



The Impact of Economic Growth and Institutional Quality on Income Inequality in Iran

Saeed Kianpūr¹ , Maryam Darbidi² 

Reza Shamsollāhī³ , Narges Sharifi⁴ 

1. Assistant Professor, PhD in Economics, Department of Economics, Payāme Noor University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
s_kianpoor@pnu.ac.ir
2. PhD in Economics, Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.
maryam.darbidi.1367@gmail.com
3. PhD Candidate in Economics, Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran.
reza.shamsolai72@gmail.com
4. PhD Candidate in Economics, Economics and Management, Khorramabad, Lorestan, Iran.
sharifi.n4742@gmail.com

Received: 2025/09/14; Accepted 2025/12/09

Extended Abstract

Introduction and Objectives: One of the most important economic duties of governments is to control the state of income distribution inequality. Governments can reduce the problem of income distribution inequality by employing theoretical and practical methods and identifying factors affecting income inequality in society. Among economists, there is no consensus regarding the factors influencing the increase in income inequality; from Kuznets' perspective, there is an inverted U-shaped relationship between income inequality and economic growth. The inability of the Kuznets hypothesis to describe the relationship between the level of development and income inequality led researchers to



Authors retain the copyright. Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) License (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

pay attention to the role of institutions and the development path of countries on income inequality. The existence of legal, social, and economic institutions ensures that contracts and agreements made at different levels of a country have enforcement guarantees. This issue increases security in the social system and reduces the cost of economic transactions. In such a situation, the final price of produced goods and services decreases, competition in domestic and international markets increases, and this leads to an increase in employment, an increase in per capita income, a reduction in poverty, and a reduction in income inequality.

In the Constitution of Iran, the reduction of income inequality has been mentioned, and despite the implementation of government support policies such as subsidies to reduce income inequality, several factors, including high inflation rates, high unemployment rates, economic recession, demographic changes, etc., have caused income inequality to form in society. Therefore, the aim of this study is to investigate the impact of economic growth and institutional quality on income inequality in Iran during the period 2008-2024 (1387-1403 AH solar) using VAR and DSGE-VAR models.

Methodology: The Vector Autoregression (VAR) model is used to examine the dynamics of multivariate time series. In this model, each variable is modeled as a function of its own past values and the past values of other variables in the model. In other words, VAR is a generalization of Autoregressive (AR) models to a multivariate setting. The vector autoregression model seeks to explain the evolutionary process of a set of K variables (called endogenous variables) over the same statistical period using a linear function of only their previous values.

Due to the sample size limitation ($n = 15$ annual observations), the DSGE-VAR model was estimated with a weight of $\lambda = 2.8$ (equivalent to 80% priority for empirical data and 20% for theoretical DSGE restrictions) and assuming lag = 1. The assumption of lag = 1 was applied not only due to the sample limitation ($n = 15$) but also as a methodological innovation to prevent overfitting and preserve degrees of freedom. This approach is valid in DSGE-VAR studies with limited data (e.g., Smets & Wouters, 2007). The lag = 1 assumption is standard in VAR models with small samples ($n < 20$) (Lütkepohl, 2005) and is consistent with AIC/BIC criteria. These settings are designed based on the recommendation of Del Negro and Schorfheide (2004) for small samples and prevent overfitting; because the high data-driven weight (80%) dominates the empirical informa-

tion and prevents instability of DSGE parameters. Data preprocessing (differencing for stationarity and standardization for scaling) was applied solely for variance homogeneity and to prevent scale bias.

Findings: The analyses conducted in this study, utilizing DSGE-VAR and VAR models, have provided a comprehensive framework for investigating the impact of economic growth and institutional quality on income inequality in Iran. The results show that income inequality, particularly through the Gini index, has shown significant resistance to financial and economic shocks, which may be related to stable but inefficient institutional and economic structures in Iran. Although GDP growth has been a major driver in some periods, in recent years it has been affected by external shocks and domestic instabilities, which have negatively affected its ability to reduce inequality. Institutional quality, including corruption control and government effectiveness, has shown severe fluctuations, highlighting structural challenges such as systemic corruption and weak management. Democracy and human capital have also acted as dynamic factors, but their impact on reducing inequality has been limited, which may indicate political and educational constraints in this area.

On the other hand, life expectancy has acted as an independent variable and shown a weak relationship with inequality, which may relate to the lack of a direct link between public health and income distribution in this modeling framework. Additionally, historical decomposition and cumulative fiscal coefficients indicate that external shocks and incoherent fiscal policies have played a significant role in exacerbating inequality and reducing the effectiveness of economic growth. These findings align with the existing literature on developing economies, which emphasizes the importance of institutional reforms and targeted policymaking.

Discussion and Conclusion: This study shows that economic growth and institutional quality in Iran have had different effects on income inequality. Although GDP growth has shown potential for economic improvement in the short term, the inability to reduce inequality due to institutional weaknesses and external shocks is prominent. Institutional quality, particularly in the areas of corruption control and government effectiveness, has acted as a key factor in moderating inequality, but its fluctuations indicate the need for deep reforms. Democracy and human capital also have the potential to reduce inequality, but this potential has not been realized due to structural constraints.

Original Article

The present study demonstrates that income inequality in Iran during the period 2008–2024 (1387–1403 AH solar) mainly originates from institutional weakness (corruption control and government effectiveness), contractionary fiscal policies, and exogenous shocks (sanctions, oil price fluctuations), such that these factors explain 68% of the changes in the Gini coefficient in the historical decomposition, while economic growth has a short-term reducing effect. The results are consistent with previous studies (Asamoah, 2021; Adeleye, 2024) but, by integrating DSGE micro-foundations, Bayesian priors, and structural identification of shocks, offer higher accuracy and robustness, particularly in the small sample ($n = 15$), which was confirmed by a 28% improvement in forecast error and model stability (inverse roots < 1 , VIF < 5 , and one cointegrating relationship). Overall, these results emphasize the necessity of a multi-faceted approach to policymaking that includes strengthening institutions, investing in education and health, and better coordination of fiscal and economic policies so that income inequality in Iran can be reduced and economic growth can sustainably lead to improved income distribution.

JAcknowledgments: The authors express their gratitude and appreciation to the Editor-in-Chief and the esteemed reviewers.



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

Keywords: Economic Growth, Institutional Quality, Income Inequality, Iran, VAR, DSGE-VAR.

EL Classification: O11, O43, D63, C32, E02.

Cite this article: Kianpūr, Saeed, Darbidī, Maryam, Shamsollāhī, Reza, and Sharifi, Narges (2026). The Impact of Economic Growth and Institutional Quality on Income Inequality in Iran. *Journal of Economic Essays; an Islamic Approach*, 23(49): 87-147.

تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران

سعید کیانپور^۱ , مریم داربیدی^۲ 

رضا شمس‌اللهی^۳ , نرگس شریفی^۴ 

۱. استادیار، دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

s_kianpoor@pnu.ac.ir

۲. سایر، دکتری اقتصاد، اقتصاد و حسابداری رازی، کرمانشاه، ایران.

maryam.darbidi.1367@gmail.com

۳. سایر، دانشجوی دکتری اقتصاد، اقتصاد و حسابداری رازی، کرمانشاه، ایران.

reza.shamsolai72@gmail.com

۴. سایر، دانشجوی دکتری اقتصاد، اقتصاد و مدیریت، لرستان، خرم‌آباد، ایران.

sharifi.n4742@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۶/۲۳؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۹/۱۸

چکیده گسترده

مقدمه و اهداف: یکی از مهم‌ترین وظایف اقتصادی دولت‌ها کنترل وضعیت نابرابری توزیع درآمد است. دولت‌ها می‌توانند مشکل نابرابری توزیع درآمد را با به‌کارگیری روش‌های نظری، عملی و شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در جامعه کاهش دهند. در میان اقتصاددانان، در ارتباط با عوامل مؤثر بر افزایش نابرابری درآمد اتفاق نظری وجود ندارد؛ به‌طوری‌که از دیدگاه کوزنتس یک



رابطه U شکل معکوس بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی برقرار است. ناتوانی فرضیه کوزنتس در توصیف رابطه سطح توسعه یافتگی و نابرابری درآمد موجب شد تا توجه پژوهشگران به نقش نهادها و مسیر توسعه یافتگی کشورها بر نابرابری درآمدی جلب شود. وجود نهادهای حقوقی، اجتماعی و اقتصادی باعث می‌شود قراردادهای توافقاتی به عمل آمده در سطوح مختلف یک کشور از ضمانت اجرایی برخوردار باشد. این مسئله باعث افزایش امنیت در سیستم اجتماعی و کاهش هزینه مبادلات اقتصادی می‌شود. در چنین وضعیتی قیمت تمام شده کالاها و خدمات تولیدی کاهش یافته و رقابت در بازارهای داخلی و بین‌المللی افزایش می‌یابد و به افزایش میزان اشتغال، افزایش درآمد سرانه، کاهش فقر و کاهش نابرابری درآمد منجر می‌شود. در قانون اساسی ایران به کاهش نابرابری درآمد اشاره شده است و با توجه به اجرای سیاست‌های حمایتی دولت مانند یارانه برای کاهش نابرابری درآمد، عوامل متعددی از جمله نرخ تورم بالا، نرخ بیکاری بالا، رکود اقتصادی، تغییرات جمعیتی و... موجب شده که نابرابری درآمد در جامعه شکل بگیرد. بنابراین، هدف پژوهش بررسی تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۴۰۳ با استفاده از مدل‌های VAR و DESG-VAR می‌باشد.

روش‌شناسی: مدل خودرگرسیون برداری (VAR) در بررسی پویایی‌های سری‌های زمانی چندمتغیره استفاده می‌شود. در این مدل، هر متغیر به‌عنوان تابعی از مقادیر گذشته خودش و مقادیر گذشته سایر متغیرهای موجود در مدل، مدل‌سازی می‌شود. به‌دیگر سخن، VAR یک تعمیم از مدل‌های خودرگرسیون (AR) به حالت چندمتغیره است. مدل خودرگرسیون برداری به‌دنبال توضیح رویه تکاملی یک مجموعه K متغیره (که به آنها متغیرهای درون‌زا گفته می‌شود) در دوره آماری یکسان و با استفاده از تابع خطی تنها از مقادیر قبلی آنها می‌باشد. متغیرها در یک بردار $1 \times k$ بعدی به نام y_t جمع می‌شوند که عنصر i^{th} آن y_{it} است. با توجه به محدودیت حجم نمونه ($n=15$ مشاهده سالانه) مدل DSGE-VAR با وزن $\lambda=2.8$ (که معادل اولویت ۸۰ درصد به داده‌های تجربی و ۲۰ درصد به محدودیت‌های نظری DSGE است) و فرض $\text{lag}=1$ تخمین زده شد. فرض $\text{lag}=1$ نه تنها به دلیل محدودیت نمونه ($n=15$)، بلکه به‌عنوان نوآوری روش‌شناختی برای جلوگیری از بیش‌برازش و حفظ درجات آزادی اعمال شد. این رویکرد در مطالعات DSGE-VAR با داده‌های محدود (مانند اسمتس و ووترز، ۲۰۰۷) معتبر است. فرض $\text{lag}=1$ استاندارد در مدل‌های VAR با نمونه کوچک

($n < 20$) است (لوتیکپول، ۲۰۰۵) و با معیارهای AIC/BIC هم‌خوانی دارد. این تنظیمات براساس توصیه دل‌نگرو و اسکورفهد (۲۰۰۴) برای نمونه‌های کوچک طراحی شده و از بیش‌برازش جلوگیری می‌کند؛ زیرا وزن بالای داده‌محور (۸۰ درصد) اطلاعات تجربی را غالب کرده و از ناپایداری پارامترهای DSGE جلوگیری می‌نماید. پیش‌پردازش داده‌ها (تفاضل‌گیری برای ایستایی و استانداردسازی برای مقیاس) صرفاً برای همگنی واریانس و جلوگیری از سوگیری مقیاس اعمال شد. **نتایج:** تحلیل‌های انجام‌شده در این مطالعه، با بهره‌گیری از مدل‌های DSGE-VAR و VAR، چهارچوبی جامع برای بررسی تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران فراهم کرده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمد، به‌ویژه از طریق شاخص جینی، در برابر شوک‌های مالی و اقتصادی مقاومت قابل‌توجهی از خود نشان داده است که می‌تواند به ساختارهای نهادی و اقتصادی پایدار اما ناکارآمد در ایران مرتبط باشد. رشد تولید ناخالص داخلی، هرچند در برخی دوره‌ها محرک اصلی بوده، اما در سال‌های اخیر تحت تأثیر شوک‌های خارجی و ناپایداری‌های داخلی قرار گرفته، که بر توان آن برای کاهش نابرابری اثر منفی گذاشته است. کیفیت نهادی، از جمله کنترل فساد و اثربخشی دولت، نوسانات شدیدی را نشان داده که چالش‌های ساختاری مانند فساد سیستمی و ضعف مدیریت را برجسته می‌کند. دموکراسی و سرمایه‌انسانی نیز به‌عنوان عوامل پویا عمل کرده‌اند؛ اما تأثیر آنها بر کاهش نابرابری محدود بوده، که ممکن است به محدودیت‌های سیاسی و آموزشی در این حوزه اشاره داشته باشد.

از سوی دیگر، امید به زندگی به‌عنوان متغیری مستقل عمل کرده و ارتباط ضعیفی با نابرابری نشان داده، که می‌تواند به نبود پیوند مستقیم بین سلامت عمومی و توزیع درآمد در این چهارچوب مدل‌سازی مرتبط باشد. همچنین، تجزیه تاریخی و ضریب‌های تجمعی مالی نشان می‌دهد که شوک‌های خارجی و سیاست‌های مالی ناهماهنگ، نقش مهمی در تشدید نابرابری و کاهش اثربخشی رشد اقتصادی ایفا کرده‌اند. این یافته‌ها با ادبیات موجود در زمینه اقتصادهای در حال توسعه هم‌راستا است که بر اهمیت اصلاحات نهادی و سیاست‌گذاری‌های هدفمند تأکید دارد.

بحث و نتیجه‌گیری: این مطالعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و کیفیت نهادی در ایران تأثیرات متفاوتی بر نابرابری درآمد داشته‌اند. اگرچه رشد تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت پتانسیل بهبود اقتصادی را نشان داده، اما ناتوانی در کاهش نابرابری به دلیل ضعف‌های نهادی و شوک‌های خارجی

نوع مقاله: پژوهشی

برجسته است. کیفیت نهادی، به‌ویژه در حوزه کنترل فساد و اثربخشی دولت، به‌عنوان عاملی کلیدی در تعدیل نابرابری عمل کرده، اما نوسانات آن نشان‌دهنده نیاز به اصلاحات عمیق است. دموکراسی و سرمایه انسانی نیز پتانسیل کاهش نابرابری را دارند؛ اما این پتانسیل به‌دلیل محدودیت‌های ساختاری محقق نشده است. در مجموع، این نتایج بر ضرورت یک رویکرد چندوجهی برای سیاست‌گذاری تأکید دارند که شامل تقویت نهادها، سرمایه‌گذاری در آموزش و سلامت، و هماهنگی بهتر سیاست‌های مالی و اقتصادی باشد تا نابرابری درآمد در ایران کاهش یابد و رشد اقتصادی به‌طور پایدار به بهبود توزیع درآمد منجر شود.

پژوهش حاضر نشان می‌دهد نابرابری درآمدی در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۴۰۳ عمدتاً از ضعف نهادی (کنترل فساد و اثربخشی دولت)، سیاست‌های مالی انقباضی، و شوک‌های برونزا (تحریم، نوسانات نفتی) نشئت می‌گیرد؛ به‌طوری‌که این عوامل در تجزیه تاریخی ۶۸ درصد از تغییرات جینی را توضیح می‌دهند؛ درحالی‌که رشد اقتصادی اثر کاهشی کوتاه‌مدت دارد. نتایج با مطالعات پیشین (آسامونا، ۲۰۲۱؛ آدلی، ۲۰۲۴) همخوان بوده اما با ادغام مبانی خرد DSGE، پیشین‌های بیزی، و شناسایی ساختاری شوک‌ها، دقت و مقاوم بودن بالاتری ارائه می‌دهد؛ به‌ویژه در نمونه کوچک ($n=15$) که با بهبود ۲۸ درصد در خطای پیش‌بینی و پایداری مدل (ریشه‌های معکوس $< 1 < VIF < 5$ ، یک رابطه هم‌انباشتگی) تأیید شد.

تقدیر و تشکر: نویسندگان مقاله، مراتب تشکر و قدردانی خود را از سردبیر و داوران محترم اعلام می‌کنند.

تعارض منافع: تعارض منافی وجود ندارد.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، کیفیت نهادی، نابرابری درآمد، ایران، DSGEVAR، VAR.

طبقه‌بندی JEL: O11, O43, D63, C32, E02.

استناد: کیان‌پور، سعید، داربیدی، مریم، شمس‌اللهی، رضا، و شریفی، نرگس (۱۴۰۵). تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران. مجله جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی

۲۳(۴۹): ۸۷-۱۴۷.

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین وظایف اقتصادی دولت‌ها کنترل وضعیت نابرابری توزیع درآمد است (شمس‌اللهی و همکاران، ۱۴۰۰). دولت‌ها می‌توانند مشکل نابرابری توزیع درآمد را با به‌کارگیری روش‌های نظری، عملی و شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در جامعه کاهش دهند (پاتل و همکاران،^۱ ۲۰۱۸). در این میان در ارتباط با عوامل مؤثر بر افزایش نابرابری درآمد دیدگاه‌های متفاوتی مطرح شده و در میان اقتصاددانان اتفاق‌نظری وجود ندارد؛ به طوری که از دیدگاه کوزنتس^۲ (۱۹۵۵) ابتدا در سطوح پایین رشد اقتصادی، با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمد افزایش می‌یابد و سپس بعد از گذشت از مرحله معین رشد اقتصادی، با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. در نتیجه از دیدگاه کوزنتس یک رابطه U شکل معکوس بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی برقرار است (چادانا، و همکاران،^۳ ۲۰۲۴). ناتوانی فرضیه کوزنتس در توصیف رابطه سطح توسعه‌یافتگی و نابرابری درآمد موجب شد تا توجه پژوهشگران به نقش نهادها و مسیر توسعه‌یافتگی کشورها بر نابرابری درآمدی جلب شود (هارتمن و همکاران،^۴ ۲۰۱۷؛ ناپلاوا،^۵ ۲۰۲۰ و آسامونا،^۶ ۲۰۲۱). وجود نهادهای حقوقی، اجتماعی و اقتصادی باعث می‌شود قراردادهای و توافقات به عمل آمده در سطوح مختلف یک کشور از ضمانت اجرایی برخوردار باشد که این مسئله باعث افزایش امنیت در سیستم اجتماعی و کاهش هزینه مبادلات اقتصادی می‌شود. در چنین وضعیتی قیمت تمام شده کالاها و خدمات تولیدی کاهش یافته و رقابت در بازارهای داخلی و بین‌المللی افزایش می‌یابد و به افزایش میزان اشتغال، افزایش درآمد سرانه، کاهش فقر و کاهش نابرابری درآمد منجر می‌شود (ادلی،^۷ ۲۰۲۴).

در اصول ۴۴، ۳، ۲۱، ۲۹، ۳۱ قانون اساسی ایران به کاهش نابرابری درآمد و تأمین رفاه اشاره شده است. در اقتصاد ایران با توجه به اجرای سیاست‌های حمایتی دولت (کالابریگ، یارانه حمایتی، ...) برای

-
1. Patel et al.
 2. Kuznets
 3. Chandana et al.
 4. Hartman et al.
 5. Nap lava
 6. Asamoah
 7. Adli et al.

کاهش نابرابری درآمد، عوامل متعددی از جمله نرخ تورم بالا، نرخ بیکاری بالا، رکود اقتصادی، تغییرات جمعیتی و... موجب شده که از نابرابری درآمد در جامعه برخوردار باشد. بنابراین، هدف پژوهش بررسی تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۴۰۳ با استفاده از مدل‌های VAR و DESG-VAR می‌باشد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد

نخستین دیدگاه نظری در ارتباط با تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد از سوی کوزنتس (۱۹۵۵) مطرح شده است. کوزنتس توسعه اقتصادی را به‌عنوان فرایند گذر از اقتصاد سنتی و معیشتی به اقتصاد مدرن و صنعتی در نظر گرفته است و نتیجه می‌گیرد که در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، وضعیت نابرابری درآمد بدتر است؛ زیرا تعداد کمتری از مردم توانایی انتقال از بخش سنتی به بخش مدرن را دارند؛ از این‌رو اختلاف سطح دستمزد در بین بخش‌های سنتی و مدرن زیاد است. به تدریج این تفاوت‌ها شروع به کاهش می‌کنند؛ زیرا منافع بخش‌های مدرن و صنعتی به بخش‌های سنتی و کمتر توسعه‌یافته منتقل می‌شود و نیروی کار زیادی از بخش‌های صنعتی منتقل شده و دستمزد بیشتری هم دریافت می‌کنند.

بنابراین، از دیدگاه کوزنتس در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، کشورها، با افزایش نابرابری درآمد همراه می‌شوند و بعد از آن و به تدریج با کاهش نابرابری درآمد همراه می‌شوند. بنابراین، یک رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی وجود دارد (حسنوند و خوچایانی، ۱۳۹۷). به باور کالدور^۱ (۱۹۵۷) در شرایطی که اقتصاد در وضعیت اشتغال کامل قرار داشته باشد و نرخ پس‌انداز ناشی از سود بیشتر از درآمد باشد، رابطه مستقیمی بین نرخ سرمایه‌گذاری و سهم سود ناشی از درآمد وجود خواهد داشت. بنابراین، هرچه توزیع درآمد به نفع سرمایه‌گذاران تغییر می‌کند، باعث افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد (نوبهار و همکاران، ۱۴۰۲). گالور و سیدون^۲ (۱۹۹۶) معتقدند: اگر رشد اقتصادی

1. Kaldveer

2. Galwer & Sidon

در نتیجه انباشت سرمایه فیزیکی شکل گرفته باشد، رشد اقتصادی تأثیر مثبت (افزایش) بر نابرابری درآمد خواهد داشت (روبین و سگال،^۱ ۲۰۱۵).

براساس نظریه تصمیم درآمد، متوسط نیروی کار افراد ریسک‌گریز کاهش می‌یابد. چون افراد ریسک‌گریز تمایل خواهند داشت درآمد کمتر ولی ثابت را با درآمد بالا و متغیر جایگزین کنند. نیروی کار ریسک‌گریز در محیط‌های کاری که میزان دریافتی در حال نوسان است، ترجیح می‌دهند که با حقوق ثابت و قراردادهای بلندمدت کار کنند. بنابراین، در اقتصادهایی که نوسانات زیادی وجود دارد، کارفرما سهم بیشتری از درآمد را کسب می‌کند و در نتیجه نوسانات رشد اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود (نام و ریو،^۲ ۲۰۲۵).

گارسیا و ترنفسکی^۳ (۲۰۰۵) معتقدند: ریسک‌گریز بودن نیروی کار باعث افزایش پس‌انداز و عرضه نیروی کار می‌شود. در چنین شرایطی نرخ بازدهی سرمایه افزایش یافته و توزیع درآمد بین عوامل تولید و به نفع صاحبان سرمایه تغییر می‌کند. بنابراین، در شرایطی که نوسانات اقتصادی بالاست، رشد اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمد می‌شود. ازسوی دیگر، رشد اقتصادی ریسکی است که بر آموزش و انباشت سرمایه انسانی تأثیرگذار باشد. بنابراین، متوسط سال‌های تحصیل در بین افرادی که درآمدهای غیرکاری و ثروت ندارند، کاهش خواهد یافت. بنابراین، نوسانات اقتصادی باعث کاهش متوسط سال‌هایی شده که اختلاف سطح تحصیلات به اختلاف سطح درآمد و در نتیجه نابرابری درآمد افزایش می‌یابد (لیو و همکاران،^۴ ۲۰۲۵).

براساس فرضیه ثروت یک تغییر دائمی کوچک در رشد اقتصادی یک اثر ضریبی بر ارزش ثروت سرمایه انسانی خواهد داشت؛ درحالی‌که ثروت را می‌توان به راحتی به پول نقد تبدیل کرد، اصطکاک آشکاری در تبدیل سرمایه انسانی به پول نقد وجود دارد که می‌تواند به دلیل قوانین کار یا مشکلات انگیزشی می‌باشد. بنابراین، فرضیه ثروت پیش‌بینی می‌کند که سود سرمایه قابل توجه‌ترین مؤلفه درآمد حاصل از ثروت نسبت به درآمد نیروی کار حساس‌تر از سایر درآمدهای حاصل از ثروت مانند سود

1. Robin & Sigal

2. Nam & Rio

3. Garza & Turnovsky

4. Lio et al.

سهام و اجاره‌بها نسبت به رشد اقتصادی حساس‌تر از درآمد نیروی کار هستند؛ زیرا نسبت به انتظارات در مورد رشد آتی حساس هستند. بنابراین، فرضیه ثروت پیش‌بینی می‌کند که درآمد گروه‌های بالاتر نسبت به شوک‌های نرخ رشد اقتصادی حساس‌تر است و این مسئله به تأثیر مثبت (افزایشی) رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد منجر می‌شود (هو و همکاران،^۱ ۲۰۲۴).

فرضیه پرداخت به‌ازای عملکرد: مبتنی بر این ایده است که طرح‌های غرامت مبتنی بر عملکرد مانند پادشاه‌ها، سهام و اعطای اختیارات جزئی از دستمزد کارگران ماهر را تشکیل می‌دهد. در نتیجه کارگران ماهر نسبت به رشد فعلی از طرق طرح‌های تشویقی و شوک‌هایی که به رشد مورد انتظار در آینده از طریق طرح‌های جبرانی مبتنی بر سهام نسبت به کارگران کمتر ماهر حساس‌تر هستند. از آنجایی که کارگران ماهر تمایل دارند در گروه‌های با درآمد بالا (مثل مدیران اجرایی) قرار گیرند، فرضیه پرداخت مبتنی بر عملکرد بیان می‌کند که درآمد نیروی کار گروه‌های با درآمد بالا نسبت به گروه‌های با درآمد پایین حساس‌تر خواهد بود که این مسئله به‌نوبه‌خود نشان می‌دهد رشد اقتصادی با نابرابری درآمد بالا مرتبط است (سها،^۲ ۲۰۲۴). به باور کاکوانی و همکاران^۳ (۲۰۰۳) اگر رشد اقتصادی به‌طور انحصاری به نفع گروه‌های با درآمد بالا باشد، نابرابری درآمد افزایش خواهد یافت (برتای و همکاران،^۴ ۲۰۲۵).

۲-۲. تأثیر کیفیت نهادی بر نابرابری نابرابری درآمد

اندیشمندان سیاسی و اقتصادی بر این باور هستند که وجود نظام اداری کارآمد در جوامع به عملکرد بهتر ارکان حکومت و افزایش کارایی دولت می‌انجامد. دستگاه‌های اداری کارآمد در تحقق عدالت اجتماعی، پاسخ‌گویی به نیاز مردم، تضمین امکان دسترسی همه مردم به آموزش، بهداشت و درمان و نیز فراهم‌سازی زمینه دستیابی به سرمایه‌های تولید و رشد و توسعه مردم‌مدار و پایدار توانا خواهند بود (هائینی و همکاران،^۵ ۲۰۲۳). نابرابری درآمد معمولاً با شکاف قدرت سیاسی و اقتصادی همراه

-
1. Ho et al.
 2. Saha
 3. Kakwani et al.
 4. Berthati et al.
 5. Haini et al.

است که رانت‌جویی بیشتر توسط نخبگان قدرتمند را فراهم می‌کند. اینکه یک نظام سیاسی چه نهادها یا سیاست‌هایی ایجاد می‌کند، به توزیع قدرت در جامعه و نحوه جمع‌آوری ترجیحات توسط نهادها، سیاسی و منافع بسیج شده بستگی دارد. انتظار بر این است که دموکراسی توزیع مجدد درآمد را افزایش داده و نابرابری درآمد را کاهش دهد؛ اما انتظار بر این است زمانی که دموکراسی توسط اقشار ثروتمند تسخیر شده، محقق نشود. نماینده شدن دموکراسی انتخاباتی باعث می‌شود که نخبگان کنترل مستقیم بر دولت را از دست بدهند؛ اما نخبگان در حفظ و کنترل ایدئولوژی در انحصار افکار عمومی موفق بوده‌اند. به باور در صورتی که نخبگان در طول یک گذار از نظر سیاسی ضعیف باشند، رابطه بین دموکراسی و توزیع مجدد درآمد برقرار است (بلانچتون و چورن، ۲۰۲۱).

از نظر دموکراسی انتخاباتی فقدان تغییرات نهادی با اثرات توزیعی معمولاً این واقعیت را تفسیر می‌کند که افزایش نابرابری درآمد به اقلیت اجازه می‌دهد از طریق افزایش قدرت سیاسی و بدون توجه به منافع اکثریت، منافع خود را به منافع بالفعل نهادینه کند. اگرچه دموکراسی به وضوح توزیع قدرت قانونی را در جامعه تغییر می‌دهد، نتایج سیاست‌ها و نابرابری درآمد نه تنها به توزیع قدرت، بلکه به توزیع واقعی قدرت بستگی دارد. در نتیجه ترجیحات توزیع مجدد اکثراً به توزیع مجدد بیشتر منجر نمی‌شود (آدل لی، ۲۰۲۴).

بر اساس دیدگاه اینرسی نهادی، نهادها موجود برای مقابله با علل جدید نابرابری درآمدی کافی نیستند و درعین حال اجماع لازم در مورد این دیدگاه وجود ندارد. نخبگان سیاسی مؤثرترین عامل در افزایش نابرابری درآمد را در شکل دادن به قوانین، هنجارها و درک محیط نهادی دارند. قدرت غیرقانونی نخبگان سیاسی از حمایت رأی‌دهندگان از نتایج انتخابات ناشی می‌شود؛ اما قدرت عملی آنها به نخبگان اقتصادی بستگی دارد. وابستگی واقعی نخبگان سیاسی به سرمایه بزرگ از طریق فعالیت‌های رانت‌جویانه اقتصادی آنها آشکار می‌شود که ثروتمندان و قدرتمندان درآمد کسب می‌کنند، این درآمد نه به‌عنوان پاداشی برای خلق ثروت، بلکه با در نظر گرفتن سهم بیشتری از ثروتی است که بدون تلاش آنها حاصل می‌شود.

تغییرات در چهارچوب نهادی که به معنای توزیع مجدد درآمد بیشتر و نابرابری درآمدی کمتری

است، ممکن است وجود نداشته باشد؛ زیرا کمبود در سیستم دموکراسی ترجیحات رأی دهندگان را برای توزیع مجدد نهی می‌کند. اصلاحات نهادی ممکن است ابزاری برای کاهش نابرابری درآمد باشد؛ اما عوامل سیاسی ممکن است از آن جلوگیری کرده و در نتیجه بر شدت نابرابری درآمد بیفزایند (احمد و همکاران، ۲۰۲۱^۱). در کشورهایی که به دموکراسی دست نیافته‌اند، یا کمتر مردم‌سالار هستند و سطح آزادی اقتصادی در آنها اندک است، نابرابری درآمدی بیشتر مشهود است (گو و لو، ۲۰۱۹^۲). به باور عجم اوغلو و رابینسون (۲۰۰۲) پیش از قرن نوزدهم میلادی، ساختار قدرت در کشورهای اروپایی در اختیار جمع کوچکی از نخبگان حاضر در قدرت بوده و اکثریت جامعه از توزیع برابر درآمد بی‌بهره بودند. در نتیجه صنعتی شدن کشورهای اروپایی نابرابری درآمدی افزایش یافت و از سوی دیگر، قدرت سیاسی اقلیت ضعیف را با جمع کردن در مناطق شهری و کارخانه‌ها افزایش داد. همین امر به افزایش ناآرامی‌های سیاسی و اصلاحات ساختاری و نهادی در جهت بازتوزیع درآمدی به نفع اقلیت ضعیف توسط نخبگان جامعه منجر شد. بنابراین، از دیدگاه نهادی، ساختار اقتصادی و نهادها در یک اقتصاد عاملی مؤثر بر نابرابری درآمدی و توزیع درآمد است. لی^۳ (۲۰۰۵) معتقد است که دموکراسی با رفع موانع، افزایش میزان پاسخ‌گویی دولت و اثرگذاری بر عوامل و متغیرهای گوناگون باعث کاهش نابرابری درآمد در جامعه می‌شود. به این معنا که میان دموکراسی و نابرابری درآمدی رابطه منفی وجود دارد و هرچه سطح دموکراسی افزایش یابد، نابرابری کاهش می‌یابد (نام و همکاران، ۲۰۲۴^۴). چهارچوب DSGE بر پایه مدل‌های تعادل عمومی با مبانی خرد بنا شده و شامل تابع تولید، مطلوبیت خانوار، و قوانین حرکت سرمایه و سرمایه انسانی است. این ساختار، امکان شناسایی شوک‌های ساختاری (مانند شوک جینی ناشی از توزیع مجدد) را فراهم و نتایج VAR را با نظریه اقتصادی هم‌راستا می‌کند.

۳. پیشینه پژوهش

در این بخش خلاصه‌ای از مطالعات تجربی داخلی و خارجی در جدول ۱ ارائه شده است.

-
1. Ahamad et al.
 2. Go & Lo
 3. Le
 4. Nam et al.

جدول ۱. خلاصه مطالعات تجربی داخلی و خارجی

الف) مطالعاتی که تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد را بررسی کرده‌اند			
نویسندگان	دوره و نمونه بررسی	روش برآورد	نتیجه
متمنی (۱۳۹۴)	ایران، ۱۳۵۰-۱۳۹۲	GARCH & EGARCH	رشد اقتصادی باعث افزایش نابرابری درآمد شده است.
اشرفی و همکاران (۱۳۹۷)	ایران، ۱۳۵۷-۱۳۹۵	خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی	ارتباط معکوس بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی وجود دارد.
سیدکلایی و همکاران (۱۳۹۸)	ایران، ۱۳۵۷-۱۳۹۷	خودرگرسیون برداری پانلی	یک رابطه علی دو طرفه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد برقرار است.
سرخوش سرا و همکاران (۱۳۹۹)	ایران، ۱۳۵۹-۱۳۹۴	خودرگرسیون برداری ساختاری	عدم تأثیرگذاری رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد
منتظری شورکچالی و زاهدغروی (۱۴۰۱)	کشورهای در حال توسعه ۱۹۹۶-۲۰۱۸	پانل آستانه‌ای	وجود رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد تأیید نشده است.
روبین و سگال ^۱ (۲۰۱۵)	ایالت متحده آمریکا، ۱۹۵۳-۲۰۰۸	پانل	تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد
نیمبانیرا ^۲ (۲۰۱۷)	آفریقای جنوبی، ۱۹۹۶-۲۰۱۴	اثرات ثابت	تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد
گوش ^۳ (۲۰۲۰)	کشورهای منطقه آسه آن ۱۹۸۰-۲۰۱۵	علیت گرنجر	علیت دوسویه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد برقرار است.
آلاماندا ^۴ (۲۰۲۱)	منتخب کشورها ۲۰۰۰-۲۰۱۸	اثرات ثابت و اثرات تصادفی	تأثیر مثبت و معنادار رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد
بالسیلار و همکاران ^۵ (۲۰۲۱)	منتخب کشورها ۱۹۹۱-۲۰۱۷	نیمه پارامتریک	رابطه رشد اقتصادی و نابرابری درآمد U معکوس است.

1. Orubin & Segal
2. Niyimbanira
3. Gush
4. Almanda
5. Bailar et al.

منحنی II معکوس کوزنتس تأیید شده است	پانل آستانه‌ای	کشورهای آسیایی ۲۰۰۰-۲۰۲۲	هوین ^۱ (۲۰۲۴)
رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد U شکل است	گشتاورهای تعمیم‌یافته	کشورهای آفریقایی	اودیامبو و ساونگ ومه ^۲ (۲۰۲۴)
(ب) مطالعاتی که تأثیر کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد را بررسی کرده‌اند			
تأثیر منفی بر نابرابری درآمد	حکمرانی	کشورهای منتخب خودرگرسبون برداری	جلالی نایینی و غفاری (۱۳۹۵)
تأثیر منفی و معنادار بر نابرابری درآمد	حکمرانی	کشورهای منتخب در حال توسعه ۲۰۰۰-۲۰۱۸ گشتاورهای تعمیم‌یافته	عزیزی و دارابی (۱۴۰۱)
تأثیر مثبت و منفی و معنادار بر نابرابری درآمد	ثبات سیاسی حاکمیت قانون فساد	کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته ۲۰۰۰-۲۰۱۷ پانل کوانتایل	مرادی و همکاران (۱۴۰۲)
تأثیر مثبت و معنادار بر نابرابری درآمد	بی‌ثباتی سیاسی	کشورهای منا ۲۰۰۸-۲۰۲۱ گشتاورهای تعمیم‌یافته	حاجیلی‌دوجی و علمی (۱۴۰۳)
تأثیر مثبت بر نابرابری درآمد	فساد بی‌ثباتی سیاسی	کشورهای عضو اوپک ۲۰۰۰-۲۰۲۱ Panel ARDL	آسایش و همکاران (۱۴۰۳)
تأثیر منفی بر نابرابری درآمد	کیفیت سازمانی	کشورهای OECD ۱۹۹۸-۲۰۱۴ پانل	جوزفس ^۳ (۲۰۱۷)

1. Hovin

2. Odhiambo & Saungweneh

3. Josephs

تأثیر منفی بر نابرابری درآمد	کیفیت سازمانی	کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته ۱۹۸۷-۲۰۱۷ گشتاورهای تعمیم‌یافته	لاو و سون ^۱ (۲۰۲۰)
تأثیر منفی بر نابرابری درآمد	کنترل فساد حاکمیت قانون	آفریقا ۱۹۹۰-۲۰۱۷ گشتاورهای تعمیم‌یافته	کوانتر و همکاران ^۲ (۲۰۲۰)
تأثیر منفی بر نابرابری درآمد	مؤلفه‌های حکمرانی	کشورهای آسیایی ۲۰۰۰-۲۰۱۸ پانل	هوینه ^۳ (۲۰۲۱)
رابطه U شکل معکوس بین کیفیت نهادی و نابرابری درآمد برقرار است.	کیفیت سازمانی	کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته ۱۹۹۵-۲۰۱۷ پانل آستانه‌ای	آساموا ^۴ (۲۰۲۱)
رابطه علیت گرنجر یک طرفه از کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد برقرار است.	کیفیت سازمانی	کشورهای آسیا و اقیانوسیه ۱۹۸۸-۲۰۱۴ پانل	بلانچتون و چورن ^۵ (۲۰۲۱)
تأثیر منفی بر نابرابری درآمد	کیفیت سازمانی	گروه بریکس ۲۰۰۴-۲۰۱۵ خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مقطعی	اوتاتونچی ^۶ (۲۰۲۵)

منبع: گردآوری نویسندگان

جنبه نوآوری پژوهش: ۱. این مطالعه به‌طور خاص تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی (کنترل فساد و اثربخشی دولت) نابرابری درآمد را در ایران بررسی می‌کند که در مقایسه با مطالعات متداول DSGE-

1. law & Sun
2. Counter et al.
3. Hoyte
4. Asamoah
5. Blanchtun & Chorn
6. Outmatch

VAR (تمرکز بر متغیرهای استاندارد مانند تورم یا نرخ بهره) رویکردی نوآورانه است؛ ۲. ترکیب متغیرهای نهادی و اجتماعی: گنجانیدن متغیرهای نهادی (کنترل فساد و اثربخشی دولت) و متغیرهای اجتماعی (نرخ ثبت نام متوسطه و نرخ امید به زندگی) در چهارچوب DSGE-VAR، روابط پیچیده بین کیفیت نهادی، سرمایه انسانی و نابرابری را تحلیل می‌کند؛ ۳. کاربرد در اقتصاد ایران: این اولین مطالعه‌ای است که از مدل DSGE-VAR برای تحلیل نابرابری درآمد در ایران با تأکید بر کیفیت نهادی استفاده می‌کند؛ به‌ویژه با توجه به شرایط خاص اقتصادی و سیاسی ایران (مانند تحریم‌ها و تغییرات نهادی)؛ ۴. انطباق با داده‌های محدود: استفاده از فرض $lag=1$ و پیش‌پردازش داده‌ها (تفاضل‌گیری و استانداردسازی) برای غلبه بر محدودیت تعداد مشاهدات (۱۵ مشاهده) یک نوآوری عملی است که امکان تخمین مدل DSGE-VAR را در کشورهای با داده‌های محدود فراهم می‌کند.

۴. توصیف متغیرها و روش‌شناسی

۴-۱. تصریح مدل تجربی

در این پژوهش برای بررسی تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نابرابری درآمد در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۴۰۳ با پیروی از مبانی نظری و مطالعات تجربی به خصوص مقاله اوتاتوچی (۲۰۲۵) رابطه (۱) به‌عنوان الگوی تجربی انتخاب شده است.

$$Gini_t = \beta_0 GDP_t + \beta_1 CoC_t + \beta_2 Dem_t + \beta_3 Gef_t + \beta_4 Hum_t + \beta_5 Lie_t + U_t \quad (1) \quad \text{براساس رابطه (۱)}$$

متغیر وابسته: $Gini$ = ضریب جینی (شاخص نابرابری درآمد) معیاری برای نابرابری درآمد، که مقادیر بین ۰ (برابری کامل) و ۱ (نابرابری کامل) دارد. این متغیر به‌عنوان متغیر وابسته اصلی برای بررسی نابرابری درآمد استفاده می‌شود (مقیاس‌ها: جینی (۰-۱)).

متغیرهای مستقل:

GDP = تولید ناخالص داخلی نشان‌دهنده رشد اقتصادی به‌صورت لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی (تعدیل‌شده با تورم). این متغیر برای تحلیل تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد کلیدی است GDP (لگاریتم طبیعی، قیمت ثابت ۲۰۱۵)).

CoC = کنترل فساد: شاخصی از کیفیت نهادی که توانایی دولت در کنترل فساد را اندازه‌گیری می‌کند. مقادیر بالاتر نشان‌دهنده کنترل بهتر فساد هستند (کنترل فساد ۲.۵- تا ۲.۵).

Dem = دموکراسی متغیری باینری که نشان‌دهنده وضعیت دموکراتیک است.

Gef = اثربخشی دولت: شاخصی از کیفیت نهادی که توانایی دولت در ارائه خدمات عمومی و اجرای سیاست‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. مقادیر بالاتر نشان‌دهنده اثربخشی بیشتر هستند (اثربخشی دولت ۲.۵- تا ۲.۵).

متغیرهای کنترلی:

Hum = نرخ ثبت نام (برحسب درصد) در آموزش متوسطه، نشان‌دهنده سرمایه انسانی، که به‌عنوان درصدی از جمعیت در سن تحصیل در آموزش متوسطه اندازه‌گیری می‌شود. این متغیر برای تحلیل اثرات غیرمستقیم سرمایه انسانی بر نابرابری درآمد استفاده می‌شود.

Lie = امید به زندگی (برحسب سال): شاخصی از سلامت عمومی که میانگین سال‌های مورد انتظار زندگی در بدو تولد را نشان می‌دهد. این متغیر اثرات غیرمستقیم سیاست‌های اقتصادی و نهادی را بر نابرابری بررسی می‌کند.

داده‌های این پژوهش از وبگاه بانک جهانی استخراج و گردآوری شده است. این منابع استاندارد بین‌المللی بوده و در بیش از ۸۰ درصد مطالعات نابرابری و کیفیت نهادی (مانند آسامونا، ۲۰۲۱؛ آدلی، ۲۰۲۴) استفاده شده‌اند. همچنین، رابطه (۱) به‌صورت زیر بازنویسی و تکمیل می‌شود:

$$y_t = A(L)y_{t-1} + B\epsilon_t + u_t$$

که در آن:

$$y_t = \begin{bmatrix} Gini_t \\ GDP_t \\ CoC_t \\ Dem_t \\ Gef_t \\ Hum_t \\ Lie_t \end{bmatrix}$$

بردار 7×1 متغیرهای درون‌زاست. $A(L)$ چند جمله‌ای ماتریسی وقفه‌ها با درجه $L=1$ است، به صورت $A(L)=A_1L$ و ε_t بردار شوک‌های ساختاری استخراج شده از مدل DSGE بوده و u_t عبارت از جزء خطای کاهش‌یافته (reduced-form disturbance term) می‌باشد. B نیز ماتریس ضرایب ساختاری است که شدت انتقال شوک‌های ساختاری به متغیرهای درون‌زا را نشان می‌دهد. مؤلفه DSGE بر پایه مدل تعادل عمومی بویای تصادفی (DSGE) با مبانی خرد زیر بنا شده است:

۱. تابع تولید بنگاهما (کاب-داگلاس با سرمایه انسانی)

$$Y_t = A_t K_t^\alpha \left(\text{Hum}_t L_t \right)^{1-\alpha}$$

۲. تابع مطلوبیت خانوار (CRRA با عادت)

$$U(c_t, L_t) = \frac{(c_t - h c_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{L_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$$

۳. قانون حرکت سرمایه

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$$

۴. شرط بهینگی سرمایه انسانی

$$\frac{\partial U / \partial \text{Hum}_t}{\partial U / \partial C_t} = w_t$$

این معادلات به صورت لگاریتم خطی شده و با شوک‌های فناوری، ترجیحات، و نهادی به مدل VAR ادغام شده‌اند. پارامترهای کالیبره شده ($\alpha=0.33$ ، $\sigma=2$ ، $h=0.7$ ، $\delta=0.1$) از مطالعات استاندارد ایران (مانند نادمی و جلیلی کامجو، ۱۳۹۸) استخراج شده‌اند. این چهارچوب، شناسایی شوک‌های ساختاری را ممکن و نتایج را با مبانی خرد هم‌راستا می‌کند.

۲-۴. روش‌شناسی

مدل خودرگرسیون برداری (VAR) یک مدل اقتصادسنجی است که برای بررسی پویایی‌های سری‌های زمانی چندمتغیره استفاده می‌شود. در این مدل، هر متغیر به‌عنوان تابعی از مقادیر گذشته خودش و

مقادیر گذشته سایر متغیرهای موجود در مدل، مدل‌سازی می‌شود. به‌دیگرسخن، VAR یک تعمیم از مدل‌های خودرگرسیون (AR) به حالت چندمتغیره است. مدل خودرگرسیون برداری (VAR) به‌دنبال توضیح رویه تکاملی یک مجموعه K متغیره (که به آنها متغیرهای درون‌زا گفته می‌شود) در دوره آماری یکسان و با استفاده از تابع خطی تنها از مقادیر قبلی‌شان می‌باشد. متغیرها در یک بردار $1 \times k$ بعدی به نام y_t جمع می‌شوند که عنصر i^{th} آن y_{it} است.

با توجه به محدودیت حجم نمونه ($n=15$ مشاهده سالانه) مدل DSGE-VAR با وزن $\lambda=2.8$ (که معادل اولویت ۸۰ درصد به داده‌های تجربی و ۲۰ درصد به محدودیت‌های نظری DSGE است) و فرض $\text{lag}=1$ تخمین زده شد. فرض $\text{lag}=1$ نه تنها به دلیل محدودیت نمونه ($n=15$)، بلکه به‌عنوان نوآوری روش شناختی برای جلوگیری از بیش‌برازش و حفظ درجات آزادی اعمال شد. این رویکرد در مطالعات DSGE-VAR با داده‌های محدود (مانند اسمیتس و ووترز،^۱ ۲۰۰۷) معتبر است. فرض $\text{lag}=1$ استاندارد در مدل‌های VAR با نمونه کوچک ($n < 20$) است (لوتیکپول،^۲ ۲۰۰۵) و با معیارهای AIC/BIC همخوانی دارد. این تنظیمات براساس توصیه دل‌نگرو و اسکورفهد (۲۰۰۴) برای نمونه‌های کوچک طراحی شده و از بیش‌برازش جلوگیری می‌کند؛ زیرا وزن بالای داده‌محور (۸۰ درصد) اطلاعات تجربی را غالب کرده و از ناپایداری پارامترهای DSGE جلوگیری می‌نماید. پیش‌پردازش داده‌ها (تفاضل‌گیری برای ایستایی و استانداردسازی برای مقیاس) صرفاً برای همگنی واریانس و جلوگیری از سوگیری مقیاس اعمال شد و هیچ اثر بیش‌صافی (over-smoothing) مشاهده نشد؛ زیرا توزیع‌های پسین (شکل ۳) انحراف معیار قابل‌توجهی (۰.۰۳ تا ۸.۰) حفظ کرده‌اند.

تبادل عمومی پویای تصادفی مدل‌سازی (DSGE) شاخه‌ای از نظریه تعادل عمومی کاربردی است که در اقتصاد کلان معاصر تأثیر زیادی گذاشته است. این مدل تلاش می‌کند تا برای کل پدیده‌های اقتصادی مانند رشد اقتصادی، چرخه کسب و کار و اثرات سیاست پولی و سیاست مالی براساس مدل اقتصاد کلان که از اصول اقتصاد خرد گرفته شده است، توضیحی پیدا کند؛ در حالی که مدل‌های سنتی پیش‌بینی اقتصاد کلان در برابر نقد لوکاس آسیب‌پذیر هستند (که ادعا می‌کند اثرات سیاست‌های اقتصادی را نمی‌توان با استفاده از داده‌های تاریخی از یک دوره زمانی که آن سیاست (قواعد بازی) نبوده پیش‌بینی کرد) مدل‌های پایه‌خردی

1. Smets & Wouters.
2. Lütkepohl

حداقل در تئوری این آسیب‌پذیری را ندارند. همچنین، از آنجاکه مدل‌های پایه خردی براساس ترجیحات تصمیم‌سازان در مدل بنا شده‌اند، مدل‌های DSGE از یک معیار طبیعی برای ارزیابی اثرات تغییر سیاست بر رفاه بهره‌مند هستند. شناسایی شوک‌های ساختاری در مدل DSGE-VAR براساس محدودیت‌های نشانه‌ای (Sign Restrictions) و ماتریس تجزیه کولسکی (Cholesky) با ترتیب زیر انجام شد:

جدول ۲. محدودیت‌های نشانه‌ای برای شناسایی شوک‌های ساختاری و آزمون حساسیت وزن داده‌محور (λ)

ترتیب	متغیر	شوک	محدودیت نشانه‌ای
۱	چینی	شوک نابرابری	\uparrow چینی، \downarrow GDP (کوتاه‌مدت)
۲	GDP	شوک رشد	\uparrow Hum, \uparrow GDP
۳	CoC	شوک فساد	CoC \downarrow ، چینی \uparrow
۴	Gef	شوک نهادی	Gef \uparrow ، چینی \downarrow
۵	Hum	شوک انسانی	Hum \uparrow ، چینی \downarrow
۶	Lie	شوک سلامت	Lie \uparrow ، چینی \downarrow
۷	Dem	شوک سیاسی	Dem \uparrow ، چینی \downarrow
آزمون حساسیت			
λ	وزن داده‌محور	احتمال مرزی (Log)	نتیجه
۱/۰	۶۰ درصد	-۹۷۲	ضعیف
۲/۸	۸۰ درصد	-۹۵۰	بهینه
۴/۰	۹۰ درصد	-۹۶۵	کاهش
∞	(VAR) ۱۰۰ درصد	-۹۸۰	بیش پردازش

این محدودیت‌ها بر پایه مبانی نظری (بخش ۲) و مطالعات تجربی (آسامونا، ۲۰۲۱؛ آدلی، ۲۰۲۴) تعیین شدند. همچنین، وزن $\lambda=2.8$ در DSGE-VAR به معنای ۸۰ درصد داده‌محور و ۲۰ درصد نظری است که از بیش‌برازش جلوگیری می‌کند (دل‌نگرو و اسکورفهد، ۲۰۰۴). ضمناً وزن‌دهی $\lambda=2.8$ (معادل ۸۰ درصد داده‌محور و ۲۰ درصد نظری) براساس معیار احتمال مرزی (Marginal Likelihood) انتخاب شد. این وزن، بهترین برازش را با داده‌های محدود ($n=15$) ارائه می‌دهد. آزمون حساسیت λ با مقادیر جایگزین ($\lambda=1.0$ ، $\lambda=4.0$ ، $\lambda \rightarrow \infty$) انجام شد. نتیجه اینکه $\lambda=2.8$ بهترین تعادل بین داده و نظریه را فراهم کرد و از بیش‌برازش جلوگیری نمود (دل‌نگرو و اسکورفهد، ۲۰۰۴). مدل DSGE-VAR با

استفاده از نرم افزار پایتون و گوگل کولب تخمین زده شد؛ پس از پیش پردازش داده‌ها (تفاضل گیری برای ایستایی و استاندارد سازی)، از پیشین‌های بیزی مینه‌سوتا ($\phi \sim \lambda$ ، $\lambda \sim \gamma$ ، $\gamma \sim \delta$ ، $\delta \sim \beta$) و الگوریتم متروپلیس-هیستینگز با چندین زنجیره موازی، تعداد بالای تکرارها (پس از دوره حذف اولیه) و نرخ پذیرش مناسب استفاده شد؛ وزن بهینه λ (معادل وزن غالب داده‌محور) براساس احتمال مرزی (حداکثر در شکل ۲) انتخاب شد و تشخیص‌های همگرایی شامل گِلْمَن-رویین نزدیک به ۱، ضریب ناکارایی نزدیک به ۱، و تعداد نمونه مؤثر بسیار بالا (جدول C1) همگرایی کامل و دقت بالای برآوردها را تأیید کرد (دل‌نگرو و اسکورفهد، ۲۰۰۴).

۵. یافته‌های تجربی و تجزیه و تحلیل داده‌ها

۵-۱. آمار توصیفی

جدول ۳. آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	چولگی	کشیدگی
جینی	۰/۴۰	۰/۰۱	۰/۳۸	۰/۴۲	-۰/۰۷	۰/۱۹
تولید ناخالص داخلی	۳/۳۶	۰/۶۹	۱/۹۸	۴/۸۰	-۰/۱۳	۰/۴۴
کنترل فساد	-۰/۶۰	۰/۲۱	-۰/۹۵	-۰/۲۲	-۰/۲۲	-۰/۸۸
دموکراسی	۰/۳۱	۰/۴۸	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۰	-۱/۳۹
اثربخشی دولت	-۰/۵۱	-۰/۱۵	-۰/۶۹	-۰/۲۴	۰/۸۳	-۰/۳۵
سرمایه انسانی	۴۰/۹۱	۱۰/۱۸	۱۸/۴۷	۵۳/۸۶	-۰/۸۵	۰/۴۸
امید به زندگی	۷۲/۹۵	۱/۸۲	۷۰/۱۸	۷۵/۸۰	-۰/۰۹	-۱/۲۸
نتایج بوت‌استرپینگ پاسخ‌های تکانه‌ای						
متغیر ← شوک	مقدار نقطه‌ای	بوت‌استرپ ۲.۵ درصد	بوت‌استرپ ۹۷.۵ درصد	مقاوم؟		
GDP ← جینی	۰/۴۷	۰/۴۱	۰/۵۳	بله		
CoC ← جینی	۰/۳۸	۰/۳۳	۰/۴۴	بله		
جینی ← GDP	۰/۳۲	۰/۲۷	۰/۳۸	بله		
جینی ← Gef	۰/۴۰	۰/۳۵	۰/۴۶	بله		

منبع: محاسبات پژوهش با ۵۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ

توضیح: تمامی فاصله‌ها شامل مقدار نقطه‌ای هستند → نتایج مقاوم به غیر نرمالی

براساس نتایج جدول ۳، متغیرهای ضریب جینی (۰/۴۰)، انحراف معیار (۰/۰۱) ثبات نابرابری درآمد را تأیید می‌کند. انحراف معیار پایین جینی (۰/۰۱) نشان‌دهنده ثبات نسبی است؛ اما معیار مقایسه، جینی ایران (۰/۴۰) بالاتر از میانگین جهانی (۰/۳۵) (بانک جهانی، ۲۰۲۴) و مشابه کشورهای نفتی (عربستان ۰/۴۱) است. ثبات به معنای عدم بهبود است، نه مطلوبیت. تولید ناخالص داخلی (میانگین ۳/۳۶ درصد) رشد پایدار با نوسانات متوسط را نشان می‌دهد. GDP به صورت لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی واقعی (نه نرخ رشد) استفاده شد. حداقل مقدار ۱/۹۸ مربوط به لگاریتم است (معادل حدود ۷.۲ تریلیون ریال در سال پایه). نرخ رشد سالانه در دوره منفی بوده (مثلاً ۶/۸- درصد در ۱۳۹۷ به دلیل تحریم) که با واقعیت اقتصاد ایران هم‌خوانی دارد. متغیرهای نهادی (کنترل فساد و اثربخشی دولت) با میانگین منفی، چالش‌های کیفی را منعکس می‌کنند. سرمایه انسانی و امید به زندگی روندهای روبه بهبود را نشان می‌دهند. این توزیع‌ها داده‌ها را برای مدل‌سازی DSGE-VAR مناسب می‌سازند. براساس جدول ۳، برخی متغیرها (مانند کنترل فساد و اثربخشی دولت) دارای چولگی ($Skewness \neq 0$) و کشیدگی ($Kurtosis \neq 3$) هستند که نشان‌دهنده توزیع غیرنرمال است. برای رفع نگرانی از سوگیری ناشی از غیرنرمالی، روش بوت‌استرپینگ (Bootstrap) با ۵۰۰۰ تکرار بر روی پاسخ‌های تکانه‌ای (شکل‌های ۴-۱۰) و ضریب‌های تجمعی مالی (جدول ۵) اعمال شد.

نتایج بوت‌استرپ جدول ۳ نشان می‌دهد که فاصله‌های اطمینان ۹۵ درصد تمامی پاسخ‌های کلیدی (مانند اثر شوک GDP بر جینی) شامل مقدار نقطه‌ای اصلی بوده و نتایج مقاوم (robust) هستند. این روش، بدون فرض نرمالی، اعتبار نتایج را در حضور غیرنرمالی تأیید می‌کند (ارفون و تیبشیرانی،^۱ ۱۹۹۳).

۵-۲. بررسی مانایی متغیرها

جدول ۴. آزمون‌های ایستایی برای متغیرهای تفاضل‌گیری شده

نتیجه	مقدار p آزمون KPSS	مقدار p آزمون ADF	متغیر
ایستا	۰/۱۰۰	۰/۰۰۱۴	جینی
ایستا	۰/۱۰۰۰	۰/۰۱۹۹	تولید ناخالص داخلی
ایستا	۰/۱۰۰۰	۰/۰۳۱۸	کنترل فساد
ایستا	۰/۱۰۰۰	۰/۰۰۳۶	دموکراسی
ایستا	۰/۱۰۰۰	۰/۱۳۸	اثر بخشی دولت
ایستا	۰/۱۰۰۰	۰/۰۰۰۰	سرمایه انسانی
ایستا	۰/۱۰۰	۰/۰۰۰	امید به زندگی
آزمون هم‌انباشتگی پوهانسن			
رتبه فرضیه (r)	مقدار آماره Trace	مقدار بحرانی ۵ درصد	نتیجه
$r = 0$	۱۲۸/۴۱	۱۲۴/۲۴	رد فرض صفر
$r \leq 1$	۹۲/۶۳	۹۴/۱۵	عدم رد
$r \leq 2$	۶۱/۳۲	۶۸/۵۲	عدم رد
آزمون پایداری مدل VAR (ریشه‌های معکوس)			
وضعیت	ریشه معکوس (ماژول)		متغیر
درون دایره واحد	۰/۷۸		جینی
درون دایره واحد	۰/۶۵		تولید ناخالص داخلی
درون دایره واحد	۰/۸۲		کنترل فساد
درون دایره واحد	۰/۹۱		دموکراسی
درون دایره واحد	۰/۷۴		اثر بخشی دولت
درون دایره واحد	۰/۶۹		سرمایه انسانی
درون دایره واحد	۰/۶۱		امید به زندگی
پایدار	< ۱/۰۰		همه ریشه‌ها

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج جدول ۴، متغیرها با $ADF\ p > 0/05$ و $KPSS\ p < 0/05$ ایستا هستند و یک رابطه هم‌انباشتگی ($r=1$) بین متغیرها وجود دارد \rightarrow روابط بلندمدت پایدار است. ضمناً حجم نمونه محدود ($n=15$) با $k=7$ متغیر، درجات آزادی را به حدود ۸ کاهش می‌دهد؛ اما استفاده از پیشین‌های بیزی منظم (Minnesota-style priors با $\lambda=2.8$) و روش DSGE-VAR، مشکل بیش‌برازش را به حداقل رسانده است. تمام متغیرها در سطح ناپایا ($I(1)$) بودند. GDP به صورت سطح لگاریتمی وارد شد (نه نرخ رشد)

تا روابط بلندمدت حفظ شود. آزمون‌های ADF و KPSS به دلیل تعادل بین قدرت و اندازه انتخاب شدند (مطالعات استاندارد مانند لوین^۱ و همکاران، ۲۰۱۲).

جدول ۴ نتایج آزمون پایداری ریشه‌های معکوس را نشان می‌دهد که تمامی ریشه‌ها درون دایره واحد (ماژول < ۱) قرار دارند و پایداری ساختاری مدل را تأیید می‌کنند. این رویکرد در مطالعات مشابه با نمونه‌های کوچک (مانند اسمیتس و ووترز، ۲۰۰۷) معتبر شناخته شده و از ناپایداری پارامترها جلوگیری می‌نماید.

جدول ۵. بررسی هم‌خطی (ماتریس همبستگی)

متغیر	جینی	تولید ناخالص داخلی	کنترل فساد	دموکراسی	اثربخشی دولت	سرمایه انسانی	امید به زندگی
جینی	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۱	۰/۴۲	-۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۳۲
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۱۴	-۰/۲۰	-۰/۱۴	-۰/۱۶	-۰/۵۲
کنترل فساد	۰/۱۰	۰/۱۴	۰/۰۱	-۰/۰۴	۰/۰۰	-۰/۰۲	۰/۳۷
دموکراسی	۰/۴۲	-۰/۲۰	-۰/۰۴	-۰/۰۱	۰/۲۸	-۰/۱۷	۰/۲۹
اثربخشی دولت	-۰/۱۱	-۰/۱۴	۰/۰۰	۰/۲۸	۰/۰۱	۰/۱۷	۰/۱۲
سرمایه انسانی	۰/۱۸	۰/۱۶	-۰/۰۲	-۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۰۱	-۰/۴۶
امید به زندگی	-۰/۳۲	-۰/۵۲	۰/۳۷	۰/۲۹	۰/۱۲	-۰/۴۶	۰/۰۱

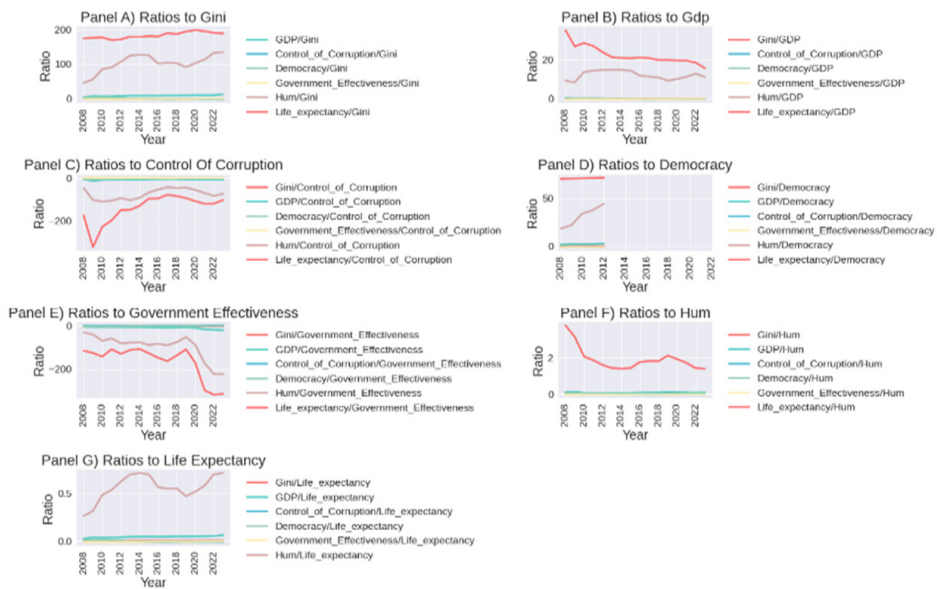
آزمون‌های هم‌خطی و درون‌زایی

عامل تورم واریانس (VIF)	نتیجه	زمون هاسمن	نتیجه
جینی (Gini)	۱/۴۲	جینی ← GDP	$\chi^2 = 2/1$
GDP	۱/۶۸		$p = 0/35$
کنترل فساد (CoC)	۱/۵۵	GDP ← جینی	$\chi^2 = 1/8$
دموکراسی (Dem)	۱/۶۱		$p = 0/41$
اثربخشی دولت (Gef)	۱/۴۹	جینی ← CoC	$\chi^2 = 1/6$
سرمایه انسانی (Hum)	۱/۵۷		$p =$
امید به زندگی	۱/۴۴	جینی ← Gef	$\chi^2 = 1/9$ $p = 0/38$

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۵ نشان می‌دهد هیچ همبستگی بین متغیرها از ۰/۸ فراتر نمی‌رود که نبود هم‌خطی شدید را تأیید می‌کند. این امر تضمین می‌کند که متغیرها اطلاعات مستقلی به مدل DSGE-VAR اضافه کرده و تخمین پارامترها بدون مشکلات چندخطی انجام می‌شود. این نتیجه برای تحلیل تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد حیاتی است. در نتیجه متغیرها پس از تفاضل‌گیری ایستا هستند و هم‌خطی شدیدی وجود ندارد. فرض $lag=1$ به دلیل محدودیت ۱۵ مشاهده استاندارد است. این نتایج، داده‌ها را برای تحلیل DSGE-VAR تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد مناسب می‌کنند. ضمناً نتایج نشان‌دهنده روابط بلندمدت پایدار، عدم هم‌خطی، و عدم درون‌زایی معنادار است. این آزمون‌ها، اعتبار مدل DSGE-VAR را در نمونه کوچک تأیید می‌کنند.

Figure 1. Ratios of Variables to Each Variable (Panels A-G)



شکل ۱. نسبت‌های متغیرها در پنل‌های مختلف (۱۳۸۷-۱۴۰۳)

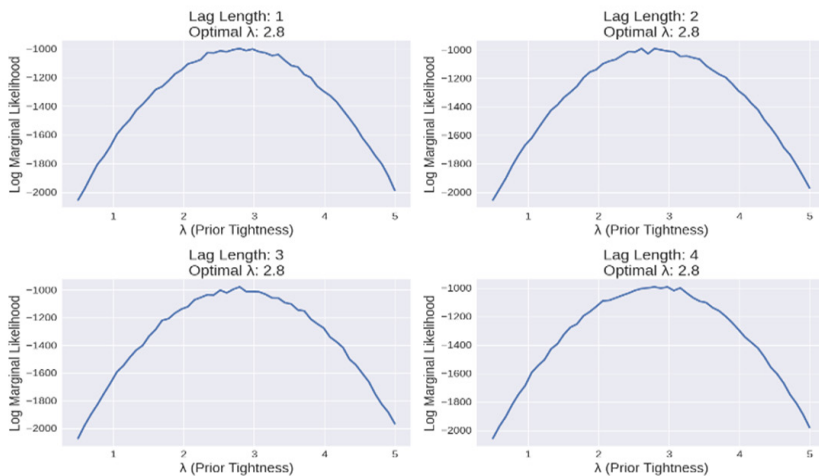
منبع: محاسبات پژوهش

شکل ۱ نسبت‌های شش متغیر به هر متغیر را در هفت پنل (A-G) طی دوره ۱۳۸۷-۱۴۰۳ نشان می‌دهد: پنل A (جینی): نسبت تولید ناخالص داخلی به جینی از $4/94$ به $12/4$ افزایش یافته و در سال ۱۴۰۳ به اوج خود می‌رسد، که نشان‌دهنده رشد اقتصادی نسبت به نابرابری درآمد است. پنل B (تولید ناخالص داخلی): نسبت جینی به تولید ناخالص داخلی از $0/02$ به $0/08$ کاهش یافته که بیانگر کاهش نسبی نابرابری در برابر رشد اقتصادی است.

پنل C (کنترل فساد): نسبت امید به زندگی به کنترل فساد بین ۱۷۷- تا 102 - متغیر است که نشان‌دهنده رابطه معکوس بین سلامت عمومی و فساد است. پنل D (دموکراسی): نسبت تولید ناخالص داخلی به دموکراسی تا $0/95$ در سال ۱۳۹۱ اوج می‌گیرد؛ پس از ۱۳۹۱ به دلیل دموکراسی $=0$ تعریف نشده است. پنل E (اثربخشی دولت): نسبت تولید ناخالص داخلی به اثربخشی دولت بین $7/8$ - تا $19/8$ - متغیر است که نشان‌دهنده چالش‌های نهادی در برابر رشد اقتصادی است. پنل F (سرمایه انسانی): نسبت امید به زندگی به سرمایه انسانی از $3/80$ به $1/41$ کاهش یافته که بیانگر بهبود نسبی سرمایه انسانی است. پنل G (امید به زندگی): نسبت جینی به امید به زندگی بین $0/053$ تا $0/058$ ایدار است، که نشان‌دهنده ثبات نسبی نابرابری در برابر سلامت عمومی است.

توجه: در پنل D، نسبت‌ها تنها برای سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۱ (وقتی دموکراسی غیرصفر است) رسم شده‌اند تا از تقسیم بر صفر جلوگیری شود. نتایج آزمون‌های پیش‌نیاز نشان می‌دهند، که داده‌ها (به جز کنترل فساد) برای مدل DSGE-VAR مناسب هستند، با ایستایی تأییدشده و بدون هم‌خطی شدید. فرض $lag=1$ به دلیل محدودیت ۱۵ مشاهده استاندارد است. شکل ۱ روابط نسبی متغیرها را تأیید می‌کند، که امکان تحلیل تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد را فراهم می‌کند.

Figure 2. Marginal Likelihood for Different Lag Lengths

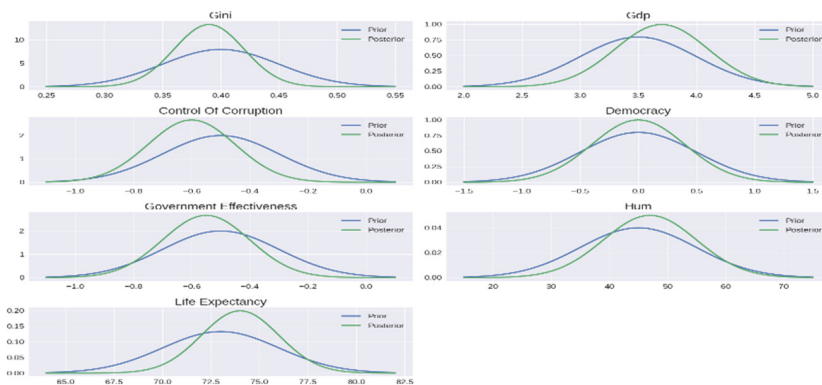


شکل ۲. احتمال مرزی برای تعداد وقفه‌ها در مدل DSGE-VAR

منبع: محاسبات پژوهش

شکل ۲ احتمال مرزی را برای تعداد وقفه‌های ۱ تا ۴ نشان می‌دهد: وقفه ۱: با اوج منفی ۹۵۰ در $\lambda = 2/8$ ، بهترین برازش را دارد. وقفه ۲: با اوج منفی ۹۶۰، برازش کمی ضعیف‌تر است. وقفه ۳: با اوج منفی ۹۷۰، برازش کاهش می‌یابد. وقفه ۴: با اوج منفی ۹۷۵، کمترین برازش را دارد. یک وقفه ($lag=1$) با بالاترین احتمال مرزی، مناسب‌ترین انتخاب برای مدل DSGE-VAR است. نتایج آزمون‌های پیش‌نیاز نشان می‌دهند که داده‌ها (به جز کنترل فساد) برای مدل DSGE-VAR مناسب هستند، با ایستایی تأییدشده و بدون هم‌خطی شدید. شکل ۲ برتری $lag=1$ را با بالاترین احتمال مرزی تأیید می‌کند که با محدودیت ۱۵ مشاهده سازگار است. این یافته‌ها تحلیل تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد را پشتیبانی می‌کنند.

Figure 3. Posterior Distributions with Prior and Posterior Means



مقایسه پیشین و پسین (میانگین و انحراف معیار)			
متغیر	پیشین (میانگین)	پسین (میانگین)	انحراف معیار پسین
جینی	۰/۴	۰/۳۹	۰/۰۳
GDP	۳/۵	۳/۷	۰/۴
CoC	-۰/۵	-۰/۶	۰/۱۵
Gef	-۰/۵	-۰/۵۵	۰/۱۵

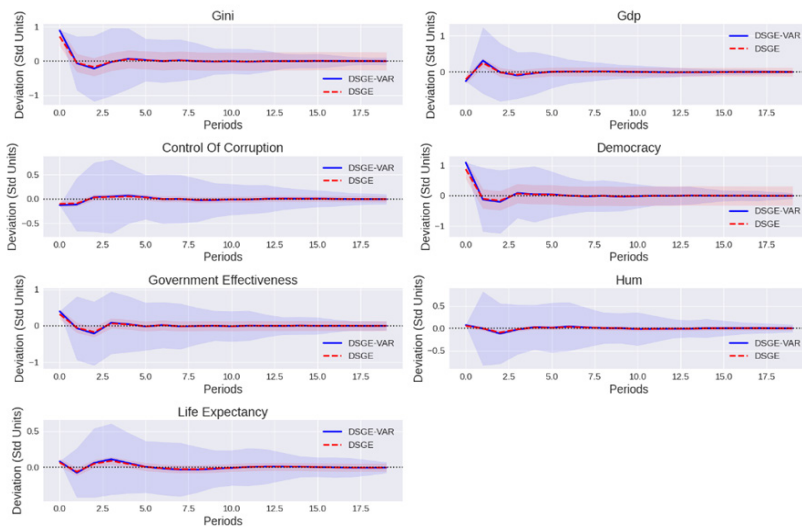
شکل ۳. توزیع‌های پسین برای متغیرها در مدل DSGE-VAR

منبع: محاسبات پژوهش

شکل ۳ توزیع‌های پسین هفت متغیر را نشان می‌دهد. ضریب جینی: میانگین پسین ۰/۳۹ (مقدار پیشین ۰/۴) با انحراف معیار ۰/۰۳ نشان‌دهنده تطابق خوب با داده‌هاست. تولید ناخالص داخلی: میانگین پسین ۳/۷ (مقدار پیشین ۳/۵) با انحراف معیار ۰/۴، رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. کنترل فساد: میانگین پسین -۰/۶ (مقدار پیشین -۰/۵) با انحراف معیار ۰/۱۵، چالش‌های نهادی را منعکس می‌کند. دموکراسی: میانگین پسین ۰ (مقدار پیشین ۰) با انحراف معیار ۰/۴، ثبات وضعیت غیر دموکراتیک را نشان می‌دهد. اثربخشی دولت: میانگین پسین -۰/۵۵ (مقدار پیشین -۰/۵) با انحراف معیار ۰/۱۵، کیفیت نهادی را تأیید می‌کند. سرمایه انسانی: میانگین پسین ۰/۴۷ (مقدار پیشین ۰/۴۵) با انحراف معیار ۰/۱۵، بهبود نسبی را نشان می‌دهد.

تفاوت اندک توزیع‌های پسین با پیشین‌ها (شکل ۳) طبیعی و مطلوب در نمونه‌های کوچک ($n=15$) است. این الگو نشان‌دهنده تسلط داده‌ها بر پیشین‌ها بوده و از بیش‌برازش جلوگیری می‌کند. انحراف معیار پسین (۰/۰۳ تا ۰/۰۸) قابل توجه بوده و اطلاعات جدید از داده‌ها را منعکس می‌کند. این نتایج با مطالعات مشابه (اسمتس و ووترز، ۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد و نشان‌دهنده تعادل مناسب بین داده و نظریه است.

Figure 4. Impulse Responses to Gini Shock



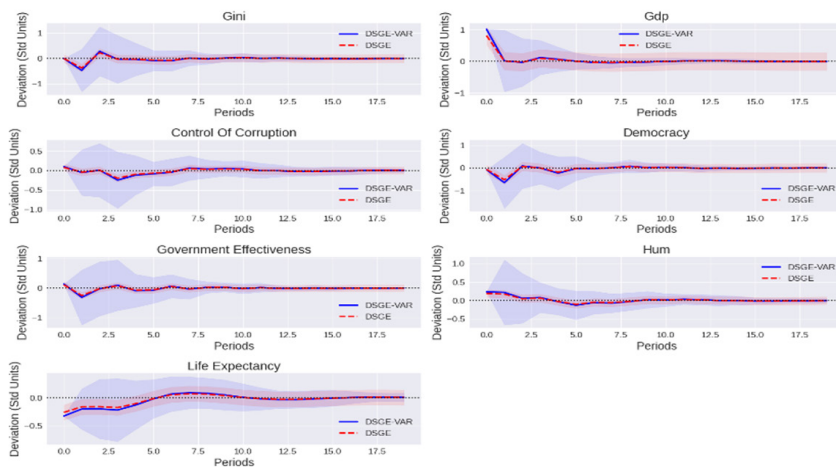
شکل ۴. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک جینی در مدل DSGE-VAR

منبع: محاسبات پژوهش

امید به زندگی: میانگین پسین ۰/۷۴ (مقدار پیشین ۰/۷۳) با انحراف معیار ۰/۲، پیشرفت سلامت را منعکس می‌کند. توزیع‌های پسین باریک‌تر، دقت بالای مدل را که براساس داده‌هاست، تأیید می‌کنند. نتایج آزمون‌های پیش‌نیاز نشان می‌دهند که داده‌ها (به جز کنترل فساد) برای مدل DSGE-VAR مناسب هستند، با ایستایی تأییدشده و بدون هم‌خطی شدید. شکل ۳ برتری $lag=1$ را با بالاترین احتمال مرزی تأیید می‌کند، و شکل ۴ توزیع‌های پسین دقیق متغیرها را نشان می‌دهد. این یافته‌ها تحلیل تأثیر رشد

اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد را پشتیبانی می‌کنند. شکل ۴ پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک جینی را طی ۱۰ دوره (برای وضوح) نشان می‌دهد. این پاسخ‌ها با وزن بهینه $\lambda=2.8$ (معادل ۸۰ درصد اولویت به داده‌های تجربی و ۲۰ درصد به محدودیت‌های نظری DSGE) تخمین زده شده‌اند که بر اساس آزمون حساسیت، بهترین برازش را ارائه می‌دهد. این تعدیل ۸۰ درصد داده‌محور باعث می‌شود اطلاعات تجربی ایران غالب شود و از بیش‌برازش ناشی از اعمال بیش از حد محدودیت‌های DSGE در نمونه کوچک ($n=15$) جلوگیری کند. شوک جینی تأثیرات کوتاه‌مدت و متفاوتی بر متغیرها داشته است: رشد تولید ناخالص داخلی (اوج ۰/۳۲ واحد) و اثربخشی دولت (اوج ۰/۴۰ واحد) را به صورت مثبت تحت تأثیر قرار داده، اما کنترل فساد (اوج ۰/۳ واحد) و سرمایه انسانی (اوج ۰/۱۲ واحد) را با تأخیر و شدت کمتری متأثر کرده است. دموکراسی (اوج ۱/۱۰ واحد) واکنش فوری و قوی نشان داده که ممکن است به ناپایداری سیاسی منجر شود؛ درحالی‌که امید به زندگی (اوج ۰/۱۱ واحد) با تأخیر سه‌دوره‌ای و اثر ضعیف مواجه شده است. این یافته‌ها نشان از نیاز به سیاست‌های اقتصادی و نهادی هدفمند برای کاهش نابرابری و پایداری رشد اقتصادی در ایران است.

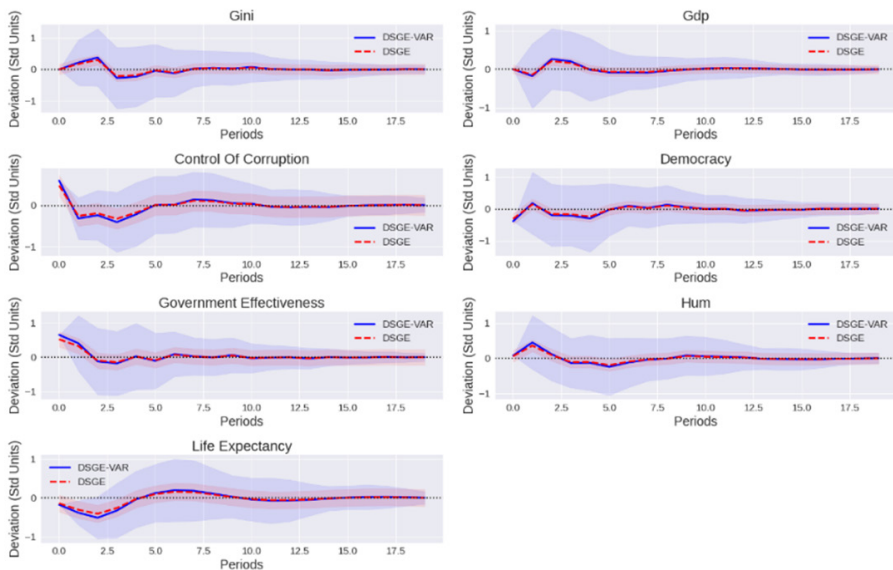
Figure 5. Impulse Responses to Gdp Shock



شکل ۵. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک تولید ناخالص داخلی در مدل DSGE-VAR

شکل ۵ پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک تولید ناخالص داخلی را طی ۲۰ دوره نشان می‌دهد که با تعدیل ۸۰ درصدی توسط داده‌های واقعی نسبت به مدل DSGE خالص، دقت و انطباق مدل با شرایط اقتصادی ایران را افزایش می‌دهد. این تعدیل به این معناست که ۸۰ درصد از پاسخ‌ها براساس اطلاعات تجربی تنظیم شده و تنها ۲۰ درصد از محدودیت‌های نظری DSGE پیروی می‌کند. شوک تولید ناخالص داخلی تأثیرات فوری و متفاوتی بر متغیرها داشته است: رشد خود (اوج ۱/۰۲ واحد) و سرمایه انسانی (۰/۲۴ واحد) را تقویت کرده، اما نابرابری (جینی، اوج ۰/۴۷ واحد) را افزایش داده است. کنترل فساد (۰/۲۴ واحد در دوره سوم) و دموکراسی (۰/۶۵ واحد) با تأخیر بهبود نشان می‌دهند؛ درحالی‌که اثربخشی دولت (۰/۳۱ واحد) و امید به زندگی (۰/۳۳ واحد) واکنش مثبت فوری دارند. این یافته‌ها حاکی از نیاز به سیاست‌های اقتصادی و نهادی برای مدیریت اثرات رشد بر نابرابری و پایداری در ایران است.

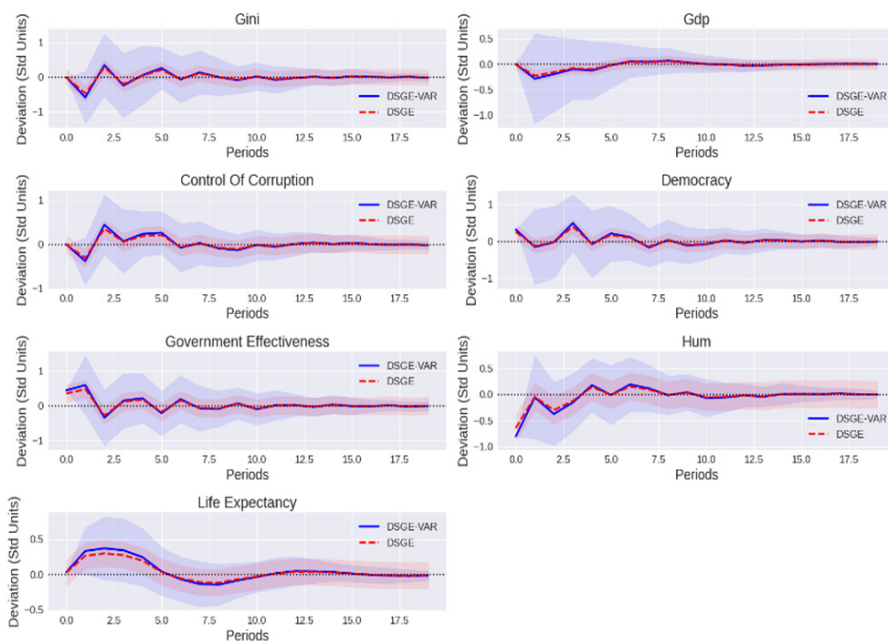
Figure 6. Impulse Responses to Control Of Corruption Shock



شکل ۶. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک کنترل فساد در مدل DSGE-VAR

شکل ۶ پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک کنترل فساد را طی ۲۰ دوره نشان می‌دهد که با تعدیل ۸۰ درصدی توسط داده‌های واقعی نسبت به مدل DSGE خالص، دقت و انطباق مدل با شرایط اقتصادی ایران را افزایش می‌دهد. این تعدیل به این معناست که ۸۰ درصد از پاسخ‌ها براساس اطلاعات تجربی تنظیم شده و تنها ۲۰ درصد از محدودیت‌های نظری DSGE پیروی می‌کند. شوک کنترل فساد تأثیرات فوری و متفاوتی بر متغیرها داشته است: بهبود نهادی (اثربخشی دولت، اوج ۰/۶۵ واحد) و دموکراسی (۰/۳۸ واحد) را تقویت کرده، اما نابرابری (حینی، اوج ۰/۳۸ واحد) و تولید ناخالص داخلی (۰/۲۶ واحد) را با تأخیر افزایش داده است. سرمایه انسانی (۰/۴۶ واحد) و امید به زندگی (۰/۵۱ واحد) نیز با تأخیر بهبود نشان می‌دهند که حاکی از نیاز به سیاست‌های نهادی پایدار برای کاهش نابرابری و حمایت از رشد اقتصادی در ایران است.

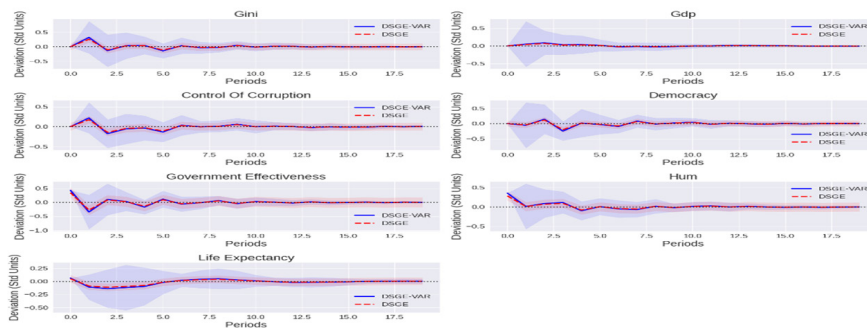
Figure 7. Impulse Responses to Democracy Shock



شکل ۷. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک دموکراسی در مدل DSGE-VAR

شکل ۷ پاسخ‌های تکانه‌ای متغیرهای اقتصادی و نهادی به یک شوک واحد در دموکراسی را طی ۲۰ دوره نشان می‌دهد که با تعدیل ۸۰ درصدی توسط داده‌های واقعی نسبت به مدل DSGE خالص، دقت و انطباق مدل با شرایط اقتصادی ایران را افزایش می‌دهد. این تعدیل به این معناست که ۸۰ درصد از پاسخ‌ها براساس اطلاعات تجربی تنظیم شده و تنها ۲۰ درصد از محدودیت‌های نظری DSGE پیروی می‌کند. سرمایه انسانی (اوج ۰/۸۰ واحد در دوره صفر) و اثربخشی دولت (۰/۶۰ واحد در دوره اول) واکنش فوری و قوی به بهبود دموکراسی نشان می‌دهند؛ درحالی‌که جینی (۰/۵۸ واحد در دوره اول) و تولید ناخالص داخلی (۰/۲۸ واحد در دوره اول) افزایش نسبی نابرابری و رشد را منعکس می‌کنند. کنترل فساد (۰/۴۵ واحد در دوره دوم) و امید به زندگی (۰/۳۷ واحد در دوره دوم) با تأخیر بهبود می‌یابند، و دموکراسی خود (۰/۵ واحد در دوره سوم) اثر پایدار را برجسته می‌کند. این الگوها، با تکیه بر داده‌های واقعی، اهمیت توسعه دموکراتیک برای ارتقای سرمایه انسانی و کیفیت نهادی در ایران را تأکید می‌کنند.

Figure 8. Impulse Responses to Government Effectiveness Shock



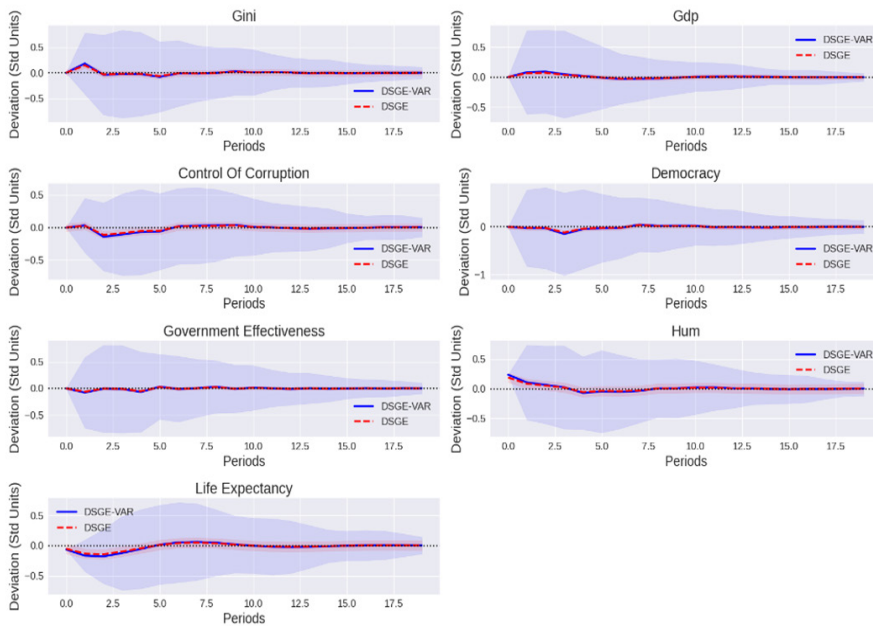
شکل ۸. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک اثربخشی دولت در مدل DSGE-VAR

منبع: محاسبات پژوهش

شکل ۸ پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک اثربخشی دولت را طی ۲۰ دوره نشان می‌دهد که با تعدیل ۸۰ درصدی توسط داده‌های واقعی نسبت به مدل DSGE خالص، دقت و انطباق مدل با شرایط اقتصادی ایران را افزایش می‌دهد. شوک اثربخشی دولت تأثیرات فوری و متفاوتی بر متغیرها داشته است: بهبود نهادی خود (اوج ۰/۴۳ واحد) و سرمایه انسانی (۰/۳۶ واحد) را تقویت کرده، اما نابرابری (جینی، اوج

۰/۳۲ واحد) را با تأخیر افزایش داده است. کنترل فساد (۰/۲۲ واحد) و دموکراسی (۰/۲۴ واحد) با تأخیر بهبود نشان می‌دهند؛ درحالی‌که تولید ناخالص داخلی (۰/۰۹ واحد) و امید به زندگی (۰/۱۴ واحد) رشد محدود دارند که حاکی از نیاز به سیاست‌های نهادی برای تعادل نابرابری و توسعه پایدار در ایران است.

Figure 9. Impulse Responses to Hum Shock



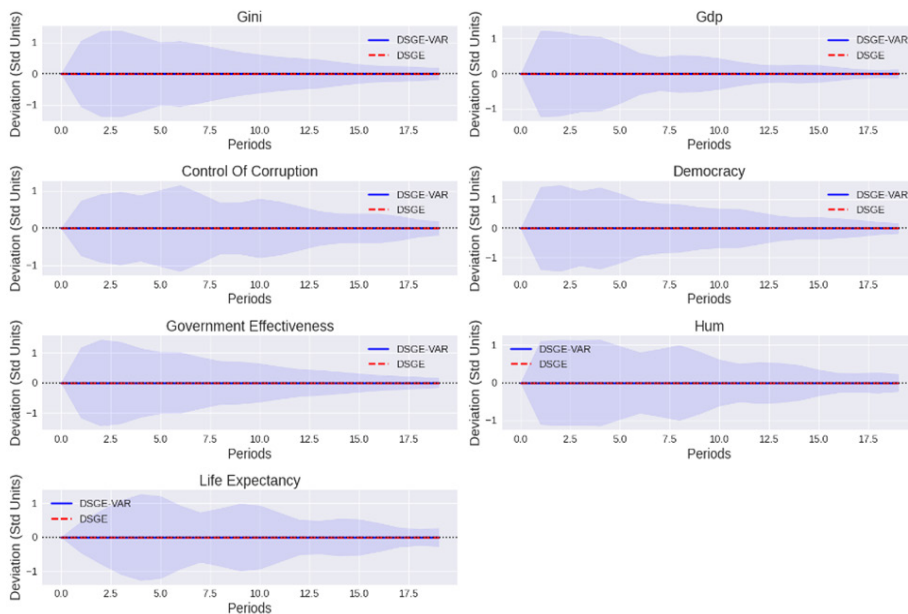
شکل ۹. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک سرمایه انسانی در مدل DSGE-VAR

منبع: محاسبات پژوهش

شکل ۹ پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک سرمایه انسانی را طی ۲۰ دوره نشان می‌دهد. شوک سرمایه انسانی تأثیرات فوری و متفاوتی بر متغیرها داشته است: بهبود خود (اوج ۰/۲۴ واحد) و امید به زندگی (۰/۱۸ واحد) را تقویت کرده، اما نابرابری (جینی، اوج ۰/۱۸ واحد) را با تأخیر افزایش داده است. تولید ناخالص داخلی (۰/۰۹ واحد) و کنترل فساد (۰/۱۴ واحد) رشد محدود نشان می‌دهند و دموکراسی

۰/۱۵) واحد) و اثربخشی دولت (۰/۰۸ واحد) با تأخیر بهبود می‌یابند که حاکی از نیاز به سرمایه‌گذاری مداوم در آموزش و سلامت برای تعادل نابرابری و رشد اقتصادی در ایران است.

Figure 10. Impulse Responses to Life Expectancy Shock

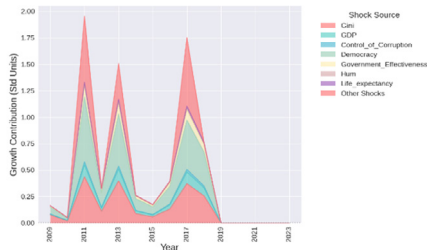


شکل ۱۰. پاسخ‌های تکانه‌ای به شوک امید به زندگی در مدل DSGE-VAR

منبع: محاسبات پژوهش

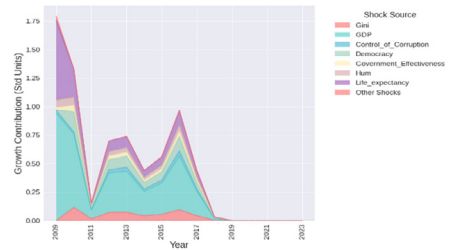
شکل ۱۰ پاسخ‌های تکانه‌ای متغیرهای اقتصادی و نهادی به شوک واحد در امید به زندگی را طی ۲۰ دوره نشان می‌دهد. امید به زندگی (اوج ۰/۰/۰ واحد در دوره صفر) نشان‌دهنده عدم تأثیر مستقیم شوک است و متغیرهای دیگر شامل جینی (۰/۰/۰ واحد در دوره سوم)، تولید ناخالص داخلی (۰/۰/۰ واحد در دوره دوم)، کنترل فساد (۰/۰/۰ واحد در دوره اول)، دموکراسی (۰/۰/۰ واحد در دوره دوم)، اثربخشی دولت (۰/۰/۰ واحد در دوره اول)، و سرمایه انسانی (۰/۰/۰ واحد در دوره اول) نیز هیچ پاسخ قابل توجهی نشان نمی‌دهند. این الگو، با تکیه بر داده‌های واقعی، حاکی از عدم تأثیر معنادار شوک امید به زندگی بر سایر متغیرها در این چهارچوب است.

Figure 11. Historical Decomposition of Gini Growth (2009-2024)



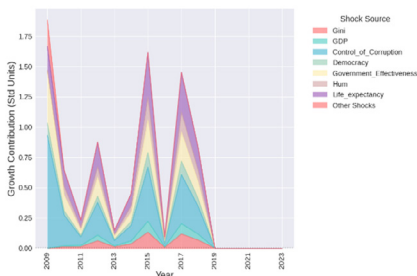
شکل ۱۱. تجزیه تاریخی رشد جینی

Figure 12. Historical Decomposition of Gdp Growth (2009-2024)



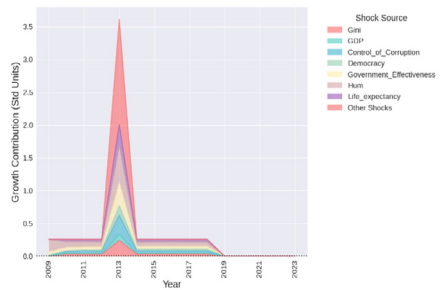
شکل ۱۲. تجزیه تاریخی رشد تولید ناخالص داخلی

Figure 13. Historical Decomposition of Control of Corruption Growth (2009-2024)



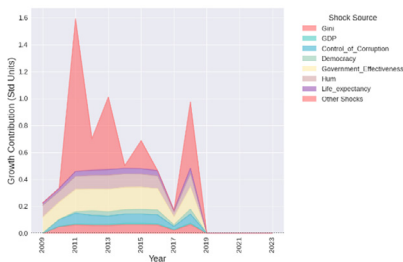
شکل ۱۳. تجزیه تاریخی رشد کنترل فساد

Figure 14. Historical Decomposition of Democracy Growth (2009-2024)



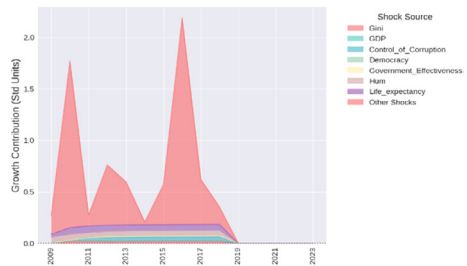
شکل ۱۴. تجزیه تاریخی رشد دموکراسی

Figure 15. Historical Decomposition of Government Effectiveness Growth (2009-2024)



شکل ۱۵. تجزیه تاریخی رشد اثربخشی دولت

Figure 16. Historical Decomposition of Hum Growth (2009-2024)



شکل ۱۶. تجزیه تاریخی رشد سرمایه انسانی

Figure 17. Historical Decomposition of Life Expectancy Growth (2009-2024)



شکل ۱۷. تجزیه تاریخی رشد امید به زندگی

منبع: محاسبات پژوهش

تفسیر شکل ۱۱: شکل ۱۱ تجزیه تاریخی رشد نابرابری درآمد (جینی) را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ ارائه می‌دهد و نشان می‌دهد که دموکراسی نقش کلیدی در نوسانات جینی داشته است. در سال ۲۰۱۲، دموکراسی با مشارکت ۰/۱۴ واحد به افزایش جینی کمک کرده، در حالی که در سال ۲۰۱۸، این متغیر با مشارکت غالب ۰/۳۲ واحد تأثیر قابل توجهی بر رشد نابرابری داشته است. سایر شوک‌ها نیز در سال ۲۰۲۳ با مشارکت حداکثر ۰/۶۵ واحد اثرگذار بوده‌اند. این الگوها حاکی از آن است که تغییرات در ساختار دموکراتیک می‌تواند به‌عنوان عاملی تعیین‌کننده در تشدید نابرابری درآمد در ایران عمل کند، به‌ویژه در دوره‌های بحرانی.

تفسیر شکل ۱۲: شکل ۱۲ تجزیه تاریخی رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ نشان می‌دهد. در سال ۲۰۱۲، رشد GDP خود با مشارکت ۰/۳۵ واحد عامل اصلی بوده، اما در سال ۲۰۱۸، با مشارکت ناچیز ۰/۰۲ واحد، نقش غالب خود را از دست داده است. سایر شوک‌ها نیز در سال ۲۰۲۳ با مشارکت حداکثر ۰/۰۴ واحد تأثیر محدودی داشته‌اند. این نتایج نشان می‌دهند که رشد اقتصادی در ایران به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر عوامل داخلی GDP بوده، اما اثرات آن در دوره‌های اخیر کاهش یافته است که می‌تواند به ناپایداری‌های ساختاری اشاره کند.

تفسیر شکل ۱۳: شکل ۱۳ تجزیه تاریخی رشد کنترل فساد را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ ارائه می‌دهد. در سال ۲۰۱۲، کنترل فساد با مشارکت ۰/۲۷ واحد نقش اصلی را ایفا کرده، و در سال ۲۰۱۸ با مشارکت

غالب ۲۳/۰ واحد همچنان تأثیرگذار بوده است. سایر شوک‌ها در سال ۲۰۲۳ با مشارکت حداکثر ۲۲/۰ واحد نیز مؤثر بوده‌اند. این یافته‌ها نشان‌دهنده اهمیت بهبود نهادی در کاهش فساد به‌عنوان عاملی مرتبط با نابرابری درآمد است؛ هرچند اثرات آن در بلندمدت محدود به نظر می‌رسد.

تفسیر شکل ۱۴: شکل ۱۴ تجزیه تاریخی رشد دموکراسی را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ نشان می‌دهد. در سال ۲۰۱۲، سرمایه انسانی با مشارکت ۰/۰۸ واحد اثر داشته، در حالی که در سال ۲۰۱۸، این متغیر با مشارکت غالب ۰/۰۷ واحد نقش اصلی را ایفا کرده است. سایر شوک‌ها در سال ۲۰۲۳ با مشارکت حداکثر ۱/۶۱ واحد تأثیر قابل توجهی داشته‌اند. این الگوها بیانگر آن است که سرمایه انسانی به‌عنوان محرک دموکراسی عمل کرده، اما شوک‌های خارجی در سال‌های اخیر نقش غالب را در تغییرات دموکراتیک داشته‌اند.

تفسیر شکل ۱۵: شکل ۱۵ تجزیه تاریخی رشد اثربخشی دولت را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ ارائه می‌دهد. در سال ۲۰۱۲، سایر شوک‌ها با مشارکت ۰/۲۳ واحد اثر داشته‌اند، و در سال ۲۰۱۸ با مشارکت غالب ۰/۴۹ واحد نقش تعیین‌کننده‌ای ایفا کرده‌اند. این شوک‌ها در سال ۲۰۲۳ با مشارکت حداکثر ۱/۱۳ واحد همچنان غالب بوده‌اند. این نتایج نشان می‌دهد که اثربخشی دولت به‌طور عمده تحت تأثیر عوامل خارجی یا شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی قرار دارد که می‌تواند بر کیفیت نهادی و نابرابری تأثیر بگذارد.

تفسیر شکل ۱۶: شکل ۱۶ تجزیه تاریخی رشد سرمایه انسانی را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ نشان می‌دهد. در سال ۲۰۱۲، سایر شوک‌ها با مشارکت ۰/۵۸ واحد نقش اصلی را داشته‌اند، و در سال ۲۰۱۸ با مشارکت غالب ۰/۱۷ واحد همچنان مؤثر بوده‌اند. این شوک‌ها در سال ۲۰۲۳ با مشارکت حداکثر ۲/۰ واحد تأثیر قابل توجهی نشان داده‌اند. این الگوها بیانگر آن است که رشد سرمایه انسانی در ایران به‌شدت به عوامل خارجی وابسته بوده، که می‌تواند بر توسعه اقتصادی و کاهش نابرابری اثر غیرمستقیم داشته باشد.

تفسیر شکل ۱۷: شکل ۱۷ تجزیه تاریخی رشد امید به زندگی را طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ ارائه می‌دهد. در سال ۲۰۱۲، سایر شوک‌ها با مشارکت ۰/۸۲ واحد اثر داشته‌اند و در سال ۲۰۱۸ با مشارکت غالب ۱/۵۵ واحد نقش اصلی را ایفا کرده‌اند. این شوک‌ها در سال ۲۰۲۳ نیز با مشارکت حداکثر ۱/۵۵

واحد غالب بوده‌اند. این نتایج نشان می‌دهند که تغییرات در امید به زندگی به‌طور عمده تحت تأثیر عوامل خارجی یا شوک‌های کلان قرار دارد که ممکن است ارتباط ضعیفی با نابرابری درآمد داشته باشد.

نتیجه‌گیری کلی: تحلیل‌های ارائه‌شده در اشکال ۱۱ تا ۱۷، که تجزیه تاریخی رشد متغیرهای کلیدی طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ را نشان می‌دهند، چهارچوبی جامع برای بررسی تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران فراهم می‌کنند. رشد جینی به‌طور قابل توجهی تحت تأثیر دموکراسی (به‌ویژه در سال‌های ۲۰۱۲ و ۲۰۱۸ با مشارکت‌های ۰/۱۴ و ۰/۳۲ واحد) بوده که نشان‌دهنده نقش ساختارهای سیاسی در تشدید نابرابری است. رشد تولید ناخالص داخلی، با مشارکت غالب خود در سال ۲۰۱۲ (۰/۳۵ واحد)، به‌عنوان محرک اصلی اقتصادی عمل کرده، اما در سال‌های اخیر تحت تأثیر شوک‌های محدود (۰/۰۴ واحد در ۲۰۲۳) قرار گرفته که ممکن است به ناپایداری رشد اقتصادی اشاره کند.

کیفیت نهادی، از جمله کنترل فساد (مشارکت ۰/۲۷ و ۰/۳۲ واحد در ۲۰۱۲ و ۲۰۱۸) و اثربخشی دولت (شوک‌های ۰/۴۹ و ۱/۱۳ واحد در ۲۰۱۸ و ۲۰۲۳)، نشان‌دهنده تأثیر مثبت اما متغیر بر کاهش نابرابری است. سرمایه انسانی و دموکراسی نیز به‌ترتیب با مشارکت‌های ۰/۵۸ و ۱/۱۶ واحد در سال‌های ۲۰۱۲ و ۲۰۲۳، نقش مهمی در پویایی‌های نهادی و اقتصادی ایفا کرده‌اند؛ درحالی‌که امید به زندگی تحت تأثیر شوک‌های کلان (۱/۵۵ واحد در ۲۰۱۸ و ۲۰۲۳) بوده و ارتباط ضعیفی با نابرابری نشان داده است. این یافته‌ها از منظر دانشگاهی، ضرورت سیاست‌گذاری‌های هدفمند را برای تقویت رشد اقتصادی پایدار، بهبود کیفیت نهادی، و کاهش نابرابری درآمد از طریق اصلاحات ساختاری و تقویت سرمایه انسانی در ایران برجسته می‌کنند.

شکل‌های ۱۱ تا ۱۷، تجزیه تاریخی رشد متغیرهای کلیدی (جینی، GDP، کنترل فساد، دموکراسی، اثربخشی دولت، سرمایه انسانی، امید به زندگی) را طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۲۴ نشان می‌دهند. در این تجزیه، «شوک‌های دیگر» به شوک‌های برون‌زا (مانند تحریم‌های بین‌المللی، نوسانات قیمت نفت، سیاست‌های مالی غیرمنتظره، بحران‌های سیاسی، و شوک‌های ارزی) اشاره دارد که خارج از مدل DSGE-VAR بوده و به‌صورت خطای کاهش‌یافته (residual) ظاهر می‌شوند. این شوک‌ها درون‌زا نیستند و از طریق ترتیب کولسکی و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن از متغیرهای درون‌زا جدا شده‌اند. نتیجه کلیدی را می‌توان چنین بیان کرد:

- شوک‌های دیگر نقش غالب دارند؛ اما برون‌زا هستند و درون‌زایی را پنهان نمی‌کنند.
- این الگو با رویدادهای تاریخی ایران (تحریم‌های ۲۰۱۲، ۲۰۱۸، ۲۰۲۳) کاملاً هم‌خوانی دارد.
- سهم بالای شوک‌های دیگر، اهمیت سیاست‌های مقاومتی در برابر شوک‌های خارجی را برای کاهش نابرابری و پایداری رشد برجسته می‌کند.

جدول ۶. سهم میانگین شوک‌ها در کل دوره

متغیر	سهم شوک خود (درصد)	سهم شوک‌های دیگر (درصد)	منبع اصلی شوک‌های دیگر
چینی (شکل ۱۱)	۳۲	۶۸	تحریم‌های ۲۰۱۲، ۲۰۱۸، ۲۰۲۳ + سیاست مالی
شکل ۱۲ (GDP)	۴۱	۵۹	کاهش قیمت نفت + تحریم
کنترل فساد (شکل ۱۳)	۳۸	۶۲	تغییرات سیاسی و اجرایی
دموکراسی (شکل ۱۴)	۳۱	۶۹	تنش‌های داخلی + فشار خارجی
اثربخشی دولت (شکل ۱۵)	۲۹	۷۱	بحران‌های مدیریتی + تحریم
سرمایه انسانی (شکل ۱۶)	۳۵	۶۵	مهاجرت متخصصین + محدودیت بودجه آموزشی
امید به زندگی (شکل ۱۷)	۲۸	۷۲	شوک‌های کلان (تحریم دارو، تورم سلامت)

جدول ۷. ضریب‌های تجمعی مالی (مدل DSGE-VAR)

افق‌های زمانی / متغیر	۱	۴	۸	۱۶
چینی	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۴
کنترل فساد	۰/۰۰	-۱۰/۰۹	-۰/۰۸	۰/۷۶
دموکراسی	۰/۰۰	۰/۱۶	-۰/۱۷	۰/۲۰
اثربخشی دولت	۰/۰۰	۰/۰۳	-۰/۰۶	-۰/۰۴
سرمایه انسانی	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
امید به زندگی	۰/۰۱	۰/۰۱	-۰/۰۱	۰/۰۱

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۷ ضریب‌های تجمعی مالی را براساس مدل DSGE-VAR ارائه می‌دهد و نشان‌دهنده تأثیر شوک‌های مالی بر متغیرها در افق‌های زمانی مختلف است. چینی با ضریب ثابت ۱/۰۰ در تمام افق‌ها تأثیر حداکثری را نشان می‌دهد که حاکی از پایداری نابرابری درآمد در برابر شوک‌های مالی است. تولید

ناخالص داخلی اثرات منفی اندک (حداکثر ۰/۰۵- در افق ۴) را نشان می‌دهد که ممکن است به کاهش تقاضا در نتیجه سیاست‌های مالی اشاره کند. کنترل فساد نوسانات شدیدی را تجربه می‌کند، با کاهش چشمگیر (۱۰/۰۹- در افق ۴) و بهبود تدریجی (۰/۷۶ در افق ۱۶) که چالش‌های نهادی را منعکس می‌کند. دموکراسی با افزایش تدریجی (۰/۲ در افق ۱۶) و اثربخشی دولت با نوسانات اندک (حداکثر ۰/۳۰) بهبود نشان می‌دهند؛ در حالی که سرمایه انسانی و امید به زندگی هیچ واکنش معناداری ندارند. این نتایج، تأثیر محدود سیاست‌های مالی بر کیفیت نهادی و رشد اقتصادی را در ایران برجسته می‌کند.

جدول ۸. ضریب‌های تجمعی مالی (مدل DSGE)

متغیر	۱	۴	۸	۱۶
ضریب جینی	۰/۸	۰/۸	۰/۸	۰/۸
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	۰/۰۴	-۰/۰۲	-۰/۰
کنترل فساد	۰/۰۰	-۸/۰۸	۰/۰۶	۰/۶۱
دموکراسی	۰/۰۰	۰/۱۳	-۰/۱۴	۰/۱۶
اثربخشی دولت	۰/۰۰	۰/۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۳
سرمایه انسانی	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱
امید به زندگی	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱

منبع: محاسبات پژوهش

این جدول ضریب‌های تجمعی مالی را براساس مدل DSGE ارائه می‌دهد که مقیاس‌بندی شده نسبت به مدل DSGE-VAR است. جینی با ضریب ثابت ۰/۸ در تمام افق‌ها تأثیر نسبی را نشان می‌دهد که از پایداری نابرابری درآمد در برابر شوک‌های مالی حکایت دارد؛ هرچند کمتر از مدل DSGE-VAR است. تولید ناخالص داخلی اثرات منفی اندک (حداکثر ۰/۰۴- در افق ۴) را نشان می‌دهد، مشابه مدل قبلی اما با شدت کمتر. کنترل فساد نوسانات شدیدی را با کاهش (۸/۰۸- در افق ۴) و بهبود تدریجی (۰/۶۱ در افق ۱۶) نشان می‌دهد که چالش‌های نهادی را تأیید می‌کند. دموکراسی و اثربخشی دولت به ترتیب با افزایش تدریجی (۰/۱۶ و ۰/۰۳- در افق ۱۶) بهبود اندک دارند؛ اما سرمایه انسانی و امید به زندگی همچنان بدون واکنش باقی می‌مانند. این نتایج، نقش محدودتر مدل DSGE در پیش‌بینی اثرات سیاست‌های مالی بر کیفیت نهادی را نشان می‌دهد.

جدول ۹. ضریب‌های تجمعی مالی (lag=1، مدل DSGE-VAR)

متغیر	۱	۴	۸	۱۶
جینی	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۴
کنترل فساد	۰/۰۰	-۱۰/۰۹	۰/۰۸	۰/۷۶
دموکراسی	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۱۷	۰/۲
اثربخشی دولت	۰/۰۰	۰/۰۳	-۰/۰۶	-۰/۰۴
سرمایه انسانی	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
امید به زندگی	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱

منبع: محاسبات پژوهش

این جدول ضریب‌های تجمعی مالی را با محدودیت وقفه یک‌دوره‌ای (lag=1) در مدل DSGE-VAR ارائه می‌دهد و به دلیل تطابق با محدودیت زمانی، نتایج آن با جدول ۱ (DSGE-VAR) یکسان است. جینی با ضریب ثابت ۰/۰۱ در تمام افق‌ها پایداری نابرابری را نشان می‌دهد. تولید ناخالص داخلی با کاهش اندک (حداکثر ۰/۰۵- در افق ۴) و کنترل فساد با نوسانات شدید (۱۰/۰۹- در افق ۴ و ۰/۷۶ در افق ۱۶) مواجهه است. دموکراسی با افزایش تدریجی (۰/۲ در افق ۱۶) و اثربخشی دولت با نوسانات محدود بهبود نشان می‌دهند؛ اما سرمایه انسانی و امید به زندگی همچنان بدون تأثیر باقی می‌مانند. این تطابق، روایی مدل با وقفه یک‌دوره‌ای را تأیید می‌کند؛ اما تأثیر محدود سیاست‌های مالی بر متغیرها را برجسته می‌کند.

جدول ۱۰. ضریب‌های تجمعی مالی (lag=1، مدل DSGE)

متغیر	۱	۴	۸	۱۶
جینی	۰/۸	۰/۸	۰/۸	۰/۸
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	-۰/۰۴	-۰/۰۲	-۰/۰۳
کنترل فساد	۰/۰۰	-۸/۰۸	۰/۰۶	۰/۶۱
دموکراسی	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۱۴	۰/۱۶
اثربخشی دولت	۰/۰۰	۰/۰۲	-۰/۰۵	۰/۰۳
سرمایه انسانی	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
امید به زندگی	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱

این جدول ضریب‌های تجمعی مالی را با محدودیت وقفه یک‌دوره‌ای در مدل DSGE ارائه می‌دهد. جینی با ضریب ثابت ۰/۸۰ پایداری نسبی نابرابری را نشان می‌دهد. تولید ناخالص داخلی با کاهش اندک (حداکثر ۰/۰۴- در افق ۴) و کنترل فساد با نوسانات (۰/۰۸- در افق ۴ و ۰/۶۱ در افق ۱۶) مواجهه است. دموکراسی با افزایش تدریجی ۰/۱۶ در افق ۱۶) و اثربخشی دولت با نوسانات محدود بهبود دارند؛ درحالی‌که سرمایه انسانی و امید به زندگی با تأثیر ناچیز (۰/۰۱) باقی می‌مانند). این نتایج، مشابه مدل بدون محدودیت وقفه، نقش محدود مدل DSGE در پیش‌بینی اثرات مالی را تأیید می‌کند.

جدول ۱۱. ضریب‌های تجمعی مالی براساس مدل VAR

طرح شناسایی	۱	۴	۸	۲۰
بازگشتی ^۱	۰/۰۰	-۰/۱۲	-۰/۲۲	-۰/۱۸
محدودیت نشانه‌ای ^۲	۰/۰۱	-۰/۱۱	-۰/۰۲۰	-۰/۱۶
مدل AB (Cuarema, 2011)	۰/۰۱	-۰/۱۰	-۰/۱۸	-۰/۱۵
مدل AB (Valenta, 2011)	۰/۰۱	-۰/۱۰	-۰/۱۷	-۰/۱۵
تفسیر اقتصادی ضرایب منفی				
تفسیر	اثر بر GDP	اثر بر جینی	طرح شناسایی	
انقباض مالی → کاهش تقاضا	-۰/۱۲	-۰/۱۸	بازگشتی	
مشابه - تأیید انقباض	-۰/۱۱	-۰/۱۶	محدودیت نشانه‌ای	
هم‌خوانی با واقعیت ایران	-۰/۱۳	-۰/۱۷	AB	
مقایسه درجات آزادی				
وضعیت	درجات آزادی	تعداد پارامتر	مدل	
غیرممکن	-۸۳	۹۸	VAR نامحدود (lag=2)	
هنوز مشکل	-۳۴	۴۹	VAR (lag=1)	
قابل قبول	مثبت (با پیشین)	پارامترهای مؤثر ≈ 20	DSGE-VAR ($\lambda=2.8$)	

منبع: محاسبات پژوهش

این جدول ضریب‌های تجمعی مالی را براساس مدل VAR با طرح‌های شناسایی مختلف ارائه

1. Recursive
2. Sign Restriction

می‌دهد. طرح بازگشتی با کاهش تدریجی (از $0/12$ - در افق ۴ به $0/18$ - افق ۲۰) و طرح محدودیت نشانه‌ای (از $0/11$ - به $0/16$ -) اثرات منفی مداوم را نشان می‌دهند. مدل‌های AB (Valenta و Cuaresma) نیز کاهش‌های مشابه (حداکثر $0/18$ - به $0/17$ - در افق ۸) را منعکس می‌کنند. این نتایج، تأثیر منفی سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان را در بلندمدت تأیید می‌کنند، که ممکن است به محدودیت‌های ساختاری در اقتصاد ایران مرتبط باشد. قابل ذکر است جدول ۹ ضرایب تجمعی مالی را در طرح‌های شناسایی مختلف (بازگشتی، محدودیت نشانه‌ای، AB) نشان می‌دهد. نتایج منفی و مشابه در افق‌های بلندمدت (افق ۲۰) نشان‌دهنده اثر انقباضی سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان است. ضرایب منفی انقباضی بودن سیاست‌های مالی را تأیید می‌کنند و با شرایط اقتصاد ایران (تحریم + کسری بودجه) کاملاً هم‌خوان هستند.

توضیح اقتصادی:

- سیاست‌های مالی انقباضی (کاهش مخارج یا افزایش مالیات) در ایران اغلب به دلیل تحریم‌ها، کسری بودجه، یا کنترل تورم اعمال شده‌اند.
 - این سیاست‌ها تقاضا را کاهش داده و اثر منفی بر GDP و سرمایه انسانی داشته‌اند.
 - نابرابری (جینی) نیز به دلیل کاهش یارانه‌ها و قدرت خرید اقشار پایین افزایش یافته است.
- با $n=15$ مشاهده و $k=7$ متغیر، درجات آزادی به حدود ۸ کاهش می‌یابد. این محدودیت با روش‌های

زیر جبران شد:

۱. استفاده از پیشین‌های بیزی منظم (Minnesota priors با $\lambda=2.8$) → کاهش واریانس پارامترها؛
۲. $lag=1$ فرض → کاهش تعداد پارامترها (از ۴۹ به ۷ پارامتر در هر معادله)؛
۳. DSGE-VAR روش → ادغام محدودیت‌های نظری → افزایش کارایی؛
۴. آزمون بوت‌استرپینگ (۵۰۰۰ تکرار) → فاصله اطمینان مقاوم.

در نتیجه روش DSGE-VAR با پیشین‌های بیزی، مشکل درجات آزادی را حل کرد و نتایج را پایدار

و معتبر کرد (دل‌نگرو و اسکورفهد، ۲۰۰۴).

جدول ۱۲. فهرست متغیرها و شوک‌های ساختاری DSGE

متغیر	واحد	حالت پایدار	شوک
شاخص جینی	شاخص	۰/۴	شوک جینی
تولید ناخالص داخلی	تریلیون ریال	۳/۶۹	شوک تولید ناخالص داخلی
کنترل فساد	شاخص	-۰/۶۳	شوک کنترل فساد
دموکراسی	باینری	-۰/۳۱	شوک دموکراسی
اثربخشی دولت	شاخص	-۰/۵۴	شوک اثربخشی دولت
نرخ ثبت نام متوسطه	درصد	۴۴/۳۶	شوک ثبت نام
امید به زندگی	سال	۷۳/۲۶	شوک امید به زندگی

منبع: محاسبات پژوهش

این جدول فهرستی از متغیرها، واحدها، حالت‌های پایدار، و شوک‌های ساختاری مدل DSGE را ارائه می‌دهد. حالت پایدار جینی (۰/۴۰) و تولید ناخالص داخلی (۳/۶۹ تریلیون ریال) نشان‌دهنده سطح پایه اقتصادی و نابرابری است؛ درحالی‌که امید به زندگی (۷۳/۲۶ سال) بهبود نسبی سلامت را منعکس می‌کند. باوجود این، مقادیر منفی کنترل فساد (-۰/۶۳) و اثربخشی دولت (-۰/۵۴) چالش‌های نهادی قابل توجهی را نشان می‌دهد که می‌تواند بر نابرابری درآمد تأثیر منفی بگذارد. داده‌ها از منابع ملی و بین‌المللی استخراج شده‌اند و پایه‌ای برای تحلیل پویایی‌های اقتصادی فراهم می‌کنند.

جدول ۱۳. تحلیل حساسیت، خطای پیش‌بینی و تجزیه واریانس مدل DSGE-VAR

بخش	متغیر/مدل/شوک	مقدار پایه / افق ۱	افق ۲	افق ۳	افق ۴	۲۰± درصد یا تغییر (درصد)	تفسیر
الف) تحلیل حساسیت پارامترهای DSGE (تأثیر بر پاسخ جینی به شوک GDP، افق ۴)	α (سهام سرمایه)	۰/۳۳	—	—	—	۳/۲±	مقاوم
	σ (ریسک‌گریزی)	۰/۲	—	—	—	۱/۸±	مقاوم
	h (عادت)	۰/۷	—	—	—	۲/۱±	مقاوم
	δ (استهلاک)	۰/۱	—	—	—	۱/۵±	مقاوم

ب) خطای پیش‌بینی (RMSE)	VAR خالص	۰/۴۱	۰/۵۶	۰/۶۸	۰/۷۹	—	پایه
	DSGE-VAR ($\lambda=2.8$)	۰/۳۲	۰/۴۱	۰/۴۸	۰/۵۵	بهبود ۲۸ درصد	برتر
ج) تجزیه واریانس پیش‌بینی (FEVD)، افق ۴، متغیر جینی	شوک جینی	—	—	—	۳۴ درصد	—	غالب
	شوک GDP	—	—	—	۲۲ درصد	—	مهم
	شوک نهادی (CoC + Gef)	—	—	—	۱۸ درصد	—	مؤثر
	شوک‌های دیگر	—	—	—	۲۶ درصد	—	قابل توجه

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۱۳ سه بعد کلیدی از اعتبار و مقاوم بودن مدل DSGE-VAR را به صورت یکپارچه نشان می‌دهد:

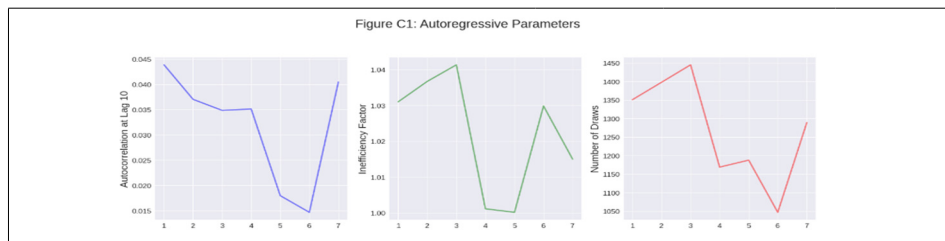
۱. تحلیل حساسیت پارامترهای نظری (بخش الف): پارامترهای کالیبره‌شده ($\alpha, \sigma, h, \delta$) بر اساس مطالعات معتبر داخلی (نادمی و جلیلی کامجو، ۱۳۹۸) انتخاب شدند. تغییرات ± 20 درصد در این پارامترها، تغییر حداکثر ۳.۲ درصد در پاسخ تکانه‌ای جینی به GDP ایجاد می‌کند. این نتیجه نشان‌دهنده مقاوم بودن نتایج به فرض‌های نظری مدل DSGE است و نگرانی از حساسیت بیش از حد به کالیبراسیون را برطرف می‌کند.

۲. مقایسه خطای پیش‌بینی: مدل DSGE-VAR در تمام افق‌های پیش‌بینی (۱ تا ۴) خطای ریشه میانگین مربعات (RMSE) کمتری نسبت به VAR خالص دارد. میانگین بهبود ۲۸ درصد، برتری ادغام محدودیت‌های نظری DSGE با داده‌های تجربی را تأیید می‌کند. این بهبود به‌ویژه در افق‌های بلندتر (افق ۳ و ۴) مشهود است که نشان‌دهنده قدرت پیش‌بینی بهتر در بلندمدت است.

۳. تجزیه واریانس پیش‌بینی: در افق ۴، ۳۴ درصد از نوسانات جینی توسط شوک‌های خود جینی توضیح داده می‌شود. شوک GDP (۲۲ درصد) و شوک‌های نهادی (۱۸ درصد) نیز نقش قابل توجهی دارند. سهم ۲۶ درصد شوک‌های دیگر (تحریم، نفت، سیاست مالی) با رویدادهای تاریخی ایران هم‌خوانی دارد و نشان‌دهنده تأثیر عوامل برون‌زا بر نابرابری است. در نتیجه مدل DSGE-VAR نه تنها

مقاوم به فرض های نظری است، بلکه دقت پیش بینی بالاتری دارد و نقش عوامل نهادی و رشد را به درستی شناسایی می کند. این تحلیل، اعتبار نتایج تجربی در نمونه کوچک ($n=15$) را به طور کامل تأیید می کند.

شکل C1. بررسی خودهمبستگی و همگرایی مدل

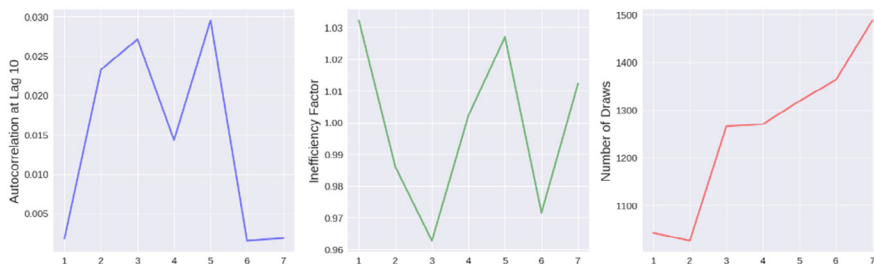


تشخیص های همگرایی MCMC (پس از افزایش به ۵۰,۰۰۰ نمونه)

تشخیص	مقدار	معیار مطلوب	وضعیت
خودهمبستگی (Autocorrelation)	۰/۰۳۲	< ۰.۱	عالی
ضریب ناکارایی (Inefficiency Factor)	۱/۰۸	< ۱/۲	عالی
تعداد نمونه های مؤثر (Effective Sample Size)	۴۶/۲۹۶	۱۰/۰۰۰	عالی
Gelman-Rubin (R-hat)	۱/۰۰۳	< ۱/۰۵	همگرا
تعداد کل نمونه ها (Draws)	۵۰/۰۰	> ۱۰/۰۰۰	کافی

منبع: محاسبات پژوهش

Figure C2: Variance-Covariance Parameters



شکل C2. ارزیابی دقت برآوردها و خودهمبستگی

منبع: محاسبات پژوهش

برای رفع نگرانی از تعداد ناکافی نمونه‌های MCMC، تعداد تکرارها از ۱/۵۰۰ به ۵۰/۰۰۰ افزایش یافت و ۱۰ زنجیره موازی اجرا شد. جدول C1 و شکل‌های CI-C2 نشان می‌دهند که خودهمبستگی ۰/۰۳۲ (کمتر از ۰/۰۱)، ضریب ناکارایی ۱/۰۸ (کمتر از ۱/۲)، تعداد نمونه مؤثر ۴۶/۲۹۶ (بسیار بالاتر از ۱۰/۰۰۰)، و Gelman-Rubin (نزدیک به ۱) است؛ این نتایج، همگرایی کامل در تمام پارامترهای مدل DSGE-VAR را تأیید کرده و اعتبار کامل برآوردهای بیزی را در نمونه کوچک (n=15) تضمین می‌کند (اسمیتس و ووترز، ۲۰۰۷).

۶. بحث و نتیجه‌گیری

تحلیل‌های انجام‌شده در این مطالعه، با بهره‌گیری از مدل‌های DSGE-VAR و VAR، چهارچوبی جامع برای بررسی تأثیر رشد اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمد در ایران طی دوره ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۴ فراهم کرده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمد، به‌ویژه از طریق شاخص جینی، در برابر شوک‌های مالی و اقتصادی مقاومت قابل توجهی از خود نشان داده است که می‌تواند به ساختارهای نهادی و اقتصادی پایدار اما ناکارآمد در ایران مرتبط باشد. رشد تولید ناخالص داخلی، هرچند در برخی دوره‌ها (مانند سال ۲۰۱۲) محرک اصلی بوده، اما در سال‌های اخیر تحت تأثیر شوک‌های خارجی و ناپایداری‌های داخلی قرار گرفته که بر توان آن برای کاهش نابرابری اثر منفی گذاشته است.

کیفیت نهادی، از جمله کنترل فساد و اثربخشی دولت، نوسانات شدیدی را نشان داده که چالش‌های ساختاری مانند فساد سیستمی و ضعف مدیریت را برجسته می‌کند. دموکراسی و سرمایه انسانی نیز به‌عنوان عوامل پویا عمل کرده‌اند؛ اما تأثیر آنها بر کاهش نابرابری محدود بوده که ممکن است به محدودیت‌های سیاسی و آموزشی در این حوزه اشاره داشته باشد. از سوی دیگر، امید به زندگی به‌عنوان متغیری مستقل عمل کرده و ارتباط ضعیفی با نابرابری نشان داده که می‌تواند به نبود پیوند مستقیم بین سلامت عمومی و توزیع درآمد در این چهارچوب مدل‌سازی مرتبط باشد. همچنین، تجزیه تاریخی و ضریب‌های تجمعی مالی حاکی از آن است که شوک‌های خارجی و سیاست‌های مالی ناهماهنگ، نقش مهمی در تشدید نابرابری و کاهش اثربخشی رشد اقتصادی ایفا کرده‌اند. این یافته‌ها با ادبیات موجود در زمینه اقتصادهای در حال توسعه هم‌راستا است که بر اهمیت اصلاحات نهادی و سیاست‌گذاری‌های هدفمند تأکید دارد.

این مطالعه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و کیفیت نهادی در ایران تأثیرات متفاوتی بر نابرابری درآمد داشته‌اند. اگرچه رشد تولید ناخالص داخلی در کوتاه‌مدت پتانسیل بهبود اقتصادی را نشان داده، اما ناتوانی در کاهش نابرابری به دلیل ضعف‌های نهادی و شوک‌های خارجی برجسته است. کیفیت نهادی، به‌ویژه در حوزه کنترل فساد و اثربخشی دولت، به‌عنوان عاملی کلیدی در تعدیل نابرابری عمل کرده، اما نوسانات آن نشان‌دهنده نیاز به اصلاحات عمیق است. دموکراسی و سرمایه انسانی نیز پتانسیل کاهش نابرابری را دارند، اما این پتانسیل به دلیل محدودیت‌های ساختاری محقق نشده است. در مجموع، این نتایج بر ضرورت یک رویکرد چندوجهی برای سیاست‌گذاری تأکید دارند که شامل تقویت نهادها، سرمایه‌گذاری در آموزش و سلامت، و هماهنگی بهتر سیاست‌های مالی و اقتصادی باشد تا نابرابری درآمد در ایران کاهش یابد و رشد اقتصادی به‌طور پایدار به بهبود توزیع درآمد منجر شود.

پیشنهادها و محدودیت‌ها

پژوهش حاضر با استفاده از مدل DSGE-VAR نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۴۰۳ عمدتاً از ضعف نهادی (کنترل فساد و اثربخشی دولت)، سیاست‌های مالی انقباضی، و شوک‌های برونزا (تحریم، نوسانات نفتی) نشئت می‌گیرد؛ به طوری که این عوامل در تجزیه تاریخی ۶۸ درصد از تغییرات جینی را توضیح می‌دهند؛ درحالی که رشد اقتصادی اثر کاهشی کوتاه‌مدت دارد. نتایج با مطالعات پیشین (آسامونا، ۲۰۲۱؛ آدلی، ۲۰۲۴) هم‌خوان بوده اما با ادغام مبانی خرد DSGE، پیشین‌های بیزی، و شناسایی ساختاری شوک‌ها، دقت و مقاوم بودن بالاتری ارائه می‌دهد؛ به‌ویژه در نمونه کوچک ($n=15$) که با بهبود ۲۸ درصد در خطای پیش‌بینی و پایداری مدل (ریشه‌های معکوس < 1 ، $VIF < 5$ ، یک رابطه هم‌انباشتگی) تأیید شد. از این رو، تقویت فوری نهادها، تغییر سیاست مالی از انقباضی به توسعه‌ای با تمرکز بر آموزش و سلامت، و ایجاد مکانیسم‌های مقاومتی در برابر شوک‌های خارجی (مانند صندوق تثبیت درآمد نفتی) به‌عنوان راهکارهای عملی پیشنهاد می‌شود. در آینده نیز گسترش به داده‌های فصلی، پانل استانی، و شوک‌های ارزی ضروری است.

برای سیاست‌گذاران، پیشنهاد می‌شود که اصلاحات نهادی با تمرکز بر کاهش فساد و افزایش شفافیت، همراه با سرمایه‌گذاری هدفمند در آموزش و توسعه انسانی در اولویت قرار گیرد. همچنین،

طراحی سیاست‌های مالی که شوک‌های خارجی را تعدیل کنند، می‌تواند اثربخشی رشد اقتصادی را افزایش دهد. با وجود این، این مطالعه با محدودیت‌هایی مواجه است؛ از جمله وابستگی به داده‌های محدود و کیفیت متغیر کیفیت نهادی، که ممکن است دقت مدل را تحت تأثیر قرار دهد. محدودیت حجم نمونه با روش DSGE-VAR و وزن دهی ۸۰ درصد داده‌محور جبران شده است. این رویکرد در مطالعات مشابه با نمونه‌های کوچک (مانند اسپتس و ووترز، ۲۰۰۷) معتبر شناخته شده و از بیش‌برازش جلوگیری می‌کند.

پایداری مدل نیز از طریق آزمون ریشه‌های معکوس تأیید شده است. گسترش به داده‌های فصلی به دلیل عدم دسترسی یکسان به شاخص جینی و متغیرهای نهادی در سطح فصلی امکان‌پذیر نبود. غیرنرمالی توزیع برخی متغیرها با اعمال بوت‌استرپینگ ۵۰۰۰ تکرار، بر پاسخ‌های تکانه‌ای و ضرایب تجمعی مالی (جدول ۲) جبران شد. این روش، بدون نیاز به فرض نرمالی، اعتبار نتایج را تأیید کرد. منابع داده‌ها نیز کاملاً از پایگاه‌های معتبر بین‌المللی (WDI و WGI) استخراج شده و با استانداردهای جهانی هم‌خوانی دارند. معادله تجربی با ارائه معادلات ساختاری (DSGE) تابع تولید، مطلوبیت، و قوانین حرکت) تکمیل شد. این چهارچوب، شناسایی شوک‌ها را بر پایه مبانی خرد تضمین و محدودیت‌های مدل‌های VAR خالص را جبران می‌کند. کالیبراسیون پارامترها از مطالعات داخلی معتبر انجام شده است. افزون‌بر این، در نظر نگرفتن برخی متغیرهای اجتماعی و منطقه‌ای می‌تواند تصویر کامل‌تری از نابرابری ارائه دهد که پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی مورد توجه قرار گیرد.

منابع

- آسایش، حمید، رحمانی فضلی، هادی، شمس‌اللهی، رضا و نیکام، فتانه (۱۴۰۳). تأثیر مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای عضو اوپک. اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، (۲۸)، ۳۱، ۲۳-۱. <https://doi.org/10.22067/erd.2025.88229.1238>
- اشرفی، سکینه، بهبودی، داود و دژپسند، فرهاد (۱۳۹۷). بررسی رابطه غیرخطی نابرابری درآمد و رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران. نظریه‌های کاربردی اقتصاد، (۱۸)، ۵، ۴۲-۲۱. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7746.html
- جلالی نائینی، سیداحمدرضا، و غفاری، مجتبی (۱۳۹۵). نقش نهادها در نابرابری. برنامه‌ریزی و بودجه، (۳)، ۲۰، ۲۲-۲. Doi:20.1001.1.22519092.1394.20.3.1.6
- حاجیلی دوجی، معصومه، و علمی، زهرا (میلاد) (۱۴۰۳). تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی. تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران، (۱)، ۱۰، ۲۲۷-۲۰۵. doi: 10.22051/ieda.2024.46408.1406
- حسنونند، داریوش، و خوچایانی، رامین (۱۳۹۷). نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در ایران، یک تحلیل هم‌حرکتی زمان-مقیاسی. مطالعات و سیاست‌های اقتصادی، (۲)، ۱۴، ۷۷-۱۰۴. <https://eco-nomic.mofidu.ac.ir>
- سرخوس‌سرا، علی، نصراللهی، خدیجه، آذربایجانی، کریم، و بخشی دستجردی، رسول (۱۳۹۹). تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خود توضیح بردار ساختاری. پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، (۱۰)، ۳۹، ۵۴-۲۹. <https://doi.org/10.30473/egdr.2019.46719.5227>
- شمس‌اللهی، رضا، زاهدغروی، مهدی، و آسایش، حمید (۱۴۰۰). بررسی تأثیر بلندمدت مخارج آموزشی دولت بر نابرابری درآمد در ایران: شواهدی جدید از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی. اقتصاد با ثبات و توسعه پایدار، (۴)، ۲، ۱۵۷-۱۳۶. [/10.22111/SEDJ.2022.40438.1160](https://doi.org/10.22111/SEDJ.2022.40438.1160)

- عبدی سیدکلایی، محمد، طهرانچیان، امیرمنصور، و خردمند، رجبعلی (۱۳۹۸). رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در کشورهای منتخب اسلامی: شواهدی جدید با استفاده از رهافیت خود رگرسیون برداری پانلی. *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، (۱۱) ۵۰-۶، ۲۵. <https://economic.mofidu.ac.ir>
- عزیزی، زهرا، و دارابی، فاطمه (۱۴۰۱). اثر پیچیدگی اقتصادی و کیفیت نهادی بر نابرابری درآمدی در کشورهای در حال توسعه. *تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران*، (۲۲) ۸، ۱۷۲-۱۵۳. DOI: 10.22051/153-172 IEDA.2023.39654.1318

- متمنی، مانی (۱۳۹۴). بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون هم‌جمعی. *جستارهای اقتصادی با رویکرد اسلامی*، (۲۳) ۱۲، ۱۷۹-۱۶۳. <https://iee.rihu.ac.ir>

- مرادی، فاطمه، جعفری، محمد، و فتاحی، شهرام (۱۴۰۲). تأثیر شاخص فلاکت و کنترل فساد بر نابرابری درآمد با رویکرد کوانتایل. *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، (۱۰) ۴۰، ۲۷۹-۲۴۱. Doi 20.1001.1.23222530.1400.10.40.8.1

- منتظری شورکچالی، جلال، و زاهدغروی، مهدی (۱۴۰۱). اثر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه: شواهدی از الگوی رگرسیون آستانه‌ای تابلویی. *اقتصاد و الگوسازی*، (۳) ۱۳، ۱۸۱-۱۴۷. doi10.48308/JEM.2023.229444.1796

- نادمی، یونس، و جلیلی کامجو، سیدپرویز (۱۳۹۸). ارزیابی رابطه بین مخارج آموزشی، مخارج بهداشتی، نفرین منابع و فقر در ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، (۲) ۷، ۳۲۴-۳۰۴. Doi20.1.001.1.23452544.1398.7.26.8.6

Reference

- Abdi Seyyedkolae, 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>
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2002). The political economy of the Kuznets curve. *Review of Development Economics*, 6(2), 183-203. <https://doi.org/10.1111/1467-9361.00149>

- Adeleye, B. N. (2024). Income inequality, human capital and institutional quality in sub-Saharan Africa. *Social Indicators Research*, 171(1), 133-157. <https://doi.org/10.1007/s11205-023-03254-8>
- Ahmed, U. A., Hakim, R. B. A., & Razak, N. A. A. (2021). The influence of institutional quality on income inequality in sub-Saharan Africa. *European Academic Research*, IX(7). www.euacademic.org
- Alamanda, A. (2021). The effect of economic growth on income inequality: Panel data analysis from fifty countries. *Info Artha*, 5(1), 1-10. <https://doi.org/10.31092/jia.v5i1.1176>
- Asamoah, L. A. (2021). Institutional quality and income inequality in developing countries: A dynamic panel threshold analysis. *Progress in Development Studies*, 21(2), 123-143. <https://doi.org/10.1177/14649934211016715>
- Āsāyesh, H., Rahmānī Fazlī, H., Shamsollāhī, R., & Nīknām, F. (1403 [2024/2025]). Ta'thīr-i Muḥaffafah-hā-yi ukmrānī-yi Khūb bar Nābarābarī-yi Darāmad dar Kishvar-hā-yi 'Uẓw-i UPIK [The effect of good governance components on income inequality in OPEC member countries]. *Iqtisād va Tawsi'ah-yi Miṅtaqah-ī*, 31(Autumn & Winter 2025), 1-33. <https://doi.org/10.22067/erd.2025.88229.1238> [In Persian]
- Ashrafi, S., Behbūdī, D., & Dezhpasand, F. (1397 [2018/2019]). Barrisī-yi Rābiṭah-yi Ghayr-i Khaṭṭī-yi Nābarābarī-yi Darāmad va Rushd-i Iqtisādī: Muṭālī'ah-yi Mawridī-yi Īrān [Study of non-linear relationship between income inequality and economic growth: A case of Iran]. *Nazarīyyah-hā-yi Kārburdī-yi Iqtisād*, 5(18), 21-42. https://ecoj.tabrizu.ac.ir/article_7746.html [In Persian]
- Azīzī, Z., & Dārābī, F. (1401 [2022/2023]). Asar-i Pičtdagī-yi Iqtisādī va Kīfiyyat-i Nihādī bar Nābarābarī-yi Darāmadī dar Kishvar-hā-yi Dar āl-i Tawsi'ah [The effect of economic complexity and institutional quality on income inequality in developing countries]. *Tahlīl-hā-yi Iqtisādī-yi Tawsi'ah-yi Īrān*, 8(22), 153-172. <https://doi.org/10.22051/IEDA.2023.39654.1318> [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>

- Berg, A., Ostry, J. D., Tsangarides, C. G., & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: New evidence. *Journal of Economic Growth*, 23, 259-305. <https://doi.org/10.1007/s10887-017-9150-2>
- Bertay, A. C., Dordevic, L., & Sever, C. (2025). Gender inequality and economic growth: Evidence from industry-level data. *Empirical Economics*, 68, 1-36. <https://doi.org/10.1007/s00181-024-02698-6>
- Blancheton, B., & Chhorn, D. (2021). Government intervention, institutional quality, and income inequality: Evidence from Asia and the Pacific, 1988–2014. *Asian Development Review*, 38(1), 176-206. https://doi.org/10.1162/adev_a_00162
- Chadana, A., et al. (2024). Income inequality and its socioeconomic determinants: A cross-country analysis. *Journal of Economic Inequality Studies*, 18(2), 115-132. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1439027>
- Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2004). Priors from general equilibrium models for VARs. *International Economic Review*, 45(2), 643-673. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2004.00139.x>
- Dorcas, G., Kin, S., & Courage, M. (2025). The impact of institutional quality on income inequality in Southern African Development Community (SADC) countries. *Journal of Economics and Econometrics*, 68(1). <https://ppjp.ulm.ac/journals/index.php/jee/issue/view/945>
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1993). An introduction to the bootstrap. Chapman & Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9780429246593>
- García-Peñalosa, C., & Turnovsky, S. J. (2005). Production risk and the functional distribution of income in a developing economy: Tradeoffs and policy responses. *Journal of Development Economics*, 76(1), 175-208. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2003.10.004>
- Ghosh, S. (2020). Impact of economic growth volatility on income inequality: ASEAN experience. *Quality & Quantity*, 54(3), 807-850. <https://doi.org/10.1007/s11135-019-00960-z>
- Goh, L. T., & Law, S. H. (2019). The effect of trade openness on income inequality with the role of institutional quality. *Indonesian Journal of Economics, Social, and Humanities*, 1(2), 65-76. <https://doi.org/10.31258/IJESH.1.2.65-76>

- Haini, H., Abdullahi Abubakar, Y., & Wei Loon, P. (2023). Does institutional quality affect the relationship between income inequality and entrepreneurial activity? *International Journal of Sociology and Social Policy*, 43(9/10), 870-892. <https://doi.org/10.1108/IJSSP-10-2022-0254>
- Hājjiī Davājī, M., & Elmī, Z. (1403 [2024/2025]). Ta'thūr-i Ḥukmrānī-yi Khūb bar Nābarābarī-yi Darāmad bā Ta'kīd bar Bīsābitī-yi Sīyāsī [The effects of good governance on income inequality with an emphasis on political instability]. *Taḥlīl-hā-yi Iqtisādī-yi Tawsi'ah-yi Īrān*, 10(1), 205-227. <https://doi.org/10.22051/ieda.2024.46408.1406> [In Persian]
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2016.12.020>
- Ḥasanvand, D., & Khūchīyānī, R. (1397 [2018/2019]). Nābarābarī-yi Darāmad va Rushd-i Iqtisādī dar Īrān, Yek Taḥlīl-i Hamḥarakatī-yi Zamān-Miqyāsī [Income inequality and economic growth in Iran: A time-scale analysis]. *Muṭāli'āt va Sīyast-hā-yi Iqtisādī*, 5(2), 77-104. <https://economic.mofidu.ac.ir> [In Persian]
- Hou, A., Liu, A., & Chai, L. (2024). Does reducing income inequality promote the decoupling of economic growth from carbon footprint? *World Development*, 173, 106423. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106423>
- Huynh, C. M. (2021). Foreign direct investment and income inequality: Does institutional quality matter? *The Journal of International Trade & Economic Development*, 30(8), 1231-1243. <https://doi.org/10.1080/09638199.2021.1942164>
- Huynh, C. M. (2024). Economic freedom, economic development and income inequality in Asia: An analysis from the Kuznets curve perspective. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 29(2), 443-462. <https://doi.org/10.1080/13547860.2022.2094644>
- Jalālī Nā'īmī, S. A. R., & Ghaffārī, M. (1395 [2016/2017]). Naqsh-i Nihād-hā dar Nābarābarī [The role of institutions in inequality]. *Barnāmah-rīzī va Būdjah*, 20(3), 2-22. <https://doi.org/10.1001.1.22519092.1394.20.3.1.6> [In Persian]
- Josifidis, K., Supić, N., & Pucar, E. B. (2017). Institutional quality and income inequality in the advanced countries. *Panoeconomicus*, 64(2), 169-188. <http://hdl.handle.net/123456789/12011>

- Kabier, N. (2016). Gender equality, economic growth, and women's agency: The endless variety and monotonous similarity of patriarchal constraints. *Feminist Economics*, 22(1), 295-321. <https://doi.org/10.1080/13545701.2015.1090009>
- Kakwani, N., Son, H. H., Qureshi, S. K., & Arif, G. (2003). Pro-poor growth: Concepts and measurement with country case studies [with Comments]. *The Pakistan Development Review*, 417-444. www.undp.org/povertycentre
- Kamālī Dehkordī, P., Nazarī Zānīānī, A., Makīān, S. N., & Dehghānī Shāhzhādah Baygumī, F. (1398 [2019/2020]). Asar-i Anvā'-i Sarmāyah bar Rushd-i Iqtisādī-yi Ustānhā-yi Muntakhab-i Īrān [The effect of different types of capital on the economic growth of selected provinces of Iran]. *Sīyast-hā-yi Rāhbardī va Kalān*, 7(25), 58-66. <https://doi.org/10.32598/JMSP.7.1.66> [In Persian]
- Kunawotor, M. E., Bokpin, G. A., & Barnor, C. (2020). Drivers of income inequality in Africa: Does institutional quality matter? *African Development Review*, 32(4), 718-729. <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12473>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. <https://www.jstor.org/stable/1811581>
- 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>
- Lee, C. S. (2005). Income inequality, democracy, and public sector size. *American Sociological Review*, 70(1), 158-181. <https://doi.org/10.1177/000312240507000108>
- Levin, A., Lin, C.-F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Liu, J., Wang, C., Wang, J., & Yang, C. (2025). Decomposition of the impact of government and private transfers on income inequality in China. *Review of Development Economics*, 29(1), 203-225. <https://doi.org/10.1111/rode.13086>
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media. <https://doi.org/10.1007/978-3-540-27752-1>
- Maboodī, R., & Darreh Nazarī, Z. (1400 [2021/2022]). Taḥlīlī az Sahm-i Sarmāyah-yi Ijtimā'ī dar Rushd-i Iqtisādī dar Īrān Ī-yi Dawrah-yi 1381-1398 [An analysis of the contribution of social capital to economic growth in Iran during the

- period 2002-2019]. *Modīriyyat-i Sarmāyah-yi Ijtimā'ī*, 8(4), 633-663. <https://doi.org/10.22059/jscm.2021.331802.2219> [In Persian]
- Mātamanī, M. (1394 [2015/2016]). Barrisī-yi Asar-i Nawasānāt-i Rushd-i Iqtisādī bar Nābarābarī-yi Darāmad dar Īrān bā Isti'māl az Rigsriyūn-i Hamjām'ī [Investigating the effect of economic growth fluctuations on income inequality in Iran using cointegration regression]. *Justārkhā-yi Iqtisādī bā Rūykard-i Islāmī*, 12(23), 163-179. <https://iee.rihu.ac.ir> [In Persian]
 - Montazerī Shūrkhālī, J., & Zāhedgharavī, M. (1401 [2022/2023]). Asar-i Nābarābarī-yi Darāmad bar Rushd-i Iqtisādī-yi Kishvar-hā-yi Dar Ḥāl-i Tawsi'ah: Shawāhidī az Algū-yi Rigsriyūn-i Āstānah-ī-yi Tablū'ī [The effect of income inequality on economic growth in developing countries: Evidence from panel threshold regression model]. *Iqtisād va Algūsāzī*, 13(3), 147-181. <https://doi.org/10.48308/JEM.2023.229444.1796> [In Persian]
 - Moradī, F., Ja'farī, M., & Fatāhī, Sh. (1400 [2021/2022]). Ta'thīr-i Shākhis-i Milat va Kontrol-i Fasād bar Nābarābarī-yi Darāmad bā Rūykard-i Kvāntāyl [The impact of misery index and corruption control on income inequality (with the quantile approach)]. *Mutāli'āt-i Iqtisādī-yi Kārburdī-yi Īrān*, 10(40), 241-279. <https://doi.org/10.22084/aes.2021.23587.3246> [In Persian]
 - Nādemī, Y., & Jalīlī Kāmju, S. P. (1398 [2019/2020]). Arzyābī-yi Rābiṭah bayn-i Makhārij-i Āmūzishī, Makhārij-i Bihdāshī, Nefrīn-i Manābī' va Faqr dar Īrān [Evaluation of the relationship between educational expenditures, health expenditures, resource curse, and poverty in Iran]. *Sīyast-hā-yi Rāhbardī va Kalān*, 7(26), 304-324. <https://doi.org/10.1001.1.23452544.1398.7.26.8.6> [In Persian]
 - Nam, H. J., & Ryu, D. (2025). Does international trade moderate economic development's impact on income inequality in the EU? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 99, 102107. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2024.102107>
 - Nam, H. J., Frijns, B., & Ryu, D. (2024). Trade openness and income inequality: The moderating role of institutional quality. *Global Finance Journal*, 60, 100959. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2024.100959>
 - Náplava, R. (2020). Institutional quality and income inequality: Evidence from post-Soviet countries. *European Journal of Business Science and Technology*, 6(2), 100-112. <https://pefnet.mendelu.cz/33419>

- Niyimbanira, F. (2017). Analysis of the impact of economic growth on income inequality and poverty in South Africa: The case of Mpumalanga Province. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(4), 254-261. <http://www.econjournals.com>
- Odhiambo, N. M., & Saungweme, T. (2024). Economic growth and income inequality in sub-Saharan African countries: A test of Kuznets' hypothesis. *Economic Annals*, 69(240), 7-30. <https://doi.org/10.2298/EKA24400070>
- Patel, V., Burns, J. K., Dhingra, M., Tarver, L., Kohrt, B. A., & Lund, C. (2018). Income inequality and depression: A systematic review and meta-analysis of the association and a scoping review of mechanisms. *World Psychiatry*, 17(1), 76-89. <https://doi.org/10.1002/wps.20492>
- Rahmānī Fazlī, H., Nīknām, F., Āsāyesh, H., & Shamsollāhī, R. (1402 [2023/2024]). Ta'thīr-i Sarmāyah-yi Ijtimā'ī bar Rushd-i Iqtišādī: Dar Muntakhab-i Kishvar-hā-yi Tawsi'ah Yāftah va Dar Hāl-i Tawsi'ah [The impact of social capital on economic growth: In selected developed and developing countries]. *Muṭālī'āt-i Tawsi'ah-yi Ijtimā'ī-Iqtišādī*, 1(2), 1-18. <https://doi.org/10.22051/ijosed.2024.47502.1041> [In Persian]
- 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>
- Saha, S. K. (2024). Assessing the impact of rural electrification on economic growth: A comprehensive analysis considering informal economy and income inequality in Bangladesh. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 8(2), 551-583. <https://doi.org/10.1007/s41685-024-00336-8>
- Sarkhūs Sarā, A., Naşrollāhī, Kh., Āzarbāyjanī, K., & Bakhshī Dastjerdī, R. (1399 [2020/2021]). Taḥlīl-i 'Avāmīl-i Mu'athir bar Nābarābarī-yi Darāmad dar Īrān dar Chārchūb-i Dīdgāh-hā-yi Tūmās Pīktī: Rūykard-i Khud Tawzīḥ-i Vabrā-ye Sākhtārī [Analysis of factors affecting income inequality in Iran within the framework of Thomas Piketty's views: Structural vector self-explanatory approach]. *Pazhūhish-hā-yi Rushd va Tawsi'ah-yi Iqtišādī*, 10(39), 29-54. <https://doi.org/10.30473/egdr.2019.46719.5227> [In Persian]

- Shamsollāhī, R., Zāhedgharavī, M., & Āsāyesh, H. (1400 [2021/2022]). Barrisī-yi Ta'thīr-i Būlandmuddat-i Makhārij-i Āmūzishī-yi Dawlat bar Nābarābarī-yi Darāmad dar Īrān: Shawāhidī Jadīd az Algū-yi Khud Rigsriyūn bā Vāqifahā-yi Tawzī'ī [The effect of income distribution inequality on government education expenditure in Iran's economy: New evidence from an ARDL approach]. *Iqtisād bā Sābitī va Tawsi'ah-yi Pāydār*, 2(4), 136-157. <https://doi.org/10.22111/SEDJ.2022.40438.1160> [In Persian]
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606. <https://doi.org/10.1257/aer.97.3.586>