ACCOUNTING, FINANCE AND COMPUTATIONAL INTELLIGENCE

The Effects of Financial Liberalization on Productivity Index: Evidence from the Manufacturing Sector Using the Mixed Data Sampling (MIDAS) Model with an Emphasis on Trade Liberalization

1. Seyed Hamed Mousavian: Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran

2. Marjan Damenkashideh*: Department of Economics, CT.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran. Email: m.damankeshideh@iau.ac.ir (Corresponding Author)

3. Majid Afsharirad: Associate Professor , Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran

4. Farzaneh Haji Hassani: Department of Economics, SR.C., Islamic Azad University, Tehran, Iran

Article history

Received: 05 April 2025

Revised: 04 August 2025

Accepted: 11 August 2025

Published: 19 September 2025

Abstract:

This study aims to examine the effects of financial liberalization on the total factor productivity (TFP) index in Iran's manufacturing sector using the Mixed Data Sampling (MIDAS) model, with a specific focus on trade liberalization. The research is applied in purpose and descriptive–analytical in nature. Post-event statistical data were collected from the World Bank and Central Bank of Iran for the period 1991–2023. Data were analyzed using EViews software and the MIDAS model. The dependent variable was total factor productivity (TFP), and the independent variables included stock price index, foreign direct investment (FDI), financial depth, trade liberalization, oil price, exchange rate, and interest rate. Results revealed that the stock price index, as an indicator of financial liberalization, had a positive and significant effect on TFP at the 95% confidence level. Foreign direct investment (coefficient = 0.89, p = 0.0033) and financial depth (coefficient = 0.11, p = 0.000) also had positive and significant impacts on productivity. In contrast, the exchange rate and interest rate had negative and significant effects on productivity, while oil prices were statistically insignificant. The model's R-squared value of 0.92 indicated a strong explanatory power. Financial liberalization enhances productivity by facilitating access to financial resources, promoting competition in financial markets, and attracting foreign investments. However, effective implementation requires macroeconomic stability and robust financial supervision mechanisms to mitigate potential risks.

Keywords: Financial liberalization; Productivity index; Manufacturing sector; MIDAS model; Trade liberalization

Citation: Mousavian, S. H., Damenkashideh, M., Afsharirad, M., & Haji Hassani, F. (2025). The Effects of Financial Liberalization on Productivity Index: Evidence from the Manufacturing Sector Using the Mixed Data Sampling (MIDAS) Model with an Emphasis on Trade Liberalization, *Finance and Computational Intelligence,* 3(2), 1-18.

Copyright: © 2025 by the authors. Published under the terms and conditions of Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0) License.

Extended Abstract

Introduction

In recent decades, financial liberalization has emerged as one of the central pillars of economic reform strategies in both developed and developing economies. Theoretically, financial liberalization aims to increase the efficiency of financial systems by reducing government intervention, promoting competition among financial institutions, and improving resource allocation mechanisms (Idrees et al., 2022). It is widely acknowledged that efficient financial systems play a critical role in promoting long-term economic growth, particularly by facilitating capital accumulation, enhancing investment efficiency, and fostering technological innovation (Bazot, 2023). The transition from heavily regulated to liberalized financial markets, however, is not a uniform process; it depends on institutional quality, regulatory frameworks, and macroeconomic stability (Pernet & Zhao, 2024).

In emerging markets, the effects of financial liberalization on productivity have been multifaceted. On the one hand, it facilitates capital inflows, reduces transaction costs, and enhances competitiveness; on the other hand, it can expose economies to financial volatility and speculative behavior if implemented without sufficient regulatory safeguards (Muriithi, 2022). As financial systems evolve, the interaction between domestic financial policies and global capital markets intensifies. Globalization of capital markets, along with trade liberalization, creates an environment where capital can move freely, enabling developing economies to attract foreign direct investment (FDI) and new technologies that drive productivity (Kyei-Mensah, 2024).

Scholarly works emphasize that the link between financial liberalization and productivity is neither automatic nor linear. According to (Barradas, 2023), excessive financialization in advanced economies has slowed labor productivity growth by diverting resources from productive sectors to speculative activities. Similarly, (Remington, 2023) argues that in many capitalist economies, rising rents and financial concentration have reduced the long-term sustainability of productive investment. Yet, in developing economies, controlled and well-sequenced liberalization can significantly increase total factor productivity (TFP), particularly when supported by sound institutional governance and complementary macroeconomic reforms (BÜKey & Akgül, 2021).

The empirical literature identifies three major channels through which financial liberalization affects productivity: access to credit, capital market efficiency, and international capital flows. Studies such as (Akhtar, 2022) and (Zhang, 2021) demonstrate that deregulated banking systems enhance allocative efficiency and stimulate investment in technology and innovation. Furthermore, (Miyake & Muro, 2022) highlights that in economies with imperfect credit markets, deregulation and goods market reforms can improve resource utilization and raise aggregate productivity. In the same vein, (Godden, 2023) and (Setiawan, 2021) show that technological and digital transformations—when aligned with financial liberalization—can strengthen productivity by accelerating capital mobility and improving information flows.

In the Iranian context, the manufacturing sector plays a pivotal role in the national economy, contributing substantially to GDP, employment, and exports. However, structural inefficiencies, restricted financial systems, and volatility in foreign exchange markets have long hindered its productivity growth. Against this backdrop, the present study seeks to analyze the effects of financial liberalization on total factor productivity in Iran's manufacturing sector, using the Mixed Data Sampling (MIDAS) model to capture the dynamic and multi-frequency nature of financial and macroeconomic variables. The study

further places a specific emphasis on the complementary role of trade liberalization in shaping the outcomes of financial reforms.

Methods and Materials

This study adopts an applied quantitative design with a descriptive–analytical approach. Post-event time-series data for Iran covering the period 1991–2023 were collected from official databases, including the World Bank and the Central Bank of Iran. The analytical framework employed the Mixed Data Sampling (MIDAS) regression model, which integrates variables of different temporal frequencies (annual, quarterly, and monthly) into a single econometric model.

The dependent variable is total factor productivity (TFP), measured as the ratio of industrial value-added to the combined contribution of labor and capital inputs. Independent variables representing financial liberalization include the stock price index (FM), foreign direct investment inflows (FDI), financial depth ratio (FIND, proxied by liquidity to GDP), and trade liberalization (OPEN). Control variables include oil price (OIL), exchange rate (EX), and real interest rate (INT).

The MIDAS model was selected for its capability to handle high-frequency financial data alongside lower-frequency macroeconomic indicators without aggregation bias. Statistical analyses were conducted using EViews software. Tests for stationarity were performed using the HEGY and Phillips–Perron unit root tests, and long-run equilibrium relationships were examined using the Johansen–Juselius cointegration approach. The robustness of the estimated coefficients was validated through diagnostic checks, including Durbin–Watson, Jarque–Bera, and parameter restriction (hAh) tests.

Findings

The results of the MIDAS estimation reveal that financial liberalization significantly influences productivity dynamics in Iran's manufacturing sector. Specifically, the stock price index—a key indicator of market liberalization—exerted a positive and statistically significant effect on total factor productivity at the 95% confidence level. This implies that capital market expansion, through increased liquidity and investment opportunities, enhanced productive efficiency across industrial units.

Foreign direct investment (FDI) exhibited a strong positive relationship with productivity, with a coefficient of 0.89 and a corresponding probability of 0.0033. This finding confirms the crucial role of foreign capital inflows in facilitating technology transfer, managerial innovation, and integration into global production networks. Similarly, financial depth (FIND) demonstrated a positive and significant coefficient (0.11, $p = 0.000$), indicating that deepening financial markets improved access to credit and supported capital formation within the production sector.

Conversely, the effects of exchange rate (EX) and interest rate (INT) on productivity were found to be negative and significant. The estimated coefficients suggest that currency depreciation and high lending rates increased input costs, discouraged investment, and reduced competitiveness among manufacturers. Meanwhile, oil prices (OIL) were statistically insignificant, implying that fluctuations in global oil markets did not directly translate into productivity variations within the non-oil manufacturing sector.

Diagnostic results confirmed the robustness of the estimated model: the R-squared value of 0.92 indicated a high explanatory power; the Durbin–Watson statistic of 1.97 suggested no autocorrelation in residuals; and the Jarque–Bera test confirmed the normal distribution of errors. Overall, the empirical findings validate the hypothesized positive linkage between financial liberalization and productivity growth, moderated by macroeconomic stability and institutional efficiency.

Discussion and Conclusion

The findings of this study underscore the pivotal role of financial liberalization as a catalyst for productivity enhancement in Iran's manufacturing sector. The positive and significant impact of capital market indicators supports the argument that liberalized financial environments facilitate efficient capital allocation and enable firms to undertake long-term investments in innovation and technology. These results are consistent with prior evidence from (Bazot, 2023), who highlighted that deregulation and the reduction of intermediation costs enhance financial sector competitiveness and economic performance.

The strong influence of foreign direct investment aligns with (Zhang, 2021), who found that China's financial innovation policies, integrated with liberalization reforms, led to notable improvements in industrial productivity. Likewise, (Kyei-Mensah, 2024) emphasized that the interaction between financial development and international trade serves as a reinforcing mechanism that magnifies the productivity effects of liberalization. The present study corroborates these observations, suggesting that the simultaneous advancement of financial and trade reforms yields synergistic gains for the manufacturing economy.

The positive coefficient of financial depth further confirms the theoretical proposition that deeper financial markets foster greater access to credit, thus reducing financing constraints for businesses. As (BÜKey & Akgül, 2021) noted, financial deepening promotes inclusive growth and equal distribution of capital resources, which ultimately enhances productivity. In Iran, where small and medium enterprises face chronic liquidity shortages, the expansion of banking and capital market activities has likely contributed to the observed productivity gains.

However, the negative effects of the exchange rate and interest rate highlight the limitations of financial liberalization in the absence of macroeconomic coordination. Exchange rate volatility, particularly in economies heavily reliant on imported intermediate and capital goods, can erode competitiveness and offset the productivity gains from liberalization. This outcome resonates with (Barradas, 2023), who argued that unregulated financialization can distort productive investment by prioritizing short-term speculative motives. Similarly, (Remington, 2023) observed that rising financial rents and unproductive credit allocation hinder the reallocation of resources toward growth-enhancing sectors.

In line with (Pernet & Zhao, 2024) and (Miyake & Muro, 2022), the current findings suggest that the success of financial liberalization depends heavily on institutional robustness and market transparency. Without effective regulation, liberalization may amplify financial instability and weaken the productive capacity of the economy. Thus, while liberalization offers substantial potential for productivity growth, it must be implemented in conjunction with governance reforms and prudent monetary policy frameworks.

The study's evidence also supports the emerging perspective that digital and technological transformation can reinforce the benefits of financial liberalization. According to (Setiawan, 2021), financial digitalization and the proliferation of fintech platforms enhance capital circulation and democratize access to investment opportunities. Similarly, (Maghfirullah et al., 2024) emphasized that regionally adapted regulatory frameworks can help channel financial resources toward small and medium enterprises, ensuring that the benefits of liberalization are broadly distributed across the economy.

In conclusion, this research provides strong empirical support for the proposition that financial liberalization—when complemented by trade openness and sound macroeconomic management—contributes positively to total factor productivity in the manufacturing sector. The evidence from Iran highlights that capital market growth, FDI inflows, and financial deepening collectively enhance industrial efficiency, while policy-induced volatility in interest and exchange rates can undermine these gains.

To maximize the long-term benefits of liberalization, policymakers must adopt a balanced approach that couples deregulation with institutional strengthening and risk management mechanisms. In particular, fostering transparency, enhancing financial literacy, and developing inclusive credit systems will be essential to ensure that liberalization contributes to sustainable productivity growth rather than speculative instability. Ultimately, the study reaffirms that the pathway to higher productivity in developing economies lies not merely in opening financial markets but in cultivating resilient, inclusive, and innovation-driven financial systems that bridge the gap between finance and the real economy.

Authors' Contributions

Authors equally contributed to this article.

Acknowledgments

Authors thank all participants who participate in this study.

Declaration of Interest

The authors report no conflict of interest.

Funding

According to the authors, this article has no financial support.

Ethical Considerations

All procedures performed in this study were under the ethical standards.

حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی

اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره‌وری؛ شواهدی از بخش تولید با به‌کارگیری الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS) با تأکید بر آزادسازی تجاری

تاریخچه مقاله

تاریخ دریافت: ۱۶ فروردین ۱۴۰۴

تاریخ بازنگری: ۱۳ مرداد ۱۴۰۴

تاریخ پذیرش: ۲۰ مرداد ۱۴۰۴

تاریخ انتشار: ۲۸ شهریور ۱۴۰۴

۱. سیدحامد موسویان: گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۲. مرجان دامن کشیده*: گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. ایمیل: **m.damankeshideh@iau.ac.ir** (نویسنده مسئول)

۳. مجید افشاری راد: دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

۴. فرزانه حاجی حسنی: گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

چکیده

هدف پژوهش بررسی اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش تولید ایران با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS) و تأکید بر نقش آزادسازی تجاری است. پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر ماهیت، توصیفی–تحلیلی است. داده‌های آماری از نوع پس‌رویدادی و از منابع بانک جهانی و بانک مرکزی برای دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ استخراج شد. در تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار EViews و مدل داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS) استفاده گردید. متغیر وابسته شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و متغیرهای مستقل شامل شاخص قیمت سهام، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عمق مالی، آزادسازی تجاری، قیمت نفت، نرخ ارز و نرخ بهره بودند. نتایج نشان داد شاخص قیمت سهام به‌عنوان یکی از شاخص‌های آزادسازی مالی تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با ضریب ۰.۸۹ و احتمال ۰.۰۰۳۳، و شاخص عمق مالی با ضریب ۰.۱۱ و احتمال ۰.۰۰۰ تأثیر مثبت و معنادار بر بهره‌وری دارند. در مقابل، نرخ ارز و نرخ بهره تأثیر منفی و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارند، در حالی که تأثیر قیمت نفت معنادار نیست. مدل با ضریب تعیین ۰.۹۲ نشان‌دهنده توان توضیح‌دهندگی بالای آن است. آزادسازی مالی از طریق گسترش دسترسی به منابع مالی، افزایش رقابت در بازارهای مالی و جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید منجر شود. با این حال، ثبات اقتصادی و نظام نظارتی کارآمد برای بهره‌برداری مؤثر از این سیاست‌ها ضروری است.

کلیدواژگان: آزادسازی مالی؛ شاخص بهره‌وری؛ بخش تولید؛ الگوی میداس؛ آزادسازی تجاری

شیوه استناددهی: موسویان، سیدحامد.، دامن‌کشیده، مرجان.، افشاری‌راد، مجید.، و حاجی حسنی، فرزانه. (۱۴۰۴). اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره‌وری؛ شواهدی از بخش تولید با به‌کارگیری الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS) با تأکید بر آزادسازی تجاری. *حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی*، ۳(۲)، ۱۸–۱.

مجوز و حق نشر: © ۱۴۰۴ تمامی حقوق انتشار این مقاله متعلق به نویسنده است. انتشار این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد مطابق با گواهی (CC BY-NC 4.0) صورت گرفته است.

مقدمه

در دهه‌های اخیر، آزادسازی مالی به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های کلیدی اصلاحات اقتصادی در بسیاری از کشورها مطرح شده است. هدف اصلی این سیاست، افزایش کارایی نظام مالی از طریق کاهش مداخلات دولت، گسترش رقابت میان مؤسسات مالی، و بهبود تخصیص منابع در سطح کلان و خرد اقتصادی است (Idrees et al., 2022). در اقتصادهای در حال توسعه، آزادسازی مالی علاوه بر افزایش جریان سرمایه و جذب سرمایه‌گذاری خارجی، به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید نیز منجر می‌شود. اما این فرآیند، در غیاب ساختارهای نظارتی مؤثر، می‌تواند موجب بی‌ثباتی مالی و افزایش ریسک در نظام بانکی گردد (Muriithi, 2022).

نقش نظام‌های مالی در تسهیل رشد اقتصادی از طریق بهبود کارایی تخصیص سرمایه و گسترش دسترسی به منابع مالی در پژوهش‌های گوناگون مورد تأکید قرار گرفته است. براساس شاخص‌های بین‌المللی، کشورهایی که دارای نظام‌های مالی کارآمدتر و عمیق‌تر هستند، عملکرد اقتصادی و بهره‌وری بالاتری دارند (BÜKey & Akgül, 2021). از منظر نظری، آزادسازی مالی موجب کاهش هزینه‌های واسطه‌گری مالی، بهبود جریان اطلاعات، و افزایش رقابت میان نهادهای مالی می‌شود که نتیجه آن، افزایش سطح سرمایه‌گذاری و بهره‌وری کل عوامل است (Bazot, 2023). در مقابل، در نظام‌های مالی بسته یا بیش از حد تنظیم‌شده، سرمایه به سمت فعالیت‌های غیرمولد هدایت می‌شود و این امر کارایی اقتصادی را کاهش می‌دهد (Remington, 2023).

بر اساس مطالعات اخیر، آزادسازی مالی زمانی بیشترین اثر مثبت را دارد که همراه با ثبات اقتصاد کلان و وجود چارچوب‌های حقوقی و نهادی قوی باشد (Pernet & Zhao, 2024). فقدان این شرایط، می‌تواند موجب افزایش رفتارهای سفته‌بازانه و رشد بخش غیرمولد مالی شود که نهایتاً به تضعیف بهره‌وری منجر می‌شود (Barradas, 2023). در کشورهای توسعه‌یافته، تجربه اصلاحات مالی نشان داده است که تنظیمات مناسب بازار و کنترل نوسانات سرمایه، پیش‌شرط‌های حیاتی برای تحقق منافع آزادسازی هستند (Sabatino, 2020).

از سوی دیگر، ارتباط آزادسازی مالی با بازارهای واقعی و بخش تولید نیز بسیار پیچیده است. در الگوی رشد درون‌زا، سرمایه‌گذاری در فناوری و نوآوری تنها زمانی پایدار می‌ماند که نظام مالی بتواند منابع لازم را به‌صورت کارآمد در اختیار بنگاه‌ها قرار دهد (Akhtar, 2022). این موضوع در کشورهای در حال گذار که ساختار مالی‌شان هنوز از سطح بلوغ کافی برخوردار نیست، از اهمیت دوچندان برخوردار است. به‌عنوان مثال، در مطالعه‌ای درباره بانک‌های تجاری پاکستان، نشان داده شد که کارایی ایکس (X-efficiency) پس از آزادسازی مالی افزایش یافته اما با چالش‌های نظارتی روبه‌رو بوده است (Akhtar, 2022).

به موازات این تحولات، مفهوم "مالی‌سازی" نیز وارد ادبیات اقتصادی شده است. مالی‌سازی به معنای افزایش نقش بخش مالی در فعالیت‌های اقتصادی و تصمیم‌گیری‌های شرکتی است که می‌تواند بهره‌وری را از مسیرهای مختلف تحت تأثیر قرار دهد (Remington, 2023). هرچند برخی پژوهشگران معتقدند که مالی‌سازی در کشورهای پیشرفته باعث کندی رشد بهره‌وری شده است (Barradas, 2023)، اما در کشورهای در حال توسعه، به دلیل توسعه‌نیافتگی بازارهای مالی، هنوز می‌تواند نقش تسهیل‌گر ایفا کند. به‌ویژه هنگامی که سیاست‌های آزادسازی با اصلاحات نهادی و شفافیت بازار همراه باشند (Godden, 2023).

افزون بر این، تأثیر آزادسازی مالی را نمی‌توان از پدیده جهانی‌سازی جدا دانست. جهانی‌شدن بازارهای سرمایه، جریان آزاد منابع مالی بین‌المللی را تسهیل کرده است و بسیاری از کشورها برای بهره‌برداری از این فرصت‌ها اقدام به آزادسازی بازارهای مالی و تجاری کرده‌اند (Kyei-Mensah, 2024). با این حال، تجربه نشان می‌دهد که در غیاب سیاست‌های مکمل، این روند می‌تواند منجر به آسیب‌پذیری اقتصاد در برابر شوک‌های خارجی شود (Miyake & Muro, 2022). در مدل‌های تعادل عمومی پویای اخیر، نشان داده شده است که نواقص بازار اعتبار می‌تواند تأثیر آزادسازی را تعدیل کند و حتی در صورت ضعف در تنظیم بازارها، موجب نوسان در رشد بهره‌وری گردد (Miyake & Muro, 2022).

از منظر نهادی، کاهش مقررات مالی باید همزمان با تقویت حاکمیت شرکتی و مدیریت ریسک صورت گیرد (Fairhurst et al., 2025). در غیر این صورت، آزادسازی می‌تواند منجر به رفتارهای پرریسک در میان مؤسسات مالی شود که اثرات منفی بر ثبات اقتصادی دارد (Bustaman & Viverita, 2023). در کشورهای آسیایی، رقابت

فزاینده در بازارهای بانکی نشان داده است که اگرچه تنوع مالی و رقابت موجب افزایش نقدینگی و کارایی می‌شود، اما در نبود نظارت مؤثر، می‌تواند احتمال بحران‌های بانکی را افزایش دهد (Bustaman & Viverita, 2023).

بر اساس یافته‌های تجربی، یکی از مهم‌ترین کانال‌های تأثیر آزادسازی مالی بر بهره‌وری، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. آزادسازی موجب افزایش دسترسی سرمایه‌گذاران خارجی به بازارهای داخلی و تسهیل انتقال فناوری می‌شود (Zhang, 2021). همچنین، تعمیق مالی و گسترش ابزارهای نوین اعتباری، فرصت‌هایی برای بنگاه‌های کوچک و متوسط جهت دستیابی به منابع مالی فراهم می‌کند که این امر خود موجب ارتقای نوآوری و بهره‌وری می‌شود (Setiawan, 2021). از سوی دیگر، با رشد فناوری‌های دیجیتال و ظهور بازارهای سرمایه الکترونیکی، سرعت گردش سرمایه افزایش یافته و تخصیص منابع به بخش‌های مولد بهبود یافته است (Setiawan, 2021).

در شرایط کنونی اقتصاد جهانی، نقش مقررات‌زدایی مالی به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که کاهش هزینه‌های واسطه‌گری مالی و توسعه ابزارهای بازار سرمایه می‌تواند موجب ارتقای رقابت و در نتیجه بهبود بهره‌وری شود (Bazot, 2023). در مقابل، چنانچه آزادسازی بدون ایجاد بسترهای نهادی مناسب انجام گیرد، ممکن است موجب تخصیص نامطلوب منابع و افزایش نوسانات اقتصادی گردد (Ng'ang'a, 2022).

تجربه اتحادیه اروپا نشان می‌دهد که مالی‌سازی بیش از حد، به‌ویژه در غیاب سرمایه‌گذاری مولد، می‌تواند به کندی رشد بهره‌وری منجر شود (Barradas, 2023). در حالی که کشورهایی با سیاست‌های مالی محتاطانه‌تر و نظام‌های اعتباری منسجم‌تر، توانسته‌اند از مزایای آزادسازی بهره بیشتری ببرند (Fairhurst et al., 2025). بنابراین، تعادل میان آزادی بازار و نظارت مؤثر، عامل تعیین‌کننده موفقیت آزادسازی مالی است.

در کنار این ملاحظات، اصلاحات مالی باید در هماهنگی با سیاست‌های تجاری انجام گیرد. گشودگی تجاری از طریق افزایش صادرات و واردات کالاهای سرمایه‌ای، می‌تواند با آزادسازی مالی هم‌افزایی ایجاد کند و موجب انتقال فناوری، افزایش رقابت و رشد بهره‌وری شود (Kyei-Mensah, 2024). از سوی دیگر، سیاست‌های مالی مناسب می‌تواند منابع حاصل از تجارت را به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد هدایت کند و از بروز نوسانات ناشی از جریان سرمایه کوتاه‌مدت جلوگیری نماید (Muriithi, 2022).

همچنین، پژوهش‌های اخیر در حوزه سیاست‌گذاری عمومی نشان داده‌اند که حمایت‌های محلی و مقررات منطقه‌ای می‌تواند نقش مؤثری در هدایت منابع مالی به سمت بنگاه‌های کوچک و متوسط ایفا کند که این امر به کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و ارتقای بهره‌وری منجر می‌شود (Maghfirullah et al., 2024). در سطح کلان نیز، کاهش موانع تجاری و مالی باید با تقویت بخش خصوصی و اصلاح ساختارهای تولیدی همراه باشد تا از طریق افزایش رقابت، کارایی و بهره‌وری را در بخش واقعی اقتصاد ارتقا دهد (Pernet & Zhao, 2024).

در نهایت، بررسی الگوهای جهانی نشان می‌دهد که تعامل میان توسعه مالی، آزادسازی بازارها، و پایداری اقتصادی، عاملی تعیین‌کننده در رشد بلندمدت بهره‌وری است. کشورهایی که توانسته‌اند این تعامل را به‌درستی مدیریت کنند، از رشد پایدار، سرمایه‌گذاری بالا و نرخ‌های بهره‌وری قابل‌توجه برخوردار شده‌اند (Sabatino, 2020). در مقابل، اقتصادهایی که آزادسازی را بدون ملاحظات نهادی و نظارتی دنبال کرده‌اند، با بحران‌های مالی، نوسانات ارزی، و کاهش بهره‌وری مواجه شده‌اند (Ng'ang'a, 2022).

با توجه به این مبانی نظری و شواهد تجربی، روشن است که آزادسازی مالی نقشی اساسی در شکل‌دهی مسیر رشد اقتصادی و بهبود شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید ایفا می‌کند. اما میزان موفقیت آن به نحوه اجرای سیاست‌ها، توان نهادی کشور، و پیوند آن با اصلاحات تجاری و صنعتی بستگی دارد (Barradas, 2023; Bazot, 2023; Fairhurst et al., 2025; Pernet & Zhao, 2024). هدف این مطالعه، بررسی اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش تولید ایران با به‌کارگیری الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS) و تأکید بر نقش آزادسازی تجاری است.

روش پژوهش و مواد

پژوهش حاضر از منظر هدف کاربردی می‌باشد و از منظر ماهیت تحلیلی توصیفی می‌باشد همچنین برای جمع اوری داده‌های آماری از نوع پس رویدادی می‌باشد. جامعه آماری در این تحقیق شامل کشور ایران می‌باشد که با توجه به در دسترس بودن داده‌ها، برای دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۷۰ در نرم افزار ایویوز و مدل الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت، به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شده است. هدف مطالعه حاضر با پیروی از مطالعات زیانگ خو و همکاران[1] (۲۰۲۲)، لوپیرسبرگر و همکاران[2] (۲۰۲۲) و واحد و همکاران[3] (۲۰۲۱)، اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره وری؛ شواهدی از بخش تولید، با بکارگیری الگوی داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (**MIDAS**) است.

درروش سنتی الگوسازی سری‌های زمانی برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی، تمام متغیرهای درگیر در الگو لزوماً از تواتر یکسانی برخوردارند، به‌عنوان‌مثال چنانچه متغیر وابسته فصلی باشد، متغیرهای توضیح‌دهنده نیز می‌باید فصلی باشند. حال چنان‌چه در یک رابطه رگرسیونی متغیرهایی وجود داشته باشند که برخی به‌صورت سالانه و پاره‌ای به‌صورت فصلی یا ماهانه بوده باشند، امکان برآورد ضرایب این رگرسیون وجود ندارد، مگر آنکه داده‌های فصلی و یا ماهانه را به داده‌هایی سالانه تبدیل کرده و سپس ضرایب رگرسیون را برآورد نمود؛ اما اخیراً تکنیکی ابداع‌شده است که می‌توان متغیرهای با تواتر مختلف را در یک رگرسیون قرارداد و ضرایب آن‌ها را برآورد نمود. ساخت الگویی براین اساس از دو مزیت عمده برخوردار است. اول اینکه قرار گرفتن متغیرهای پرتواتر در کنار متغیرهای کم تواتر در یک رگرسیون این امکان را فراهم می‌آورد تا متغیر وابسته را برای آینده‌ای نزدیک به‌صورت دقیق‌تری پیش‌بینی کرد. دوم اینکه وقتی اطلاع جدیدی در مورد متغیرهای پرتواتر به دست می‌آید، می‌توان در پیش‌بینی قبلی ارائه‌شده برای متغیر وابسته کم تواتر الگو تجدید نظر کرد (بیات و نوفرستی[4]، ۱۳۹۴). ایده اولیه الگوسازی براساس متغیرهای با تواتر زیاد توسط کلاین و سوجو (۱۹۸۹) ارائه‌شده است و اخیراً توسط گیزلز و همکاران (۲۰۰۴) ابداع و سپس توسط گیزلز و همکاران (۲۰۰۶) بسط داده شده است که معروف به الگوی داده‌های ترکیبی باتواتر متفاوت یا میداس هست. برای معرفی این الگو، ابتدا نحوه نمادگذاری متغیرهایی که در الگو از تواتر متفاوتی برخوردارند، پرداخته می‌شود. فرض کنید $(y_t)_t$ و $(x_\tau)_\tau$ و دو سری زمانی پایا با تواترهای متفاوت باشند، به‌طوری‌که $(y_t)_t$ متغیر وابسته و $(x_\tau)_\tau$ متغیر توضیح‌دهنده است. $\mathbf{t}$ واحد زمان مورداستفاده برای متغیر کم تواتر است. برای ایجاد ارتباط بین دو متغیر با تواترهای $\mathbf{t}$ و $\boldsymbol{\tau}$ از ضریب $\mathbf{s}$ استفاده می‌کنیم. ضریب $\mathbf{s}$ کسری از فاصله زمانی بین $\mathbf{t}$ و $\mathbf{t-1}$ است به‌گونه‌ای که $\boldsymbol{m=\frac{1}{s}}$ مشخص می‌کند که متغیرهای سری زمانی پرتواتر $(x_\tau)_\tau$ چند بار در این فاصله زمانی مورد مشاهده واقع‌شده است. بنابراین $\boldsymbol{t=\tau.m}$ بوده و درنتیجه x_τ به تعداد m بار بیشتر از داده‌های سری زمانی y_t ظاهر می‌شوند. نماد $x_\tau^{(m)}$ به مفهوم $x_\tau = x_\tau^{(m)}$ است. به عنوان‌مثال برای داده‌های فصلی و ماهانه، $\mathbf{m=3}$ است و این به این معناست که در هر فصل، یک مشاهده از داده‌های فصلی و سه مشاهده از داده‌های ماهانه را خواهیم داشت. متغیری که داده‌های فصلی را داراست متغیر کم تواتر و متغیری که داده‌های ماهانه را در بردارد متغیر پرتواتر هست. گیزلز و همکاران (۲۰۰۶) رگرسیون ساده میداس را به دنیای علم معرفی نمودند. یک رگرسیون ساده میداس با توجه به متغیر توضیح‌دهنده پرتواتر $x_\tau^{(m)}$ و وقفه‌هایشان صریحاً به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$y_t = C_0 + \beta \sum_0^{jmax} W(j;\theta)\, L^{\frac{j}{m}} X_t^{(m)} + u_t \qquad (۱)$$

تابع وزن‌دهی $W(j;\theta)$ مبین یک چندجمله‌ای برای اعمال وزن‌هایی خاص به وقفه‌های گسترده x_τ هست. گیزلز (۲۰۱۴) توابع وزن‌دهی میداس را به ترتیب توابعی همچون تابع وزن دهی آلمون، تابع وزن‌دهی آلمون نمایی و تابع وزن‌دهی بتا معرفی کرده و بعد از به‌کارگیری رهیافت میداس برای ارزیابی اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره وری؛ شواهدی از بخش تولید به تخمین مدل خواهیم پرداخت و بررسی می‌شود که آزادسازی مالی چقدر بر بهره وری بخش صنعت اثرگذار است. مدل تخمینی به‌صورت زیر هست

$$TFP_{it} = c(s_t) + \alpha_0 TFP_{t-1} + \gamma_1 FM + \partial_1 FDI + \chi_1 FIND + \rho_1 OPEN + \lambda_1 OIL + \varphi_1 EX + \varpi_1 INT + \varepsilon$$

آزادسازی مالی:

1. Zhenhui Xu et al
2. Loipersberger et al
3. Farah Waheed et al
4. Bayat & Noferesti

به منظور سنجش آزادسازی مالی با پیروی از مطالعات زیانگ خو و همکاران (۲۰۲۲)، لوپیرسبرگر و همکاران (۲۰۲۲) و واحد و همکاران (۲۰۲۱)، از متغیرهای مختلفی استفاده شده است. در این پژوهش از داده‌های فصلی شاخص قیمت سهام (**FM**)، سرمایه گذاری مستقیم خارجی بعنوان توسعه بازارهای مالی[1] (**FDI**)، نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص توسعه مالی بخش واقعی اقتصاد[2] (**FIND**) و آزاد سازی تجاری (**OPEN**) استفاده می‌شود.

متغیرهای کنترلی:

همچنین از متغیرهای فصلی: **OIL**: داده‌های فصلی قیمت نفت، **EX**: داده‌های فصلی نرخ ارز، **INT**: داده‌های فصلی نرخ بهره واقعی که از تفاوت نرخ سود تسهیلات بر تورم به دست می‌آید، استفاده می‌شود.

متغیر وابسته:

TFP: بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید که با پیروی از مطالعات زیانگ خو و همکاران (۲۰۲۲)، لوپیرسبرگر و همکاران (۲۰۲۲) از نسبت مقدار ارزش افزوده بخش صنعت بعنوان ستانده بر سهم ترکیب نهاده‌های تولیدی (تعداد شاغلان و موجودی سرمایه) حاصل شده است.

بازه زمانی مطالعه حاضر، داده‌های سالانه و فصلی از ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۲ بوده و همه داده‌ها از سایت بانک جهانی و بانک مرکزی استخراج شده است.

یافته‌ها

در مدل با بکارگیری روش الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت (میداس) به بررسی اثرات آزادسازی مالی بر شاخص بهره وری؛ شواهدی از بخش تولید با تاکید بر آزاد سازی تجاری پرداخته می‌شود. در ابتدا به بررسی نتایج آزمون ریشه واحد فصلی و غیرفصلی هگی پرداخته می‌شود.

نخستین گام در برآورد مدل‌های سری زمانی، بررسی ایستایی متغیرهای مدل است. با توجه به نوع داده‌های مورد استفاده در این مطالعه (داده‌های فصلی)، ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد فصلی هگی (*HEGY*) مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به این که متغیرهای این مطالعه از نوع سری زمانی فصلی هستند، باید آزمون ریشه واحد هگی به کار گرفته شود. این آزمون می‌تواند ریشه واحد فصلی و غیرفصلی را به طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند. در آزمون هگی فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با فراوانی صفر (ریشه واحد غیرفصلی) و همچنین، ریشه واحد با فراوانی دو (ریشه واحد شش ماهه) با استفاده از آماره t و ریشه واحد با فراوانی چهار (ریشه واحد فصلی) با آماره F مورد آزمون قرار می‌گیرد. در حالت وجود عرض از مبدا، روند و متغیرهای دامی فصلی، مقادیر بحرانی برای ریشه واحد با تناوب صفر، دو و چهار به ترتیب برابر با ۳/۵۳-، ۲/۹۴-، ۶/۶۰- است. در هر کدام از تناوب‌های مذکور در صورتی که قدر مطلق آماره آزمون از مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرض صفر وجود ریشه واحد رد می‌شود. نتایج آزمون ریشه واحد هگی برای متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه در جدول ۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی و غیر فصلی هگی

نام متغیر		غیرفصلی (t_1)	شش ماهه (t_{II})	فصلی ($F_{3,4}$)
شاخص قیمت سهام	FM	-۱/۳۲	-۷/۴۸***	-۳۴/۱۶***
قیمت نفت خام	OIL	-۰/۱۴۲	-۴/۸۲**	-۶۰/۹۱***
نرخ ارز	EX	۰/۱۲۳	- ۵/۳۶ **	- ۳۷/۶۹ ***
نرخ بهره	INT	۰/۶۴۸	-۴/۵۸**	-۵۵/۸۵***

***، ** و * به مفهوم رد فرض صفر به ترتیب در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد

باتوجه به نتایج جدول (۱) قدر مطلق آماره آزمون t_{II} (ریشه واحد شش ماهه) و آماره F (ریشه واحد فصلی) از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر می‌باشند. بنابرین فرض صفر وجود ریشه واحد رد می‌شود.

1. Foreign direct investment
2. Liquidity ratio to GDP

اگر بین سری‌های زمانی در حرکت هماهنگی وجود داشته باشد، آنگاه این هماهنگی در حرکت از وجود یک رابطه ی تعادلی بلندمدت احتمالی حکایت خواهد کرد. یعنی دو متغیر سری زمانی که در حرکت هماهنگ باشند احتمالاً بتوان یک رابطه ی تعادلی بلند مدت برای آن‌ها نوشت. که اصطلاحاً می‌گوییم همجمع یا هم انباشته اند[1]. به زبان ساده همجمعی وقتی پیش می‌آید که دو سری زمانی تقریباً روی یک طول موج حرکت می‌کنند. در تحلیل های اقتصادی فرض بر این است که بین متغیرهای مطرح در یک نظریه اقتصادی، ارتباط بلندمدت و تعادلی برقرار است. در تحلیل های اقتصادسنجی کاربردی جهت برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها میانگین و واریانس آنها را در زمان ثابت و مستقل از عامل زمان در نظر می‌گیرند و درنتیجه به طور ضمنی ثبات رفتاری را برای آنها فرض می‌کنند. با وجود این در تحقیقات کاربردی معلوم شده است که در بیشتر موارد ثبات رفتاری متغیرهای سری‌های زمانی تحقق پیدا نمی‌کنند.

بنابراین آزمون های کلاسیک F , t حاصل از روش های برآورد که در آن‌ها ثبات رفتاری یا ایستایی متغیرها تحقق نیافته است، دارای اعتبار نبوده و نتایج گمراه کننده‌ای را به همراه خواهند داشت. این مشکل با عنوان رگرسیون کاذب شناخته می‌شود، در نتیجه به منظور اطمینان از نتایج به دست آمده، محققان اقدام به تجدیدنظر در روش‌های برآوردی کرده و به طور سیستماتیک به بررسی ایستایی متغیرها و همگرایی بین آن‌ها می‌پردازند.

تحلیل همگرایی به عنوان انقلابی ترین پیشرفت در اقتصادسنجی، از نیمه دهه ۱۹۸۰ شناخته شده است. به زبان ساده، در تحلیل همگرایی، همراهی و حرکت هماهنگ متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد، هر چند که ممکن است این متغیرها ایستا نباشند و در طی زمان حرکت هایی به طرف پایین یا بالا داشته باشند. از این رو حرکت جمعی بین آن‌ها سبب خواهد شد که ارتباط خطی بین این متغیرها در بلندمدت برقرار شده و روابط تعادلی بین آن‌ها به وجود بیاید. درنتیجه اگر در بلندمدت روابط خطی بین آن‌ها وجود نداشته باشد، آن وقت می‌گویند این متغیرها همجمع یا هم انباشته یا همگرا نیستند.

از جهت کلی، تحلیل همگرایی روشی برای برآورد پارامترهای بلندمدت و تعادلی در روابطی است که در آن متغیرها ایستا نیستند. بنابراین روش نوینی برای تعیین، برآورد و آزمون الگوهای پویا به حساب می‌آید و درنتیجه می‌توان از آن برای آزمون اعتبار نظریه‌های اقتصادی استفاده کرد. علاوه بر آن از تحلیل همگرایی می‌توانیم جهت برآورد پارامترهای بدون تعادل یا کوتاه مدت اقتصادی نیز استفاده کنیم. زیرا برای برآورد این پارامترها می‌توانیم از پارامترهای بلندمدت، که در تحلیل همگرایی بدست می‌آوریم استفاده کنیم. این الگو ها، الگوهای تصحیح خطا[2] نامیده می‌شوند. الگوهای تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهند.

بنا به تعریف، یک سری زمانی مانند $\{x_t\}$ را به طور اکید ساکن یا به طور قوی ساکن می‌نامند، اگر تابع چگالی احتمال مشترک $x_{t-k}\dots x_t \dots x_{t+k}$ به ازای هر مقدار معین k، تابعی از t نباشد. در این صورت توزیع x_t و نتیجتاً گشتاورهای آن که شامل میانگین و واریانس می‌شود، مستقل از زمان خواهد بود.

اما بررسی این موضوع در عمل کار پیچیده‌ای بوده و بعلاوه در تحلیل‌های سری زمانی عموماً نیازی به فرض ساکن بودن قوی وجود ندارد. در مقابل، ما بیشتر نیازمند بررسی ساکن بودن یک سری زمانی به مفهوم ضعیف آن می‌باشیم. اگر شرایط زیر برقرار باشد سری زمانی x_t را به طور ضعیف ساکن می‌نامند:

$$E(x_t)=\mu \qquad , \qquad COV(x_t, x_{t+k})=\gamma_k$$

همانطور که ملاحظه می‌گردد، میانگین سری زمانی x_t می‌بایست مقدار ثابتی بوده و تابع خود کوواریانس آن به ازای هر مقدار معین k، بستگی به t نداشته باشد. به همین دلیل یک سری زمانی بطور ضعیف ساکن را، ساکن در کوواریانس نیز می‌نامند. یادآوری می‌شود که مقدار γ_0 (به ازای $k=0$) واریانس سری زمانی x_t بوده که آن نیز مستقل از زمان است. در ادامه، عبارت ساکن بودن به مفهوم ساکن بودن ضعیف بکار می‌رود.

1 Cointegration
2- Error Correction Model

اهمیت ساکن بودن یا پایا بودن یا ایستا بودن یک سری در اقتصاد به این مهم بر می‌گردد که یک سری پایا اثر یک شوک را تا همیشه همراه خود نخواهد داشت. و اگر شوکی به آن وارد شود این شوک دائمی نخواهد بود و سرانجام میرا خواهد شد. این مطلب در تحلیل هم انباشتگی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. سری‌های زمانی غیرساکن به دو روش ایجاد می‌شوند. در روش اول سری x_t تابعی از متغیر زمان یعنی t به صورت زیر است:

$$x_t = f(t) + u_t$$

که درآن u_t جمله اختلال ساکن است. چنانچه $f(t)$ یک چند جمله‌ای درجه اول بر حسب زمان باشد خواهیم داشت:

$$x_t = \alpha + \beta t + u_t \quad (۱)$$

میانگین x_t تابعی از زمان بوده و بنابراین غیرساکن می‌باشد. در روش دوم x_t از مدل زیر تولید می‌شود:

$$x_t = \beta + x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

که در آن ε_t یک سری ساکن با میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 است. مدل فوق موسوم به فرایند گام تصادفی[1] می‌باشد. با جایگذاری‌های پیاپی، رابطه (۱) را به صورت زیر تبدیل می‌کنیم.

$$x_t = x_0 + \beta t + \sum_{j=1}^{t} \varepsilon_j \quad (۳)$$

با فرض معلوم بودن x_0:

$$Var(x_t) = t\sigma^2$$

در این حالت واریانس x_t مستقل از زمان نیست. اما هر دو مدل (۱) و (۲) یک روند خطی را نشان می‌دهند. در مدل (۱)، u_t یک شوک موقتی و در مدل (۲)، ε_t یک شوک دائمی محسوب می‌شود.

اگر یک متغیر اقتصادی تحت تأثیر شوک‌های دائمی قرار داشته باشد، مدل (۲) را برای آن به کار می‌بریم. مدل‌های (۱) و (۲) به ترتیب مدل روند قطعی و مدل روند تصادفی نامیده می‌شوند. در هر دو مدل متغیر x_t با نرخ β افزایش می‌یابد (می‌توان x_t را لگاریتمی در نظر گرفت که در این صورت β نرخ رشد آن خواهد بود). اما در مدل اول شوک ها، موقتی و در مدل دوم دائمی هستند. β را در مدل دوم جمله رانش یا جمله روند می‌نامند. روندهای معین بر خلاف روندهای تصادفی هیچ مشکلی برای استنباط‌های آماری معتبر و تحلیل‌های هم انباشتگی ایجاد نمی‌کنند. تن‌ها بایستی اثرات آنرا با لحاظ کردن جمله روند t در مدل کنترل کرد. لذا در تحلیل‌های هم انباشتگی ما تن‌ها نگران روند تصادفی هستیم.

سری‌های زمانی را برای برخی مقاصد ممکن است علاقه مند باشیم، روند زدایی کنیم. برای این منظور در مدل (۱) کافی است x_t را روی زمان رگرس کنیم. در این صورت جملات باقیمانده حاصل از این رگرسیون بدون روند می‌باشند. همچنین با استفاده از تفاضل گیری نیز می‌توان به یک سری ساکن به صورت زیر دست یافت:

$$\Delta x_t = \beta + u_t - u_{t-1} \quad (۴)$$

در مدل (۲) نیز با اولین تفاضل می‌توان به یک سری ساکن با میانگین β رسید زیرا:

$$x_t - x_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \quad (۵)$$

1-Random Walk

مدل (۴) را روند پایا و مدل (۵) را تفاضل پایا می‌گویند. این نامگذاری توسط نلسون و پلاسر صورت گرفت.

تجزیه و تحلیل‌های هم انباشتگی به فرایندهای تفاضل پایا [1] (ساکن در تفاضل) یا *DSP* مربوط می‌شوند.

بدین منظور معادلات زیر را در نظر می‌گیریم:

$$x_t = \alpha + \rho x_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha + (\rho - 1) x_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن ε_t به طور مستقل و یکسان توزیع شده اند.

برای بررسی پایایی ما دو فرضیه صفر (H_0) ناپایایی و فرضیه مقابل آن (H_1) را به صورت زیر در نظر می‌گیریم.

$$H_0 : \rho = 1$$

اگر در معادلات فوق $\rho = 1$ باشد، آنگاه سری فوق ناپایا یا غیر ساکن بوده که اصطلاحاً گفته می‌شود سری دارای یک ریشه واحد است. اگر $|\rho| \prec 1$ باشد. آنگاه ناپایایی سری رد می‌شود که اصطلاحاً می‌گویند سری انباشته از درجه صفر است.

یعنی $x_t \approx I_0$

اگر سری ناپایا باشد می‌توان با تفاضل گیری آن را پایا کرد. حال اگر سری پس از یک بار تفاضل گیری پایا شود به آن انباشته از مرتبه یک گفته می‌شود. یعنی $x_t \approx I(1)$

اگر سری پس از d بار تفاضل گیری پایا شود به آن انباشته از مرتبه‌ای می‌گویند یعنی: $x_t \approx I(d)$

اگر k سری زمانی $x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{kt}$ همه انباشته (یا همگرا یا همجمع) از مرتبه d باشند و یک رابطه خطی همانند $a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \ldots + a_k x_{kt}$ بین آن‌ها برقرار باشد، آنگاه آن‌ها را هم انباشته از مرتبه (d-b) بشرط $d \geq b \geq 0$ می‌دانیم. بیان ریاضی این تعریف عبارت است از:

$$x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{kt} \approx CI(d,b)$$

بنابراین اگر

$$x_{1t} \approx I(d), x_{2t} \approx I(d), \ldots x_{kt} I(d)$$

$$a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \ldots . a_k x_{kt} \approx I(d-b)$$

اگر چند سری زمانی انباشته از درجه‌های متفاوتی باشند ترکیب خطی آن‌ها انباشته از بزرگترین درجه خواهد بود. در این تحقیق از آزمون متداول فیلیپس پرون استفاده شده است.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون

متغیر	ضریب	سطح معنی داری	درجه انباشتگی
TFP	-۶.۶۳۲۵۲	۰.۰۰۰۰۰	I(۱)
FDI	-۳.۴۷۸۹۵	۰.۰۰۷۹۰	I(۱)
FIND	-۳.۷۸۵۶۱	۰.۰۱۲۹۰	I(۱)
OPEN	-۳.۶۳۹۸۵	۰.۰۳۰۶۰	I(۱)

1 – Difference Stationary Processes

از آنجا که متغیرهای الگو دارای درجه انباشتگی یکسان *I(1)* هستند، برای تشخیص وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل از آزمون هم انباشتگی و برای انجام این آزمون از روش یوهانسون–یوسیلیوس استفاده شده است. برای اجرای این آزمون لازم است تعداد بردارهای هم انباشتگی مشخص شود. برای بررسی نتایج آزمون هم انباشتگی لازم است در خصوص وجود یا عدم وجود روند زمانی و عرض از مبدأ در بردار همجمعی، الگوی مناسب انتخاب شود که در این زمینه پنج الگو مطرح است: الگوی اول، بدون عرض از مبدأ و روند زمانی؛ الگوی دوم، با عرض از مبدأ مقید و بدون روند زمانی؛ الگوی سوم، با عرض از مبدأ نا مقید و بدون روند زمانی؛ الگوی چهارم ، باعرض از مبدأ نامقید و روند زمانی مقید و الگوی پنجم، عرض از مبدأ نامقید و روند زمانی نا مقید. این پنج الگو از مقیدترین(الگوی اول) تا نامقیدترین(الگوی پنجم) شکل آن برای متغیرها برآورد می‌شود. سپس فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی و بدنبال آن فرضیه وجود حداکثر یک بردار هم انباشتگی در مقابل دو بردار آزمون می‌شود. این آزمون تا وجود *n-1* (*n* تعداد متغیرها) بردار هم انباشتگی ادامه می‌یابد.

جدول ۳: خلاصه نتایج تعداد بردارهای هم انباشتگی

الگو	الگوی اول	الگوی دوم	الگوی سوم	الگوی چهارم	الگوی پنجم
آزمون اثر	۴	۶	۴	۳	۴
آزمون حداکثر مقدار ویژه	۲	۳	۲	۱	۲

خلاصه نتایج آزمونهای اثر(λ_{Trace})و حداکثر مقدار ویژه(λ_{Max}) در خصوص تعداد بردارهای هم انباشتگی بر اساس پنج الگوی ذکر شده در جدول فوق آورده شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود فرضیه صفر عدم وجود بردار هم انباشتگی در مقابل وجود یک بردار هم انباشتگی بین متغیرها در الگو رد شده است، بنابراین حداقل یک بردار هم انباشتگی میان متغیرهای مورد مطالعه وجود دارد.

نتایج حاصل از برآورد ضرایب الگو با داده‌های ترکیبی تواترهای متفاوت (*MIDAS*) در جدول زیر گزارش شده است.

جدول ۴ نتایج ضرایب الگو با داده‌های ترکیبی تواترهای متفاوت

Method: MIDAS

Sample (adjusted): ۱۳۷۰- ۱۴۰۲ ۱۳۷۰Q۱-۱۴۰۲Q۴

		ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
عرض از مبدا	C	۰.۲۱۸۹۸۶	۰.۰۸۹۱۹۴	۲.۴۵۵۱۷۶	۰.۰۱۵۹
وقفه شاخص بهره وری	TFP(۱)	۰.۵۰۶۴۱۰	۰.۲۳۸۲۲۰	۲.۱۲۵۸۰۹	۰.۰۳۳۹
شاخص قیمت سهام	FM	۰.۰۴۴۹۹۰	۰.۰۱۹۸۱۰	۲.۲۷۱۰۸۳	۰.۰۳۰۷
سرمایه گذاری مستقیم خارجی	FDI	۰.۸۹۴۸۵۳	۰.۲۹۶۷۱۴	۳.۰۱۵۸۸۰	۰.۰۰۳۳
توسعه مالی(عمق مالی)	FIND	۰.۱۱۰۲۱۴	۰.۰۱۹۷۰۲	۵.۵۹۴۰۳۱	۰.۰۰۰۰
آزاد سازی تجاری	OPEN	۰.۲۰۷۱۳۹	۰.۰۸۶۲۷۷	۲.۴۰۰۸۵۵	۰.۰۲۴۸
قیمت نفت خام	OIL	۰.۶۰۳۷۹۷	۰.۳۶۶۶۸۳	۱.۶۴۶۶۴۷	۰.۱۱۷۰
نرخ ارز	EX	-۰.۰۴۸۱۵۰	۰.۰۲۰۹۲۷	-۲.۳۰۰۷۸۷	۰.۰۳۳۶
نرخ بهره	INT	-۰.۰۱۸۸۳۳	۰.۰۰۹۲۱۸	-۲.۰۴۳۰۱۳	۰.۰۴۱۵

۰/۹۲R-squared=

۰/۸۹Adjusted R-squared=

۱/۹۷Durbin-Watson stat=

۰/۷۸hAh.test=

۰/۱۷ (p=۲/۹۵jarque.bera.normality.test =

ضریب تعیین الگو معادل R^2=۰/92 برآورد گردیده که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بسیار بالای الگو است. کمیت آماره آزمون *hAh.test* برابر ۰/۷۸ به دست آمده که نشان می‌دهد قیدهای تحمیل شده به ضرایب الگوی میداس تصریح شده، به لحاظ آماری کاملاً معنی‌دار و از کفایت لازم برخوردارند. با توجه به کمیت آماره آزمون دوربین–واتسون و آزمون نرمال بودن، جملات اخلال الگو دارای همبستگی پیاپی نبوده و از توزیع نرمال برخوردارند. وقفه متغیر وابسته از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد.

مطابق با نتیجه تخمین مدل شاخص قیمت سهام به عنوان یکی از شاخصهای آزاد سازی مالی بر بهره وری کل عوامل تولید تاثیر مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارد. همچنین یکی دیگر از شاخصهای ازاد سازی مالی که سرمایه گذاری مستقیم خارجی می‌باشد با ضریب ۰.۸۹ و احتمال متناظر ۰.۰۰۳۳ بر شاخص بهره وری کل عوامل تولید تاثیر مثبت و معنادار دارد. در نتیجه تخمین مدل ضریب متغیر عمق مالی به عنوان شاخص دیگر آزاد سازی مالی برابر با ۰.۱۱ می‌باشد و احتمال محاسباتی برای این متغیر در مدل برابر با ۰.۰۰۰ می‌باشد که این موضوع نشان از تاثیر مستقیم عمق مالی بر بهبود بهره وری کل عوامل تولید دارد.

در ارتباط با احتمال متناظر با ضریب متغیر نفت خام که برابر با ۰.۱۱۷۰ می‌باشدو از ۰.۰۵ بزرگتر می‌باشد می‌توان اظهار داشت این متغیر از لحاظ آماری بر شاخص بهره وری کل عوامل تولید معنادار نمی‌باشد.

ضریب متغیر نرخ ارز در مدل ۰.۰۴ – می‌باشد که نشان از تاثیر معکوس این متغیر بر بهره وری کل عوامل تولید را دارد که با توجه به ساختار اقتصاد ایران که متکی بر واردات کالاهای واسطه‌ای سرمایه‌ای می‌باشد قابل انتظار می‌باشد.

در نهایت متغیر نرخ بهره نیز بر شاخص بهره وری کل عوامل تولید تاثیر منفی و معنادار دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به‌دست‌آمده از مدل داده‌های ترکیبی با تواترهای متفاوت (MIDAS) نشان داد که آزادسازی مالی، به‌ویژه از طریق شاخص‌های قیمت سهام، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و عمق مالی، تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش تولید ایران دارد. این یافته‌ها بیانگر آن است که توسعه بازارهای مالی و افزایش دسترسی به منابع سرمایه‌ای، کارایی تولید و تخصیص منابع را بهبود بخشیده است. ضریب مثبت شاخص قیمت سهام نشان‌دهنده آن است که رشد بازار سرمایه و کاهش موانع مالی منجر به افزایش نقدینگی، بهبود تامین مالی بنگاه‌ها و در نتیجه ارتقای بهره‌وری شده است. این نتیجه با مطالعات بین‌المللی همخوانی دارد؛ برای مثال، پژوهش (Bazot, 2023) نشان داد که مقررات‌زدایی و کاهش هزینه‌های واسطه‌گری مالی در کشورهای اروپایی موجب ارتقای رقابت مالی و بهبود بهره‌وری شده است. از سوی دیگر، یافته‌های (Idrees et al., 2022) در پاکستان نیز تأیید می‌کند که شاخص‌های آزادسازی مالی، از طریق افزایش شفافیت بازار و دسترسی به سرمایه‌های خارجی، باعث افزایش کارایی کل عوامل در بخش تولید می‌شوند.

افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نیز در نتایج این مطالعه نقشی کلیدی داشت. ضریب ۰.۸۹ با سطح معناداری ۰.۰۰۳۳ نشان می‌دهد که ورود سرمایه‌های خارجی از طریق انتقال فناوری، مهارت و مدیریت نوین، موجب ارتقای بهره‌وری در صنایع تولیدی ایران شده است. این یافته با پژوهش‌های انجام‌شده در زمینه نقش سرمایه‌گذاری خارجی در توسعه اقتصادی مطابقت دارد؛ به‌عنوان نمونه، (Zhang, 2021) بیان می‌کند که نوآوری‌های مالی در چین، هم‌زمان با آزادسازی مالی و ورود سرمایه‌گذاران بین‌المللی، منجر به افزایش بهره‌وری در صنایع پیشرو شده است. همچنین، در پژوهش (Kyei-Mensah, 2024) نشان داده شد که تعامل میان توسعه مالی و تجارت بین‌المللی، عامل مهمی در تسریع اثرات آزادسازی مالی بر بخش تولید است. به‌طور مشابه، مطالعه (Miyake & Muro, 2022) در ژاپن نشان می‌دهد که رفع نواقص بازار اعتبار و آزادسازی بازار کالاها به بهبود تخصیص منابع و ارتقای بهره‌وری منجر می‌شود. بنابراین، یافته‌های این پژوهش همسو با شواهد بین‌المللی تأکید می‌کند که FDI یکی از سازوکارهای اصلی انتقال بهره‌وری در کشورهای در حال توسعه است.

عمق مالی نیز به‌عنوان شاخص دیگری از آزادسازی مالی، تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری نشان داد (ضریب ۰.۱۱، سطح معناداری ۰.۰۰۰). این یافته حاکی از آن است که توسعه زیرساخت‌های مالی و افزایش نقدینگی در نظام بانکی موجب افزایش دسترسی بنگاه‌ها به منابع مالی شده و از طریق سرمایه‌گذاری مجدد و توسعه فناوری، بهره‌وری را ارتقا داده است. پژوهش (BÜKey & Akgül, 2021) نیز در این راستا تأیید می‌کند که تعمیق مالی می‌تواند از طریق بهبود توزیع درآمد و افزایش دسترسی به اعتبارات بانکی،

بهره‌وری اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه افزایش دهد. در ایران نیز، رشد تدریجی بازارهای پولی و سرمایه‌ای به‌ویژه پس از اصلاحات ساختاری در دهه اخیر، باعث ارتقای کارایی مالی و افزایش توان رقابتی صنایع شده است. این نتایج با مطالعات (Akhtar, 2022) در زمینه کارایی بانک‌های تجاری پاکستان همسو است که نشان داد اصلاحات آزادسازی و توسعه مالی، موجب افزایش کارایی عملیاتی و تخصیص بهینه منابع می‌شود.

اما برخلاف شاخص‌های فوق، نرخ بهره و نرخ ارز تأثیر منفی و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید نشان دادند. نرخ بهره بالا هزینه تأمین مالی را افزایش داده و در نتیجه از انگیزه بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری کاسته است. این نتیجه با تحلیل‌های نظری (Ng'ang'a, 2022) هم‌راستا است که بیان می‌کند نوسانات نرخ بهره و سیاست‌های پولی نامناسب می‌تواند موجب افزایش تقاضای سفته‌بازانه پول و کاهش فعالیت‌های مولد گردد. در همین راستا، یافته‌های (Barradas, 2023) نشان می‌دهد که در دوره مالی‌سازی، تمرکز بیش‌ازحد بر بازارهای مالی و سیاست‌های نرخ بهره بالا، موجب کاهش سرمایه‌گذاری در بخش واقعی و افت بهره‌وری شده است. علاوه بر این، اثر منفی نرخ ارز بر بهره‌وری در ایران نیز با ساختار اقتصاد وابسته به واردات سرمایه‌ای قابل توضیح است؛ به‌عبارت‌دیگر، افزایش نرخ ارز هزینه واردات ماشین‌آلات و تجهیزات را بالا برده و توان رقابت صنایع تولیدی را کاهش داده است. پژوهش (Remington, 2023) در زمینه مالی‌سازی اقتصادهای در حال توسعه نیز تأکید دارد که نوسانات نرخ ارز و سیاست‌های مالی نامتوازن می‌تواند مسیر سرمایه‌گذاری مولد را مختل کند.

از منظر سیاستی، یافته‌های این پژوهش با چارچوب نظری "سرمایه مالی در اقتصاد باز" که در پژوهش (Sabatino, 2020) مطرح شده است، همخوانی دارد. در این چارچوب، آزادسازی مالی اگر با تنظیمات نهادی و نظارتی کافی همراه نباشد، ممکن است به تمرکز بیش‌ازحد بر بخش مالی و کاهش فعالیت‌های تولیدی منجر شود. در مطالعه حاضر، هرچند شاخص‌های آزادسازی مالی اثر مثبتی بر بهره‌وری داشته‌اند، اما اثر منفی نرخ بهره و نرخ ارز نشان می‌دهد که اجرای آزادسازی باید با سیاست‌های هماهنگ پولی و تجاری همراه باشد. به همین دلیل، همسویی میان نهادهای مالی و تجاری برای تضمین پایداری رشد بهره‌وری حیاتی است (Kyei-Mensah, 2024).

از سوی دیگر، تأثیر مثبت آزادسازی تجاری بر بهره‌وری تأیید شد، که نشان‌دهنده نقش تعامل میان گشودگی تجاری و آزادسازی مالی است. افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و فناوری‌های جدید، انتقال دانش فنی را تسهیل کرده و صنایع داخلی را وادار به ارتقای کیفیت و کاهش هزینه‌های تولید کرده است. این موضوع با یافته‌های (Muriithi, 2022) همسو است که نشان داد مدیریت بدهی‌های بانکی و شفافیت مالی، در کنار اصلاحات تجاری، موجب افزایش تاب‌آوری و بهره‌وری سیستم مالی در کشورهای آفریقایی می‌شود. همچنین، نتایج این تحقیق با شواهد (Bustaman & Viverita, 2023) در کشورهای ASEAN تطابق دارد، جایی که رقابت بانکی و تنوع مالی در چارچوب آزادسازی، نقش مثبتی در خلق نقدینگی و بهبود کارایی اقتصادی داشته است.

در حوزه نظری، یافته‌های پژوهش حاضر از دیدگاه‌های (Fairhurst et al., 2025) درباره تهدیدهای بازار محصول و نقش ساختارهای مالی در تخصیص منابع حمایت می‌کند. در این چارچوب، سیاست‌های آزادسازی مالی زمانی بیشترین اثربخشی را دارند که هم‌زمان با تقویت رقابت بازار و شفافیت ساختارهای اقتصادی صورت گیرند. در مقابل، اگر مقررات‌زدایی بدون ایجاد تعادل نهادی انجام شود، می‌تواند به بروز ناکارایی و نوسان‌های شدید مالی بینجامد. همچنین، نتایج حاضر با مدل نظری (Godden, 2023) درباره سرمایه موهوم و اثرات آن بر بازارهای سرمایه هم‌راستا است که بیان می‌کند تمرکز بیش‌ازحد بر ابزارهای مالی بدون ارتباط با بخش واقعی اقتصاد، بهره‌وری را کاهش می‌دهد. در مطالعه ایران نیز مشاهده شد که هرچند بازارهای مالی رشد یافته‌اند، اما همچنان نیاز به پیوند مؤثرتر میان بخش مالی و واقعی اقتصاد وجود دارد.

نتایج این پژوهش با تحلیل‌های (Setiawan, 2021) درباره مالی‌سازی دیجیتال نیز هماهنگ است. وی اشاره می‌کند که تحول دیجیتال و گسترش ابزارهای مالی آنلاین می‌تواند سرعت گردش سرمایه و تخصیص منابع را بهبود بخشد، به‌شرط آنکه نظام نظارتی متناسب وجود داشته باشد. در ایران نیز، توسعه ابزارهای مالی الکترونیکی، مانند بازارهای سرمایه مجازی و فین‌تک‌ها، می‌تواند نقش مکملی در افزایش بهره‌وری ایفا کند. از سوی دیگر، (Maghfirullah et al., 2024) بر اهمیت تنظیمات منطقه‌ای و نقش سیاست‌های محلی در حمایت از کسب‌وکارهای کوچک و متوسط تأکید دارد، که این امر می‌تواند در فرآیند آزادسازی مالی در ایران نیز الگو قرار گیرد.

به‌طور کلی، نتایج تحقیق حاضر با دیدگاه‌های نهادگرایان جدید که بر رابطه تعاملی میان نظام مالی، نهادهای نظارتی و بهره‌وری تأکید دارند، سازگار است. آزادسازی مالی زمانی منجر به بهبود بهره‌وری می‌شود که با ایجاد شفافیت، تعمیق مالی، و نظارت مؤثر همراه باشد. تجربه کشورهای مختلف نشان داده است که توسعه مالی بدون اصلاحات

نهادی می‌تواند به شکل‌گیری چرخه‌های مالی ناپایدار و تخصیص نادرست منابع بینجامد (Barradas, 2023; Pernet & Zhao, 2024). بنابراین، سیاست‌گذاران اقتصادی باید رویکردی متوازن میان آزادی بازار و پایداری مالی اتخاذ کنند تا ضمن بهره‌مندی از مزایای رقابت، از بروز بحران‌های بانکی و مالی جلوگیری شود.

این پژوهش همانند بسیاری از مطالعات اقتصادسنجی کلان، با محدودیت‌هایی مواجه است. نخست آنکه داده‌های مورد استفاده به سطح ملی محدود بوده و نمی‌تواند تفاوت‌های منطقه‌ای و صنعتی را در تأثیر آزادسازی مالی بر بهره‌وری به‌طور کامل نشان دهد. دوم، استفاده از مدل MIDAS هرچند امکان ترکیب داده‌های با تواترهای متفاوت را فراهم می‌کند، اما حساسیت بالایی به انتخاب توابع وزن‌دهی دارد که ممکن است در صورت تغییر ساختار داده‌ها، بر نتایج اثر بگذارد. سوم، در این مطالعه تأثیر نهادهای نهادی و کیفیت حکمرانی به‌طور مستقیم در مدل لحاظ نشده است؛ در حالی که این عوامل در موفقیت سیاست‌های آزادسازی مالی نقش کلیدی دارند.

برای گسترش مطالعات در این حوزه، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی اثر آزادسازی مالی را در سطح بخش‌های اقتصادی مختلف (مانند کشاورزی، خدمات و صنعت) به‌صورت جداگانه بررسی کنند. همچنین، بررسی اثرات تعاملی آزادسازی مالی و نوآوری فناورانه می‌تواند درک عمیق‌تری از سازوکارهای افزایش بهره‌وری فراهم آورد. استفاده از مدل‌های پویای چندسطحی و داده‌های پانل منطقه‌ای نیز می‌تواند به شناسایی تفاوت‌های ساختاری میان استان‌ها یا صنایع کمک کند. در نهایت، گنجاندن شاخص‌های کیفیت نهادی و حاکمیت مالی در مدل‌های آینده، می‌تواند تصویر جامع‌تری از کارایی آزادسازی مالی ارائه دهد.

در سطح سیاست‌گذاری، پیشنهاد می‌شود که آزادسازی مالی به‌صورت تدریجی و همراه با تقویت چارچوب‌های نظارتی انجام گیرد تا از بروز بی‌ثباتی در بازارهای مالی جلوگیری شود. ایجاد شفافیت در جریان‌های سرمایه، اصلاح ساختار بانکی، و توسعه ابزارهای مالی اسلامی می‌تواند به کارایی و پایداری بیشتر نظام مالی ایران منجر شود. همچنین، سیاست‌های حمایت از بنگاه‌های کوچک و متوسط در دسترسی به اعتبارات مالی باید در اولویت قرار گیرد. در نهایت، هماهنگی میان سیاست‌های مالی، پولی و تجاری باید به‌گونه‌ای طراحی شود که منابع مالی به سمت بخش‌های مولد هدایت گردند و مسیر پایداری برای ارتقای بهره‌وری فراهم شود.

مشارکت نویسندگان

در نگارش این مقاله تمامی نویسندگان نقش یکسانی ایفا کردند.

تشکر و قدردانی

از تمامی کسانی که در طی مراحل این پژوهش به ما یاری رساندند تشکر و قدردانی می‌گردد.

تعارض منافع

در انجام مطالعه حاضر، هیچ‌گونه تضاد منافعی وجود ندارد.

حمایت مالی

این پژوهش حامی مالی نداشته است.

موازین اخلاقی

در انجام این پژوهش تمامی موازین و اصول اخلاقی رعایت گردیده است.

References

Akhtar, M. H. (2022). X-Efficiency Analysis of Commercial Banks in Pakistan: A Preliminary Investigation. *The Pakistan Development Review*, 567-580. https://doi.org/10.30541/v41i4iipp.567-580

Barradas, R. (2023). Why Has Labor Productivity Slowed Down in the Era of Financialization?: Insights From the Post-Keynesians for the European Union Countries. *Review of Radical Political Economics*, *55*(3), 390-422. https://doi.org/10.1177/04866134231158851

Bazot, G. (2023). Deregulation and Financial Intermediation Cost: An International Comparison. *Journal of Money Credit and Banking*, *56*(5), 1129-1161. https://doi.org/10.1111/jmcb.13019

BÜKey, A. M., & Akgül, O. (2021). Finansal Derinleşmenin Gelir Dağılımına Etkisi: BRICS-T Örneği. *Sosyoekonomi*, *29*(47), 301-318. https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2021.01.15

Bustaman, Y., & Viverita, V. (2023). Bank Competition and Moderating Role of Diversification on Liquidity Creation in ASEAN- 4. *Global Conference on Business and Social Sciences Proceeding*, *15*(1), 73-73. https://doi.org/10.35609/gcbssproceeding.2023.1(73)

Fairhurst, D. J., Kim, T. N., Lee, P.-S., & Nam, Y. (2025). Product Market Threats and Leases. *Financial management*. https://doi.org/10.1111/fima.70000

Godden, R. (2023). Fictions of Fictitious Capital. 66-88. https://doi.org/10.1093/oso/9780192867759.003.0003

Idrees, M., Hayat, U., Rădulescu, M., Alam, M. S., Rehman, A., & Panait, M. (2022). Measuring the Financial Liberalization Index for Pakistan. *Journal of Risk and Financial Management*, *15*(2), 57. https://doi.org/10.3390/jrfm15020057

Kyei-Mensah, J. (2024). The Effect of Financial Development and International Trade on Deregulation. *Journal of Applied Business and Economics*, *26*(1). https://doi.org/10.33423/jabe.v26i1.6876

Maghfirullah, H. M., Supriyono, B., & Novita, A. A. (2024). Optimizing the Role of Regional Regulations in Promoting the Growth of Micro, Small, and Medium Enterprises. *Journal of Public Administration Studies*, *9*(2), 27-34. https://doi.org/10.21776/ub.jpas.2024.009.02.4

Miyake, A., & Muro, K. (2022). Credit Market Imperfection and Goods Market Deregulation in <scp>OLG</Scp> Model. *Review of Development Economics*, *26*(4), 2436-2453. https://doi.org/10.1111/rode.12910

Muriithi, R. G. (2022). Distressed Debt Management &Amp; Lessons Learnt Through Case Management: Banking Industry in Kenya. *European Journal of Business Management and Research*, *7*(1), 134-146. https://doi.org/10.24018/ejbmr.2022.7.1.1252

Ng'ang'a, P. (2022). Monetary Aggregation and Speculative Real Money-Demand Equation: Theories, Evidence and Policy. *Tanzanian Economic Review*, *12*(1), 1-17. https://doi.org/10.56279/ter.v12i1.93

Pernet, T., & Zhao, R. (2024). Financial Development, Environmental Regulation, and Pollution Emission: Evidence From China. https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-4568607/v1

Remington, T. F. (2023). Financialization, Rents, and Inequality. 159-186. https://doi.org/10.1093/oso/9780197685952.003.0006

Sabatino, M. (2020). Systems, Instruments and Regulatory Policies of American and European Capitalism. *Journal of Economics and Business*, *3*(4). https://doi.org/10.31014/aior.1992.03.04.315

Setiawan, M. C. A. (2021). Operasi Ekonomi Digital Dan Finansialisasi Kapitalisme Neoliberal Amerika Serikat. *Jurnal Polinter Kajian Politik Dan Hubungan Internasional*, *7*(1), 23-44. https://doi.org/10.52447/polinter.v7i1.4583

Zhang, L. (2021). China's Financial Innovation. 610-624. https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780190900533.013.34