-- Iranian Journal of Economic Research----------
Volume 28, Issue 97, Winter 2024, 239-278
ijer.atu.ac.ir
DOI: https://doi.org/10.22054/ijer.2024.76110.1223

ATU PRESS

The Impact of Banking Crisis on the Income Distribution of Different Income Classes

Zahra Sheikhali Zadeh — M.A. Student in Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Jafar Haghighat * — Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Zahra Karimi Takanlou — Associate Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

Seyed Saleh Akbar Mousavi — Assistant Professor, Institute for Trade Studies and Research, Tehran, Iran

Abstract

The present study aimed to explore the impact of banking crisis on income distribution among various income classes in 60 world countries during 1990–2020. In this line, the Generalized Method of Moments (GMM) was used to estimate the six models with different dependent variables that depicted income percentiles for the wealthy, middle, and poor classes. The findings indicated that during a banking crisis, the income share of the wealthy class decreases, while the middle class and the bottom 20% experience an increase in their income share. Consequently, banking crisis could contribute to income equality in the countries under study. In addition to the variable of banking crisis, other variables such as financial development and financial openness could lead to income inequality, while the variables like the ratio of public expenditure to GDP, trade openness, GDP, and GDP squared would cause income distribution equality in the countries. The results suggest that governments support lower-income percentiles through subsidies, support packages, more job opportunities, and provision of low-interest loans, in a bid to mitigate the detrimental effects of banking crisis and reduce income inequality. Furthermore, governments should levy taxes, such as capital gains tax, on higher-income percentiles.

* Corresponding Author: jhaghighat79@gmail.com
How to Cite: Sheikhalizadeh, Z., Haghighat, J., Karimi Takanlou, Z., & Akbar Mousavi, S. S. (2024). The Impact of Banking Crisis on the Income Distribution of Different Income Classes. *Iranian Journal of Economic Research*, *28*(97), 239-278.

eISSN:2476-6445 ISSN: 1726-0728 Accepted: 26/2/2024 Revised: 17/1/2024 Received: 5/10/2023 Original Research

1. Introduction

The literature offers various definitions for banking crisis. For instance, Liana et al. (2015) define banking crisis as the occurrence of simultaneous bankruptcies within the banking sector, resulting in substantial damage to the capital of the entire banking system, significant economic repercussions, and government intervention. According to Laeven and Valencia (2020), banking crisis occurs when two conditions are met: 1) "significant signs of financial distress within the banking system (indicated by significant bank runs, losses in the banking sector, and/or bank liquidations)" and 2) "significant intervention measures in banking policy in response to significant losses in the banking system." The year in which both criteria are met is the year when crisis becomes systemic. Banking crisis exerts a myriad of effects, with one notable consequence being the issue of income inequality. There are two points of debate in this respect: the impact of banking crisis on income inequality and the reciprocal influence of income inequality on banking crisis. This research focused on the former. There are various channels through which banking crisis can adversely impact households and their income, including:

(a) Loss of deposits in a failed banking institution

(b) Loss of employment or earnings directly due to (i) disruption of the payments process, (ii) the bankruptcy of financial institutions (for employees and other stakeholders of these institutions) or (iii) the interruption of credit flows (for borrowing clients with information capital invested in the failed financial institutions)

(c) Tax increases or curtailment of public spending due to fiscal cost of bail-outs of financial firms or their customers

(d) Temporary or permanent changes in relative prices of (i) consumption goods, (ii) wage rates, (iii) production goods (iv) asset prices, that arise through knock-on effects on the rest of the economy

(e) Involuntary unemployment if the crisis leads to a generalized economic downturn. (Honohan, 2005, pp. 6–7)

In this context, the present study tried to answer the following questions: How does a banking crisis influence the income distribution of households and contribute to income inequality? Is the presumed impact the same across different income classes (i.e., wealthy, middle, and poor)?

2. Materials and Methods

In line with El Herradi and Leroy (2022), the present study used the following economic model:

$$y_{p,i,t} = \beta BCrisis_{i,t} + \sum_{j=1}^{l} \lambda_j y_{i,t-j} + kx_{i,t-1} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

In the model, $y_{p,i,t}$ refers to the income share of six different percentiles (p) including Top1%, Top10%, Top20%, Middle-class (21–79 percentile), Bottom20% and Bottom10% in the country *i* at the time *t*. $BCrisis_{i,t}$is a dummy variable of the banking crisis (1 if a country *i* faces a banking crisis, otherwise 0). $y_{i,t-j}$ indicates the dependent variable of income distribution, with two lags to show the dynamics of the model. Finally, $x_{i,t-1}$ is a vector of lagged control variables, including GDP and GDP squared, financial development, trade openness, financial openness, the ratio of government public expenditures to GDP and political governance. Also, α_i, μ_t and $\varepsilon_{i,t}$ refer to country fixed effects, time fixed effects and an error term, respectively. β, λ_j and k are model coefficients. The study sample comprised 60 countries worldwide, with annual data spanning the years 1990 to 2020.

3. Results and Discussion

The occurrence of a banking crisis is linked to significant yet varied effects across the income distribution. Consequently, during a banking crisis, the income shares of the top 1%, top 10%, top 20%, and bottom 10% experienced a decrease. Moreover, a banking crisis resulted in an increase in the income share of the middle-class population (21–79 percentiles) as well as the bottom 20% of individuals. Notably, the rise in the middle class was more substantial. Conversely, the lowest income group (the bottom 10%) exhibited a negative correlation between banking crisis and income share, mirroring the trend observed in the upper percentiles. However, the reduction in the income shares of the lowest income group (the bottom 10%) is considerably less than the losses suffered by higher income groups. According to the findings, the adverse impacts of banking crisis are more pronounced at the right end of income distribution. Therefore, the crisis could contribute to a reduction in income inequality.

4. Conclusion

The findings indicated that a banking crisis adversely affects the income shares of the top 1%, top 10%, and top 20%. In simpler terms, a banking crisis diminishes the income share of these groups in the overall income of society. Notably, the reduction in the income shares of the top 10% (-0.426) is more pronounced compared to the top 1% and top 20%

percentiles. Conversely, a banking crisis can increase the income share of the middle class (21–79 percentiles) and of the bottom 20% (i.e., the poor class), with a particularly substantial increase observed in the middle class. Turning to the lowest income group (the bottom 10%), a negative correlation exists between banking crisis and income share. Despite facing a decrease in income similar to the top income percentiles, the decline in their income share is considerably less than the losses experienced by the wealthy percentiles.

In summary, a banking crisis could diminish the income share of the wealthy class and increase the income share of the middle and lower classes, contributing to a reduction in income inequality in the studied countries. Consequently, to mitigate the adverse effects of a banking crisis, governments can provide support to low-income percentiles through subsidies, support packages, more job opportunities, and low-interest loans. Additionally, taxes on high-income percentiles, such as capital gains tax, can be helpful. The measures can ultimately lead to a reduction in the income share of the wealthy percentiles and an increase in the share of the lower percentiles, improving income distribution and reducing income inequality.

Keywords: Income Inequality, Banking Crisis, Income Distribution, GMM Model

JEL Classification: C33, D31, D63, G01.

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۱۳ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۱۰/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۷

ISSN:۱۷۲۶-۰۷۲۸ eISSN:۲۴۷۶-۶۴۴۵

-- پژوهش‌های اقتصادی ایران ---------

دوره ۲۸، شماره ۹۷، زمستان ۱۴۰۲، ۲۳۹-۲۷۸

ijer.atu.ac.ir

DOI: https://doi.org/ 10.22054/ijer.2024.76110.1223

تأثیر بحران بانکی بر توزیع درآمد طبقات مختلف درآمدی

زهرا شیخعلی‌زاده دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، رشته اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

جعفر حقیقت* استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

زهرا کریمی تکانلو دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

سیدصالح اکبر موسوی استادیار، مؤسسه مطالعات و پژوهش¬های بازرگانی، تهران، ایران

چکیده

هدف مطالعه حاضر، بررسی اثر بحران‌های بانکی بر توزیع درآمد طبقات مختلف درآمدی طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ برای ۶۰ کشور منتخب جهان است. بدین منظور، ۶ مدل با متغیرهای وابسته مختلف که صدک‌های درآمدی مربوط به طبقات ثروتمند، متوسط و فقیر را نشان می‌دادند، با استفاده از مدل‌سازی پانل GMM تخمین زده شد. نتایج نشان داد که با وقوع بحران بانکی سهم درآمد طبقات ثروتمند کاهش و سهم درآمد طبقه متوسط و ۲۰ درصد پایین افزایش یافته است. بنابراین وقوع بحران بانکی منجر به برابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه شده است. علاوه بر متغیر بحران بانکی، متغیرهای توسعه مالی و باز بودن مالی منجر به نابرابری درآمدی و متغیرهای مخارج عمومی به GDP، باز بودن تجاری، تولید ناخالص داخلی و مجذور آن، باعث برابری توزیع درآمد در این کشورها شده است. با توجه به نتایج تحقیق، توصیه می‌شود برای مدیریت اثرات سوء بحران بانکی و کاهش نابرابری درآمد، دولت‌ها از طریق ارائه یارانه و بسته‌های حمایتی، تسهیل اشتغال و اعطای وام کم‌بهره از صدک‌های پایین درآمدی حمایت کنند. همچنین از صدک‌های بالای درآمدی نیز مالیاتی‌هایی نظیر مالیات بر عایدی سرمایه اخذ کنند.

کلیدواژه‌ها: نابرابری درآمد، بحران بانکی، توزیع درآمد، مدل پانل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

طبقه‌بندی JEL: C33, D31, D63, G01.

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد دانشگاه تبریز است.

* نویسنده مسئول: jhaghighat79@gmail.com

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، بحران‌های مالی متعددی به وقوع پیوسته است. در بین بحران‌های مالی، بحران‌های ارزی و بانکی بیشتر از بقیه مورد توجه پژوهشگران بوده؛ به‌طوری‌که تعاریف مختلفی از بحران بانکی در ادبیات موضوع مطرح شده است. به عنوان مثال، کنوتسن و شوگرن[1] (۲۰۰۹) معتقدند بحران بانکی وضعیتی است که در آن بیش از نیمی از سرمایه بانکی از دست می‌رود. همچنین لاینا و همکاران[2] (۲۰۱۵) بحران بانکی را به عنوان وقوع ورشکستگی‌های همزمان در بخش بانکی تعریف کردند که به‌طور قابل‌توجهی به سرمایه کل سیستم بانکی آسیب رسانده و عمدتاً منجر به اثرات اقتصادی بزرگ و مداخله دولت می‌شود. براساس تعریف ارائه شده در مطالعه لیون و والنسیا[3] (۲۰۲۰) نیز، بحران بانکی زمانی اتفاق می‌افتد که دو شرط ۱) علائم قابل توجه آشفتگی مالی در سیستم بانکی (با زیان در سیستم بانکی یا انحلال بانکی نشان داده می‌شود) و ۲) اقدامات مداخله‌گرانه سیاسی قابل‌توجه در پاسخ به زیان‌های معنی‌دار در سیستم بانکی را دارا باشد. اولین سالی که هر دو معیار با هم محقق شود، بحران بانکی سیستماتیک رخ داده است.

بحران‌های بانکی ممکن است به لحاظ شدت وقوع، پیامدهای متفاوتی داشته باشند که یکی از آن‌ها، تغییر در توزیع درآمد یا به عبارت دیگر، نابرابری درآمدی است. در این بین، کانال‌هایی که از طریق آن‌ها بحران بانکی می‌توانند بر خانوارها و درآمدشان تأثیر منفی بگذارد، عبارتند از: ۱) از دست دادن سپرده در یک مؤسسه بانکی ورشکسته ۲) از دست دادن شغل یا درآمد به دلیل اختلال در فرآیند پرداخت، ورشکستگی مؤسسات مالی (برای کارکنان و سایر ذینفعان مؤسسات) یا قطع جریان‌های اعتباری (برای مشتریان وام‌گیرنده در مؤسسات مالی ورشکسته) ۳) افزایش مالیات یا کاهش هزینه‌های عمومی به دلیل هزینه مالی وثیقه شرکت‌های مالی یا مشتریان آن‌ها ۴) تغییرات موقت یا دائمی در قیمت‌های نسبی کالاهای مصرفی، نرخ دستمزد، کالاهای تولیدی و قیمت‌های دارایی که از اثرات سرریز بر سایر بخش‌های اقتصادی ناشی می‌شود ۵) بیکاری غیرارادی در صورتی که بحران منجر به رکود اقتصادی عمومی شود (Honohan, 2005).

1. Knutsen, S. & Sjögren, H.
2. Lainà, P., et al.
3. Laeven, L. & Valencia, F.

از هر کدام از کانال‌های فوق که بحران بانکی منجر به تغییر در توزیع درآمد و سپس نابرابری درآمدی شود، می‌تواند بر درآمد ناخالص فردی، مجموع درآمد ناخالص خانوار، کل درآمد ناخالص خانوار، کل درآمد خانوار، کل مصرف صورت گرفته توسط خانوار، ارزش خالص دارایی‌های مالی و وضعیت اقتصادی مادام‌العمر افراد اثرگذار باشد. لازم به ذکر است که برخی از تغییرات نسبی قیمت و برخی تغییرات در سیاست مالی ناشی از بحران مالی می‌تواند به نفع برخی خانوارها نیز باشد. بدین صورت که ممکن است برنامه‌ای به شکل جبران یا اعانه اتخاذ شود که مزایای قابل توجهی را برای خانواده‌های بدهکار به همراه داشته باشد.

همچنین بحران بانکی می‌تواند وضعیت درآمدی افرادی که درآمد بالا دارند و درآمد آن‌ها به چرخه‌های تجاری وابسته است و همچنین افراد کم‌درآمد که در زمان وقوع بحران شغل خود را از دست می‌دهند، را دچار مشکل کند. به بیان دیگر، بحران‌های بانکی به‌طور سیستماتیک می‌توانند سهم درآمد خانوارهای ثروتمند را (از کل درآمد افراد جامعه) کاهش داده و بر سهم درآمد خانوارهای طبقه متوسط اثر مثبت بگذارند؛ به‌طوری‌که، این امکان وجود دارد که خانوارهای با درآمد بالا در زمان وقوع بحران بانکی نسبت به چند سال قبل از وقوع، سهم بیشتری از کاهش در درآمد را به خود اختصاص دهند؛ درحالی‌که درآمد خانوارهای طبقه متوسط و کم درآمد در طی بحران، به نسبت کمتر کاهش یابد.

در ایران نیز از اواخر دهه ۸۰ شمسی مشخص شد که وضعیت نظام بانکی بر مبنای شاخص‌های گوناگون مناسب نیست. در دهه ۹۰ ناترازی منابع و مصارف به طرز بی‌سابقه‌ای گسترش یافت؛ اما به دلایل سیاسی و ساختار نظام بانکداری مرکزی، بانک‌ها ناترازی خود را به ترازنامه بانک مرکزی منتقل کردند که به شکل بدهی بی‌سابقه بانک‌ها به بانک مرکزی وارد پایه پولی شد و نقدینگی فراوانی را تولید کرد و با شوک عرضه در نتیجه تحریم‌ها، پیامد آن به شکل تورم‌های سطح بالا به خانوارها منتقل شد و در این بین، خانوارهای فقیر آسیب جدی دیدند.

در همین راستا، سؤالاتی که ممکن است در این زمینه مطرح شود، این است که چگونه بحران بانکی بر توزیع درآمد خانوارها مؤثر بوده و باعث ایجاد نابرابری در درآمد می‌شود؟ در صورت اثرگذاری بحران، آیا تأثیر آن در طبقات مختلف درآمدی (خانوارهای ثروتمند، متوسط و فقیر) به یک اندازه است؟ برای پاسخ‌گویی به سؤالات فوق و سؤالات مشابه آن،

پژوهش حاضر در نظر دارد به بررسی تأثیر بحران بانکی بر توزیع درآمد طبقات مختلف درآمدی در ۶۰ کشور منتخب دنیا، طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ بپردازد.

تحقیق حاضر در شش بخش سازماندهی شده است. بعد از بیان مسئله در بخش مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری بحث شده است. در همین راستا، دو دیدگاه مختلف درخصوص ارتباط بحران بانکی و نابرابری درآمدی بررسی شده است. در بخش بعدی، مطالعات تجربی خارجی و داخلی انجام شده در این حوزه مرور می‌شوند. بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق اختصاص یافته است. در ادامه، یافته‌های تحقیق شامل نتایج برآورد مدل و آزمون‌های مربوطه، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، در بخش ششم و پایانی، به نتایج مهم تحقیق اشاره می‌شود.

۲. مبانی نظری

مطالعات درخصوص بحران‌های بانکی نشان می‌دهد که عوامل متعددی بر وقوع آنها مؤثر بوده و برخی عوامل نیز از آنها متأثر هستند.[۱] به عنوان مثال، نابرابری درآمد از جمله عواملی است که می‌تواند یک ارتباط دوسویه با بحران بانکی داشته باشد؛ به‌طوری‌که هم به عنوان یکی از پیامدهای بحران بانکی تلقی شود و هم نابرابری درآمد منجر به وقوع بحران بانکی شود. در همین راستا، وجود رابطه علّی بین وقوع بحران‌ها و افزایش نابرابری درآمد، سال‌ها است که ذهن اقتصاددانان را به خود مشغول ساخته است. هر دو موج اولیه بحران‌های مالی در دهه ۱۹۷۰ و بحران مالی جهانی اخیر (GFC[۲])، جرقه‌ای از ادبیات موضوع را در مورد تأثیر این دو بر هم برانگیخت. بر این اساس، دو دیدگاه زیر در ادبیات موضوع مطرح است:

۱) دیدگاه اول: بیانگر اثر بحران‌های بانکی روی نابرابری درآمد است.

بحران بانکی ممکن است از کانال‌های متفاوتی بر نابرابری درآمد مؤثر باشد. به عنوان مثال، بحران بانکی می‌تواند از طریق تغییرات در قیمت‌های نسبی، منجر به تغییر در هزینه‌های خانوارها شده و از این طریق، سطح و کیفیت زندگی آنها را دچار تغییر کند. در همین راستا،

---

۱. به عنوان مثال، زیان در تولید کشورها یکی از پیامدهای وقوع بحران بانکی است. برای آشنایی با انواع زیان‌های تولید ناشی از بحران بانکی، به اکبر موسوی و سلمانی (۱۴۰۱) رجوع کنید.

2. Global Finance Crisis (GFC)

می‌توان به مطالعه فرانکنبرگ و همکاران[1] (۱۹۹۹) در رابطه با بحران اندونزی در اواخر دهه ۱۹۹۰، اشاره کرد. محققین در این مطالعه براساس تجزیه و تحلیل صورت گرفته از نظرسنجی‌هایی که در سطح خانوار قبل، حین و بعد از بحران انجام شده بود، به‌صورت گرافیکی نشان دادند که چگونه استانداردهای زندگی به‌طور کلی بعد از بحران کاهش یافته است. اما درباره اثرات نسبی، وضعیت پیچیده‌تر بوده است. همچنین براساس شاخص‌های محاسبه شده، با وجود اینکه نرخ فقر مطلق از ۱۵ درصد جمعیت به ۳۳ درصد افزایش یافته بود اما توزیع (نسبی) درآمد کمتر دچار نابرابری شده است.

تغییرات عظیم در قیمت‌های نسبی و کیفیت نامناسب خدمات بهداشت عمومی، از عوامل تغییر در فقر و نابرابری است که در داده‌های خانوارهای اندونزی اندازه‌گیری شد. به‌ویژه، قیمت مواد غذایی سریع‌تر و بیشتر از بقیه قیمت‌ها تعدیل شد، به‌طوری‌که سایر بحران‌های مالی با این همه آشفتگی کلان اقتصادی و سیاسی، با چنین تغییرات شدید در قیمت‌های نسبی همراه نبوده‌اند. با وجود این، فریرا و همکاران[2] (۱۹۹۹) به خوبی ثابت کردند که تعدیل‌های کلان اقتصادی می‌تواند با تغییرات نسبی قیمت که به نفع بخش‌های بزرگی از جمعیت فقیر است، مرتبط باشد.

از جمله بحران‌های به وقوع پیوسته در اواخر دهه ۱۹۹۰ که در لیون و والنسیا (۲۰۱۳) نیز به آن‌ها اشاره شده، می‌توان به بحران تکیلا کشور مکزیک (سال ۱۹۹۴) اشاره کرد. در همین راستا، براساس نظرسنجی‌هایی که درخصوص درآمد و هزینه‌های خانوارهای مکزیکی در سال‌های ۱۹۹۲، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۶ صورت گرفت، بروز فقر بلافاصله پس از وقوع بحران تکیلا، به‌طور چشم‌گیری افزایش یافت و فقر متوسط (طبق تعریف ملی) از ۳۶ به ۴۸ درصد جمعیت و فقر شدید در دو سال منتهی به ۱۹۹۶ افزایش یافت. با این وجود، دهک‌های پایین‌تر در این نظرسنجی‌ها، بدترین آسیب را تجربه نکرده‌اند. سهم درآمدی دهک بالا، به دلیل افزایش در تمام دهک‌های دیگر (به جزء دهک چهارم)، از ۴۴ به ۴۲ درصد کاهش یافت (Baldacci, et al., 2004).

اما شاید بتوان گفت اصلی‌ترین کانالی که بحران‌های بانکی از طریق آن بر توزیع درآمد خانوارها و در نهایت ایجاد نابرابری تأثیر می‌گذارند، بازار کار است. هنگامی که سیستم

1. Frankenberg, E., et al.
2. Ferreira, F. H., et al.

بانکی تحت فشار زیادی قرار می‌گیرد، در دسترس بودن اعتبار برای بخش شرکتی به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌یابد که به آن تنگنای اعتبار[1] نیز می‌گویند. در نتیجه تولید و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد که آن هم منجر به کاهش اشتغال و سطح دستمزد می‌شود (Brown, 2013). ترکیبی از کاهش دستمزد (که بیشتر به خانوارهای با درآمد پایین‌تر صدمه می‌زند)، یا حفظ درآمدهای تجاری، می‌تواند منجر به افزایش نابرابری در دوره‌هایی شود که با بحران‌های بانکی همراه هستند. زیرا این امر شکاف بین خانوارهای کم‌درآمد و با درآمد بالاتر را افزایش می‌دهد (Calvo, 2013).

با وجود این‌که بحران بانکی بر توزیع درآمد از طریق کاهش اشتغال مؤثر است اما در این بین، مکانیسم‌های اقتصادی درون‌زا برای سازگاری با شوک‌ها، ممکن است از کشوری به کشور دیگر متفاوت باشد. به عنوان مثال، تعدیل بازار کار به دنبال بحران تایلند در اواخر دهه ۱۹۹۰ میلادی، منجر به افزایش قابل‌توجهی در بیکاری غیرارادی شد اما هیچ کاهشی در نرخ دستمزد واقعی و شواهدی از افزایش اشتغال در بحران اندونزی (که تاحدی همزمان با بحران تایلند بود) وجود نداشت. در نهایت، حتی اگر تأثیر بحران بر قیمت بازار و درآمدها در سراسر جهان یکسان باشد، بسیار بعید به نظر می‌رسد که دولت‌ها توانایی و تمایلی برای حفظ یا بهبود مصونیت در برابر بحران داشته باشند.

همچنین در زمان بحران بانکی، شرکت‌ها و بازارهای مالی نیز درگیر بحران می‌شوند. ازاین‌رو، اگر شرکت‌ها و بازارهای مالی برای محدود کردن میزان اهرم قابل استفاده اقدام نکنند، منتهی به حباب‌ها و سقوط‌های بیشتر شده و در نتیجه منجر به نابرابری بیشتری در درآمد و ثروت خواهند شد (Blair, 2010).

سقوط‌های قابل توجه در بازارهای سهام، املاک و مستغلات نیز از رویدادهایی هستند که اغلب به‌طور موقت با بحران‌های بانکی مرتبط هستند، به‌طوری‌که حتی رکود مالی بزرگ اخیر در اوایل قرن بیست و یکم نیز از این قاعده مستثنی نیست. چنین رویداهایی تا حد زیادی می‌توانند دارایی‌های مالی و واقعی خانوارها و همچنین منابع مختلف درآمد (مانند پرداخت سود سهام، سود سرمایه و طرح‌های پاداش مرتبط با عملکرد بازار سهام) را کاهش دهند. شکست‌های عظیم یا تجدید ساختار مؤسسات مالی می‌تواند اخراج‌ها را در بخش مالی و

1. Credit Crunch

سایر بخش‌های اقتصاد افزایش دهد. به‌طور مشابه می‌توان انتظار داشت که با توجه به ساعات کار به ازای هر کارگر و کاهش بهره‌وری، سطح متوسط درآمد کاهش یابد. به عنوان مثال، انتظار می‌رود پاداش و اجزای اختیار سهام حقوق مدیران به دلیل همبستگی بیشتر آن‌ها با عملکرد سهام، کاهش یابد.

۲) دیدگاه دوم تأثیر نابرابری درآمدی بر بحران بانکی را نشان می‌دهد.

فرضیه تأثیر نابرابری درآمد بر بحران‌های بانکی به‌طور نظری توسط کلاسنس و پروتی[1] (۲۰۰۷)، راجان[2] (۲۰۱۰) و کمهوف و رانسیر[3] (۲۰۱۰) بررسی شد. این محققین پیشنهاد کردند که افزایش نابرابری منجر به رونق اعتبار و در نهایت، منجر به یک بحران مالی در ایالات متحده آمریکا در آغاز قرن ۲۱ام شده است، همان‌طور که در دهه ۱۹۲۰ نیز اتفاق افتاده بود. فرضیه راجان (۲۰۱۰) درخصوص بحران مذکور[4] این بود که افزایش نابرابری درآمد در آمریکا، ناشی از دسترسی نابرابر به آموزش باکیفیت، منجر به فشار سیاسی برای اعتبار بیشتر مسکن شد. این فشار، یک خط گسل جدی ایجاد کرد که وام‌دهی در بخش مالی را از حالت طبیعی خارج کرد. به عبارت دیگر، به دنبال افزایش نابرابری درآمدی، دولت آمریکا وام‌های متعددی را برای خرید یا رهن خانه، به خانوارها اعطا کرد. خانوارهای کم‌درآمد نیز که توان بازپرداخت اقساط وام را نداشتند، منجر به انباشته شدن وام‌های غیرقابل وصول در بانک‌های این کشور شدند. این موضوع، نقطه شروع بحران بزرگ جهانی در سال ۲۰۰۸-۲۰۰۷ بوده است.

ادبیات اخیر نشان می‌دهد که افزایش درآمد ممکن است یکی از عوامل ساختاری تعیین‌کننده شروع بحران اخیر بوده باشد. به‌طور خاص اشاره شده است که نابرابری درآمد ممکن است به موارد زیر منجر شود:

۱) کاهش تقاضای کل و در نتیجه کاهش عملکرد اقتصادی در اقتصاد

1. Claessens, S. & Perotti, E.
2. Rajan, R.
3. Kumhof, M. & Rancière, R.

۴. اشاره به بحران بزرگ مالی جهان دارد.

۲) افزایش تقاضای اعتبار افراد کم‌درآمدتر به منظور همگامی با استانداردهای رو به رشد زندگی

۳) افزایش عرضه وجوه موجود در اقتصاد، به دنبال سرمایه‌گذاری‌های افراد ثروتمند

۴) افزایش عرضه اعتبار از طریق اعمال فشار به‌وسیله نابرابری برای توزیع مجدد از طریق دسترسی آسان به اعتبار.

استدلال فوق به اشکال مختلف توسط میلانوویچ[1] (۲۰۰۹)، فیتوسی و ساراسنو[2] (۲۰۱۰)، راجان (۲۰۱۰) و کمهوف و رانسیر (۲۰۱۰) ارائه شده است. به عنوان مثال، فیتوسی و ساراسنو (۲۰۱۰)، این فرضیه (دیدگاه دوم) را با جزئیات بیشتری بررسی نمودند و متوجه شدند که افزایش در نابرابری‌ها بود که تقاضای کل را کاهش داد و سیاست پولی را وادار کرد تا با حفظ سطح پایین نرخ بهره واکنش نشان دهد که این موضوع خود موجب شد بدهی خصوصی فراتر از سطوح پایدار افزایش پیدا کند. از طرف دیگر، جست‌وجوی سرمایه‌گذاری با بازده بالا توسط کسانی که از افزایش نابرابری سود می‌برند، منجر به ظهور حباب‌ها شد. ثروت خالص بیش از حد ارزش‌گذاری شده و قیمت‌های بالای دارایی‌ها، این تصور نادرست را ایجاد کرد که سطوح بالای بدهی پایدار است. درحالی‌که بحران زمانی که حباب‌ها از بین رفت و ثروت خالص به سطح عادی بازگشت، خود را نشان داد.

از سوی دیگر، نابرابری درآمد ممکن است منجر به یک بحران بانکی بدون رونق اعتباری شود. این حالت از چندین مسیر ممکن است اتفاق بیافتد. به عنوان مثال، مقررات‌زدایی مالی نه تنها ممکن است با افزایش اعتبار بیش از حد، باعث ایجاد بحران‌های مالی شود بلکه ممکن است حتی زمانی که رشد اعتبار پایدار است، منجر به وقوع بحران شود. اما نتایج مطالعه بوردو و مایسنر[3] (۲۰۱۲) نشان داد که بین نابرابری درآمد و رونق اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد. محققین در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که رونق اعتبار، احتمال وقوع بحران بانکی را افزایش می‌دهد. اما در این بین، دلایلی که نشان دهد نابرابری درآمدی منجر به رونق اعتبار شده و آن هم به نوبه خود، احتمال وقوع بحران بانکی را تشدید کرده، پیدا نکردند.

---

1. Milanovic, B.
2. Fitoussi, J. P. & Saraceno, F.
3. Bordo, M. D. & Meissner, C. M

استوکهامر[1] (۲۰۱۲) نیز، طبق نظریه پساکینزی دو کانال اضافی را شناسایی نمود که از طریق آن‌ها نابرابری به بحران‌ها کمک کرده است: اول، افزایش نابرابری منجر به کاهش تقاضای کل می‌شود زیرا افراد فقیر تمایل زیادی به مصرف داشته و با افزایش نابرابری، میزان تقاضای آنها کاهش می‌یابد. دوم، مقررات‌زدایی مالی بین‌المللی منجر به کسری حساب جاری بزرگ‌تر و طولانی‌تری شده که زمینه‌ساز وقوع بحران‌های مالی شده است.

از طرف دیگر، رفتارهای سرمایه‌گذاری سوداگرانه ثروتمندان در یک اقتصاد نابرابر، ممکن است ارتباط مستقیم بین نابرابری و بحران‌های بانکی را توضیح دهد. هر چه نابرابری درآمدی افزایش یابد، افراد ثروتمند تمایل دارند وام و اعتبار بیشتری به افراد کم‌درآمد اعطا کنند و از طریق بازپرداخت اصل و فرع این وام‌ها، بر ثروت خود بیافزایند. در همین حال، فقرا با وجود افزایش نابرابری و با افزایش بدهی خانوارهای خود، سطح مصرف خود را حفظ می‌کنند. درنتیجه، نسبت بدهی به درآمد بالا در میان فقرا، احتمال وقوع بحران مالی را افزایش می‌دهد (Kumhof, et al., 2015). این موضوع توسط ویسمن[2] (۲۰۱۳) نیز مورد تأیید قرار گرفت. وی که در مطالعه خود به دنبال یافتن عوامل تعیین‌کننده وقوع بحران بزرگ سال ۲۰۰۸–۲۰۰۷ بود، به این نتیجه رسید که بحران ابتدا مصرف را محدود کرده و پتانسیل سرمایه‌گذاری سودآور را کاهش داده و افراد ثروتمند را تشویق نموده تا بازارهای مالی را با سیل اعتبار، ایجاد ابزارهای جدید و دامن زدن به سفته‌بازی ایجاد نمایند. همچنین با پدیدار شدن اثرات بیرونی مصرف، افراد وادار شدند تا راه‌هایی برای حفظ رفاه و موقعیت اجتماعی نسبی خود بیابند که می‌توان به گرفتن وام از بانک‌ها و مؤسسات مالی اشاره کرد. از طرف دیگر، حمایت از ایدئولوژی کاهش نرخ مالیات برای رفاه ثروتمندان و فقرا، شرایط را برای وقوع بحران فراهم کرد.

سایر مطالعاتی که درخصوص تأثیرگذاری نابرابری درآمد بر بحران بانکی انجام شدند می‌توان به ایکا ویلو[3] (۲۰۰۸)، آتکینسون و مورلی[4] (۲۰۱۱) و روی و کیم[5] (۲۰۱۲) اشاره کرد که هر یک از آن‌ها نتایج متفاوتی را به همراه داشته است، به‌طوری‌که ایکا و یلو (۲۰۰۸)

1. Stockhammer, E.
2. Wisman, J. D.
3. Iacoviello, M.
4. Atkinson, A. B. & Morelli, S.
5. Roy, S., & Kemme, D. M.

به این نتیجه رسیدند که افزایش بلندمدت بدهی خانوارها با نابرابری درآمد بالاتر توضیح داده می‌شود. آتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) در شناسایی ارتباط معنی‌دار بین افزایش نابرابری درآمد قبل و حین وقوع بحران بانکی ناتوان بودند. با این وجود زمینه‌ساز مطالعات بعدی در این زمینه شدند. اما روی و کیم (۲۰۱۲) دریافتند که افزایش نابرابری درآمد به وقوع بحران‌های مالی جهانی کمک می‌کند. در حالت کلی می‌توان گفت نابرابری درآمدی می‌تواند به‌طور سیستماتیک با وقوع بحران‌های بانکی مرتبط باشد و افزایش آن باعث کاهش مصرف کل و کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و در نهایت پراکندگی درآمدی می‌تواند تأثیر مستقیمی بر انتخاب‌های مصرف و پس‌انداز داشته باشد.

بعد از انتخاب هر کدام از دیدگاه‌های فوق برای پژوهش، اکنون این سؤال مطرح می‌شود که چه متغیرهایی می‌تواند با نابرابری درآمدی و بحران بانکی در ارتباط باشد؟ در این بین، دوره‌های مکرر بی‌ثباتی مالی در بسیاری از اقتصادهای پیشرفته و نوظهور از دهه ۱۹۸۰، به پرسش‌هایی در مورد نقش امور مالی در جوامع امروزی منجر شده است. در طول دهه‌های گذشته که با افزایش نابرابری درآمدی نیز همراه بوده، ادبیاتی پدیدار شده است که تأثیر تأمین مالی بر نابرابری درآمد را مورد بازنگری قرار می‌دهد.[۱] یکی از ابعادی که در این ادبیات مورد توجه قرار گرفته است، بحران‌های بانکی است. با این‌که رابطه بین توسعه مالی و نابرابری هنوز مورد بحث است اما توسعه مالی بیش از حد می‌تواند با فراوانی بحران‌های بانکی در ارتباط باشد که به نوبه خود بر نابرابری نیز تأثیر می‌گذارد.[۲] توسعه مالی می‌تواند دسترسی به اعتبار را برای خانوارهای کم‌درآمد آسان‌تر کند. اما شواهد روبه‌رشد نشان می‌دهد که تأمین مالی بیشتر به نفع درآمدهای بالاست و نوسانات اقتصاد کلان را تشدید می‌کند.[۳]

در کنار متغیر توسعه مالی، متغیرهای دیگری نظیر جهانی شدن، مخارج عمومی و همچنین نهادها و عوامل سیاسی، به عنوان عوامل تعیین‌کننده نابرابری درآمدی، به دفعات در

---

۱. برای بررسی بیشتر رابطه بین نابرابری، اهرم مالی و بحران‌های مالی، به بازیلیر و هریکورت (۲۰۱۷) رجوع کنید.

۲. همان‌طور که توسط لویزا و همکاران (۲۰۱۸) بحث شد، آزادسازی مالی با گسترش اعتبار و ریسک‌پذیری بیش از حد همراه است که باعث شکنندگی اقتصادی و احتمال وقوع بحران می‌شود.

۳. برای مطالعه بیشتر به فیلان (۲۰۱۶) و دی هان و استورم (۲۰۱۷) رجوع کنید.

ادبیات موضوع مورد استفاده قرار گرفتند. به عنوان مثال، جاموته و همکاران[1] (۲۰۱۳) نشان دادند که در حالی‌که جهانی شدن تجارت (باز بودن تجارت) با کاهش نابرابری همراه است اما جهانی شدن مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (باز بودن مالی)، نابرابری را افزایش می‌دهد.

۳. پیشینه پژوهش

پنا[2] (۲۰۱۷)، با به‌کارگیری مدل پانل لاجیت میانگین جمعیت و استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۶۱ برای ۳۶ کشور اتحادیه اروپا و OECD، موضوع نابرابری درآمد، تثبیت مالی و بحران‌های مالی را مورد بررسی قرار داد. این محقق به لحاظ نظری انتظار داشت که بحران‌های بانکی در این دوره، قبل از نابرابری درآمدی پیش آمده‌اند. در ادامه، با بررسی و تجزیه و تحلیل اقدامات سیاستی و مدنظر قرار دادن این موضوع که سطوح بالاتر کسری مالی به‌طور کلی با بحران‌های مالی مرتبط است، به این نتیجه رسید که فقط کشورهای با سطوح بالای نابرابری، باید مازاد بودجه را افزایش دهند تا بتوانند از وقوع بحران در امان باشند.

ری و کیم[3] (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای با عنوان «آیا نابرابری درآمد منجر به بحران‌های بانکی در کشورهای در حال توسعه می‌شود؟» موضوع بحران‌های بانکی و نابرابری درآمد را مورد بررسی قرار دادند. برای تحقق این هدف، محققین از داده‌های سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۰ برای ۶۸ کشور استفاده کردند. نتایج برآورد مدل پانل لاجیت با اثرات ثابت نشان داد که کشورهای در حال توسعه[4] با نابرابری بالا، تمایل دارند سطح بالاتری از اعتبار داخلی داشته باشند و رونق اعتبار داخلی نیز، احتمال بحران‌های بانکی را افزایش می‌دهند. درنتیجه، در این کشورها با افزایش سطوح نابرابری درآمد، احتمال وقوع بحران‌های بانکی به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد.

1. Jaumotte, F., et al.
2. Peña, G.
3. Rhee, D. E. & Kim, H.
4. Developing Countries

بلتینی و همکاران[1] (۲۰۱۹)، در مطالعه خود به موضوع نابرابری درآمدی و بحران بانکی پرداختند. بدین منظور، از داده‌های ۳۳ کشور پیشرفته[2] طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ استفاده شد. در این مطالعه، ۲۰ دوره بحران بانکی با مدل‌سازی لاجیت چند متغیره[3] بررسی شد. نتایج نشا دهنده رابطه مثبت و معنی‌دار بین ضریب جینی و احتمال بروز بحران بانکی بوده است.

پنا (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای، به بررسی این موضوع که «چگونه نابرابری درآمد و تثبیت مالی بر بحران‌های بانکی اثر می‌گذارند؟» در قالب یک دیدگاه پساکینزی پرداخت. وی با به‌کارگیری مدل پانل لاجیت و استفاده از داده‌های ۳۶ کشور توسعه‌یافته در سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۱۱، تعامل بین کسری بودجه عمومی و نابرابری درآمد در بحران‌های بانکی را بررسی کرد. نتایج تحقیق نشان داد که کشورهای دارای سطوح بالای نابرابری درآمدی ممکن است مازاد بودجه را افزایش دهند تا از بروز بحران جلوگیری کنند یا سطح نابرابری را کاهش داده تا کسری‌های مالی آتی را (بدون تأثیرگذاری بر وقوع بحران‌های مالی) کاهش دهند. درحالی‌که در اقتصادهای دارای سطوح پایین نابرابری درآمدی، به نظر می‌رسد تثبیت مالی[4] هیچ اثر اقتصادی بر بحران بانکی ندارد.

الهرادی و لروی[5] (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «آیا بحران‌های بانکی بر خانوارهای ثروتمند، متوسط و فقیر اثرگذار است؟» پیامدهای توزیعی بحران‌های بانکی را برای ۱۳۲ کشور طی دوره ۲۰۱۷-۱۹۷۰ بررسی کردند. نتایج مدل GMM و مدل‌سازی با متغیرهای ابزاری نشان داد که بحران‌های بانکی به‌طور سیستماتیک سهم درآمد خانوارهای ثروتمند را کاهش داده و بر درآمد خانوارهای طبقه متوسط تأثیر مثبت می‌گذارد. همچنین نتایج حاکی از افزایش نابرابری درآمد در دوره‌های قبل از وقوع بحران بانکی بوده است.

کریمی و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی در ایران پرداختند. بدین منظور از داده‌های بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۹ ایران و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار استفاده شد. نتیجه کار این محققین نشان‌دهنده نبود رابطه مثبت و معنی‌دار بین نابرابری درآمد و اعطای تسهیلات، افزایش

1. Bellettini, G., et al.
2. Advanced Countries
3. Multivariate Logit
4. Fiscal Consolidation
5. El Herradi, M. & Leroy, A.

بدهی‌های بانکی و در نهایت بحران بانکی در کوتاه‌مدت بود اما در بلندمدت مشخص شد که این ارتباط به شکل مثبت و معنی‌دار برقرار است.

ابراهیمی کلاریجانی (۱۳۹۹)، در پژوهشی تحت عنوان «اثر نابرابری درآمدی بر وقوع بحران‌های بانکی» به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران بانکی پرداخت. در این مطالعه، از داده‌های فصلی ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۶ اقتصاد ایران و مدل‌های مارکوف سویچینگ[1]، پروبیت[2] و حداقل مربعات معمولی[3] استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد نشان داد که احتمال وقوع بحران در نظام بانکی با افزایش نابرابری درآمدی، افزایش می‌یابد.

کریمی (۱۴۰۱)، در مطالعه خود به بررسی اثر نابرابری درآمدی بر بحران بانکی ۹ کشور در حال توسعه نفتی با استفاده از مدل ARDL پرداخت. نتایج مدل‌سازی برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ نشان‌دهنده معنی‌دار بودن تمامی متغیرها در سطح ۵٪ بوده است، به‌طوری‌که ضریب جینی تأثیر مثبتی بر رشد اعتبار داشته و از این طریق منجر به بحران بانکی در کشورهای مورد مطالعه شده است. همانند ضریب جینی، سرمایه‌گذاری نیز بر رشد اعتبار تأثیر مثبت داشته و موجب افزایش احتمال وقوع بحران بانکی می‌شود.

عبدی سیدکلایی و همکاران (۱۴۰۱)، در تحقیقی با عنوان «اثرات نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی» از الگوی چرخشی مارکوف و مدل پروبیت استفاده کردند. نتایج برآورد مدل برای دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۷۸ نشان داد که نظام بانکی در اقتصاد ایران، در برخی از دوره‌ها در شرایط تنش بالایی قرار داشته است. در نهایت، با برآورد الگوی پروبیت مشخص شد که با نابرابر شدن توزیع درآمد در اقتصاد ایران، احتمال وقوع تنش در بخش بانکی افزایش می‌یابد.

بر این اساس در مطالعه حاضر، نخست برخلاف مطالعات خارجی به‌ویژه مطالعه الهرادی و لروی (۲۰۲۲) که کشورهایی را وارد نمونه تحقیق کرده که تجربه بحران بانکی ندارند، بحران بانکی کشورهای مورد مطالعه براساس شاخص فشار بازار پول مشخص شده؛ لذا همه آن‌ها بحران بانکی را در طی دوره مورد مطالعه تجربه کرده‌اند. در نظر گرفتن این مورد، منجر به کسب نتایج دقیق‌تر می‌شود. همچنین اغلب مطالعات قبلی انجام شده درخصوص

1. Markov Switching
2. Probit
3. Ordinary Least Square (OLS)

رابطه نابرابری درآمد و بحران بانکی، بر شاخص جینی که یک معیار ترکیبی از نابرابری درآمد است، تکیه داشتند؛ درحالی‌که یکی از مزیت‌های مطالعه حاضر، فراتر رفتن از شاخص جینی و بررسی اثرات توزیعی بحران‌های بانکی با تمرکز بر بخش‌های مختلف از توزیع درآمدی است. این کار برای آشکار کردن اثرات متفاوتی است که ممکن است بحران بانکی بر خانواده‌های ثروتمند، طبقه متوسط و فقیر ایجاد کند.

٤. روش‌شناسی تحقیق

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی تأثیر بحران بانکی بر توزیع درآمد طبقات مختلف درآمدی (ثروتمند، متوسط و فقیر)، برای ۶۰ کشور منتخب دنیا است. بدین منظور مدل اقتصادی تحقیق به پیروی از مطالعه الهرادی و لروی[1] (۲۰۲۲)، به شکل رابطه (۱) است:

$$y_{p,i,t} = \beta BCrisis_{i,t} + \sum_{j=1}^{l} \lambda_j y_{i,t-j} + kx_{i,t-1} + \alpha_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (۱)$$

که در آن، $y_{p,i,t}$ بیانگر سهم درآمد شش صدک مختلف شامل Top1% (صدک یک درصد برتر)، Top10% (صدک ده درصد برتر)، Top20% (صدک بیست درصد برتر)، Middle-class (صدک ۲۱ تا ۷۹)، Bottom20% (صدک بیست درصد پایین) و Bottom10% (صدک ده درصد پایین) در کشور i در زمان t، $BCrisis_{i,t}$ متغیر مجازی بحران بانکی (در صورتی که کشور i در سال t با بحران بانکی مواجه شده باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد ۰ را به خود می‌گیرد)، $y_{i,t-j}$ نشان‌دهنده متغیر وابسته توزیع درآمد (شش صدک مختلف) با ۲ وقفه جهت نشان دادن پویایی مدل و در نهایت $x_{i,t-1}$، برداری از متغیرهای کنترلی بوده که شامل تولید ناخالص داخلی و مجذو رآن، توسعه مالی، باز بودن تجاری، باز بودن مالی، نسبت مخارج عمومی دولت به GDP و حاکمیت سیاسی است. اثرات ثابت مکانی و زمانی و جمله خطا به ترتیب با α_i، μ_t و $\varepsilon_{i,t}$ نشان داده شده است. β، λ_j و k نیز ضرایب مدل هستند. در ادامه، تعریف عملیاتی هر یک از متغیرهای فوق ارائه شده است:

1. El Herradi, M. & Leroy, A.

توزیع درآمد ($y_{p,i,t}$): این متغیر نشان‌دهنده توزیع درآمد قبل از اخذ مالیات است[۱] که برای نشان دادن سه طبقه ثروتمند، متوسط و فقیر، بدین صورت به کار رفته است: برای نشان دادن طبقه ثروتمند از صدک‌های ۱٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ بالای درآمد، طبقه متوسط از صدک‌های بین ۲۱٪ تا ۷۹٪ و در نهایت طبقه فقیر، از صدک‌های ۲۰٪ و ۱۰٪ پایین توزیع درآمدی استفاده شده است. داده‌های این متغیر از پایگاه داده نابرابری جهانی[۲] (۲۰۲۳) اخذ شده است.

بحران بانکی ($BCrisis_{i,t}$): تاکنون دو روش برای شناسایی تاریخ وقوع بحران‌های بانکی در ادبیات موضوع مطرح شده است. روش اول مبتنی بر مطالعه رویدادهای بحرانی است که وقایعی نظیر تعطیلی بانک‌ها، ادغام، هجوم گسترده بانکی، مسدود شدن دارایی‌های بانک و یا افزایش هزینه‌های نجات بانک را ملاک شناسایی تاریخ بحران بانکی قرار می‌دهد. این رویکرد به مطالعه رویدادی[۳] معروف است. در روش دوم که یک روش کمّی است؛ براساس شاخص فشار بازار پول[۴] (MMPI) محاسبه شده، زمان وقوع بحران بانکی مشخص می‌شود. در رویکرد شاخص فشار بازار پول، افزایش شدید در نرخ بهره کوتاه‌مدت، افزایش در حجم ذخایر بانک مرکزی یا ترکیبی از این دو، مدنظر بوده و با عبور شاخص از یک سطح آستانه معین، تاریخ بحران تعیین می‌شود. در همین راستا، پایگاه داده لیون و والنسیا (۲۰۲۰) براساس رویکرد مطالعه رویدادی، ۱۵۱ بحران‌های بانکی را برای کشورهای مختلف شناسایی کرده است. با توجه به این‌که برخی از کشورها از جمله ایران، در این لیست حضور ندارد لذا جهت مدل‌سازی دقیق‌تر و بهتر، از شاخص فشار بازار پول جهت تاریخ‌گذاری بحران‌های بانکی استفاده شده است. داده‌های مربوط به این متغیر از مطالعه اکبر موسوی و همکاران (۱۴۰۰) اخذ شده است.

تولید ناخالص داخلی (GDP[۵]): بیانگر ارزش پولی یا بازاری همه کالاها یا خدمات نهایی تولید شده در مرزهای یک کشور در یک دوره زمانی خاص (اغلب سالانه) است. مقادیر متغیر مذکور برحسب دلار و سال پایه ۲۰۱۵ است. از این متغیر و مجذور آن برای نشان‌دادن

---

۱. مفهوم درآمد قبل از مالیات مبتنی بر مفهوم درآمد ملی است: تولید ناخالص داخلی- مصرف سرمایه ثابت+ خالص درآمد از خارج.

2. World Inequality Database (WID)
3. Event Study
4. Money Market Pressure Index
5. Gross Domestic Product

اثرات منحنی کوزنتس[1] استفاده می‌شود. داده‌های این متغیر از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی (WDI[2]) بانک جهانی (۲۰۲۳) استخراج شده است.

توسعه مالی (FD[3]): در مطالعه حاضر، برای نشان دادن این متغیر از نسبت اعتبارات خصوصی داخلی به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. داده‌های مربوط به این متغیر از پایگاه داده شاخص‌های توسعه جهانی (۲۰۲۳)، گردآوری شده است.

باز بودن تجاری (Tra. Openness): عبارت است از مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی. انتظار بر این است که جهانی‌شدن تجارت با کاهش نابرابری همراه باشد. داده‌های مربوطه از پایگاه داده WDI (۲۰۲۳) اخذ و سپس توسط نویسندگان، مقدار متغیر مذکور محاسبه شده است.

باز بودن مالی (Fin. Openness): برای نشان دادن وضعیت تحرک سرمایه یک کشور از شاخص نرمال شده KAOPEN استفاده شده است. انتظار بر این است که جهانی‌شدن مالی و به‌ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI[4]) نابرابری را افزایش دهد. این شاخص برای اولین بار توسط چین و ایتو[5] (۲۰۰۶) ارائه شده و مقدار نرمال شده آن، بین ۰ و ۱ قرار دارد. داده‌های این متغیر، از پایگاه داده چین و ایتو (۲۰۲۳) اخذ شده است.

مخارج عمومی (EXP/GDP): عبارت است از نسبت هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی. داده‌های این متغیر نیز از پایگاه داده WDI (۲۰۲۳) جمع‌آوری شده است.

حاکمیت سیاسی (Political): این متغیر نشان‌دهنده وضعیت حاکمیت دولت بوده و مقادیر ۱۰+ (حالت به‌شدت دموکراتیک) و ۱۰- (حالت به‌شدت خودکامه) و مقادیر مابین این دو طیف حدی را شامل می‌شود. داده‌های این متغیر از پایگاه داده مارشال[6] (۲۰۲۰) استخراج شده است.[7]

---

1. Kuznets Curve
2. World Development Indicators
3. Financial Development
4. Foreign Direct Investment
5. Chinn, M. D. & Ito, H.
6. Marshall, M. G.

۷. نشان دادن نوع حاکمیت سیاسی کشورها پروژه‌ای بوده (Polity5 Index) که توسط مونتی مارشال در حال تهیه شدن است. این محقق کشورها را به لحاظ حاکمیت سیاستی دسته‌بندی کرده و هر دفعه آمار آن را به‌روزرسانی می‌کند. برای مطالعه بیشتر به نشانی اینترنتی زیر رجوع کنید:.(https://www.systemicpeace.org/inscrdata.html, (Accessed, April 2023

مطالعه حاضر به لحاظ هدف از نوع تحقیقات کاربردی و از نظر تجزیه و تحلیل، از نوع تحقیقات تحلیلی است. نمونه آماری پژوهش حاضر، ۶۰ کشور منتخب جهان است که داده‌های آن‌ها در دسترس بوده و براساس گروه‌بندی بانک جهانی[۱] (۲۰۲۳)، در چهارگروه با درآمد پایین، با درآمد متوسط پایین، با درآمد متوسط بالا و با درآمد بالا جای گرفتند.[۲] داده‌های تحقیق به‌صورت سالانه بوده و مربوط به دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ است. به منظور جمع‌بندی و خلاصه‌سازی داده‌ها از نرم‌افزار Excel 2019 و جهت برآورد مدل تحقیق از نرم‌افزار EViews 13 استفاده شده است.

در مطالعه حاضر جهت برآورد مدل تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[۳]) استفاده می‌شود. این روش برای مدل‌های پویا[۴] به‌کار می‌رود. در مدل پویا متغیر وابسته به‌صورت وقفه‌دار در سمت راست مدل ظاهر می‌شود و زمانی که این حالت در مدل‌های پانل ایجاد شود، به‌طوری‌که اگر در مدل اثرات تصادفی متغیر وابسته وقفه‌دار به سمت راست معادله اضافه شود، مدل تخمین حالت پانل پویا خواهد بود. شکل کلی این مدل‌ها به‌صورت رابطه (۲) است:

$$Y_{it} = \alpha_i + Y_{it-1} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{kit} + \varepsilon_i + u_{it} \qquad (۲)$$

با قرار گرفتن متغیر وابسته در کنار متغیرهای توضیحی، مشکلاتی پدید می‌آید که ازجمله این مشکلات، وجود رابطه همبستگی بین متغیر وابسته و جزء خطای مدل است که باعث می‌شود روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به دلیل وجود تورش و ناسازگاری، دیگر کاربرد نداشته باشد. بنابراین نیاز به یک تخمین‌زن دیگری است. در همین راستا، می‌توان از روش 2SLS[۵] استفاده کرد. برای به‌کار بردن این روش نیاز است به جای متغیر وابسته، متغیر

---

۱. برای مطالعه بیشتر درخصوص گروه‌بندی کشورها، به نشانی اینترنتی زیر رجوع کنید:

The World Bank, Available:
https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups, (Accessed, April 2023).

۲. اسامی کشورها به تفکیک گروه، در پیوست آمده است.

3. Generalized Method of Moments (GMM)
4. Dynamic Model
5. Two-Stage Least Squares (2SLS)

ابزاری[1] مناسبی قرار گیرد تا مشکل درون‌زایی حل شود. یافتن متغیر ابزاری مناسب که شرایط یک متغیر ابزاری خوب را دارا باشد، نیز دشوار است و مشکلاتی نظیر رقم زدن واریانس‌های بزرگ برای ضرایب تخمینی و عدم رفع مشکل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و هم‌خطی در مدل را دارد. برای حل مشکلات مذکور، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) توسط آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) معرفی شد (حقیقت و اکبر موسوی، ۱۳۹۷).

۵. یافته‌های تجربی تحقیق

در این بخش، نتایج تحقیق ارائه می‌شود. ابتدا آزمون ریشه واحد برای بررسی ایستایی متغیرها انجام شده و مرتبه ایستایی آن‌ها تعیین می‌شود. سپس مدل تحقیق (رابطه ۱) با استفاده از مدل‌سازی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تخمین زده شده و نتایج آن مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۵-۱. بررسی ایستایی متغیرها

در داده‌های پانل همانند داده‌های سری زمانی، از آزمون‌های مختلفی جهت بررسی وجود ریشه واحد استفاده می‌شود. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پانلی به دلیل ساختار داده‌ها، متفاوت بوده و به‌صورت آزمون ریشه واحد مشترک و آزمون ریشه واحد مقطعی هستند. در آزمون ریشه واحد مشترک، از آزمون‌هایی نظیر لوین، لین و چویی (LLC)، برایتونگ و هادری استفاده می‌شود که دارای فرض وجود یک ریشه واحد بین همه مقاطع هستند. در آزمون ریشه واحد مقطعی نیز ریشه واحد بین مقاطع متفاوت بوده و در این حالت، از آزمون‌های ایم، پسران و شین (IPS)، فیشر- دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF-F) و فیشر- فیلیپس پرون (PP-F)، استفاده می‌شود.

با توجه به این‌که در تحقیق حاضر، مدل پانل به‌کار گرفته شده از نوع پانل نامتوازن بوده و هر مقطع می‌تواند پارامتر خودرگرسیون خاص خود را داشته باشد و همچنین محدود بودن تعداد مقاطع (N) و دوره زمانی (T)، از آزمون ایم، پسران و شین برای بررسی مانایی متغیرها

1. Instrumental Variable (IV)
2. Arellano, M. & Bond, S.

استفاده شده است. در جدول ۱، نتایج آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق برای ۶۰ کشور منتخب جهان، ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون ریشه‌واحد IPS برای متغیرهای تحقیق

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
یک درصد برتر (Top1%)	-۶/۳۲۹*** (۰/۰۰۰)	-۴/۵۰۴*** (۰/۰۰۰)		
ده درصد برتر (Top10%)	-۳/۹۹۲*** (۰/۰۰۰)	-۲/۷۵۵*** (۰/۰۰۲)		
بیست درصد برتر (Top20%)	-۳/۸۳۸*** (۰/۰۰۰)	-۲/۵۳۵*** (۰/۰۰۵)		
طبقه متوسط (Middleclass)	-۳/۶۳۷*** (۰/۰۰۰)	-۲/۳۹۷*** (۰/۰۰۸)		
بیست درصد پایین (Bottom20%)	-۳/۴۲۹*** (۰/۰۰۰)	-۱/۲۲۶* (۰/۱۱۰)		
ده درصد پایین (Bottom10%)	-۱/۰۸۶ (۰/۱۳۸)	۰/۵۵۲ (۰/۷۰۹)	-۱۱/۸۳۴*** (۰/۰۰۰)	-۶/۴۳۴*** (۰/۰۰۰)
مخارج عمومی (Exp/gdp)	-۱/۰۷۳ (۰/۱۴۱)	۰/۳۴۰ (۰/۶۳۳)	-۱۲/۹۴۲*** (۰/۰۰۰)	-۷/۵۲۶*** (۰/۰۰۰)
توسعه مالی (FD)	۳/۱۱۶ (۰/۹۹۹)	-۱/۳۸۶ (۰/۰۸۲)	-۱۱/۲۶۱*** (۰/۰۰۰)	-۵/۷۷۵*** (۰/۰۰۰)
بازبودن تجاری (Tra.openness)	۰/۵۷۸ (۰/۷۱۸)	-۰/۰۷۵ (۰/۴۶۹)	-۱۳/۷۹۴*** (۰/۰۰۰)	-۷/۷۴۶*** (۰/۰۰۰)
تولید ناخالص داخلی (GDP)	۲/۵۲۳ (۰/۹۹۴)	-۱/۰۹۵ (۰/۱۳۶)	-۸/۲۴۸*** (۰/۰۰۰)	-۲/۶۷۴*** (۰/۰۰۳)
مجذور تولید ناخالص داخلی (GDP^2)	۳/۳۱۳ (۰/۹۹۹)	-۱/۰۱۳ (۰/۱۵۵)	-۷/۸۴۸*** (۰/۰۰۰)	-۲/۸۰۸*** (۰/۰۰۲)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* سطح معنی‌داری ۱۰٪، ** سطح معنی‌داری ۵٪ و *** سطح معنی‌داری ۱٪

مقادیر داخل پرانتز، نشان‌دهنده ارزش احتمال آماره آزمون است.

براساس جدول۱، آماره آزمون برای متغیرهای یک درصد برتر، ده درصد برتر، بیست درصد برتر و طبقه متوسط، به دو شکل با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند، در حالت سطح معنی‌دار است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را می‌توان رد کرد. در این حالت، متغیرهای مذکور در حالت سطح ایستا بوده و نیاز به یک مرتبه تفاضل‌گیری نیست. متغیرهای ده درصد پایین، نسبت مخارج عمومی به GDP، توسعه مالی، باز بودن تجاری، تولید ناخالص داخلی و مجذور آن، برخلاف متغیرهای قبلی در حالت سطح نامانا هستند. به عبارت دیگر، آماره آزمون برای متغیرهای مذکور معنی‌دار نبوده و لذا فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین با یک مرتبه تفاضل‌گیری از این متغیرها، در هر دو حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند، ایستا می‌شوند.

۵-۲. نتایج برآورد مدل

در این قسمت، مدل تحقیق با استفاده از مدل‌سازی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تخمین زده شده و نتایج آن در جدول ۲ گزارش شده است. طبق این جدول، وقفه اول متغیر وابسته در هر ۶ مدل، در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظاری نیز دارد. این موضوع نشان‌دهنده ارتباط مستقیم بین سهم درآمد در دوره t با سهم درآمد در دوره t-۱ است. به عبارت دیگر، سهم درآمد افراد در صدک‌های مختلف، همبستگی مثبت و مستقیمی با سهم سال گذشته دارد. به این صورت که در دوره پیش از بحران، اگر سهم درآمدها کاهش یا افزایش یابد، در دوره بحران نیز همین روال تکرار خواهد شد. اما نتایج وقفه دوم متغیر وابسته، بیانگر ارتباط معکوس بین سهم درآمد در سال t با سهم درآمد دو سال قبل از آن (t-۲) است.

وقوع بحران بانکی با اثرات قابل توجه و در عین حال متمایز شده در سراسر توزیع درآمد همراه است. در مدل ۱، ۲، ۳ و ۶ این متغیر ارتباط معکوس با نابرابری درآمد دارد به‌طوری‌که در صورت وقوع بحران بانکی، سهم درآمدی در صدک یک درصد برتر، ۱۰ درصد برتر، ۲۰ درصد برتر و ۱۰ درصد پایین کاهش می‌یابد. طبق جدول ۲، بیشترین آسیب بحران بانکی بر صدک ۱۰ درصد برتر درآمدی است، چراکه وقوع بحران بانکی، با کاهش سهم ۰/۴۲۶ واحدی در درآمد این افراد همراه است. کاهش در سهم ۲۰ درصد برتر نیز برابر با ۰/۲۴۹ واحد است.

جدول ۲. نتایج تخمین مدل

متغیرها		مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ٤	مدل ٥	مدل ٦
		Top1%	Top10%	Top20%	Mid-Class	Bot20%	Bot10%
وقفه ۱		۰/٦۲۸***	۰/۷۲۳***	۰/۷۷٥***	۰/۷٦۸***	۰/۷۷٦***	۰/۸۲۲***
		(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۲)
وقفه ۲		-۰/۰۰٦***	-۰/۰۳۸***	-۰/۰۸۰***	-۰/٦٥۷***	-۰/۰٤۷***	-۰/۰۱۳***
		(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰۹)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰٤)	(۰/۰۰۲)
بحران بانکی		-۰/۰۳۱***	-۰/٤۲٦***	-۰/۲٤۹***	۰/۳۱۹***	۰/۰۱۳***	-۰/۰۰۱***
		(۰/۰۰۹)	(۰/۰۲۰)	(۰/۰۱٤)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۳)
مخارج عمومی		۰/٥۰۰***	-۱/۳٥٤**	-۲/۱۱٤***	-۰/۳۰۰	۰/۳۳٤***	۰/۰۲۸***
		(۰/۲۱۲)	(۰/۷۱۳)	(۰/٥۹٥)	(۰/٦۱۲)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰٥)
توسعه مالی		۰/۰۰۷***	۰/۰۱٦***	۰/۰۱۲***	-۰/۰۱۱***	-۰/۰۰۲***	۰/۰۰۰۳***
		(۰/۰۰۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰٦)	(۰/۰۰۰٦)	(۰/۰۰۰۰۱)	-
بازبودن تجاری		-۰/۹۸٤***	-۱/۱۷۹***	-۰/٥۹۷***	۰/٤۷۳***	۰/۰۲٦***	۰/۰۰۳***
		(۰/۰۷۱)	(۰/۱۷۸)	(۰/۰۸۲)	(۰/۱۰۳)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰۹)
بازبودن مالی		۰/٤۰۲***	۰/۸۳۲***	۱/۰٤۳***	-۰/٥۹۳***	-۰/۰۲۹***	۰/۰۱۳***
		(۰/۰۱۳)	(۰/۰۱٥)	(۰/۰۳٥)	(۰/۰۲۸)	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰۰۲)
حاکمیت سیاسی		-۰/۰٥۲***	-۰/۰۰٤	۰/۰۰۷***	-۰/۰۳۱***	۰/۰۰۹***	۰/۰۰۱***
		(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۸)	(۰/۰۰۰۰۳)
تولید ناخالص داخلی		-۰/۰۷۸***	-۰/۰۷۸***	-۰/۱۸۳***	۰/۰۸۱***	-۰/۰۰۲***	-۰/۰۰۱***
		(۰/۰۱۷)	(۰/۰۲۷)	(۰/۰۱٥)	(۰/۰۱۱)	(۰/۰۰۰۰۸)	(۰/۰۰۰٥)
مجذور تولید ناخالص داخلی		۰/۰۰۱***	۰/۰۰۲***	۰/۰۰۲***	-۰/۰۰۱***	۰/۰۰۰٤***	۰/۰۰۰۰۱*
		(۰/۰۰۰۳)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۲)	(۰/۰۰۰۰۰۱)	(۰/۰۰۰۰۱)
تعداد مشاهدات		۱۲۸٥	۱۲۸٥	۱۲۸٥	۱۲۸٥	۱۲۸٥	۱۲۸٥
تعداد کشورها		٦۰	٦۰	٦۰	٦۰	٦۰	٦۰
آزمون سارجنت		٥۰/۹۲۸	٥۷/۸۳٦	٥۲/۱۳٤	٤۸/۱۹٦	٥۳/۸۹٥	٥۲/۷۷٥
		(۰/٥٥٥)	(۰/۲٦۸)	(۰/٤۲۹)	(۰/٦۲٤)	(۰/٤۷۸)	(۰/۲۹٤)
آزمون آرلانو باند	AR (1)	-۲/۰۷۲**	-۳/۰٦۷***	-۳/۳٤۳***	-۳/۳۹۳***	-۲/۰۳۸**	-۲/۷۷٥***
		(۰/۰۳۸)	(۰/۰۰۲)	(۰/۰۰۰۸)	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰٤۱)	(۰/۰۰٥)
	AR (2)	۰/۲٥۷	۰/٦۰۲	۰/۸۱٦	۰/۸۰۳	۰/۰۷۹	۰/۱۱٦
		(۰/۷۹٦)	(۰/٥٤٦)	(۰/٤۱٤)	(۰/٤۲۱)	(۰/۹۳۷)	(۰/۹۰۷)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* سطح معنی‌داری ۱۰٪، ** سطح معنی‌داری ٥٪ و *** سطح معنی‌داری ۱٪

مقادیر داخل پرانتز، نشان‌دهنده انحراف معیار ضرایب تخمینی است.

کمترین تأثیر از بحران بانکی در صدک‌های بالا، مربوط به صدک یک درصد برتر افراد بوده که برابر ۰/۰۳۱ است. به‌طور معمول، افرادی که در دهک‌های بالای درآمدی قرار دارند اغلب با جابجایی سرمایه قبل از بحران و بررسی بدهی‌های خود، از این بحران‌ها فرار می‌کنند. از طرفی، با توجه به این‌که این گروه بیشترین درآمد را در جامعه دارند، لذا چه بسا تغییر ۰/۰۳۱ در سهم درآمد آن‌ها حتی بیشتر از بقیه صدک‌های درآمدی باشد اما آنچه که اهمیت دارد این است که سهم درآمد این افراد نیز با وقوع بحران بانکی کمتر می‌شود.

براساس نتیجه مدل ۴ و ۵، تأثیر بحران بانکی بر سهم درآمد صدک‌ها معکوس می‌شود. به‌طوری‌که بحران بانکی سهم درآمد افراد طبقه متوسط (صدک‌های ۲۱ تا ۷۹) و همچنین ۲۰ درصد پایین افراد را به ترتیب برابر با ۰/۳۱۹ و ۰/۰۱۳ واحد افزایش می‌دهد که در این بین، افزایش در طبقه متوسط بسیار بیشتر است. در نهایت، پایین‌ترین گروه درآمدی (صدک‌های ۱۰ درصد پایین) نیز همانند صدک‌های بالا، رابطه منفی بین بحران‌های بانکی و سهم درآمدی را نشان می‌دهد. اما کاهش در سهم درآمد پایین‌ترین گروه درآمدی (صدک ۱۰ درصد پایین) ناشی از بحران بانکی بسیار کمتر از زیان‌هایی است که درآمدهای بالا تجربه می‌کنند. بنابراین براساس نتایج به‌دست آمده، اثرات منفی بحران‌های بانکی در انتهای سمت راست توزیع درآمد قوی‌تر است. در نتیجه، وقوع بحران باعث کاهش نابرابری درآمدی شده است.

متغیر مخارج عمومی نیز در کلیه مدل‌ها دارای ضرایب معنی‌دار در سطوح ۱ درصد و ۵ درصد بوده و دارای دو علامت متفاوت است. در مدل ۱، ۵ و ۶ ارتباط بین مخارج عمومی و سهم درآمدی صدک‌های مورد بررسی مستقیم است، به‌طوری‌که با افزایش یک واحد در مخارج دولت، سهم درآمد صدک‌های مربوطه به ترتیب ۰/۵، ۰/۳۳۴ و ۰/۰۲۸ واحد افزایش می‌یابد. این متغیر در سه مدل باقی‌مانده دارای ارتباطی معکوس با سهم درآمد است. به این شکل که یک واحد افزایش در مخارج عمومی، سهم درآمدی در صدک‌های ۱۰ درصد برتر، ۲۰ درصد برتر و صدک متوسط را کاهش می‌دهد؛ هرچند که ضریب صدک طبقه متوسط معنی‌دار نیست. این موضوع نشان می‌دهد که بخش عمده‌ای از مخارج دولت به دنبال وقوع بحران بانکی، صرف صدک‌های پایین‌تر برای بهبود وضعیت زندگی آن‌ها بعد از بحران و نیز صدک ۱ درصد برتر می‌شود. صدک‌های برتر به‌طور طبیعی، صاحب دارایی و ثروت بوده و برای طبقات پایین‌تر جامعه اشتغال فراهم می‌کنند. لذا دولت‌ها سعی می‌کنند

بیشتر مخارج خود را صرف صدک‌های ۱ درصد برتر و دو صدک ۲۰ و ۱۰ درصد پایین‌تر کنند. لذا افزایش این متغیر نیز تاحدودی می‌تواند نابرابری درآمدی را بهبود ببخشد.

در مدل ۱، ۲ و ۳ متغیر توسعه مالی دارای ضرایب معنی‌دار در سطح یک درصد است. ارتباط بین توسعه مالی و سهم درآمد در این سه مدل یک ارتباط مستقیم بوده، به‌طوری‌که در صورت افزایش یک واحد در توسعه مالی، سهم درآمد صدک‌های ثروتمند به ترتیب ۰/۰۱۱، ۰/۰۱۲ و ۰/۰۰۵ واحد افزایش می‌یابد. توسعه مالی در سه مدل ۴، ۵ و ۶ نیز دارای ضرایب معنی‌دار در سطح یک درصد بوده اما برخلاف سه مدل قبلی، ارتباط معکوسی با سهم درآمدی دارد. افزایش یک واحد در این متغیر، ۰/۰۰۳، ۰/۰۰۴ و ۰/۰۰۰۷ واحد سهم درآمد صدک‌های طبقه متوسط، ۱۰ درصد پایین و ۲۰ درصد پایین را کاهش می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، کاهش سهم درآمد در این صدک‌ها بسیار ناچیز است.

ارتباط بین توسعه مالی و نابرابری درآمد، در مطالعات تجربی بسیاری بررسی شده اما اثر خالص آن بر توزیع درآمد هنوز مورد بحث است. توسعه مالی که در مطالعه حاضر، از نسبت اعتبارات خصوصی داخلی به تولید ناخالص داخلی برای نشان دادن آن استفاده شد، می‌تواند دسترسی خانوارهای کم‌درآمد به اعتبار را آسان‌تر کند اما شواهد روبه‌رشد نشان می‌دهد که تأمین مالی بیشتر به نفع درآمدهای بالاست و نوسانات اقتصاد کلان را تشدید می‌کند. با گسترش بازارهای مالی مختلف، این ثروتمندان هستند که دارای سرمایه بوده و آن را در بازارهای مختلف به‌کار گرفته و سرمایه خود را چند برابر می‌کنند. با افزایش سهم درآمد ثروتمندان و کاهش سهم صدک‌های پایین‌تر، نابرابری و شکاف درآمدی بیشتر می‌شود.

ششمین متغیر در جدول ۲، باز بودن تجاری است. ضرایب این متغیر در سطح یک درصد معنی‌دار است. این متغیر نیز همانند متغیرهای قبلی، برای سه مدل ۱، ۲ و ۳ دارای ارتباطی معکوس با سهم درآمد است. به این صورت که با افزایش یک واحد در باز بودن تجاری، سهم درآمد صدک‌های مربوطه به ترتیب ۰/۹۸۴، ۱/۱۷۹ و ۰/۵۹۷ واحد کاهش می‌یابد. این کاهش برای صدک ۱۰ درصد برتر بسیار چشمگیرتر است. در مدل‌های ۴، ۵ و ۶ متغیر باز بودن تجاری دارای علامت مثبتی است. این موضوع نشان‌دهنده ارتباط مستقیم بین باز بودن تجاری و سهم درآمدی در مدل‌های مذکور است. به‌طوری‌که، افزایش یک واحد در باز بودن تجاری به اندازه ۰/۴۷۳، ۰/۰۲۶ و ۰/۰۰۳ واحد سهم درآمدها را افزایش می‌دهد. این

متغیر نیز با تأثیرگذاری معکوس خود برای صدک‌های ثروتمند و تأثیر مستقیم برای صدک‌های پایین‌تر، می‌تواند نابرابری را کاهش دهد.

باز بودن مالی از دیگر متغیرهایی است که در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و دارای علامت موافق با تئوری است. برای بیان این متغیر، از شاخص نرمال شده چن و ایتو (۲۰۰۶)، استفاده شده که وضعیت تحرک سرمایه یک کشور را نشان می‌دهد. علامت مثبت این متغیر نشان‌دهنده ارتباط مستقیم بین باز بودن مالی و متغیر وابسته سهم درآمد در مدل ۱، ۲ و ۳ است. به این معنی که، اگر باز بودن مالی یک واحد افزایش یابد، به اندازه ۰/۴۰۲، ۰/۸۳۲ و ۱/۰۴۳ واحد سهم درآمد طبقه ثروتمند افزایش خواهد یافت. در مقابل، برای مدل‌های ۴ تا ۶، باز بودن مالی دارای ارتباطی معکوس با سهم درآمدی است. به این صورت که، یک واحد افزایش در باز بودن مالی بیشتر به طبقه متوسط آسیب می‌زند. به‌طور طبیعی قشر ثروتمند دارایی‌های مالی و سرمایه‌گذاری زیادی در کشورهای خارجی دارند و اغلب این افراد از وضعیت باز بودن مالی منتفع می‌شوند. با افزایش سهم درآمد صدک‌های بالاتر و کاهش سهم صدک‌های پایین‌تر، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد. بنابراین، جهانی شدن از طریق تجارت (باز بودن تجاری) با کاهش نابرابری و جهانی شدن مالی (باز بودن مالی) و به‌ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، با افزایش نابرابری همراه است.

ضریب حاکمیت سیاسی در مدل‌های ۱، ۲ و ۴ منفی و در سطح یک درصد (به جز برای مدل ۲) معنی‌دار است. این موضوع بیانگر ارتباط معکوس نوع حاکمیت سیاسی با سهم درآمدی صدک‌های مورد بررسی است. در مدل‌های ۳، ۵ و ۶ نیز حاکمیت سیاسی دارای علامت مثبت بوده و معنی‌دار است. متغیر حاکمیت سیاسی که به‌صورت یک طیف عددی از ۱۰- به معنی به‌شدت خودکامه تا ۱۰+ به معنی به‌شدت دموکراتیک است، نشان می‌دهد که بهبود محیط نهادی یک کشور، یعنی تحکیم دموکراتیک، بیشتر به نفع طبقات ضعیف‌تر است.

متغیر تولید ناخالص داخلی و مجذور آن برای نشان دادن اثر منحنی کوزنتس وارد مدل شدند. منطقی که پشت منحنی U معکوس مشهور بوده، این است که رشد سرانه ابتدا نابرابری بالاتری به‌وجود می‌آورد اما بعدها باعث برابری بیشتری در درآمدها می‌شود. اما در زمان وقوع بحران شرایط به گونه دیگری است، چراکه یکی از مشکلاتی که به دنبال وقوع بحران‌های بانکی رخ می‌دهد، کاهش در تولید است (لیون و والنسیا، ۲۰۱۳). تغییرات در

تولید به دنبال بحران باعث می‌شود که صدک‌های بالای درآمدی سهم بیشتری از درآمد خود را از دست بدهند که در این بین، سهم صدک ۲۰ درصد برتر بیشتر از دو صدک ثروتمند دیگر است. اما همان‌طور که پیش‌تر نیز گفته شد، صدک‌های بالاتر، سریع‌تر خود را با بحران وفق داده و مدیریت بیشتری بر دارایی‌ها و بدهی‌های خود دارند. در نتیجه، ضرر کمتری می‌بینند. با وقوع بحران، سهم دو صدک ۲۰ درصد و ۱۰ درصد پایین افراد نیز به واسطه تغییرات تولید کاهش می‌یابد. این قبیل افراد به دلیل از دست دادن شغل خود به خاطر بحران، کاهش در درآمد را تجربه می‌کنند اما چون سهم چندانی در تولید ناخالص داخلی کشورها ندارند، لذا این کاهش بسیار ناچیز است. در این بین، تنها سهم طبقه متوسط از درآمد بیشتر می‌شود. این موضوع نشان می‌دهد که وقوع بحران بانکی، با تغییر سهم درآمدی افراد، تنها به نفع طبقه متوسط (صدک‌های ۲۱ تا ۷۹) تمام می‌شود. اما چون کاهش در درآمد افراد ثروتمند بیشتر است، لذا تغییرات در تولید به دنبال وقوع بحران بانکی، منجر به برابری درآمدها خواهد شد.

نتایج تحقیق حاضر با مطالعه الهرادی و لروی (۲۰۲۲)، یونسی و بچتینی[1] (۲۰۲۰)، دالیا و دی سانتیس[2] (۲۰۱۹)، دیشاپریا[3] (۲۰۱۷)، بیتن[4] (۲۰۱۶)، لیم و مک‌نلیس[5] (۲۰۱۴)، آستریو و همکاران[6] (۲۰۱۴)، آگنلو و سوسا[7] (۲۰۱۲)، ریونی و لی[8] (۲۰۰۳)، برچفیلد و کرپاز[9] (۱۹۹۸)، نوبهار و همکاران (۱۴۰۲)، تقی‌نژاد و همکاران (۱۴۰۱)، جعفری و همکاران (۱۴۰۰)، داودی و سبزی خوشنامی (۱۴۰۰)، رمضان‌پور و صداقت کالمرزی (۱۴۰۰)، فراهتی و سلیمی (۱۴۰۰)، احمدی و همکاران (۱۳۹۸)، نورمحمدی و همکاران (۱۳۹۹)، اشرفی و همکاران (۱۳۹۷) مطابقت دارد.

در قسمت پایین جدول ۲، نتایج دو آزمون آرلانو- باند و آزمون سارجنت آمده است. این دو آزمون به ترتیب، صحت نتایج حاصل از تخمین (نبود خودهمبستگی) و معتبر بودن

1. Younsi, M. & Bechtini, M
2. D'Elia, E. & De Santis, R.
3. Deyshappriya, N. P.
4. Baeten, L.
5. Lim, G. C. & McNelis, P. D.
6. Asteriou, D., et al.
7. Agnello, L. & Sousa, R. M.
8. Reuveny, R. & Li, Q.
9. Birchfield, V. & Crepaz, M. M.

ابزارهای مورد استفاده در تخمین به روش GMM را نشان می‌دهند. اگر جملات اخلال به‌صورت جمله اخلال خالص (iid) باشند، انتظار بر این است که آماره مرتبه اول آزمون آرلانو- باند منفی و معنی‌دار بوده و آماره مرتبه دوم بی‌معنی باشد (حقیقت و اکبر موسوی، ۱۳۹۷). همچنین در صورتی که مقدار ارزش احتمال آزمون سارجنت بزرگ‌تر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر آن مبنی بر مناسب بودن متغیر ابزاری انتخاب شده رد نمی‌شود. در نتیجه ابزار انتخاب شده برای تخمین معتبر است.

طبق نتایج آزمون‌های فوق، مقدار ارزش احتمال آزمون سارجنت برای هر ۶ مدل، بزرگتر از ۰/۰۵ است. در نتیجه فرضیه صفر این آزمون پذیرفته می‌شود. به عبارت دیگر، ابزارهای مورد استفاده در مدل‌ها معتبر بوده‌اند. مقدار ارزش احتمال مرتبه اول آزمون آرلانو- بوند ((AR(۱)) برای تمامی مدل‌ها، کمتر از ۰/۰۵ بوده (معنی‌دار) و آماره مرتبه دوم ((AR(۲)) این آزمون نیز، برای هر ۶ مدل بی‌معنی بوده است. بنابراین با توجه به نتایج دو آزمون فوق، خوبی برازش مدل تأیید می‌شود.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در دهه‌های اخیر بحران‌های مالی متعددی به وقوع پیوسته است. ازجمله این بحران‌ها می‌توان به بحران بدهی آمریکای لاتین در اوایل دهه ۱۹۸۰، بحران تکیلای مکزیک در سال ۱۹۹۴، بحران کشورهای جنوب شرق آسیا در سال ۱۹۹۷ و بحران بزرگ مالی جهانی در سال ۲۰۰۷-۲۰۰۸ اشاره نمود. بحران‌های بانکی به واسطه پیامدهایی که در اقتصاد از خود به جای می‌گذارند، منجر به تغییراتی در توزیع درآمد افراد نیز می‌شوند. در این بین، علت وقوع بحران‌ها متفاوت بوده و انتظار می‌رود هر مسیر علّی متفاوت، برای افراد پیامدهای متفاوتی داشته باشد. اگر بحران با رکود اقتصادی عمومی همراه باشد (البته همواره این‌طور نیست)، فقر افزایش یافته و نابرابری ایجاد می‌شود. اما به دنبال تغییرات کوتاه‌مدت جهت رفع اثرات بحران، نابرابری بهبود می‌یابد، چراکه گروه‌های با درآمد بالاتر به‌طور موقت، کاهش در درآمد را تجربه می‌کنند. به هر حال، بسیاری از دلایلی که منجر به بحران‌های عمده یا مکرر بخش مالی می‌شوند، به‌طور منطقی با جوامع نابرابرتری در ارتباط هستند.

در همین راستا، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر بحران‌های بانکی بر توزیع درآمد طبقات ثروتمند، متوسط و فقیر، طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ برای ۶۰ کشور منتخب جهان که

داده‌های آن‌ها در دسترس بود، پرداخت. بدین منظور، ۶ مدل مختلف تخمین زده شد که متغیر وابسته هر کدام از آن‌ها، سهم درآمد صدک‌های مختلف درآمدی بوده است.[۱] نتایج تخمین مدل تحقیق به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان داد که بحران بانکی بر سهم صدک‌های ۱، ۱۰ و ۲۰ درصد بالای درآمد، تأثیر منفی دارد. به عبارت دیگر، وقوع بحران بانکی سهم درآمدی این افراد را از کل درآمد جامعه کاهش می‌دهد. در این بین، کاهش در سهم در آمد ۱۰ درصد برتر (۰/۴۲۶-)، بیشتر از دو صدک ۱ و ۲۰ درصد برتر بوده است. همچنین بحران بانکی سهم درآمد افراد طبقه متوسط (صدک‌های ۲۱ تا ۷۹) و ۲۰ درصد پایین افراد (طبقه فقیر) را افزایش می‌دهد که در این بین، افزایش در طبقه متوسط بسیار بیشتر است. در نهایت، در پایین‌ترین گروه درآمدی (صدک‌های ۱۰ درصد پایین) نیز، رابطه بحران‌های بانکی و سهم درآمدی منفی است. با وجود این‌که افراد صدک مذکور نیز همانند صدک‌های برتر درآمدی، کاهش در درآمد را تجربه می‌کنند اما کاهش در سهم درآمد آن‌ها بسیار کمتر از زیان‌هایی است که صدک‌های درآمدی بالا تجربه می‌کنند. در کل می‌توان نتیجه گرفت که وقوع بحران بانکی با کاهش سهم درآمدی طبقات ثروتمند و نیز افزایش در سهم درآمد طبقات متوسط و ۲۰ درصد پایین، منجر به کاهش نابرابری در درآمد شده است.

علاوه بر متغیر بحران بانکی که متغیر اصلی تحقیق حاضر است، متغیرهای نسبت مخارج عمومی به GDP، توسعه مالی، باز بودن تجاری، باز بودن مالی، حاکمیت سیاسی، تولید ناخالص داخلی و مجذور آن به عنوان متغیرهای کنترلی، در مدل حضور داشته‌اند. نتایج برآورد مدل نشان داد که متغیرهای توسعه مالی و باز بودن مالی، با افزایش سهم درآمد طبقات ثروتمند و کاهش سهم طبقات متوسط و فقیر، نابرابری درآمدی را افزایش داده‌اند. متغیرهای مخارج عمومی به GDP، باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی و مجذور آن نیز، منجر به کاهش نابرابری درآمد شده‌اند.

در مطالعه حاضر، با بررسی اثرات بحران‌های بانکی به تفکیک طبقات مختلف درآمدی، طبقات منتفع و متضرر از بحران بانکی شناسایی شدند. با توجه به ادبیات موضوع و نتایج

---

۱. صدک ۱٪ برتر (مدل ۱)، صدک ۱۰٪ برتر (مدل ۲)، صدک ۲۰٪ برتر (مدل ۳)، صدک ۲۱ تا ۷۹ (مدل ۴)، صدک ۲۰٪ پایین (مدل ۵) و صدک ۱۰٪ پایین (مدل ۶).

به‌دست آمده از این تحقیق، می‌توان گفت که در زمان وقوع بحران بانکی، افراد ثروتمند جامعه به واسطه داشتن دارایی‌های متعدد، از بحران آسیب می‌بینند و قشر کم‌درآمد نیز به واسطه از دست دادن شغل، از اثرات نامطلوب بحران بی نصیب نمی‌مانند. لذا برای مدیریت اثرات سوء بحران بانکی، دولت‌ها می‌توانند از صدک‌های پایین درآمدی به شکل ارائه یارانه و بسته‌های حمایتی، تسهیل اشتغال و اعطای وام با بهره کم حمایت کند. همچنین از صدک‌های بالای درآمدی نیز مالیات‌هایی نظیر مالیات بر عایدی سرمایه اخذ کنند تا در نهایت، با کاهش سهم درآمدی صدک‌های ثروتمند و افزایش سهم صدک‌های پایین‌تر، توزیع درآمد بهبود یافته و نابرابری درآمدی کمتر شود. همچنین می‌توان با رصد مداوم شاخص‌های پیشرو بحران نظیر تورم، نسبت اعتبار به GDP، نسبت نقدینگی و ... و اتخاذ سیاست‌های مناسب در قبال آن‌ها، از وقوع بحران بانکی و به دنبال آن، نابرابری در توزیع درآمد جلوگیری کرد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Zahra Sheikhalizadeh http://orcid.org/0009-0008-7424-6536
Jafar Haghighat http://orcid.org/0000-0002-5470-5220
Zahra Karimi Takanlou http://orcid.org/0000-0001-9606-2756
Seyed Saleh Akbar Mousavi http://orcid.org/0000-0001-6935-6054

منابع

ابراهیمی کلاریجانی، کوثر. (۱۳۹۹). *بررسی اثر نابرابری درآمدی بر وقوع بحران‌های بانکی در ایران*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، مؤسسه آموزش عالی غیردولتی ادیب مازندران، مازندران.

احمدی شادمهری، محمدطاهر، قائد، ابراهیم و مرادی، مژگان. (۱۳۹۸). عوامل مؤثر بر نابرابری توزیع درآمد در ایران با تأکید بر نقش مهاجرت و شهرنشینی. *دو فصلنامه مطالعات جمعیتی*، ۵(۱)، ۱۲۷-۱۴۷. https://jips.nipr.ac.ir/article_108264.html?lang=fa

اشرفی، سکینه، بهبودی، داود و دژپسند، فرهاد. (۱۳۹۷). بررسی رابطه غیرخطی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵(۳)، ۲۱-۴۲.
https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7746.html?lang=fa

اکبر موسوی، سیدصالح، سلمانی، بهزاد. (۱۴۰۱). شناسایی عوامل مؤثر بر زیان‌های بحران بانکی، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۷(۹۲)، ۹-۴۳.
https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63191.1032

اکبر موسوی، سیدصالح، سلمانی، بهزاد. (۱۴۰۰). تاریخ‌های بحران بانکی و زیان‌های تولید پس از بحران، *پژوهشنامه اقتصادی*، ۸۲(۲۱)، ۱۲۱-۱۶۱.
https://doi.org/10.22054/joer.2022.65183.1023

تقی‌نژاد عمران، وحید، میلا علمی، زهرا و رمضان‌پور، مبین. (۱۴۰۱). تأثیر متغیر سیاسی در رابطه میان حق‌الضرب و نابرابری درآمدی کشورهای منتخب (OECD,D8). *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۶(۵۸)، ۸۵-۱۰۱.
https://doi.org/10.30495/eco.2022.1954261.2637

جعفری، مهدی، عمادی، سیدجواد و رمضان‌پور، اسماعیل. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر همزمان سیاست پولی و مالی بر نابرابری درآمدی در ایران. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۱(۳۶)، ۳۹-۵۱.
https://sanad.iau.ir/Journal/jae/Article/804021

حقیقت، جعفر و اکبر موسوی، سیدصالح. (۱۳۹۷). *اقتصادسنجی کاربردی پیشرفته همراه با نرم‌افزارهای JMulTi، EViews10 و Stata15.1*. انتشارات نورعلم، تهران.

داودی، پرویز و سبزی خوشنامی، حسن. (۱۴۰۰). اثر آستانه‌ای توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران؛ مقایسه بخش بانکی و بازار سهام. *پژوهش‌نامه اقتصادی*، ۲۱(۸۳)، ۱۴۷-۱۶۳.
https://doi.org/10.22054/joer.2022.64956.1022

رمضان‌پور، اسماعیل، صداقت کالمرزی، هانیه. (۱۴۰۰). اثر ترکیب مخارج دولت بر رژیم‌های نابرابری توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۸(۳)، ۲۴۳-۲۶۶.
https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.45362.2855

عبدی سیدکلایی، محمد، زورکی، شهریار و ابراهیمی کلاریجانی، کوثر. (۱۴۰۱). بررسی اثر نابرابری درآمدی بر احتمال وقوع تنش‌های بانکی در ایران. *مجله برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۷(۲)، ۱۵۳-۱۷۳. https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.153

فراهتی، محبوبه و سلیمی، لیلا. (۱۴۰۰). آزمون تجربی فرضیه منحنی کوزنتس مالی برای ایران. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۶(۵۷)، ۶۷-۸۵.
https://doi.org/10.30495/eco.2022.1947144.2605

کریمی، محمدشریف، حیدریان، مریم و چشم آغیل، مسعود. (۱۳۹۹). بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی در ایران؛ رویکرد ARDL. *پژوهش‌های اقتصاد پولی- مالی*، ۲۷(۲۰)، ۴۷-۷۷. https://doi.org/10.22067/mfe.2020.39556

کریمی، هژین. (۱۴۰۱). *اثر نابرابری درآمدی بر بحران بانکی برای ۹ کشور در حال توسعه نفتی*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه رازی، کرمانشاه.

نوبهار، الهام، پناهی، حسین و مهری، زهرا. (۱۴۰۲). بررسی رابطه بین نابرابری درآمد، شهرنشینی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران. *مجله برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۸(۱)، ۹۷-۱۲۲. https://doi.org/10.61186/jpbud.28.1.97

نورمحمدی، خسرو، عرب‌مازار، عباس، مهرگان، نادر و پرتویی، بامداد. (۱۳۹۹). تحلیل اثرگذاری مخارج دولت بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور (روش GMM). *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۴(۵۳)، ۱-۱۹. https://sanad.iau.ir/Journal/ecj/Article/1062705

References

Abdi Seyyedkolaee, M., Zaroki, S., & Ebrahimi Kelarijani, K. (2022). The effect of income inequality on the probability of banking tensions in Iran. *JPBUD*. *27*(2), 153-173. [In Persian] https://doi.org/10.52547/jpbud.27.2.153

Agnello, L., & Sousa, R. M. (2012). How do banking crises impact on income inequality?. *Applied Economics Letters*, *19*(15), 1425-1429. https://doi.org/10.1080/13504851.2011.631885

Ahmadi Shadmehri, M., Ghaed, E., & Moradi, M. (2019). The influencing factors of income inequality in Iran with emphasis on the role of migration and urbanization. *Iranian Population Studies*, *5*(1), 127-147. [In Persian] https://jips.nipr.ac.ir/article_108264.html?lang=fa

Akbar Mousavi, S. S., & Salmani, B. (2022). The Determinants of Banking Crisis Losses. *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(92), 9-43. [In Persian] https://doi.org/10.22054/ijer.2022.63191.1032

Akbar Mousavi, S. S., & Salmani, B. (2021). Banking Crisis Dates and Output Losses Following Crises. *Economics Research*, *21*(82), 129-161. [In Persian] https://doi.org/10.22054/joer.2022.65183.1023

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968

Ashrafi, S., Behbudi, D., & Dejpasand, F. (2018). Study of non-linear relationship between income inequality and economic growth: A case of Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *5*(3), 21-42. [In Persian] https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7746.html?lang=fa

Asteriou, D., Dimelis, S., & Moudatsou, A. (2014). Globalization and income inequality: A panel data econometric approach for the EU27 countries. *Economic Modelling*, *36*, 592-599. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.09.051

Atkinson, A. B., & Morelli, S. (2011). Economic crises and inequality. *UNDP-HDRO occasional papers*, (2011/6), 1-70. https://hdr.undp.org/content/economic-crises-and-inequality

Baeten, L. (2016). The effects of financial crises on income inequality: evidence in the long run of history. *Erasmus School of Economics. https://thesis.eur.nl/pub/34780/Baeten-L.-434598.pdf*

Baldacci, E., De Mello, L., & Inchauste, G. (2004). Financial crises, poverty, and income distribution. *In Macroeconomic Policies and Poverty Reduction* (269-307). Routledge. https://api.taylorfrancis.com/content/chapters/oa-edit/download?identifierName=doi&identifierValue=10.4324/9780203005804-15&type=chapterpdf

Bazillier, R., & Hericourt, J. (2017). The circular relationship between inequality, leverage, and financial crises. *Journal of Economic Surveys*, *31*(2), 463-496. https://doi.org/10.1111/joes.12150

Bellettini, G., Delbono, F., Karlström, P., & Pastorello, S. (2019). Income inequality and banking crises: Testing thBellee level hypothesis directly. *Journal of macroeconomics*, *62*, 103054. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.08.007

Birchfield, V., & Crepaz, M. M. (1998). The impact of constitutional structures and collective and competitive veto points on income inequality in industrialized democracies. *European Journal of Political Research*, *34*(2), 175-200. https://doi.org/10.1111/1475-6765.00404

Blair, M. M. (2010). Financial innovation and the distribution of wealth and income. *Vanderbilt Law and Economics Research Paper*, (10-22), 10-32. https://ssrn.com/abstract=1656451

Bordo, M. D., & Meissner, C. M. (2012). Does inequality lead to a financial crisis?. *Journal of International Money and Finance*, *31*(8), 2147-2161. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.05.006

Brown, M. (2013). The transmission of banking crises to households: lessons from the 2008-2011 crises in the ECA region. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6528). https://doi.org/10.1596/1813-9450-6528

Calvo, S. G. (2013). Financial Crises, Social Impact, and Risk Management: Lessons and Challenges. *School of International and Public Affairs*, Columbia University, 1-44. https://www.researchgate.net/publication/303484837_Financial_Crises_Social_Impact_and_Risk_Management_Lessons_and_Challenges

Chinn, M. D., & Ito, H. (2006). What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions. *Journal of Development Economics*, *81*(1), 163-192. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.05.010

Chinn, M. D., & Ito, H. (2023). The Chinn-Ito Index, A de jure measure of financial openness, Update 2021, Available: http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm, (Accessed, November 2023).

Claessens, S., & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: Channels and evidence. *Journal of Comparative Economics*, *35*(4), 748-773. https://doi.org/10.1016/j.jce.2007.07.002

Davoudi, P., & Sabzi Khoshnami, 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] https://doi.org/10.22054/joer.2022.64956.1022

De Haan, J., & Sturm, J. E. (2017). Finance and income inequality: A review and new evidence. *European Journal of Political Economy*, *50*, 171-195. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2017.04.007

D'Elia, E., & De Santis, R. (2019). Growth divergence and income inequality in OECD countries: the role of trade and financial openness. *LEQS Paper*, (148). http://aei.pitt.edu/102415/1/LEQSPaper148.pdf

Deyshappriya, N. P. (2017). Impact of macroeconomic factors on income inequality and income distribution in Asian countries, 1-16. https://www.adb.org/sites/default/files/publication/234271/adbi-wp696.pdf

Ebrahimi Kilarjani, K. (2020). Investigating the effect of income inequality on the occurrence of banking crises in Iran. Ma thesis, *Adib Institute of Mazandaran*, Mazandaran. [In Persian] https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/c668827bc29c5f229e70d14d9d28e1c5

El Herradi, M., & Leroy, A. (2022). The rich, poor, and middle class: Banking crises and income distribution. *Journal of International Money and Finance*, *127*, 102695. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2022.102695

Farahati, M., Salimi, L. (2022). An empirical test of the financial kuznets curve hypothesis for Iran, *Journal of Economic Modelling*, *16*(57), 67-85. [In Persian] https://doi.org/10.30495/eco.2022.1947144.2605

Ferreira, F. H., Prennushi, G., & Ravallion, M. (1999). *Protecting the poor from macroeconomic shocks* (*2160*). World Bank Publications. https://ssrn.com/abstract=620622

Fitoussi, J. P., & Saraceno, F. (2010). Europe: How deep is a crisis? Policy responses and structural factors behind diverging performances. *Journal of Globalization and Development*, *1*(1), 1-16. http://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/dtravail/WP2009-31.pdf

Frankenberg, E., Thomas, D., & Beegle, K. (1999). *The real costs of Indonesia's economic crisis: Preliminary findings from the Indonesia Family Life Surveys* (No. 99-04). https://www.rand.org/content/dam/rand/pubs/drafts/2008/DRU2064.pdf

Haghighat, J. & Akbar Mousavi, S. S. (2017). Advanced applied econometrics with JMulTi, EViews 10 and Stata 15.1 softwares, Nooreelm, Tehran. [In Persian] https://www.adinehbook.com/gp/product/6001692815

Honohan, P. (2005). *Banking sector crises and inequality* (Vol. 3659). World Bank Publications. https://doi.org/10.1596/1813-9450-3659

Iacoviello, M. (2008). Household debt and income inequality, 1963–2003. *Journal of Money, Credit and Banking*, *40*(5), 929-965. https://www.jstor.org/stable/25096287

Jafari, M., Emadi, J., & Ramazanour, E. (2021). Investigating the simultaneous effect of monetary and fiscal policy on income inequality in Iran. *Journal of Applied Economics*, *11*(36), 39-51. [In Persian] https://sanad.iau.ir/Journal/jae/Article/804021

Jaumotte, F., Lall, S., & Papageorgiou, C. (2013). Rising income inequality: technology, or trade and financial globalization?. *IMF Economic Review*, *61*(2), 271-309. https://www.jstor.org/stable/43302166

Karimi, H. (2022). The effect of income inequality on banking crisis for nine oil developing countries. Ma thesis, *University of Kermanshah*, Kermanshah. [In Persian] https://ganj.irandoc.ac.ir/#/articles/609a30978590c4ea8ff4d8845baf9c7b

Karimi, M. S., Heidarian, M., & Cheshmaghil, M. (2021). Short-term and long-run effects of income inequality on banking crisis in Iran; ARDL approach. *Monetary & Financial Economics*, *27*(20), 47-77. [In Persian] https://doi.org/10.22067/mfe.2020.39556

Knutsen, S., & Sjögren, H. (2009). Institutional clash and financial fragility. An evolutionary model of banking crises. *MPRA paper*, (13133), 1-31. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/13133

Kumhof, M., & Rancière, R. (2010). Inequality, leverage, and crisis (IMF Working Paper 10/268). *Washington, DC: International Monetary Fund*, 1-37. https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10268.pdf

Kumhof, M., Rancière, R., & Winant, P. (2015). Inequality, leverage, and crises. *American Economic Review*, *105*(3), 1217-1245. *https://doi.org/10.1257/aer.20110683*

Laeven, L., & Valencia, F. (2013). Systemic banking crises database. *IMF Economic Review*, *61*(2), 225-270. https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12163.pdf

Laeven, L., & Valencia, F. (2020). Systemic banking crises database II. *IMF Economic Review*, *68*, 307-361. http://link.springer.com/10.1057/s41308-020-00107-3

Lainà, P., Nyholm, J., & Sarlin, P. (2015). Leading indicators of systemic banking crises: Finland in a panel of EU countries. *Review of Financial Economics*, *24*, 18-35. https://doi.org/10.1016/j.rfe.2014.12.002

Lim, G. C., & McNelis, P. D. (2014). *Income inequality, trade and financial openness. Conference on: Macroeconomic Challenges Facing Low-Income Countries*, 1-31. https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2014/lic/pdf/Lim.pdf

Loayza, N., Ouazad, A., & Ranciere, R. (2018). Financial development, growth, and crisis: is there a trade-off?. In *Handbook of Finance and Development*, 289–311. Edward Elgar Publishing. https://www.nber.org/papers/w24474

Marshall, M. G., & Gurr, T. R. (2020). Polity5: Political regime characteristics and transitions, 1800-2018. *Center for Systemic Peace*. https://www.systemicpeace.org/inscrdata.html

Milanovich, B. (2009) Two Views on the Cause of the Global Crisis – Part I, *Yale Global Online*. http://yaleglobal.yale.edu/content/two-views-global-crisis

Nobahar, E., Panahi, H., & Mehri, Z. (2023). Investigating the relationship between income inequality, urbanization, and economic growth in provinces of Iran. *JPBUD*. *28*(1), 97-122. [In Persian] https://doi.org/10.61186/jpbud.28.1.97

Noor Mohammadi, K., Arab Mazar, A., Mehregan, N., & Partoyi, B. (2020). An analysis of government expenditures influences on income inequality in provinces of Iran (GMM method). *Journal of Financial Economics*, *14*(53), 1-19. [In Persian] https://sanad.iau.ir/Journal/ecj/Article/1062705

Peña, G. (2017). Income inequality, fiscal consolidation and banking crises. In *XXIV Encuentro de Economía Pública* (p. 58). Universidad de Castilla-La Mancha. https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/6121526.pdf

Peña, G. (2021). How do income inequality and fiscal consolidation impact on banking crises? A post-Keynesian views. *Review of Economic Analysis*, *13*(1), 89-114. https://doi.org/10.15353/rea.v13i1.1712

Phelan, G. (2016). Financial intermediation, leverage, and macroeconomic instability. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *8*(4), 199-224. https://doi.org/*10.1257/mac.20140233*

Rajan, R. (2010). Fault lines. Princeton University Press. *Princeton, NJ*. https://press.princeton.edu/books/paperback/9780691152639/fault-lines

Ramazanpoor, E., & Sedaghat Kalmarzi, H. (2021). The effect of combined government expenditure on income inequality regimes in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *8*(3), 243-266. [In Persian] https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.45362.2855

Reuveny, R., & Li, Q. (2003). Economic openness, democracy, and income inequality: An empirical analysis. *Comparative Political Studies*, *36*(5), 575-601. https://doi.org/10.1177/0010414003036005 00

Rhee, D. E., & Kim, H. (2018). Does income inequality lead to banking crises in developing countries? Empirical evidence from cross-country panel data. *Economic Systems*, *42*(2), 206-218. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.08.007

Roy, S., & Kemme, D. M. (2012). Causes of banking crises: Deregulation, credit booms and asset bubbles, then and now. *International Review of Economics & Finance*, *24*, 270-294. https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.04.001

Stockhammer, E. (2012). Rising inequality as a root cause of the present crisis. *Political Economy Research Institute*, *282*, 1-31. https://www.academia.edu/download/81658584/WP282.pdf

Taghinejad Imran, V., Mila Elmi, Z., & Ramzanpour, M. (2023). The effect of the political variable on the relationship between the monetary seigniorage and the income inequality of the selected countries (OECD,

D8). *Journal of Economic Modeling*, *16*(58), 85-101. [In Persian] https://doi.org/10.30495/eco.2022.1954261.2637

The World Bank, Available: https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups, (Accessed, March 2023).

The World Bank, World Development Indicators, Available: https://databank.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1ff4a498/Popular-Indicators, (Accessed, April 2023).

The World Bank, World Inequality Database, Available: https://www.wid.world/data, (Accessed, April 2023).

Wisman, J. D. (2013). Wage stagnation, rising inequality and the financial crisis of 2008. *Cambridge Journal of Economics*, *37*(4), 921-945. https://www.jstor.org/stable/23601735

Younsi, M., & Bechtini, M. (2020). Economic growth, financial development, and income inequality in BRICS countries: does Kuznets' inverted U-shaped curve exist?. *Journal of the Knowledge Economy*, *11*, 721-742. https://link.springer.com/article/10.1007/s13132-018-0569-2

استناد به این مقاله: شیخعلی زاده، زهرا، حقیقت، جعفر، کریمی تکانلو، زهرا و اکبر موسوی، سید صالح. (۱۴۰۲). تأثیر بحران بانکی بر توزیع درآمد طبقات مختلف درآمدی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*. ۲۸(۹۷). ۲۳۹-۲۷۸.

Iranian Journal of Economic Research is licensed under a Creative Commons Attribution.NonCommercial 4.0 International License.

جدول ۳. اسامی کشورها

اسامی کشورها	بازه زمانی	سال بحرانی	اسامی کشورها	بازه زمانی	سال بحرانی
آنگولا[۲]	۲۰۱۵–۲۰۲۰	۲۰۱۶	قبرس[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۱۲
آفریقای جنوبی[۳]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۱	قرقیزستان[۲]	۱۹۹۷–۲۰۲۰	۲۰۱۴
اردن[۳]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۰	کامرون[۲]	۱۹۹۰–۲۰۱۸	۲۰۱۶
ارمنستان[۳]	۲۰۰۸–۲۰۲۰	۲۰۰۸	کره‌جنوبی[۴]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۷
اروگوئه[۴]	۱۹۹۰–۲۰۱۵	۲۰۰۲	کرواسی[۴]	۱۹۹۶–۲۰۲۰	۲۰۰۵
اسپانیا[۴]	۲۰۰۲–۲۰۲۰	۲۰۱۲	کلمبیا[۳]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۸
اسلوونی[۴]	۲۰۰۴–۲۰۲۰	۲۰۱۲	کنیا[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۲
اوکراین[۲]	۲۰۰۸–۲۰۲۰	۲۰۰۸	کونگو[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۸
ایتالیا[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۱۱	گابن[۳]	۱۹۹۰–۲۰۱۹	۲۰۰۶
ایران[۲]	۱۹۹۰–۲۰۱۶	۲۰۰۸	گواتمالا[۳]	۱۹۹۹–۲۰۲۰	۱۹۹۹
بلاروس[۳]	۲۰۰۷–۲۰۲۰	۲۰۱۰	لبنان[۲]	۲۰۰۵–۲۰۱۷	۲۰۱۷
بلژیک[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۱۱	لهستان[۴]	۱۹۹۵–۲۰۲۰	۲۰۰۸
بلغارستان[۳]	۱۹۹۴–۲۰۲۰	۱۹۹۶	لیتوانی[۴]	۲۰۱۰–۲۰۲۰	۲۰۱۵
بورکینافاسو[۱]	۱۹۹۰–۲۰۱۹	۲۰۱۴	ماداگاسکار[۱]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۵
پاراگوئه[۳]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۲	مالزی[۳]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۷
پاکستان[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۱۹	مالی[۱]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۱۴
پرتغال[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۱۰	مجارستان[۴]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۰
توگو[۱]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۱۲	مصر[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۱۷
چاد[۱]	۲۰۰۷–۲۰۲۰	۲۰۱۶	مقدونیه[۳]	۲۰۱۲–۲۰۲۰	۲۰۱۲
دانمارک[۴]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۸	مکزیک[۳]	۱۹۹۴–۲۰۲۰	۱۹۹۴
دومینیکن[۳]	۲۰۰۳–۲۰۲۰	۲۰۰۳	موریس[۳]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۲
رواندا[۱]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۹	موزامبیک[۱]	۱۹۹۱–۲۰۲۰	۲۰۱۶
روسیه[۳]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۰۸	مولداوی[۳]	۲۰۱۰–۲۰۲۰	۲۰۱۵
رومانی[۴]	۱۹۹۳–۲۰۲۰	۱۹۹۹	نیجر[۱]	۱۹۹۵–۲۰۲۰	۲۰۱۴
ژاپن[۴]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۰	نیکاراگوئه[۲]	۱۹۹۹–۲۰۲۰	۱۹۹۹
ساحل عاج[۲]	۲۰۰۸–۲۰۱۷	۲۰۱۶	هائیتی[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۲
سریلانکا[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۵	هلند[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۰۷
سنگال[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۸	هند[۲]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۱۹۹۲
سوئد[۴]	۱۹۹۰–۲۰۲۰	۲۰۰۸	ویتنام[۲]	۱۹۹۵–۲۰۲۰	۲۰۱۰
فرانسه[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۱۱	یونان[۴]	۲۰۰۱–۲۰۲۰	۲۰۱۵

۱. کشورهای با درآمد پایین ۲. کشورهای با درآمد متوسط پایین ۳. کشورهای با درآمد متوسط بالا ۴. کشورهای با درآمد بالا

* تقسیم‌بندی کشورها براساس بانک جهانی(۲۰۲۳) هستند.

مأخذ: اکبر موسوی و سلمانی (۱۴۰۰)