Research Paper

Income Inequality and Economic Growth in Iran: Evidence of Heterogeneous Causal Effects

Jalal Montazeri Shoorekchali [1*], Mehdi Zahed Gharavi[2]

[1] Assistant Professor, Department of Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran. J.montazeri@ihcs.ac.ir
[2] Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran. M.zahedgharavi@abru.ac.ir

10.22080/mrl.2026.31068.2227

Received:
January 14, 2026
Accepted:
May 21, 2026
Available online:
May 21, 2026

Keywords:
Income inequality, Economic growth, Markov-switching causality, Iran
JEL Classification:
D63, C22, O47.

Abstract

The relationship between income inequality and economic growth is one of the most controversial issues in the macroeconomic literature, and existing theoretical and empirical evidence provides mixed results regarding the direction and nature of this relationship. Within this framework, the present study employs the Markov-switching Granger causality test to examine the causal relationship between income inequality (measured by the Gini coefficient) and economic growth in Iran over the period 1969–2023. The results indicate that the Iranian economy has experienced two distinct structural regimes during this period, coinciding with a deep structural break associated with the early years of the Islamic Revolution and the war period. The main finding of the study is the existence of a unidirectional and negative causal relationship running from income inequality to economic growth in both regimes, such that increases in inequality significantly weaken economic growth, while no evidence is found in support of reverse causality from growth to inequality. Moreover, the magnitude of the growth-dampening effect of inequality is estimated to be stronger in the regime characterized by a lower average level of inequality (the post-revolution and post-war period). This finding points to the persistence and even intensification of institutional inefficiencies - such as rent-seeking allocation of resources, weak financial inclusion, and deficiencies in the redistribution system - even under relatively more stable macroeconomic conditions. Accordingly, reducing income inequality in Iran should be viewed not as a secondary distributive objective, but as an institutional prerequisite for designing effective and sustainable growth policies.

[*]**Corresponding Author:** Jalal Montazeri Shoorekchali
Address: Assistant Professor, Department of Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran. **Email:** J.montazeri@ihcs.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

Although high economic growth is a key indicator of welfare in developing countries, it does not necessarily improve income distribution. Income inequality, as a fundamental challenge of the contemporary economy, has once again attracted scholarly attention with its global rise at the end of the twentieth century (Amri, 2018; Artal-Tur et al., 2025). This phenomenon, through the misallocation of scarce resources, the weakening of institutions, increasing dependency ratios, and the fueling of socio-political unrest, not only diminishes societal welfare but also undermines investment and ultimately economic growth by increasing uncertainty and threatening property rights (Bouincha and Karim, 2018; Mdingi and Ho, 2021). Despite such consequences, the central question of "does economic growth reduce or increase income inequality?" remains unanswered and is the subject of extensive theoretical debate; it is unclear whether a "virtuous cycle" (a mutual reduction in inequality and increase in growth) or a "trade-off" relationship (lowering inequality at the cost of lower growth) exists between the two variables (De Dominicis et al., 2008; Amri, 2018).

In such an ambiguous landscape, it is essential to examine the inequality–growth relationship on a case-by-case basis, tailored to the structural characteristics of each country. This necessity is doubly pressing for the Iranian economy because repeated political, institutional, and economic shocks (revolution, war, severe oil fluctuations, and sanctions) have rendered the behaviour of macroeconomic variables unstable and non-linear. As Hamilton (1994) emphasises, factors such as crises and institutional changes can induce regime shifts in the behaviour of variables, and ignoring this feature in conventional linear models leads to biased estimates and misleading inferences about causal relationships (Deschamps, 2008). Accordingly, the present study employs the Granger causality approach within a Markov-Switching (MS) framework to investigate the causal relationship between income inequality and economic growth in Iran over the period 1969–2023.

2. Method

In this study, due to the inherent instability of the Iranian economy (arising from revolution, war, sanctions, and frequent policy changes), which has led to the formation of different behavioral regimes, the Markov-switching vector autoregression (MS-VAR) model and the Granger causality test within a Markov-switching framework (MS-Granger causality) are employed. The data consist of time series of the Gini coefficient and the GDP growth rate at constant 2004 prices, collected from the Central Bank's time series database and reports.

The general form of the model is specified as an MS-VAR(p), where, depending on the hidden regime s_t, simultaneous changes in the intercept (MSI), autoregressive coefficients (MSA), and the variance–covariance of the error terms (MSH) are possible. However, which of these components are allowed to vary in the final model is determined by comparing information criteria values (AIC and BIC); the optimal model may be a simpler specification such as MSI, MSIA, or MSIH. Regime transitions are governed by the Markov probability matrix. After estimating the optimal model, the direction of causality in each regime is examined using the MS-VAR specific Granger causality test, whereby the null hypothesis of "no causality from inequality to growth in regime m" is tested as the joint nullity of the lagged coefficients of the inequality variable ($\gamma_i(m) = 0$) in the growth equation.

3. Results and Discussion

In the first step, to examine the stationarity of the variables, the Augmented Dickey–Fuller unit root test with structural break is employed. According to the obtained findings, the null hypothesis of a unit root is rejected for all variables at the 99% confidence level. Hence, it can be concluded that the variables used possess the necessary stationarity, and using their level values in estimating the MS-VAR model within the framework of this research is econometrically justified.

In the next step, determining the optimal number of regimes and the parametric structure of the Markov-switching model is necessary. Accordingly, various Markov-switching models with

different structures (MSI, MSA, MSIH, MSAH, and MSIAH) were estimated in the form of two and three regimes and compared based on the Schwarz (SC) and Akaike (AIC) information criteria. Ultimately, the MSA(2)-VAR(1) model was selected as the superior specification. Subsequently, within the framework of the optimal MSA(2)-VAR(1) model, the causal relationship between inequality (I) and economic growth (G) was analyzed using the Granger causality approach in each regime, with the findings of this evaluation presented in Table 1.

Table 1. Results of the Granger Causality Test within the MSA(2)-VAR(1) Model

Direction of Causality	Chi^2 Statistic (p-value)	
	Regime 0	Regime 1
From inequality (I) to economic growth (G)	13.25 (0.00)	23.56 (0.00)
From economic growth (G) to inequality (I)	0.33 (0.56)	1.35 (0.24)

Source: Research finding

4. Conclusion

In this study, the empirical findings reveal that the Iranian economy has operated under two structurally distinct regimes: Regime 0, which mainly covers the turbulent periods before and early after the Revolution, is characterized by high income inequality (Gini coefficient of 46.3) and relatively high economic growth of 7.47 percent, whereas Regime 1, i.e., the period following the stabilization of the new economic structure, has experienced lower income inequality (39.93) but much lower and more stable economic growth (1.81 percent). This sharp gap attests to a deep institutional structural break in the 1980s and a shift in the economy's dynamic mechanisms. At the causal level, the Markov-switching Granger causality test shows that in neither regime has economic growth significantly influenced income inequality; however, a unidirectional and negative causal relationship runs from income inequality to economic growth in both regimes, such that an increase in inequality in the previous period reduces economic growth in the current period. Notably, the intensity of this dampening effect is estimated to be even stronger in Regime 1 (with lower average inequality) than in Regime 0, a paradoxical result that points to the persistence and intensification of inefficient institutional mechanisms, such as rent-based resource allocation and weak inclusive financial markets, which turn even seemingly moderated levels of inequality into a serious obstacle to economic growth.

Therefore, based on the findings, policies in Iran should be regime-aware and flexible, avoiding one-size-fits-all prescriptions. The focus must shift from stimulating growth to redistributing opportunities and assets, as reducing inequality is a prerequisite for escaping stagflation. Strategic investment in education, health, and skills training for lower-income deciles is essential to narrow the productivity gap and prevent intergenerational poverty. Finally, establishing a "Fair Redistribution Reserve Account" to channel surplus oil revenues into targeted employment facilities and micro-investments in deprived regions would prevent exchange rate windfalls from worsening inequality.

Funding

There is no funding support.

Conflict of Interest Authors

The authors declare no conflict of interest.

Disclosure of AI Use

The author(s) declare that no artificial intelligence (AI) tools were used in the writing, analysis, or preparation of this manuscript.

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.

Acknowledgments

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

علمی

نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران: شواهدی از اثرات علّی ناهمگن

جلال منتظری شورکچالی [۱*]، مهدی زاهد غروی [۲]

[۱] استادیار گروه اقتصاد، پژوهشکده اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران. ایمیل: J.montazeri@ihcs.ac.ir
[۲] دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت‌الله بروجردی، بروجرد، لرستان، ایران. ایمیل: M.zahedgharavi@abru.ac.ir

10.22080/mrl.2026.31068.2227

تاریخ دریافت:
۲۴ دی ۱۴۰۴
تاریخ پذیرش:
۳۱ اردیبهشت ۱۴۰۵
تاریخ انتشار:
۳۱ اردیبهشت ۱۴۰۵

کلیدواژه ها:
نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی، علیّت مارکوف سوئیچینگ، ایران
طبقه‌بندی:
D63 ،C22 ،O47..

چکیده

رابطه میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی از مباحث مناقشه‌برانگیز ادبیات اقتصاد کلان است و شواهد نظری و تجربی، نتایج متفاوتی درباره جهت و ماهیت این رابطه ارائه می‌دهند. در این چارچوب، مطالعه حاضر با استفاده از آزمون علیت گرنجر مارکوف‌سوئیچینگ، رابطه علّی میان نابرابری درآمدی (ضریب جینی) و رشد اقتصادی ایران را طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۴۸ بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد اقتصاد ایران در این دوره از دو رژیم ساختاری متمایز عبور کرده است که با یک شکست ساختاری عمیق در اوایل انقلاب اسلامی و دوره جنگ هم‌زمان بوده‌اند. یافته اصلی پژوهش، وجود رابطه علّی یک‌طرفه و منفی از نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی در هر دو رژیم است؛ به‌گونه‌ای که افزایش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی را به‌طور معناداری تضعیف کرده است، در حالی‌که شواهدی از علیت معکوس مشاهده نمی‌شود. همچنین شدت اثر بازدارنده نابرابری درآمدی در رژیمی که در آن میانگین نابرابری درآمدی پایین‌تر است (دوره پس از انقلاب و جنگ قوی‌تر برآورد شده است). امری که به تداوم و حتی تشدید ناکارآمدی‌های نهادی - از جمله تخصیص رانتی منابع، ضعف شمول مالی و نارسایی‌های نظام بازتوزیع درآمد - حتی در شرایط نسبتاً باثبات‌تر اقتصاد کلان اشاره دارد. بر این اساس، کاهش نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران نه یک هدف توزیعی ثانویه، بلکه باید پیش‌شرطی نهادی برای طراحی سیاست‌های رشد پایدار و اثربخش تلقی گردد.

۱ مقدمه

رشد اقتصادی بالا، شاخص کلیدی رفاه اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است، اما لزوماً توزیع درآمد را بهبود نمی‌بخشد. نابرابری درآمدی، به‌عنوان چالشی اساسی اقتصاد معاصر، با افزایش سطح جهانی‌اش در پایان قرن بیستم، توجه محافل علمی را مجدداً به خود جلب کرده است (امری[۱]، ۲۰۱۸؛ آرتال-تور و همکاران[۲]، ۲۰۲۵). نابرابری درآمدی منجر به تخصیص نابهینه منابع کمیاب، اتلاف نیروی تولید، افزایش نرخ وابستگی[۳] و گسترش ضعف نهادی، می‌شود. نابرابری درآمدی زیاد، نارضایتی اجتماعی را افزایش می‌دهد ناآرامی‌های اجتماعی-سیاسی را دامن می‌زند و با افزایش عدم قطعیت و تهدید حقوق مالکیت، سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد و در نتیجه این‌ها رشد اقتصادی تضعیف می‌شود (بوئینشا و کریم[۴]، ۲۰۱۸؛ مدینگی و هو[۵]، ۲۰۲۱). با وجود این پیامدهای نامطلوب نابرابری درآمدی، این پرسش که آیا رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی را کاهش یا افزایش می‌دهد، همچنان بی‌پاسخ مانده و محور مناقشات نظری گسترده‌ای است. سوال اساسی بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی این است که میان این دو متغیر «چرخه خیر[۶]» (کاهش متقابل نابرابری درآمدی و افزایش رشد اقتصادی) برقرار است یا رابطه «مبادله[۷]» (کاهش نابرابری درآمدی به بهای کاهش رشد اقتصادی) (دی دومنیسیس و همکاران[۸]، ۲۰۰۸؛ امری، ۲۰۱۸).

در این خصوص، ادبیات نظری رابطه علّی از سوی رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی، حاوی دیدگاه‌های متعارضی است. تئوری‌های طبقاتی-محور یا مارکسیستی[۹]، معتقدند در نظام اقتصادی سرمایه‌داری، به دلیل توزیع نامتوازن منافع رشد اقتصادی در بین اعضای جامعه، نابرابری درآمدی با افزایش رشد اقتصادی، افزایش می‌یابد (آنجلسن و وندر[۱۰]،

1. Amri
2. Artal-Tur et al.
3. Rate of Dependency
4. Bouincha and Karim
5. Mdingi and Ho
6. Virtuous Circle
7. Trade-Off
8. De Dominicis et al.
9. Class-based or Marxist Theory
10. Angelsen and Wunder

۲۰۰۶؛ نووسا[1]، ۲۰۱۹). دیدگاه مقابل، فقدان رشد اقتصادی را علت اصلی نابرابری درآمدی دانسته و افزایش رشد اقتصادی را کلید کاهش آن می‌داند. در میانه این طیف، کوزنتس[2] (۱۹۵۵) با معرفی رابطه U معکوس[3] (منحنی کوزنتس[4]) تاکید کرد که ماهیت رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی بستگی به مراحل رشد اقتصادی دارد. در مراحل اولیه آن، نابرابری درآمدی افزایش و سپس به اوج خود می‌رسد و سپس با رشد مداوم اقتصادی، کاهش می‌یابد حال آن‌که کلوتیر[5] (۱۹۹۷) بر این باور است که رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی در کشوری با تغییر ساختاری از اقتصاد تولید محور به اقتصاد خدمات محور U شکل[6] است (ژائو و ژانگ[7]، ۲۰۰۵؛ نووسا، ۲۰۱۹).

در سوی دیگر، ادبیات اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی نیز دوگانه است: اقتصاددانان کلاسیک با تکیه بر نقش پس‌انداز ثروتمندان بر سرمایه‌گذاری، رابطه نابرابری درآمدی با رشد اقتصادی را مثبت ارزیابی می‌کنند. در حالی که گروه دیگر با اشاره به تضعیف سرمایه انسانی در اثر سطح بالای نابرابری درآمدی، اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی را منفی می‌دانند. در این میان، بارو[8] (۲۰۰۰) اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی را تابعی از سطح توسعه کشورها دانسته است به این معنا که نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی کشورهای فقیر را تضعیف و رشد اقتصادی کشورهای ثروتمند را تحریک می‌کند و چن[9] (۲۰۰۳) این رابطه را به صورت U شکل معکوس تحلیل کرده‌اند (پرز-مورنو[10]، ۲۰۰۹؛ شین[11]، ۲۰۱۲).

چنانچه ملاحظه می‌شود، ادبیات نظری و تجربی این بحث فاقد اجماع قطعی درباره جهت و ماهیت رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی است و شواهد متناقضی از اثرات مثبت، منفی و یا عدم رابطه معنادار ارائه شده است (دی دومنیسیس و همکاران، ۲۰۰۸؛ نووسا، ۲۰۱۹). در چنین فضای مبهمی، ضروری است این رابطه به‌صورت موردی و متناسب با مختصات ساختاری هر کشور بررسی شود. این ضرورت در خصوص اقتصاد ایران به دلیل مواجهه مکرر با شوک‌های سیاسی، نهادی و اقتصادی (مانند انقلاب، جنگ، نوسانات نفتی و تحریم‌های اقتصادی) دوچندان است. این شوک‌های متعدد موجب شده‌اند رفتار متغیرهای کلان اقتصادی در ایران پایدار و یکنواخت نباشند. به تأکید همیلتون[12] (۱۹۹۴)، عواملی مانند بحران‌ها و تغییرات نهادی می‌توانند به تغییر رژیم در رفتار متغیرها منجر شوند؛ ویژگی‌ای که نادیده گرفتن آن در الگوهای خطی مرسوم، به برآوردهایی تورش‌دار و استنباط‌های نادرست از رابطه علّی دامن می‌زند (دسچامپس[13]، ۲۰۰۸). بر این اساس، پژوهش حاضر با به‌کارگیری رهیافت علیت گرنجر مبتنی بر الگوی رویکرد مارکوف-سوئیچینگ (MS)[14]، به بررسی رابطه علّی میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۴۸ می‌پردازد. مزیت رویکرد مارکوف-سوئیچینگ این است که بدون نیاز به تعیین پیشینی نقاط شکست ساختاری، امکان شناسایی درون‌زای رژیم‌های متفاوت رفتاری را فراهم می‌کند و به همین دلیل ابزاری کارآمد برای تحلیل اقتصادهایی چون ایران است که در معرض شکست‌های ساختاری متعدد بوده‌اند.

این مقاله در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم، ادبیات نظری و تجربی مرتبط مرور می‌شود. بخش سوم به معرفی الگو و روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم، نتایج برآورد الگو و تفسیر یافته‌های تجربی ارائه می‌شود و نهایتاً، بخش پنجم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق اختصاص یافته است.

۲ ادبیات تحقیق

۲,۱ مبانی نظری

در زمینه بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی، دیدگاه‌های نظری متنوع و گاه متضادی حول دو محور اصلی «تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی» و «تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی» شکل گرفته است.

۲,۱,۱ تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی

مکتب اقتصادی مارکس[15]، بر این باور است که با افزایش رشد اقتصادی در نظام سرمایه‌داری، نابرابری درآمدی افزایش می‌یابد، زیرا فقر و نابرابری ویژگی ذاتی شیوه تولید سرمایه‌دارانه و نظام دستمزد آن است. در این نظام، دستمزدها نه فقط نیازهای معیشتی، که بخشی از نیازهای اجتماعی تعریف‌شده را نیز تأمین می‌کند و به دلیل تفاوت در مهارت نیروی‌های کار، دستمزدها متفاوت خواهد بود. در نتیجه، نابرابری درآمدی برای ایجاد تنوع در انگیزه‌های نیروی‌های کار گریزناپذیر بوده و با رشد اقتصادی تشدید می‌شود (پیت[16]، ۱۹۷۵). همچنین اگر پیشرفت فناوری - به‌عنوان منبع اصلی رشد اقتصادی - تقاضا برای نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار بی‌مهارت را افزایش دهد، رشد اقتصادی نابرابری درآمدی را افزایش خواهد داد (پرز-مورنو، ۲۰۰۹).

در ادبیات رابطه غیرخطی، کوزنتس (۱۹۵۵) با معرفی منحنی U معکوس استدلال کرد که در فرآیند گذار از اقتصاد کشاورزی به صنعتی، نابرابری درآمدی ابتدا افزایش و پس از عبور از آستانه مشخصی کاهش می‌یابد. این الگو مبتنی بر مدل اقتصاد

1. Nwosa
2. Kuznets
3. Inverted U Shaped
4. Kuznets Curve
5. Cloutier
6. U-Shaped
7. Zhao and Zhang
8. Barro
9. Chen
10. Pérez-Moreno
11. Shin
12. Hamilton
13. Deschamps
14. Markov-Switching (MS) approach
15. Marx
16. Peet

دوگانه است: انتقال نیروی کار از بخش کشاورزی با بهره‌وری پایین به بخش صنعتی با بهره‌وری بالا، ابتدا نابرابری درآمدی را افزایش می‌دهد، اما با کاهش عرضه نیروی کار در بخش کشاورزی، دستمزدهای این بخش افزایش یافته و نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد (ین و همکاران[1]، ۲۰۰۶ و وهیبا و الوریمی[2]، ۲۰۱۴). آهلوالیا[3] (۱۹۷۶) و رابینسون[4] (۱۹۷۶) و گوپتا و سینگ[5] (۱۹۸۴) این استدلال را تایید کردند و در مقابل، کلوتیر (۱۹۹۷) بر این باور است که رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی در اقتصادهایی که از ساختار صنعتی به خدماتی دانش‌بنیان گذار می‌کنند، U شکل است که در آن با افزایش رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی ابتدا کاهش و سپس با افزایش بیشتر رشد اقتصادی و افزایش تمایز مهارتی در بازار کار مجدداً افزایش می‌یابد (ژائو و ژانگ، ۲۰۰۵؛ مدینگی و هو، ۲۰۲۱).

۲،۱،۲ اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی

برای اثر مثبت نابرابری بر رشد، دو کانال اصلی شناسایی شده است. اول، کانال پس‌انداز-سرمایه‌گذاری است و مبتنی بر این استدلال است که چون میل نهایی بالای پس‌انداز ثروتمندان، پس‌انداز کل و به‌تبع آن سرمایه‌گذاری و رشد را افزایش می‌دهد از این رو با افزایش نابرابری درآمدی، پس‌انداز کل و به تبع آن سرمایه‌گذاری کل افزایش و در نتیجه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (شین، ۲۰۱۲؛ ین و همکاران، ۲۰۰۶). بر این اساس اقتصاددانان کلاسیک نابرابری درآمدی را برای ایجاد انگیزه نوآوری و سرمایه‌گذاری ضروری می‌دانند (یانگ و گرانی[6]، ۲۰۱۷؛ نووسا، ۲۰۱۹). دوم، کانال مبادله برابری[7]- کارایی[8] است که نیز استدلال می‌کند که نابرابری درآمدی، افراد کم‌درآمد را به تلاش بیشتر برای کسب درآمد وامی‌دارد و کارایی سیستم تولید را افزایش می‌دهد و به تبع آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. از این رو با افزایش نابرابری درآمدی رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (دی دومنیسیس و همکاران، ۲۰۰۸؛ یانگ و گرانی، ۲۰۱۷).

در مقابل، نظریه رشد درون‌زا سطوح بالای نابرابری درآمدی را به دلیل محدودیت دسترسی فقرا به آموزش و بهداشت، برای رشد بلندمدت زیان‌آور می‌داند (سایپودین[9]، ۲۰۲۴). افزون بر این، چهار استدلال مکمل برای اثر منفی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی مطرح شده است: ۱) رویکرد اقتصاد سیاسی[10]: نابرابری درآمدی بالا منجر به فشار فرودستان به دولت برای توزیع مجدد درآمد از طریق مالیات و پرداخت‌های انتقالی می‌شود که انگیزه کار و سرمایه‌گذاری را تضعیف می‌کند و در نتیجه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (مدینگی و هو، ۲۰۲۱؛ شن و ژائو[11]، ۲۰۲۳). ۲) رویکرد بی‌ثباتی اجتماعی- سیاسی[12]: توزیع بسیار نابرابر درآمد و منابع کمیاب، انگیزه فعالیت‌های مظاهر بی‌ثباتی اجتماعی مانند رانت‌خواری و جرم و یا مظاهر بی‌ثباتی سیاسی، مانند اعتراضات خشونت آمیز، ترور و کودتا و آشوب را افزایش می‌دهد و در نتیجه این‌ها فرار سرمایه افزایش می‌یابد و از این طریق رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (پروتی[13]، ۱۹۹۶؛ شن و ژائو، ۲۰۲۳). ۳) ناکامل بودن بازارهای اعتباری[14]: چون با ناکاملی بازارهای اعتباری، فرودستان قادر به تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های با بازدهی بالا نیستند، نابرابری درآمدی، میانگین سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انباشت سرمایه انسانی را کاهش می‌دهد در نتیجه با افزایش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (شن و ژائو، ۲۰۲۳). ۴) رویکرد تصمیم مشترک آموزش/ باروری[15]: نابرابری درآمدی موجب می‌شود معمولا خانوارهای کم‌درآمد، فرزندان بیشتری داشته و به دلیل کمبود منابع مالی، سرمایه‌گذاری کمتری روی آموزش آن‌ها انجام دهند که این امر انباشت سرمایه انسانی را تضعیف می‌کند (پروتی، ۱۹۹۶؛ دی دومنیسیس و همکاران، ۲۰۰۸) و در مقابل موجب می‌شود معمولا خانوارهای پردرآمد معمولاً فرزندان کمتری داشته و به دلیل داشتن منابع مالی، سرمایه‌گذاری بیشتری در آموزش آن‌ها انجام دهند. که این امر توزیع سرمایه انسانی را با تورش می‌کند. در این رویکرد، تفاوت بالای نرخ باروری اثر منفی بر سرمایه انسانی دارد و نابرابری درآمدی از طریق انحراف تصمیم آموزش و باروری خانوارها اثر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد (مدینگی و هو، ۲۰۲۱).

در نهایت، استدلال‌های متعددی برای اثر غیرخطی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی شده است. که از آن میان چن (۲۰۰۳)، استدلال کرده است که اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی، به شکل U معکوس است. به این معنا که در جامعه‌ای که در آن نابرابری درآمدی کم است، با افزایش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد زیرا کارگران تشویق به کارکردن بیشتر و کارفرمایان تشویق به سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شوند و در نتیجه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و در جامعه‌ای که در آن نابرابری درآمدی زیاد است، با کاهش نابرابری درآمدی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، زیرا در این صورت به آسانی سیاست گسترده مالیاتی بازتوزیع درآمد درخواست خواهد شد و منتج به کاهش انگیزه کار و سرمایه‌گذاری و به تبع کاهش رشد اقتصادی می‌شود (چن، ۲۰۰۳). در این راستا دهان و تیدون[16] (۱۹۹۸) نیز استدلال کردند که نابرابری درآمدی در هر مرحله از مراحل توسعه در جهات مختلفی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. در خلال اولین مراحل توسعه اقتصادی، نابرابری درآمدی، شرط ضروری برای رشد

1. Yin et al.
2. Wahiba and El Weriemmi
3. Ahluwalia
4. Robinson
5. Gupta and Singh
6. Yang and Greaney
7. Equality
8. Efficiency
9. Saipudin
10. Political Economy
11. Shen and Zhao
12. Sociopolitical Instability
13. Perotti
14. Credit Market Imperfections
15. The Joint Education/Fertility Decision
16. Dahan and Tsiddon

اقتصادی است؛ زیرا در این مرحله، اقتصاد نسبتاً ضعیف است و فقط ثروتمندان می‌توانند در سرمایه انسانی سرمایه‌گذاری کنند. با تحقق رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود. افزایش نابرابری دستمزد بین کارگران بامهارت و کم‌مهارت به تدریج فقیران را متوجه ضرورت سرمایه‌گذاری در آموزش می‌کند و در نتیجه رشد اقتصادی با کاهش نابرابری در توزیع سرمایه انسانی و درآمد، تقویت می‌شود. بنابراین در خلال مراحل پایانی توسعه اقتصادی، برابری بیشتر درآمدی، نرخ رشد بلندمدت اقتصادی را به مدد امکان افزایش سهم افراد برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی افزایش می‌دهد (له و نگوین[1]، ۲۰۱۹).

۲,۲ مروری بر مطالعات پیشین

همان‌طور که در بخش نظری مشاهده شد، درخصوص جهت و کیفیت اثرگذاری متقابل رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی، مناقشات و دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. این اختلاف‌ها تنها به عرصه نظر محدود نبوده و در یافته‌های تجربی نیز بازتاب یافته و تصویری به‌شدت متعارض و ناهمگنی را ارائه می‌دهند. در خصوص اثر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی، در حالی که روبین و سگال[2] (۲۰۱۵) در ایالات متحده، عزیزه و همکاران[3] (۲۰۱۹) در اندونزی، پرباش[4] (۲۰۲۰) در هند، روکا[5] (۲۰۲۰) در ۱۲۰ کشور، یان و محد[6] (۲۰۲۳) و یان و همکاران[7] (۲۰۲۵) در چین، و دهمرده و همکاران (۱۳۸۹) در ایران اثر مثبت را گزارش کرده‌اند، گروه دیگری به اثر منفی دست یافته‌اند: پرز-مورنو (۲۰۰۹) در اسپانیا، صابر و همکاران[8] (۲۰۱۵) در سولاوسی جنوبی، بوئینشا و کریم (۲۰۱۸) در کشورهای توسعه‌یافته، ولد و همکاران[9] (۲۰۲۲) و علی و اسفاو[10] (۲۰۲۳) در اتیوپی، تو و ترونگ[11] (۲۰۲۴) در ویتنام، و باقری و کاوند (۱۳۸۷) و صادقی و همکاران (۱۳۸۸) در ایران. از سوی دیگر آکادیری و آکادیری[12] (۲۰۱۸) در آفریقا، آباته و وندیمنو سیتوتاو[13] (۲۰۲۴) در اتیوپی، تاپا[14] (۲۰۲۴) در نپال، و ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴) در ایران هیچ رابطه معناداری نیافته‌اند.

مناقشات حتی به شکل تابعی رابطه نیز کشیده شده است. در حالی که توماس[15] (۲۰۱۵) در آمریکای لاتین، نعمتی و رئیسی[16] (۲۰۱۵) در کشورهای در حال توسعه، یونسی و بکتینی[17] (۲۰۲۰) در بریکس، سواوا و همکاران[18] (۲۰۲۰) در اتحادیه اروپا، ولکووسکا و همکاران[19] (۲۰۲۱) در بالکان، بنتزن[20] (۲۰۲۲) در ویتنام، زارمبا[21] (۲۰۲۴) در چین و ویتنام، اکینجی[22] (۲۰۲۵) در ترکیه، نگوین و همکاران[23] در ویتنام (۲۰۲۵) و دهقانی و همکاران (۱۳۹۶) در ایران فرضیه U معکوس کوزنتس را تأیید کرده‌اند، پژوهش‌های دیگری شواهدی دال بر رابطه U شکل ارائه نموده‌اند: کیم و همکاران[24] (۲۰۱۱) و هوانگ و همکاران[25] (۲۰۱۲) در ایالات متحده، سزلس[26] (۲۰۱۳) در اعضای جدید اتحادیه اروپا، کیا ترونگ وی لای کان و سوریا[27] (۲۰۱۵) در ۹۱ کشور، آک و آلتینتاس[28] (۲۰۱۶)، عبدی اوغلو و همکاران[29] (۲۰۱۹) و گوجن[30] (۲۰۲۱) در ترکیه، و اشرفی و همکاران (۱۳۹۷) در ایران.

در سوی دیگر رابطه، اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی نیز با شواهد متناقضی همراه بوده است. طرفداران اثر مثبت شامل لی و زو[31] (۱۹۹۸)، فوربس[32] (۲۰۰۰)، سامتی و رافی[33] (۲۰۱۰) در شرق آسیا، پده و همکاران[34] (۲۰۱۲) در فیلیپین، علی[35] (۲۰۱۴) و مجید[36] (۲۰۱۶) در پاکستان، یانگ و گرانی (۲۰۱۷) در چین، ژاپن و ایالات متحد آمریکا، مبازیا[37] (۲۰۱۷) در تونس، امری (۲۰۱۸) در اندونزی، و آرتال-تور و همکاران[38] (۲۰۲۵) در مکزیک می‌باشند. در مقابل، گروه پرتعدادتری اثر منفی را گزارش کرده‌اند: عابدا و صغایر[39] (۲۰۱۲) در شمال آفریقا، وهیبا و وریمی[40] (۲۰۱۴) در تونس، لی و سون[41] (۲۰۱۶) در کشورهای منتخب، کندی و همکاران[42] (۲۰۱۷) در استرالیا،

1. Le and Nguyen
2. Rubin and Segal
3. Azizah et al.
4. Prabhash
5. Roka
6. Yan and Mohd
7. Yan et al.
8. Sabir et al.
9. Wolde et al.
10. Ali and Asfaw
11. Thu and Truong
12. Akadiri and Akadiri
13. Abate and Wendimnew Sitotaw
14. Thapa
15. Thomas
16. Nemati and Raisi
17. Younsi and Bechtini
18. Soava et al.
19. Velkovska et al.
20. Bentzen
21. Zaremba
22. Ekinci
23. Nguyen et al.
24. Kim et al.
25. Huang et al.
26. Szeles
27. Kiatrungwilaikun and Suriya
28. Ak and Altıntas
29. Abdioğlu et al.
30. Gocen
31. Li and Zou
32. Forbes
33. Sameti and Rafie
34. Pede et al.
35. Ali
36. Majeed
37. Mbazia
38. Artal-Tur et al.
39. Abida and Sghaier
40. Wahiba and Weriemmi
41. Lee and Son
42. Kennedy et al.

بساریا و همکاران[1] (۲۰۱۸) در برزیل، سو و همکاران[2] (۲۰۲۰) در ۴۳ کشورمنتخب، عامور و صفیه[3] (۲۰۲۱) در الجزایر، تومانیانتس و همکاران[4] (۲۰۲۳) در روسیه، مدینگی و هو (۲۰۲۳) در آفریقای جنوبی، و در ایران ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴)، سلمانی و بیژنی (۱۳۹۲)، صمدی و همکاران (۱۳۹۴) و منتظری شورکچالی و زاهد غروی (۱۴۰۱). از سوی دیگر گارسیا و همکاران[5] (۲۰۰۴) در آمریکای لاتین، ریسو و کارا[6] (۲۰۱۲) در چین، شول و کلاسن[7] (۲۰۱۹) در ۱۱۵ کشور منتخب، و آچیمپونگ و همکاران[8] (۲۰۲۳) در روسیه و آفریقای جنوبی هیچ رابطه علّی مستقیمی از سوی نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی نیافته‌اند.

شواهد تجربی حاکی از آن است که اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی احتمالاً مشروط به سطح توسعه یا عبور از یک آستانه مشخص است. فاواز و همکاران[9] (۲۰۱۴) درکشورهای منتخب، دلبیانکو و همکاران[10] (۲۰۱۴) در بیست کشور آمریکای لاتین و کارائیب و کارابالو و همکاران[11] (۲۰۱۷) در یکصد و دوازده کشور منتخب با اقتصاد نوظهور دریافتند که نابرابری درآمدی در کشورهای ثروتمند محرک رشد اقتصادی و در کشورهای فقیر مانع آن است. هایله ماریام و جوماشف[12] (۲۰۲۰) آستانه نابرابری را برای کشورهای پیشرفته ۲۴/۲ و برای کشورهای در حال توسعه ۴۰/۸ برآورد کردند. بالسیلار و همکاران[13] (۲۰۲۱) آستانه ۳۵/۹۲ را برای شصت و سه کشور منتخب، آکتاش و ایدوگان[14] (۲۰۲۲) آستانه ۴۰ برای کل کشورها (۳۶ برای کشورهای پیشرفته و ۴۰ برای اقتصادهای نوظهور)، لین و بروکنر[15] (۲۰۲۴) در چین اثر وابسته به سطح درآمد اولیه، و در ایران حیدری حسن‌زاده (۱۳۹۵) آستانه ۳۸.۳۸ و برق اسگویی و همکاران (۱۳۹۶) آستانه ۴۳ درصد را گزارش کرده‌اند.

نهایتاً، برخی مطالعات بر وجود رابطه علّی دوطرفه میان این دو متغیر تأکید دارند؛ از جمله جیهین و غازی[16] (۲۰۱۳) در کشورهای منا، سیافتی و ادریس[17] (۲۰۲۱) در آمریکای لاتین، علی و اسفاو[18] (۲۰۲۳) در اتیوپی، و مهدوی عادلی و رنجبرکی (۱۳۸۴) و عبدی سیدکلایی (۱۳۹۸) در ایران و کشورهای اسلامی.

چنانچه ملاحظه می‌شود، ادبیات تجربی نیز همچون ادبیات نظری، فاقد اجماع قطعی درباره جهت، ماهیت و حتی شکل تابعی رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی است. این پراکندگی و تناقض در نتایج، بیش از هر چیز مؤید آن است که رابطه میان این دو متغیر نه خطی و پایدار، بلکه وابسته به شرایط نهادی، ساختاری و زمانی هر کشور است و تحلیل آن در چارچوب الگوهای خطی مرسوم می‌تواند به استنباط‌های نادرست منجر شود. با این وجود، بخش قابل توجهی از مطالعات داخلی، حتی آن دسته که به غیرخطی بودن رابطه اذعان داشته‌اند، همچنان از روش‌هایی استفاده کرده‌اند که قادر به شناسایی تغییرات درون‌زای رژیم‌های علّی در طول زمان نیستند. اقتصاد ایران در نیم قرن اخیر بارها در معرض شوک‌های برون‌زایی مانند انقلاب، جنگ تحمیلی، جهش‌های نفتی و تحریم‌های بین‌المللی قرار گرفته که هر یک می‌تواند رفتار متغیرها را به‌طور اساسی دگرگون سازد. در چنین بستری، فروض ثبات پارامترها یا تعیین نقاط شکست به‌صورت دلخواه، تصویری ایستا و احتمالاً گمراه‌کننده از رابطه علّی ارائه می‌دهد. بر این اساس، مطالعه حاضر با به‌کارگیری رهیافت علیت گرنجر مبتنی بر الگوی مارکوف-سوئیچینگ[19] تلاش می‌کند ضمن بررسی علیت هم‌زمان و رابطه پویای میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی، امکان تغییر جهت یا شدت این رابطه را در رژیم‌های متفاوت اقتصادی به‌صورت درون‌زا شناسایی نماید. مزیت کلیدی این رویکرد آن است که بدون تحمیل هیچ‌گونه پیش‌فرضی درباره زمان وقوع شکست‌های ساختاری، احتمال گذار از یک رژیم علّی به رژیم دیگر را برآورد می‌کند.

۳ روش‌شناسی تحقیق

در این پژوهش، برای تحلیل رابطه پویا و احتمالاً غیرخطی بین نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران، از چارچوب مدل خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوف (MS-VAR) و آزمون علیت گرنجر در چارچوب مارکوف سوئیچینگ (MS-Granger Causality) استفاده می‌شود. دلیل انتخاب این روش، وجود بی‌ثباتی ذاتی در اقتصاد ایران است. این بی‌ثباتی، حاصل شوک‌های گسترده (مانند انقلاب، جنگ و تحریم) و تغییرات پیاپی در سیاست‌های کلان اقتصادی است که در نهایت ظهور رژیم‌های متفاوت با دینامیک‌های رفتاری خاص را برای متغیرهای کلان اقتصادی به همراه داشته است. بنابراین، مدل‌های خطی با پارامترهای ثابت نمی‌توانند این پیچیدگی را به درستی توضیح دهند.

1. Besarria et al.
2. Seo et al.
3. Ameur and Seffih
4. Tumanyants et al.
5. Garcia et al.
6. Risso and Carrera
7. Scholl and Klasen
8. Acheampong et al.
9. Fawaz et al.
10. Delbianco et al.
11. Caraballo et al.
12. Hailemariam and Dzhumashev
13. Balcilar et al.
14. Aktas and Iyidogan
15. Lin and Brueckner
16. Jihène and Ghazi
17. Syafti and Idris
18. Ali and Asfaw
19. MS-Granger Causality

الگوی عمومی مدل خودرگرسیون برداری با تغییر رژیم مارکوف، یک مدل MSIAH-VAR(p) است[1] که شکل تعمیم‌یافته‌ای از مدل VAR کلاسیک محسوب می‌شود و امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف را فراهم می‌آورد. این مدل مبتنی بر یک فرآیند پنهان مارکوف است که در آن انتقال بین M رژیم مختلف به صورت تصادفی ولی وابسته به حالت قبلی صورت می‌گیرد. فرم کلی مدل برای بردار متغیرهای درونزا $y_t = [G_t, I_t]'$ متشکل از نرخ رشد اقتصادی G_t و شاخص نابرابری درآمدی I_t به صورت زیر است:

$$y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^{p} A_i(s_t) y_{t-i} + \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim N(0, \sum(s_t)) \quad (1)$$

در این معادله:

$s_t \in \{1,2, \dots, M\}$ نشان‌دهنده حالت یا رژیم پنهان حاکم بر اقتصاد در زمان t است.

$\mu(s_t)$ یک بردار از عرض از مبدأهای وابسته به رژیم است.

$A_i(s_t)$ ماتریس‌های از ضرایب خودرگرسیون وابسته به رژیم برای وقفه iام هستند.

$\sum(s_t)$ یک ماتریس واریانس-کوواریانس وابسته به رژیم برای جمله خطا است که امکان مدل‌سازی ناهمسانی واریانس شرطی در رژیم‌های مختلف را فراهم می‌کند.

تغییرات بین رژیم‌ها توسط یک ماتریس انتقال احتمال P با درایه‌های $P_{ij} = \Pr(s_t = j \mid s_{t-1} = i)$ کنترل می‌شود، که در آن P_{ij} احتمال انتقال از رژیم i در دوره t-1 به رژیم j در دوره t را نشان می‌دهد.

در گام بعد و پس از برآورد الگوی بهینه مدل MS-VAR، در این مطالعه برای بررسی جهت رابطه علّی بین نابرابری و رشد اقتصادی در هر یک از رژیم‌های شناسایی‌شده، از آزمون علیت گرنجر توسعه‌یافته برای مدل‌های MS-VAR استفاده می‌شود. این آزمون، بررسی می‌کند که آیا وقفه‌های یک متغیر (مثلاً نابرابری) قدرت پیش‌بینی معناداری برای متغیر دیگر (رشد اقتصادی) در یک رژیم خاص دارند یا خیر.

فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود علیت گرنجر از متغیر I به متغیر G در یک رژیم مشخص $s_t = m$ به صورت اعمال قید صفر بودن مجموعه‌ای از ضرایب در معادله رشد اقتصادی بیان می‌شود. به طور مشخص، در معادله زیر که شکل جزئی مدل MS-VAR برای متغیر رشد اقتصادی است:

$$G_t = \alpha(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \beta_i(s_t) G_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i(s_t) + \epsilon_t(s_t) \quad (2)$$

فرضیه صفر «عدم علیت از نابرابری به رشد در رژیم m» به صورت رابطه (۳) فرمول‌بندی می‌شود:

$$H_0 : \gamma_1(m) = \gamma_1(m) = \gamma_2(m) = \cdots = \gamma_p(m) = 0 \quad (3)$$

این رویکرد ترکیبی (MS-VAR + MS-Granger Causality) به پژوهش این توانایی را می‌دهد که نه‌تنها الگوهای پویای وابسته به رژیم در رابطه دو متغیر را شناسایی کند، بلکه جهت علیت این رابطه را در هر یک از این شرایط ساختاری متفاوت، به طور جداگانه و با استناد به مبانی اقتصادسنجی قوی آزمون کند[2].

ذکر این نکته ضروری است که در این مطالعه داده‌های متغیرهای ضریب جینی به عنوان شاخص سنجش نابرابری[3] و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ به عنوان شاخص رشد اقتصادی لحاظ شده است که آمار و اطلاعات مربوط به این متغیرها از بانک اطلاعات سری زمانی و گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده است.

---

[1]. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ (MS) بر اساس پارامترهایی که مجاز به تغییر بر اساس رژیم‌های پنهان (حالت‌ها) هستند، به انواع مختلفی تقسیم‌بندی می‌شوند. این تغییرات می‌توانند در سه جزء اصلی مدل VAR رخ دهند:

۱) MSI (Markov-Switching Intercept): تنها عرض از مبدأ (ثابت معادله) بین رژیم‌ها تغییر می‌کند. این ساده‌ترین شکل، یک تغییر سطح (Level Shift) در سری‌های زمانی ایجاد می‌کند.

۲) MSA (Markov-Switching Autoregressive parameters): ضرایب خودتوضیحی (پارامترهای وابسته به وقفه‌ها) بین رژیم‌ها تغییر می‌کنند. این امر به تغییر در دینامیک و رفتار فاز-بازگشت (Persistent) متغیرها منجر می‌شود.

۳) MSH (Markov-Switching Heteroskedasticity): واریانس-کوواریانس جمله‌های خطا (Σ) بین رژیم‌ها تغییر می‌کند. این امر نوسان‌پذیری (volatility) متفاوت در هر رژیم را مدل می‌کند (مانند دوره‌های آرام و پرنوسان بازار).

MSIAH (ترکیب سه مورد فوق) در حقیقت جامع‌ترین حالتی است که در آن همزمان عرض از مبدأ (I)، ضرایب خودتوضیح (A) و ماتریس واریانس-کوواریانس (H) می‌توانند بین رژیم‌ها تغییر کنند. البته انتخاب مدل بهینه (اینکه تغییرات کدام یک از سه جزء اصلی در مدل نهایی لحاظ شود) در عمل به مقایسه مقادیر معیارهای اطلاعاتی مانند شوارتز (BIC) و آکائیک (AIC) بستگی خواهد داشت.

[2]. جهت مطالعه جامع‌تر درباره نظریه زنجیره‌های مارکوف به همراه کاربرد الگوهای مارکوف سوئیچینگ به Hamilton (۱۹۹٤) و در مورد روش‌های تخمین الگوی مارکوف سوئیچینگ به Krolzig (۱۹۹۷ و ۱۹۹۸) مراجعه شود.

[3]. ضریب جینی به‌عنوان فراگیرترین شاخص سنجش نابرابری در ادبیات تجربی، تصویری کلی از توزیع درآمد ارائه می‌دهد اما نسبت به تغییرات توزیع در دنباله‌های بالا و پایین حساسیت کمتری دارد. به‌کارگیری شاخص‌های مکمل نظیر نسبت درآمد دهک‌ها یا شاخص آتکینسون می‌توانست ابعاد دیگری از نابرابری را آشکار سازد. با این حال، فقدان سری زمانی پیوسته و بلندمدت برای داده‌های تفکیکی درآمد در ایران، استفاده از ضریب جینی را به شاخص معتبر و قابل اتکا برای پوشش دوره مورد مطالعه تبدیل کرده است. این محدودیت آماری در اغلب مطالعات داخلی مشابه نیز مشاهده می‌شود و نتایج این پژوهش در چارچوب تفسیرپذیری همین شاخص معتبر است. پژوهش‌های آتی می‌توانند با تکیه بر داده‌های جدیدتر و تفکیکی‌تر، این تحلیل را با سنجه‌های مکمل غنی‌تر سازند.

٤ برآورد مدل تجربی

در ارزیابی ویژگی‌های مانایی متغیرهای به‌کاررفته در الگوهای آستانه‌ای و رژیمی، از جمله الگوی خودرگرسیون برداری مارکوف‌سویچینگ (MS-VAR)، توجه به چند ملاحظه اساسی ضروری است. نخست آنکه مطابق با نتایج برخی مطالعات پیشین، از جمله فرانسیس و وندیک[1] (۲۰۰۰)، شواهد تجربی اندکی وجود دارد که نشان دهد این دسته از الگوها ذاتاً قادر به تولید فرآیندهای زمانی مانا هستند؛ موضوعی که توسط زاپاتا و گوتیر[2] (۲۰۰۳) نیز مورد تأکید قرار گرفته است. از این‌رو، بررسی وجود ریشه واحد و اطمینان از مانایی متغیرها پیش از برآورد روابط غیرخطی، به‌عنوان یک پیش‌نیاز روش‌شناختی اجتناب‌ناپذیر تلقی می‌شود.

دوم آنکه اگرچه در بخش قابل‌توجهی از پژوهش‌های تجربی مبتنی بر الگوهای غیرخطی، آزمون‌های ریشه واحد خطی به‌صورت متعارف مورد استفاده قرار می‌گیرند، اما باید توجه داشت که عملکرد این آزمون‌ها در حضور رفتارهای غیرخطی و تغییر رژیم می‌تواند دچار انحراف شود و در نتیجه، استنتاج‌های حاصل از آن‌ها با خطا همراه باشد. در چنین شرایطی، بهره‌گیری از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی که امکان شناسایی شکست‌های ساختاری در مسیر سری زمانی را فراهم می‌کنند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (رودریگز و اسلوبودا[3]، ۲۰۰۵).

بر مبنای این ملاحظات، در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها، از آزمون ریشه واحد دیکی–فولر تعمیم‌یافته همراه با لحاظ شکست ساختاری[4] استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده‌اند. مطابق با یافته‌های به‌دست‌آمده، فرض صفر وجود ریشه واحد برای تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. از این رو، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای مورد استفاده از مانایی لازم برخوردار بوده و به‌کارگیری مقادیر سطحی آن‌ها در برآورد الگوی MS-VAR در چارچوب این پژوهش از نظر اقتصادسنجی موجه است.

لازم به ذکر است نتایج آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری نشان می‌دهد که هر دو متغیر رشد اقتصادی و ضریب جینی در ایران در آستانه سال‌های ۱۳۵۸ و ۱۳۵۹ دچار شکست ساختاری شده‌اند که همزمانی این نقاط شکست به وضوح بیانگر تأثیرات بنیادین انقلاب اسلامی ایران (۱۳۵۷) و تحولات سیاسی-اقتصادی پس از آن است. این شکست‌ها نشان می‌دهد که ساختار اقتصادی کشور از الگوی پیشین خود فاصله گرفته و متأثر از تغییر نظام سیاسی، ملی‌سازی‌ها، توزیع مجدد درآمد و همچنین آماده‌سازی برای شرایط جنگ تحمیلی (که از سال ۱۳۵۹ آغاز شد) بوده است. این یافته تأیید می‌کند که انقلاب اسلامی به عنوان یک شوک ساختاری، هم بر عملکرد کلان اقتصادی (رشد اقتصادی) و هم بر توزیع درآمد (عدالت اقتصادی) تأثیر گذاشته و روندهای پیشین این متغیرها را دچار گسست کرده است.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری

نام متغیر	نوع و سال شکست	مقدار آماره آزمون t نقطه شکست	مقدار آماره آزمون t آزمون ADF	سطح احتمال
رشد اقتصادی (G)	عرض از مبدأ ۱۳۵۹	-۳/۲۶	-۵/۸۳	p < ۰/۰۱
ضریب جینی (I)	عرض از مبدأ ۱۳۵۸	۳/۱۵	-۵/۱۲	p < ۰/۰۱

مقادیر بحرانی در سطح خطای ۱ و ۵ و ۱۰ مربوط به آماره آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته با لحاظ شکست ساختاری به ترتیب ٤/٩٥-، ٤/٤٤- و ٤/١٩- است.

منبع: محاسبات تحقیق

در گام بعدی و با توجه به تأیید پایایی متغیرهای مدل، به منظور برآورد الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)، ابتدا می‌بایست طول وقفه بهینه تعیین گردد. برای این منظور، از معیارهای اطلاعاتی رایج شامل معیار اطلاعاتی شوارتز (SC)[5]، هانان کوئین (HQ)[6] و آکائیک (AIC)[7] استفاده می‌شود. این معیارها با اعمال یک جریمه بر درجه برازش مدل، از بیش‌برازش جلوگیری کرده و تعادلی بین دقت و سادگی مدل برقرار می‌سازند. بر اساس نتایج حاصل از محاسبات (جدول ۳)، هر سه معیار مذکور به‌صورت همسو، وقفه بهینه مدل را یک دوره زمانی پیشنهاد می‌کنند. این اتفاق‌نظر بین معیارهای اطلاعاتی، نشان‌دهنده ثبات و پایایی در انتخاب طول وقفه است و مدل‌سازی با اطمینان بیشتری ادامه پیدا می‌کند. همچنین، انتخاب وقفه یک، حاکی از آن است که وابستگی متغیرها عمدتاً به مقادیر دوره بلافاصله قبل بازمی‌گردد و ساختار حافظه‌کوتاه‌مدت در داده‌ها غالب است. این یافته با نتایج مطالعات مشابهی که بر روی سری‌های زمانی اقتصادی با فرکانس سالانه کار کرده‌اند همخوانی دارد، چراکه در چنین داده‌هایی، آثار شوک‌ها و تأثیرات متقابل متغیرها غالباً در یک وقفه زمانی خود را به‌وضوح نشان می‌دهند.

1. Franses and Van Dijk
2. Zapata and Gauthier
3. Rodriguez and Sloboda
4. Augmented Dickey–Fuller (ADF) unit root test with structural break
5. Schwarz information criterion
6. Hannan-Quinn information criterion
7. Akaike Information criterion

جدول ۳: وقفه بهینه الگوی خود رگرسیون برداری (VAR)

تعداد وقفه	هانان کوئین (HQ)	شوارتز (SC)	آکائیک (AIC)
۰	۱۱/۸۷	۱۱/۹۱	۱۱/۸۴
۱	۱۰/۶۶	۱۰/۸۱	۱۰/۵۸
۲	۱۰/۸۵	۱۱/۰۹	۱۰/۷۱
۳	۱۰/۹۸	۱۱/۳۱	۱۰/۷۸
٤	۱۰/۹۵	۱۱/۳۷	۱۰/۶۸

منبع: محاسبات تحقیق

در مرحله بعد، تعیین تعداد بهینه رژیم‌ها و ساختار پارامتری مدل مارکوف‌سوئیچینگ ضروری است. با توجه به حضور پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر، آماره آزمون نسبت درست‌نمایی (LR) از توزیع استاندارد پیروی نمی‌کند؛ در نتیجه امکان استفاده از این آزمون برای تشخیص تعداد رژیم‌ها وجود ندارد (کرولزیگ، ۱۹۹۷). بر این اساس، مدل‌های گوناگون مارکوف‌سوئیچینگ با ساختارهای مختلف (MSI، MSA، MSIH، MSAH و MSIAH) در قالب دو و سه رژیم برآورد گردید و با استناد به معیارهای اطلاعاتی شوارتز (SC) و آکائیک (AIC) مورد مقایسه قرار گرفتند. در نهایت، مدل MSA(2)-VAR(1) به عنوان الگوی برتر انتخاب شد. برآوردهای حاصل از این مدل در جدول (٤) ارائه شده است.

در برآورد مدل‌های MS-VAR، یکی از مباحث کلیدی، انتخاب بین فرم خطی و غیرخطی است. به منظور بررسی این موضوع، آزمون‌های دیویس[1] و آنگ و بکارت[2] برای تحلیل خطی بودن رفتار متغیرها به کار گرفته شد. با توجه به مقادیر احتمال گزارش‌شده در جدول (٤)، فرضیه صفر آزمون LR مبتنی بر خطی بودن روابط رد می‌شود و وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای نابرابری (I) و رشد اقتصادی (G) تأیید می‌گردد. همچنین، احتمالات انتقال برآوردی در جدول (۴) نشان‌دهنده درجه پایداری هر یک از رژیم‌هاست. بر اساس نتایج، احتمال ماندگاری سیستم در رژیم صفر برابر با ۰/۸۳۲۲ و احتمال انتقال از رژیم صفر به رژیم یک برابر با ۰/۱۶۷۸ محاسبه شده است. در مقابل، رژیم یک از پایداری بسیار بالاتری برخوردار است: احتمال ماندگاری در این رژیم معادل ۰/۹۷۴۷ و احتمال خروج از آن و ورود به رژیم صفر تنها ۰/۰۲۵۳ برآورد شده است. این نتایج حاکی از آن است که رژیم یک (دوره نابرابری پایین‌تر و رشد اقتصادی پایین‌تر) رژیم غالب و بسیار پایدار در طول دوره مورد بررسی بوده است. به بیان دیگر، اقتصاد ایران در بخش اعظم نیم‌قرن اخیر (به‌ویژه پس از تثبیت شرایط پس از انقلاب و جنگ تحمیلی) در رژیم یک قرار داشته و احتمال خروج از آن به رژیم صفر (دوره‌های رونق بالا) بسیار اندک بوده است. این پایداری بالای رژیم یک، منطبق با واقعیت‌های ساختاری اقتصاد ایران نظیر تداوم تحریم‌های بین‌المللی، ضعف مستمر سرمایه‌گذاری و کاهش میانگین رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر است. چنین پایداری بالایی همچنین تأکید می‌کند که اثر منفی نابرابری بر رشد در رژیم یک (با ضریب ۱/۳۵-)، که شدیدتر از رژیم صفر است، نه یک پدیده گذرا، بلکه ویژگی غالب و دیرپای ساختار کنونی اقتصاد ایران محسوب می‌شود.

علاوه بر این، اعتبار مدل برآوردی از طریق آزمون‌های تشخیصی مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر اساس نتایج مندرج در جدول (۴)، آماره آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها[3] با مقدار کای‌دو ۳/۵۹ و احتمال ۰/۴۶، فرض صفر مبتنی بر نرمال بودن توزیع خطاها را رد نمی‌کند. همچنین، آزمون ARCH با آماره F برابر با ۱/۶ و احتمال ۰/۱۸، مؤید عدم وجود ناهمسانی واریانس شرطی[4] در باقیمانده‌های مدل است. در خصوص خودهمبستگی سریالی، آزمون پورتمانتو[5] در وقفه ۱۲ با آماره کای‌دوی ۴۰/۸۵ و مقدار احتمال ۰/۰۶ گزارش شده است. اگرچه این مقدار در سطح اطمینان ۹۵ درصد از نظر آماری معنادار نیست و فرضیه عدم خودهمبستگی رد نمی‌گردد، اما نزدیکی آن به سطح معناداری مرسوم، حاکی از وجود خودهمبستگی ضعیف و حاشیه‌ای در مرتبه‌های بالاتر خطاها است. با این حال، با توجه به نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها، عدم وجود اثرات ARCH و این که فرض عدم خودهمبستگی در سطوح اطمینان متعارف رد نشده است، می‌توان نتیجه گرفت مدل غیرخطی MSA(2)-VAR(1) از کفایت تشخیصی لازم برخوردار بوده و نتایج حاصل از آن برای استنباط‌های اقتصادسنجی قابل اتکا می‌باشد.

1. Davies
2. Ang and Bekaert
3. Vector Normality test
4. ARCH effects
5. Portmanteau test

جدول ٤- نتایج برآورد الگوی MSA(2)-VAR(1)

متغیر	Equation for I		Equation for G	
	رژیم صفر	رژیم یک	رژیم صفر	رژیم یک
عرض از مبدأ	۲۸/۸۱ (۰/۰۰)		۵/۵٦ (۰/۰۱)	
I(-1)	۰/۳۹ (۰/۰۰)	۰/۲۸ (۰/۰۰)	-۱/۱۲ (۰/۰۲)	-۱/۳۵ (۰/۰۱)
G(-1)	۰/۰۱ (۰/۷٤)	-۰/۰۲ (۰/٤۹)	۰/۳۱ (۰/۱۳)	۰/۳۷ (۰/۰۲)
The estimation sample is: ۱٤۰۲-۱۳۵۰ no. of observations ۵۳				
log-likelihood -۲٦۳/۱٤ AIC ۱۰/۵ SC ۱۱/۰۵				
آزمون خطی یا غیرخطی بودن رابطه	ارزش احتمال آماره Davies (۰/۰۰۰۱)			
	ارزش احتمال آماره Ang and Bekaert (۰/۰۰۵)			
احتمال‌های انتقال	Transition probabilities p_{i|j} = P (Regime i at t+1 | Regime j at t)			
	P_{00}= ۰/۸۳۲۲ & P_{01} = ۰/۱٦۷۸			
	P_{10}= ۰/۹۷٤۷ & P_{11}= ۰/۰۲۵۳			
آزمون‌های ارزیابی	Vector Normality test: Chi^۲(٤) = ۳/۵۹ [۰/٤٦]			
	Vector ARCH 1-1 test: F (٤/۱٤٦) = ۱/٦ [۰/۱۸]			
	Vector Portmanteau (۱۲): Chi^ ۲(۲۸) = ٤۰/۸۵ [۰/۰٦]			

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهند.
منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه و در چارچوب الگوی بهینه MSA (2)-VAR(1)، رابطه علی بین نابرابری (I) و رشد اقتصادی (G) با بهره‌گیری از رویکرد علیت گرنجر در هر یک از رژیم‌ها مورد تحلیل قرار گرفت که یافته‌های حاصل از این ارزیابی در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- نتایج آزمون علیّت گرنجر در قالب الگوی MSA(2)-VAR(1)

جهت علیّت	مقدار و سطح احتمال آماره Chi^2	
	رژیم صفر	رژیم یک
رابطه علّی از نابرابری (I) به رشد اقتصادی (G)	۱۳/۲۵ (۰/۰۰)	۲۳/۵٦ (۰/۰۰)
رابطه علّی از رشد اقتصادی (G) به نابرابری (I)	۰/۳۳ (۰/۵٦)	۱/۳۵ (۰/۲٤)

منبع: محاسبات تحقیق

پیش از تحلیل نتایج آزمون علیت در رژیم‌های صفر و یک، با بهره‌گیری از خروجی‌های الگوی برآوردی، به تفکیک دوره‌های زمانی مربوط به هر رژیم اقدام شده است. مطابق نمودار (۱) که نتایج حاصل از برآورد الگوی MSA(2)-VAR(1) را نمایش می‌دهد، رژیم صفر شامل سال‌های ۱۳۵۸–۱۳٤۸ و ۱۳٦۲–۱۳٦۱ و رژیم یک شامل سال‌های ۱۳٦۰–۱۳۵۹ و ۱٤۰۲–۱۳٦۳ است. بر اساس نمودارهای (۲) و (۳) و میانگین متغیرهای ضریب جینی و رشد اقتصادی که به ترتیب در رژیم صفر برابر با ٤٦/۳ و ۷/٤۷ و در رژیم یک برابر با ۳۹/۹۳ و ۱/۸۱ است، می‌توان گفت رژیم صفر که عمدتاً مقارن با سال‌های قبل از انقلاب است متناظر با دوره‌هایی از نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی بالا بوده، در حالی‌که رژیم یک که عمدتاً سال‌های پس از تثبیت شرایط پس از انقلاب و جنگ را در بر می‌گیرد، متناظر با سطوح پایین‌تر نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی است.

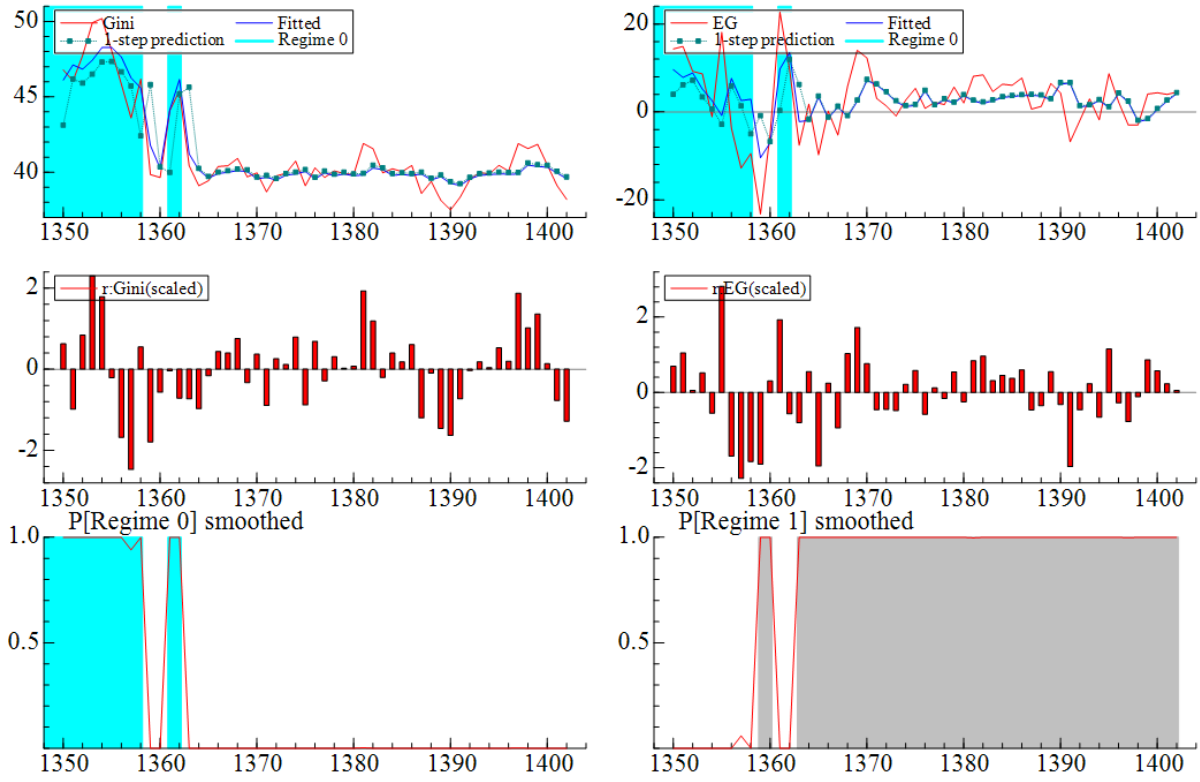
ذکر این نکته ضروری است که هم‌جهتی سطوح میانگین متغیرها در رژیم‌های صفر و یک (نابرابری بالا-رشد بالا در رژیم صفر و نابرابری پایین-رشد پایین در رژیم یک) و یا روند نزولی این متغیرها، به هیچ‌وجه به معنای وجود رابطه علّی مستقیم و مثبت میان این دو متغیر نیست. این هم‌جهتی صرفاً بازتابی از واکنش هم‌زمان و هم‌جهت هر دو متغیر به شوک‌های ساختاری برون‌زا و مشترک در اقتصاد ایران است. به بیان دقیق‌تر، اقتصاد ایران در رژیم صفر عمدتاً تحت تأثیر جهش‌های درآمدهای نفتی قرار داشته که به طور هم‌زمان هم نرخ رشد اقتصادی را افزایش داده و هم به دلیل توزیع نامتوازن رانت نفت، ضریب جینی را در سطوح بالایی نگه داشته است. در مقابل، در رژیم یک، وقوع جنگ تحمیلی و سپس تحریم‌های گسترده بین‌المللی به عنوان یک شوک منفی برون‌زا، به طور هم‌زمان هم میانگین رشد اقتصادی را تنزل داده و هم از شدت تمرکز درآمدهای نفتی کاسته و ضریب جینی را کاهش داده است. بنابراین، افت

هم‌زمان دو متغیر در گذار از رژیم صفر به رژیم یک، محصول یک عامل سوم (شوک ساختاری) است، نه نشانه تأثیرگذاری مثبت نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی. استنباط علّی دقیق باید مبتنی بر ضرایب برآوردی درون‌رژیمی باشد، نه مقایسه میانگین‌های بین‌رژیمی و یا روند متغیرها. نتایج آزمون علیت گرنجر مبتنی بر الگوی مارکوف-سوئیچینگ (جدول ٤) به‌وضوح نشان می‌دهد که در هر دو رژیم، جهت علیت از نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی منفی و معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر، مدل تأیید می‌کند که هرگونه افزایش در نابرابری (در هر رژیمی که باشیم)، به کاهش رشد اقتصادی می‌انجامد و این یافته با دیدگاه نظری غالب مبنی بر اثر مخرب نابرابری بر رشد (از طریق کانال‌های بی‌ثباتی و کاهش سرمایه انسانی) کاملاً سازگار است.

همچنین، این تفکیک رژیمی با نتایج آزمون‌های ریشه واحد با لحاظ شکست ساختاری نیز سازگاری قابل توجهی دارد. نتایج آن آزمون‌ها نشان داد که حوالی سال ۱۳۵۸ و ۱۳۵۹ هر دو متغیر مورد بررسی با یک شکست ساختاری معنادار مواجه بوده‌اند؛ شکستی که به‌خوبی با جابه‌جایی مشاهده‌شده میان رژیم‌های برآوردشده در الگوی مارکوف‌سوئیچینگ هم‌زمان است. از این منظر، تغییر رژیم شناسایی‌شده در الگوی MSA را می‌توان بازتابی از دگرگونی عمیق در ساختار اقتصادی کشور دانست که متأثر از تحولات نهادی، سیاسی و اقتصادی پس از انقلاب اسلامی و آغاز جنگ تحمیلی بوده است.

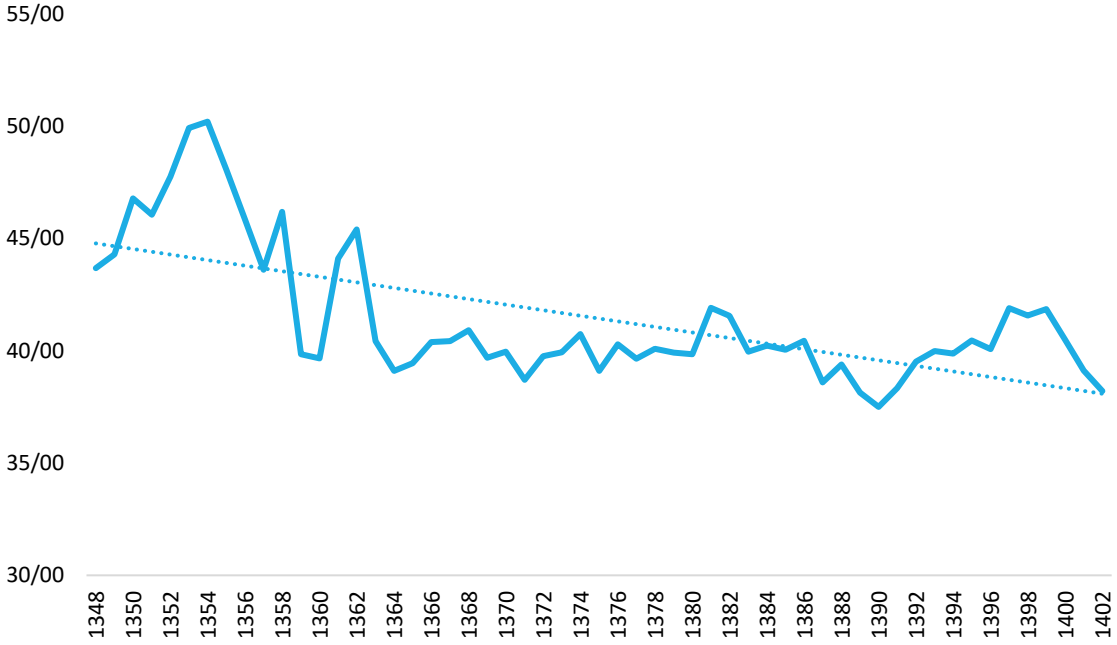
به بیان دیگر، نتایج الگوی مارکوف‌سوئیچینگ نشان می‌دهد که اقتصاد ایران از یک رژیم با ویژگی‌های متفاوت در سطح و نوسانات متغیرهای کلان، به رژیمی جدید با ساختاری متمایز منتقل شده است؛ به‌گونه‌ای که این انتقال صرفاً به تغییر مقادیر متوسط رشد اقتصادی و نابرابری محدود نبوده، بلکه بیانگر تغییر در رفتار پویای متغیرها و واکنش آن‌ها به شوک‌های اقتصادی نیز هست. بنابراین، شناسایی این دو رژیم مجزا، شواهد تجربی معناداری از وجود یک شکست ساختاری پایدار در اقتصاد ایران فراهم می‌آورد که بررسی روابط میان متغیرهای کلان را در قالب یک چارچوب رژیم‌محور توجیه‌پذیر می‌سازد.

نمودار ۱: سال‌های مربوط به رژیم‌های ۰ و ۱ بر اساس نتایج برآورد الگوی MSA(2)-VAR(1)



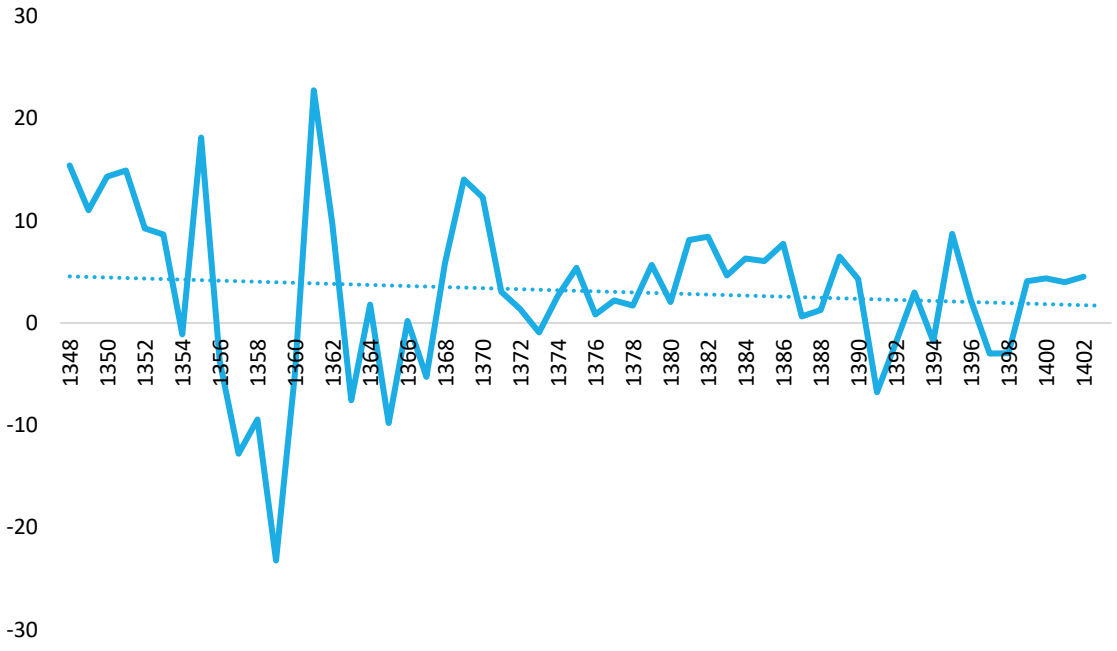
منبع: محاسبات تحقیق

نمودار ۲: روند ضریب جینی در ایران طی سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۴۸



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۳: روند رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۴۸



منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نهایتاً و بر اساس نتایج گزارش‌شده در جداول (٤) و (٥)، نکات زیر قابل استنباط است:

نخست، بررسی ضرایب برآوردشده در معادله نابرابری درآمدی (I) نشان می‌دهد که وقفه رشد اقتصادی در هیچ‌یک از رژیم‌های شناسایی‌شده اثر معناداری بر نابرابری ندارد. ضرایب متغیر رشد اقتصادی با وقفه یک‌دوره‌ای، یعنی $G(-1)$، در هر دو رژیم از نظر آماری معنادار نبوده‌اند. این نتیجه با یافته‌های آزمون علیت گرنجر مبتنی بر الگوی مارکوف‌سوئیچینگ نیز همخوانی کامل دارد؛ به‌گونه‌ای که فرضیه وجود رابطه علّی از رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی

در هیچ‌یک از رژیم‌ها تأیید نمی‌شود. این امر بیانگر آن است که تغییرات رشد اقتصادی، صرف‌نظر از رژیم حاکم، به‌تنهایی قادر به توضیح یا تعدیل پویایی‌های نابرابری درآمدی در اقتصاد ایران نبوده است.

دوم، نتایج حاصل از معادله رشد اقتصادی (G) تصویر متفاوتی ارائه می‌دهد. ضرایب وقفه ضریب جینی در هر دو رژیم منفی و از نظر آماری معنادار هستند که نشان‌دهنده اثر منفی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی است. به‌طور مشخص، ضریب وقفه نابرابری در رژیم صفر برابر با ۱/۱۲- و در رژیم یک برابر با ۱/۳۵- برآورد شده است که هر دو در سطوح اطمینان متعارف معنادار هستند. این نتایج توسط آزمون علیت گرنجر مارکوف‌سوئیچینگ نیز تأیید شده و وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی را در هر دو رژیم نشان می‌دهد. این یافته تجربی را می‌توان در پرتو کانال‌های نظری اثر منفی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی و مختصات نهادی اقتصاد ایران تبیین نمود. مطابق با رویکرد ناکامل بودن بازارهای اعتباری (شن و ژائو، ۲۰۲۳)، در اقتصاد ایران به دلیل توسعه‌نیافتگی نهادهای مالی فراگیر و سلطه بانک‌های دولتی، اقشار کم‌درآمد عملاً از تأمین مالی طرح‌های مولد محروم هستند و این امر میانگین سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی را کاهش داده و ظرفیت رشد را تحلیل برده است. هم‌سو با این استدلال، گزارش‌های بانک مرکزی نشان می‌دهد که سهم تسهیلات پرداختی به خانوارها و بنگاه‌های کوچک از کل تسهیلات بانکی همواره پایین بوده و عمده منابع به سمت بنگاه‌های بزرگ و شبه‌دولتی هدایت شده است. از منظر رویکرد بی‌ثباتی اجتماعی-سیاسی نیز (پروتی، ۱۹۹۶ و شن و ژائو، ۲۰۲۳)، نابرابری درآمدی بالا در ایران با دامن زدن به شکاف طبقاتی و ایجاد انتظارات برآورده‌نشده، به‌طور مستمر زمینه‌ساز ناآرامی‌های اجتماعی و اعتصابات پراکنده بوده که با تضعیف امنیت سرمایه‌گذاری و افزایش ریسک فعالیت‌های مولد، انباشت سرمایه و رشد اقتصادی را تضعیف کرده است. افزون بر این، رویکرد اقتصاد سیاسی (مدینگی و هو، ۲۰۲۱ و شن و ژائو، ۲۰۲۳) تبیین می‌کند که در اقتصاد رانتی ایران، نابرابری درآمدی بالا، فشارهای سیاسی برای توزیع مجدد منابع از طریق یارانه‌های غیرهدفمند و طرح‌های حمایتی گسترده را تشدید کرده است که این امر به نوبه خود موجب افزایش کسری بودجه دولت، تورم مزمن و کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری مولد شده است. نهایتاً، مطابق با رویکرد تصمیم مشترک آموزش/باروری (پروتی، ۱۹۹۶؛ دی دومنیسیس و همکاران، ۲۰۰۸؛ مدینگی و هو، ۲۰۲۱)، نابرابری درآمدی در ایران، خانوارهای کم‌درآمد را به سمت باروری بالاتر و سرمایه‌گذاری کمتر در آموزش فرزندان سوق داده است؛ پدیده‌ای که در کاهش سهم مخارج آموزشی از بودجه خانوارهای دهک‌های پایین و افت کیفیت نیروی کار در بلندمدت نمود یافته و انباشت سرمایه انسانی را به‌عنوان موتور محرکه رشد درونزا تضعیف کرده است.

بنابراین، اثر منفی و معنادار نابرابری درآمدی بر رشد در اقتصاد ایران، نه یک نتیجه تجربی صرف، بلکه بازتابی از تعامل نهادهای ناکارآمد با ساختار رانتی و محدودیت‌های دسترسی به فرصت‌های اقتصادی است.

سوم، اگرچه اثر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم منفی و معنادار است، اما شدت این اثر بازدارندگیري، در رژیم یک (دوره با میانگین نابرابری پایین‌تر) به‌طور قابل توجهی قوی‌تر از رژیم صفر برآورد شده است (ضرایب ۱/۳۵- در مقابل ۱/۱۲-). این نتیجه پارادوکسیکال در نگاه نخست شاید غیرمنتظره به نظر آید، اما پیام مهمی درباره ماهیت ساختاری اقتصاد ایران دارد: حتی سطوح نسبتاً تعدیل‌یافته نابرابری درآمدی نیز می‌تواند به‌عنوان مانعی جدی در مسیر رشد اقتصادی عمل کند. تبیین این پدیده را باید در چارچوب نظریه نهادی و تمایز میان نهادهای فراگیر و بهره‌کش جستجو کرد. آسم‌اوغلو و رابینسون[1] (۲۰۱۳) استدلال می‌کنند که نهادهای بهره‌کش، قدرت و منابع را در دستان نخبگان، محدود متمرکز می‌کنند و با ایجاد موانع ورود به بازارها و تضعیف حقوق مالکیت، انگیزه‌های لازم برای پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و نوآوری را از بین می‌برند. در چنین بستری، آنچه رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد نه صرفاً سطح نابرابری درآمدی، بلکه کیفیت نهادهای اقتصادی و سیاسی است. در رژیم یک، به‌رغم کاهش ظاهری ضریب جینی، این کاهش عمدتاً محصول شوک‌های منفی برونزا (جنگ تحمیلی و تحریم‌های بین‌المللی) و به‌تبع آن کاهش تمرکز درآمدهای نفتی بوده است، نه نتیجه سیاست‌های هدفمند بازتوزیعی یا بهبود دسترسی فراگیر به فرصت‌های اقتصادی. این نوع کاهش نابرابری که می‌توان از آن به «برابری فقیرانه» یا «هم‌سطح‌سازی رو به پایین» تعبیر کرد، فاقد مکانیسم‌های توانمندساز رشد اقتصادی (مانند انباشت سرمایه انسانی در میان اقشار کم‌درآمد یا توسعه بازارهای مالی فراگیر) است. هم‌سو با این تحلیل، حیدری و حسن‌زاده (۱۳۹۵) نیز در مطالعه‌ای بر روی اقتصاد ایران نشان داده‌اند که رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران غیرخطی و دارای ساختار دو رژیمی است و تأکید کرده‌اند که تأثیر نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی به‌شدت به شرایط نهادی و ساختاری حاکم بر هر رژیم وابسته بوده است. افزون بر این، هم‌زمانی رژیم یک با تداوم و حتی تشدید ضعف‌های نهادی مانند فضای نامساعد کسب‌وکار و کاهش مستمر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، مؤید آن است که محیط نهادی و سرمایه‌گذاری در این دوره به‌مراتب شکننده‌تر از رژیم صفر بوده است. در چنین بستری، سازوکارهای زیربنایی تخصیص منابع همچنان رانتی و غیررقابتی باقی مانده و نظام بازتوزیع نتوانسته کارایی پتانسیل رشد را بهبود بخشد. در نتیجه، حتی سطوح پایین نابرابری درآمدی نیز به دلیل فقدان نهادهای کارآمد برای تبدیل پس‌انداز به سرمایه‌گذاری مولد و نبود بسترهای رقابتی، اثر تخریبی شدیدتری بر پویایی‌های رشد

[1]. Acemoglu and Robinson

اقتصادی تحمیل کرده است. بنابراین، قدرت بازدارندگی بیشتر نابرابری درآمدی در رژیم یک، نه یک تناقض تجربی، بلکه بازتابی از تعامل نابرابری با نهادهای ضعیف و ساختار رانتی اقتصاد ایران است.

۵ نتیجه‌گیری

با وجود گستردگی ادبیات نظری و تجربی در خصوص رابطه میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی، تاکنون اجماع روشنی درباره جهت و ماهیت این رابطه حاصل نشده است و این پرسش کلیدی که آیا این دو متغیر در یک «چرخه‌ی خیر» متقابل تقویت‌کننده قرار دارند یا در یک «مبادله» ناگزیر با یکدیگر تقابل می‌کنند، همچنان بی‌پاسخ مانده است. این ابهام، لزوم بررسی موردی این رابطه را در چارچوب ویژگی‌های ساختاری هر کشور، به ویژه در اقتصادهای پرتلاطمی مانند ایران که در معرض شوک‌های سیاسی و نهادی مکرر بوده‌اند، آشکار می‌سازد. بر این اساس، مطالعه حاضر با استفاده از رهیافت علیت گرنجر مبتنی بر الگوی مارکوف‌سوئیچینگ به بررسی رابطه میان نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره ۱۴۰۲–۱۳۴۸ پرداخته است. یافته‌های تجربی این مطالعه، نتایج قابل‌تأملی را در چهار سطح آشکار ساخت:

اول، در سطح شناسایی رژیم‌های ساختاری: نتایج، وجود دو رژیم متمایز را با ویژگی‌های کلان‌اقتصادی کاملاً متفاوت تأیید کرد. رژیم صفر، متناظر با دوره‌های پرتلاطم پیش و اوایل انقلاب اسلامی (و دو سال خاص اوایل جنگ)، با میانگین نابرابری درآمدی بالا (ضریب جینی ۴۶/۳) و رشد اقتصادی بالا (۷/۴۷ درصد) مشخص شد. در مقابل، رژیم یک، که غالب دوره پس از تثبیت ساختار جدید اقتصادی پس از انقلاب و جنگ تاکنون را در برمی‌گیرد، با میانگین نابرابری درآمدی پایین‌تر (۳۹/۹۳) و رشد اقتصادی به‌مراتب پایین‌تر و باثبات‌تر (۱/۸۱ درصد) همراه است. این شکاف آشکار در مقادیر میانگین متغیرها، خود گواهی بر وقوع یک شکست ساختاری عمیق در اقتصاد ایران در پی تحولات نهادی دهه ۱۳۶۰ است. تغییر رژیم شناسایی‌شده، نه تنها تغییر در سطوح تعادلی، که نشان‌دهنده تغییر در خود رفتار پویا و مکانیسم‌های واکنشی متغیرها به شوک‌ها نیز هست.

دوم، در سطح رابطه علّی بین متغیرها: آزمون علیت گرنجر در چارچوب مارکوف‌سوئیچینگ، یک الگوی رابطه‌ای روشن و پایدار را عیان ساخت:

عدم وجود رابطه علّی از رشد اقتصادی به نابرابری درآمدی: در هیچ‌یک از دو رژیم، شواهدی مبنی بر تأثیرگذاری رشد اقتصادی (با وقفه) بر نابرابری درآمدی یافت نشد. این بدان معناست که در اقتصاد ایران، صرف تحقق رشد اقتصادی بالاتر (یا پایین‌تر) به‌صورت خودکار موجب بهبود یا عدالت در توزیع درآمد نشده است.

وجود رابطه علّی یک‌طرفه و منفی از نابرابری درآمدی به رشد اقتصادی: یافته کلیدی این مطالعه، تأیید اثر بازدارنده نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم است. ضرایب منفی و معنادار وقفه ضریب جینی در معادله رشد (۱/۱۲- در رژیم صفر و ۱/۳۵- در رژیم یک) حاکی از آن است که افزایش نابرابری درآمدی در دوره قبل، به کاهش رشد اقتصادی در دوره جاری منجر شده است. این اثر منفی، فارغ از شرایط حاکم بر هر رژیم، پابرجا بوده است.

سوم، در سطح شدت و ماهیت اثرگذاری: اگرچه جهت اثر در هر دو رژیم یکسان است، اما شدت اثر بازدارندگی نابرابری درآمدی در رژیم یک (دوره با نابرابری متوسط پایین‌تر) قدرتمندتر برآورد شده است. این نتیجه‌گیری پارادوکسیکال، این پیام مهم را می‌رساند که در اقتصاد ایران، حتی سطوح نسبتاً پایین‌تر نابرابری درآمدی نیز می‌تواند به‌عنوان مانعی قوی در مسیر رشد اقتصادی عمل کند. این امر احتمالاً نشان‌دهنده استمرار و تشدید مکانیسم‌های نهادی و ساختاری ناکارآمد (مانند تخصیص رانتی منابع، ضعف بازارهای مالی فراگیر، و نارسایی در نظام بازتوزیع درآمد) است که کارایی پتانسیل رشد اقتصادی را حتی در شرایط نابرابری درآمدی ظاهراً تعدیل‌یافته نیز به شدت تحلیل می‌برند.

چهارم، در سطح پایداری رژیم‌ها و دلالت‌های آن: تحلیل احتمالات انتقال برآوردی نشان می‌دهد که رژیم یک از پایداری بسیار بالایی برخوردار است؛ احتمال ماندگاری در این رژیم (۰/۹۷۴۷) به‌مراتب بیشتر از احتمال ماندگاری در رژیم صفر (۰/۸۳۲۲) است و احتمال خروج از رژیم یک به رژیم صفر تنها ۰/۰۲۵۳ برآورد شده است. این نتایج حاکی از آن است که رژیم یک (دوره نابرابری درآمدی پایین‌تر و رشد اقتصادی پایین‌تر) رژیم غالب و بسیار پایدار در طول دوره مورد بررسی بوده است. به بیان دیگر، اقتصاد ایران در بخش اعظم نیم‌قرن اخیر (به‌ویژه پس از تثبیت شرایط پس از انقلاب و جنگ تحمیلی) در این رژیم قرار داشته و احتمال گذار به رژیم صفر (دوره‌های رونق بالا) بسیار اندک است. این پایداری بالا، منطبق با واقعیت‌های ساختاری اقتصاد ایران نظیر تداوم تحریم‌های بین‌المللی، ضعف مستمر سرمایه‌گذاری و کاهش میانگین رشد اقتصادی در دهه‌های اخیر است. چنین پایداری بالایی همچنین تأکید می‌کند که اثر منفی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در رژیم یک، نه یک پدیده گذرا، بلکه ویژگی غالب و دیرپای ساختار کنونی اقتصاد ایران محسوب می‌شود و هرگونه سیاست‌گذاری برای خروج از رکود تورمی باید با اولویت اصلاحات نهادی و کاهش نابرابری درآمدی در همین رژیم طراحی گردد.

بنابراین و بر اساس یافته‌های این مطالعه، مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این تحقیق به این شرح است:

- **اتخاذ رویکردی رژیم‌آگاه در سیاست‌گذاری:** با توجه به تفاوت معنادار شدت اثرگذاری نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در رژیم‌های ساختاری متفاوت (ضرایب ۱/۱۲- در رژیم صفر و ۱/۳۵- در رژیم یک)، سیاست‌گذاری کلان باید منعطف و مبتنی بر تشخیص رژیم حاکم باشد. این امر مستلزم پایش مستمر شاخص‌های کلان و اجتناب از تجویز نسخه‌های

یکسان برای دوره‌های رکود تورمی ناشی از تحریم و دوره‌های رونق نفتی است.

- **بازتمرکز سیاست‌گذاری از تحریک رشد به توزیع مجدد فرصت‌ها و دارایی‌ها:** یافته کلیدی این مطالعه: تشدید اثر تخریبی نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی در رژیم یک (ضریب ۱/۳۵- در مقابل ۱/۱۲- در رژیم صفر)، نشان می‌دهد که در شرایط نهادی فعلی، «کاهش نابرابری درآمدی» نه یک هدف اجتماعی حاشیه‌ای، بلکه یک پیش‌شرط حیاتی برای خروج از رکود تورمی است. با توجه به بی‌تأثیری سیاست‌های رشد-محور گذشته بر نابرابری درآمدی (یافته نخست)، تمرکز سیاست‌گذار باید از تحریک سمت عرضه به «توزیع مجدد فرصت‌ها و دارایی‌ها» معطوف شود.

- **سرمایه‌گذاری راهبردی در سرمایه انسانی:** کاهش شکاف دسترسی به آموزش، بهداشت و مهارت‌آموزی، به‌ویژه برای دهک‌های پایین درآمدی، مستقیم‌ترین مسیر برای خنثی‌سازی اثرات منفی نابرابری درآمدی بر بهره‌وری و پتانسیل رشد بلندمدت است. هدف‌گیری این کانال، مستقیماً رویکرد تصمیم مشترک آموزش/باروری را مورد توجه قرار داده و از انتقال بین‌نسلی فقر جلوگیری می‌کند.

- **طراحی سازوکار «حساب ذخیره توزیع عادلانه» (FRDA)[1] برای مدیریت جهش‌های ارزی آتی:** الگوی مارکوف-سوئیچینگ نشان داد که حتی در رژیم صفر (مقارن با وفور درآمد نفت و رشد اقتصادی بالا)، رشد اقتصادی در ایران در دوره ۱۴۰۲-۱۳۴۸ نتوانسته است نابرابری درآمدی را کاهش دهد (اثر خنثی). برای جلوگیری از تکرار این پدیده در صورت گشایش‌های ارزی آتی، پیشنهاد می‌شود سازوکاری قانونی تحت عنوان «حساب ذخیره توزیع عادلانه» ایجاد گردد. بر اساس این سازوکار، بخشی از مازاد درآمدهای نفتی (نسبت به میانگین سال‌های پیشین) به‌جای تزریق مستقیم به بودجه جاری یا انباشت در صندوق‌های غیرشفاف، به‌صورت هدفمند در قالب تسهیلات اشتغال‌زایی و سرمایه‌گذاری‌های خُرد در مناطق روستایی و عشایری توزیع می‌شود. این سیاست مستقیماً از تبدیل درآمد ارزی به افزایش ضریب جینی در مراحل اولیه (طبق فرضیه کوزنتس) جلوگیری کرده و منافع رشد ناشی از رانت نفت را به لایه‌های مولد اقتصاد هدایت می‌کند.

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

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

اعلام استفاده از هوش مصنوعی
نویسنده/نویسندگان اعلام می‌کنند که در تولید، نگارش و تحلیل این مقاله از هیچ‌گونه ابزار یا فناوری هوش مصنوعی استفاده نشده است.

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

تشکر و قدردانی
نویسندگان از داوران نشریه تشکر می‌کنند.

[1]. Fair Redistribution Deposit Account

منابع

Abate, T. W., & Wendimnew Sitotaw, K. (2024). Analysing the nexus between income inequality and economic growth in Ethiopia: using the non linear auto regressive distributed lag model. *Cogent Social Sciences*, *1*(1), 2328748. https://doi.org/10.1080/23311886.2024.2328748.

Abdi Seyyedkolaee, M., Tehranchian, A. M., & Kheradmand, R. (2019). Economic growth and income inequality in selected Islamic countries: New evidence by Panel Vector Autoregressive. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *6*(1), 29-50. https://economic.mofidu.ac.ir/article_37171.html?lang=en. [In Persian].

Abdioğlu, Z., Yamak, N., & Yamak, R. (2019). The long-run relationship between income inequality and economic development in Türkiye. *Journal of Mehmet Akif Ersoy University Economics and Administrative Sciences Faculty*, *6*(3), 721–735. https://doi.org/10.30798/makuiibf.563244.

Abida, Z., & Sghaier, I. M. (2012). Economic growth and income inequality: Empirical evidence from North African countries. *Zagreb International Review of Economics & Business*, *15*(2), 29-44. https://hrcak.srce.hr/file/137482.

Abrishami, H., Mehrara, M., & Khatabakhsh, P. (2005). Investigating the relationship between growth and income distribution in Iran. *Journal of Humanities and Social Sciences*, *5*(17), 13-52. https://ensani.ir/fa/article/286161/. [In Persian].

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2013). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Currency.

Acheampong, A. O., Adebayo, T. S., Dzator, J., & Koomson, I. (2023). Income inequality and economic growth in BRICS: insights from non-parametric techniques. *The Journal of Economic Inequality*, *21*(3), 619-640. https://doi.org/10.1007/s10888-023-09567-9.

Ahluwalia, M. S. (1976). Inequality, poverty and development. *Journal of development economics*, *3*(4), 307-342. https://doi.org/10.1016/0304-3878(76)90027-4.

Ak, M.Z. and Altıntas, N. (2016). The relationship between income inequality and economic growth in Türkiye in the context of Kuznets' inverted u curve: 1986-2012. *Journal of Financial Research*, *2*(3), 93-102. https://izlik.org/JA56SY44ER.

Akadiri, S., & Akadiri, A. C. (2018). Growth and inequality in Africa: Reconsideration. *Academic Journal of Economic Studies*, *4*(3), 76-86. https://econpapers.repec.org/article/khescajes/v_3a4_3ay_3a2018_3ai_3a3_3ap_3a76-86.htm.

Aktas, E. E., & Iyidogan, P. V. (2022). Nonlinear effects of ıncome ınequality on economic growth: A comparative analysis of selected countries. *Economic Journal of Emerging Markets*, *14*(1), 72-84. https://doi.org/10.20885/ejem.vol14.iss1.art6.

Ali, A. K., & Asfaw, D. M. (2023). Nexus between inflation, income inequality, and economic growth in Ethiopia. *Plos one*, *18*(11), e0294454. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0294454.

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. https://ssrn.com/abstract=2439021.

Ameur, A. A., & Seffih, S. (2021). Income inequality and economic growth in Algeria: Empirical Study during the period 1980-2015. *Management Dynamics in the Knowledge Economy, 9*(1), 39-49. https://www.managementdynamics.ro/index.php/journal/article/view/384

Amri, K. (2018). Is there causality relationship between economic growth and income inequality?: Panel data evidence from Indonesia. *Eurasian Journal of Economics and Finance*, *6*(2), 8-20. https://doi.org/10.15604/ejef.2018.06.02.002.

Angelsen, A., & Wunder, S. (2006). Poverty and inequality: Economic growth is better than its reputation. In D. Banik (Ed.), *Poverty, politics and development: Interdisciplinary perspectives* (pp. 79–103). Fagbokforlaget. https://hdl.handle.net/10568/19497.

Artal-Tur, A., Osorio-Caballero, M. I., & Nuñez, R. (2025). Growth and Inequality Linkages of the Mexican States in the New Century: A Panel Data Approach with Spatially Lagged Variables. *Economies*, *13*(2), 1-26. https://doi.org/10.3390/economies13020054.

Ashrafi, S., Behbudi, D., & Dejpasand, F. (2018). Study of non-linear relationship between income inequality and economic growth: A case of Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *5*(3), 21-42. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7746.html. [In Persian].

Azizah, S. N., Fauziyyah, N. E., & Qoyum, A. (2019). Short-run and long-run relationship between economic growth, foreign direct investment, trade liberalization and education on income inequality: evidence from Indonesia. *Journal of Islamic Finance*, (Special Issue), 047-055. https://doi.org/10.31436/jif.v8i0.346.

Bagheri F, Kavand H. (2008). The effect of economic growth on poverty and inequality in Iran (1996-2005). *Refahj*. *7*(28), 173-191. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2035-fa.html. [In Persian].

Balcilar, M., Gupta, R., Ma, W., & Makena, P. (2021). Income inequality and economic growth: A re-examination of theory and evidence. *Review of Development Economics*, *25*(2), 737-757. https://doi.org/10.1111/rode.12754.

Bargi Oskooee, M. M., Khodaverdizadeh, M., Khodaverdizadeh, S., & Vafamand, A. (2017). Threshold effect of income inequality on economic growth in selected developing countries: Panel Smooth Transition regression. *Economic Growth and Development Research*, *7*(27), 65-80. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_2601.html. [In Persian].

Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, *5*(1), 5-32. https://doi.org/10.1023/A:1009850119329.

Bentzen, J. (2022). The relationship between income growth and inequality: Evidence from an Asian emerging economy. *Economics and Sociology*, *15*(2), 95-109. https://doi.org/10.14254/2071789X.2022/15-2/6.

Besarria, C. N., Araujo, J. M., Da Silva, A. F., Sobral, E. F. M., & Pereira, T. G. (2018).

Effects of income inequality on the economic growth of Brazilian states. *International Journal of Social Economics, 45*(3), 548-563. https://doi.org/10.1108/IJSE-02-2017-0039.

Bouincha, M., & Karim, M. (2018). Income inequality and economic growth: An analysis using a panel data. *International Journal of Economics and Finance*, *10*(5), 242-253. https://doi.org/10.5539/ijef.v10n5p242.

Caraballo, M. Á., Dabús, C., & Delbianco, F. (2017). Income inequality and economic growth revisited. A note. *Journal of International Development*, *29*(7), 1025-1029. https://doi.org/10.1002/jid.3300.

Chen, B. L. (2003). An inverted-U relationship between inequality and long-run growth. *Economics Letters*, *78*(2), 205-212. https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00221-5.

Cloutier, N. R. (1997). Metropolitan income inequality during the 1980s: the impact of urban development, industrial mix, and family structure. *Journal of Regional Science*, *37*(3), 459-478. https://doi.org/10.1111/0022-4146.00064.

Dahan, M., & Tsiddon, D. (1998). Demographic transition, income distribution, and economic growth. *Journal of Economic Growth*, *3*(1), 29-52. https://doi.org/10.1023/A:1009769930916.

De Dominicis, L., Florax, R. J., & De Groot, H. L. (2008). A meta-analysis on the relationship between income inequality and economic growth. *Scottish Journal of Political Economy, 55*(5), 654-682. https://doi.org/10.1111/j.1467-9485.2008.00470.x.

Dehghani, A., hosseini, S. M. H., Fattahy, M. and hekmatifarid, S. (2017). The impact of economic growth on Iranian income distribution, (Nonlinear LSTAR approach). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *6*(21), 213-236. https://doi.org/10.22084/aes.2017.1804. [In Persian].

Dehmardeh, N., Safdari, M., & Shahiki Tash, M. (2010). The effect of macro indicators on income distribution in Iran (1974-2007). *Commercial Research Quarterly*, *14*(54), 25-55. https://pajoohesh-nameh.itsr.ir/article_13724.html?lang=en. [In Persian].

Delbianco, F., Dabús, C., & Caraballo, M. Á. (2014). Income inequality and economic growth: New evidence from Latin America. *Cuadernos de Economía*, *33*(63), 381-398. https://ssrn.com/abstract=2599810.

Deschamps, Ph. J. (2008). Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of US Unemployment. *Journal of Applied Econometrics*, *23*(4), 435-462. https://doi.org/10.1002/jae.1014.

Ekinci, Y. (2025). Büyüme ve gelir eşitsizliği arasındaki denge: Türkiye ekonomisinde Kuznets eğrisinin ampirik analizi. *Journal of Economics and Research*, *6*(1), 79–94. https://doi.org/10.53280/jer.1651037.

Fawaz, F., Rahnama, M., & Valcarcel, V. J. (2014). A refinement of the relationship between economic growth and income inequality. *Applied Economics*, *46*(27), 3351-3361. https://doi.org/10.1080/00036846.2014.929624.

Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth.

American Economic Review, *90*(4), 869-887. https://doi.org/10.1257/aer.90.4.869.

Franses, P. H., & Van Dijk, D. (2000). *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge University Press.

Garcia, F., Banderia, A. C., & Furquim, L. (2004). Economic reforms, inequality and growth in Latin America and the Caribbean. *University of Sao Paulo, School of Economics and Business*, 106-118. http://growth-distribution.ec.unipi.it/fullT/Economic_Reforms_inequality_growth_Latin_America.pdf.

Gocen, S. (2021). The relationship between economic growth and income inequality: A regional analysis for Türkiye. *Journal of Research in Economics, Politics & Finance*, *6*(2), 247–265. https://doi.org/10.30784/epfad.1020478.

Gupta, G. S., & Singh, R. D. (1984). Income inequality across nations over time: how much and why. *Southern Economic Journal*, 250-257. https://doi.org/10.2307/1058336.

Hailemariam, A., & Dzhumashev, R. (2020). Income inequality and economic growth: heterogeneity and nonlinearity. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, *24*(3), 20180084. https://doi.org/10.1515/snde-2018-0084.

Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press.

Heidari H, Hassanzadeh A. (2017). Investigating the relationship between income inequality and economic growth in Iran. *Refahj*. *16*(63), 89-125. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-2720-en.html. [In Persian].

Huang, H. C., Lin, Y. C., & Yeh, C. C. (2012). An appropriate test of the Kuznets hypothesis. *Applied Economics Letters*, *19*(1), 47-51. https://doi.org/10.1080/13504851.2011.566172.

Jihène, S., & Ghazi, B. (2013). The causality between income inequality and economic growth: Empirical evidence from the Middle East and North Africa region. *Asian Economic and Financial Review*, *3*(5), 668-682. https://archive.aessweb.com/index.php/5002/article/view/1040.

Kennedy, T., Smyth, R., Valadkhani, A., & Chen, G. (2017). Does income inequality hinder economic growth? New evidence using Australian taxation statistics. *Economic Modelling*, *65*, 119-128. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.05.012.

Kiatrungwilaikun, N., & Suriya, K. (2015). Rethinking Inequality and Growth: The Kuznets Curve after the Millennium. *International Journal of Intelligent Technologies and Applied Statistics*, *8*(2), 159-169. https://doi.org/10.6148/IJITAS.2015.0802.08.

Kim, D. H., Huang, H. C., & Lin, S. C. (2011). Kuznets hypothesis in a panel of states. *Contemporary Economic Policy*, *29*(2), 250-260. https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.2010.00218.x.

Krolzig, H. M. (1997). Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, statistical inference and applications to business cycle analysis. Springer, Berlin.

Krolzig, H. M. (1998). Econometric modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox. Institute of

Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford.

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, *45*(1), 1-28. https://assets.aeaweb.org/asset-server/files/9438.pdf.

Le, Q. H., & Nguyen, H. N. (2019). The impact of income inequality on economic growth in Vietnam: An empirical analysis. *Asian Economic and Financial Review*, *9*(5), 617-629. https://doi.org/10.18488/journal.aefr.2019.95.617.629.

Lee, D. J., & Son, J. C. (2016). Economic growth and income inequality: evidence from dynamic panel investigation. *Global Economic Review*, *45*(4), 331-358. https://doi.org/10.1080/1226508X.2016.1181980.

Li, H., & Zou, H. F. (1998). Income inequality is not harmful for growth: Theory and evidence. *Review of Development Economics*, *2*(3), 318-334. https://doi.org/10.1111/1467-9361.00045.

Lin, H., & Brueckner, M. (2024). Inequality and growth in China. *Empirical Economics*, *66*(2), 539-585. https://doi.org/10.1007/s00181-023-02472-0.

Mahdavi Adeli, M. H., & Ranjbarki, A. (2005). Investigating the long-term relationship between economic growth and income distribution in Iran. *Journal of Economic Research*, *5*(18), 113-137. https://joer.atu.ac.ir/article_3408.html. [In Persian].

Majeed, M. T. (2016). Economic growth and income inequality nexus: An empirical analysis for Pakistan. *Kashmir Economic Review*, *25*(1), 1-12. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/89705/.

Mbazia, N. (2017). Inequality and Growth in Tunisia: Empirical evidence on the role of macroeconomic factors. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields (TPREF)*, *8*(16), 153-160. https://doi.org/10.14505/tpref.v8.2(16).08.

Mdingi, K., & Ho, S. Y. (2021). Literature review on income inequality and economic growth. *MethodsX*, *8*, 101402. https://doi.org/10.1016/j.mex.2021.101402.

Mdingi, K., & Ho, S. Y. (2023). Income inequality and economic growth: An empirical investigation in South Africa. *Cogent Economics & Finance*, *11*(2), 2230027. https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2230027.

Montazeri Shoorekchali, J. and Zahedgharavi, M. (2022). The effect of income inequality on economic growth in developing countries: Evidence from Panel Threshold Regression Model. *Journal of Economics and Modelling*, *13*(3), 147-181. https://doi.org/10.48308/jem.2023.229444.1796. [In Persian].

Nemati, M., & Raisi, G. (2015). Economic growth and income inequality in developing countries. *International Journal of Life Sciences*, *9*(6), 79-82. https://doi.org/10.3126/ijls.v9i6.12743.

Nguyen, L., Kaizoji, T., & Inoue, T. (2025). The causal relationship between income inequality and economic growth: evidence from panel data for Vietnam. *Applied Economics*, *57*(19), 2333-2347. https://doi.org/10.1080/00036846.2024.2323551.

Nwosa, P. I. (2019). Income inequality and economic growth in Nigeria: Implication for Economic Development. *Acta Universitatis Danubius. Œconomica*, *15*(1), 108-116. https://oer.mtu.edu.ng/resource/post/income-inequality-poverty-alleviation-and-economic-growth-in-nigeria/download.

Pede, V. O., Sparks, A. H., & McKinley, J. D. (2012). Regional income inequality and economic growth: A spatial econometrics analysis for provinces in the Philippines [Conference paper]. Australian Agricultural and Resource Economics Society, 56th Annual Conference, February 7-10, Fremantle, Australia. https://doi.org/10.22004/ag.econ.124402.

Peet, R. (1975). Inequality and poverty: a Marxist-geographic theory. *Annals of the Association of American geographers*, *65*(4), 564-571. http://www.jstor.org/stable/2562423.

Pérez-Moreno, S. (2009). An assessment of the causal relationship between growth and inequality in Spanish regions. *European Planning Studies*, *17*(3), 389-400. https://doi.org/10.1080/09654310802625296.

Perotti, R. (1996). Growth, income distribution, and democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth*, *1*(2), 149-187. http://www.jstor.org/stable/40215914.

Prabhash, A. M. (2020). The Relationship between economic growth and inequality: A Study Based on 61st Round of NSSO. *IOSR Journal of Business and Management (IOSR-JBM),* 22(1), 26-31. https://doi.org/10.9790/487X-2201072631.

Risso, W. A., & Carrera, E. J. S. (2012). Inequality and economic growth in China. *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, *5*(2), 80-90. https://doi.org/10.1108/17544401211233453.

Robinson, S. (1976). A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. *The American Economic Review*, *66*(3), 437-440. https://www.jstor.org/stable/1828182.

Rodríguez, G., & Sloboda, M. J. (2005). Modeling nonlinearities and asymmetries in quarterly revenues of the US telecommunications industry. *Structural Change and Economic Dynamics, 16*(1), 137-158. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2004.03.001.

Roka, D. (2020). Nexus of economic growth on happiness and inequality: Reexamine the paradox. *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, *15*(1), 35-49. https://doi.org/10.9734/ajeba/2020/v15i130206.

Rubin, A., & Segal, D. (2015). The effects of economic growth on income inequality in the US. *Journal of Macroeconomics*, *45*, 258-273. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2015.05.007.

Sabir, G. M., Yustika, A. E., & Susilo. (2015). Local government expenditure, economic growth and income inequality in South Sulawesi Province. *Journal of Applied Economics and Business*, *3*(2), 61-73. http://www.aebjournal.org/article030205.php.

Sadeghi H., basakha M., & shaghaghi V. (2009). Relation of economic growth with poverty and inequality in developing countries. *Refahj*. *8*(33), 27-

44. http://refahj.uswr.ac.ir/article-1-1856-en.html. [In Persian].

Saipudin, S. (2024). The relationship between income inequality and economic growth. *The Journal of Academic Science*, *1*(4), 439-450. https://doi.org/10.59613/rx9waq73.

Salmani, B., & Bijani, T. (2013). Income inequality, trade openness and economic growth in Iran. *Macroeconomics Research Letter*, *8*(16), 101-120. https://jes.journals.umz.ac.ir/article_480_112.html?lang=en. [In Persian].

Samadi, A. H., Dehghan Shabani, Z., & Moradi Kouchi, A. (2015). Spatial analysis of the effect of income inequality on economic growth in Iran. *Economic Growth and Development Research*, *5*(19), 57-72. https://egdr.journals.pnu.ac.ir/article_1645_233.html. In Persian].

Sameti, M. and Rafie, L. (2010). Interaction of income distribution, taxes and economic growth. *Iranian Economic Review*, *14*(25), 67-81. https://doi.org/10.22059/ier.2010.32691.

Scholl, N., & Klasen, S. (2019). Re-estimating the relationship between inequality and growth. *Oxford Economic Papers*, *71*(4), 824-847. https://hdl.handle.net/10419/146554.

Seo, H. J., Kim, H., & Lee, Y. S. (2020). The Dynamic relationship between inequality and sustainable economic growth. *Sustainability*, *12*(14), 5740. https://www.mdpi.com/2071-1050/12/14/5740.

Shen, C., & Zhao, X. (2023). How does income inequality affects economic growth at different income levels?. *Economic research-Ekonomska istraživanja*, *36*(1), 864-884. https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2080742.

Shin, I. (2012). Income inequality and economic growth. *Economic Modelling*, *29*(5), 2049-2057. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.011.

Soava, G., Mehedintu, A., & Sterpu, M. (2020). Relations between income inequality, economic growth and poverty threshold: new evidences from EU countries panels. *Technological and Economic Development of Economy*, *26*(2), 290-310. https://doi.org/10.3846/tede.2019.11335.

Syafti, A., & Idris. (2021). Causality between poverty, economic growth, income inequality and unemployment in Latin America. In *Proceedings of the Seventh Padang International Conference on Economics Education, Economics, Business and Management, Accounting and Entrepreneurship (PICEEBA 2021)* (Advances in Economics, Business and Management Research, Vol. 192, pp. 121-124). Atlantis Press. http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/.

Szeles, M. R. (2013). Re-examining the relationship between economic growth and inequality in the New Member States. *Quality & Quantity*, *47*(5), 2799-2813. https://doi.org/10.1007/s11135-012-9689-0.

Thapa, R. (2024). Income Inequality and Economic Growth in Nepal. *International Journal of Social Science and Economic Research*, *9*(9), 3353-3365. https://doi.org/10.46609/IJSSER.2024.v09i09.013.

Thomas, C. (2015). Income Inequality and economic development in Latin America: A

test for the Kuznets inverted-U curve. *Indian Journal of Economics and Business*, *14*(1),143-161. http://www.ashwinanokha.com/resources/11-Carolyn%20Thomas.pdf.

Thu, V. D. T., & Truong, P. X. (2024). Factors affecting income inequality in Vietnam from 2010 to 2020: Empirical evidence from provincial level. *Regional and Sectoral Economic Studies*, *24*(1), 67-90. https://econpapers.repec.org/article/eaaeerese/v_3a24_3ay2024_3ai_3a1_5f5.htm.

Tumanyants, K., Arzhenovskiy, S., Arkova, O., Monastyryov, M., & Pichulina, I. (2023). Inequality and economic growth in Russia: Econometric analysis. *Russian Journal of Money and Finance*, *82*(2), 52-77. https://rjmf.econs.online/en/2023/2/inequality-and-economic-growth-in-russia-econometric-analysis/.

Velkovska, I., Trenovski, B., & Kozheski, K. (2021). Is there a link between income inequality and economic growth in the Balkans? Testing the Kuznets hypothesis. *Revija za socijalnu politiku*, *28*(2), 227-238. http://www.rsp.hr/ojs2/index.php/rsp/article/view/1764.

Wahiba, N. F., & El Weriemmi, M. (2014). The relationship between economic growth and income inequality. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *4*(1), 135-143. https://izlik.org/JA43RJ24ZZ.

Wolde, M., Sera, L., & Merra, T. M. (2022). Causal relationship between income inequality and economic growth in Ethiopia. *Cogent Economics & Finance*, *10*(1), 2087299. https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2087299.

Yan, D., Sun, W., Li, P., Liu, C., & Li, Y. (2025). Effects of economic growth target on the urban–rural income gap in China: An empirical study based on the urban bias theory. *Cities*, *156*, 105518. https://doi.org/10.1016/j.cities.2024.105518.

Yan, X., & Mohd, S. (2023). Trends and causes of regional income inequality in China. *Sustainability*, *15*(9), 7673. https://doi.org/10.3390/su15097673.

Yang, Y., & Greaney, T. M. (2017). Economic growth and income inequality in the Asia-Pacific region: A comparative study of China, Japan, South Korea, and the United States. *Journal of Asian Economics*, *48*, 6-22. https://doi.org/10.1016/j.asieco.2016.10.008.

Yin, H., Gong, L., & Zou, H. F. (2006). Income inequality and economic growth—the Kuznets curve revisited. *Frontiers of Economics in China*, *1*(2), 196-206. https://doi.org/10.1007/s11459-006-0004-7.

Younsi, M., & Bechtini, M. (2020). Economic Growth, financial development, and income inequality in BRICS countries: Does Kuznets' inverted U-shaped curve exist?. *Journal of the Knowledge Economy*, *11*(2), 721-742. https://doi.org/10.1007/s13132-018-0569-2.

Zapata, H. O., & Gauthier, W. M. (2003). Threshold models in theory and practice. For presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Mobile, Alabama. (No. 1363-2016-107904). https://doi.org/10.22004/ag.econ.35147.

Zaremba, M. (2024). The economic growth and income inequality: Verification of the

Kuznets curve for socialist Asian countries. *International Journal of Public Administration, Management and Economic Development*, *9*(1), 55-70. https://doi.org/10.60026/ijpamed.v9i1.179.

Zhao, S. X., & Zhang, L. (2005). Economic growth and income inequality in Hong Kong: Trends and explanations. *China: An International Journal*, *3*(1), 74-103. https://doi.org/10.1353/chn.2005.0010.