

Examining the Asymmetric Effects of Monetary Policies on GDP in the Short and Long Run Using the NARDL Technique

1. Mahdiah. Ramehdoustbenab : Department of Economics, Ta.c, Islamic Azad University, Tabriz, Iran

2. Roya. Aleomran* : Department of Economics, Ta.c, Islamic Azad University, Tabriz, Iran. Email: Roya.aleemran@iau.ac.ir (Corresponding Author)

3. Hossein. Panahi : Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, National University of Tabriz, Iran

4. Hossein. Asghrpour : Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, National University of Tabriz, Iran

Article history



Received: 22 June 2025

Revised: 23 September 2025

Accepted: 29 September 2025

Published: 22 December 2025

Abstract:

This study aimed to examine the asymmetric impacts of positive and negative monetary policy shocks on Iran's gross domestic product (GDP) in both the short and long run. This applied and descriptive–correlational research used seasonal data on GDP, liquidity, and the real exchange rate from the Central Bank of Iran covering 1991:1–2019:4. After testing for stationarity with the HEGY approach and ruling out second-order integration, the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model was employed to estimate short- and long-term relationships. The Pesaran bounds test confirmed cointegration, and diagnostic tests validated the model's adequacy. Results revealed that only positive liquidity shocks significantly increased GDP in the long run ($\beta=0.074$, $p<0.05$), while negative shocks were insignificant. In the short run, initial effects of both positive and negative shocks were insignificant; however, a one-period lagged positive shock significantly boosted GDP ($\beta=0.143$, $p<0.01$). The negative and significant error correction term ($ECM=-0.89$) indicated rapid convergence to long-run equilibrium. Monetary policy effects on GDP in Iran are asymmetric, with expansionary shocks having stronger and more persistent growth impacts than contractionary shocks. Linear models fail to capture these dynamics; thus, policymakers should rely on nonlinear approaches like NARDL for more accurate analysis and effective policy design.

Keywords: Gross Domestic Product; Monetary Policy; Liquidity; Economic Growth; NARDL Technique

Citation: Ramehdoustbenab, M., Aleomran, R., Panahi, H., & Asghrpour, H. (2025). Examining the Asymmetric Effects of Monetary Policies on GDP in the Short and Long Run Using the NARDL Technique. *Accounting, Finance and Computational Intelligence*, 3(4), 1-20.



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**

Gross Domestic Product (GDP) is widely recognized as the most comprehensive measure of a nation's economic performance and is central to the formulation of effective macroeconomic policies. Governments and central banks continuously seek to understand and forecast GDP fluctuations to ensure stable growth, price stability, and sustainable employment (Arabzadeh et al., 2021; Bokhradi Nasab et al., 2021). Among the key policy tools, monetary policy stands out for its ability to influence liquidity, credit availability, and interest rates, thereby affecting production and investment decisions (Khatabi & SeifiPour, 2006). However, traditional economic models often assume that the impact of monetary policies is symmetric, meaning that expansionary and contractionary shocks exert equal but opposite effects on GDP. Recent evidence suggests this assumption is flawed; economies may respond differently to positive and negative monetary shocks due to structural rigidities, market imperfections, and policy credibility issues (Khalili Araki & Goudarzi Farahani, 2013; Ülke & Berument, 2015).

In developing economies like Iran, where the monetary system is strongly influenced by oil revenues, exchange rate volatility, and external shocks, the potential for asymmetric responses to monetary policies is high (Emadi, 2019; Niazimohseni et al., 2020). Empirical studies on Iran have documented the complex interplay between liquidity growth, inflation, and output dynamics, indicating that expansionary monetary actions may have stronger growth-stimulating effects compared to contractionary policies, which often fail to reduce output proportionally (Pezeshki et al., 2025; Saeedi et al., 2025). Furthermore, global research emphasizes that policy asymmetry is not unique to Iran. For instance, in Korea, financial conditions have been shown to affect GDP growth asymmetrically, with expansionary shocks exerting stronger influence than contractionary ones (Kwark & Lee, 2021). Similar findings have emerged in Turkey and Germany, where monetary policy responses vary according to the direction of the shock and the prevailing macro-financial environment (Karimov, 2020; Kuzin & Tober, 2004).

Another essential perspective involves the role of financial and accounting information in improving GDP forecasts. High-quality accounting data, including earnings and special items, can enhance the predictive power of GDP models by offering forward-looking insights into investment and consumption (Arabzadeh et al., 2021; Beneish et al., 2023; Zhang & Fargher, 2022). Studies have shown that in economies where accounting transparency is stronger, policymakers can better gauge the likely impact of monetary interventions and anticipate turning points in economic activity (Bokhradi Nasab et al., 2021; Riahi Nasab et al., 2024). However, in many emerging economies, weak financial data systems limit the ability to anticipate asymmetric impacts of monetary shocks, contributing to policy inefficiency (Noureen, 2022).

International evidence further indicates that structural and behavioral factors shape asymmetric effects. For example, investor sentiment and inflation expectations can amplify the impact of expansionary monetary actions but dampen contractionary ones, altering asset valuations and real activity (Li, 2015; Mohammad Mohidul, 2024). Additionally, global integration, capital mobility, and reliance on commodity revenues can complicate the transmission of monetary policy (Pourhashemi & Yousefi, 2024; Ridha, 2023). For Iran, the dominance of oil-related income, the depth of informal financial markets, and recurrent currency crises may allow the private sector to bypass some contractionary measures, further reducing the observable impact of negative liquidity shocks.

Despite the significance of understanding asymmetric policy effects, existing research in Iran has predominantly relied on linear econometric models, which fail to capture the nuanced and non-proportional responses of GDP to different monetary policy directions (Khalili Araki & Goudarzi Farahani, 2013; Khatabi & SeifiPour, 2006). In contrast, nonlinear econometric approaches such as the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model allow researchers to separate positive and negative shocks and examine both short-run and long-run asymmetries (Chan, 2020; Noureen, 2022). Given the complex macroeconomic environment of Iran, including prolonged sanctions, exchange rate fluctuations, and inflationary episodes, applying a nonlinear approach is particularly valuable for informing policy design. This study thus aims to examine the asymmetric effects of positive and negative monetary policy shocks on Iran's GDP using the NARDL technique, offering a more precise and context-sensitive understanding of monetary policy effectiveness.

Methods and Materials

This applied and descriptive–correlational research analyzed seasonal time-series data from the Central Bank of Iran for the period 1991:1 to 2019:4. The primary variables included real GDP, liquidity (as a proxy for monetary policy stance), and the real exchange rate. After performing preliminary statistical checks to ensure data quality and stability, the HEGY seasonal unit root test was employed to confirm the stationarity properties of the variables and avoid second-order integration. Once the integration order was established, the study applied the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model to estimate both long-run and short-run asymmetric relationships between positive and negative liquidity shocks and GDP.

The Pesaran bounds testing approach was used to confirm the presence of cointegration among the variables. Diagnostic tests, including serial correlation LM tests, normality of residuals, functional form misspecification, and heteroskedasticity checks, were performed to ensure the validity and robustness of the estimated models. Additionally, an error correction model (ECM) framework was integrated to measure the speed of adjustment of GDP back to its long-term equilibrium following short-term deviations.

Findings

Descriptive analysis indicated that Iran's GDP exhibited an overall upward trend during the study period but experienced recurrent volatility due to internal and external shocks. Liquidity grew sharply, with occasional periods of moderation, while the real exchange rate generally trended downward but with distinct fluctuations tied to policy changes and external conditions.

The HEGY test results revealed that none of the series were integrated of order two, enabling the application of the NARDL approach. The bounds tests confirmed the existence of a long-run relationship between GDP, liquidity, and the real exchange rate. The dynamic ARDL model showed a high explanatory power, with an adjusted R^2 of 0.97 and a highly significant F-statistic, indicating the overall model's robustness.

Long-run coefficient estimates demonstrated that only positive liquidity shocks had a significant positive impact on GDP ($\beta = 0.074$, $p < 0.05$), while negative liquidity shocks were statistically insignificant. In the short run, immediate effects of both positive and negative liquidity changes were initially insignificant; however, a one-period lagged positive liquidity shock had a significant stimulative effect on GDP ($\beta = 0.143$, $p < 0.01$). The error correction term was negative and significant (ECM = -0.89, $p < 0.01$), indicating that approximately 89% of any disequilibrium between short-term fluctuations and the long-run GDP trend was corrected within one period.

Additional diagnostic tests confirmed the adequacy of the model, showing no evidence of serial correlation, heteroskedasticity, or model misspecification. These results validate the robustness and reliability of the asymmetric findings.

Discussion and Conclusion

The study's findings clearly reveal that monetary policy impacts on GDP in Iran are not symmetric, underscoring the limitations of traditional linear models in capturing the real behavior of the economy. The observation that only positive liquidity shocks stimulate GDP both in the long run and after a short-run lag highlights the greater potency of expansionary policies compared to contractionary measures. This aligns with previous Iranian studies suggesting that liquidity growth tends to encourage production and investment, whereas efforts to contract liquidity are often offset by alternative financing channels and informal economic activities (Emadi, 2019; Niazimohseni et al., 2020; Saeedi et al., 2025).

International evidence further supports these outcomes. In Korea, positive financial shocks have been shown to exert more substantial effects on output growth than negative ones (Kwark & Lee, 2021), while in Turkey and Germany similar asymmetries have been documented due to structural market characteristics and policy credibility (Kuzin & Tober, 2004; Ülke & Berument, 2015). Such global parallels suggest that Iran's asymmetric response is not an anomaly but reflects deeper macro-financial frictions common in emerging and transitional economies.

Another implication of the findings is that policy effectiveness in Iran depends heavily on the transmission mechanism's strength and the institutional environment. The underdevelopment of capital markets and the presence of informal financial channels may explain why contractionary measures fail to reduce output substantially. Conversely, expansionary liquidity injections seem to have a clear and relatively fast stimulative effect, likely because they directly ease financing constraints in the real economy (Pourhashemi & Yousefi, 2024; Ridha, 2023).

Moreover, the observed long-run significance of positive liquidity shocks aligns with Keynesian perspectives, which emphasize the central role of money supply and interest rates in driving aggregate demand and output. Yet the insignificance of negative shocks suggests an asymmetry inconsistent with classical monetary theory, highlighting the need for policy models that account for nonlinearities (Chan, 2020; Noreen, 2022). The ability of informal networks and foreign exchange channels to offset monetary tightening is a likely factor in this divergence.

From a methodological standpoint, the application of the NARDL approach proved crucial for uncovering these dynamics. Previous reliance on linear ARDL models would have masked the asymmetric effects and potentially misled policymakers about the relative potency of expansionary versus contractionary tools (Khalili Araki & Goudarzi Farahani, 2013; Khatabi & SeifiPour, 2006). The study also complements emerging work on the predictive power of accounting and financial data for macroeconomic variables (Arabzadeh et al., 2021; Beneish et al., 2023; Zhang & Fargher, 2022), underscoring the importance of robust data frameworks for better anticipating policy impacts.

In conclusion, the findings highlight that Iran's GDP is significantly more responsive to positive liquidity shocks than to negative ones, both in the short and long term. This asymmetry indicates that policymakers should avoid assuming linear and symmetric responses when designing monetary interventions. Expansionary policies appear more effective in stimulating growth, whereas contractionary measures may require complementary fiscal and structural reforms to be impactful. Policymakers should integrate nonlinear modeling techniques such as NARDL into their analytical toolkit and strengthen financial transparency and data quality to enhance policy precision. Ultimately, recognizing and incorporating the asymmetric

effects of monetary policy can lead to better-informed, more resilient macroeconomic strategies tailored to the complexities of Iran's 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.

بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از تکنیک NARDL



تاریخچه مقاله

تاریخ دریافت: ۱ تیر ۱۴۰۴

تاریخ بازنگری: ۱ مهر ۱۴۰۴

تاریخ پذیرش: ۷ مهر ۱۴۰۴

تاریخ انتشار: ۱ دی ۱۴۰۴

۱. مهدیه رمه دوست بناب ^{ID}: گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران

۲. رویا ال عمران * ^{ID}: گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی، تبریز، ایران. پست الکترونیک:

Roya.aleemran@iau.ac.ir (نویسنده مسئول)

۳. حسین پناهی ^{ID}: استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سراسری، تبریز، ایران

۴. حسین اصغر پور ^{ID}: استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سراسری، تبریز، ایران.

چکیده

هدف این مطالعه بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی مثبت و منفی بر تولید ناخالص داخلی (GDP) ایران در افق کوتاه‌مدت و بلندمدت است. این پژوهش کاربردی و از نوع توصیفی-همبستگی است. داده‌های فصلی مربوط به تولید ناخالص داخلی، نقدینگی و نرخ واقعی ارز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره زمانی ۱۹۹۱:۱ تا ۲۰۱۹:۴ گردآوری شد. پس از بررسی ایستایی متغیرها با آزمون HEGY و اطمینان از نبود هم‌انباشتگی مرتبه دوم، مدل خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) برای برآورد روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین شوک‌های نقدینگی مثبت و منفی و GDP استفاده شد. آزمون مرزهای پساران و آزمون‌های تشخیصی برای اعتبار مدل به کار رفت. نتایج نشان داد تنها شوک مثبت نقدینگی در بلندمدت اثری مثبت و معنادار بر GDP دارد ($\beta = 0.074$)، در حالی که شوک منفی در همان افق تأثیر معناداری ندارد. در کوتاه‌مدت نیز شوک‌های مثبت و منفی نقدینگی در ابتدا بی‌اثر بودند، اما شوک مثبت با یک وقفه باعث افزایش معنادار GDP شد ($\beta = 0.143$)، ($p < 0.001$) همچنین ضرایب تصحیح خطا منفی و معنادار بود ($ECM = -0.89$)، که نشان‌دهنده بازگشت سریع به تعادل بلندمدت است. اثرات سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران نامتقارن است و نتایج مدل‌های خطی نمی‌تواند این پویایی را به‌درستی نشان دهد. سیاست‌گذاران باید در طراحی سیاست‌های پولی به تفاوت واکنش GDP نسبت به شوک‌های مثبت و منفی توجه کنند و از رویکردهای غیرخطی برای تحلیل و تصمیم‌گیری استفاده نمایند.

کلیدواژه‌گان: تولید ناخالص داخلی؛ سیاست پولی؛ نقدینگی؛ رشد اقتصادی؛ مدل NARDL

شیوه استناددهی: رمه دوست بناب، مهدیه، ال عمران، رویا، پناهی، حسین، و اصغر پور، حسین. (۱۴۰۴). بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از تکنیک NARDL. *حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی*، ۳(۴)، ۱-۲۰.



رشد اقتصادی و به‌ویژه تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌عنوان شاخص اصلی عملکرد اقتصاد ملی، همواره کانون توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران اقتصادی بوده است. دولت‌ها با استفاده از ابزارهای گوناگون از جمله سیاست‌های پولی و مالی می‌کوشند نوسانات اقتصاد کلان را مدیریت کرده و مسیر رشد پایدار را هموار کنند. در این میان، سیاست‌های پولی نقش بسیار برجسته‌ای دارند، زیرا از طریق متغیرهایی همچون حجم پول، نرخ بهره و نقدینگی می‌توانند مستقیماً بر تولید، اشتغال و ثبات قیمت‌ها اثر بگذارند (Khatabi & SeifiPour, 2006). با این حال، شواهد نشان داده‌اند که اثر سیاست‌های پولی لزوماً متقارن و یکنواخت نیست و شوک‌های مثبت و منفی ممکن است آثار متفاوتی بر اقتصاد داشته باشند (Khalili Araki & Goudarzi Farahani, 2013; Ülke & Berument, 2015).

در ایران، اهمیت سیاست‌های پولی در مواجهه با شوک‌های داخلی و خارجی، به‌ویژه در زمینه نوسانات درآمدهای نفتی و تغییرات نرخ ارز، دوجندان است. مطالعات متعددی نشان داده‌اند که تغییرات در حجم نقدینگی و نحوه اعمال سیاست‌های پولی می‌تواند منجر به نوسانات رشد اقتصادی و تورم شود (Emadi, 2019; Niazimohseni et al., 2020). سیاست‌های پولی انبساطی با هدف تحریک تقاضای کل می‌توانند در شرایط رکود اقتصادی مؤثر باشند، اما اگر این سیاست‌ها با بی‌ثباتی در نرخ ارز و تورم همراه شوند، نه تنها رشد اقتصادی پایدار ایجاد نمی‌کنند بلکه ممکن است ثبات مالی را به خطر بیندازند (Pezeshki et al., 2025; Saeedi et al., 2025). این مسئله در اقتصادهایی مانند ایران که ساختاری نفت‌پایه و متأثر از درآمدهای ارزی دارند، اهمیت بیشتری دارد (Pourhashemi & Yousefi, 2024).

بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی به این دلیل حائز اهمیت است که مدل‌های خطی رایج غالباً فرض می‌کنند شوک‌های مثبت و منفی اثر مشابهی بر متغیرهای کلان دارند، حال آنکه تجربه کشورهای مختلف از جمله آلمان (Kuzin & Tober, 2004)، کره (Kwark & Lee, 2021) و ترکیه (Karimov, 2020; Ülke & Berument, 2015) نشان داده است که واکنش تولید به سیاست‌های انقباضی و انبساطی همگون نیست. به‌عنوان نمونه، تحقیقاتی بر مبنای رویکردهای نوین مانند مدل‌های غیرخطی ARDL و NARDL نشان داده‌اند که شوک‌های مثبت پولی غالباً تأثیر قوی‌تری بر رشد اقتصادی دارند و شوک‌های منفی گاهی حتی بی‌اثرند (Chan, 2020; Noreen, 2022). در این میان، ارتباط اطلاعات حسابداری با پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی نیز اهمیت دارد، زیرا توانایی پیش‌بینی دقیق GDP برای سیاست‌گذاران پولی و مالی حیاتی است. پژوهش‌هایی در ایران نشان داده‌اند که رشد سود حسابداری می‌تواند بر پیش‌بینی رشد GDP و سرمایه‌گذاری‌های آتی اثرگذار باشد (Arabzadeh et al., 2021; Bokhradi, 2021). همچنین، شواهد بین‌المللی از آمریکا (Beneish et al., 2023) و استرالیا (Zhang & Fargher, 2022) نشان می‌دهد کیفیت اطلاعات مالی و سودهای غیرعادی می‌تواند نقش پیش‌نگرانه‌ای برای تحولات کلان اقتصادی ایفا کند.

از سوی دیگر، برخی مطالعات تأکید کرده‌اند که شوک‌های سیاست پولی نه تنها بر GDP بلکه بر بیکاری و متغیرهای مرتبط با بازار کار نیز اثر می‌گذارند، به‌ویژه در کشورهای صادرکننده نفت (Pourhashemi & Yousefi, 2024). در عین حال، بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و ارزی می‌تواند به‌طور مستقیم بر ثبات مالی کشورها تأثیر منفی بگذارد و پیش‌بینی رشد اقتصادی را دشوارتر کند (Pezeshki et al., 2025; Sotoudehnia Karani & Shafi'zad Abkenar, 2025). همچنین در شرایط جهانی شدن و جریان آزاد سرمایه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد تولید ناخالص داخلی با سیاست‌های پولی و زیست‌محیطی نیز پیوند خورده است (Karimov, 2020).

مطالعات جدید درباره اقتصاد ایران نیز نقش سیاست‌های ترکیبی پولی و مالی را در تحریک یا مهار رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند و یافته‌ها حاکی از آن است که هماهنگی ناکافی این سیاست‌ها می‌تواند اثرات متقارن و نامتقارن متفاوتی بر متغیرهای واقعی اقتصاد داشته باشد (Emadi, 2019; Sara, 2012). همچنین، در اقتصادهایی که با شوک‌های بیرونی از جمله تحریم‌ها و نوسانات شدید قیمت نفت مواجه‌اند، اهمیت شناخت الگوی رفتاری GDP در مقابل شوک‌های پولی افزایش یافته است (Ridha, 2023; Statista, 2024).

در سطح نظری نیز، تحقیقات جدید نشان داده‌اند که احساسات سرمایه‌گذاران و انتظارات تورمی می‌تواند در کنار سیاست پولی، رفتار بازارها را تغییر داده و بر ارزش‌گذاری دارایی‌ها و نهایتاً بر بخش واقعی اقتصاد تأثیر بگذارد (Li, 2024; Mohammad Mohidul, 2024; Li, 2015). چنین پویایی‌هایی نشان می‌دهد که واکنش GDP به سیاست‌های پولی نه تنها به جهت شوک بلکه به محیط نهادی، کیفیت داده‌های اقتصادی و شرایط مالی بستگی دارد (Kwark & Lee, 2021; Noreen, 2022).

در پژوهش‌های جدید بر اهمیت شاخص‌های مالی و حسابداری در افزایش قابلیت پیش‌بینی چرخه‌های اقتصادی و جلوگیری از بحران‌های مالی نیز تأکید شده است (Beneish et al., 2023; Riahi Nasab et al., 2024). اطلاعات مالی می‌تواند درک سیاست‌گذاران را از وضعیت اقتصاد بهبود بخشد و به تصمیم‌گیری‌های هدفمندتر کمک کند. به همین ترتیب، استفاده از مدل‌های پیشرفته مانند NARDL، با قابلیت تفکیک اثر شوک‌های مثبت و منفی و تحلیل همزمان روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت، افق جدیدی در مطالعات اقتصاد کلان گشوده است (Chan, 2020; Noureen, 2022).

با وجود این پیشرفت‌ها، هنوز در ایران شکاف‌های پژوهشی قابل‌توجهی درباره تحلیل غیرخطی سیاست‌های پولی و اثرات نامتقارن آن‌ها بر GDP وجود دارد. بسیاری از مدل‌های پیشین عمدتاً خطی بوده‌اند و قادر به شناسایی تفاوت اثرات شوک‌های مثبت و منفی نقدینگی بر رشد اقتصادی نبوده‌اند (Khalili Araki & Goudarzi Farahani, 2006; Khatabi & SeifiPour, 2013). همچنین تغییرات ساختاری اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر و نقش پررنگ عوامل بیرونی چون تحریم و نوسان نرخ ارز، لزوم بازنگری در روش‌شناسی‌های متداول را نشان می‌دهد (Pezeshki et al., 2025; Saeedi et al., 2025).

بنابراین، نیاز است با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی مانند مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی ایران در دو افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی شود. لذا، این پژوهش با هدف بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از تکنیک NARDL انجام شد.

روش پژوهش و مواد

این تحقیق از نظر هدف، تحقیق کاربردی است. همچنین جزو مطالعات توصیفی-همبستگی است و از نظر نوع تحقیق، یک تحلیل رگرسیونی در بین انواع مختلف مطالعات همبستگی محسوب می‌شود. علاوه بر این، رویکرد آن استقرائی است، به این معنا که از اجزاء به کل می‌رسد. دامنه مکانی مطالعه سالانه است و دوره زمانی مورد بررسی از سال ۱۹۸۳ تا ۲۰۱۹ را پوشش می‌دهد. این مطالعه در مورد ایران انجام شده است. مبانی آماری تحقیق از وبسایت بانک مرکزی استخراج شده است و بر اساس مشاهدات واقعی برای برآورد مدل استفاده می‌شود. اولین قدم برای تعیین اعتبار یک متغیر، مشاهده نمودار سری زمانی آن است. زمانی که بر اساس نمودار، شواهد اعتبار آشکار نباشد، باید اعتبار متغیرهای سری زمانی از طریق آزمون‌های آماری مورد ارزیابی قرار گیرد. عموم‌ترین روش برای فرآیند فصلی کاملاً مشخص را می‌توان به صورت زیر بر اساس متغیرهای مجازی در نظر گرفت:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \sum_{i=1}^3 s_{it}D_{it} \quad (1)$$

فرآیند اعتبارسنجی برای داده‌های فصلی با حداکثر ۴ وقفه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} \phi(B)y_{it} &= \varepsilon_{it} \\ \phi(B) &= (1 - \phi_4 B^4)\varepsilon_{it} \sim i.i.d \end{aligned} \quad (2)$$

فرآیند هم‌ادغام فصلی سری y_{it} که دارای ریشه واحد فصلی است، به صورت زیر نشان داده می‌شود و درجه هم‌ادغام آن با d در فرکانس θ که بسیار نزدیک به w است، مشخص می‌شود:

$$\begin{aligned} f(w) &= c(w - \theta)^{-2d} \\ x_t &\sim I_\theta(d) \end{aligned} \quad (3)$$

یک مدل کلی برای داده‌های فصلی که شامل تمام سه مدل ذکر شده در بالا است، به صورت زیر می‌تواند فرموله شود:

$$(1 - B^4)y_{it} = y_{i,4t} = \varepsilon_{it} \quad (4)$$

چندجمله‌ای $(1-B^4)$ را می‌توان به صورت زیر تجزیه کرد؛ ریشه‌های واحد آن $1, -1, i$ و $-i$ هستند.

$$(1 - B^4) = (1 - B)(1 + B)(1 - iB)(1 + iB) = (1 - B)(1 + B)(1 + B^2) \quad (5)$$

ریشه‌ها باید برای بحث در مورد ریشه‌های واحد ارزیابی شوند. فرض صفر نشان‌دهنده عدم اعتبار است و فرض مخالف نشان‌دهنده اعتبار متغیرها است. این فرضیه‌ها می‌توانند

به صورت زیر تعریف شوند:

$$\phi(B) = \left(\sum_{k=1}^p \lambda_k \Delta(B)(1 + \delta_k(B)) / \delta_k(B) + \Delta(B) \Phi^* \right) \quad (6)$$

آزمون ریشه واحد معادل آزمون $\lambda=0$ است. آزمون ریشه واحد فصلی در داده‌های فصلی برای ریشه‌های $1, -1$ و i انجام می‌شود و فرمول (6) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\phi(B) = \lambda_1 B(1 + B)(1 + B^2) + \lambda_2 (-B)(1 - B)(1 + B^2) \quad (7)$$

$$+ \lambda_3 (-iB)(1 - B)(1 + B)(1 - iB)$$

$$+ \lambda_4 (iB)(1 - B)(1 + B)(1 + iB) + \phi^*(B)(1 - B^4)$$

معادله (8) پس از جایگذاری $2\lambda_4 = -\pi_3 - i\pi_4$ و $\pi_1 = -\lambda_1, \pi_2 = -\lambda_2, 2\lambda_3 = -\pi_3 + i\pi_4$ در معادله فوق به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\phi(B) = -\pi_1 B(1 + B + B^2 + B^3) - \pi_2 (-B)(1 - B + B^2 - B^3) \quad (8)$$

$$- (\pi_4 + \pi_3)(-B)(1 - B^2) + \phi^*(B)(1 - B^4)$$

فرض کنید داده‌ها توسط مدل خودرگرسیون زیر تولید شده‌اند:

$$\phi(B)y_{it} = \varepsilon_{it} \quad (9)$$

حالا فرمول $\phi(B)$ را جایگزین می‌کنیم:

$$\phi^*(B)y_{i,4t} = \pi_1 y_{i,1t-1} + \pi_2 y_{i,2t-1} + \pi_3 y_{i,3t-2} + \pi_4 y_{i,3t-1} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

وقتی که داریم:

$$y_{i,1t} = (1 + B + B^2 + B^3)y_{it} \quad (11)$$

$$y_{i,2t} = -(1 - B + B^2 - B^3)y_{it}$$

$$y_{i,3t} = -(1 - B^2)y_{it}$$

$$y_{i,4t} = (1 - B^4)y_{it} = \Delta_4 y_{it}$$

باید فقط آزمون کنیم که آیا λ_k برابر با صفر است برای آزمون ریشه واحد. همان‌طور که قبلاً ذکر شد، ما با ریشه‌های $1, -1$ و $\pm i$ روبه‌رو هستیم که آزمون برای ریشه 1 و

آزمون برای ریشه -1 است. اگر هر دو برابر با صفر باشند، آنها برای دو آزمون راجع توصیه می‌شوند. برای یافتن یک سری مشترک، باید تأیید کنیم که هر کدام مخالف صفر باشند.

چون t برای هر بخش به طور جداگانه اندازه گیری می شود، باید میانگین مقادیر t به دست آمده برای بخش های منفرد را در نظر بگیریم تا مقدار نهایی t -value محاسبه شود. آزمون IPS^۱ برای اندازه گیری مقدار نهایی t -value استفاده می شود، که فرضیه صفر (تمامی بخش ها دارای ریشه واحد هستند) را در مقابل فرضیه مخالف (برخی بخش ها معتبر هستند) آزمون می کند. فرمول زیر برای اندازه گیری مقدار نهایی t -value استفاده خواهد شد:

$$t^{HEGY} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i \quad (۱۲)$$

اگر آماره محاسباتی بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر رد می شود و ایستایی متغیرها پذیرفته می شود (Ucar & Guler, ۲۰۰۵).

این مطالعه از مدل ARDL غیرخطی استفاده می کند که هدف آن توسعه یک مدل دینامیکی غیرخطی ساده و انعطاف پذیر است که بتواند به طور همزمان رابطه نامتقارن را در بلندمدت و در چارچوب مدل های دینامیکی مدل سازی کند. مدل غیرخطی ARDL بر اساس چارچوب مدل سازی غیرخطی روش ARDL گسترش یافته است که روشی ساده و انعطاف پذیر برای تحلیل نامتقارنی در کوتاه مدت و بلندمدت به طور مشترک ارائه می دهد. این مطالعه به بررسی تأثیر شوک های پیش بینی نشده بر متغیرهای هدف (تورم و تولید واقعی) با استفاده از ARDL غیرخطی می پردازد. مانند ARDL، NARDL مزایایی نسبت به سایر آزمون های هم ادغام شدن دارد. اولاً، این آزمون می تواند صرف نظر از اینکه متغیرهای مدل $I(0)$ یا $I(1)$ هستند یا ترکیبی از هر دو باشد، استفاده شود. دومین مزیت این است که این روش دینامیک کوتاه مدت را وارد بخش تصحیح خطا نمی کند (Komijani & Haghshenas, ۲۰۱۴). سومین مزیت در کاربرد آن در صورت داشتن تعداد مشاهدات محدود مشاهده می شود (Mirzaiejad & Fathi, ۲۰۱۰). چون مدل غیرخطی ARDL بر اساس چارچوب مدل سازی غیرخطی از مدل ARDL گسترش یافته است، مدل ابتدا در چارچوب مدل ARDL بیان می شود و سپس در مرحله دوم در قالب غیرخطی به طور که توسط Shen (۲۰۱۴) ارائه شده است، توسعه می یابد.

این مطالعه از روشی مشابه روش های اعمال شده توسط Cover (۱۹۹۲)، Morgan (۱۹۹۳) و Shen (۲۰۰۰) استفاده می کند. این روش شامل دو گام اصلی است: در گام اول، از قاعده تیلور برای برآورد شوک های قابل پیش بینی و غیرقابل پیش بینی استفاده می شود. در گام دوم، اثر شوک های غیرقابل پیش بینی بر متغیرهای هدف (تورم و تولید واقعی) با استفاده از روش NARDL بررسی می شود. تابع پاسخ نقدینگی با استفاده از مدل ARDL به شکل زیر ارائه می شود:

$$\Delta m_t = \alpha + \alpha_1 m_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \alpha_3 NF_{t-1} + \alpha_4 ex_{t1} + \sum_{k=1}^p \beta_{1k} \Delta_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{2k} \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{3k} \Delta INF_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{4k} \Delta ex_{t-k} + \varepsilon_t \quad (۱۳)$$

در اینجا،

m_t - نقدینگی در زمان t است،

x_t - رشد تولید واقعی است،

INF_t - نرخ تورم است، و

ex_t - نرخ ارز واقعی است.

بنابراین، شوک های غیرقابل پیش بینی با استفاده از معادله (۱۴) برآورد می شوند:

^۱ Im et al.

$$\varepsilon_t = \Delta m_t - \left[\alpha + \alpha_1 m_{t-1} + \alpha_2 x_{t-1} + \alpha_3 INF_{t-1} + \alpha_4 ex_{t-1} + \sum_{k=1}^p \beta_{1k} \Delta m_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{2k} \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{3k} \Delta INF_{t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_{4k} \Delta ex_{t-k} \right] \quad (14)$$

جایی که:

- ضرایب بلندمدت هستند، α_j
- ضرایب کوتاهمدت متغیرها را نشان می‌دهد. β_k

برای آزمون تأثیر شوک‌های پولی بر تورم و تولید ناخالص داخلی، مدل ARDL می‌تواند به صورت زیر توسعه یابد و در معادله (۱۶) نوشته شود:

$$\Delta Y_t = \theta + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{k=1}^p \omega_{1k} \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \omega_{2k} \Delta \varepsilon_{t-k} + u_t \quad (15)$$

در این معادله، متغیر وابسته (Y_t) هدف سیاست‌های پولی را نشان می‌دهد، یعنی رشد تولید ناخالص داخلی (X_t) و نرخ تورم (INF_t). مدل NARDL که توسط شین (۲۰۱۴) گسترش یافته است، برای آزمون تقارن و نامتقارن استفاده می‌شود. این روش اجازه می‌دهد تا اثرات مختلف شوک‌های پولی (مثبت یا منفی) یا (بزرگ یا کوچک) بر متغیرهای هدف مورد بررسی قرار گیرد.

آزمون عدم تقارن

این مطالعه به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نقدینگی در ایران از نظر جهت شوک‌ها می‌پردازد. بنابراین، هدف سیاست‌های پولی به‌طور متفاوت برای شوک‌های مثبت و منفی سیاست پولی مدل‌سازی می‌شود. رابطه بین شوک‌های سیاست پولی و متغیرهای هدف می‌تواند به‌صورت معادله (۱۷) بیان شود:

$$\Delta Y_t = \delta + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 \varepsilon_{t-1}^+ + \delta_3 \varepsilon_{t-1}^- + \sum_{k=1}^p \phi_{1k} \Delta Y_{t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{2k} \Delta \varepsilon_{t-k}^+ + \sum_{k=1}^p \phi_{3k} \Delta \varepsilon_{t-k}^- + e_t \quad (16)$$

جایی که:

– (Y_t) نمایانگر هدف سیاست‌های پولی است که شامل رشد تولید ناخالص داخلی (X_t) و نرخ تورم (INF_t) می‌باشد؛

– ε_t^+ شوک‌های مثبت غیرمنتظره پولی است، $\varepsilon_t^+ = \max(\varepsilon_t, 0)$ ، otherwise 0

– ε_t^- شوک‌های منفی غیرمنتظره پولی است، $\varepsilon_t^- = \min(\varepsilon_t, 0)$ ، otherwise 0

ساختار تأخیر بهینه متغیرها باید شناسایی شود تا پارامترهای ارائه شده در مدل بهتر شبیه‌سازی شده و به یک مدل اقتصادسنجی مناسب دست یابیم. پس از تعیین تأخیر بهینه متغیرها، می‌توان ارزیابی کرد که آیا رابطه بلندمدتی بین متغیرها وجود دارد یا خیر، با استفاده از آزمون مرزهای پَساران (۲۰۰۱). آزمون F- برای یافتن حضور هم‌انباشتگی استفاده

می‌شود. در این آزمون، فرض صفر نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ است که علیه فرضیه یک $H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0$ آزمایش می‌شود.

اگر مقدار F بزرگتر از نرخ مرز بالایی باشد، فرض صفر رد می‌شود که به این معنی است که متغیرها هم‌انباشتگی دارند. اگر مقدار F کوچکتر از نرخ مرز پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود که نشان‌دهنده این است که متغیرها هم‌انباشتگی ندارند. هنگامی که مقادیر F بین مرزهای بالایی و پایینی قرار گیرند، هیچ نتیجه‌ای نمی‌توان گرفت. دو مدل زیر برای آزمون هم‌انباشتگی در مدل‌های ARDL مورد بررسی قرار می‌گیرند:

روش بانرجی، دولادو و مستر

در این روش، زمانی که مجموع ضرایب متغیر وابسته در معادله (۱۸) کمتر از ۱ باشد، رابطه بین متغیرهای مدل از یک رابطه کوتاه‌مدت به یک رابطه تعادلی بلندمدت منتقل می‌شود. فرضیات این آزمون به شرح زیر است:

$$\begin{cases} H_0: \sum_{t=1}^p \alpha_t \geq 1 \\ H_1: \sum_{t=1}^p \alpha_t < 1 \end{cases} \quad (17)$$

بنابراین، یک رابطه تعادلی بلندمدت تنها زمانی وجود خواهد داشت که H_0 رد شود. آماره‌های این آزمون و مقادیر بحرانی آن توسط بانرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) محاسبه شده‌اند و از معادله زیر به دست می‌آیند:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\alpha_i}} \quad (18)$$

که در آن، S_{α_t} انحراف معیار ضریب مربوطه α_t را نشان می‌دهد. هنگامی که آماره آزمون بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، H_0 (که نشان‌دهنده عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت است) رد شده و فرض مخالف (وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها) تأیید می‌شود (عباسینژاد و گودارزی‌فرهانی، ۲۰۱۴).

روش پسران و همکاران (۱۹۹۷)

وقتی معادله (۲۰) را کمی تغییر دهیم، خواهیم داشت:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & C_0 \sum_{i=1}^p C_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q_t} C_{2i} \Delta x_{1,t-i} + \dots + \sum_{i=1}^{q_n} C_{n+1i} \Delta x_{nt-i} \\ & + \mu_1 y_{t-1} + \mu_2 x_{1,t-1} + \dots + \mu_{n+1} x_{nt-1} + Bw_t + u_t \end{aligned} \quad (19)$$

مطابق این آزمون، زمانی که ضرایب $x_{n,t-1}$ و y_{t-1} به‌طور هم‌زمان در معادله (۲۲) معنادار باشند، رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود دارد. فرضیات این آزمون، که به آزمون کرانه‌ها (Bound Test) معروف است، به شرح زیر هستند:

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{n+1} = 0 \\ H_1: \mu_1 \neq 0, \mu_2 \neq 0, \dots, \mu_{n+1} \neq 0 \end{cases} \quad (20)$$

مقادیر بحرانی این آزمون که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۷) محاسبه شده‌اند، شامل یک کرانه بالا و یک کرانه پایین هستند. کرانه بالا بر اساس این فرض تعیین می‌شود که تمام متغیرها از درجه اول هم‌انباشتگی دارند و کرانه پایین بر اساس فرض هم‌انباشتگی تمامی متغیرها از درجه صفر محاسبه می‌شود.

اگر مقدار F این آزمون بزرگ‌تر از کرانه بالا باشد، H رد می‌شود، و اگر کمتر از کرانه پایین باشد، H رد نمی‌شود. در نهایت، هنگامی که مقادیر بحرانی بین دو سطح بالا و پایین قرار می‌گیرند، نتیجه‌ای حاصل نمی‌شود. زمانی که H رد شود، می‌توان وجود رابطه بلندمدت را تأیید کرد (عباسی‌نژاد و گودارزی‌فرهانی، ۲۰۱۴).

متغیرهای مورد بررسی در چارچوب یک مدل مفهومی قرار گرفته و نحوه ارزیابی و اندازه‌گیری آن‌ها توصیف شده است.

سیاست پولی: در اجرای سیاست پولی، بانک مرکزی می‌تواند مستقیماً از قدرت نظارتی خود استفاده کند یا به طور غیرمستقیم به عنوان یک صادرکننده قدرتمند پول (اسکناس و اوراق قرضه در گردش و سپرده‌های نزد بانک مرکزی) بر بازار پول تأثیر بگذارد.

تولید واقعی: تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخصی تعدیل‌شده نسبت به تورم است که ارزش تمام کالاها و خدمات تولید شده در یک سال را بر اساس قیمت‌های سال پایه نشان می‌دهد. تولید ناخالص ملی (درآمد) بر اساس قیمت بازار در قیمت‌های ثابت از جمع تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه، درآمد خالص عوامل تولید از خارج، خالص مالیات‌های غیرمستقیم و نتیجه رابطه مبادلات تجاری به دست می‌آید. اطلاعات مربوط به این متغیر نیز از بانک مرکزی استخراج شده است.

نرخ ارز: نرخ ارز مقدار واحد پول ملی است که باید برای دریافت واحد پول کشور دیگر پرداخت شود. این مطالعه از نرخ‌های واقعی ارز استفاده کرده است که با در نظر گرفتن نرخ‌های غیررسمی ارز و شاخص‌های قیمت داخلی و خارجی اندازه‌گیری می‌شود.

داده‌های مورد نیاز این مطالعه از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران برای دوره زمانی ۱۹۹۱:۱-۲۰۱۹:۴ جمع‌آوری شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای اکسل و REVIEWS انجام شد.

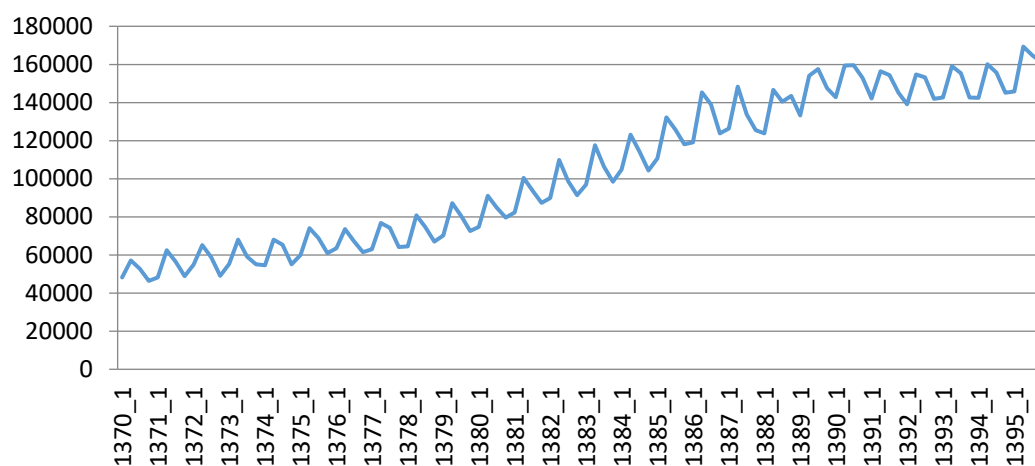
یافته‌ها

ابتدا، آمار توصیفی متغیرهای مطالعه در جدول ۱ مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس این جدول، میانگین تولید ناخالص داخلی ایران برای دوره زمانی ۱۹۹۱:۱-۲۰۱۶:۴ برابر با ۱۰۴۰۹۰.۵ میلیارد ریال بوده است و حداقل و حداکثر مقادیر آن به ترتیب ۴۶۳۹۴.۰۲ و ۱۶۹۳۵۷.۷ بوده است. میانگین نقدینگی در این دوره برابر با ۳۰۷۰۰۶.۳ میلیارد ریال است و حداقل و حداکثر مقادیر آن به ترتیب ۱۱۲۳.۸ و ۱۲۰۷۵۵۹ بوده است. میانگین نرخ واقعی ارز ایران در دوره مطالعه برابر با ۲۷۵۹.۶۳ بوده و حداقل و حداکثر نرخ آن به ترتیب ۱۵۰۱.۴۵ و ۴۵۹۱.۲۸ بوده است (جدول ۱).

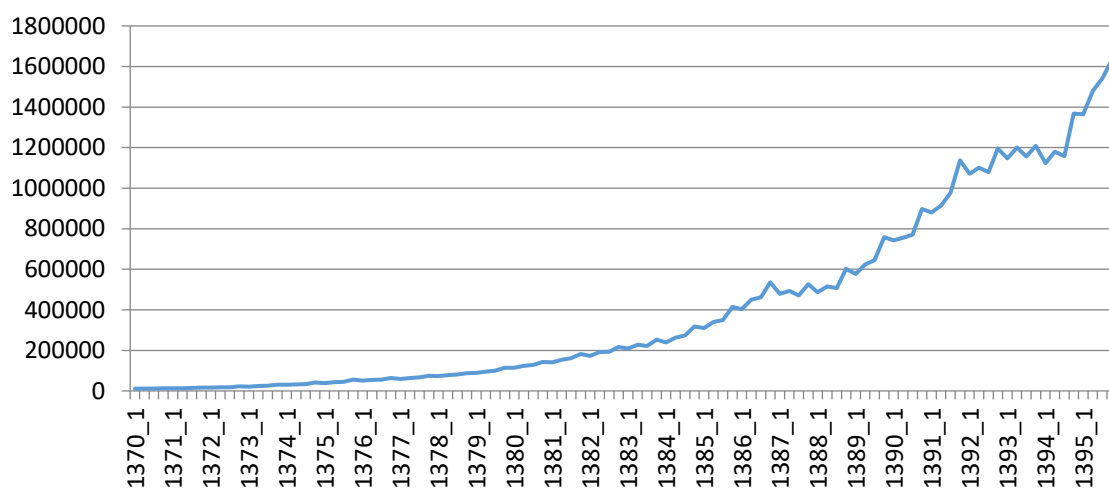
جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای مطالعه

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
GDP (میلیارد \$)	۱۰۴	۱۰۴۰۹۰/۰۵	۳۸۵۲۱/۰۸	۴۶۳۹۴/۰۲	۱۶۹۳۵۷/۷
نقدینگی (میلیارد \$)	۱۰۴	۳۰۷۰۰۶/۳	۳۵۸۰۵۲/۵	۱۱۲۳/۸	۱۲۰۷۵۵۹
نرخ واقعی ارز	۱۰۴	۲۷۵۹/۶۳	۸۰۶/۲۱	۱۵۰۱/۴۵	۴۵۹۱/۲۸

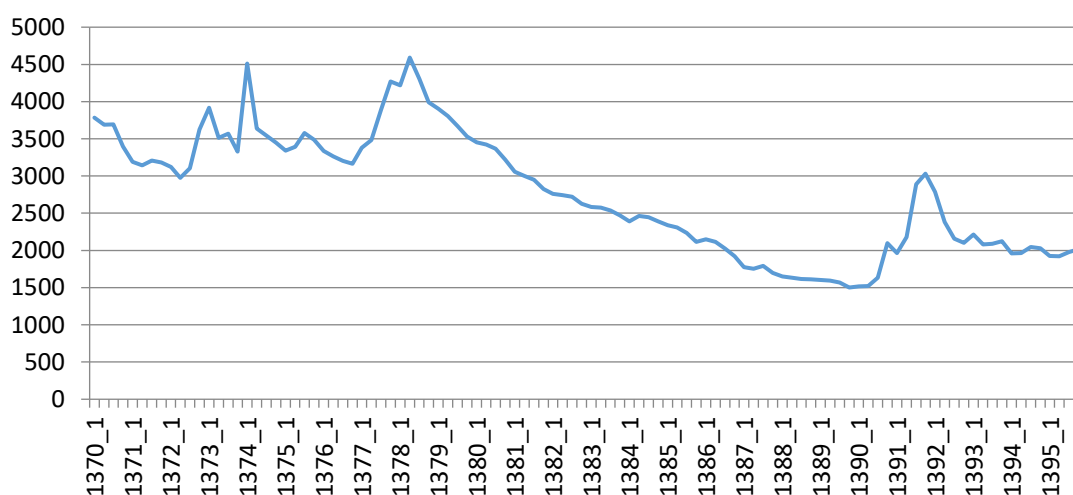
طبق نمودار ۱، روند کلی تولید ناخالص داخلی ایران در این دوره صعودی بوده است و نوساناتی سالانه به دلیل کاهش تولید در زمستان هر سال مشاهده شده است. نمودار نقدینگی (نمودار ۲) نشان می‌دهد که نقدینگی در این دوره با شیب تند افزایش یافته است، اما در دوره‌های دو ساله ۲۰۰۸-۲۰۰۹ و ۲۰۱۳-۲۰۱۵ تا حدی کنترل شده است و از آن زمان به بعد با شیب بیشتری رشد کرده است. نمودار ۳ که به فرآیند نرخ واقعی ارز می‌پردازد، روند نزولی این متغیر را نشان می‌دهد و نرخ واقعی ارز در این دوره کاهش یافته است. این روند در دوره ۱۹۹۳-۱۹۹۷ تقریباً ثابت باقی ماند و در سال ۲۰۰۰ به اوج خود رسید، اما تا سال ۲۰۱۱ کاهش یافت و سپس رشد جزئی را تجربه کرد. با این حال، همچنان روند نزولی داشته است. شاخص قیمت مصرف‌کننده یک روند ملایم صعودی را تجربه کرده و همیشه در حال افزایش بوده است.



شکل ۱. روند تولید ناخالص داخلی در بازه زمانی ۱۳۹۱:۱ تا ۲۰۱۶:۴



شکل ۲. روند نقدینگی در بازه زمانی ۱۳۹۱:۱ تا ۲۰۱۶:۴



شکل ۳. روند نرخ واقعی ارز در بازه زمانی ۱۳۹۱:۱ تا ۲۰۱۶:۴

ر مه دوست بناب و همکاران

پایایی متغیرها با استفاده از آزمون HEGY بررسی شد تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها دارای هم‌انباشتگی از درجه دوم نیستند. بر اساس نتایج اولیه، همه متغیرهای مطالعه در سطح پایا نبودند و از طریق یک تفاضل‌گیری به پایایی رسیدند. جدول ۲ نتایج این آزمون را گزارش می‌کند.

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی

متغیرهای تفاضلی	t_{π_1}	p-value	t_{π_2}	p-value	$F_{\pi_3 \cap \pi_4}$	p-value
GDP	-۷۷/۴۲	۰/۰۰	-۱۲۸/۴۵	۰/۰۰	۱۹۲	۰/۰۰
Liquidity	-۵/۶۹	۰/۰۰	-۴/۲۰	۰/۰۰	۱۰/۴۹	۰/۰۰
نرخ واقعی ارز	-۲۳/۸۳	۰/۰۰	۳۵/۲۳	۰/۰۰	۱۵۱	۰/۰۰

تخمین‌های مدل با استفاده از روش ARDL زمانی قابل‌اعتماد می‌شوند که رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید شود. برای این منظور، دو آماره F و W برای آزمون رابطه بلندمدت اندازه‌گیری شده و در جدول ۳ گزارش شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقدار محاسباتی هر دو آماره بزرگ‌تر از کرانه مربوطه است؛ بنابراین، رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود و مدل را می‌توان بر اساس روش ARDL تخمین زد.

جدول ۳. نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL

آمار	مقدار محاسباتی	کرانه پایین (۵٪)	کرانه بالا (۵٪)	نتایج
F	۱۴/۰۶	۳/۳۲	۴/۴۵	تأیید شد
W	۵۶/۲۶	۱۳/۳۱	۱۷/۸۱	تأیید شد

جدول ۴ نتایج برآورد مدل پویای ARDL را گزارش می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بیشتر ضرایب معنادار هستند. بر اساس ضریب تعیین R^2 ، متغیر وابسته ۹۷ درصد از تغییرات متغیرهای توضیحی را توضیح می‌دهد. معناداری مقدار F نیز نشان‌دهنده معناداری کل رگرسیون است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل پویای ARDL (2,0,2,1)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار t- [سطح معناداری]
GDP(-۱)	۰/۴۷	۰/۰۸	۴۹/۵ [۰/۰۰]
GDP(-۲)	-۰/۳۶	۰/۰۹	۹۵/۳ [۰/۰۰]
M	۰/۰۱	۰/۰۰	۴۳/۳ [۰/۰۰]
CPI	-۱/۱۸	۰/۳۵	۳۱/۳ [۰/۰۰]
CPI(-۱)	۲/۸۰	۰/۵۶	۰۰/۵ [۰/۰۰]
CPI(-۲)	-۱/۴۲	۰/۳۱	۵۴/۴ [۰/۰۰]
REX	-۰/۰۹	۰/۱۱	۸۷/۰ [۰/۰۰]
REX(-۱)	-۰/۲۵	۱۰-۰	۴۲/۲ [۰/۰۰]
C	۱۱/۷۴	۱/۵۲	۷۲/۷ [۰/۰۰]
تعدیل شده R^2	۰/۹۷	F	۷۱/۳۹۱ [۰/۰۰]

برای بررسی صحت نتایج مدل ARDL، آزمون‌های تشخیصی انجام و نتایج در جدول ۵ گزارش شده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آماره‌های آزمون در هیچ‌کدام از موارد معنادار نیستند و فرضیه صفر مرتبط با آن‌ها رد نمی‌شود. بنابراین، مدل فاقد مشکلاتی از قبیل همبستگی سریالی، خطای مشخصات، نرمال نبودن باقیمانده‌ها و ناهمسانی واریانس است. در نتیجه، تمام نتایج معتبر هستند.

جدول ۵. آزمون‌های تشخیصی

آزمون	LM آمار	نتیجه
همبستگی سریالی	۱/۰۱	عدم وجود همبستگی سریالی
آزمون شکل عملکرد (فرم)	۱/۲۸۲	عدم وجود خطای مشخصات
آزمون نرمال بودن	۱/۳۳	نرمال بودن باقیمانده‌ها
آزمون ناهمسانی واریانس	۱/۲۰	عدم وجود ناهمسانی واریانس

جدول ۶ نتایج برآورد ضرایب بلندمدت مدل ARDL را گزارش می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب مثبت و در سطح خطای ۱٪ معنادار هستند، که نشان‌دهنده اثر مثبت همه متغیرها بر تولید ناخالص داخلی (GDP) است.

جدول ۶. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار t-سطح معناداری]
M	۰/۰۱	۰/۰۰	۳/۹۳۴۰ (۱/۰۰)
CPI	۰/۲۱	۰/۰۰	۲۲/۸۳ (۰/۰۰)
REX	-۰/۳۹	۰/۰۴	-۹/۸۲ (۰/۰۰)
عرض از مبدا	۱۳/۱۵	۰/۳۶	۳۶/۰۸ (۰/۰۰)

جدول ۶ نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) را گزارش می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب متغیر CPI معنادار است که نشان‌دهنده اثر این متغیر نه تنها در بلندمدت بلکه در کوتاه‌مدت نیز است. همچنین متغیرهای M و REX دارای اثر بلندمدت هستند، اما اثر کوتاه‌مدت متغیرهای نقدینگی (M) و نرخ واقعی ارز (REX) معنادار نیست که نشان‌دهنده عدم وجود اثر کوتاه‌مدت این متغیرها بر تولید ناخالص داخلی (GDP) است. ضریب مدل تصحیح خطا (ECM) منفی و معنادار است و قدر مطلق آن کمتر از یک می‌باشد که نشان‌دهنده اعتبار مدل و وجود یک رابطه بلندمدت است. مقدار این ضریب برابر با ۰.۸۹- است که نشان می‌دهد ۸۹٪ انحرافات رشد اقتصادی از تعادل بلندمدت در هر دوره اصلاح می‌شود.

جدول ۷. بررسی معناداری ضرایب

متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار t- [سطح معناداری]
dGDP۱	۰/۳۶	۰/۰۹	۹۵/۳ (۰۰/۰)
dM	۰/۰۱	۰/۰۱	۰۸۴/۱ (۲۸۳/۰)
dCPI	-۱/۱۸	۰/۳۵	۳۱/۳- (۰۰/۰)
dCPI۱	۱/۴۲	۰/۳۱	۵۴/۴ (۰۰/۰)
dREX	-۰/۰۹	۰/۱۱	۸۷/۰- (۳۸۴/۰)
Ecm (-۱)	-۰/۸۹	۰/۱۱	۷۲/۷- [۰۰/۰]

برای بررسی اثرات نامتقارن نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی (GDP)، مدل NARDL معرفی شده تخمین زده شده و نتایج در جدول ۸ گزارش شده است. ضرایب برآورد شده برای اثر بلندمدت شوک‌های مثبت و منفی نقدینگی $(M+(-1)$ و $(M-(-1)$ بر GDP نشان می‌دهد که تنها شوک مثبت نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر GDP دارد، در حالی که شوک منفی آن هیچ اثر معناداری بر GDP در بلندمدت ندارد. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی نقدینگی اثر معناداری بر تولید در کوتاه‌مدت ندارند، اما شوک مثبت کوتاه‌مدت نقدینگی پس از یک وقفه اثر مثبتی بر GDP می‌گذارد. بنابراین، اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی مثبت و منفی بر رشد اقتصادی تأیید می‌شود. در این حالت، یک شوک مثبت پولی در بلندمدت و یک شوک مثبت پولی با وقفه در کوتاه‌مدت باعث رشد تولید داخلی می‌شود، در حالی که یک شوک منفی هیچ اثری بر GDP در این دوره ندارد.

جدول ۸. برآورد اثر نامتقارن نقدینگی بر GDP

متغیر	نماد	ضریب	-مقدار	سطح معناداری
وقفه اول GDP	Gdp(-1)	-۰/۲۹۳	-۲/۹۰	۰/۰۰۵
وقفه اول شوک مثبت نقدینگی	M+(-1)	۰/۰۴۳	۲/۳۵	۰/۰۲۱
وقفه اول شوک منفی نقدینگی	M-(-1)	۰/۰۰۵	۰/۸۵	۰/۳۹۵
وقفه اول تفاضلی GDP	GDP(-1)	-۰/۰۲۴	-۰/۲۲	۰/۸۳
تفاضل شوک مثبت نقدینگی	DM+	-۰/۰۶	-۱/۲۷	۰/۲۰۸
وقفه اول تفاضل شوک مثبت نقدینگی	DM+(-1)	۰/۱۴۳	۲/۹۳	۰/۰۰۴
تفاضل شوک منفی نقدینگی	DM-	۰/۰۰۶	۰/۷۰	۰/۴۸۷
وقفه اول تفاضل شوک منفی نقدینگی	DM-(-1)	-۰/۰۰۹	-۱/۱۱	۰/۲۶۹
نرخ واقعی ارز	Rsx	-۵/۸۶	-۲/۱۷	۰/۰۳۳
شاخص قیمت مصرف کننده	CPI	-۲۶/۱	-۱/۳۹	۰/۱۶۷
عرض از مبدأ	Constant	۴۳۲۵۴	۳/۰۱	۰/۰۳۳

جدول ۹ خلاصه‌ای از اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی (GDP) و شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) در بلندمدت را ارائه می‌کند:

جدول ۹. خلاصه‌ای از اثرات سیاست پولی بر تولید

نوع سیاست	ضریب	-مقدار	سطح معناداری	نتیجه
بلند مدت				
شوک مثبت سیاست پولی بر GDP	۰/۰۷۴	۲/۳۵	۰/۰۲۱	مثبت و معنادار
شوک منفی سیاست پولی بر GDP	۰/۰۰۵	۰/۸۵	۰/۳۹۵	بی معنی (غیرمعنی دار)
کوتاه مدت				
شوک مثبت سیاست پولی بر GDP	۰/۱۴۳	۲/۹۳	۰/۰۰۴	مثبت و معنادار
شوک منفی سیاست پولی بر GDP	-۰/۰۰۹	-۱/۱۱	۰/۲۶۹	بی معنی (غیرمعنی دار)

چون تنها شوک مثبت نقدینگی در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیری مثبت و معنادار بر GDP دارد و شوک منفی آن در بلندمدت بر GDP تأثیری ندارد، فرضیه اول این مطالعه، مبنی بر نامتقارن بودن اثر سیاست‌های پولی بر تولید، رد نمی‌شود. به عبارت دیگر، می‌توان اظهار داشت که اثر سیاست‌های پولی بر GDP در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد ایران نامتقارن است و تأثیر شوک‌های پولی مثبت و منفی بر تولید نیز نامتقارن است.

بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های این پژوهش نشان دادند که اثر سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی (GDP) در اقتصاد ایران نامتقارن است؛ به گونه‌ای که تنها شوک‌های مثبت نقدینگی چه در بلندمدت و چه با یک وقفه در کوتاه‌مدت منجر به رشد معنادار GDP می‌شوند، در حالی که شوک‌های منفی تأثیر معناداری بر تولید ندارند. این نتیجه بیانگر آن است که سازوکارهای انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران نسبت به جهت تغییرات حساس هستند و واکنش تولید به سیاست‌های انبساطی و انقباضی یکسان نیست. نتایج به‌دست‌آمده با برخی از پژوهش‌های داخلی و بین‌المللی همخوانی دارد. به‌طور مثال، تحقیقات (Khalili Araki & Goudarzi Farahani, 2013) در مورد اقتصاد ایران و (Ulke & Berument, 2015) در ترکیه نشان دادند که اثرات شوک‌های پولی مثبت بر رشد اقتصادی قوی‌تر از شوک‌های منفی است و سیاست‌های انقباضی اغلب قادر به کاهش تولید به همان شدت سیاست‌های انبساطی در افزایش تولید نیستند. همچنین، مطالعه (Kwark & Lee, 2021) در کره تأکید می‌کند که شرایط مالی و ساختار بازار اعتبار در زمان انقباض نقدینگی به نحوی عمل می‌کند که از کاهش شدید تولید جلوگیری می‌شود.

یکی از تبیین‌های احتمالی برای این نتیجه در اقتصاد ایران به ویژگی‌های ساختاری و وابستگی بالای اقتصاد به منابع نقدینگی و درآمدهای نفتی بازمی‌گردد. زمانی که سیاست‌های پولی انبساطی موجب افزایش نقدینگی می‌شوند، این نقدینگی به سرعت به سمت فعالیت‌های اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری و مصرف هدایت شده و رشد تولید را تحریک می‌کند (Emadi, 2019; Niazimohseni et al., 2020). در مقابل، سیاست‌های انقباضی و کاهش نقدینگی به دلیل نقش بالای بخش غیررسمی، امکان جایگزینی منابع مالی و نیز وجود دسترسی‌های جایگزین به سرمایه را تا حدی خنثی می‌کنند (Pezeshki et al., 2025; Saeedi et al., 2025). علاوه بر این، مطالعات نشان می‌دهند که در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی و وجود شوک‌های بیرونی، از جمله تحریم‌ها و نوسانات نرخ ارز، تأثیر سیاست‌های پولی انقباضی در کوتاه‌مدت تضعیف می‌شود (Pourhashemi, 2023; Ridha, 2023; & Yousefi, 2024).

همچنین یافته‌ها با نظریه‌های کینزی درباره اثرگذاری نقدینگی بر متغیرهای واقعی اقتصاد همسو است. بر اساس دیدگاه کینزی، تزریق پول موجب کاهش نرخ بهره و افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود و در نهایت تقاضای کل و تولید را بالا می‌برد. مطالعات داخلی مانند (Khatabi & SeifiPour, 2006) و (Sara, 2012) نیز تأیید کرده‌اند که انبساط پولی در ایران عمدتاً اثر تحریکی بر تولید دارد. اما عدم معناداری شوک‌های منفی را می‌توان با دیدگاه‌های اقتصادهای در حال توسعه تطبیق داد؛ در این اقتصادها، ساختار مالی و نرخ‌های تورم مزمن، حساسیت تولید به سیاست‌های انقباضی را کاهش می‌دهد (Chan, 2020; Noreen, 2022).

از سوی دیگر، نتایج تحقیق حاضر با مطالعاتی که به نقش اطلاعات مالی و حسابداری در پیش‌بینی رشد اقتصادی پرداخته‌اند نیز همخوانی دارد. به‌طور مثال، (Arabzadeh, 2021; et al., 2021) و (Bokhradi Nasab et al., 2021) نشان داده‌اند که رشد سود حسابداری و کیفیت اطلاعات مالی در ایران می‌تواند با تحولات GDP ارتباط مستقیم داشته باشد. همچنین (Beneish et al., 2023) و (Zhang & Fargher, 2022) در سطح بین‌المللی تأکید می‌کنند که شفافیت اطلاعات مالی در ارزیابی اثرات سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهد که اثرات مثبت نقدینگی زمانی قوی‌تر است که اطلاعات مالی و پیش‌بینی‌های اقتصادی کارآمد باشند و بخش خصوصی توان پاسخگویی سریع به تزریق پول را داشته باشد.

تأثیر مثبت شوک‌های نقدینگی بر GDP در بلندمدت همچنین با یافته‌های پژوهش (Karimov, 2020) درباره رابطه بین سرمایه‌گذاری، تولید و شاخص‌های زیست‌محیطی همسو است؛ زیرا افزایش نقدینگی می‌تواند سرمایه‌گذاری را در بخش‌های مولد تحریک کند و رشد اقتصادی پایدار ایجاد نماید. با این حال، نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سیاست‌های پولی انقباضی در ایران فاقد کارایی لازم برای مهار نوسانات تولید هستند که می‌تواند ناشی از ضعف ابزارهای کنترلی و عمق ناکافی بازار مالی باشد (Pezeshki et al., 2025; Sotoudehnia Karani & Shafi'zad Abkenar, 2025).

در بُعد سیاست‌گذاری، این یافته‌ها نشان می‌دهد که اتکای صرف به مدل‌های خطی می‌تواند به خطای تصمیم‌گیری منجر شود، زیرا در مدل‌های خطی فرض می‌شود پاسخ تولید به شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. در حالی که این پژوهش و مطالعات مشابه مانند (Ülke & Berument, 2015) و (Kwark & Lee, 2021) تأکید دارند که رفتار تولید در مواجهه با سیاست‌های پولی غیرخطی و نامتقارن است. بنابراین بانک مرکزی باید ابزارهای تحلیلی دقیق‌تری را برای ارزیابی پیامدهای سیاست‌های خود در نظر بگیرد و به ویژه در تدوین سیاست‌های انبساطی و انقباضی، شدت و پایداری اثرات را جداگانه بسنجد.

از منظر بین‌المللی، یافته‌ها با نتایج (Kuzin & Tober, 2004) در آلمان و (Chan, 2020) در سیاست‌های محیط‌زیستی-اقتصادی هم‌راستا است که نشان می‌دهد واکنش GDP نسبت به سیاست‌های پولی وابسته به ساختار نهادی و پویایی بازارهای مالی است. همچنین (Noreen, 2022) نشان داد که اقتصادهای در حال توسعه در برابر شوک‌های منفی انعطاف‌پذیرترند، زیرا شبکه‌های غیررسمی مالی می‌توانند بخشی از اثرات انقباضی را جبران کنند. این امر در ایران نیز دیده می‌شود و علت بی‌اثر بودن نسبی سیاست‌های انقباضی بر تولید را توضیح می‌دهد.

به‌طور کلی نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اثرگذاری سیاست پولی نه تنها به متغیرهای کلان، بلکه به کیفیت داده‌های اقتصادی، ساختار بازار مالی و انتظارات اقتصادی بستگی دارد. هنگامی که سیاست‌های پولی انبساطی اجرا می‌شوند، وجود انتظارات مثبت و محیط پیش‌بینی‌پذیر می‌تواند باعث تقویت اثرگذاری این سیاست‌ها بر رشد شود، اما در

صورت اجرای سیاست‌های انقباضی، شبکه‌های جایگزین و عدم شفافیت بازارهای مالی می‌توانند مانع از کاهش تولید شوند (Li, 2024; Mohammad Mohidul, 2015). این یافته‌ها تأکیدی دوباره بر اهمیت رویکردهای غیرخطی مانند NARDL در تحلیل اقتصاد ایران است.

این مطالعه با وجود نتایج ارزشمند خود دارای محدودیت‌هایی است. نخست، داده‌های مورد استفاده تنها از منابع رسمی داخلی (بانک مرکزی ایران) و در بازه زمانی مشخص (۱۹۹۱ تا ۲۰۱۹) استخراج شد و بنابراین ممکن است برخی متغیرهای خارجی یا تحولات جدید اقتصادی مانند تحریم‌های اخیر و تغییرات ساختاری بازار پول پس از سال ۲۰۱۹ در نتایج لحاظ نشده باشند. دوم، مدل NARDL علی‌رغم توانایی بالا در شناسایی نامتقارنی، محدودیت‌هایی در لحاظ کردن شوک‌های هم‌زمان چندمتغیره و اثرات تعاملی پیچیده بین سیاست‌های پولی و مالی دارد. سوم، در این مطالعه تنها بر نقدینگی و نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای سیاست پولی تمرکز شده است و سایر ابزارها مانند نرخ بهره رسمی، عملیات بازار باز یا نسبت سپرده قانونی وارد مدل نشده‌اند. همچنین، کیفیت داده‌ها و احتمال وجود خطای اندازه‌گیری در برخی شاخص‌ها می‌تواند بر دقت برآوردها اثر گذاشته باشد.

برای ارتقای درک از اثرات نامتقارن سیاست‌های پولی، پژوهش‌های آتی می‌توانند از داده‌های با فرکانس بالاتر (ماهانه یا هفتگی) استفاده کرده و اثرات سیاست‌های پولی را در چارچوب رویدادهای خاص اقتصادی مانند بحران‌های ارزی، تغییرات شدید قیمت نفت یا شوک‌های مالی بین‌المللی بررسی کنند. همچنین به‌کارگیری مدل‌های ترکیبی مانند TVAR (مدل‌های برداری خودرگرسیو با آستانه متغیر در زمان) یا GARCH غیرخطی می‌تواند پویایی‌های نوسانات و عدم قطعیت را دقیق‌تر آشکار کند. پیشنهاد می‌شود اثر تعامل سیاست‌های پولی و مالی در کنار شاخص‌های اعتماد مصرف‌کننده و سرمایه‌گذار نیز مدنظر قرار گیرد تا درک جامع‌تری از سازوکارهای انتقال سیاست در اقتصاد ایران به‌دست آید. سیاست‌گذاران پولی باید توجه کنند که واکنش اقتصاد به سیاست‌های انقباضی و انقباضی یکسان نیست و استفاده از مدل‌های خطی ممکن است درک نادرستی از شدت و زمان‌بندی اثرات ایجاد کند. برنامه‌ریزان اقتصادی می‌توانند از رویکردهای غیرخطی مانند NARDL برای ارزیابی سناریوهای مختلف سیاستی و برآورد دقیق پیامدها بهره‌گیرند. همچنین توصیه می‌شود بانک مرکزی در شرایطی که هدف تحریک رشد اقتصادی است، از شوک‌های مثبت نقدینگی به‌صورت کنترل‌شده و تدریجی بهره‌برد تا هم اثرگذاری حداکثری داشته باشد و هم ریسک تورم مهار شود. تقویت زیرساخت‌های اطلاعات مالی و ارتقای شفافیت در بازارهای مالی نیز می‌تواند واکنش اقتصاد به سیاست‌های پولی را پیش‌بینی‌پذیرتر و مدیریت‌پذیرتر کند.

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 منافی 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

- Arabzadeh, M., Izadinia, N., & Samadi, S. (2021). The Effect of Accounting Profit Growth on Future Gross Domestic Product Growth, Future Net Investment Growth, and Their Forecasting Errors. *Financial Accounting and Auditing Researches*, 13(50), 229-248.
- Beneish, M. D., Glendening, D. B., Shaw, M., & Kenneth, W. (2023). Aggregate Financial Misreporting and the Predictability of U.S. Recessions and GDP Growth. <https://doi.org/10.2308/TAR-2021-0160>
- Bokhradi Nasab, V., Kamali, E., & Ebrahimi Kahrizsangi, K. (2021). An Examination of the Accuracy of Gross Domestic Product Forecasting by Focusing on the Comparative Information of Inflated and Deflated Accrual Accounting Earnings. *Journal of Financial Accounting Research*, 13(3), 1-34.
- Chan, Y. T. (2020). Are macroeconomic policies better in curbing air pollution than environmental policies? A DSGE approach with carbon-dependent fiscal and monetary policies. *Energy Policy*, 141, 111454. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.111454>
- Emadi, S. J., Elahi, Naser, Komijani, Akbar, Kiyaalhoseini, Seyed Ziyaaodin. (2019). Investigate effect of interaction monetary and fiscal policies on economic growth in Iran. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 6(2), 3-28. https://economic.mofidu.ac.ir/article_37180_f0dba76139498481e6f0a62331d82b03.pdf
- Karimov, M. (2020). An empirical analysis of the relationship among foreign direct investment, gross domestic product, CO2 emissions, renewable energy contribution in the context of the environmental Kuznets curve and pollution haven hypothesis regarding Turkey. *European Journal of Formal Sciences and Engineering*, 3(2), 23-42. <https://doi.org/10.26417/ejef.v4i1.p110-123>
- Khalili Araki, M., & Goudarzi Farahani, Y. (2013). Asymmetric Effects of Monetary Policy and Economic Fluctuations in Iran. *Economic Studies and Policies Journal*, 9(2).
- Khatabi, M., & SeifiPour, R. (2006). Known tools and rules of monetary policies in Iran's economy. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 41(2), -. https://jte.ut.ac.ir/article_18273_9392500903dcadfdbebd53a0c1bbc825a.pdf
- Kuzin, V., & Tober, S. (2004). "Asymmetric monetary policy effects in Germany".
- Kwark, N. S., & Lee, C. (2021). Asymmetric effects of financial conditions on GDP growth in Korea: A quantile regression analysis. *Economic Modelling*, 94, 351-369. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.10.014>
- Li, J. (2015). The asymmetric effects of investor sentiment and monetary policy on stock prices. *Applied Economics*, 47(24), 2514-2522. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1008770>
- Mohammad Mohidul, I. (2024). Impacts of monetary and fiscal policies on price and currency stability in Bangladesh. *International Journal of Business and Economic Studies*, 6(1), 32-47. <https://doi.org/10.54821/uiecd.1402591>
- Niazimohseni, M., Shahrestani, H., Hojabr Kiani, K., & Ghafari, F. (2020). Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran. *Monetary & Financial Economics*, 27(19), 29-46. <https://doi.org/10.22067/pm.v27i19.85109>
- Noureen, S., Iqbal, Javed, Chishti, Muhammad Zubair. (2022). Exploring the dynamic effects of shocks in monetary and fiscal policies on the environment of developing economies: evidence from the CS-ARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(30), 45665-45682. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19095-0>
- Pezeshki, M. R., Damenkeshideh, M., & Esmailniakatabi, A. A. (2025). Financial Stability, Monetary Policy Uncertainty, and the Country's Economic Activities. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 18(69), 1-28.
- Pourhashemi, A., & Yousefi, N. (2024). The Impact of Oil Price Volatility and Monetary Policies on Unemployment in Oil-Exporting Countries of the Middle East Region. *Journal of Economic Research and Middle East Development*, 13(1), 99-113.
- Riahi Nasab, N., Jamshidi Navid, B., Moradi, A., & Ghanbari, M. (2024). The Role of Accounting Information in Forecasting Gross Domestic Product. *Journal of Accounting and Management Auditing Knowledge*, 13(49), 233-250.
- Ridha, A. R. K. A. (2023). The Reality Of Gross Domestic Product In The Financial Shocks Case Study Of Iraq For The Period (2004-2019). *World Economics and Finance Bulletin*, 19, 155-169.
- Saeedi, A., Fallahi, M., & Esmaeilpour Moghadam, H. (2025). The Impact of Uncertainty from Monetary and Exchange Rate Policies on Financial Stability: A Markov Regime-Switching Approach in Iran's Economy. *Monetary and Financial Economics*. <https://doi.org/10.22067/mfe.2025.93017.1537>
- Sara, G. (2012). An Analysis of the Relationship between Monetary-Exchange Rate Policies and the public Debt and Theirs Effects on Inflation and Economic Growth in Iran. *International Economics Studies*, 37(2), 1-21. <https://www.magiran.com/paper/1006676>
- Sotoudehnia Karani, S., & Shafi'zad Abkenar, B. (2025). An Investigation of the Effect of Uncertainty on Economic Growth and Monetary Policies in Iran. *Economic Growth and Development Research*. <https://doi.org/10.30473/egdr.2025.73885.6971>
- Statista. (2024). *Iran: Gross domestic product (GDP) from 2019 to 2029*. <https://www.statista.com/statistics/294233/iran-gross-domestic-product-gdp/>
- Ülke, V., & Berument, H. (2015). Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks on Economic Performance: Empirical Evidence From Turkey. *Applied Economics Letters*, 23(5), 353-360. <https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1073836>
- Zhang, L., & Fargher, N. (2022). Aggregate accounting earnings, special items and growth in gross domestic product: evidence from Australia. *Accounting & Finance*, 62(2), 2467-2496. <https://doi.org/10.1111/acfi.12871>