

Original Article

The effects of financial inclusion on economic growth and stability in the provinces of Iran

Tahmoures Elyasi Bakhtiari*, Abbas Memarnejad**,
Farhad Dejpasand+, Farhad Ghaffari*

DOI

Received:
22/06/2024

Accepted:
14/10/2024

Keywords:
Financial Inclusion,
Growth, Economic
Stability, Panel Vector
Autoregression Method
With Distribution
Intervals

JEL Classification:
G32, G10, F37, F41

Abstract

In recent decades, the issue of strengthening the financial inclusion of the public in accessing financial services has become one of the priorities of policy makers and senior managers. The reason for the importance of this issue is that the strengthening of financial inclusion provides access to financing services for all income groups (including the poor), and this can strengthen the economic growth of countries and increase economic prosperity in the medium and long term. Therefore, in this study, the effects of financial inclusion on economic growth and stability in 30 provinces of the country during the period of 2006-2021 have been investigated using the vector autoregression method with distribution breaks, fully modified ordinary least squares and vector error correction. The results of the estimation of economic growth and stability model show that financial inclusion has increased economic stability and economic growth in the long term. It can be argued that financial inclusion from both supply and demand channels has increased economic stability, growth, and development of investments. This impact can come from providing favorable financial services, improving and upgrading the financial system.

* PhD Candidate in Economics, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, tahmoures.elyasi@srbiau.ac.ir

** Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, (Corresponding Author) memarnejad@srbiau.ac.ir

+ Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, f_dejpasand@sbu.ac.ir

* Associate Professor of Economics, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, ghaffari@srbiau.ac.ir

How to Cite: Elyasi Bakhtiari T., Memarnejad, A., Dejpasand, F. & Ghaffari F. The effects of financial inclusion on economic growth and stability in the provinces of Iran. *Economic Modeling*, 18(66): 25-56.

1. Introduction

One of the characteristics of most developing countries is that they have an unstable economic environment. In the discussions related to economic growth and development, the issue of economic instability has a special role. By establishing an environment without economic fluctuations, economic growth can provide, which is the basis of the economic development of any country. Financial inclusion effectively and efficiently allocates resources (labor, capital, technology, etc.) from surplus sectors to deficit sectors, which leads to the development of savings and investment, which in turn promotes economic growth and stability. In general, financial inclusion is usually considered as an important factor of economic growth.

2. Research method and data

In this study, the effects of financial inclusion on economic growth and stability in 30 provinces of the country during the period of 2006-2021 have been investigated using the vector autoregression method with distribution breaks, fully modified ordinary least squares and vector error correction.

3. Analysis and discussion

In estimating equations by VECM, The results of estimating the short-term and long-term relationships of the effects of financial inclusion and other explanatory variables on economic stability show that with the increase of the financial inclusion index in the long term, economic stability decreases by 0.59 units. It seems that the increase of monetary and banking variables endangers financial and economic stability. In the short term, this relationship is not significant.

In addition, the results of estimating short-term and long-term relationships of the effects of financial inclusion and other explanatory variables on economic growth show that by increasing the financial inclusion index in the long term, economic growth increases by 0.35 units. This issue is analyzed from several angles; on the one hand, financial inclusion as access to services and financial resources creates investment opportunities. On the other hand, the increase in demand for financial products leads to an increase in economic growth.

Based on the coefficients estimated in the panel causality test in the economic stability equation, the effect of household income variables, inflation rate and unemployment rate on economic stability are positive, negative and negative respectively are. However, financial inclusion and population growth rate have positive and negative effects on economic stability in the short term, respectively, which are not significant. According to the results of ECT, it can say that the speed of adjustment towards long-term equilibrium in the economic stability equation is 21.84%, which is significant at the 95% level. In other words, in each period, only 21.84% of the imbalances in the system are resolved to long-term balance.

In the financial inclusion equation, the changes in the household income variable are positive and significant, and the coefficient of the error correction component of this model is statistically significant at a high level of confidence and indicates that in each

period 11.39 percent of Deviations in the system remove to achieve long-term balance. In the inflation rate equation, economic stability and household income have a positive and significant effect, but financial inclusion has a negative and significant effect. The adjustment speed of the variables from short to long term is about 54.57%. In the unemployment rate equation, only the inflation rate variable has a negative and significant effect. The error correction factor in this equation is 45.38%. The rest of the variables did not have a significant relationship.

4. Conclusion

In this study, the principal component analysis method used to estimate the financial inclusion index. Its results also indicate that this index is higher in Tehran province and lower in Sistan and Baluchistan province.

The results of the estimation of the economic stability model show that, in the long term, economic stability has decreased, and this relationship was positive but meaningless in the short term. It can argue that with the increase in access to financial services and the increase in the number of people with deposit accounts, the rate of withdrawal from the account has decreased in times of pressure; on the other hand, providing small loans has a lower systemic risk than large loans. Also, with access to better risk management tools, it indirectly improves the resilience of financial institutions. All these channels will improve economic stability.

The results of the estimation of the economic growth model show that, in the long term, the economic growth has increased, and this relationship has been positive and significant in the short term as well. It can argue that financial inclusion from both supply and demand channels has increased economic growth and development of investments. This impact can come from providing good financial services, improving and upgrading the financial system.

Funding

There is no funding support.

Declaration of Competing Interest

The authors have no conflicts of interest to declare that are relevant to the content of this article.

Acknowledgments

We extend our gratitude to the journal members and anonymous reviewers for their invaluable contributions to improving the quality of this article.

پژوهشی

آثار فراگیری مالی بر رشد و ثبات اقتصادی در استان‌های ایران^۱

طهمورث الیاسی بختیاری^{*}، عباس معمارنژاد^{**}، فرهاد دژپسند[†]، فرهاد غفاری[‡]

DOI

چکیده

در دهه‌های اخیر مسئله تقویت فراگیری مالی عموم مردم در دسترسی به خدمات مالی به یکی از اولویت‌های سیاستگذاران و مدیران ارشد تبدیل شده است. دلیل اهمیت این موضوع آن است که تقویت فراگیری مالی زمینه دسترسی تمامی گروه‌های درآمدی (شامل فقرا) به خدمات تأمین مالی را فراهم می‌کند و این در میان‌مدت و بلندمدت می‌تواند زمینه تقویت رشد اقتصادی کشورها و افزایش رفاه اقتصادی عموم مردم را فراهم کند. لذا در این مطالعه به بررسی آثار فراگیری مالی بر رشد و ثبات اقتصادی در ۳۰ استان کشور در دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۵ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با وقعه‌های توزیعی، حداقل مرباعات معمولی کاملاً اصلاح شده و تصحیح خطای برداری پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل رشد و ثبات اقتصادی نشان می‌دهد، فراگیری مالی در بلندمدت باعث افزایش ثبات اقتصادی و رشد اقتصادی شده است. می‌توان استدلال کرد که فراگیری مالی هم از کanal عرضه و هم از کanal تقاضا باعث افزایش رشد و ثبات اقتصادی و توسعه سرمایه‌گذاری‌ها شده‌اند. این اثرگذاری می‌تواند از طریق ارائه خدمات مالی مطلوب، بهبود و ارتقای سیستم مالی حاصل شود.

تاریخ دریافت:

۱۴۰۳/۰۴/۰۲

تاریخ پذیرش:

۱۴۰۳/۰۷/۲۳

واژگان کلیدی:

فراگیری مالی، رشد، ثبات
اقتصادی، روش خودرگرسیون
برداری با وقعه‌های توزیعی
پانلی

JEL:

F41، F37، G10، G32

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی

^۱ این مقاله مستخرج از رساله دکتری طهمورث الیاسی بختیاری به راهنمایی دکتر عباس معمارنژاد، دکتر فرهاد دژپسند و مشاوره دکتر فرهاد غفاری در دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات است.

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، tahmoures.elyasi@srbiau.ac.ir

** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

memarnejad@srbiau.ac.ir

f_dejpasandi@sbu.ac.ir

ghaffari@srbiau.ac.ir

+ دانشیار گروه اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

× دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

۱. مقدمه

یکی از ویژگی‌های بیشتر کشورهای درحال توسعه، محیط اقتصادی بی ثبات و توام با نوسانات شدید است. در مباحث مربوط به رشد و توسعه اقتصادی مسئله بی ثباتی اقتصادی جایگاه ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. با برقراری محیطی امن و بدون نوسانات اقتصادی می‌توان زیربنایی برای رشد اقتصادی فراهم کرد که پایه و اساس توسعه اقتصادی هر کشوری است. فرآگیری مالی به طور مؤثر و کارا منابع (نیروی کار، سرمایه، تکنولوژی و غیره) را از بخش‌های مازاد به بخش‌های دارای کسری تخصیص دهد که به توسعه پس انداز و سرمایه‌گذاری منجر شده که آن هم به نوعی خود رشد و ثبات اقتصادی را ارتقا می‌دهد. به طور کلی فرآگیری مالی معمولاً موتور مهم رشد اقتصادی است (کلسانس و پرووتی^۱، ۲۰۰۷).

در ایران اگرچه به صورت غیرمستقیم، توسعه برخی از اجزای فرآگیری مالی مورد توجه بوده و اطلاعات مربوط به برخی از شاخص‌ها نیز موجود است، اما تاکنون این موضوع کمتر به صورت یکپارچه و در قالب مفهوم «فرآگیری مالی» مورد توجه سیاستگذاران یا محققان قرار گرفته است. اگرچه، فرآگیری مالی اخیراً مورد توجه سیاستگذاران، محققان و سایر ذینفعان در سطح جهان قرار گرفته و نهادهای بین‌المللی از جمله بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول تلاش‌های گسترشده‌ای را در راستای گسترش ادبیات موضوع و بررسی شواهد تجربی مرتبط با آن انجام داده‌اند، اما تدوین استراتژی ملی فرآگیری مالی (NFIS) می‌تواند این اقدامات را به صورت هدفمند و یکپارچه دنبال کند. از آن جاکه فرآگیری مالی با بیشتر نظریه‌های مربوط به رشد فرآگیر اقتصادی و توسعه پایدار همبستگی داشته و در هم‌تنیده است، نقش اصلی آن به طور گسترشده‌ای توسط رهبران و سیاستگذاران جهانی شناخته شده است. بنابراین بررسی این مفهوم و تعیین نقش قابل توجه آن بر متغیرهای مهمی که عنوان شد، می‌تواند راهنمای راهگشای مؤثری در راستای سیاستگذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی به حساب آید. ازین‌رو در مقاله حاضر به بررسی آثار فرآگیری مالی بر رشد و ثبات اقتصادی در ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۵ پرداخته شده است.

سازماندهی مقاله حاضر به این ترتیب است؛ در بخش دوم به مبانی تئوریک موضوع پرداخته خواهد شد، بخش سوم به پیشینه‌های تجربی در داخل و خارج از ایران اختصاص دارد. در بخش چهارم ضمن معرفی روش‌شناسی پژوهش به معرفی متغیرها و مدل پرداخته می‌شود. در بخش پنجم، یافته‌های تجربی و در بخش ششم، نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

طبق تعریف بانک جهانی (۲۰۱۷) فرآگیری مالی بدین معناست که بزرگسالان به انواع مختلف خدمات مالی مناسب دسترسی دارند و می‌توانند به طور مؤثر از آنها استفاده کنند. چنین خدماتی باید به صورت مسئولانه و ایمن برای مصرف‌کننده‌ها و به صورت پایدار برای ارائه‌دهنگان در یک محیط به خوبی و قاعده‌مند ارائه گردد. در پایین‌ترین سطح خود، فرآگیری مالی با داشتن حساب سپرده یا حساب معاملاتی (حساب جاری) در بانک یا سایر موسسات مالی یا ارائه‌دهنگان خدمات پول موبایلی آغاز می‌شود که می‌تواند برای انجام و دریافت پرداخت‌ها و ذخیره یا پس انداز

^۱ Claessens and Perotti

پول استفاده شود. داشتن حساب همچنان موضوع مهمی است، زیرا در سال ۲۰۱۴ دو میلیارد نفر یا ۳۸ درصد از بزرگسالان گزارش کرده‌اند که هیچ حسابی ندارند (دمیرکیو و همکاران^۱، ۲۰۱۵). فراغیری مالی دسترسی به اعتبارات و استفاده از محصولات بیمه را نیز شامل می‌شود. دسترسی به اعتبارات نهادهای مالی رسمی به بزرگسالان اجازه می‌دهد که در آموزش و فرصت‌های کسب‌وکار سرمایه‌گذاری کنند، همچنین استفاده از محصولات بیمه رسمی به مردم اجازه می‌دهد که ریسک‌های مالی را بهتر مدیریت کنند.

درادامه به بررسی اثرات این شاخص بر رشد اقتصادی و ثبات اقتصادی پرداخته می‌شود:

۱-۲. آثار فراغیری مالی بر رشد اقتصادی

طبق تئوری‌ها، فراغیری مالی شرایط را برای رشد اقتصادی از طریق کanal عرضه (موتور رشد اقتصادی است) و تقاضا (رشد تقاضا برای محصولات مالی افزایش می‌دهد) فراهم می‌کند (دابلانوریس و همکاران^۲، ۲۰۱۵؛ فرجزاده اولقی و نقیبی، ۱۳۹۷). علاوه بر این، یک سیستم مالی توسعه‌یافته خوب، دسترسی به وجود را افزایش می‌دهد، به موجب آن عوامل اقتصادی به بودجه خود دسترسی دارند و نیازی نیست که با هزینه‌های بالا به منابع غیررسمی مانند وام‌هندگان متولّ شوند. یک ویژگی مهم فراغیری مالی همچنین شامل میزان دسترسی افراد و بنگاه‌ها به خدمات مالی مانند اعتبار، سپرده، پرداخت، بیمه و سایر خدمات مرتبط با امور مالی است. به خوبی ثابت شده است که نبود خدمات مالی و دامنه فعالیت‌های کارآفرینی خانوارها و بنگاه‌ها، به ویژه کارهای کوچک و متوسط را محدود می‌کند. در دهه ۱۹۱۰-۱۹۰۰ این دیدگاه وجود داشت که اگر اعتبار زیادی برای شروع مشاغل به مردم اعطای شود، درآمد بیشتری را به دنبال خواهد داشت که به رشد اقتصادی منجر می‌شود و درنتیجه توزیع نابرابری درآمد در صورت توزیع یکسان ثروت اقتصادی کاهش می‌یابد. با نبودن سیستم‌های مالی فراغیر، تله‌های فقر بروز می‌کند و مانع توسعه اقتصادی می‌شود (رحیم زاده و همکاران، ۱۴۰۱). به گفته شومپتر^۳، فراغیری مالی هزینه‌های منابع خارجی را برای بنگاه‌های وابسته به منابع مالی که باعث ایجاد فرصت برای شرکت‌های جدید می‌شوند کاهش می‌دهد و بنابراین نوآوری را ارتقاء می‌بخشد و از این‌رو رشد غیرمستقیم را افزایش می‌دهد. فراغیری مالی افراد فقیر را قادر می‌سازد بر محدودیتها و هزینه بالای تراکنش‌های مالی غلبه کند (معبودی، ۱۴۰۲). طبق گفته لوبن^۴ (۲۰۰۵)، تأمین و فراغیری مالی مستلزم پیشرفت در عواملی مانند: تولید اطلاعات قبلی در مورد سرمایه‌گذاری‌های احتمالی و تخصیص سرمایه، تسهیل تجارت، تنوع و مدیریت ریسک، تجمعی و هم‌افزایی و ادغام پس‌انداز و سهولت در مبادله کالا و خدمات است. همه این عوامل ممکن است بر تضمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و از این‌رو رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. با وجود این برای اینکه امور مالی بتواند راه خود را طی کند، باید یک سیستم مالی پایدار وجود داشته باشد، زیرا اعتماد به نفس را تقویت می‌کند و محیط مساعدی را برای سرمایه‌گذاران و وام‌گیرندگان ایجاد می‌کند. مک‌کینون^۵ (۱۹۷۳)، بر اهمیت بخش مالی مؤثر برای رشد اقتصادی تأکید کرد. با تأمین مالی فراغیر، می‌توان یک عامل تسهیل‌کننده برای موسسات مالی ایجاد کرد و سرمایه قابل انباست را افزایش داد. این سرمایه انباسته می‌تواند حداقل بدھی‌های کوتاه‌مدت را

¹ Demirguc-Kunt et al,

² Dabla- Norris. et al

³ Schumpeter

⁴ Levine

⁵ McKinnon

پوشش دهد و از خود در برابر شوک‌های مختلف محافظت کند. فرآگیری مالی تجمعی پسانداز را افزایش می‌دهد که منابع سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند. این اباحت پسانداز را برای وام سرمایه‌گذاران برای تأمین مالی فعالیتهای اقتصادی افزایش می‌دهد و به افزایش بازده منجر می‌شود (نوریس و همکاران^۱، ۲۰۱۵؛ گوهري و همکاران، ۱۳۹۷). علاوه‌بر افزایش پسانداز، فرآگیری مالی باعث افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها و خانواده‌ها می‌شود و درنتیجه باعث افزایش بهره‌وری تولید کل می‌شود. این افزایش در تولید کل از طریق تأمین اعتبار و به موقع مصرف کردن، سرمایه‌گذاری و بیمه در برابر شوک اتفاق می‌افتد. انتقال به موقع وجوده با به حداقل رساندن تحریف منابع ناشی از اصطکاک مالی ناشی از محدودیت در دسترسی و استفاده از خدمات مالی، کارایی را افزایش می‌دهد (محقق زاده و همکاران، ۱۳۹۷؛ نوریس و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین فرآگیری مالی مبتنی بر فناوری، هزینه‌های معاملات را کاهش می‌دهد و به افزایش استفاده از خدمات مالی منجر می‌شود. درنتیجه، تخصیص کارآمد وجوده در بین بخش‌ها را تسهیل می‌کند و درنتیجه هزینه‌های واسطه‌گری را کاهش می‌دهد که باعث تحریک سرمایه‌گذاری می‌شود. علاوه‌بر این شرکت‌های کوچک و متوسط را قادر می‌کند به جای تکیه بر منابع محدود یا مکانیسم‌های رسمی تأمین مالی محلی، از بودجه خارجی استفاده کنند (کارپویتز^۲، ۲۰۱۴).

شواهد تجربی و نظری متعددی نشان می‌دهد که میان توسعه مالی و رشد اقتصادی همبستگی مثبتی وجود دارد. نتایج مطالعات در سطوح کلان و در زیربخش‌ها نشان می‌دهند که فرآگیری مالی اثر مثبت و قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارد (ستی و آکاریا^۳، ۲۰۱۸؛ ساراواتی و همکاران^۴، ۲۰۲۰؛ چینودا و ماشامبا^۵، ۲۰۲۱). سرآغاز این بحث را می‌توان در مطالعات لوین (۱۹۹۷) یافت. وی رویکردی نظری در این خصوص ارائه کرده که نقطه شروع آن، نیاز به سیستم‌های مالی برای غلبه بر هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی است. در حقیقت، بدون واسطه‌های مالی، امکان دستیابی به اطلاعات و تحلیل آنها درخصوص فرصت‌های سرمایه‌گذاری دشوار است و این مسئله باعث عدم تخصیص بهینه سرمایه به فعالیت‌های اقتصادی متناسب با سوددهی آنها می‌شود. بنابراین، با توجه به متفاوت بودن هزینه‌ها و مبادلات، وجود انواع مختلفی از ابزارها، بازارها و مؤسسات در قالب یک سیستم مالی برای غلبه بر این نوع مشکلات ضرورت دارد. کارکرد اولیه این سیستم مالی، تخصیص منابع تحت شرایط نا اطمینانی است. علاوه‌بر آن، چگونگی به کارگیری پساندازها، تسهیل تجارت، مدیریت ریسک و نظارت بر مدیران از کارکردهای دیگر این سیستم مالی است. این کارکردها از دو کanal اباحت سرمایه و نوآوری فناوری بر رشد اقتصادی تأثیرگذار هستند. سیستم مالی در گام نخست با اثرگذاری بر نرخ پسانداز یا تبدیل پساندازها به انواع سرمایه، بر اباحت سرمایه اثرگذار است. سپس، برای مثال با ریسک باعث انگیزه برای ایجاد تغییرات و نوآوری‌های فناورانه می‌شود.

¹ Norris et al

² Karpowicz

³ Sethi and Acharya

⁴ Saraswati et al.

⁵ Chinoda & Mashamba

۲-۲. آثار فرآگیری مالی بر ثبات اقتصادی

شناسایی رابطه میان فرآگیری مالی و ثبات مالی و اقتصادی از اهمیت بسیاری برخوردار است و می‌تواند اطلاعات مفیدی را برای تنظیم، طراحی و به‌کارگیری سیاست‌ها و نیز جلوگیری از وقوع بحران‌های مالی فراهم کند. در واکنش به بحران مالی جهانی، تلاش‌های سیاستی عمدت‌های در زمینه مالی برای دستیابی به ثبات مالی در سطح اقتصاد کلان صورت گرفت. همزمان، سیاست‌گذاران تلاش‌های گسترده‌ای نیز برای شناسایی سیاست‌هایی که به ارتقاء فرآگیری مالی منجر می‌شود، انجام داده‌اند. علیرغم برخی هماهنگی‌ها در سطح کشورها و جهان، این دو مجموعه سیاست در برخی موقعیت به صورت موازی دنبال شده و روابط مثبت و منفی بین فرآگیری مالی و ثبات مالی اقتصاد کلان نادیده گرفته‌شده است. به‌طورکلی، در خصوص ارتباط میان فرآگیری مالی و ثبات مالی دیدگاه‌های متناقضی وجود دارد. یک دیدگاه این است که فرآگیری مالی بیشتر از طریق رشد سریع و غیرمسئولانه اعتبارات، باعث به خطر انداختن ثبات مالی می‌شود. گسترش سریع بخش‌های فاقد نظارت و کنترل در یک سیستم مالی ممکن است ثبات واسطه‌های مالی قانونمند و تحت نظارت را نیز مختل کند. در حقیقت، منافع حاصل از مشارکت در دوره‌های باثبات می‌تواند به هزینه‌های جانبی منفی در دوره‌های بحران تبدیل شود.

دیدگاه دیگر این است که فرآگیری مالی بیشتر، چندان باعث افزایش ریسک‌های سیستمی نمی‌شود؛ زیرا فرآگیری بیشتر، تنها باعث قرار گرفتن در معرض تعداد زیادی از متغیرهای محدود می‌شود که با ابزارهای موجود به‌طور نسبی قابل مدیریت و کنترل است. با این وجود، از آنجاکه فرآگیری مالی بر اثر بخشی سیاست پولی مؤثر است، ممکن است چالش‌هایی را برای بانک‌های مرکزی ایجاد کند. در مقابل رویکردهای فوق، دیدگاه‌های دیگر بیان می‌کند که بهبود فرآگیری مالی می‌تواند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم موجب افزایش ثبات شود. برای مثال هاوکینس^۱ (۲۰۰۶) استدلال می‌کند که بهبود دسترسی به منابع مالی، ثبات مالی را هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت افزایش می‌دهد. وی پیشنهاد می‌کند که برای بهبود دسترسی و ثبات به صورت همزمان، یک سیستم بانکداری که در آن انواع مختلف بانک‌ها، تنها تعداد محدودی از خدمات (برای مثال سپرده) را ارائه دهنده، ایجاد شود. در این چارچوب، پاسالی^۲ (۲۰۱۰) اعتقاد دارد که فرآگیری مالی بیشتر در پس‌اندازها، منابع مالی مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری را با کاهش اتکا به منابع مالی خارجی بهبود می‌دهد که این امر به ثبات بیشتر منجر می‌شود. هان و ملکی^۳ (۲۰۱۳) دریافتند که افزایش تعداد افراد دارای حساب سپرده می‌تواند نرخ برداشت از حساب در موقع فشار را کاهش دهد. در مورد اعتبارات نیز مورگان و پونتینس^۴ (۲۰۱۴) استدلال می‌کنند که وام‌دهی به کسب‌وکارهای کوچک و متوسط (SME) باعث کاهش مطالبات معوق (NPLs)^۵ و کاهش احتمال نکول مؤسسات اعتباری می‌شود؛ زیرا وام‌دهی به این نوع شرکت‌های کوچک و متنوع، ریسک سیستمی کمتری نسبت به وام‌های بزرگ ایجاد می‌کند. در همین راستا، مهروتا و یتمن^۶ (۲۰۱۴) به وجود یک اثر مثبت غیرمستقیم اذعان دارند، بدین صورت که دسترسی به ابزارهای بهتر مدیریت ریسک به‌طور غیرمستقیم باعث بهبود تابآوری مؤسسات مالی می‌شود؛ به عبارتی، تابآوری بیشتر و ام‌گیرندگان باعث

¹ Hawkins

² Pasali

³ Han & Melecky

⁴ Morgan & Pontines

⁵ Nonperforming Loans

⁶ Mehrotra and Yetman

تاب آوری بیشتر بانک‌ها می‌شود. بویگاف^۱ (۲۰۱۶) نیز هم‌راستا با این استدلال نشان دادند که کانال‌های غیرمستقیم دیگری نیز باعث ثبات مالی می‌شود. درمجموع، عده مطالعات و شواهد تجربی بر رابطه مستقیم میان فرآگیری مالی و ثبات اشاره دارد؛ اگرچه این امر مستلزم اتخاذ برخی ملاحظات سیاستی نیز می‌باشد. سیاست اقتصاد کلان مؤثر برای پایداری اقتصاد کلان ضرورت دارد که این موضوع خود لازمه تحقق رشد بادوام نیز است. سیاست‌های کلان مناسب می‌تواند احتمال وقوع دوره‌های رکود را کمتر یا طول این دوره‌ها را کوتاه‌تر کند که این امر بر رشد اقتصادی مؤثر است.

۳. مطالعات تجربی

۳-۱. مطالعات تجربی خارجی

هوانگ و همکاران^۲ (۲۰۲۴) در مطالعه خود تلاش کردند تا درک وسیع‌تری از چگونگی تأثیر عوامل مالی و اجتماعی بر ثبات اقتصادی را ارائه دهند. لذا این مطالعه تعامل بین سرمایه اجتماعی و فرآگیری مالی را در تقویت رشد پایدار بررسی کردند. نتایج نشان داد که مشارکت مالی همبستگی قوی و معناداری با سود مالی دارد و همچنین مشخص شد که تأثیر قابل توجه و معناداری بر رشد پایدار دارد. هوانگ و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه دیگری موضوع را برای ۶۰ کشور منتخب درحال توسعه پیگیری کرده و دریافتند؛ فرآگیری مالی تأثیر ضعیفی بر ثبات مالی در کشورهای در حال توسعه دارد. در مقابل، رقابت بین این کشورها نشان‌دهنده ظرفیت قابل توجهی برای تقویت ثبات مالی است. علاوه‌بر این مطالعه بر نقش محوری توسعه مالی تأکید می‌کند و آن را به عنوان محرك اصلی شناسایی می‌کند که فرآگیری مالی را قادر می‌سازد تا بر ثبات مالی در کشورهای درحال توسعه تأثیر مثبت گذارد.

مهند داود و همکاران^۳ (۲۰۲۴) به بررسی تأثیرات فرآگیری مالی و فناوری دیجیتال بر رشد اقتصادی می‌پردازند. آنها همچنین امکان استفاده از فناوری دیجیتال را برای بهبود کلی فرآگیری مالی و پر کردن شکاف جنسیتی در فرآگیری مالی بررسی کردند و شواهدی یافتند که نشان می‌داد فناوری دیجیتال تأثیر فرآگیری مالی بر رشد اقتصادی را از طریق افزایش استخدام مالی و همچنین پر کردن شکاف جنسیتی و فرآگیری مالی تکمیل می‌کند.

آفسنو و بلانکو آرانا^۴ (۲۰۲۴) فرآگیری مالی را با رشد اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته مرتبط دانستند. آنها بعد مختلف فرآگیری مالی را در چند دسته طبقه‌بندی کرده و دریافتند همه ابعاد فرآگیری مالی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند، لکن همه ابعاد به طور یکسان بر رشد اقتصادی تأثیر نمی‌گذارند. ابعاد «تعداد شعب بانک‌های تجاری» و «درصد تمرکز بانک‌ها» قویاً با رشد اقتصادی مرتبط هستند، درحالی که «نسبت اعتبار بانکی به سپرده‌های بانکی» و «تعداد سپرده‌گذاران نزد بانک‌های تجاری» تأثیر قابل توجه، اما نسبتاً کمتری در کشورهای کمتر توسعه یافته ایجاد می‌کنند.

هووا و همکاران^۵ (۲۰۲۳) یک شاخص فرآگیری مالی جهانی با استفاده از داده‌های بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول ساخته و یک رابطه U شکل معکوس بین فرآگیری مالی و ثبات مالی پیشنهاد دادند. آنها معتقدند که

¹ Bougatef

² Huang & et al

³ Mohd Daud & et al

⁴ Afonso & Blanco-Arana

⁵ Hua & et al

شواهد تجربی نیز از فرضیه‌های شناس پشتیبانی می‌کند و تأثیر فرآگیری مالی بر ثبات مالی تحت نظارت و مقررات قوی کمتر برجسته است. علاوه‌بر این، آنها از شاخص فرآگیری مالی ساخته شده، نسبت کفايت سرمایه، قدرت بازار و متغیرهای کلان اقتصادی برای شبیه‌سازی و پیش‌بینی بحران مالی استفاده کردند.

اونگ و همکاران^۱ (۲۰۲۲) به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه دیجیتال‌سازی فرآیندهای کسب‌وکار ممکن است باعث فرآگیری مالی در اقتصادهای با درآمد متوسط پایین آسیایی شود. آنها دریافتند که دیجیتال‌سازی فرآیندهای کسب‌وکار با استفاده از اشتراک‌های باند پهن، تلفن همراه و اینترنت با سرعت بالا بر فرآگیری مالی تأثیر می‌گذارد. همچنین دیجیتالی شدن فرآیندهای تجاری به طور قابل توجهی بر دسترسی مشاغل خصوصی به اعتبارات داخلی ارائه شده توسط بانک‌های آنها تأثیر می‌گذارد.

مهند داود و احمد (۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین فرآگیری مالی، فناوری دیجیتال و رشد اقتصادی می‌پردازنند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر مثبت و معنادار فرآگیری مالی و فناوری دیجیتال بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی وجود دارد. علاوه‌بر این، فناوری دیجیتال نقشی را در تکمیل آثار فرآگیری مالی بر رشد اقتصادی ایفا می‌کند، به این معنی که تلاش‌های آن‌ها باید در بهبود اکوسیستم‌های مالی از طریق زیرساخت فناوری دیجیتال صورت گیرد.

وانگ و لو^۲ (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی تأثیر فرآگیری مالی بر ثبات بانک‌ها در ۳۶ اقتصاد نوظهور پرداختند و دریافتند که توسعه فرآگیری مالی ثبات بانک‌ها را افزایش می‌دهد. در مقابل، قدرت دولتی قوی‌تر و محیط مالی سست‌تر ممکن است ریسک‌پذیری بالاتر یا ثبات بانکی پایین‌تر را در طول فرآیند فرآگیری مالی افزایش دهد. حانیف مالک و همکاران^۳ در مطالعه خود به بررسی نقش کیفیت حکمرانی در حفظ ثبات مالی و افزایش فرآگیری مالی در کشورهای آسیایی با استفاده از تئوری ذینفعان پرداختند. متغیرهای ترکیبی برای ابعاد کیفیت حاکمیت، ثبات مالی و فرآگیری مالی با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) ساخته شدند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که کیفیت حکمرانی بر فرآگیری مالی تأثیر منفی می‌گذارد، اما تأثیر مثبتی بر ثبات مالی دارد. علاوه‌بر این، فرآگیری مالی به طور مثبت بر ثبات مالی در آسیا تأثیر می‌گذارد.

چینودا و ماشاما^۴ (۲۰۲۱) روابط متقابل بین فرآگیری مالی و رشد اقتصادی و رقابت در صنعت بانکداری را به کمک رویکرد خود رگرسیون با وقفه توزیعی پانلی برای ۲۰ کشور آفریقایی بررسی قرار کردند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که رابطه مثبت و معناداری بین فرآگیری مالی و رشد اقتصادی در بلندمدت وجود دارد. درواقع این مطالعه نظریه رشد – پیش‌برنده تأمین مالی – را تأیید می‌کند. اما در کوتاه‌مدت، رشد اقتصادی به کاهش فرآگیری مالی منجر می‌شود.

ناگوارا^۴ (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به بررسی آثار فرآگیری مالی بر رشد اقتصادی در صحراه آفریقا با استفاده از مجموعه پانلی شامل ۲۵ کشور در حوزه صحراه آفریقا، برای دوره زمانی ۲۰۰۹–۲۰۱۴، حاکی از آن است که کشورهای آفریقایی مورد بررسی در این تحقیق می‌توانند با افزایش استفاده از فرآگیری مالی و فناوری مالی، رشد اقتصادی را افزایش دهند.

¹ Ong & et al

² Wang & Luo

³ Haneef Malik & et al

⁴ gg ulingwww

براؤنبریج و همکاران^۱ (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای بررسی آثار فراغیری مالی بر کanal‌های نرخ بهره، مکانیسم انتقال سیاست‌های پولی، با یک روش تصحیح خطای برداری پانلی برای دوره فصلی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۶ حاکی از آن است که اقتصادهایی با سطح بالاتری از فراغیری مالی، پاسخ‌های قوی‌تری نشان می‌دهند، اگرچه این لزوماً دلالت بر این ندارد که سطوح بالاتر فراغیری مالی، دلیلی بر سازوکارهای انتقال پولی قوی‌تر باشد، زیرا ممکن است درجه فراغیری مالی با سایر جنبه‌های توسعه همبستگی داشته باشد که همچینین بر مکانیسم انتقال پول تأثیر می‌گذارد.

سهٔتی و آچاریا^۲ (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین فراغیری مالی و رشد اقتصادی: شواهدی از کشورها از برخی از مدل‌های داده پانلی مانند اثر ثابت کشور، اثر تصادفی و اثر ثابت زمان و آزمون علیت پانلی نشان می‌دهد که رابطه‌ای مثبت و بلندمدت بین فراغیری مالی و رشد اقتصادی در ۳۱ کشور جهان وجود دارد.

کیم و حسن^۳ (۲۰۱۸)، در مطالعه خود با عنوان «بررسی رابطه علیت پویای بین توسعه مالی، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی؛ مقایسه موردنی دو کشور نفتی ایران و نروژ»، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری دو دوره مورد مطالعه برای ایران سال‌های ۱۹۶۷-۲۰۰۹ و برای نروژ سال‌های ۱۹۶۷-۲۰۰۶ رابطه علیت در کشور نروژ نشان می‌دهد در بلندمدت بین شاخص‌های اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و شدت تجاری رابطه دوسویه وجود دارد.

رضایی (۱۳۹۵)، در مطالعه خود به تبیین و بررسی تأثیر توسعه مالی، نسبت تجاری، سرمایه‌گذاری و نرخ بهره بر رشد اقتصادی پرداخته شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان‌دهنده رابطه مثبت و معنادار نرخ بهره و سرمایه‌گذاری داخلی با رشد اقتصادی است. همچنین رابطه مثبت و معنادار شاخص توسعه مالی با رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد.

صالحی‌فر و زمان (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «نقش فراغیری مالی در توسعه اقتصادی فراغیر»، با روش تحلیلی- توصیفی و با استفاده از مستندات و اطلاعات مربوط به سطح فراغیری مالی در کشورهای مختلف، دریافتند که آموزش و فرهنگ‌سازی به عنوان یک مولفه اساسی در کشورهایی که فراغیری مالی را در سیاست‌گذاری‌های خود تبیین می‌کنند، می‌تواند مقدمات لازم برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی فراغیر را به ارمغان آورد.

سارانی (۱۳۹۸) در پایان‌نامه خود تحت عنوان «رابطه شمول بازار مالی و بازبودن تجارت در ایران» نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت و منفی اقتصاد سایه بر باز بودن تجارت در بلندمدت و کوتاه‌مدت، نامتقارن بوده و این عدم تقارن به این صورت است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت، شوک مثبت اقتصاد سایه، تأثیر بیشتری نسبت به شوک منفی آن دارد، لذا بهتر است دولت جهت حفظ سطح موجود از طریق کنترل آن این تأثیر را کاهش دهد.

¹ Brownbridge et al

² Sethi & Acharya

³ Kim & Hassan

سموعی و همکاران (۱۳۹۹) به تحلیل اثرگذاری استانه‌های فراغیری مالی بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک پرداخته‌اند. برای برآورد الگوی پژوهش از روش رگرسیون پانل استانه‌های یکنواخت با داده‌های پانل استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در فراغیری مالی با سطح پایین‌تر، افزایش فراغیری مالی اثر معنادار و منفی بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک دارد، اما در رژیم دولت‌هایی با فراغیری مالی بزرگ‌تر، فراغیری مالی اثری مثبت بر رشد اقتصادی دولت‌ها دارد.

طبق مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده، فراغیری مالی دارای آثار غیرقابل انکاری بر توسعه و رشد اقتصادی است. در بسیاری از بخش‌ها، دسترسی گستردگر به خدمات مالی، به افراد و بنگاه‌ها اجازه می‌دهد تا از فرصت‌های کسب‌وکار بهره‌مند شوند، در تحصیلات سرمایه‌گذاری کنند، برای بازنیستگی پس انداز کنند و یا ریسک‌ها را پوشش دهند. در شرایطی که افراد با چالش‌هایی نظیر هزینه‌های مبادله‌ای بالا و عدم امنیت در استفاده از خدمات مالی غیررسمی یا نقدی مواجه باشند، فراغیری مالی می‌تواند با تسهیل دسترسی افراد به سیستم مالی رسمی، باعث غلبه بر این نوع مشکلات شود. لذا انتظار می‌رود در مقابله حاضر، ارتباط بین متغیرها در ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۵، طبق مبانی نظری در دوره بلندمدت باشند. حتی در داخل کشور نیز مطالعه منسجمی در این خصوص صورت نگرفته است. لذا در این مطالعه، به بررسی تأثیر فراغیری مالی بر متغیرهای مهمی همچون رشد و ثبات اقتصادی پرداخته شده تا ابعاد بهتری از این متغیر مشخص شود.

۴. روش‌شناسی پژوهش و معرفی مدل و متغیرها

۴-۱. روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌توزیعی پانلی

رهیافت مورد استفاده در برآوردهای این مطالعه، مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی پانلی است. در مواردی که ایستایی متغیرها از درجه‌های مختلف باشد، برآوردهای مختلف داده‌های پانل مانند اثرات ثابت، اثرات تصادفی و برآورد حداقل مربعات معمولی ادغام شده^۱ (Pooled OLS) نامناسب هستند. همچنین در برخی روش‌های یادشده مانند حداقل مربعات معمولی مختلط، عرض از مبدأ و ضرایب برای تمام مقاطع عرضی یکسان است. در روش اثرات ثابت نیز اگرچه عرض از مبدأ برای هر گروه یا کشور متفاوت بوده، اما دارای این محدودیت است که ضرایب برای تمام گروه‌ها یکسان است (بالاتاجی^۲، ۲۰۰۸). همچنین در صورتی که برخی متغیرهای مستقل، درون‌زا نیز باشند و یا جمله پسماند همبستگی داشته باشند، برآوردهای اثرات ثابت با مشکل اریب مواجه خواهد بود. همچنین مدل‌های اثرات ثابت دارای محدودیت در درجه آزادی هستند. در مقابل روش اثرات تصادفی با مشکلات کمتری از جمله درجه آزادی مواجه است، اما روش یاد شده با فرض محدودیت زمان رو به رو است (آرلانو^۳، ۲۰۰۳). به علاوه برآوردهای پویا مانند روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی^۴ (Panel GMM) برای مدل‌های پانل که دارای دوره زمانی طولانی هستند، مناسب نیستند (احمد و همکاران^۵، ۱۴۰۵).

¹ Pooled Ordinary Least Squares (pooled OLS)

² Baltagi

³ Arellano

⁴ Panel Generalized Methods of Moments (panel GMM)

⁵ Ahmed et al.

در مقابل، رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گستره پانلی، دارای ویژگی‌های مناسبی است که موجب شده در مطالعات اخیر بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد. از جمله اینکه روش یاد شده در مواردی که متغیرهای مورد استفاده در مدل، در یک سطح ایستا نباشند و تعدادی در سطح (0) I و تعدادی با یک دوره تفاضل‌گیری (1) I ایستا شوند، مورد استفاده قرار می‌گیرند (پسaran و Shin¹, ۱۹۹۸). این رهیافت در برآوردهای پانل که دارای سری زمانی طولانی باشند نیز قابل استفاده است. البته این روش انعطاف‌پذیری بالایی درخصوص تعداد داده دارد و ازین‌رو، در برآوردهایی با تعداد اندک داده‌های سری زمانی نیز کاربرد زیادی دارد (Ahmed و Hamidaran, ۲۰۱۶). رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گستره پانلی دارای سه ساختار یا روش متفاوت برای برآوردهای روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت است که شامل روش میانگین گروهی ۲ (MG)، روش میانگین گروهی تلفیقی^۳ (PMG)، و روش اثرات ثابت پویا^۴ (DEF) است. هر سه روش یاد شده از برآوردهای حداکثر راست‌نمایی استفاده می‌کنند. در این مطالعه، برای بررسی آثار فرآگیری مالی بر متغیرهای رشد اقتصادی و ثبات اقتصادی از رابطه (۱) در چهارچوب پانل ARDL استفاده شد.

$$Y_{it} = f_{i,t-1} + \beta_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{ij} D_{Y,i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma_{ij} D_{X,i,t-j} + m_i + e_{it} \quad (1)$$

که در آن، $N = 1, 2, \dots, i$ بیان‌کننده تعداد مقاطع و $T = 1, 2, \dots, T$ به دوره زمانی اشاره دارد. Y_{it} متغیر وابسته شامل یکی از متغیرهای رشد اقتصادی و ثبات اقتصادی می‌شود و X_{it} متغیرهای توضیحی مدل شامل فرآگیری مالی، نرخ تورم، میزان جمعیت، نرخ بیکاری، میانگین درآمد خانوار هستند. m_i اثر ثابت و e_{it} جمله پسماند معادله است. پسaran و اسمیت (۱۹۹۵) ارائه شد. این روش، ضرایب بلندمدت را با میانگین‌گیری از ضرایب بلندمدت برآورده شده برای هر مقطع عرضی برای مثال، برای هر کشور به‌دست می‌آورد. این چارچوب برای هر کشور یک رگرسیون جداگانه برآورده و سپس پارامترها را با میانگین‌گیری غیروزنی از ضرایب برآورده شده برای هر کشور بدون اعمال هیچ‌گونه محدودیتی، اندازه‌گیری می‌کند. از این‌رو ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورده شده در روش میان گروهی (MG) می‌توانند ناهمگن باشند. یعنی، در این روش عرض از مبدأ ضرایب برآورده و خطای معیار برای هر کشور متفاوت است (Chaitinip و Hamidaran, ۲۰۱۵).

روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) توسط پسaran و همکاران (۱۹۹۹) توسعه داده شد. این روش برای تمام کشورها در بلندمدت ضرایب همگنی برآورده می‌کند، اما در این روش، ضرایب کوتاه‌مدت برآورده شده برای هر کشور به‌منظور تعديل به سمت تعادل بلندمدت، ناهمگن هستند. همچنین در روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) علامت ضریب تصحیح خطای باید منفی به‌دست آید و جملات پسماند مدل تصحیح خطای در این روش الزاماً خودناهیسته باشند. در روش اثرات ثابت پویا (DEF) مانند روش میان گروهی تلفیقی (PMG) ضرایب همگمناگی بلندمدت برآورده شده برای تمام کشورها یکسان است. در مقابل روش اثرات ثابت پویا (DEF) برخلاف روش میان گروهی تلفیقی (PMG) دارای سرعت تعديل کمتری است و ضرایب کوتاه‌مدت آن همگن هستند. همچنین روش اثرات ثابت پویا (DEF) دارای مشکل اریب همزمانی معادلات هستند (Baltagi و Kao⁵, ۲۰۰۱). بیان این مطلب ضروری است که با

¹ Pesaran & Shin

² Mean Group (MG)

³ Pooled Mean Group (PMG)

⁴ Dynamic Fixed Effect (DFE)

⁵ Baltagi & Kao

فرض شیب همگن در بلندمدت، روش میان گروهی تلفیقی (PMG) در مقایسه با دو روش اثرات ثابت پویا (DEF) و میان گروهی (MG) کارآثر است (پسران و همکاران، ۱۹۹۹). بنابراین در این مطالعه برای برآورد رابطه (۱) از دو روش PMG و MG و برای انتخاب الگوی مناسب بین این دو روش از آزمون هاسمن^۱ (۱۹۷۸) استفاده خواهد شد. فرضیه H_0 بیان کننده این است که تفاوت در ضرایب، سیستماتیک و قاعده‌مند نیست، رد نشدن این فرضیه به معنای برتری برآورده‌گر PMG نسبت به برآورده‌گر MG است (احمد و همکاران، ۲۰۱۶).

فرضیه H_0 : تفاوت در ضرایب سیستماتیک نیست.
فرضیه H_1 : تفاوت در ضرایب سیستماتیک است.

۲-۴. روش علیت تصحیح خطای برداری (VECM)

هنگامی که همانباشتگی بین سری‌ها تأیید می‌شود، باید جهت علیت بین متغیرها نیز تعیین شود. این مورد را نمی‌توان از تحلیل‌های همانباشتگی به دست آورد. در این مطالعه از مدل تصحیح خطای برداری پانلی (PVECM) برای بررسی جهت علیت بین فرآگیری مالی و سایر متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته (رشد اقتصادی و ثبات اقتصادی) استفاده می‌شود. یکی از فواید علیت پانلی این است که اجازه می‌دهد آثار بازخورد میان متغیرها را نشان دهد. برخی از محققان (همچون لی^۲، ۲۰۰۱) نشان دادند که رابطه VECM قادر به محاسبه پویایی رابطه در یک چارچوب علیت زمانی است. در این مطالعه، ابتدا مدل بلندمدت برای به دست آوردن باقیمانده‌ها با استفاده از رویکرد دو مرحله‌ای انگل-گرنجر برآورد شده، سپس باقیمانده‌های باوقوفه به عنوان جمله تصحیح خطای تعیین می‌شود. در این قسمت، از آزمون گرنجر برای پیدا کردن علیت بین دو متغیر استفاده می‌گردد. علیت دو طرفه زمانی وجود دارد که اولًا X علت Y بوده و همچنین از طرف دیگر Y علت X باشد، انجام این آزمون زمانی که داده‌ها تماماً $I(0)$ باشد به سادگی از روش معمول علیت گرنجر قابل اجرا است، ولی زمانی که داده‌های مورد مطالعه $I(1)$ باشد باید برای آزمون علیت از روش VECM استفاده کرد که فرم کلی این روش به صورت معادله (۲) است:

$$(1 - L) \begin{bmatrix} \ln X_t \\ \ln Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varphi_1 \\ \varphi_2 \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p (1 - L) \begin{bmatrix} \alpha_{11i} & \alpha_{12i} \\ \alpha_{21i} & \alpha_{22i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta \\ \mu \end{bmatrix} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

که در مدل (۲) رابطه بلندمدت را در بین متغیرها نشان می‌دهد و معنادار بودن این متغیر بیانگر رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مورد مطالعه است و ϵ_{2t} جملات خطای هر مدل می‌باشند که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال و میانگین صفر و واریانس ثابت هستند. عملگر $(1 - L)$ تفاضل بین متغیرها را نشان داده و رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها نیز براساس این عملگر در مدل توضیح داده می‌شود. به طوری که می‌توان گفت X علیت کوتاه‌مدت Y است که $\alpha_{11i} \neq 0$ باشد و Y وقتی علیت کوتاه‌مدت X می‌شود که $\alpha_{12i} \neq 0$ باشد.

۳-۴. معرفی مدل و متغیرها

باتوجه به ادبیات موضوع ارائه شده و مطالعه چینودا و ماشاما (۲۰۲۱)، سهتهی و آچاریا (۲۰۱۸) و ناگوارا (۲۰۱۹)، در مطالعه حاضر اثر فرآگیری مالی به صورت مدل‌هایی مجزا بر رشد و ثبات اقتصادی در استان‌های ایران با استفاده از

¹ Hausman

² Li

روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی و علیت VECM تجزیه و تحلیل خواهد شد، که به ترتیب در معادلات (۳) و (۴) نشان داده شده است:

$$LGDP_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 LFI_{it} + \varphi_3 LINF_{it} + \varphi_4 LPOP_{it} + \varphi_5 LUN_{it} + \varphi_6 LHI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$LES_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 LFI_{it} + \varphi_3 LINF_{it} + \varphi_4 LPOP_{it} + \varphi_5 LUN_{it} + \varphi_6 LHI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

به طوری که: LFI_{it} : لگاریتم شاخص فراگیری مالی که در ادامه به نحوه محاسبه آن به تفصیل پرداخته شده است.
 $LGDP_{it}$: لگاریتم رشد تولید ناخالص داخلی واقعی براساس سال پایه ۱۳۹۵ استفاده شده است، که برحسب درصد است. به عبارتی از نسبت تفاضل تولید ناخالص داخلی سال جاری از سال گذشته به تولید سال گذشته استفاده می‌شود. شایان ذکر است داده‌های این متغیر از حساب‌های منطقه‌ای موجود در مرکز آمار ایران به دست آمده است.
 LES_{it} : لگاریتم شاخص ثبات اقتصادی که در ادامه به نحوه محاسبه آن پرداخته خواهد شد.

$LINF_{it}$: لگاریتم نرخ تورم؛ رشد شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی استانی به قیمت ثابت سال پایه ۱۳۹۵، نرخ تورم استانی را نشان می‌دهد که اطلاعات آن از گزارشات شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفی بانک مرکزی تهیه و گردآوری شده است.

$LPOP_{it}$: لگاریتم نرخ رشد جمعیت؛ رشد تعداد جمعیت موجود در هر استان که اطلاعات آن از مرکز آمار تهیه و گردآوری شده و برحسب درصد است.

LHI_{it} : لگاریتم نرخ رشد درآمد سرانه خانوارها؛ میانگین درآمد خانوارهای شهری در هر استان به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، ثبات اقتصادی، فقر و نابرابری درآمدی می‌باشد که اطلاعات آن از نشریات درآمد-هزینه خانوار موجود در مرکز آمار ایران تهیه و جمع‌آوری شده است.

LUN_{it} : نرخ بیکاری؛ که به صورت نسبت تعداد جمعیت بیکار (۱۰ ساله و بیشتر) به کل جمعیت فعل (۱۰ ساله و بیشتر) (شاغل و بیکار)، ضربدر ۱۰۰ محاسبه می‌شود. داده‌های مربوط به این متغیر از نتایج آمارگیری نیروی کار موجود در مرکز آمار گردآوری می‌شود.

به علاوه N_{it} بیان‌کننده تعداد مقاطع (استان‌های کشور) و T_{it} به دوره زمانی اشاره دارد. که در این مطالعه ۳۰ استان کشور (به غیر از استان البرز که اطلاعات آن در سال‌های ابتدایی بازه زمانی انتخابی موجود نبود) و در دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۵ انتخاب شده‌اند. در ادامه به محاسبه متغیرهای فراگیری مالی و فقر پرداخته می‌شود.
فراگیری مالی: مطالعات اقتصادی، چه از لحاظ نظری و یا تجربی، فراگیری مالی را برای توسعه و کاهش فقر با اهمیت عنوان می‌کنند؛ در ایران شبکه بانکی به عنوان محور اصلی خدمات مالی، نتوانسته است نیاز خانوارها را برای هموارسازی مصرف در طول زمان را فراهم کند.^۱ شواهد تجربی نشان می‌دهد که عدم گسترش کارت‌های اعتباری در ایران (رتبه هفتادوپنجم در دنیا) باعث شده تا خانوارها برای تأمین اعتبار، نیازمند دریافت تسهیلات از بانک باشند (رتبه نهم دریافت تسهیلات در دنیا). علاوه‌بر این، نسبت پایین وام مسکن به ارزش مسکن (۱۸ درصد در سال ۱۳۹۸) و سهم پایین وام مسکن در سبد بدھی خانوار (۲۰ درصد در سال ۱۳۹۸) نشان می‌دهد که نیاز به تأمین مالی کلان نیز

^۱ مجموعه گزارش‌های فقرچندبعدی؛ «فقر استفاده از خدمات مالی در ایران (با تأکید بر شمول مالی)»، تهیه شده در وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی، معاونت رفاه اجتماعی، دفتر مطالعات رفاه اجتماعی، تابستان ۱۴۰۰.

توسط شبکه بانکی فراهم نشده است. در هر کشوری مفهوم «کمبود استفاده از خدمات مالی» با میزان فraigیری مالی، قابل رصد است. فraigیری مالی به معنای دستیابی بزرگسالان به انواع گوناگونی خدمات مالی مناسب و استفاده مؤثر از آن‌هاست. این خدمات مالی در دو سطح قابل بررسی هستند که برای هریک از سطوح شاخص‌های مناسبی نیز تعریف شده است:

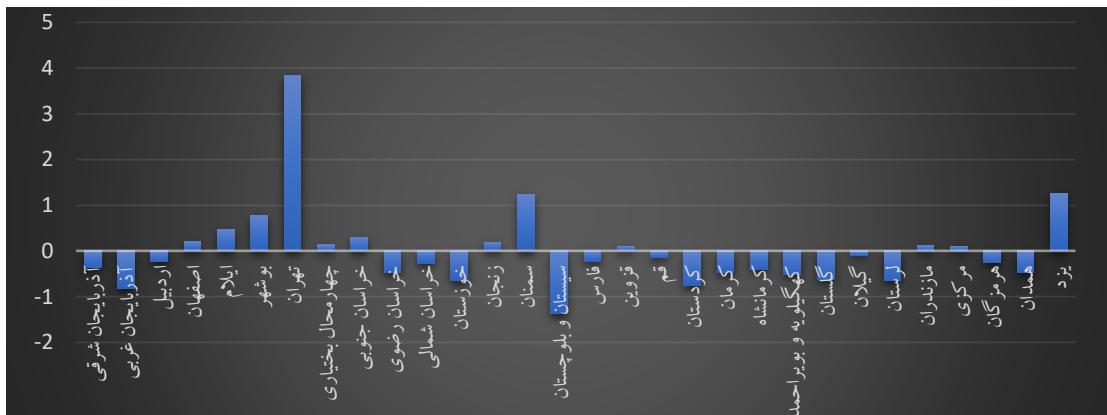
سطح پایه: داشتن حساب سپرده یا حساب معاملاتی (حساب جاری) در بانک یا سایر مؤسسات مالی یا ارائه‌دهندگان خدمات پول موبایلی که می‌تواند برای انجام و دریافت پرداخت‌ها و ذخیره یا پس‌انداز پول استفاده شود؛ بنابراین در این سطح داشتن حساب برای ذخیره یا پس‌انداز پول و نیز خدمات مالی مرتبط به دریافت و پرداخت‌های مالی رصد می‌شود. شاخص داشتن حساب بهمنظور ذخیره یا پس‌انداز پول عبارتند از: «حساب های سپرده نزد بانک‌های تجاری که بهصورت متغیر حجم کل مانده سپرده‌های ریالی و ارزی در بانک‌های تجاری و مؤسسات اعتباری در پایان هر سال بهازای هر ۱۰۰۰ بزرگسال و برحسب میلیارد ریال محاسبه شده است».

شاخص خدمات مالی مرتبط به دریافت و پرداخت‌ها نیز از این قرار هستند: ۱.شعب بانک‌های تجاری که بهصورت متغیر تعداد شعب بانک‌های تجاری و مؤسسات اعتباری در پایان هر سال بهازای هر ۱۰۰۰ بزرگسال محاسبه شده است. ۲.تعداد دستگاه‌های خودپرداز که بهصورت متغیر تعداد دستگاه‌های خودپرداز بانک‌های تجاری و مؤسسات اعتباری در پایان هر سال بهازای هر ۱۰۰۰ بزرگسال محاسبه شده است.

سطح ثانویه: در این سطح دسترسی به اعتبارات نهادهای مالی رسمی که به بزرگسالان اجازه می‌دهد در آموزش و فرصت‌های کسب‌وکار سرمایه‌گذاری کنند و همچنین استفاده از محصولات بیمه رسمی که به مردم اجازه می‌دهد ریسک‌های مالی را بهتر مدیریت نمایند، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بررسی محصولات بیمه می‌توان شاخص ذیل را عنوان کرد: «بیمه‌نامه که بهصورت متغیر حق بیمه عاید شده بهازای هر ۱۰۰۰ بزرگسال و برحسب میلیارد ریال محاسبه شده است».

مشکل اصلی فraigیری مالی در ایران مربوط به سطح ثانویه است. صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۸) مجموع بیمه‌نامه‌های (عمر و غیرعمر) بهازای هر هزار نفر بزرگسال در ایران را ۱/۱۴ گزارش کرده است که در بین کشورهایی که این شاخص را گزارش کرده بودند، وضعیت مطلوبی را نشان نمی‌دهد. در بررسی سطح دسترسی به اعتبارات نهادهای مالی رسمی، بهدلیل اهمیت این سطح از دسترسی‌ها به لحاظ مطالعات تجربی و نیز برای ارائه تصویر مناسب‌تری از وضعیت ایران در کنار شاخص‌های متعارف فraigیری مالی، معمولاً شاخص دیگری نیز بررسی می‌شود: «حساب های وام نزد بانک‌های تجاری که بهصورت متغیر کل مانده تسهیلات جاری و غیرجاری در بانک‌های تجاری و غیرتجاری در پایان هر سال بهازای هر ۱۰۰۰ بزرگسال و برحسب میلیارد ریال محاسبه شده است».

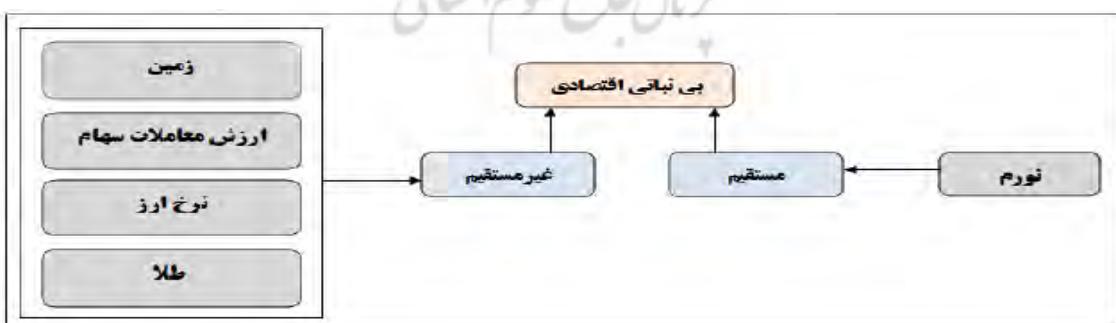
در مطالعه حاضر از روش تحلیل مولفه اصلی (PCA) برای محاسبه و ترکیب همه متغیرهای نشانگر فraigیری مالی استفاده می‌شود. همچنین متغیرهای مورد استفاده در محاسبه شاخص فraigیری مالی از فصل بازارهای مالی سالنامه‌های استانی موجود در مرکز آمار و حق بیمه‌ها از سالنامه‌های آماری بیمه مرکزی ایران تهیه و گردآوری شده است. نمودار ۱ وضعیت این شاخص بهصورت میانگینی از دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۵ را برای ۳۰ استان کشور نشان می‌دهد. استان تهران، سمنان و یزد بالاترین میزان از شاخص فraigیری مالی را دارند، بهطوری که استان تهران با ۳/۸۴ واحد بالاترین میزان و استان سیستان و بلوچستان با ۱/۳۷- پایین‌ترین میزان از فraigیری مالی را دارا هستند.



نمودار ۱. میانگین شاخص فرآگیری مالی هر استان در بازه زمانی (۱۴۰۱-۱۳۸۵)

شاخص ثبات اقتصادی: تحولات بازارها و جریان وجوه در بازار دارایی‌ها از موضوعات مورد توجه سیاستگذاران اقتصادی است. کارکرد بازار دارایی‌ها شامل بازار پول، ارز، اوراق بهادر و دارایی‌های حقیقی آثار مهمی بر متغیرهای عمده اقتصاد کلان بهویژه سطح عمومی قیمت‌ها بر جای می‌گذارد. همچنین عوامل مختلفی مانند درجه نقدشوندگی دارایی‌ها، بازدهی و ریسک و شرایط مختلف اقتصادی- سیاسی اثر قابل توجهی بر تغییر رجحان افراد در نگهداری انواع دارایی‌ها دارد. این تغییرات را می‌توان با محاسبه شاخص‌های مختلفی مانند نسبت شارپ^۱ که بازدهی و ریسک انواع دارایی‌ها را با یک دارایی ایمن مانند اوراق مشارک مقایسه می‌کند، سنجید. در سطح کلی اقتصاد تنها با داشتن سری‌های زمانی متغیرهای ذکر شده و استخراج شاخص دارایی‌ها به صورت کلی تر می‌توان اثر دارایی‌ها را در بعد کلان اقتصاد بر اقتصاد سنجید.

در این مطالعه طبق شکل ۱ از متغیرهای نرخ تورم، تفاوت نرخ ارز در بازار رسمی و غیررسمی، شاخص قیمت زمین در کلیه مناطق شهری، قیمت سکه بهار آزادی و شاخص قیمت ارزش معاملات سهام به عنوان عوامل مستقیم و غیرمستقیم مؤثر بر ثبات اقتصادی استفاده شده است. درواقع به غیر از نرخ تورم، سایر متغیرهای ذکر شده از اقلام دارایی‌ها به حساب می‌آیند و ثبات اقتصادی در این مطالعه از کانال ثبات در دارایی‌ها دیده شده است.



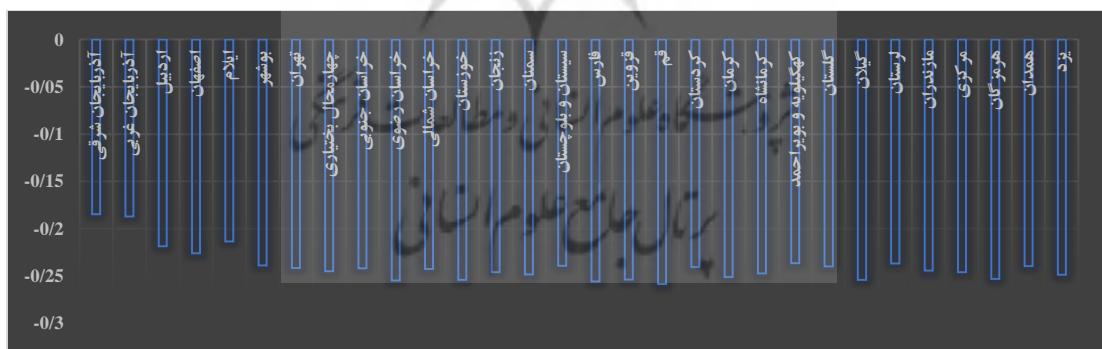
شکل ۱. ارتباط میان دارایی‌ها و ثبات اقتصادی

مأخذ: رسمي و قاسمي ١٣٩٢

¹ Sharpe ratio

همچنین، در این مطالعه از نوسانات متغیرهای تولیدناخالص داخلی، نرخ تورم، تفاوت نرخ ارز رسمی و غیررسمی، شاخص قیمت زمین، و شاخص قیمت سهام، قیمت سکه بهار آزادی براساس روش‌های خانواده گارچ یا آرج استفاده می‌شود. بعد از استخراج نوسانات، با بهره‌گیری از روش تحلیل مولفه اصلی، شاخص ثبات اقتصادی بهدست می‌آید. شایان ذکر است این متغیرها همگی اثر مثبتی بر بی‌ثباتی اقتصادی می‌گذارند و دارای اثر منفی بر ثبات اقتصادی هستند. لذا برای اهداف پژوهش حاضر که به دنبال مفهوم ثبات اقتصادی است، تک تک متغیرهای مورد استفاده در محاسبه شاخص ثبات اقتصادی، معکوس می‌شوند که اثر منفی و کاهشی آنها نمود ثبات در اقتصاد را داشته باشد. ازسوی دیگر متغیرهای قیمت زمین، قیمت سکه بهار آزادی و قیمت سهام به صورت کشوری منتشر می‌شوند. لذا برای همه استان‌ها یکسان هستند. اطلاعات تولید ناخالص داخلی از حساب‌های منطقه‌ای، نرخ تورم از گزارشات شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز، قیمت زمین، قیمت سهام و قیمت سکه از اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمع‌آوری و محاسبه شده است.

نمودار ۲ وضعیت این شاخص را به صورت میانگین دوره‌های ۱۴۰۱-۱۳۸۵ برای ۳۰ استان کشور نشان می‌دهد. وضعیت به گونه‌ای است که میانگین بهدست آمده برای همه استان‌ها منفی بوده است، البته با بررسی دقیق داده‌های هر سال، برخی سال‌ها دارای میانگین مثبت هستند. ولی در میانگین‌گیری کلی منفی غالب شده است. این موضوع دال بر وجود شرایط بی‌ثباتی در اقتصاد استان‌های ایران است که طبیعتاً با توجه به متغیرهای قیمت سهام، زمین، سکه و ارز که به صورت کشوری و دستوری تعیین می‌شوند، این بی‌ثباتی به وجود آمده ناشی از سوء اقدامات مدیریتی دولت بوده است که در مجموع بی‌ثباتی بر استان‌های کشور حاکم شده است. دامنه این اعداد بین ۰/۰۵ تا ۰/۲۵ است که پایین‌ترین آن مربوط به استان‌های آذربایجان غربی و شرقی است و بالاترین آن مربوط به استان‌های خراسان رضوی و گیلان می‌شود.



نمودار ۲. میانگین شاخص ثبات اقتصادی هر استان در بازه زمانی (۱۳۸۵-۱۴۰۱)

۵. یافته‌های تجربی

۵-۱. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پانلی

یکی از مشکلات عمدی در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی علیرغم ضریب تعیین بالا، رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل تلفیقی و پانلی نیز همانند مدل‌های سری‌زمانی مطرح شود. لذا قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل و همچنین

وجود همانباشتگی بین متغیرها بررسی شود. برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو^۱ (۲۰۰۲)، ایم، پسaran و شین^۲ (۲۰۰۳)، فیلیپس و پرون^۳ (۱۹۸۸) و آزمون دیکی‌فولر^۴ (۲۰۰۰) استفاده شده است.

نتایج این آزمون‌ها در جدول ۱ پیوست ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامایی متغیرهاست.

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که متغیرهای ثبات اقتصادی، رشد اقتصادی، نرخ رشد جمعیت، نرخ بیکاری در سطح مانا بوده و با دارا بودن میانگین، واریانس و ساختار خودکواریانس ثابت در روند سری زمانی خود، فرضیه صفر مبنی بر نامایی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در مورد این متغیرها رد خواهد شد. ولی متغیرهای فرآگیری مالی، نرخ تورم، درآمد خانوار در سطح مانا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

۵-۲. نتایج حاصل از آزمون همانباشتگی پانلی کائو

از آنجا که متغیرهای الگو طبق آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید همانباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل بررسی شود. برای بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون همانباشتگی کائو^۵ (۱۹۹۹)، که بر پایه‌ی انگل-گرنجر است، استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، نبود همانباشتگی است. نتایج در جدول ۲ پیوست ارائه شده است. وجود همانباشتگی بین متغیرهای الگو رد نخواهد شد و فرضیه صفر مبنی بر وجود همانباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت و نبود رگرسیون کاذب نیز بین متغیرهای الگو تأیید خواهد شد.

۵-۳. نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

با توجه به مقادیر آماره‌های محاسبه شده و سطح احتمال آن در هردو مدل، فرضیه صفر برای آزمون F لیمر را نمی‌توان پذیرفت و بنابراین مدل‌ها به روش داده‌های تابلویی برآورد خواهد شد. همچنین نتایج آزمون هاسمن دال برای وجود اثرات تصادفی در معادله رشد اقتصادی و اثرات ثابت در معادله ثبات اقتصادی است.

۵-۴. نتایج حاصل از برآورد معادلات به روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی پانلی (Panel ARDL)

با توجه به نتایج آزمون‌های حنان کوئین و شوارتز بیزین و فقهه بهینه دو به دست آمده است و اکنون اقدام به برآورد معادلات خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی می‌شود. نتایج برآورد معادلات در جداول (۴) تا (۵) گزارش شده است.

الف) نتایج برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت برای معادله ثبات اقتصادی:

جدول ۱ آثار فرآگیری مالی و سایر متغیرهای توضیحی را بر ثبات اقتصادی در استان‌های ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۸۵ نشان می‌دهد. به‌گونه‌ای که با افزایش شاخص فرآگیری مالی در بلندمدت، ثبات اقتصادی به اندازه ۰/۵۹ واحد کاهش می‌یابد. به نظر می‌رسد افزایش متغیرهای پولی و بانکی باعث به خطر افتادن ثبات مالی و اقتصادی می‌شود. نبود

¹ Levin, Lin and Chu (LLC)

² Im, Pesaran and Shin (IPS)

³ Phillips & Perron (PP)

⁴ Dicky Fuller (ADF)

⁵ Kao

نظارت و کنترل در یک سیستم مالی، ثبات واسطه‌های مالی قوانمند و تحت نظارت را مختل می‌کند و ادامه این روند در بلندمدت به بحران پولی و بانکی منجر خواهد شد. در کوتاه‌مدت این ارتباط معنادار نیست.

با افزایش درآمد خانوار، نرخ تورم و نرخ رشد جمعیت، ثبات اقتصادی نیز بهترتیب به اندازه $0/0034$ ، $0/0214$ ، $0/0286$ واحد در بلندمدت افزایش می‌یابد. به‌نظر می‌رسد با افزایش درآمد خانوار، افزایش سپرده‌های بانکی و سایر فعالیت‌های دریافت و پرداخت نیز افزایش می‌یابد. با افزایش نرخ تورم یا به عبارتی افزایش رشد شاخص قیمت کالاهای و خدمات مصرفي، متغیرهای موجود در ثبات اقتصادی (قیمت سهام، زمین، طلا، نرخ ارز و تولید) دچار تغییر صعودی خواهند شد، لذا در مجموع افزایش نرخ تورم، ثبات اقتصادی را در بلندمدت افزایش می‌دهد. با افزایش نرخ بیکاری، ثبات اقتصادی به اندازه $0/008$ واحد کاهش می‌یابد و با افزایش تعداد افراد بیکار در جامعه، میزان تولید کاهش یافته، حجم سرمایه‌گذاری‌ها در زمین، سهام، طلا و ارز نیز کاهش یافته و در نتیجه ثبات اقتصادی مختل می‌شود.

در روابط کوتاه‌مدت، با افزایش نرخ تورم و وقfe یک دوره آن، ثبات اقتصادی کاهش معناداری داشته است، به عبارتی در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ تورم باعث کاهش ثبات اقتصادی می‌شود، ولی با گذشت زمان و در بلندمدت این اثرگذاری مثبت و معناداری خواهد شد. نرخ بیکاری و وقfe یک دوره آن نیز در کوتاه‌مدت باعث افزایش معنادار در ثبات اقتصادی می‌شود، به‌نظر می‌رسد با توجه به متغیرهای موجود در محاسبه ثبات اقتصادی از جمله نرخ ارز و سهام، ورود دلالان به این بازارها با افزایش نرخ بیکاری افزایش یافته و در کوتاه‌مدت این بازارها دچار حباب افزایشی می‌شوند، ولی در بلندمدت این شرایط دوامی نداشته و باعث کاهش ثبات اقتصادی می‌شوند.

همچنین ضریب جمله تصحیح خطأ در جدول ۱ نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال یک درصد معنادار و دارای علامت منفی است، به‌طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود 72 درصد انحراف رابطه کوتاه‌مدت از مسیر بلندمدت تعديل شود. براساس این، اثر یک شوک بر متغیر ثبات اقتصادی در کوتاه‌مدت حدود هفت دوره زمان به‌طور خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاه‌مدت نیز در مسیر رابطه تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری با وقfe‌های توزیعی پانلی برای معادله ثبات اقتصادی

احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
نتایج روابط بلندمدت				
$0/0000$	$-57/1288$	$0/0103$	$-0/05940$	FI
$0/0000$	$22/0788$	$0/0001$	$0/0034$	HI
$0/0000$	$22/05377$	$0/0009$	$0/0214$	- INF
$0/0003$	$3/7219$	$0/0076$	$0/0286$	APOP
$0/0000$	$-26/3132$	$0/0030$	$-0/0800$	UN
نتایج روابط کوتاه‌مدت				
$0/0000$	$-16/8753$	$0/0403$	$-0/7290$	ECM
$0/4895$	$0/6932$	$0/4036$	$0/2798$	D(FI)
$0/4496$	$-0/7587$	$0/3146$	$-0/2387$	D(FI(-1))

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t آماره	احتمال
D(HI)	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۲۸	۰/۶۹۲۴	۰/۴۹۰۱
D(HI(-1))	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۲۱	۱/۱۶۵۲	۰/۲۴۶۳
D(INF)	-۰/۰۰۹۳	۰/۰۰۴۳	-۲/۱۵۱۶	۰/۰۳۳۵
D(INF(-1))	-۰/۰۱۴۳	۰/۰۰۲۳	-۶/۰۲۶۷	۰/۰۰۰۰
D(POP)	-۰/۰۳۷۴	۰/۰۸۱۲	-۰/۰۴۶۹	۰/۶۴۵۷
D(POP(-1))	-۰/۰۶۱۷	۰/۰۴۹۵	-۱/۲۴۶۱	۰/۲۱۵۲
D(UN)	۰/۰۳۹۱	۰/۰۱۸۴	۲/۱۲۵۵	۰/۰۳۵۷
D(UN(-1))	۰/۰۵۴۰	۰/۰۱۶۹	۳/۱۷۹۶	۰/۰۰۱۹
C	-۰/۷۹۲۰	۰/۱۵۶۹	-۵/۰۴۶۲	۰/۰۰۰۰
Schwarz criterion=۲/۰۵۱۸	Mean dependent var=-۰/۰۲۳۹			
Akaike info criterion=-۱/۱۲۲۰	SE. of regression=۰/۲۰۸۶			
Log likelihood=۶۳۴/۲۸۱۰	SD. dependent var=۰/۶۰۹۱			

توضیحات: * معناداری در سطح ۱٪ و ** معناداری در سطح ۵٪ و *** معناداری در سطح ۱۰٪ درصد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ب) نتایج برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت برای معادله رشد اقتصادی:

جدول ۲ آثار فرآگیری مالی و سایر متغیرهای توضیحی را بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۸۵ نشان می‌دهد. به‌گونه‌ای که با افزایش شاخص فرآگیری مالی در بلندمدت، رشد اقتصادی به اندازه ۰/۳۵ واحد افزایش می‌یابد. این موضوع از چند زاویه تحلیل می‌شود، از یک سو فرآگیری مالی به عنوان دستیابی به خدمات و منابع مالی باعث ایجاد فرصت‌های سرمایه‌گذاری شده و موتور رشد اقتصادی را فعال می‌کند. از سوی دیگر، افزایش تقاضا برای محصولات مالی به افزایش رشد اقتصادی منجر می‌شود. یک سیستم مالی توسعه‌یافته، دسترسی به وجوده را افزایش داده، خدمات رسانی مالی تسهیل یافته و درنتیجه تصمیمات سرمایه‌گذاری احتمالی و تخصیص سرمایه در چنین جامعه‌ای با افزایش رشد اقتصادی همراه خواهد بود. با افزایش درآمد خانوار، ضریب جینی به اندازه ۰/۰۳ درصد افزایش یافته است، به عبارتی افزایش متوسط درآمد خانوارها در بلندمدت می‌تواند تقاضا برای کالاهای و خدمات و درنتیجه حجم تولید و رشد اقتصادی را افزایش دهد. ولی نرخ تورم و بیکاری، رشد اقتصادی را به ترتیب به اندازه ۰/۰۳۲، واحد در بلندمدت کاهش داده‌اند. به عبارتی با افزایش نرخ تورم، قیمت کالاهای و خدمات مصرفی در سبد خانوارها افزایش یافته، تقاضا برای کالاهای و خدمات کاهش یافته و درنتیجه تولید و رشد اقتصادی نیز کاهش می‌یابد. نرخ بیکاری نیز از عوامل اصلی تابع تولید کاب داگلاس است که با تولید و رشد اقتصادی رابطه معکوس دارد و همین رابطه در اینجا نیز برقرار است. افزایش جمعیت باعث افزایش رشد اقتصادی به اندازه ۰/۲۴ واحد شده است، این موضوع به معنای افزایش تقاضا برای تولیدات و افزایش عرضه برای نیروی کار و درنتیجه افزایش نیروی کار و بهبود تولید و رشد اقتصادی است.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی پانلی برای معادله رشد اقتصادی

احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیر
نتایج روابط بلندمدت				
۰/۰۰۰۰	۴/۱۳۴۷	۱/۲۹۴۱	۰/۳۵۱۰	FI
۰/۰۰۰۰	۴/۹۳۱۰	۰/۰۰۶۵	۰/۰۳۲۱	HI
۰/۰۰۰۰	-۱۱/۳۹۶۸	۰/۰۲۸۱	-۰/۳۲۰۸	INF
۰/۰۰۸۰	۳/۷۷۶۸	۰/۳۱۸۱	۰/۲۴۷۱	POP
۰/۰۰۰۰	-۴/۱۴۶۷	۰/۱۴۰۸	-۰/۵۸۳۸	UN
نتایج روابط کوتاهمدت				
۰/۰۰۰۰	-۲۶/۱۲۰۵	۰/۰۴۵۲	-۰/۸۸۳۱	ECM
۰/۰۳۰۸	۲/۱۷۳۱	۸/۰۲۰۷	۱۷/۴۳۰۶	D(FI)
۰/۰۰۱۲	-۳/۲۹۰۲	۰/۰۱۴۱	-۰/۰۴۶۵	D(HI)
۰/۰۰۰۰	۴/۶۴۱۱	۰/۰۸۴۴	۰/۳۹۱۸	D(INF)
۰/۸۹۲۳	۰/۱۳۵۵	۱/۲۲۲۳	۰/۱۶۷۰	D(POP)
۰/۰۰۲۱	-۳/۱۱۱۶	۰/۴۵۲۴	-۱/۴۰۷۷	D(UN)
۰/۰۰۰۰	-۵/۷۱۳۷	۲/۶۷۲۳	-۱۰/۲۶۹۰	C
۰/۰۰۰۰	۵/۰۳۸۶	۰/۲۰۰۵	۱/۰۱۰۲	Trand
Mean dependent var= -۰/۱۶۵۱		Schwarz criterion= ۸/۸۱۸۷		
SE. of regression= ۱۰/۲۱۴۰		Akaike info criterion= ۶/۶۸۸۴		
SD. dependent var= ۱۶/۰۳۷۷		Log likelihood= -۱۳۶۰/۲۱۷		

توضیحات: * معناداری در سطح ۱٪ و ** معناداری در سطح ۰/۵٪ و *** معناداری در سطح ۰/۱٪ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در روابط کوتاهمدت، ارتباط بین متغیرها توضیحی به غیر از نرخ رشد جمعیت، با رشد اقتصادی معنادار هستند. با افزایش فرآگیری مالی در کوتاهمدت، رشد اقتصادی افزایش یافته است، این موضوع بدان معنا است که با تسهیل امکانات و منابع مالی، حجم پساندازها افزایش یافته، منابع سرمایه‌گذاری توسعه یافته و درنتیجه شرایط برای افزایش رشد اقتصادی در کوتاه و بلندمدت فراهم می‌شود. همچنین ضریب جمله تصحیح خطای در جدول ۲ نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنادار بین متغیرهای الگو است. این ضریب در سطح احتمال یک درصد معنادار و دارای علامت منفی است، به طوری که انتظار می‌رود در هر دوره حدود ۸۸ درصد انحراف رابطه کوتاهمدت از مسیر بلندمدت تعديل شود. براساس این، اثر یک شوک بر متغیر ثبات اقتصادی در کوتاهمدت حدود هشت دوره زمان به طول خواهد انجامید و پس از آن، رابطه کوتاهمدت نیز در مسیر رابطه تعادلی بلندمدت قرار خواهد گرفت.

۵-۵. نتایج حاصل از برآورد معادلات به روش تصحیح خطای برداری پانلی (Panel VECM)

بعد از تخمین رابطه کوتاه و بلندمدت به روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی بین متغیر فرآگیری مالی و سایر متغیرهای توضیحی با دو متغیر وابسته؛ رشد و ثبات اقتصادی و به صورت جداگانه برای ۳۰ استان کشور طی

دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۵، در ادامه به بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل و تعیین علیت متغیرهای مورد بررسی در دو معادله پرداخته می‌شود. جداول ۳ و ۴ آزمون‌های کوتاه و بلندمدت علیت بین متغیرهای مدل‌ها را نشان می‌دهد. میزان وقفه در این مدل‌ها براساس معیارهای آکائیک و شوارتز، یک انتخاب شده است.

الف) نتایج برآورده آزمون علیت پانلی در معادله ثبات اقتصادی:

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، براساس ضرایب برآورده شده در این مدل، تأثیر متغیرهای درآمد خانوار، نرخ تورم و نرخ بیکاری بر ثبات اقتصادی بهترتبی، مثبت، منفی و منفی است و از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالای ۹۵ و ۹۰ درصد معنادار هستند. ولی فرآگیری مالی و نرخ رشد جمعیت در کوتاه‌مدت بهترتبی تأثیر مثبت و منفی بر ثبات اقتصادی داشته که معنادار نیستند. با توجه به نتایج ECT، می‌توان گفت سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در معادله ثبات اقتصادی ۲۱/۸۴ درصد است که در سطح ۹۵ درصد معنادار است. به عبارتی در هر دوره تنها ۲۱/۸۴ درصد از عدم تعادلهای موجود در سیستم به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود. در معادله فرآگیری مالی، تغییرات متغیر درآمد خانوار مثبت و معنادار است و ضریب جزء تصحیح خطای این مدل نیز به لحاظ آماری در سطح اطمینان بالای معنادار است و نشان‌دهنده این است که در هر دوره ۱۱/۳۹ درصد از انحرافات موجود در سیستم برای رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌گردد. در معادله نرخ تورم، ثبات اقتصادی و درآمد خانوار دارای اثرگذاری مثبت و معناداری هستند، ولی فرآگیری مالی دارای اثر منفی و معنادار است. با توجه به ضریب تعدیل در این مدل، سرعت تعدیل متغیرها از کوتاه به بلندمدت حدود ۵۴/۵۷ درصد است. در معادله نرخ بیکاری نیز تنها متغیر نرخ تورم دارای اثرگذاری منفی و معنادار است. ضریب تصحیح خطای در این معادله ۴۵/۳۸ درصد است. مابقی متغیرها از ارتباط معناداری برخوردار نبودند.

جدول ۳. آزمون علیت پانلی و بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها در معادله ثبات اقتصادی

بلندمدت	منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)							متغیرهای مستقل
	کوتاه‌مدت							
ECT	D(UN)	D(POP)	D(INF)	D(HI)	D(FI)	D(EC)		
-۰/۲۱۸۴ ***(-۱۱/۷۲۹۷)	-۰/۰۲۷۹ (-۰/۳۲۵۷)	-۰/۰۵۴۹ (-۰/۹۸۲۹)	۲/۲۸۱۴ ***(۶/۳۰۲۶)	-۲/۰۲۰۲ (-۱/۱۷۵۷)	-۰/۰۰۰۲ (-۰/۰۱۳۷)	-		. D(EC(-1))
-۰/۱۱۳۹ ***(-۴/۷۹۰۰)	-۰/۰۸۶۴ (-۰/۲۷۸۴)	۰/۲۵۴۰ (۱/۲۵۸۸)	-۳/۱۴۵۶ *(-۲/۳۰۴۱)	۱۴/۹۷۲۹ (۱/۹۳۳۲)	-	۰/۰۹۵۵ (۱/۶۰۸۶)		D(FI(-1))
-۰/۹۱۴۸ ***(-۴/۴۹۵۹)	-۰/۰۰۳۶ (-۱/۴۶۶۲)	-۰/۰۰۱۵ (-۰/۹۲۵۵)	۰/۱۲۴۰ ***(۱۱/۲۴۵۳)	-	۰/۰۰۲۲ ***(۵/۰۱۷۵)	۰/۰۰۳۳ ***(۶/۹۱۴۱)		. D(HI(-1))
-۰/۵۴۵۷ ***(-۱۲/۹۵۹۲)	-۰/۰۵۲۸ ***(-۴/۶۸۴)	۰/۰۰۰۲ (۰/۰۳۹۷)	-	-۰/۰۰۳۶ (-۰/۰۱۳۱)	-۰/۰۰۲۵ ***(-۱/۲۴۵۸)	-۰/۰۱۷۳ ***(-۸/۰۲۰)		D(INF(-1))
-۰/۰۳۱۲ (-۰/۴۹۴۳)	۰/۰۳۰۷ (۰/۰۱۸۹)	-	۰/۳۶۰۹ (۰/۳۸۴۵)	-۰/۴۲۵۵ (-۰/۲۸۷۷)	۰/۰۰۵۸ (۰/۰۴۲۲)	-۰/۰۰۴۹ (-۰/۴۳۸۱)		D(POP(-1))
-۰/۰۴۴۱ (-۰/۴۵۳۸)	-	۰/۰۴۸۴ (۱/۰۱۱۸)	۰/۰۴۸۷ (۰/۰۲۲۵۴)	-۰/۲۳۲۲ (-۰/۱۸۹۴)	-۰/۰۱۶۴ (-۱/۸۴۲۸)	۰/۰۲۵۷ *(۲/۷۴۱۳)		D(UN(-1))

توضیحات: اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز آماره آنها است.

* معناداری در سطح ۰/۵ و ** معناداری در سطح ۰/۱ را نشان می‌دهد. مأخذ: نتایج تحقیق

ب) نتایج برآورده آزمون علیت پانلی در معادله رشد اقتصادی:

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، براساس ضرایب برآورده شده در این مدل، تأثیر متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری بر رشد اقتصادی منفی است و از لحاظ آماری در سطح اطمینان بالای ۹۵ و ۹۰ درصد معنادار هستند. ولی سایر متغیرها با توجه به آماره t آنها، از سطح اطمینان کافی برخوردار نیستند. با توجه به نتایج ECT، می‌توان گفت سرعت تعديل به سمت تعادل بلندمدت در معادله ثبات اقتصادی ۱۸/۸۱ درصد است که در سطح ۹۵ درصد معنادار است. به عبارتی در هر دوره تنها ۱۸/۸۱ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود. در معادله فرآگیری مالی، تغییرات متغیر درآمد خانوار و نرخ تورم به ترتیب دارای آثار مثبت و منفی معنادار هستند، و ضریب جزء تصحیح خطای این مدل نیز به لحاظ آماری در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار است و نشان‌دهنده این است که در هر دوره ۰/۲۳ درصد از انحرافات موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت برطرف می‌شود. در معادله درآمد خانوار، فقط متغیر رشد اقتصادی دارای رابطه مثبت و معناداری با درآمد خانوار است. و با توجه به ضریب تعديل بالایی که دارد ۱۲/۶۱ درصد، سرعت تعديل متغیرها نیز به تبع آن از کوتاه به بلندمدت بیشتر است. با توجه به ضریب تعديل در این مدل، سرعت تعديل متغیرها از کوتاه به بلندمدت حدود ۳۱/۱۴ درصد است.

جدول ۴. آزمون علیت پانلی و بررسی رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها در معادله رشد اقتصادی

متایع علت و معلول (متغیرهای مستقل)							متغیرهای مستقل
بلندمدت	کوتاه‌مدت						
	ECT	D(UN)	D(POP)	D(INF)	D(HI)	D(FI)	D(GDP)
-۰/۱۸۸۱ ***(-۵/۱۲۶۶)	-۰/۰۰۸۶ (-۱/۴۴۴۷)	۰/۰۰۶۵ (۱/۶۸۶۷)	-۰/۱۶۷۱ ***(-۷/۰۳۳۶)	۰/۰۵۹۸ ***(-۳/۷۷۷۴)	۰/۰۰۰۲ (۰/۲۳۸۴)	-	D(GDP(-1))
-۰/۰۰۲۳ *(-۲/۹۰۶۱)	-۰/۰۳۹۸ (-۰/۱۲۸۳)	۰/۲۴۳۹ (۱/۲۰۹۶)	-۱/۷۶۶۵ (-۱/۴۴۴۲)	۱۰/۹۶۱۳ (۱/۴۲۵۴)	-	-۳/۰۵۸۷ (-۱/۲۱۲۸)	D(FI(-1))
۰//۶۱۱۲ ***(-۵/۴۵۹۸)	-۰/۰۰۳۸ (-۱/۵۷۷۵)	-۰/۰۰۱۷ (-۱/۱۲۸۶)	۰/۱۳۶۱ ***(-۱۴/۲۳۵۶)	-	۰/۰۰۱۷ ***(-۴/۱۵۰۹)	-۰/۰۲۵۶ (-۱/۳۰۹۴)	D(HI(-1))
۰/۳۱۱۴ ***(-۱۷/۳۶۷۷)	-۰/۰۵۳۹ ***(-۵/۳۹۸۵)	۰/۰۰۳۷ (۰/۵۷۱۶)	-	۰/۱۷۷۶ (۰/۷۱۷۹)	-۰/۰۰۳۹ *(۰/-۲۹۱۸)	-۰/۰۵۰۹ ***(-۶/۲۳۵۲)	D(INF(-1))
-۰/۰۰۰۸ (-۰/۲۷۵)	۰/۰۳۷۰ (۰/۰۵۹۰)	-	۰/۰۵۷۸ *(۲/۳۸۱۸)	-۰/۹۸۸۹ (-۰/۶۷۶۲)	۰/۰۰۵۶ (۰/۰۳۷۶)	۰/۱۹۵۴ (۰/۴۰۷۵)	D(POP(-1))
۰/۰۰۲۵ (۰/۵۷۳۴)	-	۰/۰۴۴۳ (۱/۴۱۵۱)	۰/۱۷۳۶ (۰/۹۰۷۶)	-۰/۴۲۱۵ (-۰/۳۵۲۹)	-۰/۰۱۳۹ (-۱/۶۰۶۰)	۱/۶۹۶۶ ***(-۴/۳۳۱۹)	D(UN(-1))

توضیحات: اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز آماره t آنها است.

* معناداری در سطح ۰/۵٪ و ** معناداری در سطح ۰/۱٪ را نشان می‌دهد. مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۶. نتایج حاصل از برآورده معادلات به روشن حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS)

با توجه به اثبات وجود رابطه همانباشتگی پانلی بین متغیرهای مدل، در این قسمت به تخمین و برآورده ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل از طریق روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده پرداخته می‌شود. جهت تخمین

رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش‌های FMOLS و DOLS استفاده می‌شود، ولی با توجه به نتایج تخمین‌ها، روش FMOLS از لحاظ اقتصادسنجی دارای اعتبار بیشتری بود. جدول ۵ نتایج حاصل از برآورده این روش را برای دو معادله نشان می‌دهد. براساس معیارهای اعتبارسنجی نظیر آماره R^2 و R^2 تعدیل شده، صحت نتایج به دست آمده از برآورده هر دو مدل جهت تجزیه و تحلیل و اظهارنظر تأیید می‌گردد:

جدول ۵. برآورده از طریق روش FMOLS

معادله رشد اقتصادی	معادله ثبات اقتصادی	متغیرها
***(۳/۸۴۱۰) +۰/۰۵۹۹۴	***(-۱۰/۱۶۱۱) -۰/۰۸۲۴۷	FI
***(۶/۵۱۵۳) +۰/۰۱۷۱	***(۹/۸۶۱۸) +۰/۰۰۵۱	HI
***(-۶/۱۸۵۳) -۰/۰۱۹۲۱	***(-۵/۰۹۰۷) -۰/۰۰۳۳۰	INF
***(۴/۷۱۱۶) +۰/۱۹۸۵	(۱/۳۳۷۲) +۰/۰۸۶۵	POP
*(-۲/۳۰۹۶) -۰/۰۳۵۸۱	*(-۲/۵۴۵۰) -۰/۰۷۰۸	UN
+۰/۸۱۴۱	+۰/۰۸۵۹۸	R^2
+۰/۸۰۴۷	+۰/۰۸۰۵۹	\bar{R}^2

توضیحات: اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز آماره t آنها است.

* معناداری در سطح ۰.۵٪ و ** معناداری در سطح ۰.۱٪ را نشان می‌دهد. مأخذ: نتایج تحقیق

علاوه بر این، در بلندمدت شاخص فرآگیری مالی به کاهش ثبات اقتصادی و افزایش رشد اقتصادی منجر شده است. این نتایج با نتایج رابطه بلندمدت روش خودگرسیون با وقفه‌های توزیعی پانلی هم راستا است. به گونه‌ای که با افزایش شاخص فرآگیری مالی، ثبات اقتصادی کاهش و رشد اقتصادی به اندازه ۰/۵۹ واحد افزایش داشته است. درآمد خانوار دارای رابطه مثبتی با رشد اقتصادی و ثبات اقتصادی است. با افزایش نرخ تورم، ثبات اقتصادی و رشد اقتصادی کاهش یافته‌اند. نرخ رشد جمعیت در هر دو معادله باعث افزایش متغیرهای وابسته (ثبات اقتصادی، رشد اقتصادی) شده است. و درنهایت نرخ بیکاری دارای رابطه منفی با ثبات اقتصادی و رشد اقتصادی است. در مورد سایر متغیرهای مستقل نیز همانطور که ملاحظه می‌کنید نتایج با نتایج بلندمدت روش Panel ARDL مطابقت دارد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

به طور کلی، بخش مالی توسعه‌یافته یکی از عوامل اصلی ایجاد نوآوری و درنتیجه رشد اقتصادی بادوام است که این موضوع را می‌توان به فرآگیری مالی تعمیم داد. در حقیقت، فرآگیری مالی با ارائه محصولات نوآورانه مالی، افراد کم درآمد را تشویق به پس‌انداز بیشتر می‌کند که این امر زمینه‌ساز رشد اقتصادی بلندمدت است. عمدۀ شواهد تجربی و تحقیقات انجام‌شده بر این مبنای نیز مؤید این موضوع است که فرآگیری مالی می‌تواند باعث بهبود رشد اقتصادی شود. براساس مطالعه صندوق بین‌المللی پول حقایق ثبت شده حاکی از رابطه مستقیم میان فرآگیری مالی و رشد اقتصادی است؛ اگرچه تعیین جهت علیت این رابطه چالش‌برانگیز عنوان شده است. عواملی از جمله تعارضات اجتماعی، فقدان حاکمیت قانون یا نابرابری شدید درآمد و ثروت، باعث فرآگیری مالی کم و رشد اقتصادی کم می‌شود

که رسیدگی به این موضوعات می‌تواند باعث بهبود رشد و حتی فرآگیری مالی شود. علیرغم چنین چالش‌های مناقشه برانگیزی، شواهد حاکی از این است که بخش‌های مالی که نه تنها عمیق‌تر هستند، بلکه دسترسی بیشتری نیز به منابع مالی دارند، اثر بیشتری بر رشد اقتصادی دارند.

در این مطالعه از روش تحلیل مؤلفه اصلی به برآورده این شاخص اقدام شد. نتایج آن نیز در طول دوره زمانی مورد بررسی حاکی از بالاتر بودن این شاخص در استان تهران و پایین‌تر بودن آن در استان سیستان و بلوچستان است. برآورده دو مدل آثار شاخص فرآگیری مالی بر رشد و ثبات اقتصادی با استفاده از روش خودگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی صورت گرفته است. همچنین از روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده و تصحیح خطای برداری نیز استفاده شد. نتایج حاصل از برآورده مدل ثبات اقتصادی نشان می‌دهد، در بلندمدت، ثبات اقتصادی کاهش یافته است که این ارتباط در کوتاه‌مدت مثبت، ولی بی‌معنا بوده است. می‌توان استدلال کرد با افزایش بهبود دسترسی به خدمات مالی و افزایش تعداد افراد دارای حساب سپرده، نرخ برداشت از حساب در موقع فشار کاهش یافته، از سوی دیگر فراهم‌سازی وام‌های کوچک ریسک سیستمی کمتری نسبت به وام‌های بزرگ دارد. همچنین با استدلال این کانال‌ها بهبود ثبات اقتصادی خواهد شد. نتایج حاصل از برآورده مدل رشد اقتصادی نشان می‌دهد، در بلندمدت، رشد اقتصادی به اندازه ۰/۳۵ واحد افزایش یافته است که این ارتباط در کوتاه‌مدت نیز مثبت و معنادار بوده است. می‌توان استدلال نمود که فرآگیری مالی هم از کanal عرضه و هم از کanal تقاضا باعث افزایش رشد اقتصادی و توسعه سرمایه‌گذاری‌ها شده‌اند. این اثرگذاری می‌تواند از طریق ارائه خدمات مالی مطلوب، بهبود و ارتقای سیستم مالی ناشی شود. این نتایج منطبق بر مطالعات نوریس و همکاران (۲۰۱۵)، براؤنبرییدج و همکاران (۲۰۱۹)، بالا (۲۰۱۹)؛ چینودا و ماشamba (۲۰۲۱)، کیم و همکاران (۲۰۱۸)، سمویی و همکاران (۱۳۹۹) و تئوری‌های رشد اقتصادی است.

درواقع فرآگیری مالی بسیج پسانداز را افزایش می‌دهد که منابع سرمایه‌گذاری را فراهم می‌کند. این انباست پسانداز را برای وام سرمایه‌گذاران برای تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌دهد و به افزایش بازده منجر می‌شود. علاوه بر افزایش پسانداز، فرآگیری مالی باعث افزایش بهره‌وری بنگاه‌ها و خانواده‌ها می‌شود و درنتیجه باعث افزایش بهره‌وری تولید کل می‌شود. علاوه‌بر این، فرآگیری مالی مبتنی بر فناوری، هزینه‌های معاملات را کاهش می‌دهد و به افزایش استفاده از خدمات مالی منجر می‌شود. درنتیجه تخصیص کارآمد وجوه در بین بخش‌ها را تسهیل می‌کند و درنتیجه هزینه‌های واسطه‌گری را کاهش می‌دهد که باعث تحریک سرمایه‌گذاری می‌شود. لذا پیشنهاد می‌شود: در زمینه دسترسی فیزیکی علیرغم حضور گسترده شعب بانکی در سطح کشور، گسترش ابزارهای نوین همچنین بانکداری الکترونیک و بانکداری همراه می‌تواند به رشد دسترسی مردم به خدمات بانکی منجر شود.

همین‌طور کاهش یا رفع هرگونه مانع برای ورود به بازار مالی با بهبود کیفیت و در دسترس بودن خدمات و محصولات مالی مناسب و ترویج توسعه بازار مالی، بر رشد اقتصادی در کشورهای نوظهور تأثیر مثبتی خواهد داشت. و اجرای سیاست‌های فرآگیری مالی نه تنها به بهبود ثبات اقتصادی کمک می‌کند، بلکه ثبات کلان اقتصادی را تسريع می‌بخشد. لذا باید این سیاست‌ها با توجه و برنامه‌ریزی اجرا نمود. بهعلاوه لازم است سیاست‌گذاران اقدامات هوشمندانه‌ای را برای ایجاد ثبات مالی و جلوگیری از ایجاد بحران انجام دهند. همچون قوانین و مقررات مالی برای توسعه فضای رشد

و ثبات سیاست‌های اقتصادی بر محور توسعه طراحی گردد ضروری است. ریسک‌های سیتماتیک^۱ و منظم موجود در بخش مالی شناسایی شوند تا سیاست‌های مناسب (طراحی برنامه‌ای جامع) و به موقع برای پیش‌بینی و دفع آنها اتخاذ شود. همچنین ایجاد ثبات اقتصادی و جلوگیری از افزایش تورم به واسطه انضباط مالی دولت‌ها و هدایت منابع مالی به سمت فعالیت‌های دارای ارزش افزوده برای افزایش رشد اقتصادی نیز حائز اهمیت است.

حامی مالی

این مقاله حامی مالی ندارد.

تعارض منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

سپاسگزاری

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

ORCID

Tahmoures ElyasiBakhtiari

 <https://orcid.org/0009-0007-3880-5444>

Abbas Memarnejad

 <https://orcid.org/0000-0003-2701-7104>

Farhad Dejpasnd

 <https://orcid.org/0009-0001-7067-3994>

Farhad Ghaffari

 <https://orcid.org/0000-0002-9945-5720>



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

¹ Systematic risk

منابع

- رحیم زاده، فرزاد، شکوهی فرد، سیامک و حاضری نیری، هفت (۱۴۰۱). اثر فساد بر شمول مالی (کاربرد رهیافت گشتاورهای تعیین یافته سیستمی)، *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، ۱۶ (۵۷)، ۴۸-۳۳.
- رضایی، مهدی (۲۳ اردیبهشت، ۱۳۹۵). تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران، (مقاله ارائه شده در دومین همایش بین‌المللی مدیریت، اقتصاد و توسعه)، تهران، ایران، ۴۱۳-۴۰۳.
- سارانی، سمیه (۱۳۹۸). رابطه بین شمول مالی و باز بودن تجارت در ایران؛ با استفاده از الگوی NARDL، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.
- سمویی، عباس، حسنوند، داریوش، خوچیانی، رامین و زاهد غروی، مهدی (۱۳۹۹). مدل‌سازی فراگیری مالی و اثرات آستانه‌ای آن بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوبک (رگرسیون پانل آستانه‌ای)، *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۱۰ (۳۲۳۳)، ۶۶-۷۷.
- صالحی‌فر، محمد و زمان، الهه (۱۱ آبان، ۱۳۹۷). نقش فراگیری مالی در توسعه اقتصادی فراگیر، (مقاله ارائه شده در سومین کنفرانس بین‌المللی مدیریت، حسابداری و حسابرسی پویا)، تهران، ایران، ۲۱۱۲-۲۱۲۲.
- فرج‌زاده اولقی، زهرا، تقیی، محمد (۱۳۷۹). بررسی تأثیر سیاستهای پولی و مالی بر اقتصاد ایران در بستری از رکود اقتصادی. *اقتصاد کاربردی*. ۱ (۲۴)، ۴۸-۳۹.
- گوهری، لیدا، کریمی موغاری، زهرا و زروکی، شهریار (۱۳۹۷). تحلیل اثر تعاملی کیفیت نهادی و توسعه بخش بانکی بر رشد اقتصادی: کاربردی از شاخص ترکیبی مالی، *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۵ (۱)، ۱۸۳-۲۱۲.
- محمدی، تیمور، ناظمان، حمید و خداپرست پیرسایی، یونس (۱۳۹۳). بررسی رابطه علیت پویای بین توسعه مالی، بازبودن تجاری و رشد اقتصادی؛ مقایسه موردنی دو کشور نفتی ایران و نروژ، *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۱۰ (۳)، ۱۷۸-۱۵۱.
- معبدی، رضا (۱۴۰۲) شمول مالی و بیکاری در مناطق شهری و روستایی ایران. *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، ۱۷ (۶۲)، ۵۹-۷۴.
- Salehifar, M., & Zaman, Elaha (2018, November-2). *The role of financial inclusion in inclusive economic development*, [the third international conference on management, accounting and dynamic auditing]. 2018 Tehran, Iran. (In Persian).
 - Sarani, S. (2018). *The relationship between financial inclusion and trade openness in Iran; Using the NARDL model*. [Master's thesis]. University of Sistan and Baluchestan (In Persian).
 - Afonso, A., & Blanco-Arana, C., (2024). Does financial inclusion enhance per capita income in the least developed countries? *International Economics*, 177(79), 142-156.
 - Agnello, L., Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2012). Financial reforms and income inequality, *Economics Letters*, 116 (3), 47-58.
 - Baltagi, B. (2005). *Economics Analysis of Panel Data*. Third Edition John Wiley and Sons, Ltd.
 - Bateman, M. (2010). *Why Doesn't Microfinance Work? The Destructive Rise of Local Neoliberalism*. London: Zed Books.
 - Beck, T., Demirgu, C., Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality, and the poor. *J Econ Growth*, 12(45), 27-49.
 - Bougatef, K. (2017). Determinants of bank profitability in Tunisia: Does corruption matter? *Journal of Money Laundering Control*, 20(1), 70-78.

- Chinoda, T., & Mashamba, T. (2021). Financial inclusion, bank competition and economic growth in Africa. *Journal of Economic and Financial Sciences*, 14(1), 9-21.
- Claessens, S. & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: channels and evidence. *Journal of Comparative Economics*, 35(4), 32-45.
- Clarke, G., Xu, L. C., & Zou, H. (2006). Finance and inequality: what do the data tell us? *South Econ*, 72(4), 578-596.
- Dabla-Norris, E., Ji, Y., Townsend, R., & Unsal, F. (2015). *Identifying Constraints to Financial Inclusion and Their Impact on GDP and Inequality: A Structural Framework for Policy*, D.C. Washington. International Monetary Fund.
- Demirguc-Kunt, A., Beck, T., & Honohan, P. (2016). *The World Bank Finance for All? Policies and Pitfalls in Expanding Access*. A World Bank Policy Research Report, Development Research Group (DEC RG). Washington DC: The World Bank Group.
- Farajizadeh, Z., & Naghibi, M. (2018). The Effect of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Economy in the Situation of Economic Downturn. *Iranian journal of applied economics*, 8(24), 39-48 (In Persian).
- Gohari, L., Karimi Moughari, Z., & Zaroki, S. (2018). An interactive effect of institutional quality and banking development on economic growth: The applied of financial combined indicator. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 5(1), 183-212 (In Persian).
- Han, R., & Melecky, M. (2013). Financial inclusion for financial stability: Access to bank deposits and the growth of deposits in the Global Financial Crisis. *Policy Research Working Paper*. the World Bank Series 6577.
- Haneef Malik, A., bin Md Isa, A. H., bin Jais, M., Rehman, A. U., & Ali Khan, M., (2022). Financial stability of Asian Nations: Governance quality and financial inclusion. *Borsa Istanbul Review*, 22(2), 377-387.
- Hua, X., Bi, J., & Shi, S. (2023). The appropriate level of financial inclusion: The perspective of financial stability. *China Economic Quarterly International*, 3(3), 167-178.
- Huang, S., Shu, Z & Manli, C. (2024). *Role of Social Capital and Financial Inclusion in Sustainable Economic Growth*. Research in International Business and Finance, 102525.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual based test for co-integration in panel data. *Journal of Econometrics*, 99 (1), 1-12.
- Karpowicz, I. (2014). *Financial Inclusion, Growth and Inequality: A Model Application to Colombia*. Springer.
- Kim, D. Y., & Hassan, F. (2018). Financial Inclusion and Economic Growth in IOC countries. *Research in International Business and Finance*, 43(1), 1-14.
- King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 10 (1), 717-737.
- Levine, R. (1998). The legal environment, banks, and long-run economic growth. *J Money Credit Bank*, 30 (1):596-613.
- Levine, R. (2005). *Finance and growth: theory and evidence*. In Handbook of Economic Growth, Edited by Aghion P, Durlauf S. Amsterdam, Elsevier.
- Maaboudi, R. (2023). the financial inclusion and unemployment in urban and rural areas of Iran. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 17(62), 59-74 (In Persian).
- McKillop D, W. J. (2007). Financial exclusion. *Public Money Manage*, 27, 9-12.
- McKinnon, R. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, DC: Brookings Institution.

- Mehrotra, A., & Yetman, J. (2014). Financial inclusion and optimal monetary policy. *BIS Working Papers*, 476, 45-56.
- Mohammadi, T., Nazeman, H., & khodaparast persarai, Y. (2014). A dynamic causality relation between financial development, trade openness and economic growth: A comparison between Iran and Norway. *Iranian Energy Economics*, 3(10), 151-178 (In Persian).
- Mohd Daud, S., N, Ahmad, A. H., & Trinugroho, I. (2024). Financial inclusion, digital technology, and economic growth. *Further evidence, Research in International Business and Finance*, Volume 70, Part B, 102-116.
- Mohd Daud, S. N., & Ahmad, A.H. (2023). Financial inclusion, economic growth and the role of digital technology. *Finance Research Letters*, 53(2), 103-126.
- Morgan, P. J., & Pontines, V. (2018). Financial stability and financial inclusion: The case of SME lending. *Singapore Economic Review*, 1, 111-124.
- Norris, E. D., Ji, Y., Townsend, R., & Unsal, D. F. (2015). Identifying Constraints to Financial Inclusion and Their Impact on GDP and Inequality: A Structural Framework for Policy. *IMF Working Paper* 22. IMF: Washington DC.
- Ong, H., B., Wasiuzzaman, S., Chong, L. L., & Choon, S., W. (2023). Digitalisation and financial inclusion of lower middle-income ASEAN. *Celpress*, 9 (2), 133-147.
- Hawkins, P. (2006, March 14–15). *Financial Access and Financial Stability*. [Conference on Central Banks and the Challenge of Development Bank for International Settlements]. Basel, Switzerland.
- Pasali, S., S. (2013, October 1). *Where is the cheese? Synthesizing a giant literature on causes and consequences of financial sector development*. [Synthesizing a Giant Literature on Causes and Consequences of Financial Sector Development]. World Bank Policy Research Working Paper, (6655).
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. (1998). Pooled Mean group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of American Statistical Association*, 94(3), 35-47.
- Raddatz C. (2006). Liquidity needs and vulnerability to financial underdevelopment. *J Financial Econ*, 80, 677-722.
- Rahimzadeh, F., Shokouhifard, S., & Hazeri Niri, H. (2022). The effects of corruption on financial inclusion (a system-generalized method of moments approach). *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 57, 33-48 (In Persian).
- Rajan, R.G., & Zingales, L. (1998). Financial dependence and growth. *American Economic Review*, 88, 559- 586.
- Rezaei, M. (2016, May-12). *The effect of financial development on economic growth in Iran* [The second international conference on management ,economy and development]. 2018, Tehran, Iran (In Persian).
- Samoui, A., Hassanvand, D., Khochiani, R. & Zahid Gharavi, M. (2019). Modeling financial inclusion and its threshold effects on the economic growth of OPEC member countries (threshold panel regression). *Applied Economics*, 10(32, 33), 66-77 (In Persian).
- Saraswati, B. D., Maski, G., Kaluge, D., & Sakti, R. K. (2020). The effect of financial inclusion and financial technology on effectiveness of the Indonesian monetary policy, *Business: Theory and Practice. Verslas Teorija ir Praktika*, 21(1):230-243.
- Sethi, D., & Debashis, A. (2018). Financial inclusion and economic growth linkage: some cross country evidence. *Journal of financial Economic Policy*, 48, 23-47.
- Wang, R., & Luo, H. (2022). How does financial inclusion affect bank stability in emerging economies?. *Emerging Markets Review*, 51, Part A110-118.

پیوست

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون LLC	آماره آزمون IPS	آماره آزمون ADF	آماره آزمون PPF
FL	.	*6/۸۴۳۷	11/۸۴۵۳	6/۰۱۳۷	۴/۰۹۳۶ (1/0000)
D(FL)	۱	-۵/۰۲۴۶	-۷/۳۰۷۳	178/635 (0/0000)	216/600 (0/0000)
ES	.	-۲۸/۰۶۶۲	-۱۸/۶۷۷۶	428/228 (0/0000)	728/043 (0/0000)
GDP	.	-۱۶/۸۷۳۸	-۱۳/۲۱۸۸	262/438 (0/0000)	285/746 (0/0000)
INF	.	۰/۷۶۱۵	-۱/۲۸۵۸	59/5235 (0/4931)	36/8901 (0/9918)
D(INF)	۱	-۱۳/۲۹۰۱	-۸/۱۳۳۷	165/580 (0/0000)	163/445 (0/0000)
POP	.	-۱۷/۲۹۶۷	-۱۱/۱۲۴۵	198/542 (0/0000)	199/053 (0/0000)
UN	.	-۳/۹۶۶۶	-۳/۲۱۳۱	97/0010 (0/0018)	78/3939 (0/0556)
HI	.	۱۳/۳۷۷۷	۱۸/۸۳۲۱	۰/۴۲۹۴ (1/0000)	۰/۳۷۹۲ (1/0000)
D(HI)	۱	-۲/۶۴۴۷	-۲/۳۱۷۴	88/9501 (0/0090)	87/4839 (0/0118)

*اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آن‌ها می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون همانباشتگی کانو

آماره ADF	آماره t	سطح احتمال
معادله ثبات اقتصادی	-۲۵/۵۴۸۶	۰/0000
معادله رشد اقتصادی	-۵/۷۱۰۴	۰/0000

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون‌ها

معادلات	آزمون	آزمون لیمر (آماره F)	آزمون هاسمن (آماره χ^2)	نتیجه آزمون‌ها چاو
معادله ثبات اقتصادی	مقدار	۲/۹۸۲۶	۸۶/۴۱۱۸	آزمون چاو: تایید روش داده‌های پانلی
	درجه آزادی	(۲۹, ۴۴۵)	۵	آزمون هاسمن: اثرات ثابت
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	
معادله رشد اقتصادی	مقدار	۴۵/۷۹۲۲	۰/۶۹۷۹	آزمون چاو: تایید روش داده‌های پانلی
	درجه آزادی	(۲۹, ۴۴۵)	۵	آزمون هاسمن: اثرات تصادفی
	سطح احتمال	۰/۰۰۰۱	۰/۳۳۶۷	

مأخذ: نتایج تحقیق

