

# The Effect of Central Bank Intervention Pressure on the Country's Business Cycles in Recession and Expansion Regimes

1. Moslem Rezapoor Darsara<sup>id</sup>: Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran

2. Khosro Azizi<sup>id\*</sup>: Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: Kh.Azizi@iau.ac.ir (Corresponding Author)

3. Mehdi Fathabadi<sup>id</sup>: Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran

4. Saleh Ghavidel Doostkoue<sup>id</sup>: Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran

## Article history



Received: 31 January 2024

Revised: 01 May 2024

Accepted: 09 May 2024

Published: 19 June 2024

## Abstract:

This study seeks to examine the effect of central bank intervention pressure on the country's business cycles during recession and expansion regimes. For this purpose, using a rotational model and the Markov-switching regime change approach, the effects of the study variables are analyzed over the period from 1994 to 2022. The estimation results of the Markov model for recession and expansion periods indicate that the central bank intervention index, deviations of the exchange rate from its long-term path, the effect of sanctions, and the inflation rate during both recession and expansion periods have a positive impact on the output gap. Moreover, the variable of the growth rate of foreign exchange revenues from oil sales during expansion periods leads to a reduction in the output gap. These effects over the years should be analyzed in light of the central bank's intervention in the national economy. Specifically, the greater the growth in the exchange rate, the more policymakers have sought to react in order to control the exchange rate growth and prevent further increases. However, the response to deviations in the exchange rate diminishes. Therefore, under conditions where the exchange rate experiences higher growth, policymakers tend to focus more on controlling the exchange rate and pay less attention to its deviations.

**Keywords:** central bank intervention pressure, business cycles, Markov-switching regime change model

**Citation:** Rezapoor Darsara, M., Azizi, K., Fathabadi, M., & Ghavidel Doostkoue, S. (2024). The Effect of Central Bank Intervention Pressure on the Country's Business Cycles in Recession and Expansion Regimes, *Accounting, Finance and Computational Intelligence*, 2(1), 51-67.



**Copyright:** © 2024 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

Business cycles, characterized by alternating periods of economic recession and expansion, have been a central focus of macroeconomic theory and policy-making due to their profound effects on key economic indicators such as GDP, employment, inflation, and the balance of payments (Afshari et al., 2014). In economies like Iran, where structural dependence on oil revenues and exposure to external shocks such as sanctions are prevalent, understanding the determinants and dynamics of business cycles is particularly critical (Arman Seyyed & Piro, 2015). Among the various macroeconomic factors influencing cyclical fluctuations, the role of central bank intervention in the foreign exchange market is of paramount importance. The central bank's intervention pressure—defined as the combined influence of exchange rate changes and fluctuations in foreign reserves—reflects both the intensity of market volatility and the policy response to stabilize the exchange rate (Gougarcheian & Mirhashemi Naeini, 2011).

The relationship between exchange rate dynamics and macroeconomic performance has been extensively documented in both theoretical and empirical literature. Exchange rate volatility can transmit to the real economy through multiple channels, including trade flows, investment decisions, and inflation expectations (Bostani, 2013). In the Iranian context, exchange rate fluctuations are often amplified by structural factors such as the dual or multiple exchange rate systems, fiscal dominance, and a high degree of import dependence (Mehregan et al., 2013). Consequently, central bank interventions, while aiming to stabilize currency markets, may have unintended consequences for output, particularly if interventions are driven by short-term political or inflationary objectives (Fazel & Tavakkoli, 2012).

Previous studies indicate that the effects of exchange rate management policies vary across different phases of the business cycle. In periods of recession, interventions may be aimed at preventing excessive depreciation to curb inflationary pressures, whereas in expansionary periods, they may focus on avoiding currency overvaluation to sustain export competitiveness (Borkechian & Eynian, 2012). However, such policies may not always align with long-term stability goals. Moreover, in oil-dependent economies, oil price shocks and changes in foreign exchange earnings significantly affect the scope and effectiveness of central bank interventions (Emami & Adibpour, 2009).

Global evidence reinforces the importance of tailoring monetary and exchange rate policies to specific macroeconomic conditions. For instance, in developing economies facing recurrent crises, central bank interventions have often been used to signal stability and influence market expectations (Corpuz, 2023). However, the advent of advanced financial technologies (FinTech) has introduced new possibilities for improving the precision and transparency of such interventions (Awotunde et al., 2021; Moghni et al., 2019). Empirical evidence from recessionary episodes worldwide shows that policy misalignment between monetary, fiscal, and exchange rate frameworks can exacerbate the duration and depth of recessions (Obiakor, 2021; Stevenson, 2021).

Given the specificities of Iran's economic structure—including heavy dependence on oil revenues, exposure to international sanctions, and limited capital market depth—there is a pressing need to analyze the impact of central bank intervention pressure on business cycles, taking into account the regime-specific dynamics of recession and expansion (Pishkhan, 2023; Setiawan et al., 2022). This study employs a Markov-switching regime model to evaluate how central bank intervention pressure, alongside other macroeconomic variables such as exchange rate deviations, inflation, sanctions, and oil revenue growth, influences the output gap in different cyclical regimes. By distinguishing between the effects in

recessionary and expansionary phases, the analysis aims to provide insights into the policy trade-offs and constraints faced by the central bank in Iran.

### Methods and Materials

The study adopts a quantitative research design using time-series data for the Iranian economy from 1994 to 2022. A Markov-switching regime model is employed to account for nonlinearities and structural changes across different phases of the business cycle. The dependent variable is the output gap, while the key explanatory variables include the central bank intervention index, deviations of the exchange rate from its long-term equilibrium path, inflation rate, sanctions index, and growth rate of foreign exchange revenues from oil exports. The model estimates separate parameters for two distinct regimes: recession and expansion. The identification of regimes is based on statistical properties of the data and the estimated transition probabilities. Unit root and cointegration tests are conducted to assess the stationarity and long-run relationships among variables. Model diagnostics, including the likelihood ratio test, residual autocorrelation tests, normality tests, and heteroskedasticity checks, are performed to ensure the validity of the estimated model.

### Findings

The likelihood ratio test confirms the superiority of the two-regime Markov-switching model over a linear specification, indicating significant structural differences between recession and expansion periods. Estimation results show that in both regimes, the central bank intervention index, exchange rate deviation from its long-run path, sanctions, and inflation exert a positive and statistically significant impact on the output gap. This suggests that these factors, while intended to stabilize the economy, are associated with a widening of the gap between actual and potential output in both downturns and upturns.

Conversely, the growth rate of foreign exchange revenues from oil exports exhibits a significant negative effect on the output gap, but only during expansionary periods. This indicates that higher oil revenues in good times contribute to narrowing the output gap, likely by supporting investment and consumption. The coefficients for central bank intervention are higher in the expansion regime than in the recession regime, suggesting a more pronounced policy effect during periods of economic growth.

Variance estimates reveal greater volatility in the recession regime compared to the expansion regime, highlighting heightened macroeconomic instability during downturns. The transition probability matrix shows a relatively high persistence of regimes, with the economy more likely to remain in its current phase in the subsequent period. Diagnostic tests confirm the absence of residual autocorrelation, normal distribution of residuals, and homoscedasticity, validating the robustness of the estimated model.

### Discussion and Conclusion

The findings underscore the dual-edged nature of central bank interventions in Iran's foreign exchange market. While such interventions aim to stabilize the currency and control inflation, their positive association with the output gap suggests that they may also exacerbate economic inefficiencies, particularly when driven by short-term objectives rather than structural considerations. The stronger effect of intervention pressure during expansionary periods implies that policy measures in good times may have unintended consequences for long-term economic balance, potentially fueling distortions that become more apparent during downturns.

The positive impact of exchange rate deviations on the output gap in both regimes aligns with the view that persistent misalignments in the exchange rate undermine macroeconomic stability by distorting price signals, trade flows, and

investment incentives. This is consistent with prior research emphasizing the importance of maintaining exchange rate alignment with fundamentals to support sustainable growth. Similarly, the persistent adverse effects of sanctions highlight the structural vulnerability of the Iranian economy to external shocks and the limited scope for countercyclical policy in such contexts.

The mitigating effect of oil revenue growth on the output gap during expansions illustrates the potential for resource rents to support economic stability when managed effectively. However, the absence of a similar effect during recessions points to limitations in the countercyclical use of oil revenues, possibly due to institutional constraints, fiscal rigidities, or the procyclical nature of spending patterns. This finding resonates with the broader literature on the “resource curse,” which cautions that resource wealth can only translate into sustained economic gains when accompanied by sound macroeconomic management and institutional capacity.

Overall, the results highlight the need for a strategic shift in the design of monetary and exchange rate policies in Iran. Instead of prioritizing nominal exchange rate stability, policymakers should focus on managing deviations from equilibrium in a way that supports long-term productivity and resilience. This would require enhancing the independence of the central bank, aligning intervention strategies with broader macroeconomic objectives, and integrating modern data-driven tools to monitor and respond to market pressures in real time. By adopting a more flexible, regime-sensitive approach to intervention, the central bank could mitigate the destabilizing effects observed in this study and contribute to a more stable and sustainable growth trajectory.

#### **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.

## اثر فشار مداخله بانک مرکزی بر ادوار تجاری کشور در رژیم‌های رکود و رونق

**تاریخچه مقاله**

تاریخ دریافت: ۱۱ بهمن ۱۴۰۲

تاریخ بازنگری: ۱۲ اردیبهشت ۱۴۰۳

تاریخ پذیرش: ۲۰ اردیبهشت ۱۴۰۳

تاریخ انتشار: ۳۰ خرداد ۱۴۰۳

۱. مسلم رضا پوردارسرا<sup>ID</sup>: گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

۲. خسرو عزیزی<sup>ID\*</sup>: گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. ایمیل: [Kh.Azizi@iau.ac.ir](mailto:Kh.Azizi@iau.ac.ir) (نویسنده مسئول)

۳. مهدی فتح آبادی<sup>ID</sup>: گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

۴. صالح قویدل دوستکوئی<sup>ID</sup>: گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

### چکیده

در این مطالعه بدنبال بررسی اثر فشار مداخله بانک مرکزی بر ادوار تجاری کشور در رژیم‌های رکود و رونق می‌باشیم. برای این منظور با استفاده از مدل چرخشی و تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ اثر متغیرهای مطالعه طی بازه زمانی ۱۳۷۳ تا سال ۱۴۰۱ مورد بررسی واقع می‌گردد. نتایج تخمین مدل مارکوف برای دوران رکود و رونق نشان می‌دهد؛ شاخص مداخله بانک مرکزی، انحرافات نرخ ارز از مسیر بلند مدت، اثر تحریم و نرخ تورم در دوران رکود و رونق، تاثیر مثبت بر شکاف تولید دارند و متغیر نرخ رشد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت در دوران رونق منجر به کاهش شکاف تولید می‌شود. دلیل این اثرات را در طول این سال‌ها باید از جانب مداخله بانک مرکزی بر اقتصاد کشور مورد تحلیل قرار داد. بدین ترتیب که هر چه رشد نرخ ارز بیشتر شده است، سیاست گذاران تلاش نموده اند که با عکس العمل بیشتر به آن، رشد نرخ ارز را کنترل نموده و از افزایش آن جلوگیری نمایند. این در حالی است که واکنش به انحرافات نرخ ارز کاهش می‌یابد. بنابراین شرایطی که نرخ ارز رشد بالاتری را تجربه می‌کند، سیاست گذاران بیشتر به دنبال کنترل نرخ ارز می‌باشند و کمتر به انحرافات آن توجه می‌نمایند.

**کلیدواژه‌گان:** فشار مداخله بانک مرکزی، ادوار تجاری، مدل تغییر رژیم مارکوف سوئیچینگ

**شیوه استناددهی:** رضاپوردارسرا، مسلم، عزیزی، خسرو، فتح‌آبادی، مهدی، و قویدل دوستکوئی، صالح. (۱۴۰۳). اثر فشار مداخله بانک مرکزی بر ادوار تجاری کشور در رژیم‌های رکود و رونق. *حسابداری، امور مالی و هوش محاسباتی*، ۲(۱)، ۶۷-۵۱.



مقدمه ادوار تجاری و نقش سیاست‌های مداخله‌ای بانک مرکزی در مدیریت آن‌ها از جمله موضوعات کلیدی در ادبیات اقتصاد کلان و سیاست‌گذاری اقتصادی محسوب می‌شود. نوسانات اقتصادی، که به صورت دوره‌های متوالی رکود و رونق بروز می‌یابند، تأثیر قابل‌توجهی بر تولید ناخالص داخلی، اشتغال، تورم و سایر شاخص‌های کلان اقتصادی دارند (Afshari et al., 2014). این نوسانات تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل داخلی و خارجی قرار می‌گیرند که از جمله مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به سیاست‌های پولی و ارزی بانک مرکزی اشاره کرد (Gougarcheian & Mirhashemi Naeini, 2011). بانک مرکزی به عنوان نهاد اصلی تنظیم‌کننده عرضه پول و مدیریت ارزش پول ملی، از ابزارهایی چون نرخ بهره، عملیات بازار باز، نرخ ذخیره قانونی و مداخلات ارزی برای مدیریت متغیرهای کلان اقتصادی بهره می‌گیرد (Bostani, 2013). مداخله بانک مرکزی در بازار ارز، به ویژه در اقتصادهای در حال توسعه و وابسته به درآمدهای صادراتی منابع طبیعی، نقشی دوگانه دارد؛ از یک‌سو می‌تواند با کاهش نوسانات ارزی و تثبیت انتظارات، ثبات اقتصادی را تقویت کند و از سوی دیگر، اگر به‌درستی طراحی و اجرا نشود، ممکن است موجب ایجاد انحرافات قیمتی و کاهش کارایی بازار گردد (Arman Seyyed & Piro, 2015).

در اقتصاد ایران، به دلیل وابستگی بالا به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز، سیاست‌های ارزی بانک مرکزی همواره تحت‌تأثیر تحولات بازار جهانی انرژی و درآمدهای نفتی بوده است (Mehregan et al., 2013). نوسانات قیمت نفت و تغییرات حجم صادرات، از کانال‌های مختلفی همچون نرخ ارز، بودجه دولت و تراز پرداخت‌ها بر چرخه‌های تجاری اثرگذار بوده‌اند (Fazel & Tavakkoli, 2012). در چنین شرایطی، بانک مرکزی با هدف مدیریت فشارهای بازار ارز، اقدام به خرید یا فروش ارز در بازار می‌کند که این مداخلات در ادبیات اقتصادی به‌عنوان «فشار مداخله» شناخته می‌شوند (Borkechian & Eynian, 2012). فشار مداخله نه تنها بازتاب‌دهنده واکنش سیاست‌گذار به نوسانات ارزی است، بلکه می‌تواند به‌عنوان شاخصی پیش‌نگر برای ارزیابی وضعیت آتی اقتصاد نیز مورد استفاده قرار گیرد (Emami & Adibpour, 2009).

مطالعات متعددی در ایران و سایر کشورها به بررسی اثر مداخلات ارزی بر متغیرهای کلان پرداخته‌اند. برای مثال، پژوهش‌های داخلی نشان داده‌اند که واکنش بانک مرکزی به انحرافات نرخ ارز از مسیر تعادلی، به میزان و جهت نوسانات بازار بستگی دارد و در شرایط رکود و رونق ممکن است رفتار متفاوتی از خود نشان دهد (Hajbar Kiani & Moradi, 2011). همچنین، نتایج برخی تحقیقات حاکی از آن است که در دوران رکود، مداخلات ارزی بیشتر با هدف جلوگیری از کاهش ارزش پول ملی صورت می‌گیرد، در حالی که در دوره‌های رونق، تمرکز اصلی بر کنترل رشد نرخ ارز و مهار تورم است (Pishkhan, 2023). این یافته‌ها با نتایج مطالعات بین‌المللی هم‌راستا است که نشان می‌دهد بانک‌های مرکزی در اقتصادهای باز، بسته به مرحله چرخه تجاری، ترکیب متفاوتی از ابزارهای پولی و ارزی را به کار می‌گیرند (Setiawan et al., 2022).

در سطح بین‌المللی، بحران‌های اقتصادی، رکودهای گسترده و شوک‌های بیرونی مانند پاندمی کووید-۱۹، توجه پژوهشگران را بیش از پیش به نقش مداخلات پولی و ارزی جلب کرده است. برای مثال، برخی مطالعات اخیر تأثیر رکودهای ناشی از بحران‌های جهانی را بر رفتار سرمایه‌گذاران و تغییر الگوی ریسک‌پذیری آن‌ها بررسی کرده‌اند (Corpuz, 2023). همچنین، آثار جانبی رکود بر بخش‌های مختلف از جمله آموزش، بهداشت و بازار کار نیز مورد توجه قرار گرفته است (Obiakor, 2021; Stevenson, 2021). این میان، پیشرفت فناوری‌های مالی (فین‌تک) و استفاده از داده‌های عظیم نیز فرصت‌های جدیدی برای بهبود کارایی نظام بانکی و ارتقای کیفیت سیاست‌گذاری فراهم کرده است (Awotunde et al., 2021; Moghni et al., 2019).

در حوزه نظری، مدل‌های اقتصادسنجی پیشرفته مانند مدل مارکوف سوئیچینگ به‌طور گسترده برای تحلیل رفتار متغیرهای کلان در رژیم‌های مختلف رکود و رونق به کار گرفته شده‌اند (Uccioli et al., 2021; Won et al., 2023). این مدل‌ها امکان بررسی تغییرات ساختاری و برآورد اثرات متغیرها در شرایط متفاوت اقتصادی را فراهم می‌سازند (Hossein, 2022). به‌کارگیری چنین رویکردهایی در تحلیل ادوار تجاری ایران به‌ویژه از این جهت اهمیت دارد که ساختار اقتصاد کشور به دلیل وجود تحریم‌ها، وابستگی به منابع نفتی و محدودیت‌های بازار مالی، از ویژگی‌های خاصی برخوردار است که آن را از الگوهای متعارف اقتصادهای پیشرفته متمایز می‌کند.

با توجه به موارد فوق، بررسی اثر فشار مداخله بانک مرکزی بر ادوار تجاری در رژیم‌های رکود و رونق، نه تنها به درک بهتر از نقش سیاست‌های پولی و ارزی در مدیریت چرخه‌های اقتصادی کمک می‌کند، بلکه می‌تواند مبنایی برای تدوین سیاست‌های بهینه مداخله ارزی در ایران باشد. این پژوهش در تلاش است با استفاده از مدل مارکوف

سوئیچینگ و داده‌های اقتصادی دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۲۲، ضمن محاسبه شاخص فشار مداخله، اثرات آن بر شکاف تولید در دو رژیم رکود و رونق را برآورد نماید. نتایج حاصل می‌تواند برای سیاست‌گذاران اقتصادی در جهت طراحی مداخلات مؤثرتر و هماهنگ‌تر با شرایط چرخه تجاری، بسیار راهگشا باشد.

## روش پژوهش و مواد

الگوهای سری زمانی که اغلب برای پیش‌بینی‌های کوتاه مدت مورد استفاده قرار می‌گیرند سعی می‌کنند تا رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر توضیح دهند. این الگوها قادرند این امکان را فراهم آورند که حتی در مواردی که الگوی اقتصادی زیر ساختی نامشخص است، پیش‌بینی‌های دقیقی را از متغیر مورد نظر ارائه کنند. الگوهای سری زمانی بر خلاف الگوهای اقتصاد سنجی که از اطلاعات مربوط به نظریه‌های اقتصادی و داده‌های آماری سود می‌جویند تنها از اطلاعات مربوط به داده‌های آماری استفاده می‌کنند و توجهی به مبانی نظری تئوریهای اقتصادی ندارند. الگوهای سری زمانی که تنها مقادیر فعل یک متغیر را به مقادیر گذشته آن و مقادیر خطاهای حال و گذشته ارتباط می‌دهند. الگوهای سری زمانی تک متغیره ی نامیده می‌شوند. این الگوها عبارت اند از فرآیندهای خود توضیح<sup>۱</sup>، فرآیندهای میانگین متحرک<sup>۲</sup>، فرآیندهای خود توضیح میانگین متحرک<sup>۳</sup>، فرآیندهای خود توضیح جمعی میانگین متحرک<sup>۴</sup> الگوهایی که سعی می‌کنند تا رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر و تعدادی از متغیرهای دیگر به صورت همزمان توضیح دهند، می‌توان چنین تلقی کرد که هر سری زمانی توسط یک فرآیند تصادفی<sup>۵</sup> تولید شده است. داده‌های مربوط به این سری زمانی در واقع یک مصداق<sup>۶</sup> خاص از فرآیند تصادفی زیر ساختی است. وجه تمایز بین "فرآیند تصادفی" و یک "مصداق" از آن همانند تمایز بین "جامعه" و "نمونه" در داده‌های مقطعی است. درست همانطوری که اطلاعات مربوط به نمونه را برای استنباطی در مورد جامعه آماری مورد استفاده قرار می‌دهیم، در تحلیل سریهای زمانی از مصداق برای استنباطی در مورد فرآیند تصادفی زیر ساختی استفاده می‌کنیم. نوعی از فرآیندهای تصادفی که مورد توجه بسیار زیاد تحلیل گران سریهای زمانی قرار گرفته است فرآیندهای تصادفی پایدار است.

## پایایی و ناپایایی

برای تاکید بیشتر بر تعریف پایایی فرض کنید  $y_t$  یک سری زمانی تصادفی با ویژگیهای زیر است:

$$E(y_t) = \mu_{\text{میانگین}}$$

$$\text{var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2_{\text{واریانس}}$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = \sigma_{\text{کوواریانس}}^k$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-k}) = \sigma^2 / \rho^k = \text{ضریب همبستگی}$$

که در آن میانگین  $\mu$ ، واریانس  $\sigma^2$ ، کو واریانس  $\sigma_k$  دوره با یکدیگر

$P_k$  مقادیر ثابتی هستند که به زمان  $t$  بستگی ندارند. اکنون تصور کنید مقطع زمانی را عوض کنیم به این ترتیب که  $y_t$  به  $y_{t-m}$  تغییر یابد. حال اگر میانگین، واریانس، کو واریانس و ضریب همبستگی  $y_t$  تغییر نکند، میتوان گفت که متغیر سری زمانی  $y_t$  پایا است. بنابراین به طور خلاصه می‌توان چنین گفت که یک سری زمانی وقتی پایا است که میانگین، واریانس، کو واریانس و در نتیجه ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت بماند و مهم نباشد که در چه مقطعی از زمان این شاخص‌ها را محاسبه کنیم. این شرایط

1. Univariate Time –Series Model
2. AUTO Regressive
3. Moving Average Processes
4. Auto Regressive Moving Average Processes
5. Auto Regressive Integrated Moving Average Processes
8. Stochastic or Random Process
9. Realized

تضمین می کنند که رفتار یک سری زمانی پایا در هر مقطع متفاوتی از زمان در نظر گرفته شود همانند باشد. در این راستا معرفی الگوهای سری زمانی تک متغیری ابتدا به شرح فرایند خود توضیح مرتبه اول می پردازیم.

### فرایند یا الگوی خود توضیح مرتبه اول<sup>۱</sup>

فرایند خود توضیح مرتبه اول (AR(۱)) یک الگوی سری زمانی تک متغیره است که رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته خود آن متغیر توضیح می دهد. این فرآیند را می توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = py_{t-1} + u_t$$

$$t=1,2,3,\dots$$

که در آن  $u_t$  جمله اخلال است و فرضیات کلاسیک را ارضا می کند. یعنی دارای میانگین صفر، واریانس آن مقدار ثابت  $\sigma^2$  و  $u_t$  ها به صورت همانند و مستقل از یکدیگر توزیع شده اند  $[u_t \sim iid(0, \sigma^2)]$ . یک چنین اخلالی در ادبیات سری زمانی به نوفه سفید<sup>۲</sup> معروف است که واژه ای به عاریت گرفته شده از مهندسی است. اگر  $P$  به صورت قدر مطلق کوچکتر از یک باشد. مشاهداتی که بر اساس فرایند فوق تولید می شوند در حول و حوش میانگین صفر و در دامنه محدودی نوسان می کنند. به عبارت دیگر فرایند (۱-۳) وقتی پایا است که قدر مطلق  $P$  کوچکتر از یک باشد. یعنی  $-1 < P < 1$  باشد. برای اثبات این امر بهتر است که ابتدا عملگر وقفه  $L^3$  را معرفی کنیم. به کمک این

عملگر وقفه می توان  $y_{t-1}$  را به صورت  $L y_t$  و  $y_{t-2}$  را به صورت  $L^2 y_t$  نوشت (۱-۳) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$y_t = py_{t-1} + u_t$$

$$y_t - pLy_t = (1 - pL)y_t = u_t \quad y_t = (1 - pL)^{-1}u_t$$

اگر قدر مطلق  $p$  کوچکتر از یک باشد و با این فرض که  $t$  به اندازه کافی بزرگ است با استناد به تصاعد هندسی می توان نوشت:

$$(1 - pL)^{-1} = \frac{1}{1 - pL} = 1 + pL + p^2L^2 + \dots = \sum_{s=0}^{\infty} p^s L^s$$

که در آن  $S_0$  شماره وقفه است.

$$y_t = (I + pL + p^2L^2 + \dots)u_t \rightarrow y_t = u_t + pu_{t-1} + p^2u_{t-2}$$

از رابطه ۲ و با توجه به فرضیات مربوط به  $u_t$  می توان به سادگی موارد زیر را نتیجه گرفت:

$$E(y_t) = 0$$

$$\text{var}(y_t) = \text{var}(u_t) + p^2 \text{var}(u_{t-2}) + \dots = \frac{1}{1 - p^2} \sigma^2$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-k}) = \frac{p^k}{1 - p^2} \sigma^2 \quad K=1,2,3,\dots$$

1. First order Autoregressive process

11. White Noise

12. Lag operator



$$\text{corr}(y_t, y_{t-k}) = p^k \quad K=1,2,3$$

این واقعیت که کمیت‌های  $\text{cov}(y_t, y_{t-k})$ ،  $\text{var}(y_t)$ ،  $E(y_t)$  بستگی به تدارند به این مفهوم است که قدر مطلق  $p$  کوچکتر از یک است فرایند  $\text{AR}(1)$  پایا است. بنابراین می‌توان چنین بیان نمود که در فرایندهای خود توضیح مرتبه اول، شرط پایایی آن است که  $|p| < 1$  باشد. این شرط پایایی را به گونه دیگر نیز می‌توان عنوان نمود. اگر رابطه  $(1-PL)y_t = u_t$  را به صورت تابعی از عملگر وقفه  $L$  به صورت زیر بنویسیم:

$$f(L)y_t = u_t$$

که در آن  $f(L)$  یک تابع خطی از  $L$  است، ریشه این تابع یعنی حل معادله  $f(L)=0$  بزرگتر از یک باشد. به علاوه معادله  $f(L)=0$  وقتی دارای ریشه واحد است که اگر فقط اگر  $P$  برابر یک باشد. در چنین حالتی شرط پایایی برقرار نخواهد بود. بنابراین یک فرایند  $\text{AR}(1)$  که دارای ریشه واحد است ناپایا است. فرمولبندی مسئله در مرحله اول به صورت زیر می‌باشد:

$$C_1^* = \min \sum_{BEB} \Delta\beta \quad (1)$$

Subject to

$$\sum_{BEB} \Delta\beta \sum_{isi} \frac{x_{ij}^\beta}{P_{ij}} = 1, \quad j = 1, \dots, n \quad (2)$$

$$\sum_{j=1}^n v_{ij}^\beta \leq 1, \quad i = 1, \dots, m, \beta \in B \quad (3)$$

$$\sum_{i=1}^m v_{ij}^\beta \leq 1, \quad j = 1, \dots, n, \beta \in B \quad (4)$$

$$\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \alpha_{ijr} V_{ij}^\beta \leq W_r, \quad r = 1, \dots, e, \beta \in B \quad (5)$$

$$\Delta_\beta \geq 0, \quad \beta \in B \quad (6)$$

$$V_{ij}^\beta \in \{0,1\}, \quad j = 1, \dots, n, \quad i = 1, \dots, m, \quad \beta \in B \quad (7)$$

$$(j = 1, \dots, n, i = 1, \dots, m, \beta \in B) X_{ij}^\beta, (\beta \in B) \Delta_\beta$$

به طوریکه متغیرهای تصمیم<sup>۱</sup> هستند. محدودیت شماره (۲) نشان می‌دهد که هر کاری در پردازش را در مرحله ی اول مسئله جریان استارتاپ تمام می‌کند. محدودیت‌های شماره (۳) و (۴) نشان می‌دهند که در هر یک از زمانبندی‌های جزئی هر فرآیند کسب و کار در هر لحظه حداکثر یک کار را انجام می‌دهد و هر کار در هر لحظه روی بیش از یک فرآیند پردازش نمی‌شود. محدودیت شماره (۵) نیز نشان می‌دهد که در هر زمانبندی جزئی، استفاده از هر منبع در هر لحظه از مقدار در دسترس منبع بیشتر نمی‌تواند باشد. این مسئله به صورت بهینه توسط الگوریتم تولید ستون حل می‌شود. حداکثر زمان تکمیل بهینه  $C_1^*$  خواهد بود.

<sup>1</sup> Decision variable

الگوریتم تولید ستون برنامه‌ای تکراری است که از مجموعه اولیه ستون‌ها شروع می‌شود و در تکرارهای بعدی، مسئله برنامه ریزی خطی (LP) با همه ستون‌های تولید شده تاکنون، حل می‌شود و سپس ستون جدید ایجاد می‌شود.

در هر تکرار الگوریتم ستون ستون (CG)، مسئله مادر که به صورت مسئله برنامه ریزی خطی (LP) می‌باشد، حل می‌شود:

#### Master – Problem

$$\min \sum_{\beta \in B} \Delta \beta \quad (8)$$

Subject to

$$\sum_{\beta \in B} \Delta \beta \sum_{i=1}^m \frac{v_{ij}^{\beta}}{\alpha_{ij}} = 1 \quad j = 1, \dots, n \quad (9)$$

$$\Delta_{\beta} \geq 0 \quad \beta \in \tilde{B} \quad (10)$$

به طوریکه  $\Delta_{\beta} (\beta \in \tilde{B})$  متغیر تصمیم است. مقادیر  $v_{ij}^{\beta} (\beta \in \tilde{B}, j = 1, \dots, n, i = 1, \dots, m)$  ثابت هستند. مقادیر اولیه آن‌ها در زیر مسئله مادر، قبل از تکرار اول، از روی داده‌های مسئله و روش محاسبه گفته شده در مسئله، مشخص می‌شوند و سپس در تکرارهای بعدی مقادیر آنها، در زیر مسئله فرعی محاسبه می‌شوند.  $\tilde{B}$  زیر مجموعه‌ای از مجموعه B را نشان می‌دهد که شامل شاخص<sup>۱</sup>‌هایی (ستون‌ها) که تاکنون تولید شده اند، می‌باشد. در تکرار بعدی، مجموعه  $\tilde{B}$  با شاخص جدید  $\beta'$  بزرگتر می‌شود. به منظور یافتن تخصیص کارها به فرایندها در ستون جدید با شاخص  $\beta'$  زیر مسئله فرعی حل می‌شود:

#### Sub – Problem

$$\max \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \pi_j^x v_{ij}^{\beta'}$$

subject to

$$\sum_{j=1}^{n^{st}} v_{ij}^{\beta'} \leq 1 \quad , \quad i = 1, \dots, m$$

$$\sum_{i=1}^m v_{ij}^{\beta'} \leq 1 \quad , \quad j = 1, \dots, n$$

$$\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^m \alpha_{ijr} v_{ij}^{\beta'} \leq w_r \quad r = 1, \dots, \ell$$

$$v_{ij}^{\beta'} \in \{0, 1\} \quad j = 1, \dots, n \quad , \quad i = 1, \dots, m$$

در حالیکه  $\pi_j^* (j = 1, \dots, n)$  جواب حل بهینه مسئله دوگان مسئله (۱۰-۸) می‌باشد. ( $\pi_j^*$  متغیرهای دوگان مطابق با محدودیت ۹) می‌باشد.

<sup>1</sup> index

قدم اول در الگوریتم تولید ستون، حل مسئله مادرمی باشد و جوابهای بهینه  $\Delta^\beta$  بدست می آید. جوابهای دوگان مسئله مادر،  $\pi_j^*$  می باشد.

قدم دوم در الگوریتم تولید ستون، حل مسئله فرعی می باشد و جوابهای بهینه  $v_{ij}^{\beta'}$  بدست می آید که تخصیص کارها به ماشینها را در ستون جدید با شاخص  $\beta'$  را نشان می دهد.

تکرار جدید الگوریتم (CG) زمانی که شرط  $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \pi_j^* v_{ij}^{\beta'} / p_{ij} - 1 > 0$  برقرار باشد، شروع می شود، در غیر اینصورت جواب بهینه بدست آمده است و الگوریتم متوقف می شود.

حل اولیه برای بدست آوردن مقادیر  $v_{ij}^\beta$  در مرحله ی اول الگوریتم (CG) که حل زیر مسئله مادرمی باشد، به این صورت بدست می آید که تخصیص کارها به ماشینها به صورت تخصیص کار به ماشینی است که کمترین زمان را برای تکمیل نیاز دارد و در هر زمانبندی جزئی تنها یک فرایند کار می کند

## یافته ها

در این بخش، مدل مارکوف- سوئیچینگ در صورتی مدل مناسبی برای تخمین است که الگوی داده های مورد بررسی غیرخطی باشد. برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده ها اطمینان حاصل نمود از آزمون LR استفاده می شود. مقدار آماره این آزمون از مقادیر حداکثر راستنمایی دو مدل رقیب یک مدل با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دیگر با دو رژیم (مدل غیرخطی) محاسبه می گردد و دارای توزیع کای دو می باشد، در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می توان اظهار نظر نمود که مدل خطی در آن سطح اطمینان مدل مناسبی نبوده و می بایست از مدل غیرخطی استفاده گردد.

### جدول ۱. نتایج آزمون LR

| ارزش احتمال | مقدار آماره |
|-------------|-------------|
| ۰/۰۰۱۴      | ۳۶/۸۹۶      |
| مدل ایران   |             |

همانطور که نتایج جدول فوق نشان می دهد، مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معناداری ۵ درصد بزرگتر بوده و بنابراین می توان نتیجه گرفت که به جای مدل های خطی بهتر است که از روش غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ برای تخمین مدل استفاده شود. جدول ۲ نتایج حاصل از تخمین مدل مارکوف-سوئیچینگ برای معادله بالا را نشان می دهد.

### جدول ۲. نتایج تخمین مدل چرخشی مارکوف برای مدل (ادوار تجاری بعنوان متغیر وابسته)

| نام متغیر      | ضریب      | انحراف معیار | آماره t   | سطح احتمال |
|----------------|-----------|--------------|-----------|------------|
| C <sub>۱</sub> | -۰.۹۲۷۴۷۱ | ۰.۲۲۲۹۲۱     | -۴.۱۶۰۵۴۰ | ۰.۰۰۰۰     |
| C <sub>۲</sub> | ۰.۰۶۳۱۷۹  | ۰.۰۱۹۸۹۱     | ۳.۱۷۶۲۹۵  | ۰.۰۰۱۶     |
| σ <sub>۱</sub> | ۲.۳۹۶۱۶۸  | ۰.۵۲۵۱۶۴     | ۴.۵۶۲۷۰۷  | ۰.۰۰۰۰     |
| σ <sub>۲</sub> | ۰.۱۶۲۹۲۸  | ۰.۰۵۶۳۷۷     | ۲.۸۸۹۹۹۴  | ۰.۰۰۴۱     |
| GDPgap (-۱)    | ۰.۱۱۲۱۳۹  | ۰.۰۳۳۲۱۸     | ۳.۳۷۵۸۱۶  | ۰.۰۰۰۸     |
| INT (۱)        | ۰.۲۹۳۳۶۵  | ۰.۰۴۹۲۸۲     | ۵.۹۵۲۷۵۲  | ۰.۰۰۰۰     |
| INT (۲)        | ۰.۵۴۰۰۱۶  | ۰.۲۶۷۵۲۸     | ۲.۰۱۸۵۳۶  | ۰.۰۴۴۲     |
| σEX (۱)        | ۰.۰۰۲۳۳۹  | ۰.۰۰۱۴۵۸     | ۱.۶۰۴۷۶۸  | ۰.۱۰۹۲     |
| σEX (۲)        | ۰.۰۴۶۰۴۴  | ۰.۰۲۱۹۱۳     | ۲.۱۰۱۲۴۰  | ۰.۰۳۶۲     |
| INF (۱)        | ۰.۱۰۸۵۰۳  | ۰.۰۲۹۸۰۴     | ۳.۶۴۰۶۰۳  | ۰.۰۰۰۳     |

|         |           |          |           |         |
|---------|-----------|----------|-----------|---------|
| ۰.۰۰۰۰  | ۵.۳۱۷۷۹۱  | ۰.۰۲۰۲۷۱ | ۰.۱۰۷۷۹۹  | INF (۲) |
| ۰.۱۴۸۱  | ۱.۴۴۸۴۸۰  | ۰.۲۱۷۸۶۶ | ۰.۳۱۵۵۷۵  | EXgo(۱) |
| ۰.۰۰۰۰۹ | -۳.۳۴۴۲۳۰ | ۰.۰۰۱۹۴۶ | -۰.۰۰۶۵۰۹ | EXgo(۲) |
| ۰.۳۳۶۷  | ۰.۹۶۱۵۱۲  | ۰.۱۹۷۵۷۷ | ۰.۱۸۹۹۷۳  | SAN (۱) |
| ۰.۰۰۰۸۱ | ۲.۶۴۷۵۲۵  | ۰.۰۷۸۹۸۹ | ۰.۳۰۹۱۲۶  | SAN (۲) |

برای بررسی معنی دار بودن ضرایب متغیرهای مستقل در مدل از آماره  $t$  استفاده شده است. فرضیه صفر در آزمون  $t$  به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{cases} H_0 : \beta_1 = 0 \\ H_1 : \beta_1 \neq 0 \end{cases}$$

که بوسیله آماره زیر صحت آن مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$T = \frac{\hat{\beta}_1 - \beta_1}{SE(\hat{\beta}_1)} \sim t_{\frac{\alpha}{2}, N-k}$$

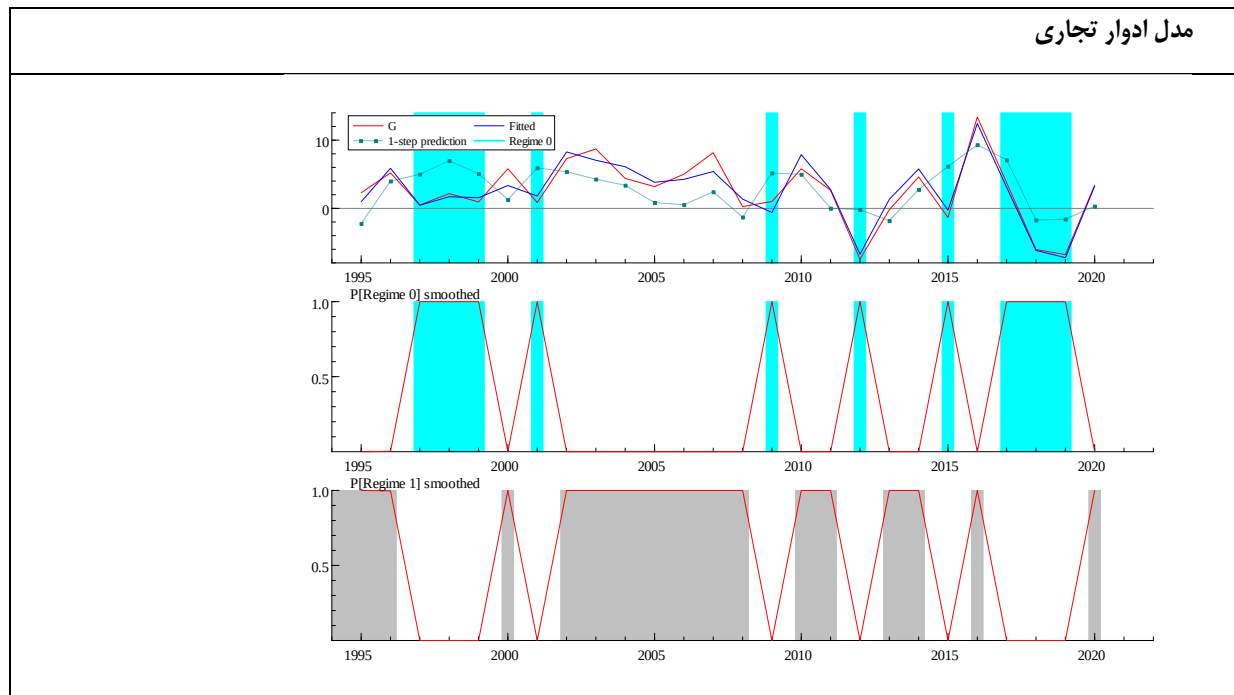
برای تصمیم‌گیری در مورد پذیرش یا رد فرضیه صفر، آماره  $t$  به دست آمده با  $t$  جدول که با درجه آزادی  $N-K$  در سطح اطمینان ۹۵٪ محاسبه شده مقایسه می‌شود، چنانچه

قدرمطلق  $T$  محاسبه شده از  $t$  جدول بزرگتر باشد  $|T| > t_{\frac{\alpha}{2}, N-k}$ ، مقدار عددی تابع آزمون در ناحیه بحرانی قرار گرفته و فرض صفر ( $H_0$ ) رد می‌شود. در این حالت با

ضریب اطمینان ۹۵٪ ضریب مورد نظر ( $\beta_1$ ) معنی دار خواهد بود که دلالت بر وجود ارتباط بین متغیر مستقل و وابسته دارد.

نتایج تخمین مدل مارکوف نشان از معنی‌داری اکثر ضرایب در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌باشد، ضریب عرض از مبدأ برای مدل در رژیم اول ۰/۹۲- و در رژیم دوم ۰/۰۶ می‌باشد. رژیم با عرض از مبدأ منفی گویای رژیم رکود و رژیم با عرض از مبدأ مثبت گویای رژیم رونق می‌باشد، همچنین واریانس اجزاء اخلال مربوط به رژیم اول (رکود) برای مدل برابر ۲/۲۹ و در رژیم دوم ۰/۱۶ می‌باشد. در واقع، این اعداد بیانگر این مطلب هستند که رژیم اول (دوران رکود) دارای نوسان بیشتری در تحقیق حاضر نسبت به رژیم دوم (دوران رونق) می‌باشد. نتایج تخمین مدل. گویای مثبت بودن ضریب مداخله بانک مرکزی می‌باشد. علت این امر می‌تواند نمایانگر این نکته باشد که بانک مرکزی در مواجهه با افزایش انحرافات مثبت در نرخ ارز کاهش در رشد ذخایر خارجی خود را دنبال می‌نماید. به عبارت دیگر با افزایش بیشتر عرضه ارز در بازار، ارزش آن کاسته شده و نرخ ارز به مسیر بلندمدت خود باز می‌گردد. از طرف دیگر در صورت وجود یک انحراف منفی در نرخ ارز بانک مرکزی با افزایش حجم ذخایر خارجی و کاهش میزان عرضه در بازار ارز می‌تواند این نرخ را افزایش داده و به مسیر بلند مدت آن نزدیک کند که این فرآیند هماهنگ با تئوری‌های موجود در این زمینه می‌باشد. مقایسه ضرایب رشد نرخ ارز و درصد انحراف از مقادیر تعادلی نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران همواره به رشد نرخ ارز اسمی توجه بیشتری داشته‌اند.

همچنین بدلیل محدود بودن بازارهای مالی در کشور بخاطر اثرات تحریم، تأمین مالی سرمایه‌گذاری فقط از طریق پس‌اندازهای داخلی صورت می‌پذیرد که این امر نیز بخاطر وجود شرایط تورمی در کشور و افزایش نرخ بهره حقیقی، هزینه تأمین مالی پروژه‌ها را افزایش داده و با افزایش هزینه سرمایه‌گذاری، سبب کاهش سرمایه‌گذاری در کشور می‌شود. عبارتی در کشور ایران با افزایش کارایی حقیقی، هزینه‌های تولید افزایش یافته و منجر به افزایش نرخ تورم می‌شود و افزایش تورم منجر به خروج نقدینگی از بانک‌ها و سرمایه‌گذاری در دیگر بخش‌های دارای سود بیشتر می‌شود. در این شرایط تنها افرادی قادر به دریافت و پرداخت تسهیلات می‌شوند که در بخش معاملات دلالی و واسطه‌گری فعالیت نمایند. به احتمال زیاد، وجود همین شرایط نااطمینانی برای اقتصاد ایران باعث شده، اثر متغیرهای مطالعه در دوران رکود اقتصادی و ماندگاری در دوران رونق دارای نتایج اثربخشی نباشد. احتمال قرار گرفتن سال‌های مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم در نمودار زیر قابل مشاهده است. مطابق نمودار زیر، مجموع احتمالات رژیم یک و دو در هر سال برابر یک می‌باشد. قسمت‌های پرنرنگ در نمودار زیر نیز نشان از طبقه بندی سال‌های بین دو رژیم می‌باشد.



شکل ۱. احتمال قرار گرفتن هر سال در دو رژیم استخراج شده برای مدل

سال‌های قرارگرفته در هریک از رژیم‌ها در نمودار فوق نشان داده شده است. مطابق با نتایج جدول؛ برای مدل مطالعه، در رژیم اول و رژیم رکودی؛ مداخله بانک مرکزی در سال‌های (۱۹۹۷-۱۹۹۹)، ۲۰۰۱، ۲۰۰۹، ۲۰۱۲، ۲۰۱۵ و (۲۰۱۷-۲۰۱۹)؛ ادوار تجاری و شکاف تولید را افزایش داده و در رژیم رونق و سال‌های (۱۹۹۶-۱۹۹۵)، ۲۰۰۰، (۲۰۰۸-۲۰۰۲)، (۲۰۱۰-۲۰۱۱)، (۲۰۱۳-۲۰۱۴)، ۲۰۱۶ و ۲۰۲۰ مداخله بانک مرکزی، شکاف تولید را کاهش داده است.

اگر بخواهیم مطابق نمودار (۲-۴) در طول سالهای مطالعه، تحلیل متغیرها را بررسی کنیم، قابل مشاهده است که در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸، (مصادف با سالهای ۱۹۹۹ و ۲۰۰۰) افزایش قیمت نفت بخاطر بحران‌های اقتصادی جنوب شرق آسیا، بحران کشور روسیه، برزیل، آرژانتین که به کاهش عرضه نفت در بازارهای جهانی منجر گردید، تقاضا و قیمت نفت را افزایش داد و همین عامل منجر به بروز نوسان افزایش قیمت نفت در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ گردید که در نهایت با افزایش رشد تولید در سال ۲۰۰۰ همراه شد، بطوریکه مطابق با روند نرخ رشد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت نیز قابل مشاهده است که در طول سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۶ (۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷) روند تولید دارای روند مثبت بوده است. هرچند که دولت‌های پنجم و ششم ریاست جمهوری بر دوران سازندگی تاکید داشتند و یکی از دلایل رشد سرمایه‌گذاری و حساسیت نرخ رشد تولید نیز به دوران سازندگی بعد از جنگ مربوط می‌شود. اما در طول سالهای ۸۵ تا ۹۲ با وجود رشد شدید قیمت نفتی، حساسیت نرخ رشد تولید نسبت به متغیرهای؛ درآمدهای نفتی و تورم، منفی و دارای روند نزولی می‌باشد. دلیل این اثرات را در طول این سال‌ها باید از جانب تحریم و وجود شوک‌های داخلی و خارجی وارده بر اقتصاد کشور مورد تحلیل قرار داد. نرخ رشد درآمد ارزی و نفتی باید منجر به رشد تولید ناخالص داخلی گردد. ولی به دلیل وجود ساختار اقتصادی نامناسب حاکم بر کشور، از درآمدهای ارزی استفاده کارآمد نشده و انحرافات نرخ ارز از مسیر بلند مدت و مداخله بانک مرکزی سبب بروز انحرافات خاص در اقتصاد شده و بدین ترتیب از کانال‌های مختلف موجب رشد اقتصاد می‌شود. این انحرافات از طریق مکانیزم‌ها و کانال‌هایی همانند؛ شوک‌های خارجی نظیر تحریم‌های اقتصادی و بحران‌های مالی، نوسانات درآمدهای ارزی حاصل از صادرات منابع طبیعی، فشار بازار ارز، ضعف و سوء مدیریت دولتی، فساد و رانت، کاهش سرمایه انسانی به اقتصاد منتقل شده، بدین ترتیب انحرافات نرخ ارز از مسیر بلند مدت و مداخله بانک مرکزی بطور غیرمستقیم باعث ایجاد آثار نامطلوب اقتصادی از جمله کاهش رشد تولید ناخالص حقیقی و افزایش شکاف تولید می‌شود. البته از سال ۱۳۹۳ و توافق هسته‌ای در لوزان (سال ۲۰۱۵) تا روی کارآمدن جمهوری‌خواهان در ایالات متحده آمریکا در سال ۲۰۱۶، شاهد افزایش حساسیت نرخ رشد تولید بخاطر افزایش سهمیه اوپک و لغو موقت تحریم‌های بانکی، نفتی، افزایش

درآمد ارزی و سرمایه گذاری فیزیکی بودیم. از طرفی با افزایش نرخ تورم در طول سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۱ و ۱۳۹۶-۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ (۲۰۱۲، ۲۰۱۷، ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹) نرخ رشد تولید کمترین حد خود را تجربه کرده است.

با وجود نوسانات قیمتی نفت و بحران‌های مالی به احتمال ۰/۵۹ در زمان  $t+1$  در همان وضعیت باقی خواهد ماند و ۰/۴۱ نیز احتمال دارد که اقتصاد ایران تحت سایر عوامل به وضعیت رونق منقل شود

جدول ۳. احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر برای مدل تولید

| رژیم ۱  | رژیم ۲  |        |
|---------|---------|--------|
| ۰.۵۰۰۲۷ | ۰.۴۹۹۷۳ | رژیم ۱ |
| ۰.۴۱۳۵۵ | ۰.۵۸۶۴۵ | رژیم ۲ |

همانطور که در بخش معرفی مدل نیز بدان اشاره شد، جملات اخلاص مدل مارکوف-سوئیچینگ باید نرمال بوده و عاری از خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس باشد. در زیر نتایج حاصل از آزمون‌های مربوط به ویژگی‌های مذکور آورده شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون‌های مربوطه برای مدل

| نوع آزمون                         | آماره آزمون | آماره آزمون | ارزش احتمال |
|-----------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| آزمون عدم خودهمبستگی <sup>۱</sup> | $X^2(4)$    | ۰.۱۳۹۵      | ۶.۹۳۲۰      |
| آزمون نرمال بودن <sup>۲</sup>     | $X^2(2)$    | ۰.۲۳۳۵      | ۲.۹۰۹۵      |
| آزمون واریانس همسانی <sup>۳</sup> | $F(10,1)$   | ۰.۹۴۵۷      | ۰.۰۰۴۸۳۵۵   |

نتایج آزمون عدم خودهمبستگی نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد نمی‌توان عدم وجود خودهمبستگی را رد نمود، بنابراین می‌توان استنباط کرد که جملات اخلاص عاری از خودهمبستگی می‌باشند. آزمون نرمال بودن نیز حاکی از آن است که نرمال بودن توزیع جملات اخلاص مدل تخمین زده شده رد نمی‌شود. همچنین نتایج آزمون واریانس همسانی نیز نشان می‌دهد که همسانی واریانس جملات اخلاص رد نمی‌شود.

## بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص مداخله بانک مرکزی، انحراف نرخ ارز از مسیر بلندمدت، اثر تحریم و نرخ تورم در هر دو رژیم رکود و رونق اثر مثبت بر شکاف تولید دارند و در مقابل، نرخ رشد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت در دوران رونق موجب کاهش شکاف تولید می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌گذاران پولی در ایران، به‌ویژه بانک مرکزی، در مواجهه با تغییرات بازار ارز و عوامل کلان اقتصادی، واکنش‌هایی اتخاذ کرده‌اند که بیش از هر چیز معطوف به کنترل نرخ ارز اسمی و حفظ ثبات کوتاه‌مدت بوده است، حتی اگر این واکنش‌ها به افزایش شکاف تولید در بلندمدت منجر شده باشد. این رویکرد هم‌راستا با شواهدی است که نشان می‌دهد در بسیاری از اقتصادهای وابسته به منابع طبیعی، سیاست‌گذاران متمایل به تثبیت نرخ ارز برای مهار تورم و مدیریت انتظارات هستند، هرچند این اقدام می‌تواند موجب کاهش انعطاف‌پذیری نرخ ارز واقعی و انباشت عدم تعادل‌های ساختاری شود (Afshari et al., 2014; Arman Seyyed & Piro, 2015).

تأثیر مثبت انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی بر شکاف تولید در این مطالعه، با یافته‌های (Bostani, 2013) هم‌خوانی دارد که نشان داد تکانه‌های موقتی و پایدار نرخ ارز، اثرات متفاوتی بر ادوار تجاری دارند و در بسیاری از موارد، نوسانات شدید ارزی می‌تواند به کاهش تولید و افزایش ناپایداری اقتصادی منجر شود. همچنین، یافته حاضر که نشان

1. Ljung-Box Portmanteau Test

2. Jarque-Bera Test

3. ARCH Test

می‌دهد سیاست‌گذاران در ایران حساسیت بیشتری به رشد نرخ ارز اسمی نسبت به انحرافات آن داشته‌اند، با نتایج (Gougarcheian & Mirhashemi Naeini, 2011) همسو است که بیان می‌کند مدیریت نرخ ارز در ایران عمدتاً با هدف کنترل تورم و جلوگیری از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بوده و کمتر به پایداری بلندمدت توجه شده است. از منظر نظری، این رفتار را می‌توان با مدل‌های مبتنی بر اهداف کوتاه‌مدت سیاست‌گذار و محدودیت‌های سیاسی-اقتصادی توضیح داد که در آن‌ها حفظ ثبات ظاهری بازار، بر اصلاحات ساختاری اولویت می‌یابد (Mehregan et al., 2013).

یافته‌های مربوط به اثر تحریم‌ها نیز قابل توجه است. در هر دو رژیم رکود و رونق، اثر تحریم بر شکاف تولید مثبت بوده است، که بیانگر آن است که تحریم‌ها نه تنها در شرایط رکودی فشار مضاعفی بر تولید وارد می‌کنند، بلکه حتی در دوران رونق نیز مانع از بهره‌برداری کامل از ظرفیت‌های اقتصادی می‌شوند. این یافته با شواهد تجربی (Fazel & Tavakkoli, 2012) همخوانی دارد که نشان داد در شرایط محدودیت‌های خارجی و تحریم، اقتصاد ایران به دلیل محدودیت در دسترسی به منابع مالی و فناوری، نمی‌تواند از فرصت‌های ایجادشده توسط افزایش درآمدهای نفتی به‌طور مؤثر استفاده کند. به علاوه، اثر مثبت تورم بر شکاف تولید در این مطالعه، با نتایج (Borkechian & Eynian, 2012) همسو است که اشاره می‌کند تورم مزمن در اقتصاد ایران موجب بی‌ثباتی در بازارهای مالی و کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری بلندمدت می‌شود.

از سوی دیگر، اثر منفی نرخ رشد درآمدهای ارزی نفتی بر شکاف تولید در دوران رونق، شواهدی از نقش مثبت منابع ارزی در کاهش فشارهای اقتصادی ارائه می‌دهد. این نتیجه با یافته‌های (Emami & Adibpour, 2009) همسو است که نشان داد افزایش درآمدهای نفتی، در صورت تخصیص صحیح، می‌تواند به بهبود زیرساخت‌ها و افزایش ظرفیت تولید کمک کند. با این حال، همان‌گونه که (Pishkhan, 2023) اشاره کرده است، استفاده ناکارآمد از این منابع، به‌ویژه در ساختار اقتصادی وابسته به واردات و فاقد مدیریت کارآمد، می‌تواند اثرات مثبت آن را خنثی کند. در این پژوهش نیز شواهدی مبنی بر این امر مشاهده شد که به‌رغم رشد درآمدهای نفتی در برخی دوره‌ها، شکاف تولید کاهش نیافته و حتی در برخی موارد افزایش یافته است.

همچنین، یافته‌های این مطالعه با نتایج پژوهش‌های بین‌المللی هم‌راستا است که نشان می‌دهد مدیریت نرخ ارز و مداخلات ارزی باید متناسب با چرخه‌های تجاری و با در نظر گرفتن اثرات متقابل بر بخش‌های واقعی اقتصاد طراحی شود (Corpuz, 2023; Setiawan et al., 2022). به‌طور مثال، (Obiakor, 2021) نشان داده است که رکودهای اقتصادی طولانی‌مدت، اثرات منفی گسترده‌ای بر بخش‌های تولیدی و خدماتی دارند و سیاست‌های تثبیت‌کننده کوتاه‌مدت، بدون اصلاح ساختارها، نمی‌توانند مسیر رشد پایدار را تضمین کنند. در همین راستا، (Stevenson, 2021) نیز تأکید می‌کند که شوک‌های کلان اقتصادی مانند بحران‌های مالی یا همه‌گیری‌ها، نیازمند واکنش‌های سیاستی هماهنگ میان سیاست‌های پولی، مالی و ارزی هستند.

نتایج حاضر همچنین بر اهمیت تغییر رویکرد بانک مرکزی از کنترل صرف نرخ ارز اسمی به سمت مدیریت هدفمند انحرافات نرخ ارز از مسیر تعادلی تأکید می‌کند. این تغییر می‌تواند از طریق تقویت استقلال بانک مرکزی و کاهش وابستگی آن به نیازهای بودجه‌ای دولت محقق شود، موضوعی که (Hossein, 2022) و (Moghni et al., 2019) نیز بر آن تأکید کرده‌اند. افزون بر این، پیشرفت‌های فناورانه در حوزه مالی و فین‌تک، فرصتی برای بهبود کارایی سیاست‌های ارزی و افزایش شفافیت مداخلات بانک مرکزی فراهم می‌آورد (Awotunde et al., 2021; Won et al., 2023). این ابزارها می‌توانند امکان پایش لحظه‌ای بازار ارز و تحلیل دقیق‌تر فشارهای بازار را به سیاست‌گذاران بدهند و واکنش‌ها را هدفمندتر کنند.

به‌طور کلی، تحلیل نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ساختار و جهت‌گیری مداخلات بانک مرکزی در ایران نیازمند بازنگری اساسی است. همان‌طور که (Arman Seyyed, 2015) و (Gougarcheian & Mirhashemi Naeini, 2011) بیان کرده‌اند، سیاست‌گذاری ارزی باید با هدف ایجاد ثبات پایدار و کاهش انحرافات ساختاری طراحی شود و نه صرفاً مهار نوسانات کوتاه‌مدت. در غیر این صورت، حتی در حضور منابع ارزی قابل توجه، اقتصاد در معرض چرخه‌های ناپایدار رکود و رونق باقی خواهد ماند. این مطالعه، به‌دلیل ماهیت داده‌ها، تنها به دوره زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۲۲ محدود بوده و امکان بررسی تحولات ساختاری بلندمدت‌تر یا پیش‌بینی آینده با دقت بالا را محدود کرده است. همچنین، مدل مارکوف سوئیچینگ به‌عنوان یک مدل غیرخطی با وجود مزایای فراوان، ممکن است بخشی از پویایی‌های پیچیده‌تر بازار ارز و تعاملات آن با سایر بخش‌های

اقتصادی را پوشش ندهد. محدودیت دیگر، استفاده از داده‌های رسمی است که ممکن است در برخی موارد با تأخیر یا خطای اندازه‌گیری همراه باشند. افزون بر این، متغیرهای دیگری همچون جریان سرمایه، انتظارات بازار و شاخص‌های جهانی که می‌توانند اثر قابل توجهی بر ادوار تجاری داشته باشند، به دلیل محدودیت داده‌ای در مدل لحاظ نشده‌اند. پژوهش‌های آتی می‌توانند با استفاده از مدل‌های ترکیبی که علاوه بر تغییر رژیم، اثرات هم‌زمان متغیرهای ساختاری و رفتاری را نیز در نظر می‌گیرند، تحلیل دقیق‌تری ارائه دهند. بررسی اثرات مداخلات ارزی در کنار سیاست‌های مالی و تجاری می‌تواند تصویری جامع‌تر از کارایی این مداخلات ارائه کند. همچنین، پیشنهاد می‌شود مطالعات آینده از داده‌های با فرکانس بالاتر (ماهانه یا هفتگی) استفاده کنند تا بتوانند واکنش‌های کوتاه‌مدت بازار و اثرات سریع سیاست‌گذاری را بهتر شناسایی نمایند. بررسی تجربی نقش فناوری‌های مالی و ابزارهای نوین تحلیلی در بهبود کارایی سیاست‌های ارزی نیز می‌تواند حوزه‌ای نو و ارزشمند برای تحقیقات آتی باشد.

سیاست‌گذاران اقتصادی باید به جای تمرکز صرف بر تثبیت نرخ ارز اسمی، مدیریت هدفمند انحرافات نرخ ارز از مسیر تعادلی را در دستور کار قرار دهند. این امر مستلزم تقویت استقلال بانک مرکزی و کاهش وابستگی آن به تأمین مالی بودجه دولت است. طراحی نظام ارز شناور مدیریت‌شده همراه با ابزارهای پوشش ریسک ارزی می‌تواند انعطاف‌پذیری بازار را افزایش دهد. استفاده از فناوری‌های نوین و داده‌های بلادرنگ برای پایش و تحلیل فشار بازار ارز، و هماهنگی بیشتر میان سیاست‌های پولی، مالی و ارزی، می‌تواند اثربخشی مداخلات را به‌طور قابل توجهی ارتقا دهد.

### 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

- Afshari, Z., Mahmoudi, N., & Bostani, R. (2014). Evaluating the neoclassical growth model in explaining Iran's business cycles. *Quarterly Journal of Iranian Applied Economic Studies*, 3(9), 189-204.
- Arman Seyyed, A., & Piro, F. (2015). Investigating asymmetry in Iran's business cycles and the role of oil shocks in their creation. *Quarterly Journal of Quantitative Economics (Economic Studies Quarterly)*, 10(4, Consecutive No. 39), 113-146.
- Awotunde, J. B., Adeniyi, E. A., Ogundokun, R. O., & Ayo, F. E. (2021). Application of Big Data with Fintech in Financial Services. In P. M. S. Choi & S. H. Huang (Eds.), *Fintech with Artificial Intelligence, Big Data, and Blockchain* (pp. 107-132). Springer Singapore. [https://doi.org/10.1007/978-981-33-6137-9\\_3](https://doi.org/10.1007/978-981-33-6137-9_3)
- Borkechian, S. M., & Eynian, M. (2012). *Identifying and dating Iran's economic business cycles*



- Bostani, R. (2013). The effect of temporary and permanent shocks on business cycles. *Economic Strategy Quarterly*(6), 41-58.
- Corpuz, J. C. G. (2023). Mental Health in Times of Global Recession: Strategies for Public Health Intervention. *Journal of Public Health*, 46(2), e324-e325. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdad241>
- Emami, K., & Adibpour, M. (2009). Investigating the asymmetric effects of oil shocks on production. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, 3(4, Consecutive No. 10), 1-26.
- Fazel, M., & Tavakkoli, A. (2012). *Forecasting Iran's business cycles: The Markov chain model approach* Sanandaj.
- Gougarcheian, A., & Mirhashemi Naeini, S. A. (2011). The role of monetary and credit policies in managing the country's business cycles. *Andisheh Economic Research Quarterly*, 1(4), 60-91.
- Hajbar Kiani, K., & Moradi, A. (2011). Determining turning points in Iran's economic business cycles using the Markov switching autoregressive model. *Economic Modeling*, 1-25.
- Hossein, K. (2022). Formulation of Financial Statement Fraud Detection Model Using Artificial Neural Network and Support Vector Machine Approaches in Companies Listed in Tehran Bahador Stock Exchange. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 11(41), 285-314. [https://www.jmaak.ir/article\\_19167.html](https://www.jmaak.ir/article_19167.html)
- Mehregan, N., Mohammadzadeh, P., Haghani, M., & Salmani, Y. (2013). "Investigating a multi-behavioral model of economic growth in response to crude oil price fluctuations: An application of GARCH and Markov switching regression models.". *Economic Modeling Research*(12), 73-101.
- Moghni, H., Nasihi Far, V., & Nateq, T. (2019). How the expansion of financial technologies affects the improvement of financial service performance. *Financial Economics*, 13(49), 183-212. <https://www.sid.ir/paper/229280/en>
- Obiakor, M. I. (2021). Impact of inflation and economic recession on education of secondary school students in Oji River Educational Zone of Enugu State. *African Journal of Educational Management, Teaching and Entrepreneurship Studies*, 3(1), 158-168. <https://ajemates.org/index.php/ajemates/article/view/98>
- Pishkhan, W. (2023). Persistent Recession in the Construction Industry. [pishkhan.com/news/306082](https://pishkhan.com/news/306082)
- Setiawan, C. H., Marciano, D., & Cayaban, C. J. G. (2022). Changes in Investors Risk-Taking Behavior During Indonesian Economic Recession Due to the Covid-19 in 2020. *Journal of Management and Business*, 21(1), 1. <https://doi.org/10.24123/jmb.v21i1.535>
- Stevenson, B. (2021). *Women, work, and families: Recovering from the pandemic-induced recession* (Vol. 16). <https://www.brookings.edu/articles/women-work-and-families-recovering-from-the-pandemic-induced-recession/>
- Uccioli, U., Fonzar, A., Lanzaolo, S., Meloni, S. M., Lumbau, A. I., Cicciù, M., & Tallarico, M. (2021). Tissue Recession Around a Dental Implant in Anterior Maxilla: How to Manage Soft Tissue When Things Go Wrong? *Prosthesis*, 3(3), 209-220. <https://doi.org/10.3390/prosthesis3030021>
- Won, S., Sookyong, N., S, Lee, H., & Kim, H. (2023). Estimation of appropriate size of higher education finance and plan for expansion of financial support based on comparative model. *The Journal of Economics and Finance of Education*, 32(3), 107 - 132. <https://doi.org/10.46967/jefe.2023.32.3.107>