Vol. 12, No. 45, Spring (2023)

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران

Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)

**Applied Economics Studies, Iran (AESI)**
P. ISSN:2322-2530 & E. ISSN: 2322-472X
Journal Homepage: https://aes.basu.ac.ir/
*Scientific Journal of Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran.*
*Publisher: Bu-Ali Sina University.* *All rights reserved.*
*Copyright©2022, The Authors. This open-access article is published under the terms of the* ***Creative Commons****.*

Bu-Ali Sin University

# Investigating the Impact of Financial Development Dimensions on Income Distribution with Emphasis on Tehran Stock Exchange Data

**Mansouri, A.[1], Afghah, M.[2], Bavi, M.[3]**

Type of Article: Research
https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25664.3394
Received: 2022.01.24; Accepted: 2022.06.06
Pp: 223-258

## Abstract

The main purpose of this study is to investigate the effect of financial development dimensions on income inequality. Studies show that domestic research on financial development usually uses a monetary index. However, the financial development index is a multidimensional concept that includes both monetary indicators and capital market components. Accordingly, in this study, using the data of companies listed on the Tehran Stock Exchange and combining it with provincial monetary statistics, various indicators of financial development, which include monetary and financial components, are created and distributed over income has been tested. For this purpose, panel data in the period 2010 to 2018 and the EGLS method (cross-sectional weight data based on fixed effects) is used. Indicators of financial access, financial depth, financial instability and financial liberalization have been used as dimensions of financial development. The variables of per capita income, inflation, free trade, geographical distance and government size have also been used as control variables. The results show that the variables of ratio of private credit to production, facilities granted to the private sector and the number of privately owned industrial workshops have a positive effect on the Gini coefficient and increase income inequality. Long-term changes in stock price fluctuations of selected companies have a negative impact and improve the distribution of income. The per capita production variable, the ratio of the province's budget to production and inflation increases income inequality and the ratio of total exports and imports to production and the per capita distance to the center reduce it.

**Keywords:** Financial Development, Panel Data, EGLS, Income Distribution, Iran.

**JEL Classification:** O16, O15, C23.

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran (Corresponding Author).
***Email:*** sa.mansouri81@gmail.com
2. Assossite Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.
3. MS.c of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.

**Citations:** Mansouri, S. A.; Afghah, S. M. & Bavi, M., (2023). "Investigating the Impact of Financial Development Dimensions on Income Distribution with Emphasis on Tehran Stock Exchange Data". *Journal of Applied Economics Studies in Iran,* 12(45): 223-258. (doi: 10.22084/aes.2022.25664.3394).
**Homepage of this Article:** https://aes.basu.ac.ir/article_4646.html?lang=en

## 1. Introduction

During the last decades, social and economic actions have increased in most countries and have caused income inequality. According to the OECD report, (2015), the gap between the poor and the rich has been at its highest level in the last 30 years (Chakroun, 2020). In 2015, the average income of the richest 10% of households in OECD countries was about 9.6 times higher than that of the poorest 10%; On the other hand, income inequality has decreased in several developing countries, but the gap between the rich and the poor remains (OECD, 2015). The stock market is vital for reducing the level of income inequality and creating social justice in the society due to the great role it plays in increasing capital accumulation through equipping and allocating savings. Considering the importance of financial development in the growth and development of countries as well as its impact on the macroeconomic sector, it is vital to know the different aspects of the development of financial markets that affect the distribution of income and also how they affect the real variables of the economy over time. Therefore, in this research, the main goal is to investigate the impact of financial development in different dimensions on income distribution. For this purpose, by using the panel data of the country's provinces (30 provinces) in the period from 2010 to 2018, the effect of financial development dimensions on the urban income inequality of the provinces has been discussed with an emphasis on the companies admitted to the Tehran Stock Exchange.

## 1. Materials and Methods (Financial Development indicators)

### 1-1. Financial access

Financial access can be seen as fair access to all financial services including money market and capital market. (Beck, Demirgüç-Kunt and Levine, 2008).

### 1-2. Financial depth

In the monetary and banking dictionary, financial deepening is defined as a situation where the speed of increasing financial assets is higher than the speed of increasing non-financial assets, which is considered synonymous with deepening financial assets. According to the studies of Levin (1991) and Bencivenga et al. (1995), more and more liquidity in the stock markets with lower transaction costs reduces the inhibiting factors in the field of investment in long-term projects, so companies turn to such projects more and this increases the demand. It becomes for the labor force and increasing the income growth of the poor during the increase of their wages can reduce inequality (Schwartz, 1995).

**1-3. Financial stability**

McKinnon (1973) and Shaw (1973) and King and Levin (1993) state that financial development and a stable financial system play a very important role in the economic performance of countries, which leads to economic growth (Schwartz, 1995).

**1-4. Financial liberalization**

McKinnon (1991) and Shaw (1973) pointed out the limitations caused by an ineffective financial system for economic development, as well as the benefits of financial liberalization for the economy in developing countries. They state that the main problem of developing economies is related to their whole economy and not just the financial part of the economies; So here, financial sector liberalization comes up as part of a broader set of reforms. Veen and yeginberg (1983) and Taylor (1983) state that the liberalization of the financial sector can actually hinder economic development.

## 4. Data

The course studied for the years 2010-2018 and for 30 provinces of the Iran, including the provinces of West Azerbaijan, East Azerbaijan, Ardabil, Bushehr, Chaharmahal Bakhtiari, Isfahan, Fars, Qazvin, Qom, Gilan, Golestan, Hamedan, Hormozgan, Ilam, Kerman, Kermanshah, Khorasan. South, Razavi Khorasan, North Khorasan, Khuzestan, Kohgiluyeh and Boyer Ahmad, Kurdistan, Lorestan, Central, Mazandaran, Semnan, Sistan Baluchistan, Tehran, Yazd and Zanjan.

## 5. Discussion

In order to test the model of Banerjee and Newman (1993) and Galor and Zeira (1993) that there is a relationship between financial development and income inequality, the econometric model presented by Zhang & Naceur (2019) is used:

$$Gini_{t,i} = \alpha + \lambda_1 FD_{t,i} + \lambda_2 Y_{t,i} + \lambda_3 FL_{t,i} + \lambda_4 GOV_{t,i} + \lambda_5 Trade_{i,t} + \lambda_6 PD_{i,t} + \varepsilon_{t,i}$$

The multidimensional index of financial development includes the following dimensions:

$$FD = \left( financial\ access, financial\ depth, stability, financial\ liberalization \right)$$

Based on the results of determining the type of model, considering that the integrated data model has been selected, and on the other hand, there is cross-sectional autocorrelation and cross-sectional variance heterogeneity, in order to solve these effects, the GLS method based on sections (EGLS-Cross section weight) is used. will be. Also, considering that the

problem of cross-sectional heterogeneity may be caused by random effects, using cross-sectional weights can solve this problem, in this case, after the test, you can use Limer's F test to investigate between two fixed or combined effects models. Therefore, again, this weighted estimation test is performed based on the section

## 6. Conclusion

- Increasing the number of access to banking facilities by the private sector increases the Gini coefficient and worsens inequality

- The ratio of the value of the facilities granted to the private sector to the gross production has a positive and significant effect on the urban Gini coefficient of the provinces during the study period.

- Increasing the ratio of the value of stock exchange transactions of selected companies to the gross output of the provinces leads to a decrease in the urban income inequality of the provinces.

- An increase in the long-term interest rate during the study period reduces the urban income inequality in the provinces.

- The increase in the number of private workshops has led to an increase in urban income inequality in the provinces.

- The increase in changes in the stock price fluctuations of selected companies in the provinces has led to the reduction of urban income inequality.

- An increase in this ratio leads to an increase in urban income inequality in the provinces.

- The variable of free trade, the ratio of total exports and imports to the gross domestic product of the provinces has a negative and significant effect on the urban Gini coefficient of the provinces.

- The increase in inflation in the provinces has led to an increase in income inequality in them.

- The per capita variable of distance from the center (Tehran) has a negative and significant effect on the urban Gini coefficient of the provinces; Therefore, according to the theory of the pole of growth and the penetration of development to the periphery, the per capita increase in the distance from the center has reduced income inequality.

## Acknowledgments

We hereby express our gratitude to the Research Vice-Chancellor of Shahid Chamran University of Ahvaz, who helped the author in conducting this research.

مطالعات اقتصادی کاربردی ایران
Quarterly Journal of Applied Economics Studies, Iran (AESI)
سال دوازدهم، شمارهٔ ۴۵، بهار ۱۴۰۲

فصلنامهٔ علمی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
شاپای چاپی: ۲۵۳۰-۲۳۲۲؛ شاپای الکترونیکی: ۴۷۲X-۲۳۲۲
وب‌سایت نشریه: https://aes.basu.ac.ir
نشریهٔ گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

# بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران*

سید امین منصوری[۱]، سید مرتضی افقه[۲]، معصومه باوی[۳]

**نوع مقاله:** پژوهشی
شناسهٔ دیجیتال: https://dx.doi.org/10.22084/AES.2022.25664.3394
تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۰۴، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۱۶
صص: ۲۵۸-۲۲۳

## چکیده

هدف اصلی در این تحقیق بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر نابرابری درآمد است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که تحقیق‌های داخلی در زمینهٔ توسعهٔ مالی معمولاً از یک شاخص پولی استفاده شده است. این درحالی است که شاخص توسعهٔ مالی یک مفهوم چندبُعدی است که هم شاخص‌های پولی را دربر می‌گیرد و هم مؤلفه‌های بازار سرمایه را دربر دارد. بر این‌اساس در این تحقیق با استفاده از داده‌های شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و ترکیب آن با آمارهای پولی استانی، شاخص‌های مختلفی از توسعهٔ مالی که دربر گیرندهٔ مؤلفه‌های پولی و مالی است، ایجاد و بر توزیع درآمد آزمون شده است. بدین‌منظور از داده‌های تابلویی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷ و از روش EGLS (داده‌های وزنی مقطعی بر پایهٔ اثرات ثابت) استفاده می‌شود. شاخص‌های دسترسی مالی، عمق مالی، بی‌ثباتی مالی و آزادسازی مالی به‌عنوان ابعاد توسعهٔ مالی استفاده شده‌اند؛ همچنین متغیرهای درآمد سرانه، تورم، تجارت آزاد، فاصلهٔ جغرافیایی و اندازهٔ دولت به‌عنوان متغیر کنترلی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای نسبت اعتبارات خصوصی به تولید، تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی و تعداد کارگاه‌های صنعتی با مالکیت خصوصی تأثیر مثبت بر ضریب جینی داشته و موجب افزایش نابرابری درآمدی می‌شوند و متغیرهای نسبت ارزش معاملات بورس اوراق بهادار به تولید، نرخ بهره بلندمدت و تغییرات نوسانات قیمت سهام شرکت‌های منتخب تأثیر منفی داشته و موجب بهبود توزیع درآمد می‌شوند؛ متغیر تولید سرانه، نسبت بودجهٔ استان به تولید و تورم موجب افزایش نابرابری درآمدی و نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید و فاصلهٔ سرانه تا مرکز باعث کاهش آن می‌شوند.

**کلیدواژگان:** توسعهٔ مالی، داده‌های تابلویی، EGLS، توزیع درآمد، ایران.
**طبقه‌بندی JEL:** O16, O15, C23.

* این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد «معصومه باوی» در رشتهٔ اقتصاد به‌راهنمایی «سید مرتضی افقه» و «سید امین منصوری» در دانشگاه شهید چمران اهواز است.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسندهٔ مسئول).
*Email:* sa.mansouri81@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
*Email:* m.afghah@scu.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
*Email:* masomebavi8@gmail.com

**ارجاع به مقاله:** منصوری، سید امین؛ افقه، مرتضی؛ و باوی، معصومه، (۱۴۰۲). «بررسی تأثیر ابعاد توسعهٔ مالی بر توزیع درآمد با تأکید بر داده‌های بورس اوراق بهادار تهران». مطالعات اقتصادی کاربردی ایران، ۱۲(۴۵): ۲۲۳-۲۵۸. (doi: 10.22084/aes.2022.25664.3394).
**صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه:** https://aes.basu.ac.ir/article_4646.html?lang=fa

## ۱. مقدمه

طی دهه‌های اخیر، کنش‌های اجتماعی و اقتصادی در اکثر کشورها افزایش‌یافته و موجب ایجاد اختلاف طبقاتی و نابرابری درآمدی شده است؛ به‌گونه‌ای که براساس (OECD، 2015a)[1]، شکاف بین فقرا و ثروتمندان در بالاترین سطح برای ۳۰ سال بوده است (محمد کاکرون[2]، ۲۰۱۹). در سال ۲۰۱۵م.، متوسط درآمد ۱۰٪ ثروتمندترین خانوارها در کشورهای OECD در حدود ۹/۶ برابر بالاتر از ۱۰٪ فقیرترین گروه بود؛ ازطرف دیگر، نابرابری درآمدی در چندین کشور درحال توسعه کاهش یافته اما شکاف بین فقیر و ثروتمند همچنان باقی‌مانده است (OECD, 2015a). توسعهٔ نظام مالی یک توسعهٔ چندبعدی است که فقط یکی از متغیرهای آن نظام بانکی می‌باشد و نمی‌توان به‌طور کامل آن را شاخص توسعه‌مالی دانست. باتوجه‌به اهمیت توسعه‌مالی در رشد و توسعه کشور و همچنین تأثیر آن بر بخش کلان اقتصاد، شناخت ابعاد متفاوت توسعهٔ بازارهای مالی مؤثر بر توزیع درآمد و همچنین چگونگی اثرگذاری آن‌ها در طول زمان بر متغیرهای حقیقی اقتصاد امری حیاتی است. بازار بورس ازطریق ایجاد یک فضای کارآمد و قابل‌اطمینان برای نقل‌وانتقال وجوه ازطریق افزایش نقدینگی سهام و تقسیم ریسک بین سرمایه‌گذار و سرمایه‌پذیر باعث افزایش توان فعالیت بنگاه‌ها، رشد اقتصادی و به‌دنبال آن توزیع عادلانه درآمدها می‌شود. این بازار به‌دلیل نقش بزرگی که در افزایش انباشت سرمایه ازطریق تجهیز و تخصیص پس‌اندازها دارد، برای کاهش سطح نابرابری درآمدها و ایجاد عدالت اجتماعی در جامعه حیاتی است. افراد ازطریق بازار بورس پس‌اندازهایشان را در بخش‌های مختلف اقتصاد منتقل می‌کنند، اما چگونگی تخصیص این منابع به پروژه‌های پربازده، وظیفهٔ یک بازار سهام کارآمد است. کاهش ریسک مربوط به نقدینگی سهام، تخصیص و تجهیز پس‌اندازها و متنوع‌سازی ریسک و تشویق به سرمایه‌گذاری نقش مهمی در توسعهٔ بازار سهام و توزیع عادلانهٔ درآمدها ایفا می‌کنند (مریدی و همکاران، ۱۳۹۹).

شواهد تجربی نشان می‌دهد که عمدتاً تحقیق‌های انجام‌شده توسعه‌مالی را در شاخص‌های پولی خلاصه می‌کنند؛ به‌عنوان مثال، اولین‌بار «لوین» و همکارانش (۲۰۰۳) از شاخص اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی استفاده کرد؛ بعد از آن تحقیقات «بک»، «درمیگو»، «کانت» و «لوین» نیز در همین راستا صورت گرفتند. در تحقیقات داخلی نیز »«رفعت» و «جزی‌زاده»« (۱۳۹۵)، «خسروشاهی» (۱۳۹۱)، «سالم» و «عربیار محمدی» (۱۳۹۰) و بسیاری از تحقیقات دیگر از یک شاخص برای توسعه‌مالی استفاده کرده‌اند، اما نوآوری در این تحقیق استفاده از شاخص چندبُعدی شامل: ابعاد دسترسی مالی[3]، عمق مالی[4]، بی‌ثبات مالی[5] و آزادی‌سازی مالی[6] است؛ بنابراین در این تحقیق هدف اصلی، بررسی تأثیر توسعه‌مالی در ابعاد مختلف بر توزیع درآمد است. برای این‌منظور با استفاده از داده‌های تابلویی استان‌های کشور (۳۰ استان) در دورهٔ زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۷، تأثیر ابعاد توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی شهری استان‌ها با تأکید بر شرکت‌های پذیرفته شده در بورس

---

1. Organisation for Economic Co-operation and Development
2. Mohammad Chakroun
3. Financial access
4. Financial depth
5. Financial instability
6. Financial liberalization

اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. بر این‌اساس در این تحقیق در ابتدا مبانی نظری و پیشینهٔ مطالعات بررسی می‌شود، سپس در ادامه به بررسی داده‌ها و متغیرهای تحقیق بیان می‌شود و درنهایت برآورد مدل و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲. مبانی نظری

«توسعه‌مالی» مفهومی است که بعد از اصطلاح سرکوب مالی در دههٔ ۷۰ موردتوجه بیشتری قرار گرفت. در سال‌های اوج «انقلاب کینزی»[1] یعنی دههٔ ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، اهمیت عوامل مالی در اقتصاد نادیده گرفته می‌شد. با تأثیر از کتب کینزی مبنی‌بر پس‌انداز اجباری، بیشتر کشورهای درحال‌توسعه، نرخ‌های بهرهٔ اسمی پایین و تورم بالایی را تجربه کردند که منجر به نرخ‌های بهرهٔ واقعی بسیار پایین یا منفی شد. علت اصلی نرخ‌های پس‌انداز پایین و توسعه‌نیافتگی بخش مالی را در این کشور می‌توان به محدودیت‌های مالی نسبت داد. بعد از آن در اوایل دههٔ ۱۹۷۰ دیدگاه سیاست‌های مالی محدود از سوی «مک کینون»[2] (۱۹۷۳) و «شاو»[3] (۱۹۷۳) به‌شدت مورد انتقاد قرار گرفت؛ به‌عبارتی نقش بانک‌ها و مؤسسات اعتباری در تعیین ارزش ابزار مالی و فعالیت بیشتر سرمایه‌گذاران ازطریق این ابزار اهمیت بیشتری پیدا کرد؛ اما هم‌اکنون نگاه اقتصاددانان طی ۵۰ سال اخیر، نسبت به اهمیت سیستم‌های مالی برای رشد اقتصادی به‌طور عجیب و انکارناپذیری تغییر پیدا کرده است. یکی از ابزار مهم برای مشارکت اقشار مختلف در اقتصاد، توسعهٔ بخش مالی است که امکان دسترسی افراد کم‌درآمد به خدمات و اعتبارات مالی را افزایش می‌دهد و از این‌طریق شکاف طبقاتی را به حداقل می‌رساند (علمی و آریانی، ۱۳۹۲).

امروزه بازارهای مالی به‌علت نقش اساسی که در تأمین منابع ازطریق پس‌اندازها در اقتصاد و هدایت آن‌ها به بخش مولد و تأمین مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری از اهمیت زیادی برخوردار هستند؛ بنابراین مطالعات زیادی در این‌زمینه صورت‌گرفته، اما به‌علت ابعاد متفاوتی که توسعه‌مالی دارد، هرکدام جنبه‌ای از این رابطه را بررسی می‌کنند. بک[4] اعتقاد دارد که درک صحیح فرآیند توسعه در هر کشور نیازمند بررسی و تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین توسعه‌مالی و توزیع درآمد است؛ زیرا توزیع درآمد متغیر مهمی است که بر پس‌اندازها، سرمایه‌گذاری‌ها، تصمیمات و سیاست‌گذاری‌های مهم، تأثیر می‌گذارد (بک و همکاران[5]، ۲۰۰۴). در ارتباط با تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در مطالعات اختلاف‌نظر وجود دارد؛ ولی در کل، اکثر بررسی‌ها تأثیر مثبت توسعه‌مالی ازطریق افزایش دسترسی به خدمات مالی توسط دهک‌های پایین درآمدی را تأیید می‌کنند که نشان‌دهندهٔ تأثیربخش پولی بر توزیع

---

1. Kenzie
2. Mckinnon
3. Shaw
4. Back
5. Back et al.

درآمد می‌باشد (بک، درمیگو[1]، کانت[2] و لوین[3] و هونوهان[4] و راجان و زینگلس[5])، ولی درخصوص تأثیر توسعهٔ بازار سهام بر توزیع درآمد مطالعات اندکی صورت‌گرفته است.

با بررسی تئوری‌های موجود در زمینهٔ ارتباط بین متغیر توسعه‌مالی و نابرابری درآمد دو نظریهٔ متفاوت وجود دارد؛ وجود رابطهٔ خطی بین توسعه‌مالی و نابرابری توزیع درآمد، فرضیهٔ «بانرجی» و «نیومن»[6] (۱۹۷۳) و «گالور» و «زیرا»[7] (۱۹۷۳)؛ و رابطهٔ غیرخطی U معکوس بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی، فرضیهٔ «گرین‌وود» «وجیوانوویچ» (۱۹۹۰). در هر دو فرضیه، رابطهٔ منفی بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی پیش‌بینی می‌شود. درواقع بازارها و واسطه‌های مالی ازطریق کاهش محدودیت‌های اعتباری و افزایش دسترسی به آن‌ها توسط گروه کم‌درآمد و همچنین افزایش کارایی بازار سرمایه ازطریق افزایش نقدینگی سهام و کاهش ریسک مربوط به آن‌ها و تجهیز و هدایت پس‌اندازها برای سرمایه‌گذاری‌های مولد، منجر به کاهش اختلاف طبقاتی و بهبود توزیع درآمد می‌شوند. در ادامه به دو فرضیهٔ ذکر شده پرداخته می‌شود.

### ۱-۲. فرضیهٔ رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جیوانوویچ

اولین‌بار «کوزنتس»[8] (۱۹۵۵)، در یافتن عوامل مؤثر بر توزیع درآمد، رشد اقتصادی را مطرح و نظریهٔ U وارون را ارائه نمود و پس از آن مطالعات فراوانی درخصوص این نظریه میان این دو متغیر صورت گرفت. در این نظریه راه‌حل پویایی در چارچوب یک مدل رشد درون‌زا، توسط گرین‌وود و جیوانوویچ (۱۹۹۰) که از پیشگامان این نظریه هستند، برای ارتباط میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی ارائه شد؛ بدین‌صورت که با توسعهٔ بازارها و واسطه‌های مالی، نابرابری درآمدی به‌شکل U معکوس تغییر خواهد کرد. اقتصادی را درنظر بگیرید که زنجیره‌ایی از عوامل اقتصادی متمایز در دو دستهٔ متفاوت (۰ و ۱) را دارد. در زمان t عامل اقتصادی تصمیم‌گیری خود را بر ثروت $K_t$اش مبتنی‌بر مصرف $C_t$ و سرمایه‌گذاری $i_t$ قرار می‌دهد؛ به گونه ایی که: $K_t = C_t + i_t$ شرط جداکثر سازی مطلوبیت انتظاری یک عامل اقتصادی در طول زندگی اش به صورت زیر خواهد بود:

$$Max\ \{E\ (\varepsilon_{t=0}^{\infty}\beta_t U(c_t))\} \qquad \beta \in (0,\ 1) \qquad (۱)$$

نرخ تنزیل در رابطهٔ فوق β می‌باشد. در این اقتصاد دو نوع تکنولوژی مورداستفاده قرار می‌گیرد؛ اول، تولید مطمئن اما با بازده اندک که δ برای هر واحد سرمایه است؛ و دوم، تولیدی با ریسک بالاتر ولی در عوض با ارزش انتظاری بیشتر که می‌توان آن را به‌صورت یک شوک تکنولوزیکی مرکب به‌شکل $(\varepsilon_t$ و $\Theta_t)$ نشان‌داد. زمانی‌که $E(\in_t)=0$، $\theta t \in (\theta,\theta)$ شوک کلی را نشان می‌دهد و $\varepsilon_t \in (-\varepsilon,\ \varepsilon)$ شوک خاص است. علاوه‌بر آن فرض می‌شود که حد پایین شوک مرکب مثبت می‌باشد. توسعهٔ واسطه‌گری مالی می‌تواند ازطریق جمع‌آوری و تحلیل

---

1. Demirguc
2. Kunt
3. Levin
4. Honohan
5. Rajan & Zingales
6. Banerjee and Newman
7. Galor and Zeira
8. Kuznets

اطلاعات مربوط به پروژه‌ها، مشکل کمبود اطلاعات در زمینهٔ سرمایه‌گذاری‌های پر ریسک را حل کند و با پی‌بردن به‌میزان صحیح شوک کلی، بر آن غلبه نماید؛ علاوه‌بر آن توسعهٔ بازارها و واسطه‌گری مالی می‌تواند شوک خاص $\varepsilon_t$ را نیز ازطریق توزیع مناسب ریسک هموار کند (سالمی و عربیار، ۱۳۹۰). طبق نظر «تون سند» (۱۹۷۸)، برای ورود به بازارهای مالی، هزینهٔ ثابت q باید پرداخت شود؛ بنابراین با درنظر گرفتن این هزینهٔ ورود، تمامی عوامل اقتصادی فوراً در بازار مالی وارد نمی‌شوند و مشارکت در بازار مالی مبتنی‌بر آن خواهد بود که حجم ثروت آن‌ها برای پوشش سطح اولیهٔ هزینهٔ ورود کافی باشد؛ با درنظر گرفتن این موضوع در یک دورهٔ زمانی معین عوامل اقتصادی را می‌توان به دو گروه تقسیم‌بندی کرد؛ اول، عواملی که درحال‌حاضر در بازارهای مالی شراکت دارند؛ و دوم، عواملی که درحال‌حاضر در سیستم‌های مالی وارد نشده و مشارکت ندارند.

عوامل اقتصادی که در بازارهای مالی مشارکت ندارند، اگر تصمیم بگیرند که بخشی از پورتفولیوی خود $\Phi_t$ را در دورهٔ زمانی $t$ در یک پروژهٔ پر ریسک سرمایه‌گذاری کنند، در این‌صورت سرمایه‌گذاری آن‌ها در ابتدای دورهٔ t+1 به‌صورت رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$K_{t+1} = i_t \left\{ \Phi_t \left( \theta_t + \varepsilon_t \right) + \left( 1 - \Phi_t \right) \delta \right\} \qquad (۲)$$

این رابطه به‌صورت ضمنی نشان‌دهندهٔ آن است که ثروت افرادی که وارد بازارهای مالی نشدند، کاملاً تحت‌تأثیر ریسک مربوط به شوک خاص قرار دارد.

اما درخصوص عاملین اقتصادی که در بازارهای مالی مشارکت می‌کنند، آن‌ها به ازای هر واحد سرمایه‌گذاری، بهرهٔ آن $r(\Theta_t)$ را در سیستم مالی دریافت می‌کنند. وظیفهٔ واسطه‌گران مالی تخصیص منابع در پروژه‌های پر بازده با استفاده از جمع‌آوری اطلاعات بازار و تجزیه و تحلیل آن صورت می‌گیرد؛ بنابراین ثروت عامل اقتصادی که حجم سرمایهٔ $i_t$ را در زمان t در سیستم مالی سرمایه‌گذاری می‌کند، اکنون در دورهٔ $t+1$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$K = i_t r \left( \theta_t \right) \qquad (۳)$$

با توجه به این رابطه، تابع بازگشت سرمایه تنها تحت‌تأثیر شوک کلی $\Theta_t$ می‌باشد، چراکه واسطه‌های مالی شوک خاص $\varepsilon_t$ را هموار می‌کنند.

اگر فرض کنیم که تابع ارزش عامل اقتصادی فعال در بازار مالی، عبارت $W(k)$ و تابع ارزش عامل اقتصادی خارج از بازار مالی، عبارت $V(k)$ باشد و همچنین تابع توزیع تجمعی $\Theta$، $F(\Theta)$ و تابع توزیع تجمعی $\varepsilon$، $G(\varepsilon)$ باشد، در این‌صورت تابع حداکثرسازی مطلوبیت عامل اقتصادی خارج از بازار مالی برای تصمیم‌گیری بر سر سرمایه‌گذاری در دورهٔ t به‌صورت رابطهٔ زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} & W\left(k_t\right) = MAX\left\{ U\left(k_t - i_t\right) + \beta \int Max\left[ W\left(k_{t+1}\right), V\left(k_{t+1} - q\right) \right] dF\left(\theta_{t+1}\right) dG\left(\varepsilon_{t+1}\right) \right\} \\ & Subject\ to: \ k_{t+1} = i_t \left[ \left( \Phi_t + \varepsilon_t \right) + \left( 1 - \Phi_t \right) \delta \right] \end{aligned} \qquad (۴)$$

و رابطهٔ فوق را برای عاملین اقتصادی فعال در بازار مالی می‌توان به‌صورت رابطهٔ زیر تعریف کرد:

$$V(k_t) = Max\left\{U(k_t - i_t) + \beta \int Max\left[V(k_{t+1})\right] df(\theta_{t+1})\right\}$$
$$Subject\ to:\ k_{t+1} = i_t r(\theta_t) \qquad (۵)$$

رابطهٔ ۴، نشان‌دهندهٔ آن است که تابع ارزش عامل اقتصادی فعال در بازار مالی برای هر حجمی از سرمایه‌گذاری $k$ بیشتر است و $V$ بدون وابستگی به $W$ تعریف می‌شود. بدین‌گونه که $V(k)>W(k)$ خواهد بود. طبق این نظریه سرمایهٔ $K$ برای عاملین اقتصادی حاضر در بازار مالی قیمتی‌تر از افراد خارج از آن است و همین‌امر باعث می‌شود که یک فرد پس از ورود به یک بازار مالی هرگز از آن خارج نشود. در الگوی گرین‌وود و جواناویچ، یک رابطهٔ پویا بین بخش مالی و نابرابری توزیع درآمد متصور می‌شود؛ به‌گونه‌ایی که در سطوح اولیه توسعه، زمانی‌که واسطه‌های مالی توسعه‌یافتگی کمتری دارند، رشد اقتصادی به آهستگی افزایش می‌یابد. در سطح میانی توسعه که توسعهٔ بخش مالی توسط طبقهٔ ثروتمند افزایش می‌یابد (قسمت صعودی U معکوس) همگام با افزایش سرعت رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی نیز افزایش می‌یابد و هنگامی‌که ساختار بازار مالی گسترده و توسعه‌یافته گردد، به‌گونه‌ایی که دسترسی به خدمات و اعتبارات مالی توسط گروه کم‌درآمد افزایش یابد، میزان نابرابری درآمدی کاهش خواهد یافت و با ثبات می‌گردد؛ بنابراین (قسمت نزولی Uمعکوس) همراه با افزایش درآمد متوسط، ناشی از توسعه‌یافتگی کامل بازارهای مالی و واسطه‌گری و افزایش دسترسی به آن‌ها نابرابری درآمدی تمایل به کاهش و ثبات خواهد داشت.

### ۲-۲. فرضیهٔ رابطهٔ بانرجی و نیومن، و گالور و زیرا

از پیشگامان این فرضیه می‌توان به «بنرجی» و «نیومن» (۱۹۹۳)، و «گالور» و «زیرا» (۱۹۹۳) اشاره کرد که رابطهٔ منفی و خطی را بین توسعه‌مالی و نابرابری توزیع درآمد را به تصویر می‌کشند. آن‌ها یک الگوی پویای توزیع درآمد را برای اقتصادی که در آن سرمایه‌گذاری غیرقابل تمییز است، پیش‌بینی می‌کنند. طبق نظریهٔ آن‌ها، افراد در دو دوره زندگی می‌کنند و ثروت آن‌ها ازطریق ارث به یک‌دیگر می‌رسد. آن‌ها می‌توانند در هر دو دورهٔ زندگی‌شان کارگر ساده باشد یا این‌که در دورهٔ اول در سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری کرده و در دورهٔ دوم زندگی، به‌عنوان کارگر ماهر مشغول به فعالیت باشند. در این‌میان برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی و تبدیل به کارگر ماهر در دورهٔ دوم زندگی، افراد باید هزینهٔ آموزش را پرداخت کنند. اینجا می‌توان افراد را به دو گروه تقسیم کرد؛ گروهی که می‌توانند هزینهٔ آموزش را پرداخت کرده و تبدیل به کارگر ماهر می‌شوند و در دورهٔ دوم زندگی دستمزد کارگر ماهر را دریافت می‌کنند که اگر آن را $W_S$ بنامیم فرض می‌شود که دستمزد کارگر ماهر نسبت به کارگر ساده بسیار بیشتر است. اگر دستمزد کارگر ساده $W_U$ باشد در این صورت $W_S>>W_U$). این افراد طبقهٔ ثروتمند جامعه را شکل می‌دهند؛ و اما آن‌دسته از افرادی که توانایی پوشش هزینهٔ آموزش را ندارند، برای تبدیل به کارگر ماهر و دریافت دستمزد بیشتر و البته انتقال ثروت به نسل‌های بعدشان نیاز به قرض گرفتن دارند که بازارهای مالی می‌توانند این تسهیلات را با نرخ $i$ در اختیار آن‌ها قرار دهند، که میزان نرخ $i$ پرداختی برای این‌دسته افراد نسبت به نرخ بهره r درصورتی‌که خودشان قرض بدهند بیشتر است یعنی: $r<i$

اکنون اقتصادی را درنظر بگیرید که تنها یک کالای مصرفی را با به‌کار بردن دو نوع تکنولوژی مختلف، اولی با استفاده از مهارت افراد و دومی بدون نیاز به مهارت تولید می‌شود. فرض می‌شود که عامل اقتصادی با ثروت $y$ که در دو دوره زندگی می‌کند، مقدار $C$ را در دورهٔ دوم مصرف کرده و مقدار $b$ را به‌عنوان ارث برای فرزندانش باقی می‌گذارد؛ به‌گونه‌ایی که: $b=y-c$ وجوه موردنیاز برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی افراد نیز $h$ نامیده می‌شود (هزینهٔ آموزش). با درنظر گرفتن فروض فوق می‌توان تابع مطلوبیت افراد را به‌صورت $U=C^{\alpha}\, b^{1-\alpha}$ نشان‌داد که در این‌صورت تابع حداکثرسازی مطلوبیت آن‌ها با قید $y=c+b$ به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U^{*}=\theta y \qquad b^{*}=(1-a)\,y \tag{۶}$$

که در آن $\Theta$: $\Theta=a^{\alpha}\,(1-a)^{1-\alpha}$ می‌باشد.

تابع مطلوبیت فردی که در آن سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری نمی‌کند و ارثی به‌میزان $X$ را در یافت می‌کند به‌صورت زیر خواهد بود:

$$U_{u}^{*}(x)=\ \theta[(x+W_{u})(1+r)+W_{u}] \tag{۷}$$

تابع مطلوبیت فرد ثروتمندی که میزان میراث دریافتی‌اش از میزان هزینهٔ موردنیاز برای آموزش بیشتر است، یعنی ($x\geq h$) و سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی را انتخاب می‌کند، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U_{SI}^{*}=\theta\left[\ (x-h)\ \ (1-r)+W_{S}\right] \tag{۸}$$

براساس رابطهٔ (۷) و (۸) می‌توان گفت که افراد درصورتی سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی را انتخاب می‌کنند، اگر و تنها اگر $U_{u}^{*}\leq U_{SI}^{*}$ این‌شرط را به‌صورت زیر نیز می‌توان نوشت:

$$W_{S}-h(1-r)W_{u}(2+r) \tag{۹}$$

برای افراد کم‌درآمدی که با ارثیهٔ $x\leq h$ نمی‌توانند در سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری کنند و مجبور به قرض گرفتن هستند، تابع مطلوبیت آن‌ها به صورت زیر خواهد بود:

$$U_{sb}^{*}(x)=\ \theta\{(x-h)\ \ (1+i)+W_{s}\} \tag{۱۰}$$

طبق رابطهٔ فوق، این افراد درصورتی هزینهٔ تحصیل را متقبل می‌شوند، اگر و تنها اگر:

$$U_{sb}^{*}\geq U_{u}^{*} \tag{۱۱}$$

طبق رابطه‌های (۵) و (۷) می‌توان شرط تابع فوق را به‌صورت زیر نوشت:

$$x\geq f=\ W(2+r)-W+h(1+t)/i+r \tag{۱۲}$$

این رابطه نشان می‌دهد که افرادی که ارثیهٔ کافی را دریافت می‌کنند یا قادر به پرداخت هزینهٔ آموزش هستند، می‌توانند در سرمایهٔ انسانی خود سرمایه‌گذاری کرده و تبدیل به کارگر ماهر شوند، ولی سایر افراد بدون مهارت باقی‌می‌مانند. اگر $X_t$ نشان‌دهندهٔ میزان ارثیهٔ رسیده به فرد متولد شده در زمان $t$ باشد، میزان ارث باقی‌مانده برای نسل‌های بعدی او را می‌توان به‌صورت زیر نشان‌داد:

$$\begin{aligned} b(x_t) &= (1-a)\{(x_t + w_t)\ (1+r) + w_u\} \quad if:\ x_t < f \\ b(x_t) &= (1-a)\{(x_t + h)(1+r) + w_s\} \quad if:\ f < x_t < h \\ b(x_t) &= (1-a)\{(x_t - h)(1-r) + w_s\} \quad if:\ x_t \geq h \end{aligned} \tag{۱۳}$$

و اما نتایجی که می‌توان از این رابطه استخراج کرد، این است که توزیع اولیهٔ ثروت در بلندمدت بر سطح درآمد مؤثر است و نابرابری توزیع درآمد ازطریق ارث انتقال‌یافته میان نسل‌ها، ادامه‌دار و دائمی خواهد بود. ثروت انتقال یافته میان نسل‌ها در بلندمدت بین دو گروه افراد تقسیم می‌شود. گروهی پردرآمد که با سطح آموزش بالا تبدیل به کارگرهای با مهارت شده و دستمزد بیشتری دریافت می‌کنند و گروهی کم‌درآمد که کارگرهای ساده با سطح آموزش پایین‌تر و دستمزد دریافتی کمتر می‌باشند. با گسترش واسطه‌های مالی و توسعهٔ بازارهای مالی و افزایش دسترسی افراد کم‌درآمد به منابع مالی، به‌تدریج محدودیت‌های اعتباری که خانواده‌های کم‌درآمد با آن مواجه هستند، برداشته می‌شود و دسترسی آن‌ها به اعتبارات برای سرمایه‌گذاری بیشتر بر سرمایهٔ انسانی خود افزایش می‌یابد که این امر به کاهش نابرابری درآمدی در بلندمدت کمک شایانی خواهد کرد (سالمی و عربیار، ۱۳۹۰).

## ۳. شاخص‌های توسعه‌مالی

### ۳-۱. دسترسی مالی

دسترسی مالی را می‌توان دسترسی عادلانه به کلیهٔ خدمات مالی، اعماز بازار پول و بازار سرمایه دانست. شمول یا دسترسی مالی استفاده از خدمات مالی توسط افراد و بنگاه‌ها است. شمول مالی به افراد و مؤسسات این امکان را می‌دهد تا از فرصت‌های شغلی استفاده کنند، در آموزش خود سرمایه‌گذاری کنند، برای بازنشستگی پس‌انداز کنند و در برابر خطرات ایمن شوند. دسترسی به منابع مالی توانایی افراد یا شرکت‌ها برای به‌دست‌آوردن خدمات مالی، ازجمله اعتبار، سپرده، پرداخت، بیمه و سایر خدمات مدیریت ریسک است. عدم دسترسی مالی دامنهٔ خدمات و اعتبارات خانوارها و شرکت‌ها را محدود می‌کند. افراد فقیر و بنگاه‌های کوچک برای سرمایه‌گذاری در تحصیلات و مشاغل خود باید به ثروت شخصی یا منابع داخلی خود اعتماد کنند که این امر پتانسیل کامل آن‌ها را محدود می‌کند و منجر به چرخهٔ نابرابری مداوم و کاهش رشد می‌شود. شواهد جمع‌آوری‌شده نشان داده است که دسترسی مالی ازطریق تأمین اعتبار به مشاغل جدید به رشد شرکت‌ها کمک می‌کند. سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی،

تشدید رقابت و همچنین افزایش تقاضا برای نیروی کار، به‌طورکلی برای اقتصاد مفید است. درآمد گروه‌های دهک پایین درآمدی معمولاً افزایش می‌یابد؛ بنابراین نابرابری درآمدی و فقر کاهش می‌یابد (بک و همکاران[1]، ۲۰۰۸).

### ۲-۳. عمق مالی

در *فرهنگ‌نامهٔ پولی و بانکی*، تعمیق مالی به حالتی گفته می‌شود که سرعت افزایش دارایی‌های مالی بیش از سرعت افزایش دارایی‌های غیرمالی است که مترادف با تعمیق دارایی‌های مالی انگاشته شده است (خلعتبری، ۱۳۷۱). تعمیق مالی یکی از پیش‌شرط‌های رشد و توسعهٔ اقتصادی کشورها تصور شده است. باتوجه به گستردگی بازارهای مالی برای نشان‌دادن تعمیق مالی هر بخش از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود که به‌نوبهٔ خود عمق و ژرفای مالی آن بازار را منعکس می‌کنند. برای اولین‌بار لوین و همکارانش[2] (۲۰۰۳) نسبت اعتبارات به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی را به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی به‌کار بردند. فرضیه‌ای که در استفاده از این شاخص پنهان شدهٔ آن است که سیستم مالی که اعتبارات بیشتری به شرکت‌های خصوصی می‌دهد، اصرار بیشتری برای اعمال کنترل شرکتی، تحقیق و بازرسی از شرکت‌ها، ارائه خدمات مدیریت ریسک، تجهیز پس‌اندازها و تسهیل معاملات دارند تا سیستم مالی که اعتبارات متمرکز خود را به دولت یا شرکت‌های تحت مالکیت دولت می‌پردازد؛ بنابراین این شاخص می‌تواند شاخص مناسبی از تعمیق توسعه‌مالی باشد، بدین‌معنا که هرچه سهم اعتبارات به بخش خصوصی افزایش یابد، توسعه‌مالی نیز بل طبع افزایش می‌یابد.

یکی از بازارهای مالی مهم که نقش مهمی در تأمین مالی و رشد اقتصادی دارد، بازار سهام است. یک بازار سهام عمیق بازاری است که در هنگام ایجاد تغییرات در قیمت سهام، حجم معاملات به‌میزان قابل‌توجهی افزایش می‌یابد؛ زیرا دارای نقدشوندگی بسیار بالا می‌باشند. برای اندازه‌گیری عمق بازار سهام از شاخص‌های زیادی استفاده می‌شود. یکی از این شاخص‌ها که در مطالعات داخلی کاربرد داشته، ارزش معاملات سهام به تولید ناخالص داخلی است. طبق مطالعات لوین (۱۹۹۱) و «اسمیت استار»[3] (۱۹۹۵) نقدشوندگی هرچه بیشتر در بازارهای سهام دارای هزینه‌های پایین‌تر و معامله، سبب کاهش عوامل بازدارنده در زمینهٔ سرمایه‌گذاری در پروژه‌های بلندمدت می‌شود؛ بنابراین شرکت‌ها بیشتر به این قبیل پروژه‌ها روی آورده و همین‌امر موجب افزایش تقاضا برای نیروی کار می‌شود و افزایش رشد درآمد فقرا طی افزایش دستمزدهایشان، می‌تواند سبب کاهش نابرابری گردد.

### ۳-۳. ثبات مالی

«فردیک میشکین»[4] (۱۹۹۹)، بی‌ثباتی مالی را این‌گونه تعریف می‌کند: هنگامی‌که شوک‌های اقتصادی وارده بر اقتصاد با جریان اطلاعات بازار تداخل پیدا می‌کند، بی‌ثباتی مالی رخ‌می‌دهد، به‌گونه‌ای که این سیستم دیگر قادر به انجام وظایف خود مانند سوق دادن وجوه مالی به‌سمت سرمایه‌گذاری مولد نمی‌باشد. اتخاذ سیاست‌های پیشگیرانه برای مقابله با ریسک سیستماتیک در بخش مالی و ایجاد استحکام در مؤسسات مالی برای کاهش هزینهٔ بحران‌های مالی، از عناصر اصلی بستهٔ سیاستی ثبات مالی هستند. مک کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) و کینگ و

---

1. Beck, Demirgüç-Kunt and Levine
2. Levin et al.
3. Smith and Starr
4. Fredrick Mishckin

لوین (۱۹۹۳) بیان می‌کنند که توسعه‌مالی و سیستم مالی باثبات نقش بسیار مهمی در عملکرد اقتصادی کشورها ایفا می‌کند که منجر به رشد اقتصادی می‌شود. براساس این دیدگاه توسعه‌مالی باثبات، منجر به تخصیص بهتر منابع، تجهیز بخش پس‌انداز، کاهش ریسک و تسهیل در انجام معاملات می‌شود. آن‌ها بر این باور هستند که سیستم مالی باثبات استراتژی و مقدمه‌ای برای رسیدن به رشد اقتصادی است. بی‌ثباتی اثرات مخرب متعددی بر اقتصاد دارد. بی‌ثباتی در سطح قیمت‌های سهام، منجر به استنباط اشتباه درمورد بازدهی واقعی سرمایه‌گذاری آینده شود و این ممکن است که باعث عیب‌ونقص در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران و همچنین برای سیستم بانکی منجر به تصمیم‌گیری غلط در قرض‌دهی و استقراض، به خطر افتادن سبد وام بانک‌ها و افزایش ورشکستگی آن‌ها شود (شوارتز، ۱۹۹۵).

### ۴-۳. آزادسازی مالی

آزادسازی اقتصادی به‌معنای کم کردن محدودیت‌ها و مقررات دولتی در اقتصاد در قبال مشارکت بیشتر بخش خصوصی است. مک کینون (۱۹۹۱) و شاو (۱۹۷۳)، به محدودیت‌هایی که در اثر یک سیستم مالی غیرمؤثر برای توسعهٔ اقتصادی به‌وجود می‌آیند و همچنین به منافعی که آزادسازی مالی برای اقتصاد در کشورهای درحال‌توسعه دارد، اشاره کردند. آن‌ها بیان می‌کنند که مشکل اصلی اقتصادهای درحال‌توسعه به تمام اقتصاد آن‌ها مربوط می‌شود و نه فقط بخش مالی اقتصادها؛ بنابراین در اینجا، آزادسازی بخش مالی به‌عنوان بخشی از مجموعه اصلاحات گسترده‌تر مطرح می‌شود. دخالت دولت در بازارهای مالی، معمولاً به‌صورت کنترل نرخ بهره، لازم‌الاجرا بودن حفظ ذخایر بانکی یا دستورهای تخصیص اعتبار سخت‌گیرانه، از منابع مهم سرکوب مالی به‌شمار می‌روند. عدم قاطعیتی که از پراکندگی بازارهای مالی حاصل می‌شود، ظرفیت کارآفرینی را کاهش می‌دهد و افق زمانی سررسید را محدود می‌کند که خود منجر به پس‌اندازهای پست و فضای سرمایه‌گذاری نامناسب می‌شود؛ به‌طوری‌که رشد اقتصادی نیرومند غیرممکن می‌شود. اجماع نظر همگانی درمورد بی‌ضرر بودن اصلاحات بخش مالی برای فرآیند توسعهٔ اقتصادی وجود ندارد، اکثر نظریه‌پردازان ازجمله مک کینون (۱۹۷۳) درمورد ریسک‌های آزادسازی بخش مالی در شرایط نامناسب تأکید داشته‌اند؛ اما برخی مانند «دورنبوش» و «رینوسو»[1] (۱۹۸۹)، درمورد منفعت آزادسازی مشکوک می‌باشند و برخی دیگر مانند نئوساختارگرایان (به‌طور مثال، ون و یجینبرگ[2] (۱۹۸۳) و تیلور[3] (۱۹۸۳)) بیان می‌کنند که آزادسازی بخش مالی می‌تواند در عمل مانع توسعه اقتصادی باشد. براساس دیدگاه نئوکلاسیک‌ها، آزادسازی مالی، پس‌انداز و تخصیص سرمایه را به‌سمت تولید بیشتر هدایت می‌کند؛ درنتیجه مقدار سرمایهٔ فیزیکی و بهره‌وری افزایش و به‌دنبال آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. رشد اقتصادی که به‌وسیلهٔ آزادسازی مالی ایجاد می‌شود می‌تواند موجب بهبود توزیع درآمد و کاهش فقر شود.

---

1. Darenboosh and Rinoso
2. Veen and yeginberg
3. Tilver

## ۴. پیشینهٔ مطالعات تجربی

### ۴-۱. پیشینهٔ مطالعات داخلی

«دهمرده» و «شکری» (۱۳۸۹) به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۵ پرداخته‌اند. نتایج مدل در بلندمدت نشان‌دهندهٔ آن است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران توسعه‌مالی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد. ایشان از ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمدی و از نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی استفاده کرده‌اند.

«طیب‌نیا» و همکاران (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعهٔ موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا» به بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی درکشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا در دورهٔ زمانی ۱۹۹۰–۲۰۰۵م. با استفاده از داده‌های پانل و اثبات رابطهٔ خطی و معنی‌دار بین این دو متغیر پرداخته‌اند. بدین‌منظور، ابتدا الگوی توزیع درآمد را در این کشور مشخص کرده و سپس میزان تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد را به‌دست آورده‌اند. نتایج حاکی از آن است که توسعه‌مالی در این کشورها باعث کاهش نابرابری درآمدی می‌شود و این تأثیرگذاری به اندازه‌ایی بوده که بتواند به‌کلی الگوی توزیع درآمد را متحول کند.

«قنبری» و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ایران طی مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در ایران» طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۰–۱۳۸۵هـ.ش. با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته‌اند. نتایج تجربی این تحقیق حاکی از آن است که رابطهٔ مستقیم و منفی میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی وجود دارد و شواهد کافی برای تأیید رابطهٔ U معکوس بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ایران موجود نیست.

«ابراهیمی» و «آل‌مراد» (۱۳۹۰) در مقاله‌ای با عنوان: «توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در ایران» به بررسی توسعهٔ بازار پول بر توزیع درآمد در ایران و در دورهٔ زمانی ۱۳۴۵–۱۳۸۵ و با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که توسعهٔ بازار پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت باعث کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. رشد اقتصادی و نرخ باسوادی سبب کاهش نابرابری می‌شود؛ و اما تجارت آزاد رابطهٔ مثبت با توزیع درآمد داشته است. در این مقاله توسعهٔ بازار پول به‌عنوان ابزار سیاستی مهم و قدرتمند در جهت کاهش نابرابری درآمد معرفی‌شده که بر آن تأکید زیادی شده است.

«سالم» و «عربیار محمدی» (۱۳۹۰) طی مقاله‌ای به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران با عنوان «بررسی رابطهٔ توسعهٔ مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران» با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۵۲–۱۳۸۶ به بازسنجی دو نظریهٔ رقیب که اولی ناظر بر رابطهٔ خطی و دومی ناظر بر وجود رابطهٔ غیرخطی میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی هستند، پرداخته‌اند. آن‌ها از دو متغیر متفاوت برای توسعه‌مالی، نخست نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی و دیگری، مولفهٔ اصلی سه متغیر، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی،

نسبت ماندهٔ اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی از کل ماندهٔ اعتبارات اعطایی و نسبت ارزش معاملات بازار سهام از تولید ناخالص داخلی استفاده کرده‌اند. طبق نتایج تجربی این پژوهش، توسعه‌مالی رابطهٔ منفی و معناداری با توزیع درآمد داشته است که این رابطه همسو با فرضیهٔ گرین‌وود و جواناویچ (غیرخطی و U معکوس) است. همچنین همگام با افزایش درآمد سرانه، توزیع درآمد با نرخ منفی درحال افزایش بوده است.

«جابری خسروشاهی» و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعات خود اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد را با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۷ آزموده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از وجود رابطهٔ مثبت و کاهنده بین توسعه‌مالی و ضریب جینی است و سرمایهٔ انسانی و تورم بر ضریب جینی اثر مثبت داشته و ضرایب برآوردی در طول دورهٔ مورد بررسی با ثبات بوده‌اند.

«صامتی» و «السادات سجادی» (۱۳۹۲)، در مقاله‌ایی تحت عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعهٔ مورد منتخبی از کشورهای درحال توسعه» به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ۱۱ کشور با سطح سرمایهٔ انسانی متوسط و درآمد سرانه‌ای بالاتر از میانگین درآمد سرانهٔ جهان با استفاده از داده‌های تابلویی برای دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۴ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق وجود رابطهٔ خطی و منفی بین این دو متغیر را تأیید می‌کند.

«علمی» و «آریانی» (۱۳۹۲)، در مقاله‌ایی تحت عنوان «رابطهٔ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ایران» اثر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در ایران را با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و در دورهٔ زمانی ۱۳۷۹-۱۳۸۵ بررسی کرده است. مدل با استفاده از روش داده‌های پانل پویا و ایستا برآورد شده است. نتایج این تخمین حاکی از آن است که متغیر جانشین توسعه‌مالی، عمق مالی و شاخص کارایی اثر معناداری بر نابرابری درآمدی استانی دارد که رابطهٔ Uمعکوس کوزنتس را تأیید می‌کند و متغیر کنترل هزینهٔ دولت برخلاف تورم اثر مستقیم بر نابرابری درآمدی دارد.

«شاه‌آبادی» و «امیری» (۱۳۹۲) در مقاله‌ای تحت عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای اسلامی گروه دی‌هشت» به بررسی توسعه‌مالی در کاهش فقر در کشورهای اسلامی عضو گروه دی هشت طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۰_۲۰۱۰ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نامتوازن پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق مبین آن است که به‌دلیل ساختار اقتصادی کشورهای مورد بررسی که وابسته به منافع حاصل از فروش منابع طبیعی دارند و همچنین توسعه‌مالی در این کشورها همسو با بسط بازارهای عوامل جدید تولید و نوآوری نیست، توسعه‌مالی بر فقر تأثیر معناداری ندارد و رشد درآمد برفقر تأثیر منفی و معناداری دارد. همچنین متغیر سرمایهٔ انسانی به‌دلیل داشتن سهم بسیار اندک در جریان رشد اقتصادی در این کشورها تأثیر منفی و بی‌معنی برفقر دارد و متغیرهای آزادی اقتصادی و تورم برفقر تأثیر مثبت و معناداری دارند.

«حسینی» و «خزاعی» (۱۳۹۳) در مطالعهٔ خود به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و فقر و نابرابری با عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو» با استفاده از داده‌های پانل طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۱م. پرداخته‌اند. در این پژوهش، چهار مدل تخمین زده شده است که نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که در مدل

اول توسعه‌مالی با سرمایه‌گذاری خانوارهای کشورهای موردمطالعه رابطهٔ منفی دارد و در مدل دوم اعتبارات خصوصی به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی بر شاخص توسعهٔ انسانی اثر معکوس و منفی دارد. در مدل سوم نرخ با سوادی خانوارها و میزان سرمایه‌گذاری آن‌ها با شاخص فقر در کشورهای مورد مطالعه رابطهٔ مستقیم دارد. نتایج مدل چهارم نشان‌دهندهٔ مثبت بودن شاخص ارزش‌افزودهٔ صنایع به تولید سرانه برای کشورهای مورد بررسی و منفی بودن شاخص بخش تجارت خارجی بر تولید سرانه است.

«احمدی» و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر توزیع درآمد در منتخبی از کشورهای درحال توسعه (۲۰۱۲-۲۰۰۰)»، تأثیر توسعه‌مالی را بر نابرابری توزیع درآمد بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست آمده از این تحقیق رابطهٔ مثبت و معنادار متغیر توسعه‌مالی و نابرابری توزیع درآمدی در کشورهای درحال توسعه تأیید می‌کند و رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جوانوویچ (۱۹۹۰) در این کشورها با ارائه شواهد تأیید شده است.

«همایونی‌فر» و همکاران (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی» به بررسی اثر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در منتخبی از کشورهای اسلامی و با استفاده از داده‌های پانل طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۱م. پرداخته است. نتایج بعد از برآورد مدل حاکی از آن است که رابطهٔ خطی و منفی بین هر دو بخش توسعه‌مالی (بانکی و غیربانکی) با ضریب جینی به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نابرابری درآمدی وجود دارد و در این تحقیق متغیرهای کنترل، تورم اثر معکوس و تولید ناخالص داخلی اثر مستقیم بر نابرابری درآمدی دارد.

«رفعت‌زاده» و «جزی‌زاده» (۱۳۹۵)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر توسعه‌مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران» تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در استان‌های کشور طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۷-۱۳۹۰م. و به‌کارگیری رگرسیون داده‌های تابلویی و با استفاده از نظریهٔ گالور وزیرا مبنی‌بر وجود رابطهٔ خطی، بررسی کردنده‌اند. نتایج حاکی از آن است که گسترش واسطه‌های مالی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نابرابری درآمدی در استان‌ها که با ضریب جینی اندازه‌گیری می‌شود، خواهد داشت.

«آذری‌کیان» و «دیزجی» (۱۳۹۵) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای درحال توسعهٔ منتخب» به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و فقر در ۲۶ کشور منتخب درحال توسعهٔ جهان طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۲م. و با به‌کارگیری مدل‌های تابلویی پرداخته‌اند. طبق نتایج مطالعهٔ ایشان، بین توسعه‌مالی و فقر رابطهٔ منفی وجود دارد؛ بدین‌معنا که با توسعهٔ بازارهای مالی، فقر در سطح جهان کاهش می‌یابد. همچنین شاخص هزینهٔ زندگی با شاخص فقر رابطهٔ مثبت و نرخ باسوادی و تولید ناخالص داخلی با فقر رابطهٔ معکوس دارند.

«میرباقری‌هیر» و «شکوهی‌فرد» (۱۳۹۵) با مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تطبیقی اثرات توسعه‌مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی، رویکرد داده‌های تابلویی» به بررسی اثرات توسعه‌مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی پرداخته‌اند. آن‌ها از ۱۵ کشور اسلامی طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۰-م.۲۰۱۴ با استفاده از داده‌های ترکیبی به آزمون فرضیه‌های تحقیق پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که افزایش توسعه‌مالی،

نابرابری درآمدی را در کشورهای مذکور کاهش داده است و همچنین اثر آن بر فقر مثبت بوده، بدین‌گونه که افزایش ۱٪ در شاخص توسعه‌مالی منجر به افزایش ۴٪ در هزینهٔ مصرفی سرانه و کاهش فقر در این کشورها شده است.

«افشاری» و «بیک‌زاده» (۱۳۹۵) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی، نابرابری و فقر در ایران» به بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی و فقر در ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۴هـ.ش. و با استفاده از روش ARDL پرداخته‌اند. نتایج مطابق با نظریهٔ U معکوس کوزنتس می‌باشد، بدین‌گونه که در بلندمدت توسعه‌مالی، افزایش درآمد سرانه و افزایش مخارج تأمین اجتماعی، فقر را کاهش می‌دهد و دلالت‌بر این دارد که توسعه‌مالی ازطریق کاهش هزینه‌های واسطه‌گری مالی و افزایش کارایی سیستم مالی، می‌تواند منجر کاهش نابرابری درآمدی و فقر شود.

«اسدی» و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی در ایران: رویکرد GMM» به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درامد شهری و روستایی در ۳۱ استان ایران و با استفاده از داده‌های تابلویی در دورهٔ زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۴ پرداخته‌اند. در این مطالعه برای توسعه‌مالی از شاخص اعتبارات اعطایی سیستم بانکی به بخش خصوصی به‌صورت درصدی از GDP استفاده شده است. نتایج تجربی حاکی از آن است که رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جواناویچ بین دو متغیر توسعه‌مالی و توزیع درآمد تأیید شد و نظریهٔ رابطهٔ U معکوس کوزنتس در استان‌های ایران رد شد. مدل با استفاده از داده‌های پانل ایستا و پویا برآورد شده است. اندازهٔ دولت (مخارج عمومی استان‌ها) به GDP تأثیر منفی بر نابرابری درآمدی خانوارهای شهری و روستایی دارد و سبب کاهش آن می‌شود.

«آهنگری» و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان «ارزیابی استحکام اثر توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری» به بررسی استحکام رابطهٔ میان توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری با یک رویکرد مقایسه‌ای بین کشورهای با درآمد بالا و بیشتر از متوسط و کشورهای با درآمد پایین و کمتر از متوسط برای ۴۹ کشور و طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۲-۲۰۱۲ پرداخته‌اند. بدین‌منظور از سه شاخص، اعتبارات بخش خصوصی، تعهدات نقدی و دارایی بانک مرکزی به‌عنوان شاخص توسعه‌مالی استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در مدل‌های مربوط به شاخص فقر، حساسیت علامت و مقدار نتایج نسبت به نوع شاخص انتخابی توسعه‌مالی و استحکام نتایج آن‌ها نسبت به نوع نمونهٔ انتخاب شده وجود داشته است. در رابطه با تخمین مدل مربوط به نابرابری درآمدی، فقط شاخص تعهدات نقدی از نظر علامت و معناداری نسبت به نوع نمونهٔ انتخابی مستحکم بوده است که نشان‌دهندهٔ اثر مثبت توسعه‌مالی بر کاهش نابرابری است و تأثیر سایر شاخص‌های توسعه‌مالی بر نابرابری نامعتبر است. در کل می‌توان نتیجه گرفت که با توجه به انتخاب کشورها از بین گروه‌های مختلف درآمدی و اثرگذاری توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری، میزان و نوع اثرگذاری مبهم و شاخص انتخاب شده برای توسعه‌مالی بستگی دارد.

«رضاقلی‌زاده» و «آقایی» (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری: مقایسهٔ استان‌های توسعه‌یافته، کمتر توسعه‌یافته و توسعه‌نیافته در کشور ایران» رابطهٔ بین توسعه‌مالی و توزیع درآمد را طی سال‌های

۹۴-۱۳۸۵ و با تکیه‌بر مدل های پانل پویا و تخمین زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که رابطهٔ خطی و منفی بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در هر سه دستهٔ استان‌های مورد بررسی تأیید شده است؛ همچنین میزان تأثیرگذاری توسعه‌مالی بر کاهش سطح نابرابری در استان‌ها، رابطهٔ عکس با سطح توسعه‌یافتگی آن‌ها دارد؛ بدان‌معنا که این تأثیرگذاری در استان‌های توسعه‌نیافته بیشتر از دو گروه دیگر استان‌ها است؛ همچنین شواهد کافی برای اثبات رابطهٔ U معکوس بین توسعه‌مالی و نابرابری در استان‌های ایران طی دورهٔ مطالعه وجود ندارد.

«آذربایجانی» و همکاران (۱۳۹۸)، در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی اثر توسعه‌مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی» به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی یا فقر در دورهٔ زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۳م. در کشورهای عضو کنفرانس اسلامی می‌پردازند. نتایج به‌دست آمده حاکی از وجود یک رابطهٔ Uمعکوس بین توسعه‌مالی و سطح فقر می‌باشد، که بیشتر کشورهای مورد بررسی در قسمت صعودی این منحنی قرار می‌گیرند. تأثیر قوی‌تر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای با درآمد بالا، متوسط و کشورهایی که حاکمیت قانونی قوی دارند بیشتر است.

«نیکوقدم» و «ابوترابی» (۱۳۹۸)، در تحقیقی با عنوان «تأثیر تورم بر رابطه علّی توسعه‌مالی-رشد اقتصادی در ایران» نشان‌دادند که علّیت معکوس از رشد به برخی از شاخص‌های توسعه‌مالی، به‌دلیل نرخ‌های تورم بالا است. به‌علاوه، تورم پایدار بالا در ایران، علّیت برخی دیگر از شاخص‌های توسعه‌مالی به‌سمت رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند.

«مریدی» و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر توسعهٔ بازار سهام بر دهک‌های بالا و پایین درآمدی» تأثیر بازار بورس را بر نابرابری درآمدی دهک‌های بالا و پایین طی دورهٔ ۲۰۱۷-۲۰۰۱م. و با استفاده از داده‌های تابلویی چندین کشور توسعه‌یافته و درحال توسعه بررسی کرده‌اند که نتایج آن در دو گروه کشور متفاوت است؛ بدین‌گونه که در کشورهای توسعه‌یافتهٔ توسعهٔ بازار سهام نابرابری را افزایش، ولی در کشورهای درحال توسعه، توسعهٔ بازار سهام نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد.

«توکلیان» و «صیامی عراقی» (۱۳۹۹)، در تحقیقی با عنوان «تعیین قاعده مالی برای دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی» نشان‌دادند که قاعدهٔ تراز بودجه می‌تواند با توجه به ساختار اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکنندهٔ نفت از عملکرد بهتری برخوردار باشد و تابع زیان سیاست‌گذار را حداقل نماید.

### ۲-۴. پیشینهٔ مطالعات خارجی

مطالعات زیادی در زمینهٔ ارتباط میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد وجود دارد و همان‌طورکه در نتایج سایر مطالعات داخلی بیان شد، اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد مثبت بوده است. در مطالعات خارجی نیز اکثریت به این نتیجه رسیده‌اند که توسعه‌مالی سبب کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. در ادامه به مهم‌ترین مطالعات خارجی در این زمینه پرداخته می‌شود.

«کلارک»[1] و همکاران (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در کشورهای درحال توسعه و توسعه‌یافته» در دورهٔ زمانی ۱۹۹۵-۱۹۶۰م. و با استفاده از داده‌های پانل سنجیده‌اند. نتایج پژوهش آن‌ها چنین بیان می‌کند که نابرابری در کشورهایی که بخش مالی توسعه‌یافته دارند پایین‌تر بوده و نابرابری درآمد همگام با توسعه و گسترش بازارها و واسطه‌های مالی کاهش می‌یابد. نتایج این تحقیق رابطهٔ خطی قوی و معنادار بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمد را براساس نظریهٔ بانرجی و نیومن (۱۹۹۳) و گالور و زیرا (۱۹۹۳) تأیید می‌کند.

«بیتنکورت»[2] (۲۰۰۶) به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در کشور برزیل در دههٔ ۸۰ و ۹۰ م. و با استفاده از روش پانل پرداخته است. نتایج تحقیق ایشان بعد از برآورد مدل حاکی از آن است که گسترش نهادهای مالی در این کشور می‌تواند تأثیر مثبت و معناداری بر توزیع درآمد داشته باشد؛ اما به‌گونه‌ای نبوده که افراد فقیر بتوانند از منافع توسعه‌مالی بهره‌مند شوند و دلیل آن می‌تواند موانع ورود فقرا به بازارهای مالی به علت افزایش تورم باشد. مهم‌ترین نتیجه در این مقاله آن است که، برای کاهش نابرابری بالای برزیل، بیشتر منابع مالی باید به‌سمت افراد فقیر هدایت شود؛ به‌گونه‌ای که بدون ایجاد انحرافی در بازدهی اقتصادی، منجر به افزایش رفاه اقتصادی گردد.

«انیوبی» و همکاران[3] (۲۰۰۶) طی مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد با استفاده از مدل پانل پویا و برای ۲۳ کشور آفریقایی پرداخته‌اند. روش برآورد مدل آن‌ها، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. آن‌ها از ضریب جینی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی و متغیر وابسته و برای شاخص توسعه‌مالی از نسبت نقدینگی به GDP و نسبت دارایی‌های نقدی به GDP و نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP استفاده کرده‌اند. متغیرهای توضیحی مورداستفاده در این مدل، تورم، سرمایهٔ انسانی، درآمد سرانه و سهم ارزش افزودهٔ صنعت به GDP می‌باشند. آن‌ها بعد از برآورد مدل به این نتیجه رسیدند که هم‌زمان با توسعهٔ بازارهای مالی، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد، اما فرضیهٔ U معکوس گرین‌وود و جواناویچ تأیید نشد. هم‌چنین آن‌ها دریافتند که عامل آموزش تأثیر مثبت و معناداری بر توزیع درآمد در این کشورها ایجاد می‌کند.

«ریتاب»[4] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و رشد پایدار اقتصادی در بازارهای همگرایی منطقه‌ای» به بررسی رابطهٔ توسعهٔ بازارهای مالی و رشد اقتصادی برای هفت کشور خاورمیانه و شمال آفریقا در دورهٔ زمانی ۲۰۰۶-۱۹۶۵م. پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که از بین هفت کشور، در شش کشور، رشد و که بخش بانکی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌گردد؛ همچنین در سه کشور از این کشورها، رابطهٔ رشد و توسعهٔ بخش بانکی دوطرفه بوده و رشد اقتصادی نیز منجر به توسعه‌مالی می‌شود. او نشان‌داد که یک رابطهٔ بلندمدت بین توسعهٔ بخش بانکی و رشد اقتصادی در این کشورها وجود دارد، اما بعد از برآورد مدل و به‌دست آوردن نتایج، به این نتیجه رسید که در کوتاه‌مدت، توسعهٔ بخش بانکی تأثیر قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی این کشورها ندارد.

---

1. Clarke et al.
2. Betancourt
3. Anubi et al.
4. Ritab

«انگ»[1] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه‌مالی و آزادسازی مالی بر ضریب جینی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۲۰۰۴-۱۹۵۱م. و روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده برای نیم‌قرن در هند می‌پردازد. وی برای متغیر وابسته از ضریب جینی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی و برای متغیرهای کنترل، از درآمد سرانهٔ حقیقی، شدت تجاری و نرخ تورم استفاده می‌کند. نتایج تحقیق بعد از برآورد نشان می‌دهد که توسعه‌مالی به کاهش نابرابری درآمدی کمک می‌کند. ولی آزادسازی مالی، نابرابری درآمدی را تشدید می‌کند. شدت تجارت تأثیر منفی و رشد اقتصادی و تورم تأثیر مثبتی‌بر ضریب جینی می‌گذارند.

«سکر»[2] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی، رشد اقتصادی و نابرابری» ارتباط بین توسعه‌مالی و نابرابری را با استفاده از مدارک به‌دست آمده از آمریکای لاتین و کارائیب بررسی کرده است. او با استفاده از داده‌های پانل و روش مقطعی بین کشوری به این نتایج دست‌یافت که توسعه‌مالی برای رشد اقتصادی مهم و ضروری است. توسعه‌مالی ازطریق رشد اقتصادی سریع و کاهش نابرابری منجر به کاهش فقر می‌شود.

«جاچ» و «واتکا»[3] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی» به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در ۱۳۸ کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته در دورهٔ زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۰م. و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی می‌پردازد؛ اما نتایج تحقیق آن‌ها برخلاف تئوری‌های موجود بیان می‌کند که توسعه‌مالی منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد.

«شهباز» و «اسلام» (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی و توزیع درآمد در پاکستان» به بررسی رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۱م. و با استفاده از روش پانل و الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده در کشور پاکستان پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها حاکی از آن است که بی‌ثباتی مالی همراه با گسترش توسعه‌مالی منجر به افزایش نابرابری درآمدی می‌شود؛ همچنین رابطهٔ U معکوس گرین‌وود و جواناویچ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی به اثبات نرسید.

«کواندا ژنگ» و «رونگدا چن»[4] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای با عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در چین» با به‌کار بردن روش SVAR به بررسی رابطهٔ توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در کشور چین در دورهٔ زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۸م. پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که رابطهٔ U معکوس گرین‌وود جوانوویچ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی موجود می‌باشد. تسریع اصلاحات مالی با هدف ایجاد یک سیستم مالی مناسب به کاهش نابرابری درآمدی در چین کمک می‌کند.

«یونال سون» و «ونر کاسکن»[5] (۲۰۱۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان «آیا توسعه‌مالی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد؟ شواهدی از کشورهای نوظهور» به بررسی رابطهٔ توسعهٔ بانک و بورس در کاهش نابرابری درآمدی وفقر

---

1. Aung
2. Sacker
3. Gath and Vyatka
4. Qunda Zhang & Rongda Chen
5. Unal Seven & Yener Coskun

با استفاده از روش داده‌های پانل پویا برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۷م. و با توجه به تأثیرات جداگانه و هم‌زمان بانک‌ها و بورس اوراق بهادار پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که اگرچه توسعه‌مالی موجب رشد اقتصادی می‌شود، ولی لزوماً به افراد درآمد پایین در کشورهای نوظهور سود نمی‌رساند. بدین‌صورت درمی‌یابیم که برای پیوند مالی و فقر هیچ بانک بورس و سهام نقش مهمی در کاهش فقر ندارد.

«جانگ» و «ویجوربرگ»[1] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در چین، تجزیه و تحلیل داده‌های خارجی» برای ارزیابی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی در استان‌های چین طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۸م. از طریق تکنیک‌های مدل‌سازی وابستگی مکانی استفاده می‌کنند. آن‌ها از ۲۹ واحد اداری برای تأمین یک مدل مکانی نابرابری درآمدی استفاده می‌کنند. برای تخمین مدل از پانل دیتای فضایی استفاده شده و نتایج آن نشان می‌دهد که توسعه‌مالی نابرابری درآمدی در چین را کاهش می‌دهد. علاوه‌بر آن برآورد همبستگی مکانی قابل‌توجهی در مدت‌زمان آشفتگی ظاهر شده که نشان‌دهندهٔ اصلاحات غیرقابل اندازه‌گیری یا تأثیرات سیاسی است.

«چیو» و «لی»[2] (۲۰۱۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان «توسعه‌مالی، نابرابری درآمدی و ریسک کشور» به بررسی تأثیرات غیرخطی توسعه‌مالی و ریسک‌های کشور بر نابرابری درآمدی هنگام وقوع تغییرات در منابع کشور می‌پردازند. نمونه‌ایی از ۵۹ کشور طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۵م. و با استفاده از روش پانل پویا نشان‌دهندهٔ روابط مختلف بین توسعه‌مالی، نابرابری درآمدی و ریسک کشورها با توجه به درجات مختلف ریسک در این کشورها می‌باشد. شواهدی از گسترش نابرابری در محیط‌های سیاسی ناپایدار اقتصادی و مالی یافته شده است. در کشورهایی با درآمد بالا که محیط اقتصادی پایداری دارند، پیشرفت مالی و اقتصادی می‌تواند نابرابری درآمدیی را کاهش می‌دهد. علاوه‌بر آن بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی در کشورهای کم‌درآمد رابطهٔ مثبت و معقولی یافت‌شده است.

«محمد کاکرون»[3] (۲۰۱۹)، به‌دنبال اثبات وجود رابطهٔ غیرخطی میان توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی با استفاده از داده‌های پانل برای ۶۰ کشور درحال توسعه و توسعه‌یافته می‌باشد که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که فرضیهٔ گرین‌وود و جواناوییچ در مورد رابطهٔ U معکوس بین توسعهٔ بازار سهام و نابرابری درآمدی وجود ندارد، اما این رابطه بین بخش بانکی و نابرابری به اثبات رسید، علاوه‌برآن برآوردها منجر به نتایج غیرقطعی در رابطه با تأثیر توسعهٔ بازار سهام در توزیع درآمد کشورهای دارای درآمد متوسط و پایین‌تر می‌شود. همچنین کشورهای دارای رژیم‌های مالی ضعیف وزن بازار سهام سبک بوده و سهم آن در توزیع درآمد ناچیز است؛ درحالی‌که کشورهای با رژیم قوی‌تر، توسعهٔ بازار سهام منجر به نابرابری بیشتری می‌شود. در این مطالعه فرض‌شده که اثر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد به درجهٔ توسعه‌یافتگی سیستم مالی کشور بستگی دارد.

---

1. Jung & Vijverberg
2. Chiu & Lee
3. Mohammad Kackron

«کاویا» و «شیجین»[1] (۲۰۲۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان «توسعهٔ اقتصادی، توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی» به بررسی ارتباط بین توسعهٔ اقتصادی و توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی با توجهٔ فرضیهٔ کوزنتس، گرین‌وود جوانوویچ و مشخصات جدید بایاردی و مورانا[2] و با استفاده از مدل‌های تخمین پانل برای ۸۵ کشور متشکل از ۲۸ کشور با درآمد بالا و ۴۱ کشور با درآمد متوسط و ۱۶ کشور با درآمد پایین برای دورهٔ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۴م. پرداخته‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که هیچ مدرک مشخصی برای حمایت از گذارهٔ توسعه اقتصادی همراه با رشد مالی وجود ندارد که بتواند مشکل نابرابری درآمدی را کاهش دهد؛ و همچنین در بسیاری از کشورهای با درآمد بالا و پیشرفته که دارای رشد بالایی هستند، از مزایای توسعه‌مالی برخوردار نیستند.

## ۵. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

هدف تحقیق حاضر بررسی و تحلیل همبستگی و تعیین نوع رابطهٔ میان توسعه‌مالی و توزیع درآمد در استان‌های ایران است و از آمار استنباطی برای تجزیه‌وتحلیل روابط استفاده می‌کند و ازلحاظ نوع، روش تحلیل پس از وقوع مبتنی‌بر داده‌های موجود (ثانویه) است. اطلاعات موردنیاز به‌صورت کتابخانه‌ای و اینترنتی ازطریق کتب، مقالات، آمارنامه‌ها، اسناد و مدارک، فایل‌های الکترونیکی از پایگاه‌های اطلاعاتی معتبر همچون: بانک مرکزی، مرکز آمار، وزارت دارایی و اقتصاد، سالنامه‌های استانی و سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است. باتوجه به پانل بودن داده‌های تحقیق، دورهٔ موردمطالعه برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۹م. و برای ۳۰ استان کشور شامل: استان‌های آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی، اردبیل، بوشهر، چهارمحال‌وبختیاری، اصفهان، فارس، قزوین، قم، گیلان، گلستان، همدان، هرمزگان، ایلام، کرمان، کرمانشاه، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، کهگیلویه‌وبویر احمد، کردستان، لرستان، مرکزی، مازندران، سمنان، سیستان‌وبلوچستان، تهران، یزد و زنجان می‌باشد.

هرکدام از متغیرهای توسعه که بدان اشاره شد دارای دیتاهای خاص به خود هستند که شرح کامل آن‌ها همراه با منبع در جدول زیر ارائه شده است:

**جدول ۱. آمار و متغیرهای تحقیق**
**Table 1. Research statistics and variables**

| نماد متغیر | نام متغیر | شرح متغیر | منبع |
|---|---|---|---|
| Gini | Gini coefficient | ضریب جینی به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد (درصد) | سایت مرکز آمار ایران به آدرس درگاه ملی آمار: https://www.amar.org.ir |
| Y | GDP per capita | تولید ناخالص داخلی سرانه (میلیون ریال) | مرکز آمار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، فصل حساب‌های ملی و جمعیت |

[1]. Kaiya & Shijin
[2]. Bayardi & Morana

| | | | |
|---|---|---|---|
| FL | Inflation | تورم به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری تغییرات قیمت (شاخص کل قیمت کالا و خدمات مصرف‌کننده) (درصد) | مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، فصل شاخص‌های قیمت |
| GOV | SIZE_GOVERNMENT | مخارج عمومی دولت (بودجهٔ استان) به تولید ناخالص داخلی (درصد) | مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، فصل بودجه |
| trade | free trade | نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی $X+M/GDP$ (هزار دلار) | سایت وزارت اقتصاد و دارایی به آدرس: https://databank.mefa.ir/data |
| FD access | Number of private credits per thousand items | تعداد اعتبارات به بخش خصوصی (بر حسب ۱۰۰۰ مورد) | مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، بازارهای مالی |
| FD access2 | Value traded in top 10 trading companies | ارزش معامله شده از ۱۰ شرکت برتر به کل ارزش معاملاتی کشور (میلیون ریال) | سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به آدرس: http://www.tsetmc.com |
| FD depth1 | Private credit to GDP | اعتبار خصوصی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی (میلیون ریال) | مرکزامار ایران، سالنامهٔ آماری استان‌ها، بازارهای مالی |
| FD depth2 | Stock market total value traded to GDP | ارزش کل معاملات بورس اوراق بهادار به تولید ناخالص داخلی (میلیون ریال) | سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به آدرس: http://www.tsetmc.com |
| FD Stability | Volatility of stock price index | نوسانات شاخص قیمت سهام (انحراف معیار دورهٔ یک ماهه) (درصد) | سایت سازمان بورس اوراق بهادار تهران به آدرس: http://www.tsetmc.com |
| FD Liberalization1 | Long-term interest rates | نرخ بهره بلندمدت (درصد) | بانک مرکزی ایران به آدرس: https://www.cbi.ir/ |
| FD liberalization2 | Privatization | خصوصی سازی، تعداد کارگاه‌های صنعتی خصوصی (کارگاه‌های صنعتی ۵۰ نفر و بیشتر) | مرکز آمار ایران، بخش صنعت |
| PD | Per capita distance to the center | فاصله از مرکز (پایتخت) کشور نسبت به جمعیت (بر حسب کیلومتر نفر) | مرکز آمار |

به‌منظور آزمون از مدل بانرجی و نیومن (۱۹۹۳) و گالور و زیرا (۱۹۹۳) مبنی‌بر وجود رابطهٔ بین توسعه‌مالی و نابرابری درآمدی از مدل اقتصادسنجی ارائه شده توسط «ژانگ» و «ناصر»[1] (۲۰۱۹) استفاده می‌شود:

$$Gini_{t,i} = \alpha + \lambda_1 FD_{t,i} + \lambda_2 Y_{t,i} + \lambda_3 FL_{t,i} + \lambda_4 GOV_{t,i} + \lambda_5 Trade_{i,t} + \lambda_6 PD_{i,t} + \varepsilon_{t,i} \quad (۱۴)$$

شاخص چندبُعدی توسعه‌مالی شامل ابعاد زیر می‌باشد:

$$FD = \left(financial\ access, financial\ depth, stability, financial\ liberalization\right)$$

پیش از برآورد مدل لازم است برخی آزمون‌ها بر روی داده‌ها انجام شود تا مدل به روش مناسب‌تری تخمین زده شود.

## ۶. تخمین و برآورد مدل

### ۶-۱. نتایج آزمون‌های مانایی

اولین آزمونی که لازم است برای تک‌تک متغیرها انجام شود، آزمون مانایی است تا علاوه‌بر تشخیص نوع روش تخمین، از بروز مشکل رگرسیون کاذب جلوگیری شود. بعد از بررسی کردن مدل، رابطه با عرض از مبدأ و بدون روند برای آزمون‌های مانایی تأیید شد. نتایج آزمون‌های مانایی در جدول ۲ ارائه شده است:

**جدول ۲. بررسی آزمون مانایی**

**Table 2. Result of stationary test**

| متغیر | آزمون ریشه واحد IPS | آزمون ریشه واحد ADF | آزمون ریشه واحد PP | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| Gini | – | ۵۱/۲۴۷۶<br>(۰/۷۸۲۳) | ۶۱/۸۴۱۳<br>(۰/۴۱۰۲) | I(0) |
| *FD depth*1 | −۲/۵۴۸۹۸***<br>(۰/۰۰۵۴) | ۱۰۱/۳۴۹***<br>(۰/۰۰۰۷) | ۱۰۶/۳۷۰***<br>(۰/۰۰۰۲) | I(0) |
| *FD depth*2 | −۴/۶۲۷۱۵***<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱۲۰/۹۲۱***<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱۲۲/۲۱۸***<br>(۰/۰۰۰۰) | I(0) |
| *FD accass* | −۳/۹۲۰۸۴***<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱۱۹/۳۱۸***<br>(۰/۰۰۰۰) | ۱۱۴/۶۵۵***<br>(۰/۰۰۰۰) | I(0) |
| *FD stability* | −۱/۵۴۹۳۷*<br>(۰/۰۶۰۶) | ۹۶/۲۷۸۹***<br>(۰/۰۰۲۱) | ۱۹۰/۶۴۷***<br>(۰/۰۰۰۰) | I(0) |
| *FD liberalization1* | −۳/۷۱۷۲۵***<br>(۰/۰۰۰۱) | ۱۰۷/۴۷۵***<br>(۰/۰۰۰۲) | ۱۰۷/۴۷۵***<br>(۰/۰۰۰۲) | I(0) |
| *FD liberalization2* | −۳/۱۸۲۸۶***<br>(۰/۰۰۰۷) | ۱۰۰/۷۹۸***<br>(۰/۰۰۰۸) | ۱۰۳/۸۴۸***<br>(۰/۰۰۰۴) | I(0) |
| *Y* | −۲/۰۴۵۶۱**<br>(۰/۰۲۰۴) | ۸۶/۶۷۶۴**<br>(۰/۰۱۳۷) | ۱۲۴/۱۷۱***<br>(۰/۰۰۰۰) | I(0) |
| *fl* | ۹۴/۴۴۸۱*** | ۱۴۶/۳۸۶*** | _ | I(0) |

[1]. Zhang & Naceur

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | | (۰/۰۰۰۰) | (۰/۰۰۳۰) | |
| I(0) | ۱۳۵/۳۸۳*** (۰/۰۰۰۰) | ۱۶۴/۱۲۷*** (۰/۰۰۰۰) | -۶/۹۲۱۶۳*** (۰/۰۰۰۰) | *GOV* |
| I(0) | ۲۷۷/۹۴۲*** (۰/۰۰۰۰) | ۸۷/۲۳۱۴*** (۰/۰۰۷۸) | -۱/۸۱۳۹۷** (۰/۰۳۴۸) | *Trade* |
| I(0) | ۱۰۸/۹۶۳*** (۰/۰۰۰۱) | ۸۴/۸۰۴۲** (۰/۰۱۹۲) | ۰/۲۹۱۱۷ (۰/۶۱۴۵) | *PD* |

*. اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ ارزش احتمال هستند و *، **، *** به ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری متغیر در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ است.
منبع: نتایج تحقیق.

باتوجه به جدول بالا مشاهده می‌شود که تمام متغیرهای مدل باتوجه‌به ارزش احتمال آن‌ها در همه یا برخی از آزمون‌های مانایی، مانا بوده‌اند؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی‌بر عدم وجود ریشهٔ واحد قبول شده و متغیرها مانا هستند.

## ۲-۶. نتایج آزمون‌های تشخیص مدل

### مرحلهٔ اول: آزمون‌های بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات تصادفی و تلفیقی

ابتدا برای تعیین مدل و انتخاب بین مدل‌های با اثر تصادفی و تلفیقی آزمون‌های مربوطه انجام شده که نتایج آن‌ها در جدول ۳ ارائه شده است:

**جدول ۳. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات تصادفی و تلفیقی**

**Table 3. The results of examining the diagnostic tests between the random and pooled effects models**

| نوع آزمون | عرض از مبدأ | روند | عرض از مبدأ و روند | نتیجه |
|---|---|---|---|---|
| **آزمون هوندا** | ۷/۸۸۹۱۲۳ (۰/۰۰۰۰) | ۲/۰۷۲۷۹۸ (۰/۰۱۹۱) | ۷/۰۴۴۱۴۲ (۰/۰۰۰۰) | تابلویی با اثر تصادفی |
| **آزمون کینگ هو** | ۷/۸۸۹۱۲۳ (۰/۰۰۰۰) | ۲/۰۷۲۷۹۸ (۰/۰۱۹۱) | ۵/۲۸۸۳۲۶ (۰/۰۰۰۰) | تابلویی با اثر تصادفی |
| **آزمون استاندارد هوندا** | ۹/۱۵۲۰۶۵ (۰/۰۰۰۰) | ۴/۲۰۵۰۵۵ (۰/۰۰۰۰) | ۴/۹۵۸۷۹۸ (۰/۰۰۰۰) | تابلویی با اثر تصادفی |
| **آزمون استادارد کینگ هو** | ۹/۱۵۲۰۶۵ (۰/۰۰۰۰) | ۴/۲۰۵۰۵۵ (۰/۰۰۰۰) | ۴/۰۱۳۸۵۱ (۰/۰۰۰۰) | تابلویی با اثر تصادفی |

منبع: نتایج تحقیق

معناداری آماره‌های آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر تصادفی بر مدل بی‌اثر ارجحیت دارد؛ زیرا باتوجه‌به سطح معناداری و خطای پایینتر از ۵٪ فرضیهٔ صفر رد شده و مدل تابلویی با اثر تصادفی انتخاب می‌شود.

### مرحلهٔ دوم: آزمون بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی

در داده‌های ترکیبی برای انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی (تلفیقی) و مدل اثر ثابت از آزمون اف لیمر استفاده می‌شود که نتایج آن به‌صورت جدول ۴ زیر است:

**جدول ۴. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی**

**Table 4. The results of diagnostic tests between the fixed and pooled effects model**

| نام آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| آزمون چاو f لیمر | ۶/۴۱۴۷۴۹ | ۰/۰۰۰ | تابلویی با اثر ثابت |

منبع: نتایج تحقیق.

معناداری آماره‌های آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر ثابت بر مدل بی‌اثر ارجحیت دارد؛ زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵٪ فرضیهٔ صفر رد شده و مدل اثر ثابت انتخاب می‌شود.

## مرحلهٔ سوم: آزمون بررسی تعیین مدل بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی

در داده‌های ترکیبی برای انتخاب بین داده‌های اثر ثابت و اثر تصادفی از آزمون‌هاسمن استفاده می‌شود که نتایج آن به‌صورت جدول ۵ است:

**جدول ۵. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و تصادفی**

**Table 5. The results of examining diagnostic tests between fixed and random effects models**

| نام آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| آزمون‌هاسمن | ۹/۵۲۰۱۰۹ | ۰/۵۷۴۰ | تابلویی با اثر تصادفی |

منبع: نتایج تحقیق.

معناداری آمارهٔ آزمون در جدول بالا نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر تصادفی بر مدل ثابت ارجحیت دارد؛ زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵٪ فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود اثر تصادفی رد نمی‌شود.

## مرحلهٔ چهارم: آزمون بررسی خودهمبستگی بین مقاطع

برای بررسی خودهمبستگی بین واحدهای مقطعی (استان‌ها) لازم است که آزمون‌های خودهمبستگی مخصوص در داده‌های تابلویی استفاده شوند. نتایج این آزمون‌ها در **Error! Reference source not found.** ارائه شده است:

**جدول ۶. نتایج بررسی آزمون‌های خودهمبستگی مقطعی**

**Table 6. The results of cross-section autocorrelation tests**

| نام آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| بروش پاگان LM | ۴۱۳/۵۶۲۱ | ۰/۰۰۰۶ | وجود خودهمبستگی |
| پسران اسکالد LM | ۳/۴۷۳۶۸۹ | ۰/۰۰۰۵ | وجود خودهمبستگی |
| پسران CD | ۳/۱۹۸۰۴۷ | ۰/۰۰۱۴ | وجود خودهمبستگی |

منبع: نتایج تحقیق.

## مرحلهٔ پنجم: آزمون بررسی ناهمسانی واریانس بین مقاطع

برای بررسی ناهمسانی واریانس بین واحدهای مقطعی (استان‌ها) از آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی LR در داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۶ ارائه شده است:

**جدول ۶. نتایج بررسی آزمون‌های ناهمسانی مقطعی**

**Table 7. The results of cross-section heterogeneity tests**

| نوع آزمون | آماره | احتمال |
|---|---|---|
| آماره LR | ۱۷/۱۲ | ۰/۰۰ |

ماخذ: محاسبات تحقیق.

نتایج آزمون ناهمسانی مقاطع نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر عدم وجود ناهمسانی بین مقاطع رد شده است و به‌عبارتی ناهمسانی مقاطعی در مدل وجود دارد.

بر اساس نتایج بررسی تعیین نوع مدل، با توجه به این‌که مدل داده‌های تلفیق شده، انتخاب گردیده است و ازطرفی خودهمبستگی مقطعی و ناهمسانی واریانس مقطعی وجود دارد؛ به‌منظور رفع این اثرات از روش GLS بر پایهٔ مقاطع (EGLS-Cross section weghit) استفاده خواهد شد. همچنین باتوجه‌به این‌که مسأله ناهمسانی مقطعی ممکن است ناشی از اثرات تصادفی باشد، استفاده از وزن مقاطع می‌تواند باعث رفع این مسأله شود؛ در این‌صورت پس از آزمون می‌توان با استفاده از آزمون F لیمر بین دو مدل اثرات ثابت و یا تلفیقی بررسی انجام داد؛ بنابراین مجدداً این آزمون تخمین وزنی بر پایهٔ مقطع انجام می‌شود و نتایج آن به‌صورت جدول ۷ است:

**جدول ۷. نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی**

**Table 8. The results of diagnostic tests between fixed and pooled effects models**

| نام آزمون | آماره | احتمال | نتیجه |
|---|---|---|---|
| آزمون اف لیمر | ۱۴/۱۹۳۰۶۱ | ۰/۰۰۰۰ | تابلویی با اثر ثابت |

منبع: نتایج تحقیق.

معناداری آمارهٔ آزمون در جدول ۷ نشان می‌دهد که مدل داده‌های تابلویی با اثر ثابت بر مدل بی‌اثر ارجحیت دارد؛ زیرا در سطح خطای پایین‌تر از ۵٪ فرضیهٔ صفر رد شده و بنابراین مدل نهایی مدل اثرات ثابت مقطعی وزنی تأیید می‌شود.

### ۳-۶. برآورد مدل

بعد از آزمون‌های مانایی و تعیین مدل اکنون بر اساس روش EGLS به برآورد نهایی مدل پرداخته می‌شود. نتایج این برآورد در جدول ۸ نشان داده شده است؛ همچنین در این جدول آزمون خودهمبستگی «والد وولدریج»[1] (۲۰۱۰) به‌منظور بررسی خودهمبستگی زمانی در مدل اثر ثابت گزارش شده است. براساس این آزمون:

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}^{'}\boldsymbol{\beta} + u_i + e_{it} \Rightarrow e_{it} = \rho e_{it-1} + \xi_{it},$$
$$Wald_{fixed\ effects}\ \rho = \frac{-1}{T-1} \square \ \mathrm{F}, |\rho| < 1 \qquad (۱۵)$$

[1]. Wald Wooldridge's Test

در صورت تخمین یک مدل اثرثابت می‌توان با استفاده از رگرسیون AR(1) و انجام آزمون والد برای ضریب خودرگرسیون به بررسی خودهمبستگی پرداخت.

**جدول ۸. نتایج تخمین مدل**

**Table 9. Model estimation results**

| روش برآورد: *Panel EGLS (Cross-section weights)* | | | |
|---|---|---|---|
| متغیر وابسته: ضریب جینی (*Gini*) | | | |
| متغیرها | ضریب | آماره‌ی *t* | احتمال |
| $FD\ accass^{-1}$ | −۸۹۸۶۳/۵۰*** | −۵/۳۴۹۶۸۷ | ۰/۰۰۰۰ |
| $FD\ depth_1$ | ۰/۰۲۵۶۸۳*** | ۳/۱۷۴۲۱۵ | ۰/۰۰۲ |
| $FD\ depth_2$ | −۰/۰۲۷۶۵۹*** | −۷/۱۳۳۶۴۰ | ۰/۰۰۰۰ |
| $FD\ liberalization_1$ | −۰/۱۹۴۱۷۶*** | −۲/۹۵۰۶۸۱ | ۰/۰۰۴ |
| $FD\ liberalization_2^{-1}$ | −۱۷/۱۴۰۲۲*** | −۳/۰۶۸۸۳۹ | ۰/۰۰۳ |
| D(FD stability) | −۰/۸۱۹۱۹۴* | −۱/۸۶۴۳۳۳ | ۰/۰۶۴۶ |
| $GOV^2$ | ۰/۰۳۶۳۷۱** | ۲/۲۱۴۴۳۳ | ۰/۰۱۵ |
| Trade | −۰/۰۱۰۱۷۴*** | −۳/۲۴۵۰۷۶ | ۰/۰۰۱۵ |
| fl | ۰/۰۶۲۸۸۰*** | ۳/۷۱۷۴۸۵ | ۰/۰۰۰۳ |
| $DLOG(Y)^2$ | ۲/۹۷۰۸۷۲** | ۲/۱۷۸۸۲۹ | ۰/۰۳ |
| PD | −۲۶/۰۱۹۷۰** | −۲/۵۲۱۸۷۵ | ۰/۰۱۳ |
| c | −۱۰/۱۴۶۹۳ | −۰/۵۶۲۱۶۲ | ۰/۵۷۵ |
| $R^2$ (ضریب تعیین) | ۰/۸۹ | | |
| آماره‌ی *F* (احتمال) | ۲۷ (۰/۰۰) | | |
| آماره‌ی دوربین- واتسون | ۱/۷ | | |
| آزمون خودهمبستگی وولدریج | $F = ۰/۱۲$ $Prob\ (۰/۷)$ | | |

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ ارزش احتمال هستند و *،**،*** به ترتیب نشان‌دهندهٔ معناداری متغیر در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

منبع: نتایج تحقیق.

## ۷. نتیجه‌گیری

باتوجه به نتایج نهایی برآورد مدل به روش EGLS ارائه شده در جدول بالا می‌توان گفت که کلیهٔ شاخص‌های توسعه‌مالی اثر معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ مطالعه دارند. متغیر ثبات مالی در سطح ۱٪ معنادار شده است. متغیرهای توضیحی نیز اثر معناداری را بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ تحقیق نشان‌دادند؛ همچنین ضریب تعیین ($R^2$) ۰/۸۸ نشان می‌دهد که ۸۸٪ تغییرات ضریب جینی (متغیر وابسته) توسط متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. آمارهٔ F (۲۷٪) معناداری کل رگرسیون را نشان می‌دهد که در این تحقیق نشان‌دهندهٔ آن است که مدل برآورد شده معنادار است.

معکوس متغیر دسترسی مالی، تعداد تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی با داشتن ضریب منفی مبین آن است که خود متغیر اثر مثبت و معناداری را بر ضریب جینی استان‌ها و در طول دورهٔ موردمطالعه داشته است؛

به‌عبارتی افزایش تعداد دسترسی به تسهیلات بانکی توسط بخش خصوصی باعث افزایش ضریب جینی و بدتر شدن نابرابری می‌شود. احتمالاً دلیل آن می‌تواند صرف تسهیلات در فعالیت‌های غیرمولد یا واحدهای سرمایه‌بر باشد؛ بنابراین این فرضیه رد می‌شود.

متغیر عمق مالی۱، نسبت ارزش تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص، اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد؛ بدین‌معنا که افزایش این نسبت منجر به افزایش نابرابری درآمدی استان‌ها می‌شود. احتمالاً دلیل آن می‌تواند ساختار اقتصادی نامناسب، ضعف بخش خصوصی در جذب و مدیریت منابع، انگیزهٔ بالای فساد و رشوه‌خواری و نظارت و کنترل ضعیف بر سیستم وام‌دهی باشد؛ بنابراین این فرضیهٔ رد می‌شود. این نتیجه با مطالعات «درمیگو» و «کانت» و «لوین»[1] (۲۰۰۹) و «گالور» و «مواف»[2] (۲۰۰۴) سازگار است.

متغیر عمق مالی ۲، نسبت ارزش معاملات بورس اوراق بهادار شرکت‌های منتخب به تولید ناخالص استان‌ها، اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد؛ بدین‌معنا که افزایش این نسبت منجر به کاهش در نابرابری درآمدی شهری استان‌ها می‌شود؛ این فرضیه قبول می‌شود. این نتیجه با مطالعهٔ لوین (۱۹۹۱) و اسمیت و استار[3] (۱۹۹۵) سازگار است.

متغیر آزادسازی مالی ۱، نرخ بهرهٔ بلندمدت سیستم بانکی، اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد. بدین‌معنا که افزایش در نرخ بهره بلندمدت طی دورهٔ مطالعه باعث کاهش نابرابری درآمدی شهری در استان‌ها می‌شود.

معکوس متغیر آزادسازی مالی ۲، تعداد کارگاه‌های صنعتی خصوصی استان‌ها (خصوصی‌سازی) با داشتن ضریب منفی نشان می‌دهد که خود متغیر اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه داشته است؛ به‌عبارتی افزایش در تعداد کارگاه‌های خصوصی منجر به افزایش نابرابری درآمدی شهری در استان‌ها شده است.

تغییرات شاخص بی‌ثباتی، نوسانات قیمت سهام شرکت‌های منتخب طی دورهٔ موردمطالعه، اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها دارد؛ بدین‌معنا که افزایش در تغییرات نوسانات قیمت سهام شرکت‌های منتخب استان‌ها منجر به کاهش نابرابری درآمدی شهری شده است.

مجذور نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه دارد؛ به‌عبارتی افزایش در این نسبت منجر به افزایش میزان نابرابری درآمدی شهری در استان‌ها می‌شود. این نتیجه با یافته‌های رضایی و همکاران (۱۳۹۲) و نادمی و حسنوند (۱۳۹۴) سازگار است. منبع بودجهٔ

---

[1]. Kant and levin
[2]. Galor and Moav
[3]. Smith and stat

دولت معمولاً درآمدهای نفتی است که احتمالاً باتوجه به نظارت و کنترل ضعیف که در توزیع هزینه‌های پرداختی دولت برای هر استان وجود دارد، احتمال افزایش فاصلهٔ طبقاتی طی افزایش این درآمدها نیز موجود است.

متغیر تجارت آزاد، نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استان‌ها اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها دارد؛ بنابراین افزایش در این نسبت منجر به کاهش در میزان نابرابری درآمد شهری استان‌ها شده است.

متغیر تورم، اثر مثبت و معناداری بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه داشته است؛ به‌عبارتی افزایش تورم در استان‌ها منجر به افزایش نابرابری درآمدی در آن‌ها شده است.

تغییرات مجذور لگاریتمی تولید سرانه، نسبت تولید ناخالص داخلی به جمعیت استان، اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها طی دورهٔ موردمطالعه داشته است؛ به‌عبارتی افزایش این نسبت در استان‌ها منجر به افزایش نابرابری شده است. طبق مطالعات «پاگانو»[1] (۱۹۹۳) درکشورهای درحال‌توسعه به علت نداشتن ساختار مالی کامل، توسعه‌مالی در مراحل اولیهٔ توسعه بر افزایش نابرابری درآمدی تأثیرگذار است. این نتیجه با یافته‌های شکری (۱۳۸۸) و پیرایی (۱۳۸۵) و عادلی (۱۳۸۴) سازگار می‌باشد.

متغیر سرانهٔ فاصله از مرکز (تهران) اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی شهری استان‌ها دارد؛ بنابراین طبق نظریهٔ قطب رشد و رخنهٔ توسعه به پیرامون، افزایش سرانهٔ فاصله از مرکز موجب کاهش نابرابری درآمدی شده است.

## ۱-۷. پیشنهادهای سیاستی و مطالعاتی

اکنون باتوجه‌به نوع تأثیرگذاری هرکدام از ابعاد توسعه‌مالی بر ضریب جینی شهری استان‌ها، توصیه‌های سیاستی زیر بیان می‌شوند تا بتوان با استفاده از مطالعهٔ حاضر به بهبود وضعیت موجود کمک کرد.

- بهبود روش‌های وام‌دهی و تسهیلات آسان‌تر به‌منظور برای قشر فقیر و افزایش نظارت و کنترل بر سیستم وام‌دهی بانک‌ها.
- آموزش بازارهای مالی به سرمایه‌گذاران تازه‌کار و افزایش دانش و اطلاعات در زمینهٔ بازارهای مالی.
- تشویق افراد برای ورود به این بازار و کاهش ریسک نقدینگی و تنوع سبدهای دارایی.
- برخی استان‌های منتخب تحقیق، شرکت فعال در بازار بورس اوراق بهادار را نداشته‌اند، با توجه تأثیرگذاری مثبت متغیر نسبت ارزش معاملات به تولید بر کاهش نابرابری استان‌ها در این تحقیق، گسترش و توسعهٔ هرچه بیشتر شرکت‌های بورسی فعال در این استان‌ها نظیر، کهگیلویه‌وبویراحمد، سیستان‌وبلوچستان و گلستان توصیه می‌شود.

[1]. Pagano

## سپاسگزاری

بدین‌وسیله از معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز که در انجام این تحقیق مؤلف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.

## تضاد منافع

نویسندگان مقاله اعلام می‌کنند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.

## منابع مالی

این مقاله بخشی از پایان‌نامهٔ کارشناسی‌ارشد است که توسط معاونت پژوهشی دانشگاه شهید چمران اهواز با شمارهٔ گرنت SCU.EE1400.30460 حمایت مالی شده است.

## کتابنامه

- ابراهیمی، محسن؛ و آل‌مراد، محمود، (۱۳۹۰). «توسعه بازار های مالی و نابرابری درآمد در ایران». *پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۲ (۶): ۱۰۹-۱۳۲.
- افشاری، زهرا؛ و بیک‌زاده، سمانه، (۱۳۹۵). «توسعه‌مالی، نابرابری درآمدی و فقر در ایران. سیاست‌های پیشرفت اقتصادی». ۵ (۱): ۹-۲۸.
- امیری، سعیده، (۱۳۹۵). «تأثیر تسهیلات بانکی بر توزیع درآمد در کشور های منتخب». پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، دانشکدهٔ اقتصاد و حسابداری.
- آذربایجانی، کریم؛ نجفی، زهرا؛ و جمالی، سمیه، (۱۳۹۸). «بررسی اثر توسعه‌مالی بر سطح فقر: شواهدی از کشورهای عضو کنفرانس اسلامی». *سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۱ (۲۱): ۱۷۱-۱۹۴.
- آذری‌کیان، حسین؛ و منیره، دیزجی، (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر فقر در کشورهای درحال توسعه منتخب». *اقتصاد کاربردی*، ۶ (۱۸): ۵۵-۶۶.
- بتول، رفعت؛ و الهه، جزی‌زاده، (۱۳۹۵). «بررسی اثر توسعه‌مالی استانی بر توزیع درآمد استانی در ایران». *تحقیق‌های رشد و توسعه پایدار (تحقیق‌های اقتصادی سابق)*، ۱۶(۳): ۲۹-۴۶.
- پیرایی، خسرو؛ و قناعتیان، آزاده، (۱۳۸۵). «اثر رشد اقتصادی بر فقر و نابرابری درآمد در ایران، اندازه‌گیری شاخص رشد به نفع فقر». *تحقیق‌های اقتصادی ایران*، ۸ (۲۹): ۱۱۳-۱۴۱.
- توکلیان، حسین؛ و صیامی‌عراقی، ابراهیم، (۱۳۹۹). «تعیین قاعده مالی برای دولت در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۹(۳۵): ۱-۳۹. doi: 10.22084/aes.2020.20993.3012

– جابری‌خسروشاهی، نسیم؛ محمدوند ناهیدی، محمدرضا؛ و نوروزی، داود، (۱۳۹۱). «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد در ایران». *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۲ (۶): ۱۷۳–۲۰۸.

– حسین، اختر؛ و چودری، انیس، (۱۳۸۲). *سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای درحال‌توسعه*. ترجمه: محمد آسیایی و مسعود باباخانی، انتشارات تحقیق‌کدهٔ امور اقتصادی.

– حسینی، سید مهدی؛ و خزاعی، صادق، (۱۳۹۳).«تأثیر توسعه‌مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکو»/ *تحقیقات توسعه اقتصادی*، ۱۶: ۲۲–۱.

– خوشنودی، عبدالله؛ دشتبان فاروجی، مجید؛ و اسعدی، زهرا، (۱۳۹۸). «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد شهری و روستایی در ایران: رویکرد GMM». *فصلنامه علمی–تحقیقی تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۱۱(۴): ۷۱–۹۸.

– دهمرده، نظر؛ و شکری، زینب، (۱۳۸۹). «اثرات توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در ایران». *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقصادی*، ۱۸ (۵۴): ۱۴۷–۱۶۴.

– سالم، علی‌اصغر؛ و عرب‌یارمحمدی، جواد، (۱۳۹۰). «بررسی رابطه توسعه‌مالی و توزیع درآمد در اقتصاد ایران». *روند تحقیق‌های اقتصادی*، ۱۹ (۵۸): ۱۲۸–۱۵۱.

– سیفی‌پور، رویا؛ و رضایی، محمدقاسم، (۱۳۹۰). «بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها». *تحقیقنامه مالیات*، ۱۹ (۱۰): ۱۲۱–۱۴۲.

– صامتی، مجید؛ و السادات سجادی، زهرا، (۱۳۸۹). «تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری توزیع درآمد: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه». *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۷ (۱۴): ۱۳۰–۱۴۸.

– طیب‌نیا، علی؛ زارعی، عباس؛ و یاری، حمید، (۱۳۸۹). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمدی، مطالعه موردی کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا». *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی* ۶ (۲): ۱۳۷–۱۵۴.

– عصاری، عباس، و همکاران، (۱۳۸۷). «توسعه‌مالی و رشد اقتصادی». *تحقیقات اقتصادی*، ۸۲: ۱۶۱.

علمی، زهرا؛ و آریانی، فائزه، (۱۳۹۲). «اثر توسعه‌مالی بر توزیع درامد در ایران». *پژوهشنامه بازرگانی*، ۶۹: ۱۳۳–۱۵۸.

– قنبری، علی؛ آقایی، مجید؛ رضاقلی‌زاده، مهدیه؛ (۱۳۹۰). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر توزیع درآمد در ایران». *پژوهشنامه اقتصادی*، (۴۰)۱۱: ۲۹–۱.

– مریدی، زینب؛ فتاحی، شهرام، و سهیلی، کیومرث، (۱۳۹۹). «تأثیر توسعه بازار سهام بر دهک‌های بالا و پایین درآمدی». *راهبرد مدیریت مالی*، ۸ (۲۸): ۹۸–۱۲۰.

– مهدوی‌عادلی، محمدحسین، و رنجبرکی، علی، (۱۳۸۴). «بررسی رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران». *تحقیقنامه اقتصادی*، ۵ (۳: ۱۸): ۱۱۳–۱۳۷.

– میرباقر هیر، میرناصر؛ و شکوهی‌فرد، سیامک، (۱۳۹۵). «بررسی تطبیقی اثرات توسعه‌مالی برتوزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی، رویکرد داده‌های تابلویی». *رشد و توسعه اقتصادی*، ۷ (۲۵): ۹۷–۱۱۲.

– نیکوقدم، مسعود؛ و ابوترابی، محمدعلی، (۱۳۹۸). «تأثیر تورم بر رابطه علّی توسعه‌مالی–رشد اقتصادی در ایران». *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹): ۲۶۹–۲۹۹. doi: 10.22084/aes.2019.17671.2752

– همایونی‌فر، مسعود؛ چشمی، علی؛ و یاقوتی‌جعفراباد، فاطمه، (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر توسعه‌مالی بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی». *مطالعات اقتصاد اسلامی*، ۹ (۱): ۳۷–۵۸.

- Afshari, Z. & Azari, S., (2017). "Financial Development, Income Inequality and Poverty in Iran". *Iranian Economic Development Analyses*, 5(1): 9-28. doi: 10.22051/edp.2018.20989.1162 (in persian)

- Assari, A., (2009). "Impact of Financial Developments on Poverty and Inequality in OPEC Countries". *The Economic Research,* 9(3): 29-51. (in Persian)

- Azarbayjani, K.; Najafi, Z. & Jamali, S., (2019). "On the effects of financial development on poverty: Empirical evidence from the member countries of the Islamic conference". *The Journal of Economic Policy,* 11(21): 171-194. doi: 10.22034/epj.2019.1546 (in Persian)

- Azarikian, H. & Dizji, M., (2016). "Investigating the impact of financial development on poverty in selected developing countries". *Applied Economics,* 6(18): 55-66 (in Persian)

- Banerjee, A. V. & Newman, A. F., (1993). Occupational Choice and the Process.

- Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R., (2004). *Finance, inequality, and poverty:* Cross-country evidence: The World Bank.

- Beck, T.; Demirgüç-Kunt, A. & Levine, R., (2007). "Finance, inequality and the poor". *Journal of economic growth,* 12(1): 27-49

- Bencivenga, V. R.; Smith, B. D. & Starr, R. M., (1995). "Transactions costs, technological choice, and endogenous growth". *Journal of economic theory,* 67(1): 153-177.

- Chakroun, M., (2020). "Threshold effects in the relationship between financial development and income inequality". *International Journal of Finance & Economics*.

- Chiu, Y.-B. & Lee, C.-C., (2019). "Financial development, income inequality, and country risk". *Journal of International Money and Finance,* 93: 1-18.

- Dashtban, M.; Khoshnoodi, A. & Asaadi, Z., (2019). "The effect of financial development on urban and rural income inequality in Iran: A GMM Approach". *Agricultural Economics Research,* 11(44): 71-98. (in Persian)

- Dehmardeh, N. & Shukri, Z., (2009). "Effects of financial development on income distribution in Iran". *Quarterly journal of economic research and policies,* 18(54): 147-164. (in Persian)

- Demirgüç-Kunt, A.; Beck, T. & Honohan, P., (2008). *Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access.* Washington, DC: World Bank.

- Ebrahimi, M. & Ale Murad, M., (2011). "Financial Markets Development and Income Inequality in Iran". *Journal of Monetary and Banking Research,* 2(6): 109-132 (in Persian).

- Elmi, Z. & Ariyani, F., (2014). "Financial Development and the Distribution of Income in IRAN". *Iranian Journal of Trade Studies,* 18(69): 133-158. (in Persian)

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

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

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

- Homayonifar, M.; Cheshmi, A. & Yaqouti Jafarabad, F., (2015). "Investigation of the effect of financial development on income inequality in selected Islamic countries". *Two quarterly research-scientific journals of Islamic economic studies,* 9(1): 37-58. (in Persian)

- Hossein, A. & Chowdary, A., (2003). *Monetary and financial policies in developing countries.* translated by: Mohammad Asiai and Masoud Babakhani, Publications of the Research Institute of Economic Affairs. (in Persian)

- Jung, S. M. & Vijverberg, C.-P. C., (2019). Financial development and income inequality in China–A spatial.

- Kavya, T. & Shijin, S., (2020). *Economic development, financial development, and income inequality nexus.* Borsa Istanbul Review.

- King, R. G. & Levine, R., (1993). "Finance and growth: Schumpeter might be right". *The quarterly journal of economics*, 108(3): 717-737.

- Kuznets, S., (1955). "Economic growth and income inequality". *The American economic review*, 45(1): 1-28 .

- Levine, R. & Zervos, S., (1998). "Stock markets, banks, and economic growth". *American economic review*: 537-558.

- McKinnon, R. I., (1973). *Money and Capital in Economic Development.* New Haven, CT: Yale University Press.

- Mirbagheri Hir, M. & Shokohifard, S., (2016). "A Comparative Study of The Effects of Financial Development on Income Distribution and Poverty in Islamic Selected Countries (Panel Data Approach)". *Economic Growth and Development Research,* 7(25): 97-112. (in Persian)

- Mishkin, F. S., (2007). *The economics of money, banking, and financial markets*. Pearson education.

- Moridi, Z.; Fattahi, S. & Sohaili, K., (2020). "The Effect of Stock Market`s Development on Upper and Lower Income Deciles". *Financial Management Strategy*, 8(1)": 117-142. doi: 10.22051/jfm.2019.24331.1955 (in Persian).

- Nikooghadam, M. & Aboutorabi, M. A., (2019). "The Effect of Inflation on Finance-Growth Causality in Iran". *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 8(29): 269-299. doi: 10.22084/aes.2019.17671.2752 (in Persian).

- OECD, E., (2015). "How to restore a healthy financial sector that supports long-lasting, inclusive growth?". *OECD Economics Department Policy Notes,* 27.

- Piraee, K. & Ghana'atian, A., (2007). "The Effect of Economic Growth on Poverty and Income Inequality: Measurement of Pro-poor Growth in Urban and Rural Areas of Iran". *Iranian Journal of Economic Research,* 8(29): 113-141. (in Persian).

- Rafat, B. & Jazizadeh, E., (2016). "The Effect of Financial Development on Income Distribution in Iranian Provinces". *The Economic Research,* 16(3): 29-46. (in Persian).

- Samati, M. & Al Sadat Sajjadi, Z., (2010). "The effect of financial development on the inequality of income distribution: a case study of selected developing countries". *Macroeconomic Research Letter,* 7(14): 130-148. (in Persian).

- Schumpeter, J. A., (1911). *The Theory of Economic Development*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Schwartz, A. J., (1998). "Why financial stability depends on price stability". In: *Money, prices and the real economy* (34: 41). Edward Elgar.

- Seifeepour, R. & Rezaee, M., (2011). "An Analysis of the effective factors on income distribution in Iran with the emphasis on taxes". *Journal of Tax Research,* 19(10): 121-142. (in Persian).

- Seven, U. & Coskun, Y., (2016). "Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries". *Emerging Markets Review,* 26: 34-63.

- Shaw, E. S., (1973). Financial deepening in economic development.

- Taeibnia, A.; Zareei, A. & Yari, H., (2010). "The Effect of Financial Development on Income Inequality: A Case Study for the Middle East and North African Countries". *The Journal of Economic Studies and Policies,* 0(18): 137-154. doi: 10.22096/esp.2010.26225 (in Persian).

- Tavakolian, H. & Mohammadi, T., (2020). "Determining The Fiscal Rule Of The Budget Balance For The Iran Economy, Stochastic Dynamic General Balance Approach (Dsge)". *Quarterly journal of economic research and policies,* 9(35): doi: 10.22084/aes.2020.20993.3012 (in persian)

- Zhang, R. & Naceur, S. B., (2019). "Financial development, inequality, and poverty: Some international evidence". *International Review of Economics & Finance,* 61: 1-1.