Research Paper

Investigating the Asymmetric Effects of Inflation Rate on Income Inequality in Business Cycles: Markov Switching Approach

Mostafa Samieenasab*[1], Alireza Rezaei[2], Mohammad Kaveh Baghbadorani[3], Ali Jodatvand[4]

[1] Associate Professor, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, Email: samiee@isu.ac.ir
[2] Master's degree, Department of Management, Azad University, Faculty of Science and Research, Tehran, Iran, Email: alirezarezaei59@yahoo.com
[3] Master's degree, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, Email: MK.Baghbadorani@isu.ac.ir
[4] Master's degree, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, Email: ajodatvand@gmail.com

10.22080/mrl.2024.26827.2051

Received:
March 2, 2024
Accepted:
June 28, 2024
Available online:
February 8, 2025

Keywords:
Income Distribution, Inflation Rate, Markov Switching
JEL Classification:
E31 ،D63

Abstract

Income inequality is one of the major issues facing developing countries, particularly Iran. This phenomenon stems from a complex mix of economic factors such as inflation, unemployment, and changes in liquidity. This research analyzed the non-linear relationship between inflation rates and income inequality using the Markov Switching model. This model allows for examining economic behavior in different phases of recession and boom, enabling researchers to accurately assess the impact of changing economic regimes on income distribution. For this purpose, seasonal data from the Iranian economy from 1385 to 1400 (2006 to 2021) was utilized. The findings indicate that the relationship between inflation and income inequality is non-linear and complex. During recessions, inflation significantly increases inequality, as lower-income groups face greater pressure due to a faster decline in purchasing power. However, during economic booms, the impact of inflation on inequality diminishes and may even become negligible. This is because higher incomes and improved economic conditions help offset the negative effects of inflation. Additionally, unemployment exacerbates inequality in both economic states, as rising unemployment primarily affects lower-income groups. Liquidity also plays a key role; during recessions, increasing liquidity reduces inequality, but in booms, it contributes to widening income disparities. These results suggest that monetary and fiscal policies must be adjusted according to economic conditions to manage income inequality and promote social justice effectively.

***Corresponding Author:** Mostafa Samieenasab
Address: Imam Sadiq University, Tehran, Iran **Email:** samiee@isu.ac.ir

This work is licensed under the Creative Commons—Attribution-Non Commercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0).
© University of Mazandaran

Extended Abstract

1. Introduction

Until recently, development economists primarily focused on fostering economic growth, particularly in less developed nations, overlooking the issue of income inequality among societal members. The belief was that even extreme income disparity could foster economic growth since the affluent, presumed to save a larger portion of their income than the impoverished, facilitated investment and economic expansion through their savings. Consequently, studies historically concentrated on indicators like economic growth, efficiency, and balance of payments, emphasizing their political, social, and economic implications. However, many societies have grappled with high inflation rates over the past decades. Given the interplay between income distribution and inflation rates, investigating the impact of inflation on income inequality in the Iranian economy assumes critical importance. Despite the relevance of this issue, few domestic studies have explored the relationship between these variables, often assuming a linear connection. This gap in research, particularly the absence of studies employing the non-linear Markov Switching method to analyze the relationship between inflation rates and income distribution in Iran, underscores the necessity of the present study. The present research aims to test two hypotheses: (1) the non-linear effects of inflation rates on income inequality and (2) the non-linear effects of inflation rates on income inequality across different economic phases (recessions and economic booms), utilizing econometric techniques and the Markov Switching approach with seasonal data from 1385:1 to 1400:4. Additionally, the study introduces other influential variables such as the economy's openness index, unemployment rate, and gross domestic product for discussion.

2. Method

This study employs the Markov Switching approach, a non-linear time series model that allows for continuous directional changes in variable behavior, transitioning between states and returning to previous ones. The methodology involves four steps to select the optimal Markov Switching model:

A. Non-linear Relationship Test: To ascertain anon-linear relationship between the inflation rate and income inequality.

B. Determining Regimes: Identifying the distinct regimes within the data where the relationship between the inflation rate and income inequality behaves differently.

C. Determining Optimal Intervals: Establishing the most appropriate intervals for analyzing the data based on the identified regimes.

D. Comparison of Selected Models: Evaluating various Markov Switching models to determine the best fit for the data.

The Markov Switching model is a non-linear model characterized by its ability to capture regime changes in the relationship between variables. Specifically, when one time-series variable influences another, the effect may not be consistently positive or negative. Instead, the relationship can vary depending on the prevailing

economic conditions or regimes, making the relationship inherently ambiguous or complex.

In the context of economic analysis, as outlined in this study's theoretical foundations, inflation rates exhibit a non-linear and ambiguous relationship with income inequality. This relationship is often described as an inverted U-shape, meaning that up to a certain point, increases in inflation exacerbate income inequality, but beyond that point, further increases in inflation reduce inequality. As a result, the relationship between inflation and income inequality cannot be definitively classified as entirely positive or negative.

Given the nonlinearity and complexity of this relationship, traditional linear models are insufficient for capturing these dynamics. Consequently, the Markov Switching model is employed, as it is well-suited to handle such non-linearities by allowing the relationship between variables to shift across different economic regimes. This is particularly important when incorporating business cycles into the analysis, as the impact of inflation on income inequality may differ during periods of economic expansion versus recession. Other non-linear models, such as the Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model, lack the capability to explicitly account for regime changes, making the Markov Switching model a more appropriate choice for this type of analysis.

3. Findings

The findings of this study reveal a complex, non-linear relationship between the inflation rate and income inequality in Iran, particularly during different economic phases. The impact of inflation on income inequality varies significantly across regimes, with the inflation rate exhibiting an inverse and significant effect on income inequality during economic booms in one regime and a direct and positive effect in another. Similarly, the volume of liquidity demonstrates a negative effect on income inequality during recessions and a direct and positive effect during economic booms. These findings highlight the intricate dynamics between inflation, income inequality, and other economic variables across different economic cycles.

4. Results

Applying of the Markov Switching approach successfully identified distinct regimes within the data, confirming a non-linear relationship between the inflation rate and income inequality. These results underscore the complexity of the relationship and the need to consider economic cycles when assessing the impact of inflation on income inequality. Furthermore, the study provides valuable insights into the differential impacts of other economic variables, such as the volume of liquidity and unemployment rate, across different economic regimes, offering a more nuanced understanding of the factors influencing income inequality in Iran.

In conclusion, this research contributes to the literature by providing empirical evidence of the asymmetric effects of inflation on income inequality across different economic regimes. The insights gained from this study could guide policymakers in formulating targeted strategies to manage income inequality and stabilize economic growth in Iran and similar contexts.

Funding

There is no funding support.

Conflict of interest
The authors declared no conflict of interest.

Authors' Contribution
The authors contributed to the conceptualization and writing of the article. All of the authors approved the content of the manuscript and agreed on all aspects of the work.

Conflict of Interest Authors
The authors declare no conflict of interest.

Acknowledgments
The authors express their gratitude to the journal officials and referees.

علمی

بررسی اثرات نامتقارن نرخ تورم بر نابرابری درآمد در ادوار تجاری: رویکرد مارکف سوئیچینگ

مصطفی سمیعی نسب[1*]، علیرضا رضایی[2]، محمد کاوه باغبادرانی[3]، علی جودت‌وند[4]

[1] دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران، ایمیل: samiee@isu.ac.ir
[2] کارشناسی ارشد، گروه مدیریت، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران، ایمیل: alirezarezaei59@yahoo.com
[3] کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران، ایمیل: MK.Baghbadorani@isu.ac.ir
[4] کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران، ایمیل: ajodatvand@gmail.com

10.22080/mrl.2024.26827.2051

تاریخ دریافت:
۱۲ اسفند ۱۴۰۲
تاریخ پذیرش:
۰۸ تیر ۱۴۰۳
تاریخ انتشار:
۲۰ بهمن ۱۴۰۳

کلیدواژه ها:
توزیع درآمد؛ نرخ تورم؛ مارکف سوئیچینگ
طبقه‌بندی:
E31 ،D63

چکیده

نابرابری درآمد یکی از مسائل عمده‌ای است که کشورهای درحال‌توسعه به‌ویژه ایران با آن مواجه هستند. این پدیده ناشی از ترکیب پیچیده‌ای از عوامل اقتصادی مانند تورم، بیکاری و تغییرات در حجم نقدینگی است. در این پژوهش، تلاش شده است تا با بهره‌گیری از مدل مارکف سوئیچینگ، به تحلیل رابطهٔ غیرخطی میان نرخ تورم و نابرابری درآمد پرداخته شود. این مدل که امکان بررسی رفتار اقتصادی در شرایط متفاوت رکود و رونق اقتصادی را فراهم می‌کند، به محققان اجازه می‌دهد تا اثرات تغییر رژیم‌های اقتصادی را بر توزیع درآمد به‌طور دقیق بررسی کنند. در این راستا، داده‌های فصلی مربوط به اقتصاد ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطهٔ میان نرخ تورم و نابرابری درآمد پیچیده و غیرخطی است. در دوره‌های رکود اقتصادی، تورم به‌شدت نابرابری را افزایش می‌دهد؛ زیرا گروه‌های کم‌درآمد به دلیل کاهش قدرت خرید بیشتر تحت فشار قرار می‌گیرند. اما در دوره‌های رونق، تأثیر تورم بر نابرابری کاهش می‌یابد و حتی ممکن است بی‌معنی شود؛ چراکه در این شرایط، افزایش درآمد و بهبود وضعیت اقتصادی به افراد کمک می‌کند تا اثرات منفی تورم را خنثی کنند. همچنین، بیکاری در هر دو وضعیت رکود و رونق به طور مستقیم باعث افزایش نابرابری می‌شود؛ زیرا با افزایش بیکاری، افراد بیشتری از طبقات کم‌درآمد تحت تأثیر قرار می‌گیرند. حجم نقدینگی نیز به‌عنوان یک عامل کلیدی در دوران رکود و رونق، تأثیرات متفاوتی بر نابرابری دارد؛ در دوران رکود، افزایش نقدینگی باعث کاهش نابرابری می‌شود، اما در دوره‌های رونق، این افزایش نقدینگی خود به نابرابری دامن می‌زند. این یافته‌ها نشان می‌دهند که سیاست‌های پولی و مالی کشور باید متناسب با شرایط اقتصادی تنظیم شوند تا بتوانند نابرابری درآمد را در هر دوره کنترل کرده و بهبود عدالت اجتماعی را تقویت کنند.

* **نویسنده مسئول:** مصطفی سمیعی نسب
آدرس: دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران **ایمیل:** samiee@isu.ac.ir

© *این اثر تحت مجوز بین المللی* Creative Commons-Attribution-Non Commercial 4.0 *می باشد*

© *تمام حقوق برای ناشر (دانشگاه مازندران) محفوظ است*

۱ مقدمه

تا همین اواخر، اقتصاددانان توسعه، به‌جای پرداختن به برطرف کردن نابرابری‌های درآمدی میان اعضای جامعه، به ایجاد و تسریع رشد اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای فقیر تمرکز داشتند. حتی نابرابری شدید درآمدها برای رشد اقتصادی و بهره‌وری ضروری به‌حساب می‌آمد؛ دلیل آن، این بود که پنداشته می‌شد ثروتمندان درصد بیشتری از درآمد خود را نسبت به فقرا پس‌انداز می‌کنند و همین پس‌انداز است که سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را ممکن می‌کند. این طرز تفکر باعث شد که برای مدت طولانی به موضوع توزیع درآمد توجه کافی نشود؛ به‌طوری‌که در گذشته، تمرکز مطالعات بر روی شاخص‌هایی همچون رشد اقتصادی، اشتغال، کارایی و تراز پرداخت‌ها بود (صالحی سربیژن و همکاران، ۱۳۹۲). بااین‌حال، وضعیت توزیع درآمد در جوامع مختلف تنها ازلحاظ اقتصادی اهمیت ندارد، بلکه در ابعاد سیاسی و اجتماعی نیز حائز اهمیت است.

ازاین‌رو، افزایش نابرابری درآمد همواره به‌عنوان یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاسی، اجتماعی و اقتصادی در سراسر جهان به شمار می‌آید؛ همچنین یکی از معضلاتی است که در چند دهۀ اخیر در ایران مورد توجه خاصی قرار گرفته است. ایران کشوری درحال‌توسعه است و با توجه به دست‌به‌گریبان بودن اقتصاد با نرخ‌های تورم بالا در دهه‌های گذشته و با تأکید ویژه بر رفع نابرابری توزیع درآمد، همچنین با توجه به تأثیرپذیری توزیع درآمد از نرخ تورم، بررسی تأثیر نرخ تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد. با وجود اهمیت این مسأله، مطالعات داخلی اندکی به رابطۀ بین این دو متغیر پرداخته‌اند که بسیاری از این مطالعات نیز رابطۀ خطی بین این متغیرها را بیان کرده‌اند. البته در معدودی از مطالعات داخلی نیز مانند شاکری و همکاران (۱۳۹۱)، گلخندان (۱۳۹۵) و مرادی زاده و همکاران (۱۴۰۰) به رابطۀ غیرخطی نرخ تورم و نابرابری درآمد در اقتصاد ایران پرداخته شده است. به‌هرحال، مطالعات زیادی در زمینۀ رابطۀ بین دو متغیر نرخ تورم و توزیع درآمد وجود دارد؛ اما در ایران در مورد رابطۀ بین نرخ تورم و توزیع درآمد، مطالعه‌ای با استفاده از روش غیرخطی مارکف-سوئیچینگ انجام نگرفته است. با توجه به اهمیت تأثیر نرخ تورم در توزیع عادلانه و کاهش نابرابری درآمد، انجام مطالعۀ حاضر، ضروری به نظر می‌رسد. در این تحقیق سعی شده است به دو فرضیه: ۱- اثرات غیرخطی نرخ تورم و نابرابری درآمد؛ ۲- تأثیر غیرخطی نرخ تورم بر نابرابری درآمد در ادوار تجاری (رکود و رونق اقتصادی)، با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی و با رویکرد مارکف-سوئیچینگ با داده‌های فصلی طی دورۀ زمانی ۱۳۸۵:۱-۱۴۰۰:۴ و با واردکردن متغیرهای تأثیرگذار دیگر همچون شاخص باز بودن اقتصاد، نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی پرداخته شود.

مدل مارکف- سوئیچینگ استفاده‌شده در این مقاله، برای تبیین رفتار متغیرهایی است که به‌طور مدام، تغییر جهت می‌دهند و رفتار آن‌ها از یک حالت به حالت دیگر تغییر کرده و مجدداً به حالت قبلی برمی‌گردد، مناسب است.

پژوهش حاضر بدین صورت سازمان‌دهی شده است؛ بعد از مقدمه، در بخش دوم به بررسی مبانی نظری موضوع مورد مطالعه و مطالعات تجربی انجام‌گرفته، می‌پردازیم. در بخش سوم، به متدولوژی اقتصادسنجی پرداخته می‌شود و در بخش چهارم، برآورد الگو و تحلیل نتایج روش مارکف سوئیچینگ برای بررسی رابطۀ غیرخطی میان نرخ تورم و نابرابری درآمد در ادوار تجاری (رونق و رکود) بیان می‌شود. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص‌یافته است.

۲ ادبیات موضوع

۲،۱ مبانی نظری

بعضی از اقتصاددانان معتقدند که تورم ملایم در نظام اقتصادی، می‌تواند تأثیر مثبتی بر اقتصاد داشته باشد. آن‌ها به این دلیل استدلال می‌کنند که گروه‌های کم درآمد تمایل بیشتری به استقراض

دارند و افزایش تورم باعث کاهش ارزش واقعی بدهی آن‌ها می‌شود. به عبارت دیگر، تورم به نوعی کمک برای آن‌ها به حساب می‌آید. البته باید توجه داشت که این مطلب در شرایطی صادق است که افراد کم‌درآمد از امکانات مالی بیشتری برای دریافت تسهیلات، برخوردار باشند. نکتهٔ دیگر این است که براساس مدل فیلیپس، رابطهٔ معکوس بین تورم و بیکاری وجود دارد. با افزایش تورم، نرخ بیکاری کاهش می‌یابد و هر چقدر نظام شغلی فعالیت-کننده کوچک شود، فقیری و نابرابروی جامعه کاسته خواهید شود. علاوه بر این، با افزایش تقاضای شغل و کاستن بیکاری، شروط زندهٔ جامعه بهبود یافته و درآمدها رشد خواهند کرد و همچنین فقر و نابرابری جامعه کاسته خواهد شد.

شایان ذکر است که این فرضیه با توجه به شواهد تجربی رد شده است. اکثر اقتصاددانان معتقدند که بین نرخ تورم و توزیع درآمد رابطهٔ عکس وجود دارد. آن‌ها بر این باورند که افزایش نرخ تورم، قدرت خرید درآمدها را کاهش داده و موجب متضرر شدن افرادی می‌شود که نمی‌توانند درآمدهای خود را متناسب با نرخ تورم تغییر دهند. درواقع این امر، منابع را از افراد با دستمزد ثابت و بدون تغییر به افراد دارای سرمایه منتقل می‌کند. درنتیجه تورم می‌تواند منتج به افزایش شکاف درآمدی گسترش اختلاف طبقاتی و در نهایت بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش فقر شود. در کشورهایی همچون ایران که دولت نقش مهمی در اقتصاد دارد، تغییرات زیادی در حجم نقدینگی به دست دولت پدید می‌آید و تورم به‌نوعی پس‌انداز اجباری متعلق به دولت تلقی می‌شود. درواقع، دولت با افزایش حجم نقدینگی و ایجاد تورم از طریق افزایش قیمت از شهروندان مالیات می‌گیرد و نوعی جریان انتقال ثروت از کسانی که درآمدهای ثابت دارند، به کسانی که حجم نقدینگی را افزایش می‌دهند، رخ می‌دهد.

۲،۲ مطالعات تجربی

در این قسمت از مقاله، منتخبی از مطالعات خارجی و داخلی در زمینهٔ موضوع تحقیق آورده شده‌اند.

چی هونگ و وون سون[1] (۲۰۲۰) به تأثیرات تورم و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد طی بازهٔ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۷ با روش دومرحله‌ای سیستم تعمیم‌یافته گشتاور برای مجموعه داده‌های پانل نامتعادل پرداخته‌اند. ضرایب تورم و کیفیت نهادی نشان می‌دهد که افزایش تورم، نابرابری درآمد را بدتر می‌کند، درحالی‌که کیفیت نهادی بهتر، نابرابری درآمد را بهبود می‌بخشد. در همین حال، اثر تورم باکیفیت نهادی بهتر، کاهش خواهد یافت که حاکی از وجود اثر واسطه‌ای از کیفیت نهادی است. از سوی دیگر، اثرات حاشیه‌ای نشان می‌دهد که تورم و کیفیت نهادی نابرابری درآمدی را کاهش می‌دهد؛ بنابراین، به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود کیفیت نهادی را بهبود بخشند؛ زیرا از طریق تعامل با تورم، تأثیر مستقیم و غیرمستقیم بر نابرابری درآمدی دارد.

ذوالفقار خان و محمد ازم خان[2] (۲۰۲۳) اثرات سیاست‌های پولی بر نابرابری درآمد را در اقتصادهای درحال‌توسعهٔ آسیایی و آفریقایی با رویکردهای (ARDL) و حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) طی بازهٔ زمان ۲۰۲۰-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داده است که حجم پول منفی است و تورم تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. همچنین مشخص شده است که تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) نیز تأثیر منفی بر نابرابری دارند.

پلرمونین[3] (۲۰۱۴) رابطهٔ توزیع درآمد و تورم را در ده کشور OECD در بازهٔ زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ بررسی می‌کند. البته در این پژوهش علاوه بر نرخ تورم، به بررسی رابطهٔ ۷ متغیر کلان اقتصادی دیگر چون سطح توسعهٔ اقتصادی، چرخه‌های تجاری، بیکاری،

[1] Law. Chee-Hong & Soon. siew-voon
[2] Zulfiqar Khan & Muhammad Azam Khan
[3] Plerre. Monnin

اتحادیه‌سازی، باز بودن تجارت بین‌المللی و تغییرات فناوری مبتنی بر مهارت با رویکرد پانل می‌پردازد. یافته‌ها نشان‌دهندهٔ یک رابطهٔ U شکل معکوس مابین تورم در بازهٔ زمانی بلندمدت و عدم تناسب درآمد است. به‌طوری‌که نرخ پایین تورم، با نابرابری درآمدی بالاتر همراه است و با افزایش تورم، نابرابری درآمدی نیز کاهش پیدا می‌کند، با نرخ تورم حدود ۱۳ درصد، به حداقل می‌رسد و سپس دوباره شروع به افزایش می‌کند.

علی شرافت[1] (۲۰۱۴) به بررسی تورم، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در پاکستان با داده‌های سالانه طی دورهٔ زمانی ۱۹۷۲-۲۰۰۷ با رویکرد همجمعی یوهانسن و مدل‌های تصحیح خطای برداری پرداخته است. نتایج آزمون همگرایی تأثیر نرخ تورم و رشد اقتصادی را بر افزایش نابرابری درآمد در پاکستان تأیید کرده است.

مرادی زاده و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) طی دورهٔ زمانی ۱۹۹۵-۲۰۱۸ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که یک رابطهٔ غیرخطی U شکل میان تورم کل و نابرابری درآمد وجود دارد، به این صورت که با شروع از تورم صفر، نابرابری درآمد حداکثر تا آستانهٔ تورم کل کاهش می‌یابد و بعد از رسیدن به آستانهٔ تورم، با افزایش تورم، نابرابری درآمد نیز افزایش می‌یابد؛ بنابراین میان تورم کل و نابرابری درآمد، ارتباط غیرخطی وجود دارد.

بیرانوند و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعهٔ خود به بررسی تأثیر بیکاری، تورم و حداقل دستمزد بر نابرابری درآمد در مناطق روستایی استان‌های ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۵ پرداختند. نتایج مطالعهٔ آن‌ها نشان داد که در دورهٔ مورد بررسی در مناطق روستایی کشور، نرخ تورم و حداقل دستمزد تأثیری منفی بر ضریب جینی و نسبت ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین خانوارها داشته است. درحالی‌که بیکاری رابطهٔ معنادار با شاخص‌های نابرابری درآمد روستایی نداشته است.

زروکی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی اثر شکاف نرخ ارز و نامتقارنی تورم و بیکاری بر نابرابری درآمد در ایران با اتکا به داده‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۷ و با رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر خطی و غیرخطی شکاف نرخ ارز بر نابرابری درآمد مثبت (نامطلوب) است. اثر خطی بیکاری بر نابرابری درآمد تنها در بلندمدت مثبت (نامطلوب) است. تأثیرات غیرخطی کاهش بیکاری بر نابرابری در کوتاه‌مدت، مثبت (مطلوب) است. همچنین تأثیرات هم افزایش‌ها و هم کاهش‌ها در بیکاری بر نابرابری درآمد در بلندمدت، مستقیم است و اندازهٔ اثرات مطلوب کاهش بیکاری بر اثر نامطلوب افزایش آن غلبه دارد؛ بنابراین، نامتقارنی بیکاری با توجه به تأثیر آن بر نابرابری درآمد، در هر دو دوره مورد تأیید قرار می‌گیرد. تأثیرات خطی تورم بر نابرابری درآمد، مستقیم است، اما تأثیرات غیرخطی کاهش تورم بر نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت، مثبت (مطلوب) است. ازاین‌رو، اثر نامتقارن تورم بر نابرابری مشهود است. پس‌آمد بعدی آن است که اثرپذیری مطلوب نابرابری درآمد ناشی از کاهش نرخ بیکاری بالاتر از اثرپذیری مطلوب آن از کاهش تورم است.

آرمان مهر و فرهمندمنش (۱۳۹۶) تأثیر تورم بر نابرابری درآمدی خانوارهای شهری ایران با رهیافت اتکینسون در دورهٔ زمانی ۱۳۷۲-۱۳۹۴ با روش سیستم مخارج خطی را بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که بالا رفتن شدید قیمت‌ها (high inflations)، افزایش نابرابری درآمدی را به دنبال دارد. همچنین در میان عوامل اثرگذار، تورم بیشترین تأثیر را در ایجاد نابرابری درآمدی داشته است (به طور تقریبی ۴۹ درصد).

[1] Ali Sharafat

گلخندان (۱۳۹۵) تأثیر آستانه‌ای تورم را بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های سالیانه طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۲-۱۳۴۸ با رویکرد انتقال ملایم (STR) را بررسی کرده است. نتایج برآورد مدل وی، ضمن تأیید تأثیر غیرخطی بلندمدت بر نابرابری درآمد، مشخص می‌دارد که نرخ تورم در قالب یک ساختار دو رژیمی با مقدار آستانه‌ای ۱۴/۶۸ درصد، بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد؛ به‌گونه‌ای که نرخ تورم بلندمدت در رژیم اول، تأثیر منفی بر نابرابری درآمد و در رژیم دوم، تأثیر مثبت بر آن دارد. بنابراین، فرضیهٔ اثر U شکل معکوس تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران نمی‌تواند رد شود.

کمیجانی و محمد زاده (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد و اثربخشی سیاست‌های جبرانی با به‌کارگیری روش حداقل مربعات (OLS) به مدل-سازی عوامل مؤثر بر بیستک‌ها با روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتبط (SUR) پرداختند. نتایج این مطالعه بر آن است که افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری، یارانهٔ کالاهای اساسی و نسبت سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین به نفع بیستک‌های با درآمد بالا بوده و منجر به افزایش نابرابری شده است و افزایش سهم ۴۰ درصدی فقرا به نفع بیستک‌های با درآمد پایین بوده نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد.

شاکری و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۶ با رابطهٔ علیت گرنجری و تصحیح خطا پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها بیان می‌دارد که نرخ تورم رابطهٔ معناداری با نابرابری درآمد ندارد.

۳ متدولوژی اقتصادسنجی

۳،۱ رویکرد مارکف سوئیچینگ

طی دو دههٔ گذشته، شاهد رشد سریع مدل‌های سری زمانی غیرخطی بوده‌ایم. البته مدل‌های غیرخطی، مدل‌های کاملی نیستند و محدودیت‌هایی دارند. از مدل‌های غیرخطی می‌توان به مدل‌های آستانه‌ای اشاره کرد. مدل‌های آستانه‌ای بر اساس نحوهٔ تنظیم متغیر در اطراف آستانه طبقه‌بندی می‌شوند. برخی از مدل‌های خود رگرسیونی آستانه‌ای (TAR)۱ به‌آرامی از یک رژیم به رژیم دیگر انتقال می‌یابند، مانند مدل‌های آستانه‌ای ملایم (STAR)۲ و برخی به‌سرعت انتقال می‌یابند مانند مدل‌های مارکوف – سویچینگ۳ (MS). ۴

در مدل انتقال مارکف که توسط همیلتون معرفی شده است، انتقال رژیم به‌صورت برون‌زا فرض می‌شود. مدل‌های مارکف سوئچینگ نیز با مدل‌های تغییر ساختاری متفاوت هستند. در مدل مارکف، تغییرات در هر نقطه از زمان و به هر تعداد مجاز است؛ درحالی‌که در مورد مدل‌های تغییر ساختاری، تغییرات را می‌توان در زمان‌های خاص و به‌صورت برون‌زا اعمال کرد. بنابراین، مدل مارکوف سوئچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف نشان می‌دهند، مناسب است.

اگر بخواهیم رفتار متغیر ایستای y_t را مطالعه کنیم، مقدار آن توسط فرآیند خودرگرسیون مرتبهٔ اول طی دورهٔ $(t = 1,2,\dots,T_1)$ به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = c_1\ \rho_1\ y_(t-1) + \varepsilon_(t)$$
$$\varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2) \qquad (۱-۳)$$

[1] Threshold Autoregressive Model
[2] Smooth Threshold Autoregressive Model
[3] Markov Switching
[4] Hamilton,1990 & krolzig .1991

حال فرض کنید که یک جهش یا تغییر ساختاری در زمان T_1 برای این متغیر اتفاق بیفتد، در این صورت مدل جدید برای توضیح رفتار y_t برای دورهٔ $(t = T_1 + 1, T_2 + 1, \dots, T)$ به این شکل تعریف خواهد شد:

$$y_t = c_2\rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲-۳)$$

پس معادلهٔ کلی را به شکل زیر می‌توانیم بیان کنیم:

$$y_t = c_{st} + \rho_{st} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲-۳)$$

همچنین، s_t مقادیر ۱و۲ را در بر می گیرد که به ترتیب نشان‌دهندهٔ تغییرات پیش و پس از y_t است. به‌عبارت‌دیگر، دورهٔ قبل از جهش $t < T_1$ با $s_t = 1$ و دورهٔ بعد از جهش $t \geq T_1$ با $s_t = 2$ مشخص می‌شوند. اما این مدل‌ها ضعف‌هایی که به علت دقیق نبودن تاریخ جهش برای استفاده از متغیر مجازی و عدم امکان پیش‌بینی رفتار متغیر، دارد. به این دلیل برای حل این مشکلات و فرآیند ایجاد داده‌ها۱، برای s_t بهتر است شرط احتمال وضع در نظر گرفته شود. در مدل مارکف سوئیچینگ، مکانیسم انتقال توسط متغیر وضعیت غیرقابل مشاهده s_t تحت کنترل قرار می گیرد (فلاحی و رودریگز ، ۲۰۰۷).

این متغیر وضعیت از زنجیرهٔ مرتبهٔ اول مارکف تبعیت می‌کند. به‌عبارت‌دیگر مقدار متغیر وضعیت در دورهٔ t تنها به مقدار آن در دورهٔ $t-1$ بستگی دارد. می‌توانیم مدل‌های انتقال برای متغیر را به شکل زیر بررسی کنیم:

$$y_t = \begin{matrix} c_1\rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \ , & s_t = 1 \\ c_2\rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \ , & s_t = 2 \end{matrix} \quad (۴-۳)$$

وقتیs_t مقدار ۱ را برای دورهٔ $(t = 1,2, \dots, T)$ و مقدار۲ را برای دورهٔ $(t = T_1 + 1, T_2 + 1, \dots, T$ اخذ کند؛ این مدل، مدلی است که در طول زمان دچار تغییر ساختاری می شود. اگر s_t ، یک متغیر مستقل تصادفی برنولی[۲] باشد، این مدل نشان‌دهندهٔ یک مدل انتقال تصادفی[۳] کوانت (۱۹۷۲) می‌باشد. بدین صورت که اگر s_t به‌عنوان متغیر شاخص[۴] بیان گردد که مقدار آن برابر با $s_t = 1$ برای $\vartheta \leq c$ و$s_t = 2$ برای $\vartheta > c$ باشد (c مقدار آستانه‌ای است)؛ این مدل، مدل آستانه‌ای نامیده می‌شود و زمانی که s_t از فرآیند مارکف پیروی کند؛ این مدل، معرف مدل مارکوف سوئیچینگ خواهد بود. با فرض اینکه متغیر y_t توسط فرآیند خود رگرسیون مرتبه p و با m رژیم مدل‌سازی شده باشد، MS(m) – AR(P) خواهیم داشت:

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}[\sum_{j=1}^{p}(\alpha_{ij} y_{t-j}) + u_{it}) l_i(s_{t=i})$$

$$l_i(s_{t=i}) = \begin{matrix} s_t = i \to 1 \\ s_t \neq i \to 0 \end{matrix} \quad (۵-۳)$$

در مدل مارکف سوئیچینگ، ویژگی‌های y_t به‌طور هم‌زمان توسط ویژگیε_t و متغیر وضعیت s_t تعیین می‌شود. متغیرهای وضعیت، تغییرات دائمی و تکرار شونده‌ای در الگوی مدل ایجاد می‌کنند. برای داشتن پویایی کامل متغیرها، لازم است احتمالات انتقال متغیر s_t از یک وضعیت به وضعیت دیگر، توضیح داده شود. زنجیرهٔ مرتبهٔ اول مارکف، این احتمالات را بیان می‌دارد:

[1] Data Generating Process
[2] Independent Bernoulli Random Variables
[3] Random Switching Model
[4] Indicator Variable

$$\Pr[s_t = j \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = \Pr[s_t = j \mid s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (۶-۳)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با یک ماتریس احتمال انتقال[1] نمایش داد. این ماتریس در یک مدل ساده تنها با دو رژیم، به صورت زیر مشخص می‌شود:

$$y_t = \begin{matrix} \Pr[s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1] & \Pr[s_t = 1 \mid s_{t-1} = 2] \\ \Pr[s_t = 2 \mid s_{t-1} = 1] & \Pr[s_t = 2 \mid s_{t-1} = 2] \end{matrix} = \begin{matrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{matrix} \quad (۷-۳)$$

که در آن، $p_{ij}(i,j = 1,2)$، نشان‌دهندهٔ احتمالات انتقال $s_t = i$ را است، به‌طوری‌که $s_{t-1} = i$ و $p_{i1} + p_{i2} = 1$ است. همان‌طور که قبلاً گفته شد، y_t مستقیماً قابل مشاهده است(برخلاف متغیر وضعیت) و مقدار آن را فقط می‌توان بر اساس مقدار تحقق‌یافته‌ها استخراج شود که می‌تواند به‌صورت $\xi_{it} = \Pr[s_t = 1 \mid \Omega_t, \vartheta]$ تعریف شود که در آن $i = 1,2$ و Ω_t مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس) را در طول دورهٔ t و ϑ تخمین بردار پارامترها را نشان می‌دهند. برای استنتاج[2] باید برای دورهٔ $(t = 1,2, \dots, T_1)$ یک روش تکراری استفاده شود. زمانی که مقدار احتمال قبلی $\xi_{it-1} = \Pr[s_t = 1 \mid \Omega_{t-1}, \vartheta]$ به‌عنوان داده، مورد استفاده در مدل است، برای این منظور، تابع چگالی احتمال در وضعیت‌های مختلفی مورد نیاز است که به‌صورت زیر بررسی می گردد:

$$\eta_{it} = f(y_t \mid s_t = 1 \mid \Omega_{t-1}, \vartheta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} exp\left[-\frac{(y_t - c_1 - \rho y_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right] \quad (۸-۳)$$

و بنابراین داریم:

$$\xi_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{2} p_{ij}\xi_{it-1}\eta_{it}}{f(y_t \mid s_t = 1 \mid \Omega_{t-1}, \vartheta)} \quad (۹-۳)$$

می‌توان با استفاده از این نتایج، لگاریتم احتمال شرطی[3] داده‌های مشاهده‌شده را برای مقدار داده‌شده محاسبه کرد:

$$\log f(y_1, y_2, \dots, y_T \mid y_0, \vartheta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(y_t \mid s_t = 1 \mid \Omega_{t-1}, \vartheta) \quad (۱۰-۳)$$

پس از ارزیابی ضرایب مدل و محاسبهٔ ماتریس انتقال، بر اساس اطلاعات کل نمونه، می‌توان احتمال وضعیت را در هر دوره محاسبه نمود که به آن‌ها احتمالات هموارشده گفته می‌شود. همین‌طور می‌توان با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد مطالعه) که به آن‌ها احتمالات فیلتر شده گفته می‌شود، احتمال وضعیت را در هر دورهٔ زمانی محاسبه کرد.

در عمل، مدل انتقال مارکف را می‌توان به انواع گوناگونی تقسیم کرد که بر اساس آن بخشی از مدل خود رگرسیون، وابسته به رژیم است و تحت تأثیر آن انتقال می‌یابد. آن چه که بیشتر در مطالعات اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرد، چهار نوع است که شامل مدل‌های مارکف سوئیچینگ در میانگین[4] (MSM)، مدل‌های مارکف در عرض از مبدأ[5] (MSI) ، مدل‌های ضرایب جملات[6] (MSA) و مدل‌های ناهمسانی واریانس (MSH)[7] و یا ترکیبی از آن‌ها می‌باشند (فلاحی و رودریگز، ۲۰۰۷). در جدول زیر حالت‌های مختلف مدل‌های MS مقایسه شده‌اند.

[1] Transition Probability Matrix
[2] Inference
[3] Conditional Log Likelihood
[4] Markov Switching Mean
[5] Markov Switching Intercept Term
[6] Markov Switching Autoregressive Parameters
[7] Markov Switching Heteroskedasticity

جدول ۱. خلاصه حالت‌های مختلف مدل (MS-AR)

توضیحات		MSM		MSI	
		μمتغیر	μثابت	C متغیر	C ثابت
α_iثابت	واریانس ثابت	MSM-AR	AR خطی	MSI	AR خطی
	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
α_iمتغیر	واریانس ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

منبع: کرالزیگ[1]، ۱۹۹۷، ص ۱۴.

ازآنجایی‌که برخی از پارامترهای اقتصادی بر اساس تئوری‌های موجود و مشاهدات تجربی، ماهیت غیرخطی (non linear) دارند، می‌توان استنتاج کرد، این‌متغیرها را به‌صورت غیرخطی با به‌کارگیری از مدل‌های فهرست شده در جدول ۱ مدل‌سازی نمود. درنهایت باید بیان کرد که ارزیابی مدل مارکف سوئچینگ با روش‌هایی همچون تخمین حداکثر درست‌نمایی[2]، ماکزیمم حداکثر انتظار[3] و روش نمونه‌گیری گیبس[4] برآورد می‌گردد.

۳،۲ رویکرد انتخاب بهترین مدل

در این بخش، برای مدل‌سازی بهینه (optimization) مارکف سوئیچینگ را از بین مدل‌های مختلف انتخاب کنیم، می‌بایست چهار گام را در نظر بگیریم.

آزمون رابطهٔ غیرخطی

از آزمون LR با آماره $\varkappa^2(q)$ برای بررسی رابطهٔ غیر خطی بین متغیرها استفاده می‌شود. فرضیهٔ صفر این آزمون نشان‌دهندهٔ عدم وجود رابطهٔ غیرخطی می‌باشد.

تعیین رژیم‌ها

تعداد رژیم‌های مناسب برای مدل MS باید مشخص شود. ازآنجاکه فرض صفر محتوی پارامترهای مزاحم (احتمالات انتقال) است، آزمون LR توزیع نرمال نخواهد داشت و نمی‌توان از آن برای تعیین تعداد بهینهٔ رژیم‌ها استفاده کرد. باید توجه داشت که آزمون LR دارای توزیع نرمال است و قیاس دو مدل مختلف با تعداد رژیم‌های یکسان مشکلی نخواهد داشت. برای حل این مسأله، گارسیا و هانسن روشی برای تعیین توزیع آزمون LR پیشنهاد داده‌اند که در برخی موارد مدل‌های MS تعداد رژیم‌ها را مشخص می‌کنند. همچنین، علاوه بر آزمونLR، می‌توان از معیارهای اطلاعات هنان کوئین، شوارتز و آکائیک نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد.

تعیین وقفه‌های بهینه

با بهره‌گیری از آماره‌های آکائیک و همچنین آزمون‌های نسبت درست‌نمایی (LR)، تعیین درجه‌های اتورگرسیو و میانگین متحرک مطرح می‌گردد. به این شکل که مدل‌های MS متنوع تخمین زده می‌شوند و درنهایت از بین مدل‌های مختلف، مدلی که آماره آکائیک آن حداقل باشد، به‌عنوان بهینه‌ترین مدل گزینش می‌شود.

مقایسهٔ انواع مدل‌های انتخاب‌شده

هر یک از مدل‌های تخمین زده‌شدهٔ مرحلهٔ سوم با یک سری آزمون تشخیصی ازجمله مدل تخمین زده‌شده، مقدار تابع درست‌نمایی، مقدار میانگین و یا عرض از مبدأ تخمینی در رژیم‌های مختلف اقتصادی، معناداری ضرایب و رابطهٔ بین احتمالات تغییر رژیم مورد سنجش قرار می‌گیرند.

[1] Krolzig,1997, p14
[2] Maximum likelihood Estimation (MLE)
[3] Expectation Maximization (EM)
[4] Gibbs Sampling Approach

۴ تخمین مدل و تحلیل نتایج

۴،۱ معرفی مدل و متغیرها

در این بخش تأثیرات نامتقارن نرخ تورم بر نابرابری درآمد بر اساس رویکرد مارکف سوئیچینگ طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۵:۱-۱۴۰۰:۴ بررسی می‌شود. همچنین با وجود ادبیات موضوع و مدل ارائه‌شده در مطالعهٔ Plerre. Monnin (2014)، مطابق با آن، از مدل زیر استفاده می‌شود:

$$GINI_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 UR_t + \alpha_3 M2_t + \varepsilon_t \quad (۱-۴)$$

$GINI_t$: شاخص توزیع درآمد (ضریب جینی)

INF_t: نرخ تورم

$M2_t$: حجم نقدینگی

UR_t : نرخ بیکاری

لازم به ذکر است تمامی داده‌ها از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران جمع‌آوری گشته‌اند.

۴،۲ ایستایی متغیرها

جدول ۲. نتایج آزمون پایایی با استفاده از آزمون دیکی فولر

متغیر	معنی‌داری در سطح		معنی‌داری با یک‌بار تفاضل	
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
LGINI	۰/۱۵۰۹	۰/۵۱۹۹	***۰/۰۰۲۳	-
$LM2$	۰/۶۲۸۲	۰/۵۷۰۷	***۰/۰۰۰	-
LINF	۰/۱۲۴۰	۰/۲۷۶۸	***۰/۰۰۰	-
LUR	۰/۱۲۴۴	*۰/۰۸۴۹	**۰/۰۲۱۸	-

منبع: یافته‌های محقق. *، ** و *** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی‌داری ۱۰٪، ۱٪ و ۵٪ هستند.

۴،۳ آزمون LR جهت تعیین وجود رابطهٔ غیرخطی داده‌های متغیر رشد GDP

برای بررسی رابطهٔ غیرخطی در چرخه‌های تجاری و ارزیابی قابلیت مدل مارکف-سوئیچینگ در تعیین این چرخه‌ها، ابتدا دو مدل مارکف-سوئیچینگ با دو رژیم و سه رژیم را تخمین می‌زنیم. سپس فرضیهٔ برابری نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را با آزمون نسبت درست‌نمایی بررسی می‌کنیم. اگر فرضیه رد شود، به این معناست که مدل مارکف-سوئیچینگ مناسب است و اگر فرضیه رد نشود، باید از مدل‌های خطی استفاده کنیم.

جدول ۳. نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی برای آزمون غیرخطی بودن داده‌ها

ارزش احتمال	آماره
۱۴/۲۶۸(۰/۰۴۶۶)	Chi^2(7)

منبع: نتایج محقق

نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی نشان می‌دهد فرضیهٔ برابری میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قابل رد است. پس رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها وجود دارد.

۴،۴ انتخاب تعداد رژیم‌ها، وقفه‌های بهینه و انتخاب مدل

با توجه به اقتصاد کشور و آماره‌های آکائیک و همچنین آزمون نسبت درست‌نمایی که از قسمت قبل به دست آمده است، استفاده از روش مارکف

سوئچینگ با دو رژیم برای استخراج سیکل‌های تجاری مناسب‌تر به نظر می‌رسد.

به‌منظور پی بردن به ادوار تجاری (رونق و رکود اقتصادی)، تولید ناخالص داخلی از نرخ رشد آن کسر می‌شود، به همین دلیل از مورد MSM نمی‌توانیم استفاده کنیم. به طور مشابه، برای هر متغیر موجود در مدل، حداکثر ۴ درجه تأخیر مینیمم مقدار آکائیک، ماکزیمم حداکثر نسبت درست‌نمایی و از همه مهم‌تر مدل‌هایی که برای ساختار اقتصاد ایران قابل توجیه باشند، تعیین می‌شوند. لذا با بررسی انواع مدل‌های MS و در نظر گرفتن ماهیت داده‌ها و وقفه بهینه، روش MSIA(2)-AR(4) انتخاب شده است.

جدول ۴. حالت‌های مختلف مدل مارکف سوئیچینگ

مدل	مقدار حداکثر درستنمایی	مقدار آکائیک
MSI (2)-AR (4)	-۱۲۷/۲۵۲۷	۴/۵۴۱۷۷۷
MSI (3)-AR (4)	-۱۲۰/۱۰۸۷	۴/۳۳۵۹۶۸
MSA (2)-AR (4)	-۱۲۸/۷۲۴۵	۴/۶۹۰۸۱۸
MSIA (2)-AR (4)	-۱۲۳/۵۳۵۶	۴/۵۴۱۱۸۶
MSIH (2)-AR (4)	-۱۳۰/۶۶۹۳	۴/۶۵۵۶۴۶
MSMA (2)-AR (4)	-۱۱۱/۴۲۸۴	۴/۴۴۳۸۷۲
MSMH (2)-AR (4)	-۱۲۳/۸۱۳۵	۴/۴۶۰۴۵۰
MSMAH (2)-AR (4)	-۱۰۹/۶۹۹۰	۴/۴۱۷۸۲۳

منبع: نتایج تحقیق

۴،۵ تخمین پارامترهای مدل بهینه

نتایج تخمین مدل MSIA(2)-AR(4) در جدول زیر آورده شده است.

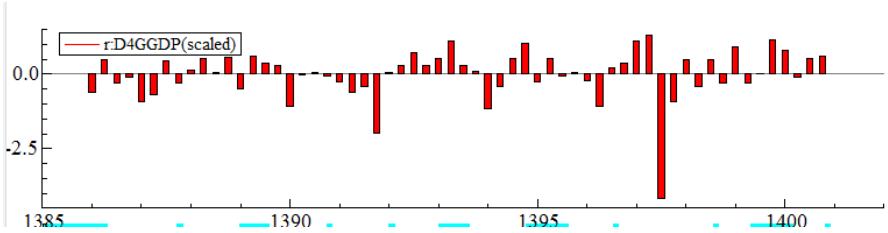
جدول ۵. خلاصه نتایج تخمین پارامترهای مدل بهینه MSIA(2)-AR(4)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	t-probe
$Constant_0$	۲/۲۴۴۴۵	۰/۳۶۷۶	۶/۱۱	۰/۰۰۰
$Constant_1$	-۱/۳۴۷۱۲	۰/۲۵۱۱	-۵/۳۶	۰/۰۰۰
D4-GGDP_1(0)	۰/۱۴۵۶۶۹	۰/۱۱۳۰	۱/۲۹	۰/۰۲۰۴
D4-GGDP_1(1)	۰/۴۰۵۶۸۹	۰/۱۰۷۰	۳/۷۹	۰/۰۰۰
D4-GGDP_2(0)	۰/۲۷۵۴۷۸	۰/۲۲۹۹	۱/۲۰	۰/۰۲۳۷
D4-GGDP_2(1)	۰/۱۷۸۴۶۱	۰/۰۹۹۹	۱/۷۹	۰/۰۸۱
D4-GGDP_3(0)	۰/۰۶۱۹۹۴	۰/۱۸۸۵	۰/۳۲۹	۰/۰۷۴۴
D4-GGDP_3(1)	۰/۰۸۹۵۹۷۸	۰/۰۹۵۵	۰/۹۳۷	۰/۰۳۵۳
D4-GGDP_4(0)	-۰/۶۹۹۳۵۹	۰/۱۱۱۰	-۶/۳۰	۰/۰۰۰
D4-GGDP_4(1)	-۰/۴۶۴۱۸۵	۰/۰۹۹۱	-۴/۶۸	۰/۰۰۰
Sigma(0)	۰/۵۵۵۹۷۶	۰/۱۳۸۶		
Sigma(1)	۰/۷۲۸۰۰۲	۰/۰۸۲۷۷		
log-likelihood	-۱۲۳/۵۳۵۶			
AIC	۴/۵۵۱۱۸۶			
SC	۵/۰۰۴۹۶۱			

منبع: نتایج تحقیق

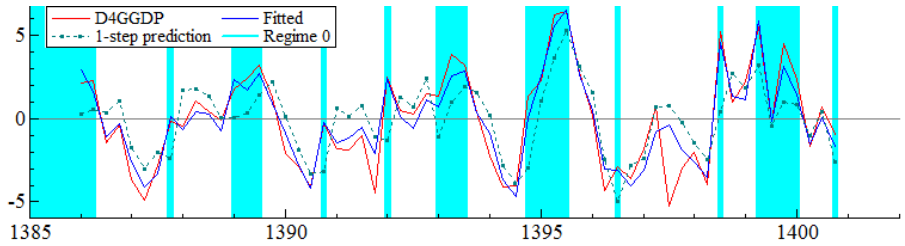
با توجه به اینکه D4GGDP نشان‌دهندهٔ نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است، بنابراین رژیم صفر با ضریب ۲/۲۴۴۴۵ نشانگر دوران رونق و رژیم اول با۱/۳۴۷۱۲- نشانگر دوران رکود می‌باشد.

شکل زیر جملات اخلال مدل برآورد شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱. جملات اخلال مدل MSIA(2)-AR(4)

شکل هم مقادیر واقعی، برازش شده، پیش‌بینی یک دوره بعد و همچنین مشاهدات قرارگرفته در دوران رکود و رونق را نشان می‌دهد.



شکل ۲. وضعیت مقدار واقعی و تخمین زده‌شده

به‌منظور بررسی میزان ثبات هریک از ادوار تجاری و همچنین احتمالات انتقال هر رژیم به رژیم دیگر، ماتریس احتمال انتقال چرخه‌های تجاری استخراج‌شده و نتایج آن در جدول زیر آورده شده است.

جدول ۶. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رونق	رکود
رونق	۰/۵۵۵۹۸	۰/۲۷۲۰۰
رکود	۰/۴۴۴۰۲	۰/۷۲۸۰۰
طول دوره	۲۲ فصل	۳۸ فصل

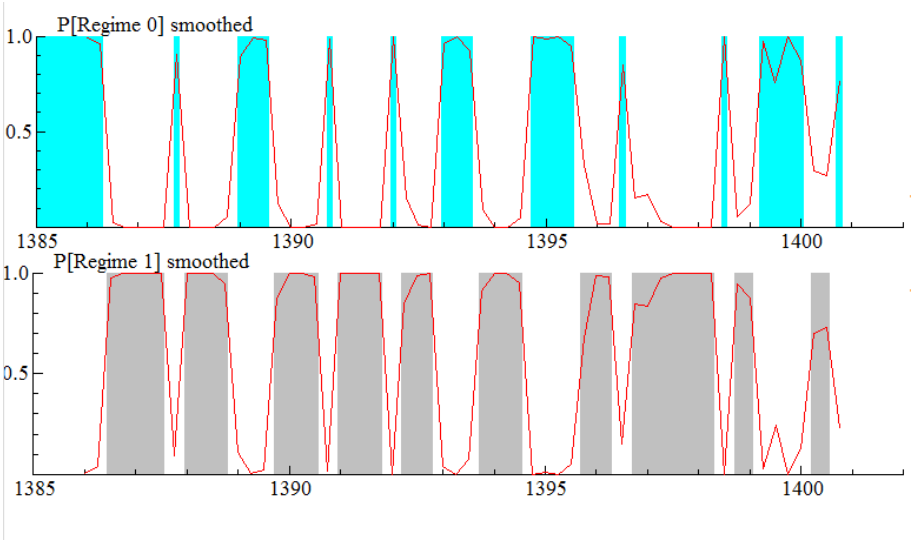
منبع: نتایج محقق

با توجه به این که در جدول ایضاً مشخص شده است، احتمال ثبات دوران رونق تقریباً ۵۳ و همچنین احتمال انتقال از دورهٔ رونق به رکود ۰/۴۴ می‌باشد که این احتمالات در مقایسه با احتمال ثبات دوران رکود ۰/۷۲ و همچنین احتمال انتقال از دوران رکود به رونق که ۰/۲۷ می‌باشد، نشان‌دهندهٔ این حقیقت است که دوران رکود نسبت به دوران رونق، از ثبات و پایداری بیشتری برخوردار است. تفکیک فصول هر یک از ادوار تجاری در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۷. ادوار تجاری به تفکیک فصول

رکود	رونق
۱۳۸۷:۳-۱۳۸۶:۳	۱۳۸۶:۲-۱۳۸۶:۱
۱۳۸۸:۴-۱۳۸۸:۱	۱۳۸۷:۴-۱۳۸۷:۴
۱۳۹۰:۳-۱۳۸۹:۴	۱۳۸۹:۳-۱۳۸۹:۱
۱۳۹۱:۴-۱۳۹۱:۱	۱۳۹۰:۴-۱۳۹۰:۴
۱۳۹۲:۴-۱۳۹۲:۲	۱۳۹۲:۱-۱۳۹۲:۱
۱۳۹۴:۳-۱۳۹۳:۴	۱۳۹۳:۳-۱۳۹۳:۱
۱۳۹۶:۲-۱۳۹۵:۴	۱۳۹۵:۳-۱۳۹۴:۴
۱۳۹۸:۲-۱۳۹۶:۴	۱۳۹۶:۳-۱۳۹۶:۳
۱۳۹۹:۱-۱۳۹۸:۴	۱۳۹۸:۳-۱۳۹۸:۳
۱۴۰۰:۳-۱۴۰۰:۲	۱۴۰۰:۱-۱۳۹۹:۲
	۱۴۰۰:۴-۱۴۰۰:۴

منبع: نتایج محقق



شکل ۳. وضعیت دو رژیم رکود و رونق در مدل MSIA(2)-AR(4)

بررسی آزمون‌های فروض کلاسیک نشان‌دهندهٔ معنی‌دار بودن تخمین‌های مدل می‌باشد.

جدول ۸. آزمون‌های فروض کلاسیک مدلMSIA(2)-AR(4)

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون خودهمبستگی	CHI^۲(۱۲) =۱/۴۴۸۵	۰/۹۹۹
آزمون نرمال بودن	CHI^۲(۲) =۲۸/۱۲۶	۰/۱۰۰۰
آزمون ناهمسانی واریانس	F (۱,۴۵) =۰/۲۵۷۹	۰/۶۱۴۰

منبع: نتایج محقق

۴،۶ تعیین مدل بهینهٔ مارکف سوئیچینگ برای بررسی تأثیر نرخ تورم بر نابرابری درآمد در ادوار تجاری

مشابه بخش قبلی، ابتدا رابطهٔ غیرخطی با آزمون LR مورد بررسی قرار می‌گیرد که در جدول زیر نشان داده شده است. سپس با توجه به اقتصاد ایران،۲ رژیم بهینه و ۴ وقفه بهینه با توجه به معیار شوارتز انتخاب می‌گردد[1] و از بین چندین مدل، بر اساس کم‌ترین معیار شوارتز و بیشترین مقدار آزمون درست‌نمایی، مدل MSIAH(2)-AR(4) به‌عنوان مدل بهینه انتخاب شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون LR

ارزش احتمال	درجه آزادی	اماره
approximate upperbound: [[۰/۰۰۰*] ۱۴/۲۶۸ [[۰/۰۰۰*	Chi^2(8)	LR-test

منبع: نتایج تحقیق

نتیجهٔ آزمون فوق، نشان‌دهندهٔ غیرخطی بودن رابطهٔ بین نرخ تورم و نابرابری درآمد است.

جدول ۱۰. خلاصه نتایج تخمین پارامترهای مدل بهینه MSIAH(2)-AR(4)

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	t-probe
$Constant_0$	۰/۰۳۰۵۸۶	۰/۰۰۸۹۰۳	۳/۴۴	۰/۰۰۱
$Constant_1$	-۰/۰۲۷۹۸۴	۰/۰۴۴۴۶	-۰/۶۲۹	۰۱/۰۵۳
DELINF(0)	-۰/۰۰۹۷۵۷۰۲	۰/۰۰۴۱۵۴	-۲/۳۵	۰/۰۲
DELINF(1)	۰/۰۳۲۷۸۵۵	۰/۰۱۴۷۲	۲،۲۳	۰/۰۳۱
DRLINF(0)	-۰/۰۱۱۲۸۶۸	۰/۰۰۴۲۴۹	-۲/۶۶	۰/۰۱۱
DRLINF(1)	۰/۰۱۷۲۵۹۹	۰/۰۱۴۱۳	۱/۲۲	۰/۰۲۲
D4LM2(0)	۰/۰۰۰۲۶۴۲۸۳	۰/۰۰۲۶۱۹	-۰/۱۰۱	۰/۹۲۰
D4LM2(1)	-۰/۹۲۰۵۶۱	۰/۲۷۱۸	-۳/۳۹	۰/۰۰۲
D4LUR(0)	۰/۰۱۰۰۲۸۱	۰/۰۲۳۵۱	۰/۴۲۷	۰/۶۷۵
D4LUR(1)	۰/۱۲۴۲۵۰	۰/۰۴۲۳۷	۲/۹۳	۰/۰۰۵
Sigma(0)	۰/۰۱۴۳۴۶۳	۰/۰۰۱۵۳۹		
Sigma(1)	۰/۰۱۱۵۲۵۱	۰/۰۰۲۴۲۷		
log-likelihood	۱۵۰/۹۴۹۸۳۱			
AIC	-۴/۸۹۱۰۶۵			
SC	-۴/۳۸۴۷۲۷			

منبع: نتایج تحقیق

میانگین نرخ تورم در رژیم اول ۰/۰۳۰۵۸۶ و در رژیم دوم ۰/۰۲۷۹۸۴ است. انحراف معیار جملات خطا در رژیم اول ۰/۰۱۴۳۴۶۳ و در رژیم دوم ۰/۰۱۱۵۲۵۱ است که نشان می‌دهد مشاهدات رژیم اول، دارای

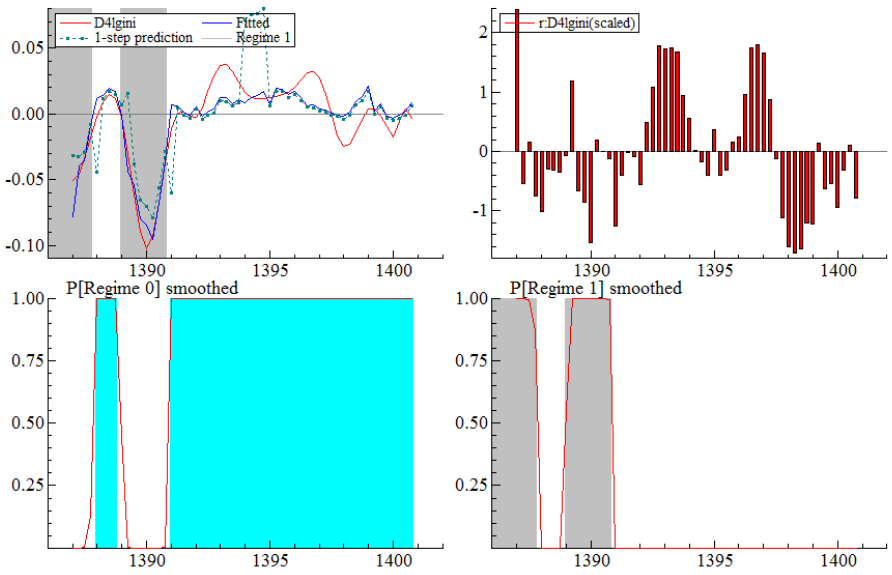
[1] چون تعداد داده‌ها کم‌تر از ۱۵۰ می‌باشد، باید از معیاره شوارتز استفاده کرد، اگر تعداد داده‌ها بیشتر از ۱۵۰ می‌بود، می‌توانستیم از معیار آکائیک استفاده کنیم.

نوسانات بیشتری نسبت به رژیم دوم هستند. ضریب نرخ تورم در دوران رونق در رژیم اول ۰/۰۰۹۷۵۷۰۲ و در رژیم دوم ۰/۰۳۲۷۸۵۵ است که نشان از تأثیر مستقیم و مثبت نرخ تورم دارد. ضریب نرخ تورم در دوران رکود در رژیم اول ۰/۰۱۱۲۸۶۸ و در رژیم دوم ۰/۰۱۷۲۵۹۹ است که نشان از تأثیر مستقیم و مثبت نرخ تورم دارد. همچنین ضریب حجم نقدینگی در رژیم اول ۰/۰۰۰۲۶۴۲۸۳ و در رژیم دوم ۰/۹۲۰۵۶۱ است که نشان‌دهندۀ تأثیر منفی حجم نقدینگی در رژیم اول و تأثیر مستقیم و مثبت آن در رژیم دوم است. ضریب نرخ بیکاری در رژیم اول ۰/۰۱۰۰۲۸۱ و در رژیم دوم ۰/۱۲۴۲۵۰ است که نشان‌دهندۀ تأثیر مستقیم و مثبت آن در هر دو رژیم است. این ضرایب نشان‌دهندۀ این مسأله است که تأثیرات غیرخطی نرخ تورم هم در دوران رکود و هم در رونق در رژیم اول معنی‌دار است؛ حال اینکه این تأثیرات در رژیم دوم مثبت هستند. آزمون فروض بررسی‌شده نیز نشان‌دهندۀ عدم نقض مدل می‌باشند.

جدول ۱۱. آزمون‌های فروض کلاسیک مدل MSIAH(2)-AR(4)

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون خودهمبستگی	CHI^۲ (۱۲)=۲۸/۵۹۸	۰/۴۵۳
آزمون نرمال بودن	CHI^۲(۲)=۴/۲۱۶۷	۰/۱۲۱۴
آزمون ناهمسانی واریانس	F(۱,۴۰)=۰/۲۵۷۹	۰/۵۷۶

منبع: نتایج تحقیق



شکل ۴. تقسیم‌بندی مشاهدات و احتمالات هموارشده مربوط به دو رژیم

برای بررسی احتمال پایداری رژیم‌ها و احتمال انتقال آن‌ها به رژیم‌های دیگر، احتمالات آن‌ها در جدول زیر آورده شده است. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، احتمال تداوم یا پایداری رژیم ۱، برابر با ۰/۹۷۶۴۴ و ثبات رژیم ۲، برابر با ۰/۸۳۸۴ می‌باشد که نشان‌دهندۀ ثبات رژیم ۱ می‌باشد.

جدول ۱۲. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۹۷۶۴۴	۰/۱۶۱۵۲
رژیم ۲	۰/۰۲۳۵۶	۰/۸۳۸۴

منبع: نتایج تحقیق

۵ جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

مقالهٔ حاضر به بررسی تأثیر نرخ تورم بر نابرابری درآمد در ایران در بازهٔ زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۵ می‌پردازد. هدف اصلی این مقاله، تجزیه‌وتحلیل ویژگی‌های اقتصادی که در داده‌ها منعکس شده است و استفاده از روش‌های تحلیل داده‌های آماری منطبق با خصوصیات داده‌هاست. این مقاله به بررسی دوره‌های رونق و رکود اقتصادی پرداخته و نشان داده است که دوران رکود نسبت به دوران رونق، پایداری بیشتری دارد. سپس با استفاده از آزمون LR ، مدل مارکف-سوئیچینگ برای بررسی رابطهٔ غیرخطی بین نرخ تورم و نابرابری درآمد به کار گرفته شده و نتایج نشان دادند که این رابطه در دورهٔ مورد بررسی تأیید شده است. همچنین، تحلیل نشان داد که نرخ تورم در دوران رونق در یک رژیم تأثیر معکوس و معنی‌دار بر نابرابری درآمد دارد، درحالی‌که در رژیم دوم، تأثیر آن مستقیم و مثبت است. علاوه بر این، مشاهدات نشان دادند که متغیرهای اقتصادی دیگر مانند حجم نقدینگی، در رژیم اول تأثیر منفی و در رژیم دوم تأثیر مستقیم و مثبت دارند. در نهایت، نتایج نشان دادند که تأثیرات غیرخطی نرخ تورم هم در دوران رکود و هم در دوران رونق در یک رژیم معنی‌دار است، درحالی‌که در رژیم دوم این تأثیرات بی‌معنی و مثبت هستند.

پیشنهادات

بر اساس یافته‌های این پژوهش که به بررسی اثرات نامتقارن نرخ تورم بر نابرابری درآمدی در ایران طی دورهٔ ۱۴۰۰-۱۳۸۵ می‌پردازد، توصیه‌های متعددی برای پرداختن به روابط مشاهده شده و پیامدهای آن بر سیاست و مدیریت اقتصادی ارائه شده است. هدف این پیشنهادها، کاهش اثرات نامطلوب تورم بر نابرابری درآمد و استفاده از جنبه‌های مثبت نوسانات اقتصادی برای ترویج رشد عادلانه است.

۱. تعدیل سیاست پولی هدفمند: با توجه به اثر معکوس و قابل توجه تورم بر نابرابری درآمد در دوران رونق اقتصادی، پیشنهاد می‌شود که تعدیل‌های سیاست پولی باید با دقت کالیبره شوند تا از فشارهای تورمی بیش از حد در دوره‌های پررونق جلوگیری شود. بانک‌های مرکزی باید نرخ‌های تورم را به دقت کنترل کنند و نرخ‌های بهره را بر این اساس تنظیم کنند تا ثبات را بدون خفه‌کردن رشد اقتصادی حفظ کنند.

۲. استراتژی‌های مدیریت نقدینگی: مشاهده این که حجم نقدینگی اثر منفی بر نابرابری درآمد در دوران رکود اقتصادی دارد، نیاز به مدیریت استراتژیک نقدینگی را نشان می‌دهد. بانک‌های مرکزی و مقامات مالی باید تدابیری را برای اطمینان از نقدینگی کافی در دوران رکود برای حمایت از فعالیت‌های اقتصادی بدون تحریک فشارهای تورمی در نظر بگیرند.

۳. سیاست‌های مالی برای حمایت از برابری درآمد: تأثیر مستقیم و مثبت حجم نقدینگی بر نابرابری درآمد در دوران رونق اقتصادی نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی می‌توانند نقش مهمی در توزیع مجدد ثروت و کاهش اختلاف درآمد ایفا کنند. اقداماتی مانند مالیات تصاعدی، هدفمندی یارانه‌ها و

شبکه‌های ایمنی اجتماعی می‌تواند به کاهش اثرات نامطلوب تورم بر گروه‌های کم درآمد کمک کند.

۴. سیاست‌های اقتصادی خاص رژیم: با توجه به تأثیرات متفاوت تورم بر نابرابری درآمد در رژیم‌های اقتصادی، برای سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که رویکردی انعطاف‌پذیر برای مدیریت اقتصادی اتخاذ کنند. سیاست‌ها باید متناسب با شرایط اقتصادی خاص - چه رکود یا رونق باشد - برای به حداکثر رساندن منافع و به حداقل رساندن اثرات نامطلوب تنظیم شوند.

۵. تحلیل و پیش‌بینی پیشرفته داده‌ها: با توجه به پیچیدگی رابطهٔ غیرخطی بین تورم و نابرابری درآمد، سرمایه‌گذاری در ابزارهای پیشرفته تحلیل داده‌ها و مدل‌های پیش‌بینی برای سیاست‌گذاران ضروری است. این شامل استفاده مداوم از رویکرد تغییر مارکوف و سایر تکنیک‌های پیچیده اقتصادسنجی برای پیش‌بینی روندهای اقتصادی و اطلاع‌رسانی درباره تصمیم‌گیری‌های سیاستی است.

۶. همکاری بین‌المللی و سیاست‌های تجاری: با توجه به ماهیت جهانی نوسانات اقتصادی و تأثیر آن بر نابرابری درآمد، همکاری‌های بین‌المللی و سیاست‌های تجاری خوب طراحی‌شده می‌تواند مؤثر باشد. تلاش‌های مشترک با شرکای تجاری می‌تواند به ثبات بازارهای جهانی و کاهش نوساناتی را که نابرابری‌های درآمدی تشدید می‌کند، کمک کند.

۷. ابتکارات توسعهٔ آموزش و مهارت: برای رسیدگی به علل ریشه‌ای نابرابری درآمد، سرمایه‌گذاری در آموزش و برنامه‌های توسعهٔ مهارت بسیار مهم است. توانمندسازی افراد با دانش و مهارت‌های لازم برای مشارکت کامل در اقتصاد می‌تواند به کاهش اثرات تورم و سایر چالش‌های اقتصادی بر توزیع درآمد کمک کند.

۸. مکانیسم‌های نظارت و ارزیابی: در نهایت، ایجاد مکانیسم‌های نظارت و ارزیابی قوی برای پیگیری اثربخشی سیاست‌های اجراشده و انجام تنظیمات به‌موقع حیاتی است. ارزیابی منظم عملکرد اقتصادی، معیارهای نابرابری درآمد، و سلامت کلی اقتصاد، سیاست‌گذاران را قادر می‌سازد تا استراتژی‌های خود را اصلاح کنند و به نتایج عادلانه‌تری دست یابند.

با اتخاذ این توصیه‌ها، سیاست‌گذاران در ایران و زمینه‌های مشابه می‌توانند پیچیدگی‌های چرخه‌های اقتصادی و تورم را با هدف ایجاد یک محیط اقتصادی باثبات‌تر و عادلانه‌تر، بهتر بررسی کنند.

تأمین مالی
نویسندگان اعلام کردند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد.

تضاد منافع
نویسندگان اعلام کردند که هیچ‌گونه تضاد منافع برای این پژوهش وجود ندارد.

مشارکت نویسندگان
نویسندگان در مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند. همهٔ نویسندگان محتوای این مقاله را تأیید کردند و در مورد تمام جنبه‌های کار توافق داشتند.

تشکر و قدردانی
نویسندگان از مسؤولین و داوران مجله تشکر می‌کنند.

منابع

Feizi, M., Beirzanvand, M., & Malekosadati, S. (2021). Effect of Unemployment, Inflation and Minimum Wage on Income Inequality in Rural Areas of Iranian Provinces. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 8(5), 30-45. https://doi.org/10.30507/JMSP.2020.102779 (In Persian)

Komijani, A., & Mohammadzadeh, F. (2014). The Effect of Inflation on Income Distribution and Performance of Compensation Policies. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22(69), 5-24. (In Persian)

Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2014). The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 13(4), 27-53. https://doi.org/20.1001.1.17356768.1392.13.4.2.0 (In Persian)

Zaroki, S.,Yousefi barfurushi, A., & Mehri Karnami, Y. (2020). The Effect of Black-Market Premium and Asymmetric Inflation and Unemployment on Income Inequality in Iran. *Journal of Applied Theories of Economics*, 7(1), 117-148. https://doi.org/10.22034/ECOJ.2020.9423 (In Persian)

Armanmehr, M. & Farahmandmanesh, A. (2018). Investigating the Effect of Inflation on Income Inequality of Urban Households in Iran Using the Atkinson Approach. *Economics and Regional Development (Knowledge and Development)*, 25 (15), 127-152 https://doi.org/10.22067/erd.v25i15.62836 (In Persian)

Golkhandan, A. (2016). Threshold Effect of Inflation on Income Inequality: Smooth Transition Regression (STR) Model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 13(25), 75-95. https://doi.org/10.22034/ECOJ.2020.9423 (In Persian)

Moradizadeh, M., Shirmehenji, M.B., & Nourahmadi, M.J. (2022). The Nonlinear Effect of Inflation on Income Inequality (Developing-Countries Study). *Stable Economy Journal*, 2(4), 29-54. https://doi.org/10.22111/SEDJ.2022.40958.1170 (In Persian)

Salehi Sarbijan, M., Raisi Ardali, G.A., & shetab bosheri, N., (2013). Studying Recessions and Booms in Iran Economy by Using Markov Switching Model. *Economic Modelling*, 7(3 (23)), 67-83. https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995514 (In Persian)

Tabatabaie, S.M.H., Rafiee, S., & Keyhani, A. (2012). Energy consumption flow and econometric models of two plum cultivars productions in Tehran province of Iran. *Energy*, 44(1), 211-216.

https://doi.org/10.1016/j.energy.2012.06.036

Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of econometrics*, 45(1-2), 39-70.

https://doi.org/10.1016/0304-4076(90)90093-9

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 357-384. https://doi.org/10.2307/1912559

Krolzig, H.M. (2013). *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis* (Vol. 454): Springer Science & Business Media.

Krolzig, H.M., & Toro, J. (2005). Classical and modern business cycle measurement: The European case. *Spanish Economic Review*, 7, 1-21. https://doi.org/10.1007/s10108-004-0088-0

Law, C-H., & Soon, S-V. (2020). The impact of inflation on income inequality: the role of institutional quality. *Applied Economics Letters*, 27(21), 1735-1738. https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1717425

Monnin, P. (2014). Inflation and income inequality in developed economies. *CEP Working Paper Series*. https://doi.org/10.2139/ssrn.2444710

Ali, S. (2014). Inflation, income inequality and economic growth in Pakistan: A cointegration analysis. *International Journal of Economic Practices and Theories*, 4(1), 33-42.

Khan, Z., & Khan, M.A. (2023). The Effect of Monetary Policy on Income Inequality: Empirical Evidence from Asian and African Developing Economies. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 12(3), 133-158. https://doi.org/10.2478/jcbtp-2023-0028