

## Investigating the asymmetric effects of inflation rate on income inequality in business cycles: Markov switching approach

Mostafa Samieenasab\*<sup>1</sup> Alireza Rezaei<sup>2</sup> Mohammad Kaveh Baghbadorani<sup>3</sup> Ali Jodatvand<sup>4</sup>

<sup>1</sup> Associate Professor, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, email: samiee@isu.ac.ir

Orchid ID: 1823-1177-0003-0000

<sup>2</sup> Master's degree, Department of Management, Azad University, Faculty of Science and Research, Tehran, Iran, email: alirezarezaei59@yahoo.com

Orchid ID: 0005-9365-4875-0009

<sup>3</sup> Master's degree, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, email: MK.Baghbadorani@isu.ac.ir

Orchid ID: 1733-6723-0009-0009

<sup>4</sup> Master's degree, Department of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran, email: ajodatvand@gmail.com

Orchid ID: 2079-0001-3543-0009

### 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. In this research, the nonlinear relationship between inflation rates and income inequality is analyzed using the Markov switching model. This model allows for the examination of 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 during the period of 1385 to 1400 (2006 to 2021) has been utilized.

The findings indicate that the relationship between inflation and income inequality is nonlinear 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 need to be adjusted according to economic conditions to manage income inequality and promote social justice effectively.

**Keywords:** Income distribution, inflation rate, Markov switching

## 1. Introduction

Until recently, development economics 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 been grappling 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 nonlinear Markov-switching method to analyze the relationship between inflation rates and income distribution in Iran, underscores the necessity of the present study. This research aims to test two hypotheses: (1) the nonlinear effects of inflation rates on income inequality and (2) the nonlinear 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 nonlinear 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 the presence of a nonlinear 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 nonlinear 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 the theoretical foundations of this article, inflation rates exhibit a nonlinear 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 actually 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 nonlinearities 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 nonlinear models, such as the Nonlinear 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, nonlinear 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**

The application of the Markov-switching approach successfully identified distinct regimes within the data, confirming the existence of a nonlinear 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**

Authors declared no conflict of interest.

### **Authors' Contribution**

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.

در حال انتشار (In Press)

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

دکتر مصطفی سمیعی نسب<sup>۱\*</sup> علیرضا رضایی<sup>۲</sup> محمد کاوه باغبادرانی<sup>۳</sup> علی جودت‌وند<sup>۴</sup>

<sup>۱</sup> دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران، ایمیل: [samiee@isu.ac.ir](mailto:samiee@isu.ac.ir)

شناسه ارکید: 0000-0003-1177-1823

<sup>۲</sup> کارشناسی ارشد، گروه مدیریت، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران، ایمیل: [alirezarezaei59@yahoo.com](mailto:alirezarezaei59@yahoo.com)

شناسه ارکید: 0009-0005-9365-4875

<sup>۳</sup> کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران، ایمیل: [MK.Baghdorani@isu.ac.ir](mailto:MK.Baghdorani@isu.ac.ir)

شناسه ارکید: 0009-0000-6723-1733

<sup>۴</sup> کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه امام صادق علیه‌السلام، تهران، ایران، ایمیل: [ajodatvand@gmail.com](mailto:ajodatvand@gmail.com)

شناسه ارکید: 0009-0001-3543-2079

## چکیده

نابرابری درآمد یکی از مسائل عمده‌ای است که کشورهای در حال توسعه 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 رابطه 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 بر توزیع درآمد را به‌طور دقیق بررسی کنند. در این راستا، داده‌های فصلی مربوط به اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه 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، چرا که 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.

**کلیدواژه‌ها:** توزیع درآمد، نرخ تورم، مارکف سوئیچینگ

طبقه‌بندی JEL: E31, D63

## ۱. مقدمه

تا همین اواخر، اقتصاددانان توسعه، به جای 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 به حساب 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 سربیزن و همکاران، ۱۳۹۲). با این حال، وضعیت توزیع درآمد در جوامع مختلف تنها از لحاظ اقتصادی اهمیت ندارد، بلکه در ابعاد سیاسی و اجتماعی نیز حائز اهمیت است.

از این‌رو، 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 دهه اخیر در ایران مورد توجه خاصی قرار گرفته است. ایران کشوری در حال توسعه 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 مسئله، مطالعات داخلی اندکی به رابطه بین این دو متغیر پرداخته‌اند که بسیاری از این مطالعات نیز رابطه 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 رابطه غیرخطی نرخ تورم و نابرابری درآمد در اقتصاد ایران پرداخته شده است. به‌هرحال، مطالعات زیادی در زمینه رابطه بین دو متغیر نرخ تورم و توزیع درآمد وجود دارد، اما در ایران در مورد رابطه 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 مطالعه 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 دوره زمانی ۴:۱۴۰۰-۱:۱۳۸۵ و با وارد کردن متغیرهای تأثیرگذار دیگر همچون شاخص باز بودن اقتصاد، نرخ بیکاری و تولید ناخالص داخلی پرداخته شود.

مدل مارکف- سوئیچینگ استفاده شده 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 رابطه غیرخطی میان نرخ تورم و نابرابری درآمد در ادوار تجاری (رونق و رکود) بیان می‌شود. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

## ۲. ادبیات موضوع

### ۲-۱. مبانی نظری

بعضی از اقتصاددانان معتقدند که تورم ملایم در نظام اقتصادی، می‌تواند تاثیر 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 کم درآمد از امکانات مالی بیشتری برای دریافت تسهیلات، برخوردار باشند. نکته دیگر این است که براساس مدل فیلیپس، رابطه معکوس بین تورم و بیکاری وجود دارد. با افزایش تورم، نرخ بیکاری کاهش می‌آید و هر چقدر نظام شغلی فعالیت‌کننده کوچک شود، فقری و نابرابری جامعه کاسته خواهد شد. علاوه بر این، با افزایش تقاضای شغل و کاستن بیکاری، شروط زنده‌ی جامعه بهبود یافته و درآمدها رو به رشدی خواهید گذاخت و همچنین فقری 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 رابطه 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. در واقع این امر، منابع را از افراد با دستمزد ثابت و بدون تغییر به افراد دارای سرمایه منتقل می‌کند. در نتیجه 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 به نوعی پس‌انداز اجباری متعلق به دولت تلقی می‌شود. در واقع، 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.

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

چی هونگ و وون سون<sup>۱</sup> (۲۰۲۰) به تأثیرات تورم و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد طی بازه 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<sup>۲</sup> (۲۰۲۳) اثرات سیاست‌های پولی بر نابرابری درآمد را در اقتصادهای در حال توسعه آسیایی و آفریقایی با رویکردهای (ARDL) و حداقل مربعات کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) طی بازه 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<sup>۳</sup> (۲۰۱۴) رابطه توزیع درآمد و تورم را در ده کشور OECD در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ بررسی می‌کند. البته در این پژوهش علاوه بر نرخ تورم، به بررسی رابطه ۷ متغیر کلان اقتصادی دیگر چون سطح توسعه اقتصادی، چرخه‌های تجاری، بیکاری، اتحادیه سازی، باز بودن تجارت بین‌المللی و تغییرات فن‌آوری مبتنی بر مهارت با رویکرد پانل می‌پردازد. یافته‌ها نشان می‌دهند دهنده یک رابطه U شکل معکوس مابین تورم در بازی زمانی بلند مدت و عدم تناسب درآمد است. به طوری که 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.

<sup>1</sup> Law, Chee-Hong & Soon. siew-voon

<sup>2</sup> Zulfiqar Khan & Muhammad Azam Khan

<sup>3</sup> Plerre. Monnin



علی شرافت<sup>۱</sup> (۲۰۱۴) به بررسی تورم، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در پاکستان با داده‌های سالانه طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۲ 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 را تأیید کرده است.

مرادی زاده و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال توسعه با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که یک رابطه غیرخطی U شکل میان تورم کل و نابرابری درآمد وجود دارد، به این صورت که با شروع از تورم صفر، نابرابری درآمد حداکثر تا آستانه تورم کل کاهش می‌یابد و بعد از رسیدن به آستانه 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 مطالعه‌ی خود به بررسی تأثیر بیکاری، تورم و حداقل دستمزد بر نابرابری درآمد در مناطق روستایی استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۵ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد که در دوره 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. در حالی که بیکاری رابطه 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 ۱۳۵۷-۱۳۹۶ و با رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر خطی و غیر خطی 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 اندازه 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. از این رو، اثر نامتقارن تورم بر نابرابری مشهود است. پس آمد بعدی آن است که اثرپذیری مطلوب نابرابری درآمد ناشی از کاهش نرخ بیکاری بالاتر از اثرپذیری مطلوب آن از کاهش تورم است.

---

<sup>1</sup> Ali Sharafat

آرمان مهر و فرهنگدانش (۱۳۹۶) تأثیر تورم بر نابرابری درآمدی خانوارهای شهری ایران با رهیافت اتکینسون در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۲ 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 (بطور تقریبی ۴۹ درصد).

گلخندان (۱۳۹۵) تأثیر آستانه‌ای تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران را با استفاده از داده‌های سالیانه طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۴۸ با رویکرد انتقال ملایم (STR) را بررسی کرده‌است. 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  $14/68$  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، فرضیه اثر U شکل معکوس تورم بر نابرابری درآمد در اقتصاد ایران نمی‌تواند رد شود.

کميجانی و محمد زاده (۱۳۹۳) به بررسی تأثیر تورم بر توزیع درآمد و اثربخشی سیاست‌های جبرانی با به کارگیری روش حداقل مربعات (OLS) به مدل سازی عوامل مؤثر بر بیستک‌ها با روش رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب (SUR) پرداختند. نتایج این مطالعه بر آن است که افزایش نرخ تورم، نرخ بیکاری، یارانه 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.

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

## ۳. متدولوژی اقتصادسنجی

### ۳-۱. رویکرد مارکف سوئیچینگ

طی دو دهه 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 نحوه تنظیم متغیر در اطراف آستانه طبقه‌بندی می‌شوند. برخی از مدل‌های خود رگرسیونی آستانه‌ای (TAR)<sup>۱</sup> به‌آرامی از یک رژیم به رژیم دیگر انتقال

<sup>1</sup> Threshold Autoregressive Model

می‌یابند، مانند مدل‌های آستانه‌ای ملایم (STAR)<sup>۱</sup> و برخی به سرعت انتقال می‌یابند مانند مدل‌های مارکوف - سوئیچینگ<sup>۲</sup> (MS)<sup>۳</sup>.

در مدل انتقال مارکف که توسط همیلتون معرفی شده است، انتقال رژیم به صورت برون‌زا فرض می‌شود. مدل‌های مارکف سوئیچینگ نیز با مدل‌های تغییر ساختاری متفاوت هستند. در مدل مارکف، تغییرات در هر نقطه از زمان و به هر تعداد مجاز است؛ در حالی که در مورد مدل‌های تغییر ساختاری، تغییرات را می‌توان در زمان‌های خاص و به صورت برون‌زا اعمال کرد. بنابراین، مدل مارکوف سوئیچینگ 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 مرتبه اول طی دوره  $(t = 1, 2, \dots, T_1)$  به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = c_1 \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t(t) \quad (1-3)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

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 دوره  $(t = T_1 + 1, T_2 + 1, \dots, T)$  به این شکل تعریف خواهد شد:

$$y_t = c_2 \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2-3)$$

پس معادله کلی را به شکل زیر می‌توانیم بیان کنیم:

$$y_t = c_{st} + \rho_{st} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2-3)$$

همچنین،  $s_t$  مقادیر ۱ و ۲ را در بر می‌گیرد که به ترتیب نشان دهنده تغییرات پیش و پس از  $y_t$  است. به عبارت دیگر، دوره قبل از جهش  $t < T_1$  با  $s_t = 1$  و دوره 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

<sup>1</sup> Smooth Threshold Autoregressive Model

<sup>2</sup> Markov Switching

<sup>3</sup> Hamilton, 1990 & Krolzig, 1991

فرآیند ایجاد داده‌ها<sup>۱</sup>، 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 می‌گیرد (فلاحی و رودریگز، ۲۰۰۷).

این متغیر وضعیت از زنجیره مرتبه اول مارکف تبعیت میکند. به عبارت دیگر مقدار متغیر وضعیت در دوره  $t$  تنها به مقدار آن در دوره  $t - 1$  بستگی دارد. می‌توانیم مدل‌های انتقال برای متغیر را به شکل زیر بررسی کنیم:

$$y_t = \begin{cases} c_1 \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 1 \\ c_2 \rho_2 y_{t-1} + \varepsilon_t, & s_t = 2 \end{cases} \quad (4-3)$$

وقتی  $s_t$  مقدار ۱ را برای دوره  $(t = 1, 2, \dots, T)$  و مقدار ۲ را برای دوره  $(t = T_1 + 1, T_2 + 1, \dots, T)$  اخذ کند؛ این مدل، مدلی است که در طول زمان دچار تغییر ساختاری می‌شود. اگر  $s_t$ ، یک متغیر مستقل تصادفی برنولی<sup>۲</sup> باشد، این مدل نشان دهنده یک مدل انتقال تصادفی<sup>۳</sup> کوانت (۱۹۷۲) می‌باشد. بدین صورت که اگر  $s_t$  به عنوان متغیر شاخص<sup>۴</sup> 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:

$$y_t = \sum_{i=1}^m \left[ \sum_{j=1}^p (\alpha_{ij} y_{t-j}) + u_{it} \right] l_i(s_{t=i}) \quad (5-3)$$

$$l_i(s_{t=i}) = \begin{cases} s_t = i \rightarrow 1 \\ s_t \neq i \rightarrow 0 \end{cases}$$

در مدل مارکف سوئیچینگ، ویژگی‌های  $y_t$  بطور همزمان توسط ویژگی  $\varepsilon_t$  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. زنجیره مرتبه اول مارکف، این احتمالات را بیان می‌دارد:

$$\Pr[s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots] = \Pr[s_t = j | s_{t-1} = i] = p_{ij} \quad (6-3)$$

انتقال بین وضعیت‌ها یا رژیم‌ها را می‌توان با یک ماتریس احتمال انتقال<sup>۵</sup> نمایش داد. این ماتریس در یک مدل ساده تنها با دو رژیم، به صورت زیر مشخص می‌شود:

<sup>1</sup> Data Generating Process  
<sup>2</sup> Independent Bernoulli Random Variables  
<sup>3</sup> Random Switching Model  
<sup>4</sup> Indicator Variable  
<sup>5</sup> Transition Probability Matrix

$$y_t = \frac{\Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] \quad \Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 2]}{\Pr[s_t = 2 | s_{t-1} = 1] \quad \Pr[s_t = 2 | s_{t-1} = 2]} = \frac{p_{11} \quad p_{12}}{p_{21} \quad p_{22}} \quad (7-3)$$

که در آن،  $p_{ij}(i, j = 1, 2)$  نشان دهنده احتمالات انتقال  $s_t = i$  را است، به طوری که  $s_{t-1} = i$  و  $p_{i1} + p_{i2} = 1$  است. همان طور که قبلاً گفته شد،  $y_t$  مستقیماً قابل مشاهده است (بر خلاف متغیر وضعیت) و مقدار آن را فقط می توان بر اساس مقدار تحقق یافته ها استخراج شود که می تواند به صورت  $\xi_{it} = \Pr[s_t = 1 | \Omega_t, \vartheta]$  تعریف شود که در آن  $i = 1, 2$  و  $\Omega_t$  مجموعه اطلاعات (مجموعه مشاهدات در دسترس) را در طول دوره  $t$  و  $\vartheta$  تخمین بردار پارامترها را نشان می دهند. برای استنتاج  $\xi_{it}$  باید برای دوره  $(t = 1, 2, \dots, T_1)$  یک روش تکراری استفاده شود. زمانی که مقدار احتمال قبلی  $\xi_{it-1} = \Pr[s_t = 1 | \Omega_{t-1}, \vartheta]$  به عنوان داده، مورد استفاده در مدل است، برای این منظور، تابع چگالی احتمال در وضعیت های مختلفی مورد نیاز است که به صورت زیر بررسی می گردد:

$$\eta_{it} = f(y_t | s_t = 1 | \Omega_{t-1}, \vartheta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - c_1 - \rho y_{t-1})^2}{2\sigma^2}\right] \quad (8-3)$$

و بنابراین داریم:

$$\xi_{it} = \frac{\sum_{j=1}^2 p_{ij} \xi_{it-1} \eta_{it}}{f(y_t | s_t = 1 | \Omega_{t-1}, \vartheta)} \quad (9-3)$$

می توان با استفاده از این نتایج، لگاریتم احتمال شرطی<sup>۲</sup> داده های مشاهده شده برای مقدار داده شده را محاسبه کرد:

$$\log f(y_1, y_2, \dots, y_T | y_0, \vartheta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | s_t = 1 | \Omega_{t-1}, \vartheta) \quad (10-3)$$

پس از ارزیابی ضرایب مدل و محاسبه ماتریس انتقال، بر اساس اطلاعات کل نمونه، می توان احتمال وضعیت را در هر دوره محاسبه نمود که به آنها احتمالات هموار شده گفته می شود. همینطور می توان با استفاده از مشاهدات  $1$  تا  $t$  (نقطه مورد مطالعه) که به آن ها احتمالات فیلتر شده گفته می شود، احتمال وضعیت را در هر دوره زمانی محاسبه کرد.

<sup>1</sup> Inference

<sup>2</sup> Conditional Log Likelihood

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. آنچه که بیشتر در مطالعات اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرد، چهار نوع است که شامل مدل‌های مارکف سوئیچینگ در میانگین<sup>۱</sup> (MSM)، مدل‌های مارکف در عرض از مبدأ<sup>۲</sup> (MSI)، مدل‌های ضرایب جملات<sup>۳</sup> (MSA) و مدل‌های ناهمسانی واریانس<sup>۴</sup> (MSH) و یا ترکیبی از آن‌ها می‌باشند (فلاحی و رودریگز، ۲۰۰۷). در جدول زیر حالت‌های مختلف مدل‌های MS مقایسه شده‌اند.

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

توضیحات		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	C متغیر	C ثابت
α <sub>i</sub> ثابت	واریانس ثابت	MSM-AR	AR خطی	MSI	AR خطی
	واریانس متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
α <sub>i</sub> متغیر	واریانس ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	واریانس متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

منبع: کرالزیگ<sup>۵</sup>، ۱۹۹۷، ص ۱۴.

از آنجایی که برخی از پارامترهای اقتصادی بر اساس تئوری‌های موجود و مشاهدات تجربی، ماهیت غیرخطی (non linear) دارند، می‌توان استنتاج کرد، این متغیرها را به صورت غیرخطی با به کارگیری از مدل‌های فهرست شده در جدول ۱ مدل‌سازی نمود. در نهایت باید بیان کرد که ارزیابی مدل مارکف سوئیچینگ با روش‌هایی همچون تخمین حداکثر درست‌نمایی<sup>۶</sup>، ماکزیمم حداکثر انتظار<sup>۷</sup> و روش نمونه‌گیری گیبس<sup>۸</sup> برآورد می‌گردد.

## ۲-۳. 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.

<sup>1</sup> Markov Switching Mean

<sup>2</sup> Markov Switching Intercept Term

<sup>3</sup> Markov Switching Autoregressive Parameters

<sup>4</sup> Markov Switching Heteroskedasticity

<sup>5</sup> Krolzig, 1997, p14

<sup>6</sup> Maximum likelihood Estimation (MLE)

<sup>7</sup> Expectation Maximization (EM)

<sup>8</sup> Gibbs Sampling Approach

## ۱- آزمون رابطه غیر خطی

از آزمون LR با آماره  $\chi^2(q)$  برای بررسی رابطه غیر خطی بین متغیرها استفاده می شود. فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده عدم وجود رابطه غیر خطی می باشد.

## ۲- تعیین رژیم‌ها

تعداد رژیم‌های مناسب برای مدل MS باید مشخص شود. از آنجا که فرض صفر محتوی پارامترهای مزاحم (احتمالات انتقال) است، آزمون LR توزیع نرمال نخواهد داشت و نمی‌توان از آن برای تعیین تعداد بهینه 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 مسئله، 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 آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعات هنان کوئین، شوارتز و آکائیک نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد.

## ۳- تعیین وقفه های بهینه

با بهره گیری 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 در نهایت از بین مدل‌های مختلف، مدلی که آماره آکائیک آن حداقل باشد، به‌عنوان بهینه ترین مدل گزینش می‌شود.

## ۴- مقایسه انواع مدل‌های انتخاب شده

هر یک از مدل‌های تخمین زده شده مرحله سوم با یک سری آزمون تشخیصی از جمله مدل تخمین زده شده، مقدار تابع درست‌نمایی، مقدار میانگین و یا عرض از مبدأ تخمینی در رژیم‌های مختلف اقتصادی، معناداری ضرایب و رابطه بین احتمالات تغییر رژیم مورد سنجش قرار می‌گیرند.

## ۴. تخمین مدل و تحلیل نتایج

### ۴-۱. معرفی مدل و متغیرها

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

$$GINI_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_t + \alpha_2 UR_t + \alpha_3 M2_t + \varepsilon_t \quad (1-4)$$

$GINI_t$ : 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.

#### ۲-۴. 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.

#### ۳-۴. آزمون LR جهت تعیین وجود رابطه غیرخطی داده‌های متغیر رشد GDP

برای بررسی رابطه 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 فرضیه 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 درست نمایی برای آزمون غیرخطی بودن داده‌ها

آماره	ارزش احتمال
Chi <sup>2</sup> (7)	۱۴/۲۶۸(۰/۰۴۶۶)

منبع: نتایج محقق

نتایج آزمون نسبت درست نمایی نشان می‌دهد فرضیه برابری میانگین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی قابل رد است. پس رابطه 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.

به منظور 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. بطور 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 سوئچینگ

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

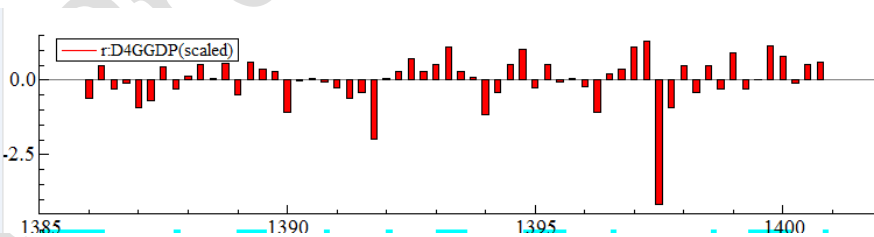
نتایج تخمین مدل MSIA(2)-AR(4) در جدول زیر آورده شده است.

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			

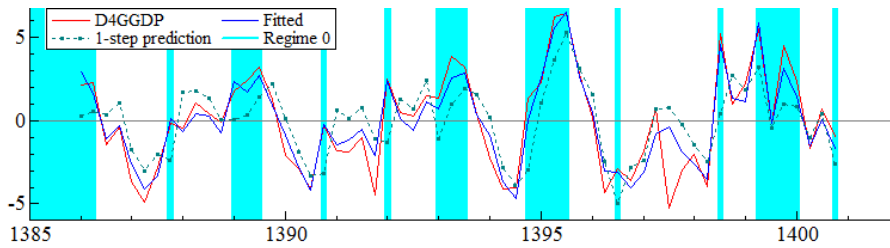
منبع: نتایج تحقیق

با توجه به اینکه D4GGDP نشان دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است، بنابراین رژیم صفر با ضریب ۲/۲۴۴۴۵ نشانگر دوران رونق و رژیم اول با ۱/۳۴۷۱۲- نشانگر دوران رکود می‌باشد. شکل زیر جملات اخلاص مدل برآورد شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱: جملات اخلاص مدل MSIA(2)-AR(4)

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



شکل ۲: وضعیت مقدار واقعی و تخمین زده شده

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

جدول ۶. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

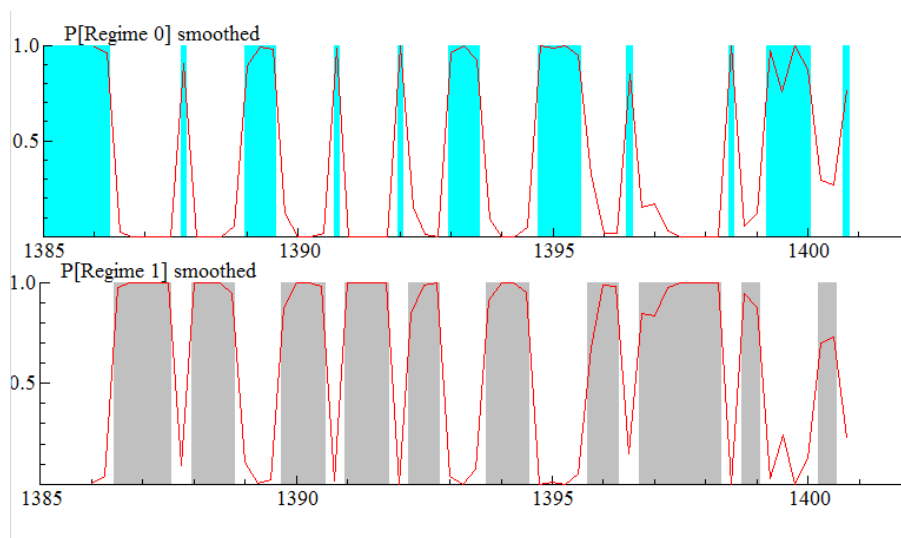
	رونق	رکود
رونق	۰/۵۵۵۹۸	۰/۲۷۲۰۰
رکود	۰/۴۴۴۰۲	۰/۷۲۸۰۰
طول دوره	۲۲ فصل	۳۸ فصل

منبع: نتایج محقق

با توجه به این که در جدول ایضا مشخص شده است، احتمال ثبات دوران رونق تقریباً ۵۳ و همچنین احتمال انتقال از دوره 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، نشان دهنده 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

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



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

بررسی آزمون‌های فروض کلاسیک نشان‌دهنده معنی دار بودن تخمین‌های مدل می‌باشد.

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

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون خودهمبستگی	$CHI^2(12)=1/4485$	۰/۹۹۹
آزمون نرمال بودن	$CHI^2(2)=28/126$	۰/۱۰۰۰
آزمون ناهمسانی واریانس	$F(1,45)=0/2579$	۰/۶۱۴۰

منبع: نتایج محقق

#### ۴-۶. تعیین مدل بهینه مارکف سوئیچینگ برای بررسی تأثیر نرخ تورم بر نابرابری درآمد در ادوار تجاری

مشابه بخش قبلی، ابتدا رابطه 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<sup>۱</sup> 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.

<sup>۱</sup> 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.

جدول ۹. نتایج آزمون LR

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

منبع: نتایج تحقیق

نتیجه آزمون فوق، نشان دهنده غیرخطی بودن رابطه 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 <sub>0</sub>	۰/۰۳۰۵۸۶	۰/۰۰۸۹۰۳	۳/۴۴	۰/۰۰۱
Constant <sub>1</sub>	-۰/۰۲۷۹۸۴	۰/۰۴۴۴۶	-۰/۶۲۹	۰/۱۰۵۳
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)	-۰/۰۹۲۰۵۶۱	۰/۰۲۷۱۸	-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			

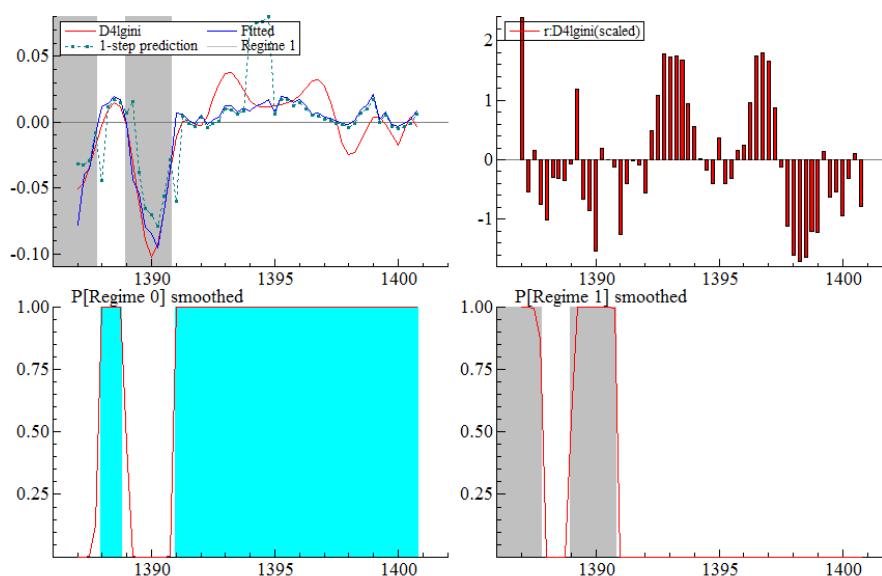
منبع: نتایج تحقیق

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 می دهد مشاهدات رژیم اول، دارای 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 ۰/۰۹۲۰۵۶۱ است که نشان دهنده 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 نشان دهنده تأثیر مستقیم و مثبت آن در هر دو رژیم است. این ضرایب نشان دهنده این مسئله است که تأثیرات غیرخطی نرخ تورم هم در دوران رکود و هم در رونق در رژیم اول معنی دار است، حال اینکه این تأثیرات در رژیم دوم مثبت هستند. آزمون فروض بررسی شده نیز نشان دهنده عدم نقض مدل می باشند.

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

نوع آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آزمون خودهمبستگی	$CHI^2(12)=28/598$	۰/۴۵۳
آزمون نرمال بودن	$CHI^2(2)=4/2167$	۰/۱۲۱۴
آزمون ناهمسانی واریانس	$F(1,40)=0/2579$	۰/۵۷۶

منبع: نتایج تحقیق



شکل ۴: تقسیم‌بندی مشاهدات و احتمالات هموار شده 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 به دست آمده، احتمال تداوم یا پایداری رژیم ۱، برابر با ۰/۹۷۶۴۴ و ثبات رژیم ۲، برابر با ۰/۸۳۸۴ می باشد که نشان دهنده ثبات رژیم ۱ می باشد.

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

مقاله حاضر به بررسی تأثیر نرخ تورم بر نابرابری درآمد در ایران در بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۵ می‌پردازد. هدف اصلی این مقاله، تجزیه و تحلیل 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 رابطه غیرخطی بین نرخ تورم و نابرابری درآمد به کار گرفته شده و نتایج نشان دادند که این رابطه در دوره 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، در حالی که 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، در حالی که در رژیم دوم این تأثیرات بی‌معنی و مثبت هستند.

## ۶. پیشنهادات

بر اساس یافته‌های این پژوهش که به بررسی اثرات نامتقارن نرخ تورم بر نابرابری درآمدی در ایران طی دوره 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 پرو رونق 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 خفه کردن 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 می‌تواند نقش مهمی در توزیع مجدد ثروت و کاهش اختلاف درآمد ایفا

کند. اقداماتی مانند مالیات تصاعدی، هدفمندی یارانه ها و شبکه های ایمنی اجتماعی می تواند به کاهش اثرات نامطلوب تورم بر گروه های کم درآمد کمک کند.

۴. سیاست های اقتصادی خاص رژیم: با توجه به تأثیرات متفاوت تورم بر نابرابری درآمد در رژیم های اقتصادی، برای سیاست گذاران توصیه می شود که رویکردی انعطاف پذیر برای مدیریت اقتصادی اتخاذ کنند. سیاست ها 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 پیش بینی پیشرفته داده ها: با توجه به پیچیدگی رابطه غیرخطی بین تورم و نابرابری درآمد، سرمایه گذاری در ابزارهای پیشرفته تحلیل داده ها و مدل های پیش بینی برای سیاست گذاران ضروری است. این شامل استفاده مداوم از رویکرد تغییر مارکوف و سایر تکنیک های پیچیده اقتصادسنجی برای پیش بینی روندهای اقتصادی و اطلاع رسانی درباره تصمیم گیری های سیاستی است.

۶. همکاری بین المللی و سیاست های تجاری: با توجه به ماهیت جهانی نوسانات اقتصادی و تأثیر آن بر نابرابری درآمد، همکاری های بین المللی و سیاست های تجاری خوب طراحی شده می تواند مؤثر باشد. تلاش های مشترک با شرکای تجاری می تواند به ثبات بازارهای جهانی و کاهش نوساناتی که نابرابری های درآمدی را تشدید می کند، کمک کند.

۷. ابتکارات توسعه آموزش و مهارت: برای رسیدگی به علل ریشه ای نابرابری درآمد، سرمایه گذاری در آموزش و برنامه های توسعه مهارت بسیار مهم است. توانمندسازی افراد با دانش و مهارت های لازم برای مشارکت کامل در اقتصاد می تواند به کاهش اثرات تورم و سایر چالش های اقتصادی بر توزیع درآمد کمک کند.

۸. مکانیسم های نظارت و ارزیابی: در نهایت، ایجاد مکانیسم های نظارت و ارزیابی قوی برای پیگیری اثربخشی سیاست های اجرا شده و انجام تنظیمات به موقع حیاتی است. ارزیابی منظم عملکرد اقتصادی، معیارهای نابرابری درآمد، و سلامت کلی اقتصاد، سیاست گذاران را قادر می سازد تا استراتژی های خود را اصلاح کنند و به نتایج عادلانه تری دست یابند.

با اتخاذ این توصیه ها، سیاست گذاران در ایران و زمینه های مشابه می توانند پیچیدگی های چرخه های اقتصادی و تورم را با هدف ایجاد یک محیط اقتصادی با ثبات تر و عادلانه تر، بهتر بررسی کنند.

## تامین 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 مفهوم سازی و نگارش مقاله مشارکت داشتند. همه نویسندگان محتوای ای مقاله را

تایید کردند و در مورد تمام جنبه های کار توافق داشتند.

**تشکر و قدردانی:** نویسندگان از مسئولین و داوران مجله تشکر می کنند.

## 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)

Moradzadeh, 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](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>