمون خودهمبستگی خطاها	۱/۵۲۱	۱/۶۵۸	۰/۶۶۶	۱/۳۲۵
آزمون جارك-برا	۲/۲۶۲	۲/۴۴۷	۲/۱۲۶	۲/۳۳۷
تعداد مشاهدات	۳۴	۳۴	۳۳	۳۱

توضیح: *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. حداکثر وقفه ۲ و معیار انتخاب وقفه بهینه، شوارتز-بیزین در نظر گرفته شده است.

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، به بررسی فروض کلاسیک تحت آزمون‌های آسیب‌شناسی پرداخته می‌شود. یافته‌های این آزمون‌ها در جدول ۳ گزارش شده است. آزمون وایت برای بررسی ناهمسانی واریانس استفاده شده که فرضیه صفر آن (مبنی بر همسان بودن واریانس خطاها) در همه تصریح‌ها رد نمی‌شود. فرض کلاسیک بعدی نبود همبستگی میان خطاهاست که با آزمون ضریب فرآینده لاگرانژ (Lagrange Multiplier: LM) بررسی شده است. بر اساس یافته‌های این آزمون، در همه تصریح‌ها، فرضیه صفر (استقلال خطاها) رد نشده است. در نهایت نیز نرمال بودن خطاها با آزمون جارك-برا بررسی شده است. فرضیه صفر این آزمون، نرمال بودن توزیع خطاهاست. بر اساس آماره‌های مشاهده‌شده χ^2 آزمون جارك-برا که معنی‌دار نیستند، خطاهای رگرسیون‌های برآوردی از توزیع نرمال پیروی می‌کند. البته تعداد مشاهدات برآورد در تصریح‌ها حداقل ۳۰ است و بنابراین توزیع آماره‌های مشاهده‌شده برآوردها طبق قضیه حد مرکزی، استاندارد و قابل اتکاء خواهند بود، اما از جهت این‌که وقفه‌های متعددی در الگوی کوتاه‌مدت لحاظ شده و درجه آزادی پایین است، نرمال بودن خطاها می‌تواند اطمینان بیش‌تری نسبت به برآوردهای رگرسیونی به‌دست دهد.

جدول ۴: تأثیر بلندمدت شاخص‌های ساختار بانکی بر ضریب جینی

متغیر	تصریح اول (۱،۲،۱،۰،۰)	تصریح دوم (۱،۲،۲،۰،۰،۱)	تصریح سوم (۱،۲،۲،۲،۲،۲)	تصریح چهارم (۱،۲،۲،۰،۰،۰)
مقدار ثابت	۱/۱۰۷*** (۰/۱۹۴)	۱/۷۵۳** (۰/۳۹۳)	۱/۲۵۱** (۰/۳۰۵)	۱/۳۶۳*** (۰/۲۲۳)
لگاریتم درآمد سرانه	-۰/۰۸۷*** (۰/۰۲۲)	-۰/۱۷۴*** (۰/۰۵۱)	-۰/۱۳۵*** (۰/۰۳۹)	-۰/۱۱۸*** (۰/۰۲۶)
نرخ باروری	۰/۰۰۴** (۰/۰۰۱)	۰/۰۱۵** (۰/۰۰۷)	۰/۰۱۳ (۰/۰۰۸)	۰/۰۰۷* (۰/۰۰۴)
نرخ تورم	۰/۰۰۰۵** (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۲)	۰/۰۰۱** (۰/۰۰۰۴)	۰/۰۰۰۶*** (۰/۰۰۰۲)
اندازه دولت	۰/۰۰۳*** (۰/۰۰۰۱)	۰/۰۰۲* (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۰۲)	۰/۰۰۲** (۰/۰۰۱)
شاخص دارایی‌های ساختار بانکی		۰/۰۰۱* (۰/۰۰۰۵)		
شاخص اعتبارات ساختار بانکی			۰/۰۰۳** (۰/۰۰۱)	
شاخص بخش خارجی ساختار بانکی				-۰/۰۰۰۵** (۰/۰۰۰۲)
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۷۵	۰/۷۹۲	۰/۷۸۸	۰/۸۲۹
تعداد مشاهدات	۳۴	۳۴	۳۳	۳۱

توضیح: *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. حداکثر وقفه ۲ و معیار انتخاب وقفه بهینه، شوارتز-بیزین در نظر گرفته شده است.
منبع: یافته‌های پژوهش

سرانجام، یافته‌های آزمون‌های رابطه بلندمدت برآوردی در جدول ۴ آورده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، ضریب تبیین تعدیل یافته (R^2) این رگرسیون‌ها تقریباً ۰/۸ است؛ یعنی ۸۰ درصد تغییرات ضریب جینی ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۵ به‌وسیله متغیرهای این تصریح‌ها تبیین شده است.

لگاریتم درآمد سرانه در همه رگرسیون‌ها تأثیر معنی‌دار و منفی بر نابرابری درآمد داشته است که با ادبیات موضوع هم‌خوانی دارد. انتظار این بود که در فرآیند توسعه، منافع رشد اقتصادی بیش‌تر به طبقات کم‌درآمد رسیده و شکاف طبقاتی کاهش یابد.

در مقابل، تأثیر نرخ باروری در اغلب رگرسیون‌ها معنی‌دار و مثبت به‌دست آمده که مجدداً با ادبیات توسعه اقتصادی سازگار است. افزایش نرخ باروری به کاهش توان مالی خانوارها برای تغذیه، آموزش و بهداشت منجر می‌شود و نابرابری را افزایش می‌دهد. استدلال‌هایی که در حمایت از به‌کارگیری سیاست‌های کنترل جمعیت در طبقات پایین جامعه به منظور رهایی از تله فقر ارائه می‌شود بر همین اساس استوار است.

نرخ تورم نیز تأثیر معنی‌دار و مثبت بر ضریب جینی داشته که به‌ویژه در اقتصاد ایران به‌دلیل بیماری هلندی و نفرین منابع (نیکوقدم، ۱۳۸۸) و آثار دوگانه تورم بر طبقات ثروتمند و دارای دارایی‌های منقول نسبت به طبقات کم‌درآمد و عموماً دستمزدبگیر قابل توجیه است.

تأثیر اندازه دولت بر ضریب جینی معنی‌دار و مثبت است و نشان می‌دهد که رفع فقر و کاهش نابرابری نیازمند سیاست‌گذاری بودجه‌ای مناسب در زمینه افزایش خدمات دولتی آموزشی، بهداشتی و تأمین اجتماعی بوده که می‌توانسته به کاهش نابرابری درآمد در ایران کمک کند؛ اما این اتفاق نیفتاده و به‌طور کلی، دولت در ایران به افزایش نابرابری دامن زده است. در این زمینه دو نکته قابل ذکر است:

نخست، همچنان که در ادبیات موضوع تبیین شد، بزرگ شدن غیربهبینه دولت و مداخله‌های ناکارآی آن در بازارها موجب افزایش نابرابری خواهد شد. بنابراین، تعیین و حفظ مقدار بهینه اندازه دولت و رعایت مرز کارآی مداخله آن در بازارها اهمیت دارد.

دوم، اندازه دولت منجر به تشدید نابرابری درآمد شده است، اما این به معنای ناکارآیی همه ابزارها و سیاست‌ها انجام شده نیست. برای مثال، آموزش رایگان و اجباری، و خدمات بهداشتی و درمانی به‌طور کلی آثار مثبتی داشته، اما الزاماً تأییدی بر بهینه بودن اندازه کلی مخارج دولت و یا عدم تجاوز از مرزهای کارآی مداخله‌های سیاستی نیست.

سرانجام، تأثیر شاخص‌های ساختار بانکی بر نابرابری درآمد برآورد شده است. تأثیر دو شاخص دارایی‌ها و اعتبارات معنی‌دار و مثبت است. با توجه به این‌که سیستم مالی ایران

بانک‌محور است (ر. ک. ابوترابی و دیگران، ۱۴۰۰: ۱۷۵-۱۷۶) و سیستم‌های مالی بانک‌محور اساساً رابطه‌مدار^۵ هستند (صرف نظر از کارکرد توسعه‌ای یا ضد توسعه‌ای (Development or counter-development function) آن)، این نتیجه قابل انتظار است (ر. ک. ابوترابی و فلاحی، ۱۳۹۲: ۴۳-۴۴).

رابطه‌مداری حاکم بر سیستم بانکی ایران با کارکرد ضد توسعه‌ای خود موجب افزایش نابرابری می‌شود؛ زیرا رابطه‌مداری میان بانک‌ها و وام‌گیرندگان به دو دلیل می‌تواند بر دسترسی خانوارهای کم‌درآمد به خدمات بانکی تأثیر منفی گذاشته و توزیع درآمد را نابرابرتر کند:

در سیستم‌های رابطه‌مدار، طبقات ثروتمند به دلیل دارایی‌های مشهود (مانند دارایی‌های غیرمنقول و گردش مالی در سیستم بانکی) و نامشهود (مانند اعتبار و قدرت دسترسی بیش‌تر به وثیقه‌ها و تضمین‌ها) بخش بزرگ‌تری از وجوه، به ویژه در قالب تسهیلات را تصاحب می‌کنند. طبیعی است در یک سیستم بانکی رابطه‌مدار، اعتباردهی مبلغ x ریال به یک فرد شناخته‌شده و ثروتمند هزینه‌های کم‌تری برای سیستم بانکی به همراه دارد، تا اعتبارسنجی و اعتباردهی x/n ریال به n فرد کم‌درآمد.

در سیستم رابطه‌مدار و به ویژه اقتصاد ایران که دچار بیماری هلندی و نفرین منابع است، امکان فساد و رانت‌جویی به مراتب بیش‌تر است (برای مطالعه بیش‌تر، ر. ک. ابوترابی و احمدیان یزدی، ۱۳۹۸: ۱۷؛ شهباز و دیگران (Shahbaz et al.)، ۲۰۲۰: ۱۳-۱۴). در این شرایط، طبقات ثروتمند می‌توانند در مقیاس وسیع‌تر از منافع مستقیم رانت‌های سیستمی بهره‌مند شوند، به ویژه که این طبقه به‌طور معمول قدرت اقتصادی لازم برای اتصال به حاکمیت را دارند.

در مقابل، تأثیر شاخص مبادلات خارجی ساختار بانکی که سهم بخش خارجی را در این سیستم نشان می‌دهد، بر ضریب جینی معنی‌دار و منفی است. این نتیجه کاملاً با تحلیل قبلی هم‌خوانی دارد، چرا که به‌خوبی نشان می‌دهد همانند دیدگاه رایج نسبت به سایر فعالیت‌های اقتصادی، اتصال اقتصاد یک کشور به اقتصاد جهانی با افزایش رقابت به نفع تقویت کارکرد توسعه‌ای سیستم بانکی و تخفیف کارکرد ضد توسعه‌ای آن خواهد بود. در نتیجه، همانند سیستم‌های بانکی کشورهای توسعه‌یافته، طبقات پایین به‌خوبی از دسترسی بیش‌تر به خدمات مالی بانکی بهره‌مند می‌شوند و نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. با این حال، در میان ابعاد توسعه مالی سیستم بانکی ایران، مبادلات مالی خارجی کوچک‌ترین اندازه را داشته است. به‌طوری‌که میانگین شاخص مبادلات خارجی ساختار بانکی در بازه زمانی این پژوهش، برای اقتصاد ایران

برابر با ۶/۸۲ بوده، در حالی که میانگین شاخص دارایی‌ها و شاخص اعتبارات ساختار بانکی، به ترتیب، برابر با ۶۷/۸۵ و ۸۹/۶۷ است. همچنین میانگین شاخص مذکور در ۵ سال مشاهده پایانی برابر با ۴/۸۱ بوده، و میانگین ۵ ساله دو شاخص دیگر، به ترتیب، ۹۶/۶۹ و ۸۵/۲۳ است.

۵. نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی

هدف این پژوهش بررسی تأثیر ساختار بانکی بر نابرابری درآمد در ایران است. ساختار بانکی با سه شاخص زیر تعریف شده است:

(۱) نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به کل دارایی‌های سیستم بانکی؛

(۲) نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به کل اعتبارات؛

(۳) نسبت وام‌های خارجی به کل وام‌های داخلی و خارجی.

با بررسی ایستایی متغیرها مشخص شد که اغلب متغیرها انباشته از درجه یک و برخی انباشته از درجه صفر هستند، بنابراین استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی امکان‌پذیر است. چهار رگرسیون (یکی به عنوان رگرسیون پایه و سه مورد دیگر) برای بررسی تأثیر شاخص‌های ساختار بانکی بر نابرابری درآمد تصریح شدند. این رگرسیون‌ها برای دوره ۱۹۷۹-۲۰۱۶ برآورد شدند. هم‌انباشتگی میان متغیرها و رابطه بلندمدت آن‌ها نیز تأیید شد.

سپس آزمون‌های آسیب‌شناسی مانند (نبود خطای تصریح و برقراری فروض کلاسیک) بررسی و اعتبار تصریح‌ها تأیید شد. بر این اساس، مطابق با ادبیات توسعه اقتصادی، تأثیر لگاریتم درآمد سرانه بر نابرابری درآمد معنی‌دار و منفی و در مقابل، تأثیر متغیرهای نرخ باروری، نرخ تورم و اندازه دولت در اغلب رگرسیون‌ها معنی‌دار و مثبت به‌دست آمده است.

بر اساس یافته‌های این پژوهش در مورد آثار ویژگی‌های کلان-مالی ساختار بانکی ایران بر نابرابری درآمد، از یک سو، دو شاخص دارایی‌ها و اعتبارات سیستم بانکی، با محدود و حتی محروم کردن خانوارهای کم‌درآمد به دسترسی مالی، کارکرد ضد توسعه‌ای داشته و نابرابری بیش‌تر را تشویق می‌کنند. زیرا این خانوارها با محدودیت بسیار شدیدتری در برخورداری از دارایی‌های مشهود (مانند دارایی‌های غیرمنقول و گردش مالی در سیستم بانکی) و نامشهود (مانند اعتبار و قدرت دسترسی بیش‌تر به وثیقه‌ها و تضمین‌ها) مواجه هستند؛ و به علاوه، بر خلاف طبقات ثروتمند امکان رانت‌جویی بسیار کم‌تری دارند.

از سوی دیگر، شاخص مبادلات خارجی ساختار بانکی، به دلیل تشویق رقابت، کاهش انگیزه رانت‌جویی و محدود کردن امکان فساد از طریق رابطه بانک-وام‌گیرنده، به نفع دسترسی مالی بیش‌تر طبقات پایین و بهبود توزیع درآمد عمل می‌کند و باعث می‌شود رابطه‌مداری در سیستم بانکی کارکرد توسعه‌ای داشته باشد.

در مجموع با توجه به دلالت‌های مطرح شده در بالا، پیشنهاد کلی این پژوهش، سیاست‌گذاری جهت متوازن‌تر شدن ساختار سیستم بانکی ایران به نفع توسعه مبادلات مالی خارجی است؛ تا از این رهگذر، رقابت افزایش یافته و رابطه‌مداری این سیستم کم‌تر مشوق رانت‌جویی باشد. در نتیجه، دسترسی مالی همه‌شمول‌تری (More inclusive financial access) ایجاد می‌شود و نابرابری درآمد میان افراد جامعه کاهش می‌یابد.

سیاس‌گذاری

سیاس از مهدی حاج امینی (استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد) که با بیان نکات ارزشمند در ارتقاء کیفیت این پژوهش اثرگذار بود.

پی‌نوشت‌ها

۱. منظور از تضاد آراء آن است که در رابطه میان بانک و وام‌گیرنده بسیار مهم است که وام‌گیرنده بتواند نظر مساعد یک فرد یا گروهی از افراد مشخص (متصدیان و مدیران بانک) را جلب کند؛ و در صورت عدم جلب نظر مساعد آن‌ها از دریافت اعتبارات محروم می‌شود. برعکس، در بازارهای سهام به دلیل آن‌که هر فرد نظر متفاوت خود را به طور مستقل نشان می‌دهد، امکان جلب نظر بخشی از افراد (و در نتیجه، تأمین مالی پروژه) وجود دارد.

۲. از این رو که توسعه مالی دارای یک سمت روشن و یک سمت تاریک است؛ که از پس بحران مالی ۲۰۰۸، روی تاریک آن برجسته‌تر شده است (به‌گونه‌ای که در سال ۲۰۲۲، با وجود گذشت ۱۴ سال از این بحران، جایزه نوبل علم اقتصاد به اقتصاددانانی که درباره این مسأله پژوهش کرده بودند اعطاء شد). آن چه که ممکن است سمت روشن تلقی شود (نوآوری، تکامل بازار، بهبود تخصیص وجوه و متنوع‌سازی ریسک)، می‌تواند سمت تاریک (شکنندگی سیستمی، نوسان‌های فرآینده، و وقوع بحران) را تشدید کرده و انباشت توسعه‌های مالی گذشته را تخریب نماید.

۳. توضیح آن‌که توسعه مالی زمانی همه‌جانبه و به اصطلاح «متوازن» تلقی می‌شود که به طور هم‌گام و متناسب (۱) تعمیق مالی؛ (۲) آزادسازی مالی؛ (۳) مدیریت ریسک؛ و (۴) نوآوری مالی بهبود یافته

ساختار بانکی و نابرابری درآمد در ایران ... (سمیرا اجتهادی و دیگران) ۲۳

باشند. افزایش در اندازه/نقدشوندگی سیستم مالی، تنها یکی از جنبه‌های تعمیق مالی است و بنابراین به تنهایی نمی‌تواند به معنای توسعه مالی در نظر گرفته شود (ر. ک. ابوترابی و دیگران، ۱۴۰۰ الف).

۴. موآو (Moav) (۲۰۰۵) مدلی را توسعه داد که شامل چندین حالت پایدار بوده و در آن خانواده‌های درون یک کشور می‌توانند به یکی از دو تعادل رقیب هم‌گرا شوند: یکی تله فقر است که با نرخ باروری بالا، سرمایه‌گذاری کم در سرمایه انسانی و درآمد کم مشخص می‌شود (و در نتیجه، نابرابری را تشدید می‌کند)، در حالی که دیگری با باروری کم، سرمایه‌گذاری بیش‌تر در آموزش فرزندان و در نتیجه، درآمد بیش‌تر توصیف می‌شود (که می‌تواند نابرابری را تخفیف دهد). به عنوان یک نمونه از پژوهش‌های تجربی، کاستلو-کلیمنت و دومنک (Castelló-Climent & Doménech) (۲۰۲۱) با بررسی ۱۴۶ کشور جهان از ۱۹۵۰ تا ۲۰۱۰ نشان دادند که افزایش نرخ باروری به افزایش نابرابری درآمد منجر می‌شود.

۵. منظور از رابطه‌مداری در ساختارهای مالی بانک‌محور آن است که بنگاه‌ها رابطه پایدار بلندمدتی با بانک‌ها برقرار می‌کنند. برای هر بنگاه، اغلب این رابطه با یک بانک مشخص است، و معمولاً این بانک اطلاعات دقیق و کاملی از مزیت‌ها و عدم مزیت‌های نسبی این بنگاه دارد (لوین (Levine)، ۲۰۰۲: ۳۹۸).

کتاب‌نامه

- ابوترابی، م. ع. و احمدیان یزدی، ف. (۱۳۹۸). توسعه مالی، رانت منابع طبیعی و سرمایه فیزیکی در ایران: نگرین یا موهبت منابع؟ بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۶(۱)، ۱-۱۷.
- ابوترابی، م. ع.؛ حاج امینی، م. و توحیدی، س. (۱۴۰۰ الف). عملکرد سیستم مالی و رشد اقتصادی در ایران: برخی واقعیت‌های سبک‌وار. دوفصلنامه بررسی مسائل اقتصاد ایران، ۷(۲)، ۱-۳۱.
- ابوترابی، م. ع.؛ حاج امینی، م. و توحیدی، س. (۱۴۰۰ ب). تأثیر ساختار مالی و بانکی بر رشد بخش واقعی در ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۶(۸۷)، ۱۶۵-۱۹۴.
- ابوترابی، م. ع. و فلاحی، م. ع. (۱۳۹۲). بررسی مقایسه‌ای نقش سیستم بانکی و بازار سهام در رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای منا. دو فصلنامه اقتصاد پولی، مالی، ۶، ۲۹-۴۷.
- محمدزاده، ف. (۱۳۹۹). تأثیر ساختار مالی بانک‌محور و بازار محور بر انباشت سرمایه انسانی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.
- مکیان، س. ن. و ایزدی، م. ر. (۱۳۹۴). بررسی رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی. پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۲۰(۶۲)، ۱۳۹-۱۶۲.

نیکوقدم، م. (۱۳۸۸). بررسی و تبیین راهکارهای جذب درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران با استفاده از تجربیات کشورهای منتخب. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد: مشهد، ایران.

- Aghion, P., & Bolton, P. (1997). A Trickle-Down Theory of Growth and Development. *Review of Economic Studies*, 64, 151-162.
- Aggarwal, R., & Goodell, J. W. (2009). Markets and Institutions in Financial Intermediation: National Characteristics as Determinants. *Journal of Banking & Finance*, 33(10), 1770-1780.
- Allen, F., & Gale, D. (1999). Diversity of Opinion and Financing of New Technologies. *Journal of Financial Intermediation*, 8(1-2), 68-89.
- Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The Cash Flow Sensitivity of Cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
- Álvarez, R., & Bertin, M. J. (2016). Banking Competition and Firm-level Financial Constraints in Latin America. *Emerging Markets Review*, 28(C), 89-104.
- Atkinson, A. B. (1997). Bringing Income Distribution in from the Cold. *The Economic Journal*, 107(441), 297-321.
- Atkinson, A. B. (2015). *Inequality: What Can Be Done?*. Harvard University Press: Cambridge and London.
- Banerjee, A. V., & Newman, A. F. (1993). Occupational Choice and the Process of Development. *Journal of Political Economy*, 101(2), 274-298.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2004). *Finance, Inequality, and Poverty: Cross-Country Evidence* (No. w10979). National Bureau of Economic Research.
- Beck, T., Levine, R., & Levkov, A. (2010). Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*, 65(5), 1637-1667.
- Black, S. E., & Strahan, P. E. (2002). Entrepreneurship and Bank Credit Availability. *The Journal of Finance*, 57(6), 2807-2833.
- Bonfiglioli, A. (2012). Investor Protection and Income Inequality: Risk Sharing vs Risk Taking. *Journal of Development Economics*, 99(1), 92-104.
- Carbo-Valverde, S., Rodriguez-Fernandez, F., & Udell, G. F. (2009). Bank Market Power and SME Financing Constraints. *Review of Finance*, 13(2), 309-340.
- Castelló-Climent, A., & Doménech, R. (2021). Human Capital and Income Inequality Revisited. *Education Economics*, 29(2), 194-212.
- Cetorelli, N., & Strahan, P. E. (2006). Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local US Markets. *The Journal of Finance*, 61(1), 437-461.
- Charlton, A. (2008). Capital Market Liberalization and Poverty. In José Antonio Ocampo & Joseph Stiglitz, (Eds.), *Capital Market Liberalization and Development*, Oxford Press: New York, pp. 121-138.

- Chen, T. C., Kim, D. H., & Lin, S. C. (2021). Nonlinearity in the Effects of Financial Development and Financial Structure on Unemployment. *Economic Systems*, 45(1), 100766.
- Corak, M. (2013). Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility. *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.
- Delis, M. D., Hasan, I., & Mylonidis, N. (2020). Foreign Bank Ownership and Income Inequality: Empirical Evidence. *Applied Economics*, 52(11), 1240-1258.
- De Grauwe, P., & Gerba, E. (2016). *Stock Market Cycles and Supply Side Dynamics: Two Worlds, One Vision?* (No. 1626). Banco de España.
- 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.
- Gimet, C., & Lagoarde-Segot, T. (2011). A Closer Look at Financial Development and Income Distribution. *Journal of Banking & Finance*, 35(7), 1698-1713.
- Greenwood, J., & Jovanovic, B. (1990). Financial Development, Growth, and the Distribution of Income. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 1), 1076-1107.
- Hauswald, R., & Marquez, R. (2006). Competition and Strategic Information Acquisition in Credit Markets. *The Review of Financial Studies*, 19(3), 967-1000.
- Hou, X., Li, S., & Wang, Q. (2018). Financial Structure and Income Inequality: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(2), 359-376.
- Hsieh, J., Chen, T. C., & Lin, S. C. (2019). Financial Structure, Bank Competition and Income Inequality. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48(C), 450-466.
- Kim, D. H., Lin, S. C., & Chen, T. C. (2016). Financial Structure, Firm Size and Industry Growth. *International Review of Economics & Finance*, 41, 23-39.
- Kpodar, K., & Singh, R. (2011). *Does Financial Structure Matter for Poverty? Evidence from Developing Countries* (No. 5915). The World Bank.
- Law, S. H., & Tan, H. B. (2009). The Role of Financial Development on Income Inequality in Malaysia. *Journal of Economic Development*, 34(2), 153.
- Levine, R. (2002). Bank-based or Market-based Financial Systems: Which Is Better?. *Journal of Financial Intermediation*, 11(4), 398-428.
- Levine, R., Levkov, A., & Rubinstein, Y. (2008). *Racial Discrimination and Competition* (No. w14273). National Bureau of Economic Research.
- Liu, C., Fan, Y., Xie, Q., & Wang, C. (2022). Market-based versus Bank-based Financial Structure in China: From the Perspective of Financial Risk. *Structural Change and Economic Dynamics*, 62, 24-39.
- Liu, G., Liu, Y., & Zhang, C. (2017). Financial Development, Financial Structure and Income Inequality in China. *The World Economy*, 40(9), 1890-1917.

- Love, I., & Martínez Pería, M. S. (2015). How Bank Competition Affects Firms' Access to Finance. *The World Bank Economic Review*, 29(3), 413-448.
- Marquez, R. (2002). Competition, Adverse Selection, and Information Dispersion in the Banking Industry. *The Review of Financial Studies*, 15(3), 901-926.
- Moav, O. (2005). Cheap Children and the Persistence of Poverty. *The Economic Journal*, 115(500), 88-110.
- Nabi, M. S. (2015). Equity-financing, Income Inequality and Capital Accumulation. *Economic Modelling*, 46(C), 322-333.
- Pesaran H. M., and Persaran, B. (1997). Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford University Press: Oxford.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1995). The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 407-443.
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (2002). Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending. *The Journal of Finance*, 57(6), 2533-2570.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-first Century*. Harvard University Press.
- Ryan, R. M., O'Toole, C. M., & McCann, F. (2014). Does Bank Market Power Affect SME Financing Constraints?. *Journal of Banking and Finance*, 49(12), 495-505.
- Seven, U., & Coskun, Y. (2016). Does Financial Development Reduce Income Inequality and Poverty? Evidence from Emerging Countries. *Emerging Markets Review*, 26, 34-63.
- Shahbaz, M., Aboutorabi, M. A., & Ahmadian Yazdi, F. (2020). Foreign Capital, Natural Resource Rents and Financial Development: A New Approach. *Global Business Review*, 1, 1-20.
- Stiglitz, J. E. (1985). Credit Markets and the Control of Capital. *Journal of Money, Credit and Banking*, 17(2), 133-52.
- Stiglitz, J. E. (2012). *The Price of Inequality*. W. W. Norton & Company: New York.
- Wang, L. (2016). Unconventional Monetary Policy and Aggregate Bank Lending: Does Financial Structure Matter?. *Journal of Policy Modeling*, 38(6), 1060-1077.
- Xu, G. (2022). From Financial Structure to Economic Growth: Theory, Evidence and Challenges. *Economic Notes*, 51(1), e12197.
- Zhang, R., & Ben Naceur, S. (2019). Financial Development, Inequality, and Poverty: Some International Evidence. *International Review of Economics & Finance*, 61(C), 1-16.