

فصلنامه علمی

پژوهش ها و چشم اندازهای اقتصادی

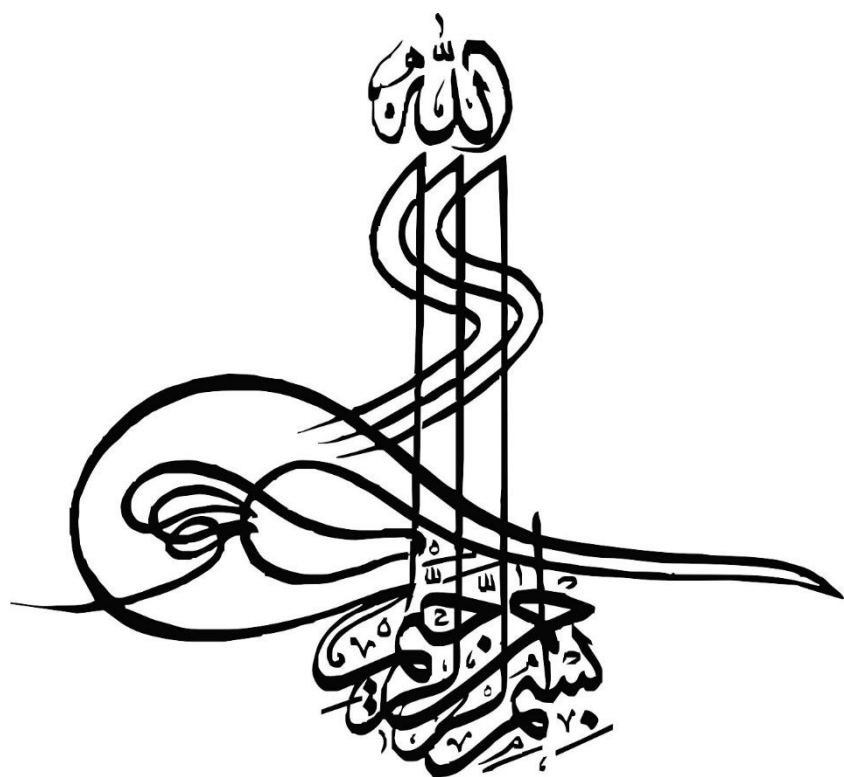
سال بیست و پنجم - شماره چهارم - زمستان ۱۴۰۴



شابا الکترونیکی: ۸۸۴۶-۳۱۱۵
شابا چاپی: ۹۱۶۸-۳۱۱۵



- تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران
شراره شیرمحمدی، حسین شریفی رنانی و سارا قبادی ۱
- تأثیر جهانی شدن بر مدیریت منابع پایدار: رویکرد پنل استار
افسانه مافی اصل، حسن خداویسی و یوسف محمد زاده ۳۹
- شاخص مالیاتی و کیفیت نهادهای در کشورهای نفتی منتخب
رقیه شجاع‌الدین و مجید صامتی ۷۳
- بر آورد تابع رفتاری عرضه پول در اقتصاد ایران، با لحاظ درون‌زایی پول و اثر نرخ ارز
حسن اردبیزی، حسین صمصامی مزرعه آخوند، فروغ اسمعیلی صدابادی و پرویز داوودی ۱۰۵
- نقش سرمایه‌گذاری R&D در اقتصاد ایران در داده-ستانده پویا
سیمین عزیزمحمدی و فاطمه بزازان ۱۲۹
- تحلیل روند و پیش‌بینی قیمت بیت کوین یک تحلیل مقایسه‌ای از مدل‌های خطی و غیر خطی
مینو نظیفی نایینی، رسول بخشی دستجردی و سید عباس حسینی غفار ۱۵۷
- شبیه‌سازی تأثیر شوک‌های تحریمی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با رویکرد DSGE
سید رضا نخلی و فریده خدادادی ۱۸۹
- بررسی اثر فقر بر تخریب محیط زیست از مجاری کیفیت نهادهای، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی در
استان‌های ایران با استفاده از الگوی داده‌های پانل فضایی
سیدمرتضی افقه، یعقوب اندایش، سیدامین منصوری و آدین خرم زاده ۲۲۷
- تحلیل پویا و تطبیقی اثر توسعه مالی بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته با تأکید
بر نقش بازار سهام و بازار پول
زینب جهانی، علی فلاحتی و جمال سلیمانی ۲۵۷
- پیشران‌های رشد بهره‌وری فعالیت‌های معدنی ایران
محمدجواد حدادی، محمود محمودزاده و مسعود صوفی مجیدپور ۲۸۷
- بهبود یابی سیاست-گذاری پولی و مالی اقتصاد ایران در شرایط سلطه مالی
علی سبحانی و علی طیب نیا ۳۱۳
- نابرابری در آمدی و پیامدهای آن بر سبب‌دارایی بانک مرکزی
مهلا افشارپور، سید عبدالمجید جلالی، حسین اکبری فرد و مهدی نجاتی ۳۳۹





فصلنامه پژوهشی‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی

فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و پنجم - شماره چهارم - زمستان ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

مدیر مسئول: پرستو محمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

سر دبیر: مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران



هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

مصطفی سلیمی فر

استاد دانشگاه فردوسی مشهد - مشهد - ایران

حسین صادقی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران

عباس عساری آرانی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

کاظم یآوری

دانشیار دانشگاه یزد - یزد - ایران

حسین اصغر پور

استاد دانشگاه تبریز - تبریز - ایران

مجید احمدیان

استاد دانشگاه تهران - تهران - ایران

عبدالمجید جلایی

استاد دانشگاه شهید باهنر - کرمان - ایران

یداله دادگر

استاد دانشگاه شهید بهشتی - تهران - ایران

سعید راسخی

استاد دانشگاه مازندران - بابلسر - ایران

منصور زراءنژاد

استاد دانشگاه شهید چمران - اهواز - ایران

Srdjan Redzepagic

Professor of Economics - University Côte

d'Azur (University Nice Sophia Antipolis)

Nice - France

دبیران تخصصی: (به ترتیب حروف الفبا)

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

امیرحسین مزینی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

علی محمد احمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

لطیفعلی عاقلی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

تیم پشتیبانی کننده:

ویراستار فارسی: سیدمحمدحسن مصطفوی

ویراستار انگلیسی: محمدحسین آقاجانی

مدیر داخلی فصلنامه: مریم طالبی

صفحه آرایی: مریم طالبی و آرزو تهرانی

پروانه انتشار این فصلنامه طبق مجوز شماره ۱۲۴/۱۲۰۸۶ مورخ ۱۳۷۸/۹/۲ وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی با روش پژوهشی، اطلاع رسانی در زمینه علوم انسانی (علوم اقتصادی، جغرافیا، مدیریت، حسابداری، به زبان فارسی و انگلیسی با گستره بین‌المللی صادر گردیده است. مقاله‌های چاپ شده در این فصلنامه به معنی تأیید مواضع و اندیشه نویسندگان آن‌ها نیست. نقل مطالب با ذکر نام ناشر و نشریه آزاد است.

این فصلنامه هم اکنون در پایگاه‌های زیر نمایه می‌گردد:

DOAJ

AEA Electronic Indexes (e-JEL & Econlit)

Google Scholar

International Standard Serial Number (ISSN)

ICI Journals Master List (Index Copernicus)

پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC)

پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)

پایگاه مجلات تخصصی نور وابسته به مرکز تحقیقاتی علوم اسلامی (CRCIS)

پایگاه مجلات تخصصی نور (Noor mags)

بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)

این فصلنامه در پنجمین جشنواره بین‌المللی فارابی (سال ۱۳۹۰)، با نام پیشین خود (فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی) به عنوان فصلنامه علمی-پژوهشی شایسته تقدیر انتخاب شده، و مفتخر به دریافت لوح افتخار از وزیر محترم علوم، تحقیقات و فناوری و نیز سازمان‌های بین‌المللی یونسکو و آی‌سی‌سی‌کو گردیده است

نشانی: تهران، تقاطع بزرگراه‌های شهید چمران و جلال آل‌احمد، دانشگاه تربیت مدرس،

پژوهشکده اقتصاد دفتر فصلنامه پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی، کد پستی ۱۴۱۱۷۱۳۱۱۶

تلفن: ۸۲۸۸۳۹۰۷ دورنگار: ۸۲۸۸۳۹۲۳ پست الکترونیکی: jerc@modares.ac.ir

آدرس اینترنتی: <http://ecor.modares.ac.ir>

راهنمای تنظیم و ارسال مقالات

- ۱- مقاله ارسالی از ۲۵ صفحه ۳۰ سطری با طول سطر ۱۲ سانتیمتر (هر صفحه ۲۵۰ کلمه) تجاوز نکند.
حاشیه مقاله: بالا ۳ سانتیمتر، پایین ۱ سانتیمتر، راست ۲٫۵ سانتیمتر و چپ ۲ سانتیمتر
قلم متن فارسی B Nazanin معمولی با اندازه ۱۱٫۵ و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه ۱۰٫۵ باشد.
قلم پاورقی فارسی B Nazanin معمولی با اندازه ۱۰٫۵ و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه ۹ باشد.
تمام عددهای داخل متن (به جز پانویس انگلیسی) و جدولها به فارسی باشند.
- ۲- فایل اصل مقاله در قالب word و مطابق با فرمت نشریه به راهنمای نویسندگان در سایت فصلنامه مراجعه فرمایید.
- ۳- جهت ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی فصلنامه <http://ecor.modares.ac.ir/> و یا www.jecon.ir مراجعه و پس از ثبت نام و دریافت شناسه کاربری نسبت به ارسال مقاله خود اقدام فرمایید
- ۴- مقاله ارسالی باید دارای بخشهای زیر باشد:
الف) چکیده فارسی حداکثر در ۲۵۰ واژه و چکیده انگلیسی هم ۲۵۰ واژه باشد و علاوه بر آن، ارسال چکیده انگلیسی مبسوط (۷۵۰ تا ۱۰۰۰ کلمه) الزامی می باشد.
ب) واژگان کلیدی فارسی و معادل انگلیسی آنها (حداکثر ۵ واژه).
ج) معرفی نویسنده (نام و نام خانوادگی، رتبه علمی یا مدرک تحصیلی، گروه، دانشکده، دانشگاه، شهر، کشور و پست الکترونیکی برای درج در فصلنامه).
د) درج معادل لاتین اسامی و اصطلاحات مهجور در پایین هر صفحه ضروری است.
ه) درج JEL (طبقه بندی موضوعی) در انتهای واژگان کلیدی؛ برای طبقه بندی JEL می توانید از آدرس اینترنتی https://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html استفاده نمایید.
- ۵- در سازماندهی مقاله، این ترتیب رعایت شود: عنوان مقاله، نام نویسندگان، چکیده فارسی، واژگان کلیدی، طبقه بندی JEL، مقدمه، متن مقاله، نتیجه گیری، فهرست منابع و مآخذ و چکیده انگلیسی مبسوط.
- ۶- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این شکل نوشته شود: نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار و شماره جلد و شماره صفحه (مظفر ۱۳۷۵، ج ۱، ص ۱۱) در صورت تکرار بلافاصله همان منبع، کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.
تمامی منابع باید براساس استاندارد رفرنس نویسی APA باشد. لیست منابع باید ابتدا به ترتیب الفبایی مرتب و به زبان انگلیسی نوشته شوند.
- الف) برای کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.
ب) برای مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه و شماره مجله.
ج) پی نوشتهای توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.
درج شناسه DOI (در صورت وجود) در انتهای هر رفرنس الزامی است.
- در انتهای منابع فارسی که به انگلیسی برگردان شده است ضروری است عبارت [In Persian] در انتهای منبع داخل پرانتز ذکر شود.
- ۷- سپاسگزاری: یکی از بخشهای مقاله سپاسگزاری از تأمین کنندگان بودجه و امکانات و اشخاص دیگر که در انجام تحقیق کمک کرده اند، می باشد. اسامی سازمان های تامین کننده باید به طور کامل و مطابق با معیارهای سازمان مورد نظر ذکر شود.

سایر نکات

مقاله ای که فرمت نشریه را دارا نباشد در جلسه هیات تحریریه نشریه مطرح نمی شود.
مسئولیت صحت مطالب به عهده نویسنده(گان) است.
هیأت تحریریه در رد و ویرایش مقالات مجاز است.

فهرست مطالب

صفحه

عنوان

تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران	
شراره شیرمحمدی، حسین شریفی رنانی و سارا قبادی.....	۱
تأثیر جهانی شدن بر مدیریت منابع پایدار: رویکرد پنل استار	
افسانه مافی اصل، حسن خداویسی و یوسف محمد زاده.....	۳۹
شاخص مالیاتی و کیفیت نهادی در کشورهای نفتی منتخب	
رقیه شجاع‌الدین و مجید صامتی.....	۷۳
بر آورد تابع رفتاری عرضه پول در اقتصاد ایران، با لحاظ درون‌زایی پول و اثر نرخ ارز	
حسن اردیزی، حسین صمصامی مزرعه‌آخوند، فروغ اسمعیلی صدرآبادی و پرویز داوودی.....	۱۰۵
نقش سرمایه‌گذاری D&R در اقتصاد ایران در داده-ستانده پویا	
سیمین عزیزمحمدی و فاطمه بزازان.....	۱۲۹
تحلیل روند و پیش‌بینی قیمت بیت کوین یک تحلیل مقایسه‌ای از مدل‌های خطی و غیر خطی	
مینو نظیفی نایینی، رسول بخشی دستجردی و سید عباس حسینی غفار.....	۱۵۷
شبیه‌سازی تأثیر شوک‌های تحریمی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران با رویکرد DSGE	
سید رضا نخلی و فریده خدادادی.....	۱۸۹
بررسی اثر فقر بر تخریب محیط زیست از مجاری کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی در	
استان‌های ایران با استفاده از الگوی داده‌های پانل فضایی	
سیدمرتضی افقه، یعقوب اندایش، سیدامین منصوری و آذین خرم زاده.....	۲۲۷
تحلیل پویا و تطبیقی اثر توسعه مالی بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته با تأکید	
بر نقش بازار سهام و بازار پول	
زینب جهانی، علی فلاحتی و جمال سلیمانی.....	۲۵۷
پیشران‌های رشد بهره‌وری فعالیت‌های معدنی ایران	
محمدجواد حدادی، محمود محمودزاده و مسعود صوفی مجیدپور.....	۲۸۷
بهینه‌یابی سیاست‌گذاری پولی و مالی اقتصاد ایران در شرایط سلطه مالی	
علی سبحانی و علی طیب نیا.....	۳۱۳
نابرابری درآمدی و پیامدهای آن بر سید دارایی بانک مرکزی	
مهلا افشارپور، سید عبدالمجید جلائی، حسین اکبری فرد و مهدی نجاتی.....	۳۳۹

Threshold Effects of Macroeconomic Uncertainty on Business Cycles in Iran

Sharareh Shirmohammadi¹, Hossein Sharifi Renani² , Sara Ghobadi³

1. Ph.D. Student in Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: Sharareh.shirmohamadi55@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) Email: H.sharifi@khuisf.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. Email: sghobadi@khuisf.ac.ir

Abstract

This study analyzes the threshold effect of macroeconomic uncertainty on Iran's business cycles from 2006:q2 to 2021:q2. First, Iran's business cycles were extracted using the Hodrick–Prescott (HP) filter. Given the volatility of Iranian markets, a composite index of macroeconomic variables was constructed using Principal Component Analysis (PCA). The Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH) method was then employed to measure macroeconomic uncertainty. The Smooth Transition Regression (STR) approach was used to estimate the threshold effect of this uncertainty on business cycles. The findings indicate that the second lag of macroeconomic uncertainty acts as the logistic transition variable, with one threshold (0.068) and two distinct regimes. In both regimes, macroeconomic uncertainty induces economic recession, with intensified recessionary effects in the second regime. Similarly, unemployment at both elementary and advanced education levels contributes to economic stagnation, with stronger effects in the second regime. Conversely, labor productivity, legal system health, capital and labor mobility, and lagged business cycles promote economic growth, with their positive effects also

Article information

Review History:

Received: apr. 2, 2024
Revised: apr. 16, 2024
Accepted: apr. 23, 2024
Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Business Cycles,
Generalized Autoregressive
Conditional Heteroscedasticity
(GARCH)
Hodrick–Prescott Filter
Macroeconomic Uncertainty
Principal Component Analysis
(PCA)
Smooth Transition Regression
(STR)

JEL Classification:

E32, C43, E02, C01

Correspondin Author:

H.sharifi@khuisf.ac.ir



Aim and Introduction:

In macroeconomics literature, business cycles refer to fluctuations in gross domestic product (GDP) around the long-term growth trend. Periods when GDP falls below or rises above this trend represent economic stagnation and prosperity, respectively. As fluctuations in national output significantly influence economic performance, understanding their causes is essential—particularly in the aftermath of the Great Recession, which highlighted the role of macroeconomic uncertainty in amplifying such fluctuations. Increases in uncertainty often lead to simultaneous declines in consumption, investment, and production.

In the context of Iran, a review of key macroeconomic variables over the past three decades reveals pronounced volatility, particularly in exchange rates, oil revenues, government spending, inflation, and—consequently—investment, consumption, and production. This persistent instability, coupled with ongoing stagflation, underscores the importance of examining how uncertainty in macroeconomic variables affects Iran's business cycles. Thus, this study aims to estimate the threshold effects of macroeconomic uncertainty on Iran's business cycles during the period 2006:q₂-2021:q₂.

Methodology:

Following the frameworks established by Dery and Serletis (2021) and Jurado et al. (2015), this study employs the Hodrick–Prescott (HP) filter to extract the output gap as an indicator of business cycles. A composite macroeconomic index was constructed using Principal Component Analysis (PCA), incorporating variables from Iran's volatile markets—oil, goods and services, capital, housing, currency, and credit. These variables include oil revenues, consumer and producer price indices, stock price index, money growth, physical capital, capital asset acquisition, housing prices, exchange rate differentials (official vs. black market), public-to-private sector borrowing ratio, and trade volume.

Macroeconomic uncertainty was then quantified using the GARCH model. Finally, the Smooth Transition Regression (STR) model was applied to assess the nonlinear and regime-dependent effects of macroeconomic uncertainty, institutional quality, capital mobility, and unemployment (by education level) on business cycles.

Findings:

The analysis reveals that the second lag of macroeconomic uncertainty serves as the transition variable in the business cycle function, with a logistic transition function and a threshold of 0.068, leading to two distinct regimes. In both regimes, macroeconomic uncertainty negatively affects business cycles, with the recessionary impact being more pronounced in the second regime.

Unemployment at both the elementary and advanced education levels also has a negative effect on business cycles, with intensified recessionary outcomes in the second regime. In contrast, labor productivity, the health of the legal system, capital and labor mobility, and the lagged business cycle all exert a positive

influence on economic activity, with enhanced growth-promoting effects in the second regime.

Discussion and Conclusion:

Given the recessionary effect of macroeconomic uncertainty and the exacerbation of this effect beyond the identified threshold, reducing uncertainty should be a priority to mitigate recessionary cycles in Iran. Policymakers are urged to identify the underlying causes of macroeconomic fluctuations—especially those related to inflation and exchange rate volatility—to prevent stagflation.

The excessive expansion of the money supply has been a key driver of uncertainty. Therefore, effective monetary, fiscal, and exchange rate policies, along with enhanced independence of the Central Bank, are crucial in reducing economic volatility. Iran's overreliance on oil revenues has also hindered the diversification of production and increased exposure to external shocks. This dependence, combined with rising government debt, has intensified the reliance on oil, making the economy vulnerable to oil price shocks and foreign disturbances. Consequently, the government should promote political stability, reduce current expenditures, increase capital expenditures, and replace oil revenues with sustainable tax income.

The persistent negative effect of unemployment—across all education levels—on business cycles suggests the need for comprehensive employment policies, particularly targeting educated workers. Enhancing labor productivity through education and training is essential. Policies encouraging entrepreneurship, such as loan programs, tax incentives, and government investment in job creation for university graduates, are recommended.

Furthermore, the strengthening of the legal and judicial systems, ensuring impartial law enforcement, and upholding justice can significantly enhance economic outcomes. Facilitating the mobility of people and capital, including the attraction of foreign investment, is also vital for promoting sustainable economic growth.

تحلیل اثر آستانه‌ای ناطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران

شراره شیرمحمدی^۱، حسین شریفی رنانی^۲ , سارا قبادی^۳

۱. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
Sharareh.shirmohamadi55@gmail.com
۲. دانشیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
H.sharifi@khuisf.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
sghobadi@khuisf.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
مقاله حاضر با هدف تحلیل اثر آستانه‌ای ناطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره زمانی ۱۴۰۰:۱-۱۳۸۵:۱ انجام شد. بدین منظور، ابتدا چرخه‌های تجاری با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات استخراج شد. سپس با در نظر گرفتن بازارهای پرنوسان ایران و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، اقدام به محاسبه شاخصی کلی برای متغیرهای کلان شد. برای اندازه‌گیری ناطمینانی در شاخص کلان اقتصادی، از روش خودرگرسیون واریانس شرطی (GARCH) استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد اثر آستانه‌ای ناطمینانی کلان اقتصادی به روش رگرسیون انتقال ملایم (STR)، نشان داد که وقفه دوم ناطمینانی کلان اقتصادی متغیر انتقال تابع لجستیک برای چرخه‌های تجاری با یک حد آستانه (برابر با ۰/۰۶۸) و دو رژیم حدی است. ناطمینانی کلان اقتصادی در هر دو رژیم حدی، منجر به رکود اقتصادی شده و اثر رکودی آن در رژیم دوم بیشتر شده است. بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته و بیکاری با سطح تحصیلات مقدماتی در هر دو رژیم منجر به رکود اقتصادی شده‌اند و اثر رکودی آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است. بهره‌وری نیروی کار، سلامت سیستم قانونی، تحرک سرمایه و مردم و چرخه‌های تجاری دوره گذشته در هر دو رژیم منجر به رونق اقتصادی شده و اثر بهبوددهنده آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۱/۱۴ بازنگری: ۱۴۰۳/۱/۲۸ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۴ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵
کلمات کلیدی: ناطمینانی چرخه‌های تجاری تحلیل مؤلفه‌های اصلی خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم یافته فیلتر هادریک-پرسکات رگرسیون انتقال ملایم	طبقه‌بندی JEL: E32, C43, E02, C01
	نویسنده مسئول: H.sharifi@khuisf.ac.ir

۱. مقدمه

در ادبیات اقتصاد کلان، چرخه‌های تجاری^۱ به نوسانات تولید ناخالص داخلی، حول مسیر رشد بلندمدت اطلاق می‌شود. در این میان، دوره‌هایی که تولید ناخالص داخلی پایین‌تر و بالاتر از مسیر روند بلندمدت خود قرار می‌گیرد، به ترتیب بیانگر رکود و رونق اقتصادی است (لوکاس^۲، ۱۹۷۷). چرخه‌های تجاری به عنوان روند نوسانات تولید ملی، نقش مهمی در عملکرد هر کشور ایفا می‌کنند (ناهدی‌امیرخیز و همکاران^۳، ۱۳۹۷). شواهد مربوط به چرخه‌های تجاری حداقل از قرن هجدهم به ثبت رسیده است و به نظر می‌رسد، یکی از ویژگی‌های اجتناب‌ناپذیر اقتصاد بازار باشد. از زمان پیدایش اولین چرخه‌های تجاری با نزدیک شدن به نقطه اوج رونق اقتصادی، افراد بر این باور بودند که چرخه‌های تجاری از بین رفته‌اند، درحالی‌که پس از مدتی اقتصاد،

کاهش شدید نرخ رشد را تجربه کرده است. روند چرخه‌های تجاری برای سرمایه‌گذارانی که زمان زیادی را صرف حدس زدن نقطه عطف بعدی می‌کنند، بسیار مهم است. به بیانی دیگر، اگر چه در عمل طول چرخه‌های تجاری، قدرت صعود و عمق رکود در آن‌ها به طور قابل توجهی متفاوت است و از این رو، پیش‌بینی دقیق آن‌ها ممکن نیست، اما آگاهی سرمایه‌گذاران از الگوهای موجود، بسیار حائز اهمیت است (ژیکویچیوس و وتروف^۴، ۲۰۱۲).

براساس دیدگاه لوکاس (۱۹۷۷)، شناخت و درک چرخه‌های تجاری به عنوان نخستین گام در طراحی مناسب سیاست‌های تثبیت محسوب می‌شود. بلوم^۵ (۲۰۰۹) به طور ویژه در سال‌های پس از رکود بزرگ، بر اهمیت نقش نااطمینانی اقتصاد کلان در ایجاد نوسان چرخه‌های تجاری تأکید کرده است. تغییر در نااطمینانی کلان باعث کاهش همزمان مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید می‌شود (باسو و بوندیک^۶، ۲۰۱۷). از این رو، بررسی اثرات نااطمینانی در دوران رکود به خصوص در کشورهای نوظهور به دلیل آسیب‌پذیری بیشتر، از اهمیت بالایی برخوردار است (کریاسولو و کسپدس^۷، ۲۰۱۳؛ چاترجی^۸، ۲۰۱۸).

نگاهی گذرا بر روند متغیرهای عمده کلان اقتصادی در ایران نشان می‌دهد که در طول سه دهه گذشته، بیشتر نماگرها و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران نوسانات چشمگیر داشته‌اند؛ به طوری که این شوک‌ها و تکان‌ها در متغیرهای عمده‌ای همچون نرخ ارز، درآمدهای نفتی، مخارج دولتی، تورم

-
1. Business Cycles
 2. Lucas (1997).
 3. Nahidi Amirkhiz et al. (2015).
 4. Dzikiewicz and Vetrov (2012).
 5. Bloom (2009).
 6. Basu and Bundick (2017).
 7. CarrièreSwallow and Céspedes (2013).
 8. Chatterjee (2018).

و به تبع آن، سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید نمایان شده‌اند (هییتی و همکاران، ۱۳۹۵). از این‌رو، بررسی تأثیر نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی در ایجاد چرخه‌های تجاری ایران با توجه به نوسانات بالای تولید ناخالص داخلی آن طی دوره زمانی (۱۳۹۷-۱۳۴۰) و شرایط رکود تورمی حال حاضر، حائز اهمیت است.

در سال‌های اخیر، امیدعلی و همکاران^۳ (۱۴۰۲)، فطرس و امیدعلی^۴ (۱۴۰۱)، رحمانی‌فر و همکاران^۵ (۱۴۰۰)، غلامی حیدریانی و همکاران^۶ (۱۴۰۰)، عظیمی حسینی و همکاران^۷ (۱۴۰۰) و اسعدی و همکاران^۸ (۱۳۹۹)، به بررسی تأثیر عوامل مختلفی همچون ریسک‌های اقتصادی، سیاسی، مالی و بین‌المللی، شوک‌های مالی، قیمت نفت، طلا و ارز، چرخه‌های سهام، عوامل نهادی، نااطمینانی نرخ ارز، چرخه‌های مالی و درآمدهای نفتی بر چرخه‌های تجاری ایران پرداخته‌اند.

در این مقاله، با رویکردی جدید نسبت به مطالعات گذشته و با پیروی از مطالعات دری و سرلتیس^۹ (۲۰۲۱) و جورادو و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۵)، ابتدا با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات^{۱۱}، شکاف تولید به‌عنوان شاخص چرخه تجاری و متغیر وابسته پژوهش محاسبه می‌شود. سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی^{۱۲} (PCA) و با در نظر گرفتن بازارهای پرنوسان ایران از جمله بازارهای نفت، کالا و خدمات، سهام، پول، سرمایه، مسکن، ارز و اعتبارات و به تبع آن، متغیرهای عواید نفتی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای تولیدکننده، قیمت سهام، رشد پول، سرمایه فیزیکی، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت مسکن، تفاوت نرخ ارز رسمی با نرخ ارز بازار سیاه، نسبت استقراض بخش عمومی به بخش خصوصی و تجارت خارجی به ساخت شاخص کلان اقتصادی پرداخته می‌شود.

1. Heibati et al. (2015).

۲. بررسی داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ ایران نشان می‌دهد که این متغیر در طی سال‌های (۱۳۹۷-۱۳۴۰) دارای متوسط رشد ۴/۶ درصدی بوده است و در طی این سال‌ها نوسانات زیادی را تجربه کرده است، به‌طوری‌که رشد اقتصادی ایران طی سال‌های (۱۳۶۰-۱۳۵۶)، (۱۳۶۷-۱۳۶۴) و (۱۳۹۲-۱۳۹۱) منفی و در بقیه سال‌ها مثبت بوده است (غلامی حیدریانی و همکاران، ۱۴۰۰).

3. Omidali et al. (2023).

4. Fotros & Omid Ali (2022).

5. Rahmani Far et al. (2021).

6. Gholami Heidariani et al. (2021).

7. Azimi Hosseini et al. (2021).

8. Asaadi et al. (2020).

9. Dery Serletis (2021).

10. Jurado et al. (2015).

11. Hodrick Prescott Filter

12. Principal Component Analysis

در ادامه، با به‌کارگیری روش خودرگرسیون واریانس شرطی^۱ (GARCH)، نااطمینانی شاخص مورد نظر محاسبه می‌گردد. در نهایت، با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم^۲ (STR)، به برآورد اثرات نااطمینانی کلان اقتصادی، کیفیت نهادی، تحرک سرمایه و نرخ بیکاری با تحویلات مقدماتی و پیشرفته بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره ۱۴۰۰:۱-۱۳۸۵:۱ پرداخته می‌شود. از این رو، مطالعه حاضر به لحاظ ساخت شاخص نااطمینانی کلان و بررسی اثر غیرخطی آن بر چرخه‌های تجاری ایران و همچنین به لحاظ انتخاب سایر متغیرهای مستقل دارای نوآوری است. در راستای تأمین هدف پژوهش، این مقاله در ۶ بخش تنظیم شده است. در بخش دوم پس از بیان مقدمه، پیشینه پژوهش مرور شده است. سپس در بخش سوم، به ارائه مبانی نظری پرداخته می‌شود. در بخش چهارم، روش تحقیق ارائه خواهد شد. بخش پنجم به ارائه نتایج آزمون‌های آماری و برآوردها اختصاص دارد. در بخش ششم نیز نتیجه‌گیری و بحث ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

از مطالعات داخلی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر، می‌توان به مطالعه امیدعلی و همکاران (۱۴۰۲) اشاره کرد که با استفاده از مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری^۳ نشان دادند که متغیرهای ریسک اقتصادی و ریسک مالی، علت ایجاد چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۰ بوده و ریسک‌های سیاسی و بین‌المللی، علت چرخه‌های تجاری نبوده‌اند.

فطرس و امیدعلی (۱۴۰۱)، با استفاده از روش فیلتر هادریک-پرسکات و مدل خودرگرسیون برداری، نشان دادند که اقتصاد ایران پنج دوره رکودی و پنج دوره رونق را طی دوره ۱۳۶۰-۱۴۰۰ تجربه کرده است. این دوره‌ها از نظر طول زمانی و عمق با هم متقارن بوده‌اند و یک رابطه علیت دو طرفه بین شوک مخارج دولت و شوک مالیات‌ها با ادوار تجاری وجود داشته است.

نتایج مطالعه اسعدی و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل مارکوف-سوچینگ^۴ برای ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۵-۱۳۹۵، حاکی از آن بود که سیاست پولی و نااطمینانی نرخ ارز، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در چرخه‌های تجاری رونق ملایم و رکود داشته‌اند. درآمدهای نفتی در هر سه رژیم چرخه‌های تجاری مورد بررسی، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی و سیاست مالی به‌عنوان یک تثبیت‌کننده خودکار، سهم بسیار ناچیزی در تعدیل سیکل‌های تجاری طی دوران رکود و رونق اقتصادی ایران داشته است.

-
1. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
 2. Smooth Transition Regression
 3. Structural Vector Autoregressive (SVAR)
 4. Markov Switching

سلیمانی و همکاران^۱ (۱۳۹۹)، با به‌کارگیری روش میانگین‌گیری بیزین^۲، بدین نتیجه دست یافتند که چرخه‌های شاخص بورس اوراق بهادار، تسهیلات و پرداخت‌های جاری دولت بر چرخه‌های تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۷، اثر مثبت و چرخه‌های مسکن و درآمدهای نفتی بر چرخه‌های تجاری، اثر منفی داشته‌اند.

هییتی و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از روش خودرگرسیون واریانس شرطی و تحلیل مؤلفه‌های اصلی، به معرفی معیار جدیدی برای اندازه‌گیری نااطمینانی کلان در اقتصاد ایران و بررسی پویایی‌های آن طی دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۳ پرداختند و نتیجه گرفتند که نااطمینانی سری‌های زمانی نرخ ارز و مخارج دولتی، بیشترین همبستگی را با نااطمینانی اقتصاد کلان داشته‌اند.

از مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر نیز می‌توان به مطالعه دری و سرلیس (۲۰۲۱) اشاره نمود که با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری^۳ نشان دادند که شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان و شاخص ریسک شرایط مالی در پیش‌بینی فعالیت‌های واقعی اقتصادی فدرال رزرو شیکاگو^۴ طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۷۳ از قدرت بیشتری برخوردار بوده‌اند.

نتایج مطالعه فالکونیو و مانگانلی^۵ (۲۰۲۰) که با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری چندکی^۶ انجام شد، حاکی از آن بود که شوک‌های منفی مالی در یک فضای بد اقتصادی، تأثیر زیادی بر نوسانات چرخه تجاری ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۷۳ داشته و تولید صنعتی را کاهش داده‌اند؛ درحالی‌که شوک‌های مثبت مالی در یک فضای خوب اقتصادی، اثر محدودی بر بهبود وضعیت اقتصادی داشته‌اند.

برگر و همکاران^۷ (۲۰۲۰)، با استفاده از مدل خودرگرسیون بردار بیزی^۸ نشان دادند که بخش مالی نقش مهمی در افزایش چرخه‌های تجاری ایالات متحده آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۷۳ داشته است، به‌طوری‌که همبستگی مثبتی میان چرخه‌های اعتباری و شکاف تولید وجود داشته است. با در نظر گرفتن یک شوک مالی، همبستگی میان چرخه‌های اعتباری باوقفه و شکاف تولید همزمان، منفی شده است.

-
1. Soleimani et al. (2020).
 2. Bayesian Model Averaging
 3. Vector Autoregression (VAR)
 4. Chicago Fed national
 5. Falconio and Manganelli (2020).
 6. Quantile vector autoregression (QVAR)
 7. Berger et al. (2020).
 8. Bayesian Vector Autoregression (BVAR)

نتایج مطالعه قلیانی^۱ (۲۰۱۸) که با استفاده از روش حداقل مربعات مربعات معمولی^۲ و آزمون علیت گرنجر^۳ انجام شد نیز حاکی از آن است که در اقتصاد لبنان طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۸، عوامل پولی در کوتاه‌مدت، باعث اختلال در چرخه تجاری شده‌اند؛ درحالی‌که در بلندمدت، تأثیری بر آن نداشته‌اند.

مروور مطالعات پیشین، نشان می‌دهد که اکثر مطالعات، به بررسی ناطمینانی یکی از متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری پرداخته‌اند. از طرفی، اغلب از روش‌های خطی استفاده شده و استفاده از روش‌های آستانه‌ای، کمتر مورد توجه محققان قبلی قرار داشته است. در مقاله حاضر، علاوه بر اینکه شاخصی از چندین متغیر کلان اقتصادی ساخته می‌شود و ناطمینانی آن محاسبه می‌گردد، از روش غیرخطی و تعیین حدآستانه رگرسیون انتقال ملایم استفاده می‌شود که امکان بررسی نحوه اثرگذاری متغیرها را در رژیم‌های مختلف فراهم می‌کند.

۳. مبانی نظری

۳-۱. چرخه‌های تجاری، ویژگی‌ها و علل پیدایش

چرخه‌های تجاری معمولاً به عنوان نوسانات دوره‌ای فعالیت اقتصادی کل تعریف می‌شوند. از نظر مک‌درمات و اسکات^۴ (۱۹۹۹) و هاردینگ و پاکان^۵ (۲۰۰۵)، دو متدولوژی مشخص شامل چرخه کلاسیکی^۶ و چرخه رشد^۷ برای توصیف چرخه‌های تجاری وجود دارد. چرخه کلاسیکی که در مطالعات ابتدایی برنز و میچل^۸ (۱۹۴۶) نیز به آن اشاره شده است، به عنوان زنجیره‌ای از تغییرات تکرارشدنی اما غیردوره‌ای، شامل شکوفایی‌هایی است که در زمانی واحد، بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی را دربرمی‌گیرد و به همین نحو، با رکودها و کسادهای عمومی و آغاز رونق‌های ادامه می‌یابد و با دوره شکوفایی چرخه بعدی درهم می‌آمیزد. چرخه رشد نیز طبق تحقیقات لوکاس (۱۹۷۷) و کیدلند و پرسکات^۹ (۱۹۹۰)، به صورت انحرافات تولید واقعی کل از روند آن بیان می‌شود (میل^{۱۰}، ۲۰۱۱).

-
1. Ghalayini (2018).
 2. Ordinary Least Squares (OLS)
 3. Granger Causality Test
 4. McDermott and Scott (1999).
 5. Harding & Pagan (2005).
 6. Classical cycle
 7. Growth cycle
 8. Burns & Mitchell (1946).
 9. Kydland & Prescott (1990).
 10. Male (2011).

چرخه‌های تجاری شامل چهار مرحله رونق و بهبود^۱، نقطه اوج^۲، رکود^۳ و نقطه حسیض^۴ هستند. رونق و بهبود دوره‌ای از زمان است که رشد تولید ناخالص داخلی واقعی آغاز می‌شود. نقطه اوج نقطه‌ای است که در آن، روند افزایش تولید ناخالص داخلی متوقف و سیر نزولی آن آغاز می‌شود. در این نقطه، تولید، اشتغال و مخارج مصرف‌کنندگان به بالاترین سطح خود می‌رسد. رکود دربرگیرنده دوره‌ای است که مقدار تولید ناخالص داخلی واقعی کاهش می‌یابد و به دلیل کاهش فروش بنگاه‌ها، تصمیماتی مبنی بر کاهش تعداد کارگران، کاهش خرید مواد اولیه و توقف طرح‌های توسعه‌ای به منظور کاهش مخارج اتخاذ می‌شود و سیر قهقراپی اقتصاد ادامه می‌یابد. در نهایت، نقطه حسیض به زمانی اطلاق می‌شود که اقتصاد با نرخ بالای بیکاری، کاهش درآمد سالیانه و مازاد عرضه روبرو می‌شود (صیادزاده و جمال‌دیکاله^۵، ۱۳۸۷). از مهم‌ترین ویژگی چرخه‌های تجاری می‌توان به تغییرپذیری^۶، تداوم^۷ و هم‌حرکتی^۸ اشاره نمود. تغییرپذیری، درجه بی‌ثباتی و تمایل یک متغیر به نوسان را نشان می‌دهد. وجود گرایش اقتصاد به باقی‌ماندن در رکود یا رونق، تداوم نامیده می‌شود. هم‌حرکتی نیز به این مفهوم است که الگوی مشاهده شده چرخه‌ای در بسیاری از بخش‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی، کم‌وبیش به صورت همزمان با نوسانات در محصول حرکت کند. تحلیل هم‌حرکتی به وسیله دو دیدگاه زمان چرخش و سمت و سوی چرخش مطرح می‌شود.

با توجه به زمان، متغیرها می‌توانند پیشرو^۹، همزمان^{۱۰} و پسرو^{۱۱} باشند. متغیرهای پیشرو به متغیرهایی گفته می‌شود که تغییر حرکت آن‌ها در نقاط چرخه‌ای قبل از متغیر مرجع انجام می‌شود. به طور مشابه، متغیرهای همزمان به صورت همزمان با متغیر مرجع و متغیرهای پسرو نیز بعد از متغیرهای مرجع حرکت می‌کنند. چنانچه متغیری هم‌جهت با متغیر مرجع حرکت کند، به آن متغیر هم‌جهت و اگر در جهتی مخالف با متغیر مرجع حرکت کند، به آن متغیر خلاف‌جهت می‌گویند. در نهایت، به متغیری که بدون الگوی خاص و به صورت تصادفی در طول زمان حرکت می‌کند، متغیر غیر چرخه‌ای گفته می‌شود (گلخندان^{۱۲}، ۱۳۹۴).

-
1. Expansion and Recovery
 2. Prosperity
 3. Recession
 4. Depression
 5. Sayyadzadeh & Jamal Dikale (2008).
 6. Volatility
 7. Persistence
 8. Comovement
 9. Leading indicators
 10. Coincident indicators
 11. Lagging indicators
 12. Golkhandan (2015).

به لحاظ تاریخی، علل پیدایش چرخه‌های تجاری را بر اساس نوع محرک‌ها، می‌توان در دو گروه شوک‌های طرف تقاضا و شوک‌های طرف عرضه طبقه‌بندی کرد (آرمن و پیرو، ۱۳۹۲). پیروان مکتب کینز^۲، با اشاره به نقش عوامل طرف تقاضا در چرخه‌های تجاری، ضمن تأکید بر توهم نیروی کار و اطلاعات نامتقارن، بر این عقیده هستند که تغییرات حجم پول قادر به توضیح نوسانات تولید است. منکیو^۳، کروگمن^۴، آکرلف^۵ و استیگلیتز^۶ که از طرفداران معاصر مکتب کینز محسوب می‌شوند، چسبندگی‌های اسمی و حقیقی در دستمزدها و قیمت‌ها را از علل پیدایش چرخه‌های تجاری می‌دانند. طرفداران مکتب کلاسیک با رد نقش عوامل طرف تقاضا در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری، بر نقش انتظارات عقلایی تأکید کردند؛ به‌طوری‌که افرادی همچون کیدلند^۷، پرسکات^۸ و لانگ و پلاس^۹ به‌عنوان طرفداران ادوار تجاری حقیقی، نوسانات متغیرهای حقیقی همچون تغییر در متغیرهای بازار کار و شوک‌های بهره‌وری را به‌عنوان علت ایجاد چرخه‌های تجاری مطرح کردند (جلائی‌اسفندآبادی و انصاری‌نسب ۱۰، ۱۳۹۵).

۲-۳. نااطمینانی کلان اقتصادی

یکی از مفاهیم مرتبط با موضوع عدم‌ثبات و نوسانات اقتصادی، مفهوم نااطمینانی است. نایت^{۱۱} (۱۹۲۱) از اقتصاددانان دانشگاه شیکاگو، اولین کسی بود که در کتاب خود با عنوان «ریسک، نااطمینانی و سود»، به تعریف نااطمینانی و ارائه تحقیقات اساسی پیرامون نااطمینانی اقتصاد کلان پرداخت. نایت به این منظور، میان ریسک و نااطمینانی تمایز قائل می‌شود، به‌طوری‌که از نظر وی، ریسک، توزیع احتمال شناخته شده پیرامون مجموعه‌ای از حوادث را توصیف می‌کند و متناظر با موقعیت‌هایی است که احتمال‌ها شناخته شده، قابل‌اندازه‌گیری و یا عینی باشند، اما نااطمینانی به عنوان ناتوانی افراد در پیش‌بینی احتمال وقوع حوادث تعریف می‌شود (هییتی و همکاران، ۱۳۹۵). به‌طور کلی، نااطمینانی مشتمل بر فضایی است که تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی اعم از خانوارها، بنگاه‌ها و بخش دولتی در زمینه‌های مختلف با عدم‌اطمینان همراه باشد. به عبارتی دیگر، نااطمینانی زمانی وجود دارد که یا اتفاقات آینده مشخص و معلوم نباشد و یا با وجود مشخص بودن اتفاقات

1. Arman (2014).

2. Keynes

3. Mankiw

4. Krugman

5. Akerlof

6. Stiglitz

7. Kydland

8. Prescott

9. Long & Plosser

10. Jalaee esfandabadi & Ansari Nasab (2016).

11. Knight (1921).

آینده، نتوان احتمال آن‌ها را پیش‌بینی نمود. بر این اساس، علت اصلی نااطمینانی، نبود دانش پیش‌بینی است. در صورت وجود نااطمینانی، تصمیم‌گیری برای آینده پیچیده و مشکل می‌شود و این موضوع بر فعالیت‌های عاملان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. در دنیای واقعی، اقتصاد سرشار از نااطمینانی اقتصادی است که به بروز ریسک و مخاطره در فضای تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی منجر شده و رفتار آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. معمولاً در هر کشور سیاست‌های اتخاذ شده از سوی دولت در مدت زمان محدود، از مهم‌ترین عوامل ایجاد و تشدیدکننده نااطمینانی اقتصادی است (محمدی و همکاران، ۱۴۰۲).

در ارتباط با نااطمینانی در اقتصاد کلان، دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد که از یک جنبه می‌توان این دیدگاه‌ها را به سه دسته کلی تقسیم نمود. در یک دسته از ادبیات اقتصادی، نااطمینانی به عنوان یک شوک برونزا و از علل رشد اقتصادی پایین در نظر گرفته می‌شود. مدل‌های اثرات گزینه‌های واقعی نااطمینانی^۲ مک‌دونالد و سیگل^۳ (۱۹۸۶) و برنانکی^۴ (۱۹۸۳)، مدل‌های ارائه شده توسط آرلانو و همکاران^۵ (۲۰۱۱) و گیلچریست و همکاران^۶ (۲۰۱۰) که در آن‌ها نااطمینانی بر محدودیت‌های مالی تأثیر می‌گذارد و همچنین مدل‌های پس‌انداز احتیاطی^۷ ارائه شده توسط باسو و بوندیک (۲۰۱۷)، لیداک و لیو^۸ (۲۰۱۶) و فرناندز-ویلاورد و همکاران^۹ (۲۰۱۱)، از این جمله هستند.

دسته دوم، فرض می‌کند که نااطمینانی کلان بالاتر صرفاً در پاسخ به رشد اقتصادی کمتر ایجاد می‌شود و تمام تغییرات نااطمینانی به صورت درونزا هستند. در این میان، فوستل و گیاناکوپلاس^{۱۰} (۲۰۱۲) و باخمن و موسکارینی^{۱۱} (۲۰۱۱)، معتقد هستند، دوران‌های بد اقتصادی باعث ایجاد رفتارهای پرخطر می‌شود. فاجگلباوم و همکاران^{۱۲} (۲۰۱۷) و ایلوت و سایجو^{۱۳} (۲۰۱۶)، دوران‌های بد اقتصادی را از علل کاهش اطلاعات و قابلیت پیش‌بینی آینده می‌دانند. پاستور و ورونزی^{۱۴} (۲۰۱۳) نیز به وجود آمدن سیاست‌های اقتصادی جدید و ناآشنا با اثرات نامشخص را از پیامدهای رشد اقتصادی پایین مطرح می‌کنند. دسته سوم از ادبیات موجود که از آن جمله می‌توان به مطالعات بار-

1. Mohammadi et al. (2022).
2. The real options effects of uncertainty
3. McDonald and Siegel (1986).
4. Bernanke (1983).
5. Arellano et al. (2011).
6. Gilchrist et al. (2010).
7. Precautionary saving
8. Leduc and Liu (2016).
9. Fernández-Villaverde et al. (2011).
10. Fostel and Geanakoplos (2012).
11. Bachmann and Moscarini (2011).
12. Fajgelbaum et al. (2017).
13. Ilut and Saijo (2016).
14. Pastor and Veronesi (2013).

ایلان و استرنج^۱ (۱۹۹۶)، سگال و همکاران^۲ (۲۰۱۵) و کرافت و همکاران^۳ (۲۰۱۸)، اشاره نمود، این احتمال را مطرح کرده‌اند که برخی از اشکال نااطمینانی می‌تواند باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی شود (لودویگسون و همکاران^۴، ۲۰۲۱).

۳-۳. نااطمینانی کلان اقتصادی و چرخه‌های تجاری

چرخه‌های تجاری نتیجه تغییرات ادواری در نیروهای عمده اقتصاد کلان هستند (ژیکوچیوس و وتروف، ۲۰۱۲). به‌طور واضح‌تر، شوک‌های پولی و مالی، شوک‌های قیمت نفت و شوک‌های تکنولوژی، از علل اصلی ایجاد چرخه‌های تجاری هستند. در این بین حباب قیمت مسکن، سقوط بازار دارایی‌ها، محدودیت‌های شدید اعتباری، کاهش قیمت دارایی‌ها و رکود در بازارهای سهام و نوسانات نرخ ارز از عوامل اصلی ایجاد بزرگ‌ترین رکود جهانی پس از رکود دهه ۱۹۳۰ بوده‌اند (غلامی حیدرانی و همکاران، ۱۴۰۰). با توجه به ادبیات گسترده اقتصاد کلان پیرامون بررسی رابطه میان نااطمینانی و نوسانات چرخه‌های تجاری، در ادامه اثرات نااطمینانی برخی از مهم‌ترین متغیرهای کلان بر چرخه‌های تجاری تشریح می‌گردد.

نرخ ارز، یکی از متغیرهای کلیدی و مهم اقتصادی در سیاست‌گذاری‌ها قلمداد می‌شود، تا جایی که گروهی از کارشناسان به‌خصوص در کشورهای درحال توسعه، از این متغیر به‌عنوان لنگر اسمی یاد می‌کنند. نقش بی‌بدیل این متغیر در نوسانات برخی از شاخص‌های کلان، باعث شده است تا همواره تأثیر آن بر دیگر متغیرهای اقتصادی مورد توجه سیاست‌گذاران کلان کشورها قرار بگیرد (رنج‌پور و همکاران^۵، ۱۳۹۷). نوسانات گسترده نرخ ارز ضمن ایجاد نااطمینانی نسبت به نرخ ارز، بر سطح قیمت‌ها، تجارت، تصمیمات سرمایه‌گذاری، تولید و سودآوری بنگاه‌های اقتصادی و ارزش پول ملی تأثیر می‌گذارد. با بروز نااطمینانی نرخ ارز، سرمایه‌گذاران و فعالان بخش بازرگانی تا روشن شدن وضعیت و ایجاد ثبات در نرخ ارز، فعالیت اقتصادی خود را متوقف می‌کنند که این به معنای کاهش سطح تولید است.

کامالیان و داوتیان^۶ (۲۰۲۲) معتقدند که نااطمینانی نرخ ارز از عوامل اصلی در ایجاد چرخه‌های تجاری است، چرا که افزایش نوسانات نرخ ارز از طریق فعال نمودن رفتارهای احتیاطی خانوار و در نتیجه، کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری آنان، باعث کاهش فعالیت‌های اقتصادی و افزایش قیمت‌ها

1. Bar-Ilan and Strange (1996).

2. Segal et al. (2015).

3. Kraft et al. (2018)

4. Ludvigson et al. (2021).

5. Ranjpour (2018).

6. Kamalyan and Davtyan (2022).

می‌شود. نااطمینانی تورم نیز از طریق کانال‌های مختلف می‌تواند در شکل‌گیری چرخه‌های تجاری مؤثر واقع شود.

فریدمن^۱ (۱۹۷۷) استدلال می‌کند که نااطمینانی تورم با تضعیف مکانیسم قیمت‌ها به فعالیت‌های اقتصادی و رشد آسیب می‌رساند. بال^۲ (۱۹۹۲) نیز نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی تورم از طریق خدشه‌دار نمودن ارزش پول به رشد بلندمدت آسیب می‌زند. در مقابل، دوتسی و سارت^۳ (۲۰۰۰)، استدلال می‌کنند که افزایش نااطمینانی تورم از طریق کاهش تقاضا برای ترازهای پول واقعی و مصرف، باعث افزایش پس‌انداز احتیاطی، سرمایه‌گذاری و رشد می‌شود.

به‌طور مشابه، آگیون و سن-پل^۴ (۱۹۹۸) و بلکبرن^۵ (۱۹۹۹) ادعا می‌کنند که افزایش نااطمینانی تورم از طریق تغییرات تکنولوژیکی و بهبود فرایند تحقیق و توسعه، باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود (لیک و هو، ۲۰۱۹). از آنجایی که املاک و مستغلات، بخش قابل توجهی از دارایی‌ها و سرمایه یک کشور را تشکیل می‌دهد، بنابراین نوسانات قیمت مسکن نیز می‌تواند صدمات جبران‌ناپذیری به اقتصاد وارد کند. از آنجایی که نوسانات قیمت مسکن به‌طور همزمان بر مصرف و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد، از این رو، تأثیر مستقیمی بر فعالیت‌های کلان اقتصادی دارد.

بحران مالی سال ۲۰۰۸ به‌خوبی نقش نوسانات قیمت مسکن در ایجاد چرخه‌های تجاری را نشان داد. در این دوره به‌دنبال افزایش تقاضا برای مسکن، حباب قیمتی به‌وجود آمد. حباب قیمتی ایجاد شده و به‌دنبال آن، افزایش طولانی‌مدت عرضه مسکن، باعث ایجاد مازاد عرضه و در نتیجه، کاهش شدید قیمت املاک و مستغلات شد. این امر باعث کاهش سرمایه‌گذاری در املاک و شروع یک بحران اقتصادی گسترده‌تر شد.

آلبرتز^۷ (۱۹۶۲)، فیر^۸ (۱۹۷۲)، دلیو و گراملیچ^۹ (۱۹۶۹) و بسیاری از محققان دیگر به‌طور گسترده، ارتباط میان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و چرخه‌های تجاری را مورد بررسی قرار داده‌اند. نااطمینانی در تقاضا، اطلاعات نامتقارن، هزینه‌های تجاری، هزینه‌های تعدیل و زمان‌بر بودن ساخت‌وساز از جمله عواملی هستند که باعث بروز رفتار چرخه‌ای در بازار املاک و مستغلات و در نتیجه، ایجاد چرخه‌های اقتصادی می‌شوند (یارمحمدیان، ۲۰۱۹).

1. Friedman (1977).
2. Ball (1992).
3. Dotsey and Sarte (2000).
4. Aghion and Saint-Paul (1998).
5. Blackburn (1999).
6. Iyke and Ho (2019).
7. Alberts (1962).
8. Fair (1972).
9. Leeuw and Gramlich (1969).
10. Yarmohammadian (2019).

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری، ناطمینانی در بازار سهام است. اکرت^۱ (۱۹۹۴) معتقد است که اصولاً نوسانات قیمت سهام به قدری زیاد است که توسط عوامل بنیادی قابل پیش‌بینی نیست و از این رو، می‌توان این نوسانات را به‌عنوان ناطمینانی در قیمت سهام در نظر گرفت. رومر^۲ (۱۹۹۰)، ضمن تأکید بر تأثیر منفی نوسانات بازار سهام بر تولید کالاهای مصرفی بادوام، استدلال می‌کند که اگر چه سقوط بازار سهام در سال ۱۹۸۷ منجر به رکود نشد، اما به‌دلیل افزایش میزان نوسانات بازار سهام در سال ۱۹۲۹، سقوط این بازار، رکود قابل‌توجهی را به‌همراه داشت (ییلدریم-کارامان^۳، ۲۰۱۸).

چودری و همکاران^۴ (۲۰۱۶) نیز به یک رابطه علی دو طرفه میان نوسانات بازار سهام و چرخه‌های تجاری در چهار کشور ایالات متحده، کانادا، ژاپن و بریتانیا دست یافته‌اند.

پتر و گوپتا^۵ (۲۰۱۶) هم نشان می‌دهند که بخشی از نوسانات تولید آفریقای جنوبی را می‌توان از طریق شوک‌های قیمت سهام توضیح داد (شی و لیو^۶، ۲۰۲۰). چرخه‌های تجاری همچنین می‌توانند تحت تأثیر ناطمینانی سرمایه قرار بگیرند. هاگونیر و همکاران^۷ (۲۰۱۵) نشان می‌دهند که ناطمینانی در تأمین سرمایه می‌تواند بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تأثیر بگذارد، این در حالی است که جاستینیانو و همکاران^۸ (۲۰۱۰) نیز استدلال می‌کنند که شوک‌های وارد شده به سرمایه‌گذاری بر جریان چرخه‌های تجاری مؤثر است.

علاوه بر این، ناطمینانی در رشد پول به‌دلیل اثرات متعددی که بر اقتصاد دارد، یکی دیگر از عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری است. ماسکارو و ملتزر^۹ (۱۹۸۳) و اوانس^{۱۰} (۱۹۸۴) استدلال می‌کنند که ناطمینانی رشد پولی از طریق افزایش نوسانات نرخ بهره، باعث افزایش ریسک اوراق قرضه می‌شود. افزایش ریسک نگهداری اوراق قرضه، منجر به افزایش تقاضای پول و در نتیجه، افزایش نرخ بهره می‌شود که این موضوع نیز کاهش سرمایه‌گذاری و تولید را به همراه دارد (سرلیتس و رحمان^{۱۱}، ۲۰۰۹). متناسب با برخی دیگر از تئوری‌های اقتصادی، ناطمینانی پولی باعث ناطمینانی نسبت به شرایط آینده اقتصادی و در نتیجه، افزایش تقاضای احتیاطی پول می‌شود، که این افزایش در تقاضای

1. Ackert (1994).
2. Romer (1990).
3. Yıldırım-Karaman (2018).
4. Choudhry et al. (2016).
5. Paetz and Gupta (2016).
6. Shi and Liu (2020).
7. Hugonnier et al. (2015).
8. Justiniano et al. (2010).
9. Mascaro and Meltzer (1983).
10. Evans (1984).
11. Serletis and Rahman (2009).

پول نیز با کاهش در سرعت گردش پول، منجر به کاهش سطح تولید ملی و رشد آن می‌شود (بلانگیو، ۱۹۸۴).

نااطمینانی در بازار نفت به دلیل اهمیت بالای نفت در بازارهای جهانی و اقتصاد کشورهای نفتی، یکی دیگر از عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری است. براساس تئوری گزینه‌های واقعی توسعه یافته توسط برنانکی (۱۹۸۳)، پیندیک^۲ (۱۹۹۱) و بلوم (۲۰۰۹)، انتظار می‌رود که نااطمینانی قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری و تولید بنگاه‌ها تأثیر منفی داشته باشد. زمانی که بخش قابل توجهی از هزینه‌های اولیه مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری در یک پروژه غیرقابل برگشت باشد، نااطمینانی در مورد بازده آن افزایش می‌یابد، در چنین شرایطی، بنگاه‌ها تا زمان دریافت اطلاعات جدید، تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری را به تعویق می‌اندازند.

برنانکی (۱۹۸۳)، استدلال می‌کند، اگرچه قرار گرفتن بنگاه‌ها در معرض اثرات ناشی از نااطمینانی قیمت انرژی، باعث کاهش تقاضای کل برای سرمایه‌گذاری و در نتیجه، رکود اقتصادی می‌شود، اما از بین رفتن نااطمینانی و فعال شدن ظرفیت‌های استفاده نشده، باعث رونق سرمایه‌گذاری می‌شود. بر همین اساس، نااطمینانی در قیمت‌های انرژی، می‌تواند چرخه‌های تجاری را توضیح دهد. بلوم (۲۰۰۹)، نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی اقتصاد کلان در حوزه قیمت نفت تنها در عرض شش ماه پس از وقوع شوک اولیه، باعث کاهش شدید و سپس بازگشت به نقطه اول در تولید، اشتغال و بهره‌وری می‌شود (تیم^۳، ۲۰۱۸).

پیرزن و وگنر^۴ (۲۰۱۵)، استدلال می‌کنند که شوک‌های اعتبارات به عنوان یکی دیگر از عوامل ایجاد چرخه‌های تجاری، می‌توانند درصد بالایی از نوسانات تولید را توضیح دهند (سیفی کشکی و همکاران، ۱۳۹۹). بانک‌ها قادر هستند با اعطای اعتبارات، ابزار رشد و توسعه اقتصادی و یا برعکس با عدم اعطای وام، موجبات توقف و رکود اقتصادی را فراهم آورند (سعیدی، ۱۳۹۱). اگر چه اعتبارات بانکی به عنوان یک نهاده مکمل در کنار سرمایه، کالاهای واسطه‌ای و مواد اولیه محسوب می‌شود، اما باید در نظر داشت که اثرپذیری بنگاه‌های کوچک و بزرگ از وضعیت چرخه اعتباری یکسان نیست، به طوری که در زمان انقباض اعتباری، بنگاه‌های کوچک نسبت به بنگاه‌های بزرگ، آسیب‌پذیرتر و به هنگام رونق اعتباری، بنگاه‌های بزرگ در مقایسه با بنگاه‌های کوچک از بهره‌مندی بالاتری برخوردار هستند (سیفی کشکی و همکاران، ۱۳۹۹).

1. Belongio (1984).
2. Pindyck (1991).
3. Thiem (2018).
4. Peersman and Wagner (2015).
5. Seifi Koshki et al. (2020).
6. Saeedi (2012).

۳-۴. نهادها و چرخه‌های تجاری

نورث^۱ (۱۹۸۱)، در کتاب «ساختار و تغییر در تاریخ اقتصادی»، ضمن تقسیم نهادها به دو نوع نهادهای حمایت‌کننده از حقوق مالکیت و نهادهای تضمین‌کننده اجرای قراردادهای، از اهمیت آن‌ها در روند رشد و توسعه اقتصادی صحبت می‌کند. منظور از نهادهای حمایت‌کننده از حقوق مالکیت، قوانین و مقررات حاکم در یک جامعه هستند که از حقوق شهروندان در برابر قدرت دولت و طبقه قدرتمند جامعه محافظت می‌کنند. نهادهای قراردادی هم به قوانین و مقرراتی اشاره دارند که ناظر بر قراردادهای بین افراد یک کشور همانند وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان هستند (حیدری و همکاران^۲، ۱۳۹۵).

کیفیت نهادی در حال حاضر، یکی از متغیرهای مهم در تجزیه و تحلیل عملکرد اقتصادی کشورها محسوب می‌شود، به‌نحوی که بر اساس مطالعات جدید، کیفیت نهادی، ماهیت چرخه‌های تجاری و رفتار پویای متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان را متأثر می‌سازد (دهقان‌منشادی و همکاران^۳، ۱۳۹۹). در حقیقت در برخی از کشورهای جهان، کیفیت نهادها و سیستم‌های قانونی و عوامل سیاسی و جهانی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر نوسانات اقتصادی هستند (عظیمی حسینی و همکاران^۴، ۱۳۹۷). دانکن^۵ (۲۰۱۴)، نشان می‌دهد که بین کیفیت نهادی، چرخه‌ای بودن سیاست‌های پولی و نوسانات تولید و نرخ بهره اسمی ارتباط معنی‌داری وجود دارد، به‌طوری که در اقتصادهای با نهادهای ضعیف، تولید و نرخ بهره، نوسانات بالاتری دارند. علاوه بر این، وی معتقد است که کیفیت نهادی پایین، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و کاهش وام‌دهی به خانوار می‌شود.

هالند و بالینی^۶ (۲۰۱۱)، فرانکل و همکاران (۲۰۱۳) و فروسری و ژالس^۷ (۲۰۱۸)، استدلال می‌کنند که ناکارآمدی نهادهای سیاسی، کیفیت پایین نهادهای بودجه‌ای و دسترسی ضعیف به منابع مالی، از مهم‌ترین دلایل چرخه‌ای شدن سیاست‌های مالی هستند (ال-کیشین و زکی^۸، ۲۰۲۱). به عبارتی، کشورهای با کیفیت نهادی بالاتر در مقایسه با کشورهای با کیفیت نهادی پایین‌تر، از توانایی بیشتری در تدوین سیاست‌های لازم برای مقابله مؤثر با شوک‌های نامطلوب برخوردار هستند (فازیو و همکاران^۹، ۲۰۱۸).

-
1. North (1981).
 2. Heidari et al. (2017).
 3. Dehghanmanshadi et al. (2020).
 4. Azimi Hosseini et al. (2018).
 5. Duncan (2014).
 6. Halland and Bleaney (2011).
 7. Furceri and Jalles (2018).
 8. El-Khishin and Zaky (2021).
 9. Fazio et al. (2018).

۵-۳. تحرک سرمایه و چرخه‌های تجاری

از نظر تئوری، تأثیر تحرک سرمایه بر رفتار چرخه‌های تجاری مبهم است. از یک طرف، مدل‌های چرخه تجاری واقعی بین‌المللی نشان می‌دهند که آزادی در تحرک سرمایه و ورود سرمایه به کشورهایی که بالاترین نرخ بازدهی را دارند، منجر به کاهش چرخه‌های تجاری می‌شود (روترت^۱، ۲۰۲۰). در واقع با جریان‌های آزاد سرمایه، کشورها می‌توانند در برابر شوک‌های خاص بیمه شوند و با کشف توانمندی‌های تخصصی خود، از مزیت‌های نسبی بهره‌مند شوند (کالملی-اوزکان و همکاران^۲، ۲۰۰۱). باید در نظر داشت که تجارت در دارایی‌های بین‌المللی، منجر به همبستگی بالاتر مصرف و کاهش تولید محصولات مشابه می‌شود. از طرف دیگر تحرک سرمایه از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باعث بهبود زنجیره ارزش جهانی^۳ و تجارت درون‌صنعتی با این زنجیره‌ها می‌شود. بنابراین، شوک‌های اقتصادی می‌توانند از طریق زنجیره ارزش جهانی به همه کشورها انتشار یابند و منجر به ایجاد چرخه‌های تجاری شدیدی شوند (بک^۴، ۲۰۲۱).

۶-۳. بیکاری و چرخه‌های تجاری

بیکاری به عنوان بزرگ‌ترین منبع ریسک درآمدی از کانال‌های مختلفی همچون تغییر در سطوح مصرف و تغییر در دارایی‌های نقدی و غیرنقدی بر اقتصاد کشورها تأثیر می‌گذارد. خانوارها معمولاً به هنگام مواجهه با بیکاری، مصرف خود را کاهش می‌دهند و یا با تبدیل دارایی‌های نقدی، سعی بر حفظ سطح مصرف خود دارند. آگیار و هرست^۵ (۲۰۰۵)، چودورو رایش و کارابرونیس^۶ (۲۰۱۶)، کولسرود و همکاران^۷ (۲۰۱۸) نشان می‌دهند که در دوران بیکاری، مصرف کاهش می‌یابد. از طرفی، کوین و همکاران^۸ (۲۰۲۲) استدلال می‌کنند که خانوارها در دوران بیکاری از دارایی‌های غیرنقدی خود برداشت می‌کنند. در این بین گریوز^۹ (۲۰۲۰) اظهار می‌کند که ترکیب ریسک بیکاری و وجود دارایی‌های غیرنقدی، یک مکانسیم انتشار برای شوک‌های کل هستند. در حقیقت به دنبال افزایش ریسک بیکاری، خانوارها با اتخاذ رویکرد پرواز به سوی نقدینگی^{۱۰}، پرتفوی خود را به گونه‌ای تعدیل می‌کنند که تا حد ممکن از اثرات بیکاری بر مصرف خود بکاهند. آن‌ها در این مسیر، ابتدا با تکیه بر دارایی‌های نقد به مصرف خود ادامه می‌دهند و در صورت نیاز و تمایل به حفظ سطح مصرف

1. Rothert (2020).
2. Kalemli-Ozcan et al. (2001).
3. global value chains (GVCs)
4. Beck (2021).
5. Aguiar and Hurst (2005).
6. Chodorow-Reich and Karabarbounis (2016).
7. Kolsrud et al. (2018).
8. Coyne et al. (2022).
9. Graves (2020).
10. Flight-to-liquidity

خود، به سمت نقدکردن دارایی‌های غیرنقدی می‌روند. مجموعه چنین تصمیماتی، شوک‌های مختلفی را در اقتصاد به وجود می‌آورد که می‌تواند عامل نوسانات مهم اقتصادی باشد (گریوز، ۲۰۲۰).

۴. روش شناسی پژوهش

در مقاله حاضر، به تحلیل اثر نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵:۱-۱۴۰۰:۱ پرداخته خواهد شد. بدین منظور، به پیروی از مطالعه دری و سرلتیس (۲۰۲۱)، مدلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$(GDPgap)_t = \alpha_0 + \alpha_1 MacUn_t + \alpha_2 LI_t + \alpha_3 CMCP_t + \alpha_4 GPPE_t + \alpha_5 UAE_t + \alpha_6 UBE_t + \epsilon_t \quad (1)$$

در رابطه (۱)، α_0 عرض از مبدأ، α_1 ها ضرایب برآوردی، ϵ_t جزء خطا و t بیانگر دوره زمانی است. $(GDPgap)_t$ متغیر وابسته و بیانگر شکاف تولید است که از کسر کردن تولید واقعی از تولید بالقوه و با استفاده از فیلتر هادریک-پرسکات حاصل می‌شود. واحد این متغیر، رتبه (۰ تا ۱۰۰) است و شاخصی برای نشان دادن ادوار تجاری کشور می‌باشد. داده‌های تولید واقعی و بالقوه از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود. LI_t بیانگر عامل نهادی سلامت سیستم قانونی است که از دو مؤلفه اصلی تشکیل شده است. مؤلفه اول، نظم (پیروی مردم از قانون) و قانون (استحکام و بی‌طرفی نظام حقوقی) است. مؤلفه دوم شامل پاسخگویی قضایی، انطباق با دیوان عالی، بازبینی قضایی، قوانین شفاف و اجرای عدالت برای عموم افراد است. واحد این شاخص، رتبه می‌باشد و داده‌های آن از سایت موسسه فریزر استخراج می‌شود. $CMCP_t$ بیانگر تحرک مردم و سرمایه و عبارت از هر اقدامی است که توسط دولت، بانک مرکزی یا سایر نهادهای نظارتی برای محدود کردن جریان سرمایه خارجی به داخل و خارج از اقتصاد داخلی انجام می‌شود. این کنترل‌ها شامل مالیات، تعرفه‌ها، قوانین، محدودیت‌های حجمی و نیروهای مبتنی بر بازار است. واحد این متغیر، رتبه (بین ۰ تا ۱۰) است و داده‌های آن از سایت بنیاد فریزر استخراج می‌شود. $GPPE_t$ بیانگر بهره‌وری نیروی کار است که از تولید ناخالص داخلی به ازای هر فرد شاغل یا به عبارتی از تقسیم تولید ناخالص داخلی بر کل اشتغال در اقتصاد به دست می‌آید. داده‌های این متغیر، از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود و واحد آن، قدرت برابری خرید برحسب دلار آمریکا به قیمت ثابت سال ۲۰۱۷ می‌باشد. UAE_t بیانگر بیکاری با تحصیلات پیشرفته به صورت درصدی از نیروی کار با سطح تحصیلات پیشرفته که بیکار هستند، می‌باشد. UBE_t بیانگر بیکاری با تحصیلات مقدماتی به صورت درصدی از نیروی کار با سطح تحصیلات مقدماتی که بیکار هستند، می‌باشد. داده‌های این دو متغیر، از سایت بانک جهانی استخراج می‌شود. $MacUn_t$ بیانگر نااطمینانی کلان اقتصادی است.

در این پژوهش، برای محاسبه نااطمینانی کلان اقتصادی به پیروی از جورادو و همکاران (۲۰۱۵)، با در نظر گرفتن بازارهای پرنوسان ایران از جمله بازارهای نفت، کالا و خدمات، سهام، پول، سرمایه،

مسکن، ارز و اعتبارات و به تبع آن، متغیرهای عواید نفتی، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای تولیدکننده، قیمت سهام، رشد پول، سرمایه فیزیکی، تملک دارایی‌های سرمایه‌ای، قیمت مسکن، نرخ ارز بازار سیاه، نسبت استقراض بخش عمومی به بخش خصوصی و تجارت خارجی به ساخت شاخص کلان اقتصادی، براساس روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) اقدام می‌شود. بر این اساس، معادله زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$MacUn_t = \alpha_1 CPI_t + \alpha_2 PPI_t + \alpha_3 GCF_t + \alpha_4 T_t + \alpha_5 MG_t + \alpha_6 BMER_t + \alpha_7 SP_t + \alpha_8 HP_t + \alpha_9 OR_t + \alpha_{10} PCS_t + \alpha_{11} CA_t \quad (۲)$$

به‌طوری‌که:

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8 + \alpha_9 + \alpha_{10} + \alpha_{11} = 1 \quad (۳)$$

در رابطه (۲)، CPI_t شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی است که معیار سنجش تغییرات قیمت کالاها و خدماتی است که توسط خانوارهای شهرنشین ایرانی به مصرف می‌رسد. واحد این شاخص بین ۰ تا ۱۰۰ است. PPI_t شاخص بهای تولیدکننده که اندازه‌ای است از تغییر قیمت کالاها و خدماتی که توسط تولیدکننده خریداری شده و پس از تولید محصول نهایی به فروش می‌رسد. واحد این شاخص بین ۰ تا ۱۰۰ است. SP_t قیمت سهام است و روند عمومی قیمت شرکت‌های مشمول شاخص را نشان می‌دهد و تغییرات سطح عمومی قیمت را نسبت به تاریخ مبدأ می‌سنجد. واحد این متغیر ۰-۱۰۰ است. CA_t تملک دارایی‌های سرمایه‌ای در واقع ساخت فضاهای جدیدی است که در آینده تبدیل به سرمایه‌های ملی می‌شوند و منابع تازه‌ای برای دولت‌ها فراهم می‌آورند. این موارد می‌تواند شامل سرمایه‌گذاری برای ساخت راه یا تأسیسات ساختمانی یا سرمایه‌گذاری در توسعه زیرساخت‌های ارتباطی باشد. واحد این متغیر میلیارد ریال است. داده‌های مربوط به متغیرهای مذکور از سایت بانک مرکزی ایران^۱ استخراج می‌شود. GCF_t سرمایه فیزیکی است که از مقادیر اضافه شده به دارایی‌های ثابت به اضافه تغییرات خالص در سطح موجودی‌ها به‌دست می‌آید. T_t تجارت خارجی است که از مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات حاصل می‌شود و به‌عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود. OR_t عواید نفتی که تفاوت بین ارزش تولید نفت خام به قیمت‌های منطقه‌ای و کل هزینه‌های تولید است. واحد متغیرهای مذکور درصدی از تولید ناخالص داخلی است و داده‌های آن‌ها از سایت بانک جهانی^۲ استخراج می‌شود. MG_t رشد پول است، این مؤلفه میانگین رشد سالانه عرضه پول در پنج سال گذشته منهای رشد سالانه تولید ناخالص داخلی واقعی در ده سال گذشته را اندازه‌گیری می‌کند. واحد متغیر، رتبه است.

$BMER_t$ نرخ ارز بازار سیاه است که این مؤلفه بر اساس درصد اختلاف نرخ ارز رسمی و موازی (بازار سیاه) محاسبه می‌شود. واحد این متغیر رتبه است. PCS_t نسبت استقراض بخش عمومی به

1. www.cbi.ir

2. www.wdi.org

بخش خصوصی است که این متغیر از تقسیم میزان استقراض دولت به استقراض بخش خصوصی به دست می‌آید. واحد متغیرهای مذکور رتبه است و داده‌های آن‌ها از سایت مؤسسه فریزر استخراج می‌شود. HP_t قیمت مسکن است که از میانگین ارزش سالانه مسکن در بازار به دست می‌آید. واحد این متغیر، هزار ریال است و داده‌های آن از سایت وزارت راه و شهرسازی ایران^۱ استخراج می‌شود.

پس از ساخت شاخص متغیرهای کلان اقتصادی با به کارگیری روش خودرگرسیون واریانس شرطی (GARCH) به برآورد نااطمینانی از شاخص ساخته شده اقدام خواهد شد. با توجه به محدودیت‌های موجود در مدل‌های خطی، بسیاری از مطالعات، استفاده از انواع مختلف مدل‌های غیرخطی را برای تصریح رفتار غیرخطی موجود در سری‌های زمانی پیشنهاد کرده‌اند. از این رو در این مطالعه، به منظور مدل‌سازی رفتار غیرخطی و تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری در ایران از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده می‌شود که توسط تراسورتا و اندرسون (۱۹۹۲) گسترش یافته است.

در مدل STR از توابع نمایی و لاجستیک برای کنترل پروسه تغییر رژیم استفاده می‌شود. بنا به گفته ون دجیک و تراسورتا^۲ (۲۰۰۲)، این مدل‌ها جهت تحلیل سیکل‌های نامتقارن متغیرها بسیار مناسب هستند و نتایج مطالعات زیادی نشان داده‌اند که برای بررسی پویای غیرخطی متغیرها به خوبی مکانیزم تغییر رژیم را برازش می‌کنند. در حقیقت مدل STR با استفاده از متغیر انتقال و مقدار پارامتر شیب ارتباط غیرخطی میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. مدل این پژوهش بر اساس رگرسیون انتقال ملایم تراسورتا به صورت رگرسیونی کلی زیر تصریح می‌گردد:

$$(GDPgap)_t = \lambda' Z_t + (\pi' Z_t) \cdot G(\gamma, c, S_t, k) + u_t \quad (4)$$

که در آن، Z_t برداری از متغیرهای مستقل و مقادیر وقفه‌دار متغیرهای مستقل به علاوه مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته می‌باشد. $\lambda' = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$ بردار ضرایب قسمت خطی مدل است. $\pi' = (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_p)$ نیز بردار ضرایب قسمت غیرخطی مدل می‌باشد. u_t جزء اخلاص است که فرض می‌شود، شرط $u_t = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. G بیانگر تابع انتقال می‌باشد. در تابع انتقال S_t متغیر انتقال را نشان می‌دهد که با گذر از حد آستانه خود، منجر به تغییر رژیم در سیستم می‌شود. c حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم را نشان می‌دهد. k بیانگر تعداد دفعات تغییر رژیم در سیستم است. γ پارامتر شیب است و سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم بعدی را نشان می‌دهد. تابع انتقال $F(S_t, \gamma, c)$ به صورت لاجستیک^۴، رابطه (۵) و یا نمایی^۵، رابطه (۶) به صورت زیر تصریح می‌گردد:

1. www.mrud.ir

2. Terasvirta and Anderson (1992).

3. Van Dijk and Terasvirta (2002).

4. Logistic

5. Exponential

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma(s_t - c)}} \quad (5)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = 1 - e^{-\gamma(s_t - c)^2} \quad (6)$$

در توابع فوق s_t بیانگر متغیر انتقال؛ γ پارامتر شیب؛ c حدآستانه‌ای یا محل وقوع تغییر رژیم است.

در صورتی که پارامتر شیب γ که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل STR به یک مدل آستانه‌ای TAR تبدیل می‌شود، در صورتی که متغیر انتقال بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد؛ ($s_t > c$) تابع انتقال برابر یک ($F=1$) می‌شود. در صورتی که ($s_t < c$) مقدار تابع انتقال برابر با صفر ($F=0$) خواهد بود. چنانچه مقدار پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، مدل STR تبدیل به یک مدل خطی خواهد شد. فرایند تخمین مدل STR بدین صورت است که در گام نخست، الگوی پویای مدل و یا تعداد وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شوند، سپس وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه آزمون می‌شود و براساس آن، متغیر انتقال و تعداد دفعات تغییر رژیم انتخاب می‌شوند. در گام دوم، با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون^۱ و روش حداکثر درست‌نمایی، مدل STR انتخاب شده برآورد می‌شود و آزمون‌های تشخیصی جهت حصول اطمینان از دستیابی به نتایج قابل اتکاء انجام می‌شوند (گل‌خندان^۲، ۱۳۹۵).

۵. نتایج

به منظور محاسبه شاخص متغیرهای کلان اقتصادی، از روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) استفاده شد. نتایج به‌دست آمده در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱: نتیجه روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA)

Table. 1: The result of the Principal Component Analysis (PCA) method

نماد	نام متغیر	وزن محاسباتی	نماد	نام متغیر	وزن محاسباتی
BMR	تفاوت نرخ ارز رسمی و نرخ ارز بازار سیاه	0.6215	GCF	سرمایه فیزیکی	0.0521
CA	تملك دارایی‌های سرمایه‌ای	0.1546	HP	قیمت مسکن	0.0382
CPI	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی	0.0885	MG	رشد پول	0.0299
PPI	شاخص بهای تولیدکننده	0.0037	OIR	عوائد نفتی	0.0088
PSC	نسبت استقراض بخش دولتی به بخش خصوصی	0.0017	T	تجارت خارجی	0.0000
SP	شاخص قیمت سهام	0.0011			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۱)، معادله محاسباتی شاخص متغیرهای کلان اقتصادی را می‌توان به

صورت زیر بازنویسی کرد:

$$MacUn_t = 0/0885CPI_t + 0/0037PPI_t + 0/0521GCF_t + 0/0299MG_t + 0/6215BMR_t + 0/0011SP_t + 0/0382HP_t + 0/0088OR_t + 0/0017PCS_t + 0/1546CA_t \dots (7)$$

اکنون که شاخص کلان اقتصادی ساخته شد، باید نااطمینانی در این شاخص اندازه‌گیری شود. بدین منظور، از روش واریانس شرطی (GARCH) استفاده می‌شود. جهت اطمینان از وجود اثرات ناهمسانی واریانس از آزمون ناهمسانی واریانس^۱ استفاده خواهد شد. از این‌رو ابتدا با استفاده از رابطه (۸)، اقدام به برآورد معادله میانگین متحرک^۲ نموده و پس از آن به کمک آزمون‌های ناهمسانی واریانس و معیار شوارتز^۳ مناسب‌ترین الگو انتخاب می‌گردد.

$$Mac_t = \phi_1 Mac_{t-1} + \dots + \phi_p Mac_{t-p} + \mu_t + \theta_1 \mu_t + \dots + \theta_q \mu_q \quad (8)$$

با توجه به ضرورت بررسی وجود اثرات واریانس ناهمسان در معادلات مورد بررسی در این بخش، نتایج حاصل از آزمون تشخیص ARCH-LM در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون، وجود همسانی واریانس و فرضیه مخالف بیانگر وجود ناهمسانی واریانس است.

جدول ۲: آزمون ARCH-LM برای تشخیص ناهمسانی واریانس

Table. 2: The ARCH-LM test for detecting heteroskedasticity

نوع آماره	مقدار آماره	احتمال آماره
F	10.869	0.0053
χ^2	6.993	0.0082

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۲)، حاکی از رد فرضیه صفر و تأیید وجود ناهمسانی واریانس است که مؤید امکان استفاده از الگوهای واریانس ناهمسان شرطی می‌باشد. از این رو، پس از اطمینان از وجود اثرات ناهمسانی واریانس (ARCH) در جملات پسماند معادلات می‌توان اقدام به انتخاب و برآورد بهترین الگوی واریانس ناهمسان شرطی برای شاخص متغیرهای کلان اقتصادی نمود. در این مرحله، به کمک آزمون ARCH-LM، معیار شوارتز و شروط الگوهای واریانس ناهمسان شرطی جمله $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ و $\alpha_i \geq 0$ و $\beta_j < 0$ بهترین الگو برای هر متغیر انتخاب می‌شود. پس از برآورد الگوهای مناسب واریانس ناهمسانی شرطی برای شاخص کلان اقتصادی و اطمینان حاصل کردن از معنی‌دار بودن ضرایب واریانس این الگوها، با استفاده از معادله واریانس متغیر محاسبه می‌شود. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

1. ARCH-LM test
2. Autoregressive Moving Average
3. Schwarz

جدول ۳: نتایج برآورد الگوی واریانس ناهمسان شرطی برای شاخص کلان اقتصادی

Table 3: The results of estimating the conditional heteroskedasticity model for the macroeconomic index

متغیر	ضریب برآوردی	آماره Z	احتمال آماره
AR(1)	0.727	2.161	0.0306
Reside(-1) ²	-0.355	-3.113	0.0019
GARCH(-1)	0.604	2.408	0.0160

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از انتخاب مناسب‌ترین الگو به کمک معیارهای ذکر شده جهت تأیید عدم وجود ناهمسانی بالاتر و تأکید بر این موضع که الگوهای برآورد شده برای نااطمینانی اولیه بهترین الگوها هستند، می‌توان از آزمون ARCH-LM استفاده نمود.

جدول ۴: آزمون تشخیص خطای الگوی واریانس ناهمسان شرطی ARCH-LM

Table 4: The ARCH-LM test for detecting errors in the conditional heteroskedasticity model

نوع آماره	مقدار آماره	احتمال آماره
F	0.024	0.8787
χ^2	0.028	0.8673

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) حاکی از رد نشدن فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی‌های بالاتر است. بدین ترتیب، ناهمسانی واریانس در الگوی GARCH (1,1) برطرف شده است. اکنون می‌توان اقدام به برآورد الگوی (۴) نمود. اما لازم است ابتدا به آزمون مانایی متغیرها پرداخته شود. با توجه به استفاده از داده‌های فصلی، برای اطمینان از مانا بودن متغیرها از آزمون هگی (HEGY₁) که توسط هایلبرگ و همکاران^۲ (۱۹۹۰) و با پیروی از چهارچوب کلی دیکی-فولر ایجاد شده و ریشه‌های واحد را در همه فرکانس‌های فصلی و فرکانس صفر بررسی می‌کند، استفاده می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون مانایی در سطح متغیرها به روش هگی با وجود عرض از مبدأ

Table 5: The results of the stationarity test at the variable level using the Augmented Dickey-Fuller (ADF) method with the presence of an intercept

نام متغیر	نماد متغیر	آماره t	احتمال آماره
شکاف تولید	$(GDPgap)_t$	24.81	0.0000
نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی	$MacUn_t$	24.43	0.0000
سلامت سیستم قانونی	LI_t	26.34	0.0000
حرکت سرمایه و مردم	$CMCP_t$	23.93	0.0000
بهره‌وری نیروی کار	$GPPE_t$	28.79	0.0000
بیکاری با تحصیلات پیشرفته	UAE_t	24.49	0.0000
بیکاری با تحصیلات مقدماتی	UBE_t	25.77	0.0000

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Hyllleberge, Engle, Granger, Yoo
2. Hyllleberge et al. (1990).

مطابق با جدول (۵)، تمامی متغیرها مانا هستند و می‌توان بدون نگرانی از ایجاد رگرسیون کاذب، به برآورد الگو اقدام کرد. برای تعیین وقفه‌های بهینه متغیرها در الگوی STR به‌منظور صرفه‌جویی در درجه آزادی، از معیار شوارتز استفاده می‌شود. بر این اساس، در الگوی (۴) وقفه بهینه برای متغیر وابسته شکاف تولید برابر با ۱ است. وقفه بهینه شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی، بهره‌وری نیروی کار و حرکت سرمایه و مردم، برابر با ۲، سلامت سیستم قانونی برابر با ۱، بیکاری با تحصیلات مقدماتی و بیکاری با تحصیلات پیشرفته برابر با ۳ به‌دست آمده است. نتایج آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها و انتخاب متغیر انتقال مناسب برای الگوی (۴) در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶: آزمون غیر خطی بودن مدل و تعیین نوع مدل

Table 6: The test for nonlinearity of the model and determining the type of model

متغیر انتقال	آماره F	احتمال آماره	متغیر انتقال	آماره F	احتمال آماره
$GDPgap_{t-1}$	2.14	0.030	UBE_t	4.00	0.002
$MacUn_t$	15.39	0.000	UBE_{t-1}	2.94	0.011
$MacUn_{t-1}$	16.78	0.000	UBE_{t-2}	2.84	0.013
$MacUn_{t-2} *$	17.84	0.000	UBE_{t-3}	4.14	0.002
UAE_t	3.68	0.003	$GPPE_t$	4.89	0.000
UAE_{t-1}	4.25	0.001	$GPPE_{t-1}$	7.14	0.000
UAE_{t-2}	5.58	0.000	$GPPE_{t-2}$	8.33	0.000
UAE_{t-3}	3.47	0.004	$CMCP_t$	8.43	0.000
LI_t	3.77	0.000	$CMCP_{t-1}$	11.12	0.000
LI_{t-1}	5.76	0.000	$CMCP_{t-2}$	14.69	0.000

* بیانگر متغیر انتقال مناسب است.

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به مقدار آماره F و ارزش احتمال آن در جدول (۶)، فرضیه صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای کلیه متغیرها رد می‌شود و رابطه غیرخطی پذیرفته می‌شود. هر یک از متغیرها که مدل غیرخطی برای آن تأیید شده است، قابلیت انتخاب به‌عنوان متغیر انتقال را دارند، اما نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که مناسب‌ترین متغیر انتقال، شاخص نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی با دو وقفه ($MacUn_{t-2}$) است که آماره F آن بزرگ‌تر از سایر متغیرها است و فرضیه خطی بودن برای آن به‌طور قوی‌تری رد شده است. اکنون که متغیر انتقال الگوی (۴) مشخص شد، به انجام آزمون‌های F_2 ، F_3 و F_4 به منظور تعیین نوع الگو و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی اقدام می‌شود. نتایج آزمون مذکور در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون تعیین نوع الگو

Table 7: The results of the test for determining the type of model

آزمون	F_2	F_3	F_4	مدل پیشنهادی
مقدار آماره آزمون	10.62	5.66	3.96	LSTR ₁
احتمال آماره	0.000	0.000	0.001	

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۷)، با توجه به رد شدن فرضیه H_{03} ، H_{02} و H_{04} برای الگو با متغیر انتقال $(MacUn_{t-2})$ مدل $LSTR_1$ (مدل لاجستیک با یک حد آستانه و دو رژیم خطی) انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی (۴)، با در نظر گرفتن متغیر انتقال $Macun_{t-2}$ به روش $LSTR_1$ ، در جدول (۸) گزارش شده است.

جدول ۸: نتیجه برآورد الگوی (۴)

Table 8: The result of estimating model (4)

Table 8: The result of estimating model (7)									
بخش غیر خطی		بخش خطی		متغیر	بخش غیر خطی		بخش خطی		متغیر
احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره	ضریب		احتمال آماره	ضریب	احتمال آماره	ضریب	
0.071	-10.02	0.907	-0.09	UBE_t	0.034	0.98	0.002	0.59	$GDPgap_{t-1}$
0.025	24.02	0.068	-4.24	UBE_{t-1}	0.436	-0.73	0.034	-0.72	$MacUn_t$
0.027	-10.72	0.081	2.23	UBE_{t-2}	0.104	3.34	0.357	-0.58	$* MacUn_{t-1}$
0.001	-5.59	0.211	3.24	UBE_{t-3}	0.081	-2.00	0.204	-0.98	$MacUn_{t-2}$
0.018	11.68	0.041	-3.85	$CMCP_t$	0.128	10.72	0.200	-2.68	UAE_t
0.041	-18.79	0.091	5.31	$CMCP_{t-1}$	0.077	-23.37	0.126	6.43	UAE_{t-1}
0.077	9.36	0.156	-2.44	$CMCP_{t-2}$	0.073	9.99	0.191	-2.49	UAE_{t-2}
0.094	5.54	0.091	1.71	$GPPE_t$	0.014	2.86	0.006	-1.63	UAE_{t-3}
0.077	-11.44	0.979	-0.04	$GPPE_{t-1}$	0.007	-2.59	0.000	-4.81	LI_t
0.082	6.77	0.124	-1.83	$GPPE_{t-2}$	0.036	3.52	0.021	5.31	LI_{t-1}
0.023	-0.07	0.006	0.04	Trend	0.013	4.23	0.008	0.201	C
$\gamma = 15.23 \quad c = 0.068 \quad = MacUn_{t-2}S_t$					$R^2 = 0.996$		$R^2 = 0.997$		
آزمون‌های فروض کلاسیک									
احتمال آماره		آماره		آزمون					
0.273		2.05		خودهمبستگی سریالی بروش - گادفری ^۱					
0.280		1.74		آزمون ناهمسانی واریانس وایت ^۲					
0.225		2.98		آزمون نرمال بودن جاک- برا ^۳					
آزمون‌های تشخیصی روش STR									
0.308		2.02		عدم وجود رابطه غیر خطی در پسماندها					
0.041		610.82		ثبات پارامترها					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۸) فرضیه صفر آزمون‌های نرمال بودن، ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجزای خطا رد نمی‌شود و در نتیجه، مشکلات عدم نرمال بودن اجزای خطا و ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی اجزای خطا در الگوی برآوردی وجود ندارد. همچنین فرضیه صفر آزمون عدم وجود

1. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
2. White Heteroskedasticity Test
3. Jarque Bera Normality Test

رابطه غیرخطی در پسماندها را نمی‌توان رد کرد. از طرفی، احتمال آماره F آزمون ثبات پارامترها نیز حاکی از رد شدن فرضیه صفر مبنی بر عدم ثبات پارامترهای الگوها می‌باشد. بدین ترتیب الگو به درستی برآورد شده‌اند و نتایج آن قابل اعتماد است.

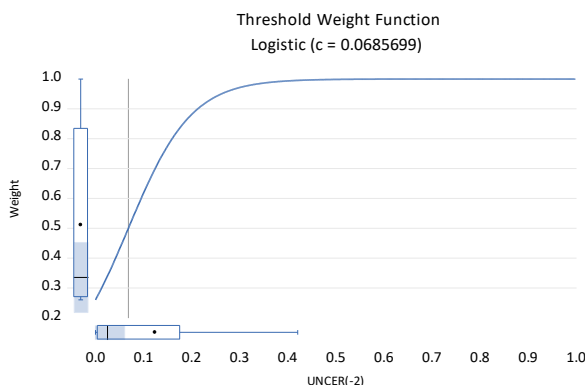
مطابق با نتایج جدول (۸) برای الگوی (۴)، مقدار حدآستانه متغیر انتقال وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی ($MacUn_{t-2}$) برابر با ۰/۰۶۸ درصد حاصل شده است. این حد نقطه انتقال تابع چرخه‌های تجاری و شروع رژیم حدی دوم را نشان می‌دهد. بنابراین، زمانی که شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی هنوز به مقدار ۰/۰۶۸ درصد نرسیده است، تابع چرخه‌های تجاری در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از عبور شاخص مذکور از مقدار ۰/۰۶۸ درصد، تابع فوق در رژیم حدی دوم قرار می‌گیرد. پارامتر شیب نیز که بیانگر سرعت انتقال از رژیم اول به رژیم دوم است، برابر با ۱۵/۲۳ به‌دست آمده است. در روش STR ضریب هر متغیر از برآیند ضرایب معنادار مقدار جاری و مقادیر با وقفه متغیرهای مستقل در دو بخش خطی و غیرخطی حاصل می‌شود. برآیند ضرایب معنادار مربوط به شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی در رژیم اول و دوم، به‌ترتیب برابر با ۰/۷۲- و ۰/۲۰- است.

به‌عبارتی، افزایش نااطمینانی کلان اقتصادی در رژیم اول و دوم، منجر به رکود اقتصادی شده است، اما اثرگذاری آن در رژیم دوم به‌طور قابل‌توجهی افزایش یافته است. برآیند ضرایب معنادار بهره‌وری نیروی کار در رژیم اول و دوم برابر با ۱/۷۱ و ۰/۸۷ است که نشان می‌دهد، بهره‌وری نیروی کار در هر دو رژیم، منجر به رونق شده، اما اثرگذاری آن در رژیم دوم کاهش یافته است.

برآیند ضرایب معنادار مربوط به بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته در رژیم اول و دوم برابر با ۱/۶۳- و ۱۰/۵۲- است که بیانگر اثر رکودی بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته است. ملاحظه می‌شود، اثر این متغیر در رژیم دوم به‌شدت افزایش یافته است. برآیند ضرایب مربوط به بیکاری با سطح تحصیلات مقدماتی در رژیم اول و دوم برابر با ۲/۰۱- و ۲/۳۱- است که نشان می‌دهد، بیکاری با تحصیلات مقدماتی، منجر به رکود اقتصاد شده و اثر رکودی این متغیر در رژیم دوم افزایش یافته است.

ضریب سلامت سیستم قانونی در رژیم اول و دوم، به‌ترتیب برابر با ۰/۵ و ۰/۹۳ بوده است. به‌عبارتی، سلامت سیستم قانونی در هر دو رژیم، منجر به رونق اقتصادی شده، اما در رژیم دوم، این اثر تقویت شده است. برآیند ضرایب حرکت سرمایه و مردم در رژیم اول و دوم، برابر با ۱/۴۶ و ۲/۲۵ است. بدین ترتیب، تحرک مردم و سرمایه در هر دو رژیم منجر به رونق اقتصادی شده، اما در رژیم دوم، اثر آن شدت یافته است. ضریب وقفه اول شکاف تولید در رژیم اول و دوم برابر با ۰/۵۹ و ۰/۹۸ بوده و به‌عبارتی، به رونق اقتصادی منتهی شده است.

نمودار (۱) شکل تابع انتقال الگوی پژوهش که به‌صورت لاجستیک و با وجود یک حد آستانه و دو رژیم مختلف می‌باشد را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: تابع انتقال الگوی (۴)

Chart. 1: The transfer function of model (4)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری و بحث

هدف از نگارش مقاله حاضر، تحلیل اثر آستانه‌ای نااطمینانی کلان اقتصادی بر چرخه‌های تجاری ایران طی دوره زمانی ۱:۱۴۰۰-۱۳۸۵ و با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم بود. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش به شرح زیر است:

متغیر انتقال برای تابع چرخه‌های تجاری، وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی است که دارای تابع انتقال لجستیک با یک حد آستانه (برابر با ۰/۰۶۸) و دو رژیم حدی می‌باشد. شاخص نااطمینانی کلان اقتصادی در هر دو رژیم حدی، اثر منفی بر چرخه‌های تجاری داشته که این اثر در رژیم دوم شدت گرفته است. بدین ترتیب، نااطمینانی کلان اقتصادی در هر دو رژیم، منجر به رکود اقتصادی شده و اثر رکودی آن در رژیم دوم یعنی پس از گذر وقفه دوم نااطمینانی کلان اقتصادی از حد آستانه بیشتر شده است.

این نتیجه مبنی بر اثر رکودی نااطمینانی کلان اقتصادی، با نتایج مطالعات اسعدی و همکاران (۱۳۹۹)، دری و سرتلیس (۲۰۲۱) و فالکونیو و مانگانلی (۲۰۲۰) مطابقت دارد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش برای دیگر متغیرهای مستقل به کار رفته در الگو، حاکی از آن است که متغیرهای بیکاری با سطح تحصیلات پیشرفته و بیکاری با سطح تحصیلات مقدماتی در هر دو رژیم حدی، اثر منفی بر چرخه‌های تجاری داشته‌اند و این اثر در رژیم دوم تشدید شده است. بدین ترتیب بیکاری با سطح تحصیلات مختلف (پیشرفته و مقدماتی) در هر دو رژیم، منجر به رکود اقتصادی شده‌اند و اثر رکودی آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است.

بهره‌وری نیروی کار، سلامت سیستم قانونی و تحرک مردم و سرمایه و چرخه‌های تجاری دوره گذشته در هر دو رژیم، اثر مثبت بر چرخه‌های تجاری داشته‌اند و این اثر در رژیم دوم افزایش یافته

است. بر این اساس، متغیرهای مذکور در هر دو رژیم، منجر به رونق اقتصادی شده‌اند و اثر بهبوددهنده آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است. با توجه به نتایج حاصل شده، توصیه‌های سیاستی زیر ارائه می‌شود:

با توجه به اثر رکودی نااطمینانی کلان اقتصادی و تشدید این اثر پس از حد آستانه، لازم است اقداماتی در راستای کاهش این نااطمینانی صورت گیرد تا از این طریق، به کاهش چرخه‌های رکودی در اقتصاد ایران کمک شود.

از آنجایی که شاخص کلان اقتصادی در پژوهش حاضر شامل متغیرهای شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، شاخص بهای تولیدکننده، سرمایه فیزیکی، رشد پول، نرخ ارز بازار سیاه، قیمت سهام، قیمت مسکن، عواید نفتی، نسبت استقراض بخش عمومی به بخش خصوصی و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای است، توصیه می‌شود، عوامل مؤثر بر نوسانات متغیرهای مذکور توسط تصمیم‌گیرندگان و برنامه‌ریزان سیاسی و اقتصادی کشور شناسایی و در جهت کاهش نوسانات و ایجاد ثبات نسبی در این دسته از متغیرها تلاش شود.

با توجه به اینکه نوسانات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و شاخص بهای تولیدکننده که هر دو بیانگر تورم در اقتصاد کشور می‌باشد، از متغیرهای ایجادکننده نااطمینانی و بروز رکود هستند، بروز پدیده رکود تورمی مشهود است. از طرفی نااطمینانی اقتصادی، منجر به حرکت مردم به سمت دارایی‌های همچون طلا، مسکن، سهام و ارز شده، تعادل در بازار دارایی را بر هم زده و منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی اقتصاد شده و رشد بی‌رویه پول نیز بر بروز نااطمینانی دامن زده است. از این رو، در پیش گرفتن سیاست‌های پولی، مالی و ارزی مؤثر و کنترل حجم پول در کنار استقلال بیشتر بانک مرکزی، تأثیر بسزایی در کاهش نااطمینانی‌ها و ایجاد ثبات اقتصادی در کشور خواهد داشت.

در این راستا لازم است برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و سیاسی کوتاه‌مدت و روزمره کنار گذاشته شود و با دنبال کردن سیاست‌های اقتصادی بلندمدت و تصمیم‌گیری مبتنی بر برنامه‌ریزی‌های انجام شده، به ایجاد ثبات اقتصادی کمک شود. از طرفی، وابستگی به عواید نفتی، منجر به کاهش تولیدات سایر کالاها و در نتیجه، وابستگی به تولیدات دیگر کشورها شده است، همچنین بالا بودن نسبت استقراض بخش دولتی و افزایش بدهی‌های دولت، به تلاش بیشتر برای استفاده از عواید نفت منتهی شده است. این وابستگی به نفت باعث اثرگذاری شوک‌های قیمت نفت به کشور شده و وابستگی به اقتصادهای خارجی به انتقال شوک‌های خارجی به کشور می‌انجامد.

در این راستا، لازم است دولت علاوه بر کاهش مخارج مصرفی و افزایش مخارج عمرانی با جایگزین کردن مالیات با عواید نفت، به ثبات سیاسی کشور بیفزاید. بیکاری با سطح تحصیلات مختلف (پیشرفته و مقدماتی) در هر دو رژیم، منجر به رکود اقتصادی شده‌اند و اثر رکودی آن‌ها در رژیم دوم بیشتر شده است.

میزان اثرگذاری بیکاری با تحصیلات پیشرفته بر رکود در رژیم دوم، بیش از بیکاری با تحصیلات مقدماتی است. از طرفی با توجه به اینکه افزایش بهره‌وری نیروی کار بر اقتصاد، اثر بهبوددهنده داشته و یکی از مهم‌ترین عوامل افزایش‌دهنده بهره‌وری نیروی کار، آموزش و تحصیلات بالاتر است، بدین ترتیب، در پیش گرفتن سیاست‌های کاهنده بیکاری به‌ویژه بیکاری نیروی کار تحصیلکرده و دارای سطح تحصیلات پیشرفته، باید در دستور کار دولت قرار بگیرد؛ زیرا با گذر نااطمینانی کلان اقتصادی از حد آستانه، خود بیکاری افراد تحصیلکرده موجب از دست دادن نیروی کار دارای دانش برای مقابله با نوسانات می‌شود و بهره‌وری نیروی کار نیز کاهش یافته و اثر رکودی بزرگ‌تری پدید می‌آید.

در این راستا، سیاست‌های تشویقی برای کارآفرینی همچون اعطای وام و معافیت از مالیات، سرمایه‌گذاری دولت در زمینه ایجاد مشاغل متناسب با فارغ‌التحصیلان دانشگاهی، کاهش اتکاء به درآمدهای نفتی و حمایت از تولیدات داخلی می‌تواند راهگشا باشد. در رابطه با اثر رونق‌دهنده اقتصادی، متغیر نهادی سلامت سیستم قانونی، استحکام و بی‌طرفی نظام حقوقی و قضایی، اجرای قوانین بر اساس عدالت و برخورد قانونی با افرادی که از نظم و قانون سرپیچی می‌کنند، می‌تواند بر بهبود شرایط اقتصادی مؤثر باشد. از آنجا که تحرک مردم و سرمایه به رونق اقتصادی کمک می‌کند، توصیه می‌شود، شرایط برای ورود و جذب سرمایه‌گذاری‌های خارجی فراهم شود.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: تمامی نویسندگان در نگارش مقاله سهم مساوی دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

- Ackert, L. F. (1994). Uncertainty and volatility in stock prices. *Journal of Economics and Business*, 46(4), 239–253. doi:10.1016/0148-6195(94)90035-3
- Aghion, P., & Saint-Paul, G. (1998). Virtues of bad times interaction between productivity growth and economic fluctuations. *Macroeconomic Dynamics*, 2(3), 322–344. doi:10.1017/S1365100598008035
- Aguilar, M., & Hurst, E. (2005). Consumption versus expenditure. *Journal of Political Economy*, 113(5), 919–948. doi:10.1086/491590
- Alberts, W. (1962). Business cycles, residential consumption cycle, and the mortgage market. *The Journal of Political Economy*, 70(3), 263–281. doi:10.1086/258639
- Ambler, S., Cardia, E., & Zimmermann, C. (2004). International business cycles: What are the facts? *Journal of Monetary Economics*, 51(2), 257–276. doi:10.1016/j.jmoneco.2003.04.002
- Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. (2011). Financial markets and fluctuations in uncertainty. Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department Staff Report, 466. doi: No DOI available (working paper)
- Arkolakis, C., & Ramanarayanan, A. (2009). Vertical specialization and international business cycle synchronization. *The Scandinavian Journal of Economics*, 111(4), 655–680. doi:10.1111/j.1467-9442.2009.01582.x
- Arman, S. A. (2014). Asymmetric effects of oil shocks on business cycles in Iran's economy. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 10(4), 113–146. doi:10.22055/jqe.2014.11626 [In Persian]
- Asaadi, M. A., Najafi Alamdarlo, H., & Hosainpour, B. (2020). Investigating the effect of macroeconomic variables on business cycles in Iran, Markov-Switching Model Approach. *Journal of Econometric Modelling*, 5(4), 63–87. doi:10.22075/jem.2021.19474.1417 [In Persian]
- Azimi Hosseini, A., Akbari Moqadam, B., & Asadi, M. (2018). Economic, political and institutional shocks and their effect on the commercial cycles of the chosen oil exporting countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 5(2), 29–52. doi: No DOI available [In Persian]
- Azimi Hosseini, A., Akbari Moghaddam, B., & Asadi, M. (2021). The effect of economic fluctuations and monetary and fiscal policies on business cycles (the case of oil economies and BVAR Approach). *Economic Growth and Development Research*, 11(43), 64–51. doi:10.30473/egdr.2020.49957.5569 [In Persian]
- Bachmann, R., & Moscarini, G. (2011). Business cycles and endogenous uncertainty. Discussion Paper, Society for Economic Dynamics. doi: No DOI available (working paper)
- Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Kydland, F. E. (1992). International real business cycles. *Journal of Political Economy*, 100(4), 745–775. doi:10.1086/261838
- Ball, L. (1992). Why does high inflation raise inflation uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 29(3), 371–388. doi:10.1016/0304-3932(92)90032-W
- Bar-Ilan, A., & Strange, W. C. (1996). Investment lags. *The American Economic Review*, 86(3), 610–622. doi: No DOI available

- Basu, S., & Bundick, B. (2017). Uncertainty shocks in a model of effective demand. *Econometrica*, 85(3), 937–958. doi:10.3982/ECTA13960
- Beck, K. (2021). Capital mobility and the synchronization of business cycles: Evidence from the European Union. *Review of International Economics*, 29(4), 1065–1079. doi:10.1111/roie.12538
- Belongia, M. T. (1984). Money growth variability and GNP. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 66(4), 23–31. doi: No DOI available
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106. doi:10.2307/1885568
- Blackburn, K. (1999). Can stabilisation policy reduce long-run growth? *The Economic Journal*, 109(452), 67–77. doi:10.1111/1468-0297.00396
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685. doi:10.3982/ECTA6248
- Burns, A. F., & Mitchell, W. C. (1946). Measuring business cycles. National Bureau of Economic Research. doi: No DOI available (book)
- Carrière-Swallow, Y., & Céspedes, L. F. (2013). The impact of uncertainty shocks in emerging economies. *Journal of International Economics*, 90(2), 316–325. doi:10.1016/j.jinteco.2013.03.003
- Chatterjee, P. (2018). Asymmetric impact of uncertainty in recessions: Are emerging countries more vulnerable? *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 23(2), 20160148. doi:10.1515/snde-2016-0148
- Chodorow-Reich, G., & Karabarbounis, L. (2016). The cyclicity of the opportunity cost of employment. *Journal of Political Economy*, 124(6), 1563–1618. doi:10.1086/688876
- Choudhry, T., Papadimitriou, F. I., & Shabi, S. (2016). Stock market volatility and business cycle: Evidence from linear and nonlinear causality tests. *Journal of Banking & Finance*, 66, 89–101. doi:10.1016/j.jbankfin.2016.02.005
- Coyne, D., Fadlon, I., & Porzio, T. (2022). Measuring valuation of liquidity with penalized withdrawals (No. w30007). *National Bureau of Economic Research*. doi:10.3386/w30007
- Dabla-Norris, E., Allen, R., Zanna, L. F., Prakash, T., Kvintradze, E., Lledo, V., Yackovlev, I., & Gollwitzer, S. (2010). Budget institutions and fiscal performance in low-income countries. International Monetary Fund. doi: No DOI available (working paper)
- Dehghanmanshadi, M., Eslamloueyan, K., Hadian, E., & Dehghan Shabani, Z. (2020). The effect of institutional quality on business cycle and the dynamics of macroeconomic variables in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 11(1), 29–66. doi:10.29252/jem.2020.100518 [In Persian]
- De Leeuw, F., & Gramlich, E. M. (1969). The channels of monetary policy: A further report on the federal reserve-MIT model. *The Journal of Finance*, 24(2), 265–290. doi:10.2307/2325485
- Dotsey, M., & Sarte, P. D. (2000). Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 631–655. doi:10.1016/S0304-3932(00)00005-2

- Duncan, R. (2014). Institutional quality, the cyclicity of monetary policy and macroeconomic volatility. *Journal of Macroeconomics*, 39, 113–155. doi:10.1016/j.jmacro.2013.12.003
- Dzikevičius, A., & Vetrov, J. (2012). Stock market analysis through business cycle approach. *Business: Theory and Practice*, 13(1), 36–42. doi:10.3846/btp.2012.04
- El-Khishin, S., & Zaky, M. (2021). The impact of budgetary and political institutions on fiscal cyclicity: Evidence from Egypt. *Journal of Governance and Regulation*, 10(3), 107–116. doi:10.22495/jgrv10i3art10
- Evans, P. (1984). The effects on output of money growth and interest rate volatility in the United States. *Journal of Political Economy*, 92(2), 204–222. doi:10.1086/261221
- Fair, R. C. (1972). Disequilibrium in housing models. *The Journal of Finance*, 27(2), 207–221. doi:10.2307/2978474
- Fajgelbaum, P. D., Schaal, E., & Taschereau-Dumouchel, M. (2017). Uncertainty traps. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1641–1692. doi:10.1093/qje/qjx021
- Fazio, D. M., Silva, T. C., Tabak, B. M., & Cajueiro, D. O. (2018). Inflation targeting and financial stability: Does the quality of institutions matter? *Economic Modelling*, 71, 1–15. doi:10.1016/j.econmod.2017.11.011
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Rubio-Ramírez, J. F., & Uribe, M. (2011). Risk matters: The real effects of volatility shocks. *American Economic Review*, 101(6), 2530–2561. doi:10.1257/aer.101.6.2530
- Fostel, A., & Geanakoplos, J. (2012). Why does bad news increase volatility and decrease leverage? *Journal of Economic Theory*, 147(2), 501–525. doi:10.1016/j.jet.2011.03.002
- Fotros, M. H., & Omid Ali, M. (2022). Investigating the relationship between financial shocks and business cycles of Iran's economy during the period (1360-1400). *Computational Economics*, 1(4), 1–26. doi: No DOI available [In Persian]
- Frankel, J. A., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2013). On graduation from fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics*, 100(1), 32–47. doi:10.1016/j.jdevco.2012.07.001
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451–472. doi:10.1086/260579
- Furceri, D., & Jalles, J. T. (2018). Determinants and effects of fiscal counter-cyclicality. *Ensayos Sobre Política Económica*, 36(SPE85), 137–151. doi:10.32468/espe.8507
- Gholami Heidariani, L., Ranjpour, R., & Fallahi, F. (2021). Relationship between business cycles and stocks cycles in Iran: Spillover index approach. *Economic Growth and Development Research*, 11(42), 130–109. doi:10.30473/egdr.2019.47932.5322 [In Persian]
- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajsek, E. (2010). Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics. Society for Economic Dynamics 2010 Meeting Papers, 1285. doi: No DOI available (working paper)

- Golkhandan, A. (2014). Business cycles of Iran's economy during the period 1368-1389. *Economic Development Research*, 17, 104–83. doi: No DOI available [In Persian]
- Golkhandan, A. (2016). Threshold effect of inflation on income inequality: Smooth transition regression (STR) model. *Journal of Iran's Economic Essays (JIEE)*, 13(25), 75–95. doi: No DOI available [In Persian]
- Graves, S. (2020). Does unemployment risk affect business cycle dynamics? *International Finance Discussion Paper*, 1298. doi:10.17016/IFDP.2020.1298
- Grenadier, S. R. (1995). The persistence of real estate cycles. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 10(2), 95–119. doi:10.1007/BF01099619
- Gruber, J. (1997). The consumption smoothing benefits of unemployment insurance. *The American Economic Review*, 87(1), 192–205. doi: No DOI available
- Halland, H., & Bleaney, M. (2011). Explaining the procyclicality of fiscal policy in developing countries (No. 11/09). CREDIT Research Paper. doi: No DOI available (working paper)
- Harding, D., & Pagan, A. (2005). A suggested framework for classifying the modes of cycle research. *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 151–159. doi:10.1002/jae.830
- Hartman, R. (1972). The effects of price and cost uncertainty on investment. *Journal of Economic Theory*, 5(2), 258–266. doi:10.1016/0022-0531(72)90044-3
- Heibati, R., Shajari, H., & Samadi, S. (2015). Uncertainty measurement in macroeconomics. *Monetary and Banking Research*, 9(28), 250–223. doi: No DOI available [In Persian]
- Heidari, M., Moghaddam, V., Bastani far, I., & Mehrshad, A. (2017). Implications of new institutional economics in proposing the ideal government in the Islamic-Iranian model of progress. *Journal of Economics and Regional Development*, 23(12), 152–169. doi:10.22067/erd.v23i12.62873 [In Persian]
- Hugonnier, J., Malamud, S., & Morellec, E. (2015). Capital supply uncertainty, cash holdings, and investment. *The Review of Financial Studies*, 28(2), 391–445. doi:10.1093/rfs/hhu076
- Ilut, C. L., & Saijo, H. (2016). Learning, confidence, and business cycles. National Bureau of Economic Research Working Paper. doi:10.3386/w22958
- Ilzetzki, E., & Végh, C. A. (2008). Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction? National Bureau of Economic Research Working Paper, 14191. doi:10.3386/w14191
- Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2019). Inflation, inflation uncertainty, and growth: Evidence from Ghana. *Contemporary Economics*, 13(2), 123–136. doi:10.5709/ce.1897-9254.304
- Jalaei Esfandabadi, S. A., & Ansari Nasab, M. (2016). Study real business cycles in economy of Iran emphasize production gap. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 13(3), 85–109. doi:10.22055/jqe.2016.12538 [In Persian]
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216. doi:10.1257/aer.20131193

- Justiniano, A., Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2010). Investment shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 57(2), 132–145. doi:10.1016/j.jmoneco.2009.12.002
- Kalemli-Ozcan, S., Papaioannou, E., & Peydró, J. L. (2013). Financial regulation, financial globalization, and the synchronization of economic activity. *The Journal of Finance*, 68(3), 1179–1228. doi:10.1111/jofi.12025
- Kamalyan, H., & Davtyan, V. (2022). Exchange rate uncertainty and business cycle fluctuations. Munich Personal RePEc Archive. doi: No DOI available (working paper)
- Kolsrud, J., Landais, C., Nilsson, P., & Spinnewijn, J. (2018). The optimal timing of unemployment benefits: Theory and evidence from Sweden. *American Economic Review*, 108(4-5), 985–1033. doi:10.1257/aer.20160869
- Kraft, H., Schwartz, E., & Weiss, F. (2018). Growth options and firm valuation. *European Financial Management*, 24(2), 209–238. doi:10.1111/eufm.12116
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1990). Business cycles: Real facts and a monetary myth. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2), 3–18. doi: No DOI available
- Leduc, S., & Liu, Z. (2016). Uncertainty shocks are aggregate demand shocks. *Journal of Monetary Economics*, 82, 20–35. doi:10.1016/j.jmoneco.2016.07.002
- Lucas, R. E. (1977). Understanding business cycles. In K. Brunner & A. Meltzer (Eds.), *Stabilization of the domestic and international economy* (pp. 7–29). North-Holland. doi: No DOI available (book chapter)
- Ludvigson, S. C., Ma, S., & Ng, S. (2021). Uncertainty and business cycles: Exogenous impulse or endogenous response? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(4), 369–410. doi:10.1257/mac.20180346
- Male, R. (2011). Developing country business cycles: Characterizing the cycle. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(sup2), 20–39. doi:10.2753/REE1540-496X4703S202
- Mascaro, A., & Meltzer, A. H. (1983). Long- and short-term interest rates in a risky world. *Journal of Monetary Economics*, 12(4), 485–518. doi:10.1016/0304-3932(83)90034-5
- McDermott, C. J., & Scott, A. (1999). Concordance in business cycles. Reserve Bank of New Zealand Working Paper, G99/7. doi: No DOI available (working paper)
- McDonald, R., & Siegel, D. (1986). The value of waiting to invest. *The Quarterly Journal of Economics*, 101(4), 707–728. doi:10.2307/1884175
- Mohammadi, M., Khalili, F., & Asgari, F. (2022). Investigating the effects of macroeconomic uncertainty on the forecast of future activities of the real sector of economics and politics in Iran. *Political Sociology of Iran*, 5(7). doi:10.30510/psi.2022.271958.1512 [In Persian]
- Nahidi Amirkhiz, M., ShokouhiFard, S., & Rahimzadeh, F. (2019). The effect of liquidity growth on business cycle in Iran economy. *Journal of Iranian Economic Issues*, 5(2), 125–143. doi: No DOI available [In Persian]
- Omidali, M., Fotros, M. H., & Gholizadeh, A. (2023). Investigating the relationship between risks and business cycles in the Iranian economy during the period 2009-2011 using structural vector autoregressive model. *Economic Growth and Development Research*, 13(50), 29–46. doi:10.30473/egdr.2022.62312.6422 [In Persian]

- Paetz, M., & Gupta, R. (2016). Stock price dynamics and the business cycle in an estimated DSGE model for South Africa. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 44, 166–182. doi:10.1016/j.intfin.2016.05.004
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2006). Was there a Nasdaq bubble in the late 1990s? *Journal of Financial Economics*, 81(1), 61–100. doi:10.1016/j.jfineco.2005.05.009
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520–545. doi:10.1016/j.jfineco.2013.08.007
- Peersman, G., & Wagner, W. (2015). Shocks to bank lending, risk-taking and securitization, and their role for US business cycle fluctuations (No. 10547). CEPR Discussion Papers. doi: No DOI available (working paper)
- Pindyck, R. (1991). Irreversibility, uncertainty, and investment. *Journal of Economic Literature*, 29(3), 1110–1148. doi: No DOI available
- Rahmani Far, M., Damankeshideh, M., Hadinejad Darsara, M., & Abbasi, E. (2021). Investigating the effects of oil, gold and currency exchange rate on the country's business cycles in recession and boom regimes using a rotational model and changing the Markov switching regime. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 8(2), 226–251. doi:10.22096/esp.2022.136173.1410 [In Persian]
- Ranjpour, R., Salmani, M. R., Karimi Takanlo, Z., & Mokhtarzade Khanghahi, N. (2018). The effects of real effective exchange rate uncertainty on the value-added of sub-industry in East Azerbaijan. *Journal of Economics and Regional Development*, 25(16), 21–50. doi:10.22067/erd.v25i15.59060 [In Persian]
- Ravn, M. O. (1997). International business cycles in theory and in practice. *Journal of International Money and Finance*, 16(2), 255–283. doi:10.1016/S0261-5606(97)00003-7
- Romer, C. D. (1990). The great crash and the onset of the great depression. *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 597–624. doi:10.2307/2937892
- Rothert, J. (2020). International business cycles in emerging markets. *International Economic Review*, 61(2), 753–781. doi:10.1111/iere.12437
- Saeedi, P. (2012). Investigating the effect of bank loans on employment. *Macroeconomics Research Letter*, 7(14), 6–6. doi: No DOI available [In Persian]
- Sayyadzadeh, A., & Jamal Dikale, A. (2008). Investigation of business cycles characteristics in Iran: 1338-1385. *QJERP*, 16(46), 63–82. doi: No DOI available [In Persian]
- Segal, G., Shaliastovich, I., & Yaron, A. (2015). Good and bad uncertainty: Macroeconomic and financial market implications. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 369–397. doi:10.1016/j.jfineco.2015.05.004
- Seifi Koshki, A., Mohseni Zonouzi, S. J., & Rezazadeh, A. (2020). Investigating the relationship between credit cycles and business cycles in Iranian economy. *QJER*, 20(3), 1–32. doi: No DOI available [In Persian]
- Serletis, A., & Rahman, S. (2009). The output effects of money growth uncertainty: Evidence from a multivariate GARCH-in-mean VAR. *Open Economies Review*, 20(5), 607–630. doi:10.1007/s11079-008-9097-8
- Shaghali, A., Ickes, B. W., Wang, P., & Yoo, B. S. (1993). International business cycles. *American Economic Review*, 83(3), 335–359. doi: No DOI available

- Shi, G., & Liu, X. (2020). Stock price fluctuation and the business cycle in the BRICS countries: A nonparametric quantiles causality approach. *Finance Research Letters*, 33, 101223. doi:10.1016/j.frl.2019.06.003
- Soleimani, F., Shahiki Tash, M. N., Zamaniyan, G., & Zamani, R. Z. (2020). The effect of the financial cycles on the business cycles in Iran based on Bayesian averaging approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 7(2), 215–238. doi:10.22096/esp.2021.125348.1335 [In Persian]
- Thiem, C. (2018). Oil price uncertainty and the business cycle: Accounting for the influences of global supply and demand within a VAR GARCH-in-mean framework. *Applied Economics*, 50(34-35), 3735–3751. doi:10.1080/00036846.2018.1436150
- Yarmohammadian, N. (2019). The business cycles of urban housing market (Case study: Urban housing market of Isfahan, 1980-2014). *Iranian Economic Review*, 23(1), 109–128. doi:10.22059/ier.2019.68255
- Yıldırım-Karaman, S. (2018). Uncertainty in financial markets and business cycles. *Economic Modelling*, 68, 329–339. doi:10.1016/j.econmod.2017.07.019

The Indirect Effects of Globalization on Sustainable Resource Management: A PSTR Approach

Afsaneh Mafi Asl¹, Hassan Khodavaishi² , Yusuf Mohammadzadeh³

1. Ph.D. Student of International Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and management, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: a.mafiasl@urmia.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and management, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding Author) E-mail: h.khodavaishi@urmia.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and management, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

Abstract

The increasing use of natural resources and materials raises significant concerns, including economic issues—such as the rising costs of resource and materials management, inefficient usage, and unsustainable development—as well as environmental effects like carbon dioxide emissions, global warming, and climate change. Key factors such as resource productivity, economic growth, and business activities are closely related to the dynamics of domestic material consumption (DMC). Empirical research indicates that trade increasingly influences global resource use. Rising global demand for exports and imports fosters greater production of goods and services, which in turn places pressure on the use of natural resources and materials. Moreover, globalization expands the scale of economic activities such as trade and transportation, leading to increased resource use and pollution. While international organizations and policymakers have historically emphasized economic development and employment in discussions on human progress, recent attention has shifted toward inequality and environmental sustainability. This study addresses this shift, examining the significant role globalization plays in influencing environmental quality and sustainable resource use.

Article information

Review History:

Received: aug. 25, 2024

Revised: sep. 8, 2024

Accepted: sep. 24, 2024

Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Domestic Material Consumption

Globalization

PSTR

STIRPAT

SustainableResourceManagement

JEL Classification:

Q3, P28, F62, F64

Corresponding Author:

h.khodavaishi@urmia.ac.ir



Aim and Introduction:

The optimal and sustainable use of natural resources is critical for mitigating environmental risks and preventing resource depletion. While most studies on resource consumption assume a linear relationship between economic growth, population, and resource use, this research explores the often-overlooked nonlinear relationships between consumption and factors such as globalization, urbanization, and total factor productivity (TFP).

Globalization—encompassing social, political, and economic dimensions—plays a pivotal role in shaping production, consumption, and environmental outcomes. This study employs the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model to analyze how globalization influences the relationship between economic growth and domestic material consumption. The PSTR model, which accounts for regime shifts, enables the examination of nonlinear interactions and offers more precise empirical insights into these relationships. By allowing parameters to vary over time and across countries, the model captures the heterogeneous effects of economic development on resource consumption.

The primary objective is to investigate the nonlinear effects of globalization on gross domestic product (GDP) and resource consumption at different globalization stages. By leveraging the PSTR model, this study provides a nuanced understanding of the complex and dynamic relationships among economic growth, globalization, and environmental sustainability.

Methodology :

This study hypothesizes that domestic material consumption responds differently to varying levels of globalization. Specifically, it posits that the effect of economic growth changes across different globalization stages, implying a nonlinear globalization threshold in the relationship between economic growth and DMC. The PSTR method is well-suited to capturing nonlinearities, whether they involve steep or gradual regime transitions.

The corresponding PSTR model is specified as follows:

$$LDMC_{it} = \mu_i + \delta_0 X_{it} + \delta_1 X_{it} * G(S_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \text{ with } \gamma > 0 \quad (1)$$

where $i = 1, 2, \dots, n$ and $t = 1, 2, \dots, T$ represent the number of cross-sections and time periods, respectively. $LDMC$ denotes the logarithm of domestic material consumption. $X_{it} = (X_{1t}, X_{2t})$ includes per capita GDP and other control variables such as urbanization, total factor productivity growth, and industrial value-added. $G(S_{it}; \gamma; c)$ is the smooth transition function, where S_{it} denotes the globalization index.

A simplified version of the model is:

$$LDMC_{it} = \mu_i + \delta_0 LGDP_{it} + \delta_1 LGDP_{it} * G(S_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

Following Gonzales et al. (2005), the transition function is assumed to be logistic:

$$G(S_{it}; \gamma; c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^n (S_{it} - c_j))]^{-1} \quad (3)$$

here, γ is the slope parameter, and $c_j, j = 1, 2, \dots, n$ is an n -dimensional location vector representing the threshold values. Depending on the degree of globalization, the effect of economic growth on DMC changes. In the first regime (where $G(.) = 0$),

the elasticity of DMC with respect to economic growth is δ_0 . In the second regime, this elasticity becomes $\delta_0 + \delta_1$. The estimation procedure for the PSTR model involves the following steps: (i) The null hypothesis of linearity is tested against the alternative of a smooth transition. If linearity is rejected, the appropriate threshold variable S_{it} is selected. To address the issue of unidentified nuisance parameters under the null hypothesis (as discussed by Luukkonen et al., 1988), the transition $G(S_{it}; \gamma; c)$ is approximated around $\gamma = 0$ using a first-order Taylor expansion. The linearized form of the model is:

$$LDMC_{it} = \mu_i + \delta_0 X_{it} + \delta_1 X_{it} LKOF_{it} + \dots + \delta_m X_{it} LKOF_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

The linearity test between LDMC and LKOF is equivalent to testing the null hypothesis $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \delta_m$ in equation (4). This test can be performed using an LM test, which follows an F distribution:

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mK}{SSR_0/(TN - N - mK)} \sim F(mK, TN - N - K - m(K + 1)) \quad (5)$$

where SSR_0 and SSR_1 represent the panel sum of squared residuals under H_0 and H_1 , respectively. Here, K denotes the number of explanatory variables, T is the number of years, N is the number of countries, and m is the order of the logistic transfer function in equation (5).

(ii) The number r of transition functions and the number of extreme regimes, equal to $r + 1$, must be specified. For example, $r = 1$ indicates the presence of two regimes associated with the threshold variable in the PSTR model. When globalization is used as the threshold variable, the effect of economic growth on LDMC varies across different levels of globalization, which are defined according to the estimated threshold.

(iii) The parameters of the selected PSTR model are estimated using nonlinear least squares after data reduction, following the procedures outlined by Hansen (1999) and Gonzalez et al. (2005, 2017).

(iv) The validity of the estimated PSTR model is assessed by testing for the absence of residual heterogeneity. Accordingly, this study examines the indirect effect of globalization on environmental impact assessment and sustainable resource management in selected countries worldwide.

Results and Discussion :

The results indicate that the null hypothesis of linearity is rejected, confirming that the effects of economic growth, urbanization, industrialization, and total factor productivity (TFP) on domestic material consumption (DMC) vary with the level of globalization. The model features a threshold with two regimes and is estimated using a Panel Smooth Transition Regression (PSTR) approach, which is particularly well-suited for heterogeneous panel data. This study examines the indirect impact of globalization on sustainable resource management across 102 countries over the period 2000–2020. The estimated transition speed from the first regime to the second is 102.0487, with the regime change occurring at a threshold value of 4.3998. In the first regime, the logarithm of total factor productivity exerts a positive and statistically significant effect on the logarithm of domestic material consumption, indicating that at lower levels of globalization, productivity growth drives industrial expansion that relies heavily on

domestic materials. This, in turn, contributes to increased resource use and poses challenges for sustainable resource management.

However, as globalization intensifies and exceeds the identified threshold, the positive effect of TFP on DMC diminishes and eventually becomes negative. At higher levels of globalization, improvements in productivity are associated with the adoption of pollution control technologies and increased investment in cleaner production methods, leading to reduced material consumption and enhanced sustainability outcomes. These findings align with theoretical expectations and are consistent with empirical evidence from Ulucak et al. (2020) and Ma et al. (2023).

Urbanization displays a similarly nonlinear pattern. At lower globalization levels, urbanization is associated with a reduction in DMC. However, beyond the threshold, urbanization leads to increased material consumption. This shift reflects the reliance of large segments of the population in developing countries on traditional energy sources, which intensifies pollution. Furthermore, large-scale rural-to-urban migration results in habitat destruction, deforestation, and heightened pressure on ecosystems. Inadequate urban planning and the lack of environmentally sustainable infrastructure exacerbate environmental degradation. These observations are in line with the theoretical framework and corroborated by Ulucak et al. (2020), Ma et al. (2023), and Ullah and Lin (2024).

In contrast, industrialization consistently increases domestic material consumption across both regimes, thereby worsening sustainable resource management. This finding is also consistent with theoretical predictions and empirical studies by Ullah and Lin (2024).

Conclusion:

Efficient and sustainable resource use is essential to mitigating environmental threats and preventing resource depletion. A robust approach to sustainable resource management involves identifying and analyzing the key drivers of material consumption. Following the STIRPAT framework, this study investigates the effects of economic growth, total factor productivity, industrialization, urbanization, and globalization on domestic material consumption.

The empirical results reveal that TFP initially increases DMC in the first regime. However, after crossing the globalization threshold, TFP contributes to a decline in material consumption, thereby supporting sustainable resource management. Economic growth follows a similar pattern: while it increases DMC in the first regime, it reduces consumption in the second. Urbanization also has contrasting effects, reducing DMC at lower globalization levels but increasing it after the threshold is crossed. In contrast, industrialization has a consistently positive effect on DMC in both regimes, underscoring its detrimental impact on sustainable resource use. These findings highlight the importance of tailoring resource management strategies to globalization dynamics and provide valuable insights for policymakers aiming to align economic development with environmental sustainability.

تأثیر جهانی شدن بر مدیریت منابع پایدار: رویکرد پنل‌استار

افسانه مافی اصل^۱، حسن خداویسی^۲ , یوسف محمدزاده^۳

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. a.mafiasl@urmia.ac.ir

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول). h.khodavaisi@urmia.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران. yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
استفاده بهینه از منابع، برای حفاظت از محیط زیست و جلوگیری از کمبود منابع ضروری است. یک راه مؤثر در راستای مدیریت منابع پایدار، بررسی فاکتورهایی است که محرک مصرف منابع هستند. این مطالعه، با پیروی از رویکرد STIRPAT نشان می‌دهد که مصرف داخلی منابع چگونه به رشد اقتصادی، بهره‌وری کل عوامل، صنعتی سازی، رشد شهرنشینی و جهانی شدن واکنش نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن اثرات غیرمستقیم جهانی شدن، این مطالعه مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانلی (PSTR) را بر روی داده‌های سالانه ۲۰۰۰-۲۰۲۰ در ۱۰۲ کشور جهان بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد بهره‌وری کل عوامل در رژیم اول مصرف داخلی منابع را افزایش و با عبور از حد آستانه‌ای در سطوح بالای جهانی شدن، آن را کاهش می‌دهد و به مدیریت منابع پایدار کمک می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول، رشد اقتصادی، موجب افزایش مصرف داخلی منابع می‌شود، اما با عبور از حد آستانه‌ای، موجب کاهش آن شده است. علاوه بر این، رشد شهرنشینی در رژیم اول، موجب کاهش مصرف داخلی منابع می‌شود، اما با عبور از حد آستانه‌ای، موجب افزایش آن شده است. در نهایت، صنعتی شدن در هر دو رژیم، موجب افزایش مصرف داخلی منابع می‌شود و مدیریت منابع پایدار را بدتر می‌کند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۶/۴ بازنگری: ۱۴۰۳/۶/۱۸ پذیرش: ۱۴۰۳/۷/۳ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵
	کلمات کلیدی: جهانی شدن مصرف داخلی منابع مدیریت منابع پایدار PSTR STIRPAT طبقه‌بندی JEL: Q3, P28, F62, F64
	نویسنده مسئول: h.khodavaisi@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

در هر بخش تولید، مواد به عنوان نهاده‌های اصلی برای تولید محصولات جدید یا کالای پیچیده‌تر استفاده می‌شوند. منابع انرژی فسیلی، مواد خام، فلزات و کانی‌های غیرفلزی، از مهم‌ترین منابع مصرفی در اقتصاد هستند. مصرف منابع شاخص کلیدی برای مدیریت پایدار منابع است (سازمان همکاری اقتصادی و توسعه^۱، ۲۰۱۷). این افزایش مصرف منابع، سه نگرانی برای توسعه پایدار ایجاد می‌کند: مشکلات اقتصادی مانند افزایش هزینه و توسعه ناکارآمد (اوجی و ویگنانی^۲، ۲۰۱۳)، مسائل اجتماعی مانند دسترسی برابر به کالاهای عمومی (کاناس و همکاران^۳، ۲۰۰۳)، و تأثیرات زیست‌محیطی (گرابارچیک و همکاران^۴، ۲۰۱۸؛ کوچاک و اولوکاک^۵، ۲۰۱۹؛ نسانی و همکاران^۶، ۲۰۱۹).

انتشار آلاینده‌های از مصرف منابع طبیعی و مواد اولیه، عامل اصلی مشکلات زیست‌محیطی است (کراوسمان و همکاران

^۷، ۲۰۱۰؛ ویدن‌هفر و همکاران^۸، ۲۰۰۷؛ کرونا و همکاران^۹، ۲۰۱۷). لذا مدیریت پایدار منابع طبیعی برای رفع نگرانی‌های اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی ضروری است (چیو و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۷؛ جورج و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۵).

از اوایل دهه ۲۰۱۰ سازمان‌های بین‌المللی مانند سازمان ملل، بانک جهانی و نیز سازمان همکاری و توسعه اقتصادی به‌طور فزاینده‌ای به نابرابری و پایداری زیست محیطی توجه کرده‌اند که در اهداف توسعه پایدار سال ۲۰۱۵ نیز برجسته شده‌است (سازمان ملل متحد^{۱۲}، ۲۰۱۵).

فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC)، بیان می‌کند که در مراحل اولیه رشد اقتصادی، مصرف مواد اولیه به‌علت اثر مقیاس افزایش می‌یابد؛ اما با افزایش درآمد و بهبود فناوری، مصرف سرانه کاهش می‌یابد (ژانگ و همکاران^{۱۳}، ۲۰۱۷). با پیشرفت فناوری و تغییرات ساختاری، استفاده از فناوری‌های پاک‌تر در بخش‌های کشاورزی و صنعتی افزایش می‌یابد و تقاضا برای مدیریت پایدار

1. Organization for Economic Co-operation and Development (2017).

2. Auci & Vignani (2013).

3. Canas et al. (2003).

4. Grabarczyk et al. (2018).

5. Koçak & Ulucak (2019).

6. Nassani et al. (2019).

7. Krausmann et al. (2010).

8. Wiedenhofer et al. (2007).

9. Corona et al. (2017).

10. Chiu et al. (2017).

11. George et al. (2015).

12. United Nations Economic and Social Council (2015).

13. Zhang et al (2017).

منابع بیشتر می‌شود (اولوکاک، ۲۰۱۷). با این حال، در کشورهای کمتر توسعه یافته، به دلیل نبود فناوری‌های مدرن و تراکم بالای جمعیت، انتظار می‌رود مصرف داخلی منابع^۲ (DMC) همچنان افزایش یابد (استکل و همکاران، ۲۰۱۳؛ بانیا و همکاران، ۲۰۲۱ا).

افزایش تجارت جهانی، باعث افزایش تولید و حمل‌ونقل، و در نتیجه، باعث افزایش مصرف منابع می‌شود (پلانک و همکاران، ۲۰۱۸؛ وانگ و همکاران، ۲۰۱۹). از طرفی، برای مدیریت پایدار منابع، تحلیل روابط بین مصرف منابع و عواملی چون جهانی‌شدن، رشد اقتصادی و شهرنشینی ضروری است. جهانی‌شدن با ابعاد اجتماعی، سیاسی و اقتصادی، به‌طور مستقیم بر تولید، مصرف و محیط زیست اثر می‌گذارد (بیلگیلی و همکاران، ۲۰۲۰). بهره‌وری کل عوامل به‌عنوان شاخص فناوری تأثیر قابل توجهی بر مصرف منابع دارد (کوچاک و اولوکاک، ۲۰۱۹).

این مطالعه، از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) استفاده می‌کند که با مدل‌سازی غیرخطی، پویایی مصرف منابع را تحلیل کند. این روش، انعطاف‌پذیری بالایی دارد و رابطه غیرخطی محتمل میان متغیرها را با استفاده از تابع انتقال، پیوسته مدل‌سازی می‌کند. مدل PSTR مسائل اصلی اقتصادسنجی مانند ناهمگنی و تغییرپذیری زمانی را در حالت مقطعی و زمان کنترل می‌کند (گونزالس، تراسویرتا و یورو، ۲۰۰۶؛ وانگ و وی، ۲۰۱۹). لذا این رویکرد برای مدل‌سازی اثرات ناهمگن در سطوح متفاوت توسعه اقتصادی و مصرف منابع در منتخبی از کشورهای جهان مناسب‌تر است. همچنین انعطاف‌پذیری کافی جهت کنترل درونزایی و غیرخطی بودن در فرایند تولید داده را دارد (فوکاو و همکاران، ۲۰۰۸).

در این مطالعه، قصد داریم نشان دهیم که چگونه مراحل مختلف جهانی‌شدن، ممکن است تأثیرات متفاوتی بر مصرف منابع داشته باشد. از آنجایی که رابطه غیرخطی بین مصرف داخلی منابع با جهانی‌شدن، تولید ناخالص داخلی، شهرنشینی، صنعتی‌شدن و بهره‌وری عوامل در منتخبی از کشورهای جهان مورد توجه قرار نگرفته است، در این تحقیق برخلاف مدل‌های سنتی خطی، از مدل پنل استار که انعطاف‌پذیری بیشتری دارد و می‌تواند تأثیرات غیرخطی و پویا را به‌درستی مدل‌سازی کند، استفاده شده است. همچنین این مدل به ما این امکان را می‌دهد که تغییرات مصرف منابع را براساس مراحل مختلف جهانی‌شدن به‌صورت پیوسته تجزیه و تحلیل کنیم. دوره زمانی از سال ۲۰۰۰-۲۰۲۰ برای منتخبی از کشورهای جهان می‌باشد.

1. Ulucak (2017).
2. Domestic Material Consumption
3. Steckel et al. (2013).
4. Baniya et al. (2021).
5. Plank et al. (2018).
6. Wang et al. (2019).
7. Fouquau et al. (2008).

بدین منظور، مقاله در شش بخش ساماندهی شده است. پس از ارائه مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری، در بخش سوم، پیشینه مطالعات و در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق و معرفی مدل و داده‌ها عنوان شده است. بخش پنجم، به گزارش یافته‌های تجربی و تصریح نتایج می‌پردازد و در بخش آخر، نتیجه‌گیری کلی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

منابع طبیعی، محرک‌های کلیدی توسعه پایدار اقتصادی و اجتماعی هستند. مدیریت ناکارآمد منابع، باعث اثرات منفی زیست‌محیطی می‌شود و مواد معدنی را برای نسل‌های آینده تخریب می‌کند (سیبولکا و گیلجوم، ۲۰۲۰). مصرف گسترده منابع مادی به مدیریت منابع پایدار^۲ (SRM) نیاز دارد (دولف و همکاران، ۴، ۲۰۲۱؛ رزاق و همکاران، ۴، ۲۰۲۳). SRM زیربنای اهداف توسعه پایدار سازمان ملل متحد (SDG 12.2 «مدیریت پایدار منابع طبیعی» و SDG 8.4 «بهبود بهره‌وری منابع»^۳) است (لزن و همکاران، ۲۰۲۲؛ جی و همکاران، ۷، ۲۰۲۱a). برای دستیابی به این اهداف، SRM باید بهترین راه ممکن را تعیین کند که از طریق آن، حداقل مصرف منابع طبیعی، حداکثر رشد اقتصادی و مزایای اجتماعی و زیست‌محیطی را ایجاد کند و مصرف مواد خام باید با توجه به اثر مقیاس با هدف ایجاد فرصت‌های بهبود کارایی منابع مورد توجه قرار گیرد (شائو و رزاق، ۸، ۲۰۲۲).

۲-۱. رابطه بین جهانی شدن و مدیریت منابع پایدار

باز بودن تجاری و جهانی شدن، که اغلب به عنوان تجارت خارجی شناخته می‌شوند، از عوامل مهم تأثیرگذار بر شاخص‌های زیست‌محیطی هستند. گروسمن و کروگر^۹ (۱۹۹۱)، اثرات تجاری بر محیط زیست را به سه اثر مقیاس، فناوری و ترکیب تقسیم می‌کنند. در مراحل اولیه رشد اقتصادی، تولید و مصرف منابع و انرژی افزایش می‌یابد، که منجر به اتلاف منابع و بدتر شدن کیفیت زیست‌محیطی می‌شود (دیندا، ۱۰، ۲۰۰۴؛ توراس و بویس، ۱۱، ۱۹۹۸). در مرحله بعدی، وقتی درآمد سرانه با افزایش رشد اقتصادی به سطح مشخصی برسد، لذا اقتصاد با یک دگرگونی ساختاری اثر آلاینده‌گی بر محیط زیست را کاهش می‌دهد؛ زیرا با افزایش سطح درآمد، ساختار اقتصاد از بخش صنعتی به بخش

1. Cibulka & Giljum (2020).
2. Sustainable Resource Management (SRM)
3. Dewulf et al. (2021).
4. Razzaq et al. (2023).
5. Resource Efficiency Improvements
6. Lenzen et al. (2022).
7. Ji et al. (2021).
8. Shao & Razzaq (2022).
9. Grossman & Krueger (1991).
10. Dinda (2004).
11. Torras & Boyce (1998).

خدماتی تغییر پیدا می‌کند و سهم فعالیت‌های اقتصادی که باعث آلودگی کمتر زیست محیطی می‌شوند، در تولید افزایش پیدا می‌کند. نهایتاً در مرحله بلوغ، اثر فناوری رخ می‌دهد (بیلگلی و همکاران، ۲۰۱۶). در این مرحله، کشورهایی با درآمد بالا، منابع بیشتری را به مخارج تحقیق و توسعه اختصاص می‌دهند که این امر، موجب بهبود فناوری‌های سازگار با محیط زیست می‌شود. لذا اقتصادها کیفیت زیست محیطی را با جایگزینی فناوری‌های جدید و پاک به جای فناوری‌های قدیمی و کثیف افزایش می‌دهند (کوپلند و تیلور، ۲۰۰۴).

اثر مقیاس، نشان‌دهنده اثر مخرب رشد اقتصادی بر محیط‌زیست است، در حالی که اثر ترکیب و اثر فناوری، کاهش آلودگی و افزایش درآمد را تبیین می‌کنند. باز بودن تجاری نیز با افزایش تولید و حمل‌ونقل، بویژه در کشورهای تولیدکننده، منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود (کیریککلی، ۲۰۲۲؛ مارکز راموس، ۲۰۱۵).

باز بودن تجاری به واسطه تعاملات جهانی تقویت می‌شود و رشد اقتصادی را تضمین می‌کند؛ اما این رشد، هزینه‌ای معادل با افزایش مصرف منابع دارد (اولوکاک و همکاران، ۲۰۲۰). همچنین جهانی شدن، رفاه کشورها را با کاهش موانع تجاری و توزیع پیشرفت‌های فنی از کانال کاهش استفاده از منابع، مواد خام مضر و آلودگی بهبود می‌دهد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۸). لذا بهبود در سیاست‌های تجاری می‌تواند تأثیر مفیدی بر مصرف منابع داشته باشد (وانگ و وی، ۲۰۲۰؛ لی و همکاران، ۲۰۱۸).

۲-۲. رابطه بین مدیریت منابع پایدار و منحنی زیست‌محیطی کوزنتس

هدف اقتصاد سبز، دستیابی به رشد اقتصادی بدون آسیب بر محیط زیست است. منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC) که رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط‌زیست را بررسی می‌کند، همچنان مورد توجه پژوهش‌ها است (آلتینتوس، ۲۰۲۰). عواملی مانند استفاده از فناوری‌های مدرن، انرژی‌های فسیلی، افزایش فعالیت‌های صنعتی، شهرنشینی و جهانی شدن، فشار زیادی بر محیط زیست می‌آورند و منجر به افزایش آلودگی و کاهش منابع طبیعی می‌شوند (انصاری و همکاران، ۱۰).

1. Bilgili et al. (2016).
2. Copeland & Taylor (2004).
3. Kirikkaleli (2022).
4. Marquez-Ramos (2015).
5. Ulucak et al. (2020).
6. Shahbaz et al. (2018).
7. Wang & Wei (2020).
8. Li et al. (2018).
9. Altintus (2020).
10. Ansari et al. (2020).

۲۰۲۰؛ وارنر و همکاران^۱، ۲۰۱۰؛ باگلیانی و همکاران^۲، ۲۰۰۸). بنابراین، بدتر شدن کیفیت زیست محیطی به یک نگرانی عمومی تبدیل شده است و این امر، به‌طور فزاینده‌ای در تدوین اقدامات مؤثر سیاستی اهمیت پیدا می‌کند (رحمان و همکاران^۳، ۲۰۱۸). لذا رابطه بین تخریب محیط زیست و عوامل مؤثر بر اقتصاد کلان باید بررسی شود و سیاست‌های اقتصادی و زیست محیطی مؤثرتری طراحی شوند (انصاری و همکاران^۴، ۲۰۲۰؛ رحمان و همکاران^۵، ۲۰۱۸). حداکثر کردن "رشد اقتصادی" برای همه اقتصادها موضوعی اساسی است؛ اما این رشد، اغلب با تخریب محیط زیست همراه است (نارایان و نارایان^۶، ۲۰۱۰؛ انصاری و همکاران^۷، ۲۰۲۰). پیوند بین کیفیت زیست محیطی تخریب شده و رشد اقتصادی را می‌توان با فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس بهتر توصیف کرد. تولید بیشتر و استفاده از منابع و انرژی بیشتر، باعث انتشار آلاینده‌ها و بدتر شدن کیفیت محیط زیست می‌شود (دینداه^۸، ۲۰۰۴؛ توراس و بویس^۹، ۱۹۹۸)؛ اما بالاتر از سطح معینی از درآمد سرانه، روند معکوس می‌شود و رشد اقتصادی منجر به بهبود محیط زیست می‌شود. زیرا با افزایش سطح درآمد، ساختار اقتصاد از بخش صنعتی به بخش خدمات تغییر می‌کند و به تدریج سهم فعالیت‌های اقتصادی که کمتر محیط‌زیست را آلوده می‌کنند، در تولید افزایش می‌یابد (بیلگلی و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۶).

۳. پیشینه مطالعات

۳-۱. مطالعات خارجی

اوچی و ویگنانی (۲۰۱۳)، عوامل مؤثر بر مصرف داخلی منابع در کشورهای اتحادیه اروپا را با استفاده از روش داده‌های پانل طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) یعنی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف داخلی منابع را تأیید می‌کند و باز بودن تجاری، باعث کاهش مصرف داخلی منابع می‌شود.

اولوکاک و همکاران^۸ (۲۰۲۰)، به بررسی اثرات آستانه‌ای جهانی شدن بر مصرف منابع با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) و داده‌های سالانه طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۷ در ۲۸ کشور اتحادیه اروپا پرداخته‌اند، تا نشان دهند مصرف داخلی منابع چگونه به رشد اقتصادی/سطح درآمد،

-
1. Warner et al. (2010).
 2. Bagliani et al. (2008)
 3. Rahman et al. (2018).
 4. Narayan & Narayan (2010).
 5. Dinda (2004).
 6. Torras & Boyce (1998).
 7. Bilgili et al. (2016).
 8. Ulucak et al. (2020).

بهره‌وری کل عوامل، سرمایه انسانی، جمعیت و جهانی‌سازی واکنش نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد، در رژیم اول رشد اقتصادی، بهره‌وری کل عوامل و جمعیت، مصرف منابع را افزایش می‌دهند؛ ولی سرمایه انسانی مصرف منابع را کاهش می‌دهد. اما در رژیم دوم، مصرف منابع کاهش می‌یابد.

تلگا و تلگا^۱ (۲۰۲۰)، به بررسی شناسایی محرک‌های اصلی مصرف منابع در کشورهای اروپایی طی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۶ با استفاده از مدل خودهمبستگی فضایی^۲ (SAR) پرداخته‌اند. نتایج، رابطه قوی بین مصرف منابع و تولید ناخالص داخلی سرانه را نشان می‌دهد.

سارکودی^۳ (۲۰۲۰)، به ارزیابی اثر علی عوامل محیطی، اقتصادی و مصرف مواد پرداخته و با استفاده از آزمون‌های علیت و پایداری پارامتر دامنه فرکانسی گرنجر برایتونگ-کاندلون^۴، به یک رابطه کوتاه‌مدت بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی رسیده است.

لاسیسی و همکاران^۵ (۲۰۲۱)، به بررسی نقش درآمد سرانه واقعی و شهرنشینی در مصرف داخلی منابع با روش رگرسیون کوانتایل پرداخته‌اند. نتایج، نشان می‌دهد، بین دو پارامتر شهرنشینی و مصرف منابع در چندک‌ها، رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

ما و همکاران^۶ (۲۰۲۳)، تأثیر کارآیی فنی و جهانی‌سازی را بر مصرف منابع تعدیل‌شده تجاری (ردپای مواد) با استفاده از روش رگرسیون چندک تعمیم‌یافته بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کارآیی فنی به‌طور قابل‌توجهی ردپای مواد را در چندک‌های پایین‌تر کاهش می‌دهد، ولی جهانی شدن و رشد اقتصادی، ردپای مواد را افزایش می‌دهد.

اولا و لین^۷ (۲۰۲۴)، به بررسی مهار اثرات هم‌افزایی ساختار مالی، صنعتی شدن و ردپای اکولوژیکی از طریق فرضیه EKC در پاکستان با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پویا^۸ (DARDL) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که ساختار مالی، الگوی U شکل معکوس در رابطه با ردپای اکولوژیکی دارد؛ یعنی یک ساختار مالی عملگرایانه ردپای اکولوژیکی را کاهش می‌دهد. همچنین صنعتی شدن و شهرنشینی، باعث افزایش ردپای اکولوژیکی می‌شوند و تنوع صادرات، ردپای اکولوژیکی را کاهش می‌دهد.

مطالعات پیشین در زمینه جهانی‌شدن و توسعه پایدار، عمدتاً به بررسی رابطه خطی میان این دو مفهوم پرداخته‌اند. بیشتر این پژوهش‌ها تأثیرات جهانی‌شدن را بر ابعاد مختلف توسعه و محیط زیست

1. Telega & Telega (2020).
2. spatial autocorrelation model (SAR)
3. Sarkodie (2020).
4. Breitung-Candelon
5. Lasisi et al. (2021).
6. Ma et al. (2023).
7. Ullah & Lin (2024).
8. dynamic Autoregressive Distributed Lag (DARDL)

ارزیابی کرده‌اند و جهانی‌شدن را به‌عنوان عاملی تأثیرگذار بر توسعه پایدار در نظر گرفته‌اند. با این حال، آنچه که در بسیاری از این مطالعات مغفول مانده، بررسی اثرات غیرخطی جهانی‌شدن بر مصرف منابع و توسعه پایدار است. پژوهش‌های پیشین عمدتاً بر اثرات خطی و مستقیم جهانی‌شدن تمرکز کرده‌اند، بدون آنکه پیچیدگی‌های رابطه این پدیده با سایر متغیرها مانند شهرنشینی و مصرف منابع داخلی را در نظر بگیرند. همچنین تمرکز محدود بر یک منطقه جغرافیایی خاص از دیگر محدودیت‌های این مطالعات محسوب می‌شود.

پژوهش حاضر در چندین جنبه کلیدی از مطالعات پیشین متمایز است. نخست، این مطالعه با استفاده از مدل PSTR، به بررسی اثرات غیرخطی جهانی‌شدن بر مصرف و مدیریت پایدار منابع پرداخته است. برخلاف اکثر مطالعات، ما رابطه پیچیده و چندبعدی بین جهانی‌شدن و مدیریت منابع را در دو رژیم متفاوت مورد ارزیابی قرار داده‌ایم. این روش‌شناسی پیشرفته، امکان تحلیل دقیق‌تری از تعاملات پویا میان جهانی‌شدن، رشد شهرنشینی، و مصرف منابع داخلی فراهم می‌آورد. این پژوهش، جامعه آماری گسترده‌ای را مورد بررسی قرار داده است که به ما امکان داده تا به نتایجی جامع‌تر و قابل‌تعمیم‌تر دست یابیم. مطالعه حاضر، نه‌تنها به جنبه‌های نظری پرداخته، بلکه پیشنهادات کاربردی برای بهبود مدیریت پایدار منابع ارائه کرده است که این بُعد عملیاتی کمتر در سایر مطالعات دیده می‌شود.

در مجموع، با توجه به اینکه رویکرد PSTR برای مدل‌سازی اثر ناهمگن به‌دلیل تفاوت در سطوح توسعه اقتصادی و مصرف منابع در منتخبی از کشورهای جهان مناسب‌تر است و به اندازه کافی انعطاف‌پذیر است تا درون‌زایی و غیرخطی بودن بالقوه را در فرایند تولید داده کنترل کند (فوکاو و همکاران، ۲۰۰۸)، نوآوری این پژوهش، در تلفیق روش‌شناسی غیرخطی، تحلیل چندبعدی و ارائه راهکارهای عملی است که آن را از سایر تحقیقات متمایز می‌سازد و به فهم عمیق‌تری از رابطه جهانی‌شدن و توسعه پایدار منجر می‌شود.

۴. روش‌شناسی تحقیق

۴-۱. رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) توسط گونزالز و همکاران^۲، در ۲۰۰۵ پیشنهاد شده است. ادبیات موجود نشان می‌دهد که دوره‌های رشد اقتصادی بالا، تمایل به افزایش مصرف منابع دارند که این موضوع می‌تواند، چالش‌های جدی برای محیط‌زیست ایجاد کند. اکثر مطالعات قبلی

1. Fouquau et al.

2. Gonzalez et al. (2005).

تأثیر خطی رشد اقتصادی بر مصرف منابع را در نظر گرفته‌اند (اشنایدر و همکاران، ۲۰۱۰؛ شائو و همکاران، ۲۰۱۳؛ اشتاین‌برگر و همکاران، ۲۰۱۳)، اما در این مطالعه، فرض می‌شود که مصرف منابع به سطوح مختلف جهانی‌سازی، واکنش متفاوتی نشان می‌دهد و تأثیر رشد اقتصادی در مراحل مختلف جهانی شدن به صورت غیر خطی ظاهر می‌شود. مدل PSTR انواع غیر خطی‌ها را بدون هیچ گونه اطلاعات قبلی در مورد تغییر ساختاری متغیر انتقال مدیریت می‌کند. همچنین این مدل با مدیریت ناهمگونی و تغییرات زمانی، مسائل اقتصادسنجی را با تغییر پارامترها در طول زمان و بین مقاطع حل می‌کند (گونزالس و تراسویرتا، ۲۰۰۶؛ وانگ و وی، ۲۰۱۹). بنابراین، این رویکرد برای بررسی رابطه بین مصرف منابع، جهانی‌سازی و رشد اقتصادی در کشورهای مختلف مناسب‌تر است.

همچنین دی‌ووس و وسترلوند (۲۰۱۹)، شواهدی را نشان می‌دهند مبنی بر اینکه وقتی رگرسیون‌ها به صورت غیر خطی در مدل وارد می‌شوند، مدل PSTR این ناسازگاری را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، رویکرد PSTR در صورت درون‌زایی و غیر خطی بودن در فرایند تولید داده، بسیار کاربردی است. لذا برای تخمین سطح آستانه جهانی‌شدن با تغییرات تدریجی در مقدار ضرایب تخمینی در همه رژیم‌ها، مدل PSTR مربوطه با یک تابع انتقال به صورت زیر مشخص می‌شود (اولوکاک و همکاران، ۲۰۲۰):

$$LDMC_{it} = \mu_i + \delta_0 X_{it} + \delta_1 X_{it} * G(S_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \quad \text{with } \gamma > 0 \quad (1)$$

$i = 1, 2, 3 \dots N$ و $t = 1, 2, \dots T$ به ترتیب تعداد مقطع و زمان است. μ_i فاکتورهای اثر ثابت را نشان می‌دهد. LDMC بیانگر مقدار مصرف داخلی منابع در یک اقتصاد است. $X_{it} = (X_{1t}, X_{2t})$ متغیر توضیحی تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) و سایر متغیرهای کنترلی (UPG: رشد شهرنشینی، LTFP: رشد بهره‌وری کل عوامل و LIND: لگاریتم ارزش افزوده صنعت) را نشان می‌دهد و ε_{it} به عنوان جزء خطای توزیع نرمال ($i.i.d$) می‌باشد. $G(S_{it}; \gamma; c)$ تابع انتقال پیوسته ملایم از S_{it} است، که در این مطالعه، سطح جهانی شدن ($LKOF_{it}$) می‌باشد (اولوکاک و همکاران، ۲۰۲۰). تابع انتقال نمایی است (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵):

$$G(S_{it}; \gamma; c) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^n (S_{it} - c_j))]^{-1} \quad (2)$$

1. Schneider et al. (2010).
2. Shao et al. (2013).
3. Steinberger et al. (2013).
4. González & Terasvirta (2006).
5. De Vos and Westerlund (2019).

γ پارامتر شیب است و سرعت انتقال از رژیمی به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. $j = 1, 2, \dots, n, c_j$ بردار n بعدی مکان (متغیر آستانه) است. تابع انتقال بین صفر و یک محدود می‌شود که نشان‌دهنده تغییر رژیم است. بسته به درجه جهانی شدن، رابطه بین رشد اقتصادی و LDMC با پارامتر δ_0 در رژیم اول که در آن $G(\cdot) = 0$ و اثرات رشد اقتصادی بر (کشش X) مصرف داخلی منابع برابر با $\delta_0 + \delta_1$ که در آن $G(\cdot) = 1$ در رژیم دوم است. وقتی S_{it} سطح بالاتری را نشان می‌دهد، تابع انتقال پارامترها را از δ_0 به $\delta_0 + \delta_1$ تغییر می‌دهد و اثرات رشد اقتصادی از معادله (۳) به دست می‌آید:

$$LDMC_{it} = \mu_i + \delta_0 LGDP_{it} + \delta_1 LGDP_{it} * G(S_{it}; \gamma; c) + \varepsilon_{it} \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

معادله (۴) تأثیر رشد اقتصادی بر LDMC را از طریق نقش تابع انتقال $G(S_{it}; \gamma; c)$ نشان می‌دهد.

$$\frac{\partial LDMC_{it}}{\partial GDP_{it}} = \delta_0 + \delta_1 G(S_{it}; \gamma; c) \quad (4)$$

وقتی γ به صفر میل کند، تخمین PSTR به تخمین داده‌های پانل خطی تحت اثرات ثابت تبدیل می‌شود، و وقتی γ به بی‌نهایت میل کند، به مدل PTR تغییر می‌یابد. مدل (PSTR) را می‌توان برای نمونه‌ای که با زمان‌بندی ناهمگن اثرات آستانه‌ای مناسب نباشد، به کار گرفت، ولی چنین ناهمگونی در زمان‌بندی اثرات آستانه‌ای توسط مدل‌های انتقال ملایم مانند مدل PSTR بهتر ثبت می‌شود. روش PSTR از برآوردگر اثرات ثابت و برآوردگرهای حداقل مربعات غیرخطی (NLLS) استفاده می‌کند. گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، روش تخمین زیر را برای مدل‌های PSTR تعریف کرده‌اند:

(i) فرضیه صفر خطی بودن در برابر فرضیه غیرخطی بودن نوع انتقال ملایم (آزمون همگنی در مقابل PSTR) آزمون می‌شود. اگر خطی بودن رد شد، متغیر انتقال مناسب S_{it} و شکل تابع انتقال انتخاب می‌شود. آزمون بدین شرح است:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ یا } H_0: \delta_0 = \delta_1$$

برای غلبه بر مشکل پارامترهای مزاحم تحت فرضیه صفر که توسط لوککونن و همکاران (۱۹۸۸) پیشنهاد شده است، تابع انتقال $G(S_{it}; \gamma; c)$ با "تقریب تیلور مرتبه اول" حول $\gamma = 0$ در معادله (۴) جایگزین می‌شود. با جایگزینی S_{it} با $LKOF_{it}$ رگرسیون کمکی زیر به دست می‌آید:

$$LDMC_{it} = \mu_i + \delta_0 X_{it} + \delta_1 X_{it} LKOF_{it} + \dots + \delta_m X_{it} LKOF_{it}^m + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

آزمون خطی بودن رابطه بین LDMC و LKOF معادل آزمون $H_0: \delta_0 = \delta_1 = \delta_m$ در معادله (۵) است. این آزمون را می‌توان با یک آزمون از نوع LM انجام داد که توزیع F به شرح زیر دارد:

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/mK}{SSR_0/(TN - N - mK)} \sim F(mK, TN - N - K - m(K + 1)) \quad (6)$$

که در آن، SSR_0 و SSR_1 با مجموع پانل مجذور باقیمانده‌های زیر H_0 و H_1 مطابقت دارند. K تعداد متغیرهای توضیحی، T تعداد سال، N تعداد کشورها، m ترتیب تابع انتقال لجستیک است.

(ii) r تعداد توابع انتقال و تعداد رژیم‌های مفرط با $r + 1$ مشخص می‌شود. با متغیر جهانی شدن به عنوان متغیر انتقال، اثر رشد اقتصادی بر LDMC با سطوح مختلف جهانی شدن، متفاوت است.

(iii) پارامترها در مدل PSTR انتخاب شده با استفاده از حداقل مربعات غیرخطی، پس از کاهش داده‌ها تخمین زده می‌شوند (هانس، ۱۹۹۹؛ گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵؛ ۲۰۱۷).

(iv) اعتبار مدل تخمینی PSTR با انجام آزمون عدم وجود ناهمگنی باقیمانده بررسی می‌شود.

لذا این مطالعه به بررسی اثر غیرمستقیم جهانی شدن در ارزیابی اثرات زیست محیطی و مدیریت منابع پایدار در منتخبی از کشورهای جهان می‌پردازد.

۲-۴. تصریح مدل و تحلیل داده‌ها

پایگاه داده OECD شاخص مصرف داخلی منابع را با اطلاعات جامع مصرف مواد خام در مرزهای اقتصاد ارائه می‌کند (ژانگ و همکاران، ۲۰۱۸). این شاخص شامل مواد معدنی، زیست توده، سنگ معدن و انرژی فسیلی است. ادبیات فعلی متمرکز بر عوامل مؤثر بر مصرف منابع (بانینلا و همکاران، ۲۰۱۹) و رویکرد اثرات تصادفی با رگرسیون بر جمعیت، منابع و تکنولوژی^۳ (STIRPAT) و مدل تأثیر زیست محیطی، جمعیت، منابع و فناوری (IPAT)^۴ است (دونگ و همکاران، ۲۰۱۷؛ فرناندز-هررو و دوروه، ۲۰۱۹؛ وست و شاندل، ۲۰۱۸). محرک اصلی هر دو نظریه STIRPAT و IPAT، تولید ناخالص داخلی سرانه است. اما فرضیه کوزنتس مصرف منابع را از طریق اثرات ترکیبی و تکنیکی کاهش می‌دهد. ساختار اقتصادی و سطح فناوری کانال‌های اصلی تأیید این فرضیه هستند. روش IPAT اولین بار توسط ارلیچ و هولدرن^۷ (۱۹۷۱) معرفی شد و بعدها رزا و دیتز (۱۹۹۸) بینش

-
1. extreme regimes
 2. Baninla et al. (2019).
 3. The Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT) model
 4. Environmental Impact, Population, Affluence, Technology (IPAT) model
 5. Fernandez-Herrero & Duro (2019).
 6. West & Schandl (2018).
 7. Ehrlich & Holdren (1971)

جدیدی را برای این مفهوم با بررسی "STIRPAT" مطرح کردند که در معادله (۷) با زمان (t) مقطع (i) بعد و خطای تصادفی (u) فرموله شده است:

$$I_{it} = \alpha P_{it}^{\theta_1} A_{it}^{\theta_2} T_{it}^{\theta_3} u_{it} \quad (7)$$

که در آن، α عرض از مبدأ و θ_1 ، θ_2 و θ_3 شاخص متغیرهای جمعیت، تولید ناخالص داخلی و فناوری هستند و باید تخمین زده شوند (وست و شاندل، ۲۰۱۸؛ یورک و همکاران، ۲۰۰۳). مطابق با نتیجه مطالعه یورک و همکاران (۲۰۰۳) و دیتز و همکاران (۲۰۰۷)، رویکرد STIRPAT می‌تواند با اضافه کردن متغیرهای بیشتر برای مشاهده تأثیر آنها بر محیط زیست بهبود یابد.

در این مطالعه، از تبدیل لگاریتمی استفاده شده و معادله (۸) اثرات رشد شهرنشینی، رشد اقتصادی، بهره‌وری، صنعتی شدن و جهانی شدن بر مدیریت منابع پایدار (مصرف داخلی منابع) را با پیروی از مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰)، ما و همکاران (۲۰۲۳) و مطالعه اولو و لین (۲۰۲۴) ارائه می‌دهد:

$$LDMC_{it} = \theta_1 LIND_{it} + \theta_2 LGDPP_{it} + \theta_3 LTFP_{it} + \theta_4 UPG_{it} + \theta_5 LKOF_{it} + u_{it} \quad (8)$$

LTFP به‌عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل، نماینده پیشرفت فناوری است (منبع: داده‌های جداول جهان پن ۳). این شاخص برای بررسی اثر فناوری بر مصرف منابع استفاده می‌شود (دوران، ۲۰۱۹؛ رمضان و همکاران، ۲۰۱۹؛ اولوکاک و بیلگلی، ۲۰۱۸). LIND شاخص صنعتی شدن و LKOF معرف جهانی شدن است که توسط درهر ۷ (۲۰۰۶) و درهر و همکاران (۲۰۰۸) معرفی و بعدها توسط گیگلی و همکاران (۲۰۱۹) به‌روزرسانی شد.

تحقیقات حاکی از تأثیرات مثبت جهانی شدن بر پایداری زیست‌محیطی از طریق بهبود کارایی در استفاده از مواد و کاهش آلودگی است (بیلگلی و همکاران، ۲۰۲۰). جهانی شدن فعالیت‌های اقتصادی مانند تجارت و حمل‌ونقل را افزایش می‌دهد که مصرف بیشتر منابع را در پی دارد (کوپلند و تیلور، ۲۰۱۰).

1. York et al. (2003).
2. Dietz et al. (2007).
3. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>
4. Duran (2019).
5. Ramzan et al. (2019).
6. Ulucak & Bilgili (2018).
7. Dreher (2006).
8. Dreher et al. (2008).
9. Gygli et al. (2019).
10. Copeland & Taylor (2013).

۲۰۱۳). انتظار می‌رود کشورها با درآمد و استانداردهای زیست‌محیطی بالاتر از مزایای جهانی‌شدن بهره‌مند شوند، درحالی‌که کشورهای در حال توسعه با اثرات نامطلوب روبرو شوند. مطالعه حاضر، طبق معادله (۹)، متمرکز بر اثر جهانی‌شدن بر مصرف داخلی منابع است. LDMC: لگاریتم مصرف داخلی منابع که شاخصی برای مدیریت منابع پایدار است. این شاخص به بررسی مصرف مواد در یک اقتصاد می‌پردازد و میزان مواد استخراج شده، وارداتی و صادراتی کشور را دربر می‌گیرد. DMC به‌عنوان معیاری برای مصرف ظاهری مواد در اقتصاد مطرح شده و به فلزات، کانی‌های غیرفلزی، زیست‌توده و انرژی‌های فسیلی اشاره دارد (کاراکایا و همکاران، ۲۰۲۱، ما و همکاران، ۲۰۲۳). این شاخص به‌طور گسترده توسط نهادهای بین‌المللی برای نظارت بر کاهش مصرف منابع و پایداری زیست‌محیطی استفاده می‌شود و بر اساس تن سرانه اندازه‌گیری می‌گردد که در این مطالعه، با پیروی از باینل و همکاران (۲۰۲۰)، وست و شاندل (۲۰۱۸) و اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰) از مصرف داخلی منابع (DMC) استفاده شده است (OECD^۲). UPG: رشد شهرنشینی همان رشد جمعیت شهری به‌صورت درصد می‌باشد. داده‌های مربوط به شهرنشینی از بانک جهانی و سازمان ملل متحد استخراج شده و مناطق شهری توسط ادارات آمار ملی تعریف می‌شوند (شاخص توسعه جهانی^۳). LGDPP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه براساس برابری قدرت خرید (PPP) برحسب دلار بین‌المللی ۲۰۱۷ اندازه‌گیری شده است (شاخص توسعه جهانی). LIND: لگاریتم ارزش افزوده بخش صنعت (به‌صورت درصد از تولید ناخالص داخلی) است، که این شاخص براساس طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی صنعتی (ISIC)، گزارش می‌شود. LTFP: نماینده پیشرفت تکنولوژی در کشور است (داده‌های جداول جهان پن). LKOF: لگاریتم شاخص کلی جهانی‌شدن، در مقیاس ۱ تا ۱۰۰ است (مؤسسه اقتصادی سوئیس^۴). این متغیرها در مدل ما تأثیر عوامل مختلف بر مدیریت منابع پایدار را بررسی می‌کنند.

۵. یافته‌های تحقیق

۵-۱. نتایج آمار توصیفی

در جدول (۱)، ابزار آمار توصیفی مانند میانگین، میانه، حداقل و حداکثر داده‌ها و انحراف معیار برای متغیرها گزارش شده است. مهم‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده مرکز ثقل داده‌ها است. برای متغیر لگاریتم مصرف داخلی منابع (LDMC) که نشان‌دهنده مدیریت منابع پایدار است، میانگین برابر ۲/۳۷۹۱۳۲ می‌باشد، به این معنا که اکثر مشاهدات حول این نقطه تمرکز یافته‌اند.

1. Karakaya et al. (2021).

2. <https://www.oecd.org/en/data/indicators/material-consumption.html>

3. World Development Indicator

4. Swiss Economic Institute

میان‌ه که وضعیت میانی داده‌ها را نشان می‌دهد، برای (LDMC) برابر $2/423917$ است؛ یعنی نیمی از داده‌ها کمتر و نیم دیگر، بیشتر از این مقدار هستند. بیشترین مقدار لگاریتم مصرف داخلی منابع هم برابر با $4/921804$ است که مربوط به کشور ماکائو (چین) در سال 2013 و کمترین مقدار این متغیر هم $0/1043360$ مربوط به کشور ماکائو (چین) در سال 2020 می‌باشد. انحراف معیار که شاخصی برای اندازه‌گیری پراکندگی داده‌ها است، برای (LDMC) $0/757083$ گزارش شده است. ضریب چولگی برای بررسی تقارن توزیع داده‌ها استفاده می‌شود. اگر چولگی برابر صفر باشد، توزیع متقارن است. در این مطالعه، متغیر رشد شهرنشینی چولگی مثبت (چوله به راست) دارد، در حالی که برای متغیرهای (LDMC)، (LKOF)، (LGDPP)، (LIND) و (LTFP)، چولگی منفی (چوله به چپ) گزارش شده است. آزمون جبارک فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن داده‌ها را در سطح 1% رد می‌کند، و نتایج پیشنهاد می‌کنند که باید از تخمین‌گر غیرخطی استفاده شود (رزاق و همکاران، $2022a$). همچنین مقادیر کشیدگی نیز تأیید می‌کنند که داده‌ها توزیع نرمال ندارند.

جدول ۱: نتایج آمار توصیفی متغیرها

Table.1: Results of Descriptive Statistics

LIND	UPG	LGDPP	LTFP	LKOF	LDMC	شاخص‌ها
3/2548	2/028	9/537	-0/028	4/102	2/379	میانگین
3/2559	1/8659	9/623	-0/011	4/127	2/423	میان‌ه
4/4402	19/6120	11/99	0/793	4/537	4/921	بیشینه
1/3135	-3/4479	6/446	-1/356	3/143	0/104	کمینه
0/38415	1/7861	1/154	0/161	0/256	0/757	انحراف استاندارد
-0/7611	1/6012	-0/454	-0/979	-0/659	-0/032	ضریب چولگی
6/3290	12/9289	2/243	14/078	3/198	2/535	ضریب کشیدگی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۵. آزمون وابستگی مقطعی

اولین گام، تشخیص استقلال مقطعی داده‌های پانلی می‌باشد. بدین منظور، دو آزمون بروش و پاگان (۱۹۸۰) و استقلال مقطعی پسران (CD) (۲۰۰۴) معرفی شده‌اند که برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن می‌باشد و در نمونه‌های کوچک، ویژگی‌های مطلوبی دارد. آزمون (CD) برخلاف روش بروش و پاگان (۱۹۸۰)، برای ابعاد مقطعی بزرگ و ابعاد زمانی کوچک معتبر است و نسبت به وقوع شکست ساختاری مقاوم می‌باشد (پسران، ۲۰۰۴). فرضیه صفر می‌گوید وابستگی مقطعی بین داده‌های پانل وجود ندارد و نتایج در جدول (۲) وجود وابستگی مقطعی را تأیید می‌کند. بنابراین، از آزمون ریشه واحد نسل اول یعنی ایم، شین و پسران برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده می‌شود.

جدول ۲: آزمون وابستگی مقطعی مدل

Table.2: Cross-Sectional Dependence test

آزمون وابستگی مقطعی	آماره‌ی آزمون	ارزش احتمال
بروش-پاگان ^۱ LM	۲۲۳۰۹/۶۱	۰/۰۰۰۰
مقیاس شده پسران ^۲ LM	۱۶۹/۰۵۲۴	۰/۰۰۰۰
پسران ^۳ CD	۸/۱۰۲۲۲۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۳-۵. آزمون‌های ایستایی متغیرها

بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، ایستایی متغیرها، یکی از گام‌های اساسی قبل از انجام هرگونه تخمین است تا از وقوع رگرسیون‌های کاذب جلوگیری شود. چنانچه متغیرها ایستا باشند، نتایج حاصل از تخمین‌ها معتبرتر خواهند بود و خطر ایجاد رگرسیون ساختگی کاهش می‌یابد. متغیر سری زمانی هنگامی ایستا تلقی می‌شود که میانگین، واریانس و کواریانس آن در طول زمان ثابت باقی بماند. با مشخص شدن اینکه بسیاری از سری‌های زمانی نایستا هستند، انجام آزمون‌های ایستایی برای بررسی مانایی متغیرها به یک ضرورت تبدیل شده است. آزمون ریشه واحد برای داده‌های پانلی توسط کوآه^۴ پایه‌ریزی گردید و سپس توسط ایم، پسران و شین^۵ و لوین، لین و چو^۶، کامل شد (آستریو^۷، ۲۰۰۶). ما به علت وجود وابستگی مقطعی در داده‌ها، از آزمون ریشه واحد نسل اول یعنی آزمون ایم، شین و پسران (IPS) استفاده کرده‌ایم. خلاصه نتایج در هر دو حالت، با عرض از مبدأ در جدول (۳) آمده است. مانایی متغیرها به یک ضرورت تبدیل شده است. آزمون ریشه واحد برای داده‌های پانلی توسط کوآه^۸ پایه‌ریزی گردید و سپس توسط ایم، پسران و شین^۹ و لوین، لین و چو^{۱۰}، کامل شد (آستریو^{۱۱}، ۲۰۰۶). ما به علت وجود وابستگی مقطعی در داده‌ها، از آزمون ریشه واحد نسل اول یعنی آزمون ایم، شین و پسران (IPS) استفاده کرده‌ایم. خلاصه نتایج در هر دو حالت، با عرض از مبدأ در جدول (۳) آمده است.

1. Breusch-Pagan LM
2. Pesaran scaled LM
3. Pesaran CD
4. Quah
5. Im, Pesaran & Shin
6. Levin, Lin & Chu
7. Astriou (2006).
8. Quah
9. Im, Pesaran & Shin
10. Levin, Lin & Chu
11. Astriou (2006).

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد
Table.3: Unit Root Test Results

آزمون ایم، شین، پسران (IPS)		متغیرها
-۲/۶۰۸	آماره t	LDMC
۰/۰۰۰	ارزش احتمال	
۶/۰۱۳	آماره t	LKOF
۱/۰۰۰	ارزش احتمال	
-۲/۵۳۱	آماره t	LGDPP
۰/۰۰۵۷	ارزش احتمال	
۰/۰۴۸	آماره t	LIND
۰/۵۱۹	ارزش احتمال	
-۳/۱۴۵	آماره t	LTFP
۰/۰۰۰	ارزش احتمال	
-۸/۰۷۸	آماره t	UPG
۰/۰۰۰	ارزش احتمال	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون IPS نشان می‌دهد که متغیرهای مصرف داخلی منابع، رشد اقتصادی، رشد بهره‌وری کل عوامل و رشد شهرنشینی در سطح زیر ۰/۰۵ درصد ایستا می‌باشند. ولی دو متغیر جهانی شدن و ارزش افزوده صنعت دارای ریشه واحد هستند، یعنی ناپایستا می‌باشند. وجود چنین متغیرهایی در مدل، منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود. برای مقابله با این مشکل دو راه حل وجود دارد: ۱- تفاضل‌گیری، که با حذف اطلاعات سطح متغیرها باعث از بین رفتن روابط بلندمدت می‌شود و برای مدل‌سازی رابطه غیرخطی مناسب نیست. ۲- راه حل پیشنهادی توسط (کادیلی و مارکوف، ۲۰۱۱)، که تأکید دارد اگر پسماندهای خطی و غیرخطی مدل PSTR ایستا باشند، تخمین‌ها سازگار خواهند بود و مشکل رگرسیون کاذب حل می‌شود.

در این مطالعه نیز، پسماندهای خطی و غیرخطی مدل استخراج شده و با استفاده از آزمون ریشه واحد ایم، شین و پسران، ایستایی آن‌ها بررسی خواهد شد.

۶. برآورد مدل و تفسیر نتایج

۶-۱. نتایج آزمون‌های خطی

اولین گام در کاربرد رویکرد PSTR، آزمون خطی بودن است. نتایج آزمون‌های خطی، که در جدول (۴) گزارش شده، نشان می‌دهد، فرضیه خطی بودن در مقابل فرضیه غیرخطی بودن در سطح

معنی‌داری رد شده است؛ به این معنا که تأثیر عواملی مانند رشد اقتصادی، رشد شهرنشینی، صنعتی شدن و بهره‌وری کل عوامل تولید بر مصرف داخلی منابع، بسته به میزان جهانی شدن متفاوت است. بنابراین، برای بررسی دقیق‌تر این روابط، تخمین مدل PSTR ادامه می‌یابد. همچنین، بعد از تأیید غیرخطی بودن، تعداد رژیم‌های موجود در مدل مشخص خواهد شد.

جدول ۴: آزمون وجود رابطه غیرخطی

Table.4: Test for the Existence of Nonlinearity

حالت وجود صفر حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=2)		
ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی	ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی
۶۲/۹۰۸ (۰/۰۰۰)	۱۵/۳۹۲ (۰/۰۰۰)	۶۳/۸۷۵ (۰/۰۰۰)	۱۱۳/۹۹۵ (۰/۰۰۰)	۱۴/۲۷۸ (۰/۰۰۰)	۱۱۷/۲۲۷ (۰/۰۰۰)
H0: r = 0 vs H1: r = 1					

مأخذ: یافته‌های تحقیق

r بیانگر تعداد توابع انتقال و m تعداد حد آستانه‌ای است. مقادیر داخل پرانتز احتمال مربوط به هر آماره است.

۱-۶. نتایج آزمون‌های غیر خطی باقیمانده

پس از تأیید رابطه غیرخطی بین مصرف داخلی منابع و عوامل تعیین‌کننده آن، باید بررسی شود که آیا رابطه غیرخطی دیگری نیز وجود دارد تا تعداد توابع انتقال مشخص شود. براساس روش گونزالز و همکاران (۲۰۱۷)، تعداد توابع انتقال، r و یا تعداد رژیم‌های افراطی تعیین می‌شود. نتایج این بررسی که در جدول ۵ ارائه شده است، نشان می‌دهد، فرضیه صفر مبنی بر اینکه مدل تنها یک حد آستانه‌ای دارد، در سطح ۵ درصد رد نمی‌شود. بنابراین، نتیجه گرفته می‌شود که مدل ما دارای یک حد آستانه‌ای با دو رژیم است و می‌توان با استفاده از مدل‌های PSTR با دو رژیم تخمین زد.

جدول ۵: آزمون وجود رابطه غیر خطی باقیمانده

Table.5: Test for Remaining Nonlinearity in the Residuals

حالت وجود صفر حد آستانه‌ای (m=1)			حالت وجود یک حد آستانه‌ای (m=2)		
ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی	ضریب لاگرانژ والد	ضریب لاگرانژ فیشر	نسبت درست‌نمایی
۴/۹۰۷ (۰/۷۶۸)	۰/۵۸ (۰/۷۹۵)	۴/۹۱۲ (۰/۷۶۷)	۸/۸۴۴ (۰/۰۶۵)	۲/۰۹۹ (۰/۰۷۹)	۸/۸۶۳ (۰/۰۶۵)
H0: r = 0 vs H1: r = 1					

مأخذ: یافته‌های تحقیق (r بیانگر تعداد توابع انتقال است)

پس از تعیین تعداد توابع انتقال و غیرخطی بودن مدل، حالت بهینه تعداد حد آستانه‌ای ارزیابی و با مقایسه معیارهای شوارتز و آکائیک به پیروی از جود (۲۰۱۰) مدل بهینه انتخاب خواهد شد. نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که مدل PSTR با یک حد آستانه‌ای انتخاب خواهد شد.

جدول ۶: تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

Table.6: Specifying the number of transition points in a PSTR transition function

	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز BIC	معیار آکائیک AIC
m=1	۷۰/۸۵۳	-۳/۳۶۷۹	-۳/۳۹۴۴
m=2	۷۱/۵۶۱	-۳/۳۵۳۹	-۳/۳۸۳۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سپس یک مدل دو رژیم می‌شود، که نتایج آن در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل PSTR (متغیر انتقال جهانی شدن (LKOF))

Table.7: Results of the PSTR Model Estimation (Globalization LKOF Index)

متغیرها	رژیم اول (سطح پایین جهانی شدن)		رژیم دوم (سطح بالای جهانی شدن)	
	ضریب β_0	آماره t	ضریب β_1	آماره t
LIND	۰/۰۷۱۸	۰/۸۳۳۱	۰/۲۹۶۰	۴/۵۰۱۹
LTFP	۰/۴۷۲۷	۶/۰۴۴۹	-۰/۹۵۲۸	-۳/۸۴۹۱
LGDPP	۰/۴۷۸۰	۱۰/۸۴۷۰	-۰/۱۱۹۴	-۵/۷۳۲۶
UPG	-۰/۰۰۱۱	-۰/۱۷۵۹	۰/۱۰۶۸	۴/۷۲۳۳
حد آستانه‌ای (C)			۴/۳۹۹۸	
آنتی لگاریتم حد آستانه‌ای (C)			۸۱/۴۳۴۵۸	
پارامتر شیب (γ)			۱۰۲/۰۴۸۷	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نتایج تخمین مدل، پارامتر شیب، نشان‌دهنده سرعت تعدیل بین رژیم‌ها است که مقدار آن ۱۰۲/۰۴۸۷ می‌باشد، مکان وقوع تغییر رژیم معادل ۴/۳۹۹۸ و مقدار آنتی لگاریتم حد آستانه‌ای ۸۱/۴۳۴۵۸ است. لذا وقتی مقدار جهانی شدن کمتر از این حد آستانه باشد، متغیرها طبق رژیم اول رفتار می‌کنند و اگر بیشتر از این مقدار باشد، طبق رژیم دوم. در رژیم اول، با میل پارامتر شیب به بی‌نهایت، تابع انتقال مقدار عددی صفر می‌گیرد و مدل به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LDMC = C + 0/4727LTFP + 0/2960LIND + 0/4780LGDPP - 0/0011UPG \quad (9)$$

در رژیم دوم، پارامتر شیب به بی‌نهایت میل می‌کند و تابع انتقال مقدار یک می‌گیرد.

$$LDMC = C - 0/4801LTFP + 0/3678LIND + 0/35856LGDPP + 0/1057UPG \quad (10)$$

در رژیم اول، بهره‌وری کل عوامل و تولید ناخالص داخلی در سطح معنی‌داری ۵ درصد معنا دارند، در حالی که رشد شهرنشینی و صنعتی شدن از نظر آماری معنا دار نیستند. در رژیم دوم، ضرایب همه

متغیرها در سطح ۱ درصد معنی دارند. با توجه به نایستایی متغیرهای مدل، برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، ایستایی پسماندهای مدل بررسی شد. نتایج آزمون ریشه واحد IPS در جدول (۸) نشان می‌دهد که پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل در سطح ۱ درصد ایستا هستند.

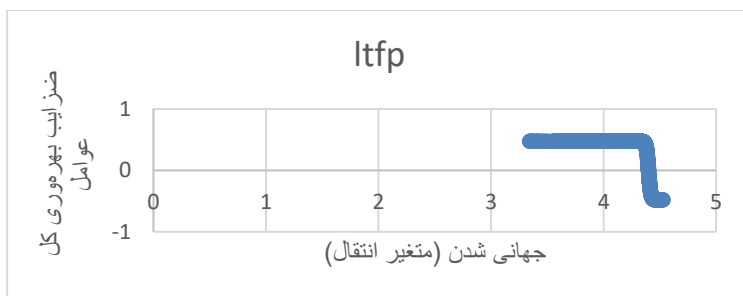
جدول ۸: نتایج آزمون مانایی پسماندها

Table.8: Stationarity Test Results of the Residuals

ارزش احتمال	آماره آزمون در سطح	پسماندهای قسمت خطی
۰/۰۰۰	-۳/۹۸۰	
۰/۰۰۰	-۵/۳۸۰	پسماندهای قسمت غیرخطی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضرایب متغیرها در طول زمان و برای کشورهای مختلف با توجه به متغیر انتقال و پارامتر شیب تغییر می‌کنند. لذا نمی‌توان مقادیر دقیق ضرایب را مستقیماً تفسیر کرد و باید به تحلیل علامت‌ها پرداخت. مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۵) به دو حالت حدی تابع انتقال مربوط می‌شوند و رفتار متغیرها بین این دو رژیم تغییر می‌کند. برای روشن‌تر شدن این موضوع، ضرایب هر متغیر بر اساس سطوح مختلف متغیر انتقال و پارامتر شیب محاسبه و در نمودارهای (۱) تا (۴) ترسیم شده‌اند.



نمودار ۱: ضرایب لگاریتم بهره‌وری عوامل کل در مقابل متغیر انتقال (جهانی شدن)

Chart 1: Estimated Coefficient of the Logarithm of Total Factor Productivity vs. Transition Variable (Globalization)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نمودار ۱، بهره‌وری کل عوامل (LTFP) در سطح پایین جهانی شدن (رژیم اول) تأثیر مثبتی بر مصرف داخلی منابع دارد و موجب افزایش آن می‌شود. در این سطح، بهره‌وری ناپایدار بوده و فناوری‌های پرمصرف منجر به استفاده مفرط از منابع طبیعی می‌گردند. این امر ناشی از اثر بازگشتی است، که با کاهش قیمت خدمات انرژی، تقاضا و مصرف منابع افزایش می‌یابد. با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به سطح بالای جهانی شدن (رژیم دوم)، این اثر کاهش یافته و منفی می‌شود. در این حالت، دسترسی به تکنولوژی‌های پیشرفته‌تر و رعایت استانداردهای زیست‌محیطی بین‌المللی موجب بهبود

بهره‌وری و مدیریت منابع بدون افزایش مصرف می‌شود. این نتایج با مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰) و ما و همکاران (۲۰۲۳) سازگار است.

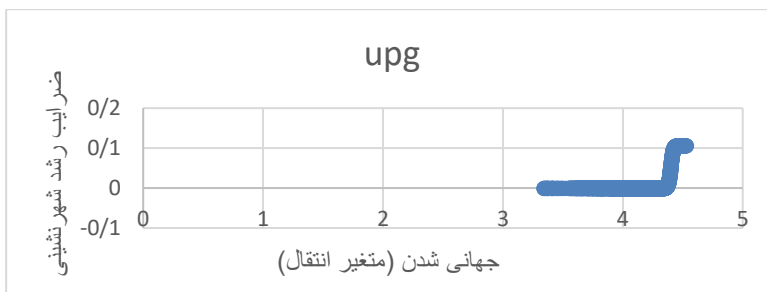


نمودار ۲: ضرایب لگاریتم رشد اقتصادی در مقابل متغیر انتقال (جهانی شدن)

Chart 2: Estimated Coefficient of the Logarithm of Economic Growth vs. Transition Variable (Globalization)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲ نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی (LGDP) در رژیم اول، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف داخلی منابع دارد. این اثر به این صورت است که در سطح پایین جهانی شدن، کشورها عمدتاً در حال توسعه بوده و بر رشد اقتصادی تمرکز دارند که این امر، منجر به استخراج بی‌رویه منابع و نادیده گرفتن مدیریت منابع پایدار می‌شود. در این مرحله، فرضیه کوزنتس افزایش نابرابری و آسیب به محیط‌زیست را توضیح می‌دهد. در رژیم دوم، این اثر مثبت کاهش یافته ولی همچنان پابرجا است. در سطح بالای جهانی شدن، کشورها به تکنولوژی‌های پیشرفته‌تر و مدیریت بهینه‌تر دسترسی پیدا کرده و فشارهای جهانی برای رعایت استانداردهای زیست‌محیطی افزایش می‌یابد. بنابراین، رشد اقتصادی می‌تواند به بهبود مدیریت منابع پایدار کمک کند. این نتایج با مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰)، ما و همکاران (۲۰۲۳) و اولو و لین (۲۰۲۴) مطابقت دارد.

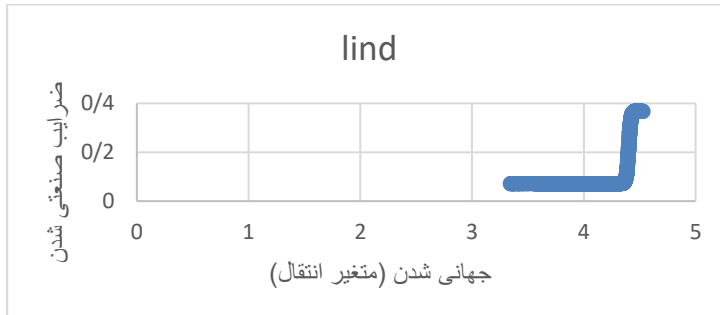


نمودار ۳: ضرایب رشد شهرنشینی در مقابل متغیر انتقال (جهانی شدن)

Chart 3: Estimated Coefficient of the Logarithm of Urbanization Growth vs. Transition Variable (Globalization)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۳ نشان می‌دهد که در رژیم اول، تأثیر رشد شهرنشینی (UPG) بر مصرف داخلی منابع منفی و بی‌معنی است؛ اما پس از ورود به رژیم دوم، این اثر مثبت و معنی‌دار می‌شود. در سطح پایین جهانی شدن، رشد شهرنشینی منجر به کاهش مصرف منابع می‌شود، اما در سطح بالای جهانی شدن، با رشد شهرنشینی، تقاضا برای زیرساخت‌های حمل و نقل و فعالیت‌های صنعتی در مناطق شهری افزایش می‌یابد، که این امر مصرف انرژی و منابع داخلی را افزایش داده و مدیریت منابع پایدار را مختل می‌کند. این نتیجه با مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰) و اول و لین (۲۰۲۴) همخوانی دارد.



نمودار ۴: ضرایب لگاریتم صنعتی شدن در مقابل متغیر انتقال (جهانی شدن)

Chart 4: Estimated Coefficient of the Logarithm of Industrialization vs. Transition Variable (Globalization)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار ۴ و رابطه (۹) نشان می‌دهد که در رژیم اول، صنعتی شدن تأثیر مثبت و بی‌معنی بر مصرف داخلی منابع (LDMC) دارد و مصرف منابع را افزایش می‌دهد. در این سطح، صنعتی شدن ممکن است منجر به تخریب محیط زیست، آلودگی آب و هوا و کاهش کیفیت زندگی جوامع محلی شود. با ورود به رژیم دوم (مجموع $\beta_0 + \beta_1$) افزایش یافته و معنی‌دار می‌شود. در سطح بالای جهانی شدن، صنعتی شدن منجر به افزایش تقاضا برای منابع طبیعی و انرژی در مقیاس وسیع می‌شود و می‌تواند به استخراج بی‌رویه منابع، آلودگی محیط زیست و تغییرات اقلیمی منجر شود. تولید انبوه و مصرف بالا نیز می‌تواند باعث افزایش زباله‌ها و فشار بر اکوسیستم‌ها شود. این نتایج با انتظارات تئوریک و مطالعات اول و لین (۲۰۲۴) سازگار است.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

این مطالعه، به بررسی تأثیر غیرمستقیم جهانی شدن بر اثرات زیست‌محیطی و مدیریت منابع پایدار در ۱۰۲ کشور جهان طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۰۰ پرداخته است. با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، نتایج نشان دهنده یک رابطه غیرخطی با دو رژیم و یک حد آستانه‌ای است.

سرعت تعدیل از رژیم اول به رژیم دوم معادل ۱۰۲/۰۴۸۷، مکان تغییر رژیم ۴/۳۹۹۸ و مقدار آنتی-لگاریتم حد آستانه‌ای ۸۱/۴۳۴۵۸ است.

نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول، بهره‌وری کل عوامل، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر مصرف داخلی منابع دارد، که به دلیل افزایش تولید و توسعه صنایع موجب افزایش مصرف منابع و بدتر شدن مدیریت منابع پایدار می‌شود که نشان دهنده اثر بازگشتی در مصرف منابع است؛ اما با عبور از حد آستانه و ورود به رژیم دوم، این اثر مثبت کاهش یافته و منفی می‌شود. در سطح بالای جهانی شدن، بهره‌وری کنترل آلودگی و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های سبز را تقویت کرده و مصرف منابع را کاهش می‌دهد، که این نتیجه با انتظارات تئوریکی و مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰) و ما و همکاران (۲۰۲۳) همخوانی دارد.

نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول و سطح پایین جهانی شدن، رشد اقتصادی مصرف منابع را افزایش می‌دهد، اما در رژیم دوم؛ این اثر کاهش یافته، اما همچنان مثبت است. این یافته‌ها فرضیه کوزنتس را تأیید می‌کنند؛ یعنی در مراحل اولیه توسعه اقتصادی و سطح پایین جهانی شدن، نابرابری و آسیب به محیط زیست افزایش می‌یابد، اما پس از رسیدن به یک سطح خاص از درآمد و جهانی شدن، این روند معکوس می‌شود و آسیب به محیط زیست کاهش می‌یابد. این نتایج با مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰)، ما و همکاران (۲۰۲۳) و مطالعه اولا و لین (۲۰۲۴) سازگار است.

همچنین، نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول و سطح پایین جهانی شدن، رشد شهرنشینی مصرف منابع را کاهش می‌دهد، اما با عبور از حد آستانه، موجب افزایش آن می‌شود. دلیل استفاده از منابع سنتی انرژی، مهاجرت گسترده از روستا به شهر، و تخریب زیستگاه‌ها است. همچنین افزایش تقاضا برای حمل و نقل و مسکن در کشورهای نوظهور، فشار بر مواد پرکربن و آلودگی محیط زیست را تشدید می‌کند. این نتایج با انتظارات تئوریکی و مطالعات اولوکاک و همکاران (۲۰۲۰) و ما و همکاران (۲۰۲۳) و اولا و لین (۲۰۲۴) همخوانی دارد. در نهایت، نتایج بیانگر این است که صنعتی شدن در هر دو رژیم، موجب افزایش مصرف داخلی منابع می‌شود که با انتظارات تئوریکی و مطالعه اولا و لین (۲۰۲۴) سازگار است.

اثر فزاینده بهره‌وری کل عوامل بر مصرف منابع در رژیم اول، نشان‌دهنده وجود اثر بازگشتی است، اما در سطوح بالاتر جهانی شدن، بهره‌وری و رشد اقتصادی، باعث کاهش مصرف منابع می‌شوند. بهبود بهره‌وری فنی با سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، زیرساخت‌های فناوری، تحقیق و توسعه، و مصرف انرژی کارآمد امکان‌پذیر است. همچنین، سیاستگذاران باید قوانین منسجمی برای ترویج تولید و مصرف مسئولانه تدوین کنند و شفافیت در استفاده از منابع را تقویت کنند تا مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، مسئولیت بیشتری در قبال مصرف منابع داشته باشند.

یافته‌های این مطالعه، می‌تواند در سطح بین‌المللی، کشوری و سازمانی توصیه‌ها و پیشنهادات سیاستی و مدیریتی داشته باشد. توصیه می‌شود کشورها به توسعه و استقرار فناوری‌های کارآمد مصرف انرژی و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های سبز و تحقیق و توسعه (R&D) بپردازند. ایجاد زیرساخت‌های پایدار و تشویق به نوآوری در صنعت می‌تواند بهره‌وری را افزایش داده و مصرف منابع را کاهش دهد.

در سطح سازمانی افزایش بهره‌وری باید با توسعه سرمایه انسانی همراه باشد. پیشنهاد می‌شود آموزش و توسعه مهارت‌ها، به‌ویژه در حوزه‌های مرتبط با تکنولوژی‌های سبز و مدیریت منابع برنامه‌ریزی شود تا نتیجه منجر به بهبود کارایی و کاهش مصرف منابع شود.

پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران قوانین و استانداردهایی را تنظیم کنند که تولید و مصرف مسئولانه را ترویج دهند. اجرای سیستم‌های شفافیت در استفاده از منابع می‌تواند، به کاهش مصرف و بهبود پاسخگویی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان منجر شود. علاوه بر این، توصیه می‌شود کشورهای مورد مطالعه سیاست‌هایی را تدوین کنند که به مسئولیت‌پذیری مشترک بین مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در استفاده از منابع مادی منجر شود که می‌تواند از طریق مقرراتی که شفافیت و پاسخگویی را افزایش می‌دهند، به‌دست آید.

همچنین برای مقابله با اثرات منفی رشد اقتصادی و صنعتی شدن بر مصرف منابع، سیاستگذاران باید سیستم‌هایی ایجاد کنند که مصرف منابع را بهینه کرده و راه‌حلی برای کاهش فشار بر منابع طبیعی فراهم کنند. استفاده از استانداردهای بین‌المللی در مدیریت منابع و انرژی، می‌تواند به کاهش اثرات منفی این روند کمک کند.

از طرفی، با توجه به اینکه رشد سریع شهرنشینی نیاز به برنامه‌ریزی جامع شهری دارد که منابع پایدار را ترویج دهد، توصیه می‌شود سیاستگذاران به توسعه زیرساخت‌های سبز و حمل‌ونقل عمومی کارآمد برای کاهش فشار بر منابع پرکربن و جلوگیری از تخریب زیستگاه‌های طبیعی توجه کنند. این پیشنهادها می‌تواند به سیاستگذاران و مدیران کشورها کمک کند تا از تأثیرات منفی جهانی شدن و رشد اقتصادی جلوگیری کرده و مصرف داخلی منابع را کاهش دهند، درحالی‌که به سمت توسعه پایدار حرکت می‌کنند.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۶۰ درصد)، نویسنده دوم (۳۰ درصد) و نویسنده سوم

(۱۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Ansari, M. A. et al. (2020). An environment kuznets curve for ecological footprint: Evidence from GCC countries. *Carbon Management Taylor & Francis*, 11(4), 1-14. <https://doi.org/10.1080/17583004.2020.1790242>.
- Auci, S., & Vignani, D. (2013). Environmental Kuznets curve and domestic material consumption indicator: An European analysis. *Munich Pers. RePEc Arch. Pap.* 52882, 34.
- Bagliani, M., Bravo, G., & Dalmazzone, S. (2008). A consumption-based approach to environmental kuznets curves using the ecological footprint indicator. *Ecological Economics*, 65(3), 650-661. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2008.01.010>.
- Baninla, Y., Zhang, M., Lu, Y., Liang, R., Zhang, Q., Zhou, Y., & Khan, K. (2019). A transitional perspective of global and regional mineral material flows. *Resources, Conservation and Recycling*. 140, 91-101. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2018.09.014>.
- Baniya B., Giurco, D., & Kelly, S. (2021a). Green growth in Nepal and Bangladesh: Empirical analysis and future prospects. *Energy Policy*, 149, 112049. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2020.112049>.
- Bilgili, F., Koçak, E., & Bulut, Ü. (2016). The dynamic impact of renewable energy consumption on CO2 emissions: A revisited Environmental Kuznets curve approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 838-845. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.10.080>.
- Canas, A., Ferrao, P., & Conceicao, P. (2003). A new environmental Kuznets curve? Relationship between direct material input and income per capita: Evidence from industrialized countries. *Ecological Economics*. 46, 217-229. [https://doi.org/10.1016/s0921-8009\(03\)00123-x](https://doi.org/10.1016/s0921-8009(03)00123-x).
- Chiu, A.S.F., Dong, L., Dong, L., Geng, Y., Rapera, C., & Tan, E. (2017). Philippine resource efficiency in Asian context: Status, trends and driving forces of Philippine material flows from 1980 to 2008. *J. Clean. Prod.* 153, 63-73. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.03.158>.
- Cibulka, S., & Giljum, S. (2020). Towards a comprehensive framework of the relationships between resource footprints. *quality of life, and economic development. Sustainability*, 12 (11). <https://doi.org/10.3390/SU12114734>.
- Copeland, B.R., & Taylor, M.S. (2004). Trade, growth, and the environment. *Journal of Economic Literature*. 42(1), 7-71. <https://doi.org/10.1257/002205104773558047>.
- Copeland, B.R., & Taylor, M.S. (2013). *Trade and the Environment: Theory and Evidence*. Princeton University Press, New Jersey.
- Corona, P., Franceschi, S., Pisani, C., Portoghesi, L., Mattioli, W., & Fattorini, L. (2017). Inference on diversity from forest inventories: A review. *Biodiversity and Conservation*, 26, 3037-3049. <https://doi.org/10.1007/s10531-015-1017-2>.

- De Vos, I., & Westerlund, J. (2019). On CCE estimation of factor-augmented models when regressors are not linear in the factors. *Economics Letters*, 178, 5-7. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.02.001>.
- Dewulf, J., Hellweg, S., Pfister, S., Le'on, M.F.G., Sonderegger, T., de Matos, C.T., Blengini, G.A., & Mathieux, F. (2021). Towards sustainable resource management: Identification and quantification of human actions that compromise the accessibility of metal resources. *Resour. Conserv. Recycl.* 167. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2021.105403>.
- Díaz, S., & Cristina, P. (2012). Factors of material consumption. <http://dspace.mit.edu/handle/1721.1/7582>.
- Dietz, T., A Rosa, E., & York, R. (2007). Driving the human ecological footprint. *Frontiers in Ecology and the Environment*, 5, 13-18. [https://doi.org/10.1890/1540-9295\(2007\)5\[13:dthef\]2.0.co;2](https://doi.org/10.1890/1540-9295(2007)5[13:dthef]2.0.co;2).
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, 49, 431-455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>.
- Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. *Applied Economics*, 38, 1091-1110. <https://doi.org/10.1080/00036840500392078>.
- Dreher, A., Gaston, N., & Martens, P. (2008). *Measuring Globalization - Gauging its Consequences*. Springer, New York, NY. <https://doi.org/10.1355/9789812304933-018>.
- Duran, H.E. (2019). Asymmetries in regional development: Does TFP or capital accumulation matter for spatial inequalities?. *The Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00119. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2019.e00119>.
- Duro, J.A., Schaffartzik, A., & Krausmann, F. (2018). Metabolic inequality and its impact on efficient contraction and convergence of international material resource use. *Ecological Economics*, 145, 430-440. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.11.029>.
- Ehrlich, P.R., & Holdren, J.P. (1971). Impact of population growth. *Science*, 171 (80), 1212-1217. <https://doi.org/10.1126/science.171.3977.1212>.
- George, G., Jan Schillebeeckx, S.D., & Health System, A. (2015). The management of natural resources: An overview and research agenda. *Academy of Management Journal*, 58, 1595-1613. <https://doi.org/10.5465/amj.2015.4006>.
- Gonzalez, A., Terč.asvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). Panel smooth transition regression models (No. 604), *SSE/EFI working paper*, Series in Economics and Finance. <https://doi.org/10.1920/wp.ifs.2005.0516>.
- Gonzalez, A., Terč.asvirta, T., van Dijk, D., & Yang, Y. (2017). Panel smooth transition regression models. *SSE/EFI Working Paper*, Series in Economics and Finance 604, Stockholm School of Economics.
- Grabarczyk, P., Wagner, M., Frondel, M., & Sommer, S. (2018). A cointegrating polynomial regression analysis of the material kuznets curve hypothesis. *Resour. Pol.* 57, 236-245. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.009>.

- Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1991). Environmental impacts of a north American free trade agreement. *NBER Working Papers* 3914, National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.3386/w3914>.
- Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 353-377. <https://doi.org/10.4337/9781035334865.00025>.
- Guo, X., Meng, X., Luan, Q., & Wang, Y. (2023). Trade openness, globalization, and natural resources management: The moderating role of economic complexity in newly industrialized countries. *Resources Policy*, 85, 103757. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103757>.
- Gygli, S., Haelg, F., Potrafke, N., & Sturm, J.E. (2019). The KOF globalization index - revisited. *The Review of International Organizations*, 14, 543-574. <https://doi.org/10.1007/s11558-019-09344-2>.
- Hansen, B.E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(99)00025-1).
- Ji, X., Chen, X., Mirza, N., & Umar, M. (2021a). Sustainable energy goals and investment premium: Evidence from renewable and conventional equity mutual funds in the Euro zone. *Resources Policy*, 74, 102387. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102387>.
- Karakaya, E., Sari, E., & Alataş, S. (2021). What drives material use in the EU? Evidence from club convergence and decomposition analysis on domestic material consumption and material footprint. *Resources Policy*, 70, 101904. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101904>.
- Kirikaleli, D., Güngör, H., & Adebayo, T.S. (2022). Consumption-based carbon emissions, renewable energy consumption, financial development and economic growth in Chile. *Bus. Strat. Environ.* 31(3), 1123-1137. <https://doi.org/10.1002/bse.2945>.
- Koçak, E., & Ulucak, Z.S. (2019). The effect of energy R&D expenditures on CO₂ emission reduction: Estimation of the STIRPAT model for OECD countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(14), 14328-14338. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-04712-2>.
- Krausmann, F., Wiedenhofer, D., Lauk, C., Haas, W., Tanikawa, H., Fishman, T., Miatto, A., Schandl, H., & Haberl, H. (2010). Global socioeconomic material stocks rise 23-fold over the 20th. century and require half of annual resource use. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(8), 1880-1885. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2020.105226>.
- Lasisi, T.T., Eluwole, K.K., Alola, U.V., Aldieri, L., Vinci, C.P., & Alola, A.A. (2021). Do tourism activities and urbanization drive material consumption in the OECD countries? A Quantile Regression approach. *Sustainability*, MDPI, 13(14), 1-13. <https://doi.org/10.3390/su13147742>.

- Lenzen, M., Geschke, A., West, J., Fry, J., Malik, A., Giljum, S., Mil`a i Canals, L., Pi`nero, P., Lutter, S., Wiedmann, T., Li, M., Sevenster, M., Poto`cnik, J., Teixeira, I., Van Voore, M., Nansai, K., & Schandl, H., (2022). Implementing the material footprint to measure progress towards Sustainable Development Goals 8 and 12. *Nature Sustainability*, 5(2), 157-166. <https://doi.org/10.1038/s41893-021-00811-6>.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Ter€asvirta, T. (1988). Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75, 491-499. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.3.491>.
- Lv, Z., & Xu, T. (2018). Is economic globalization good or bad for the environmental quality? New evidence from dynamic heterogeneous panel models. *Technological Forecasting and Social Change*, 137, 340-343. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2018.08.004>.
- M´arquez-Ramos, L. (2015). The relationship between trade and sustainable transport: A quantitative assessment with indicators of the importance of environmental performance and agglomeration externalities. *Ecological Indicators*, 52, 170-183. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.11.023>.
- M´arquez-Ramos, L. (2015). The relationship between trade and sustainable transport: A quantitative assessment with indicators of the importance of environmental performance and agglomeration externalities. *Ecological Indicators*, 52, 170-183. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.11.023>.
- Ma, Y., Fan, Y., & Razzaq, A. (2023). Influence of technical efficiency and globalization on sustainable resources management: Evidence from South Asian countries. *Resources Policy*, 81, 103281. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103281>.
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2010). Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries. *Energy Policy*, 38(1), 661-666. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.09.005>.
- Nassani, A.A., Awan, U., Zaman, K., Hyder, S., Aldakhil, A.M., & Abro, M.M.Q. (2019). Management of natural resources and material pricing: Global evidence. *Resources Policy*, 64, 101500. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.101500>.
- O’Neill D.W., Fanning, A.L., Lam, W.F., & Steinberger, J.K. (2018). A good life for all within planetary boundaries. *Nature Sustainability* 1(2), 88-95. <https://doi.org/10.1038/s41893-018-0021-4>.
- Plank, B., Eisenmenger, N., Schaffartzik, A., & Wiedenhofer, D. (2018). International trade drives global resource use: A structural decomposition analysis of raw material consumption from 1990-2010. *Environmental Science & Technology*, 52(7), 4190-4198. <https://doi.org/10.1021/acs.est.7b06133>.
- Rahman, M. M., Bindu, K. J., & Islam, M. K. (2018). Linking per capita GDP to energy consumption, ecological footprint, and carbon dioxide emission in a developing economy in the world: The case of Bangladesh. *Journal of Banking and Financial Dynamics*, 2(1), 9-15. <https://doi.org/10.20448/journal.525.2018.21.9.15>

- Ramzan, M., Sheng, B., Shahbaz, M., Song, J., & Jiao, Z. (2019). Impact of trade openness on GDP growth: Does TFP matter?. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28, 960-995. <https://doi.org/10.1080/09638199.2019.1616805>.
- Razzaq, A., Sharif, A., Afshan, S., & Li, C. J. (2023). Do climate technologies and recycling asymmetrically mitigate consumption-based carbon emissions in the United States? New insights from Quantile ARDL. *Technol. Forecast. Soc. Change*, 186, 122138. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.122138>.
- Rudolph, A., & Figge, L. (2017). Determinants of Ecological Footprints: What is the role of globalization?. *Ecological Indicators*, 81, 348-361. <https://doi.org/10.1016/J.ECOLIND.2017.04.060>.
- Sarkodie, S.A. (2020). Causal effect of environmental factors, economic indicators and domestic material consumption using frequency domain causality test. *Science of The Total Environment*, 736, 139602. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.139602>.
- Shahbaz, M., Lahiani, A., Abosedra, S., & Hammoudeh, S. (2018). The role of globalization in energy consumption: A quantile cointegrating regression approach. *Energy Economics*, 71, 161-170. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.02.009>.
- Shao, Q., Schaffartzik, A., Mayer, A., & Krausmann, F. (2017). The high 'price' of dematerialization: A dynamic panel data analysis of material use and economic recession. *Journal of Cleaner Production*, 167, 120-132. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.08.158>.
- Shao, S., & Razzaq, A. (2022). Does composite fiscal decentralization reduce trade-adjusted resource consumption through institutional governance, human capital, and infrastructure development?. *Resources Policy*, 79, 103034. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103034>.
- Steckel, J.C., Brecha, R.J., Jakob, M., Strefler, J., & Luderer, G. (2013). Development without energy? Assessing future scenarios of energy consumption in developing countries. *Ecological Economics*, 90, 53-67. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2013.02.006>.
- Steinberger, J.K., Krausmann, F., & Eisenmenger, N. (2010). Global patterns of materials use: A socioeconomic and geophysical analysis. *Ecological Economics*, 69, 1148-1158. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2009.12.009>.
- Steinberger, J.K., Krausmann, F., Getzner, M., Schandl, H., & West, J. (2013). Development and dematerialization: An international study. *PLOS One* 8, e70385. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0070385>.
- Telega, I., & Telega, A. (2019). Driving factors of material consumption in European countries - spatial panel data analysis. *Journal of Environmental Economics and Policy*, 1-12. <https://doi.org/10.1080/21606544.2019.1675186>.
- Torras, M., & Boyce, J.K. (1998). Income, inequality, and pollution: A reassessment of the environmental Kuznets Curve. *Ecological Economics*, 25, 147-160. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8).

- Ullah, S., & Lin, B. (2024). Harnessing the synergistic impacts of financial structure, industrialization, and ecological footprint through the lens of the EKC hypothesis. *Insights from Pakistan. Energy*, 132540. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2024.132540>.
- Ulucak, R., & Bilgili, F. (2018). A reinvestigation of EKC model by ecological footprint measurement for high, middle and low income countries. *Journal of Cleaner Production*. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.03.191>.
- Ulucak, R., Koçak, E., Erdogan, S., & Kassouri, Y. (2020). Investigating the non-linear effects of globalization on material consumption in the EU countries: Evidence from PSTR estimation. *Resources Policy*, 67, 101667. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101667>.
- United Nations. (2015). Transforming our world. *The 2030 Agenda for Sustainable Development*. <https://sdgs.un.org/2030agenda>.
- United Nations Development Programme. (2010). *Human Development Report 2010: The real wealth of nations: Pathways to human development*. Palgrave Macmillan. <https://hdr.undp.org/2030agenda>.
- Vehmas, J., Luukkanen, J., & Kaivo-oja, J. (2007). Linking analyses and environmental Kuznets curves for aggregated material flows in the EU. *Journal of Cleaner Production*, 15, 1662-1673. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2006.08.010>.
- Wang, H., & Wei, W. (2020). Coordinating technological progress and environmental regulation in CO₂ mitigation: The optimal levels for OECD countries & emerging economies. *Energy Economics*, 87, 104510. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104510>.
- Wang, H., Zhao, X., Zhang, Z., Li, S., & Yuan, J. (2019). Material flows embodied in China-Japan trade. In: *Advances in Intelligent Systems and Computing*. Springer Verlag, pp. 338-344. https://doi.org/10.1007/978-3-030-15740-1_49.
- Watari, T., Nansai, K., & Nakajima, K. (2021). Contraction and convergence of in-use metal stocks to meet climate goals. *Global Environmental Change*, 69, 102284. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2021.102284>.
- West, J., & Schandl, H. (2018). Explanatory variables for national socio-metabolic profiles and the question of forecasting national material flows in a globalized economy. *Journal of Industrial Ecology*. 22, 1451-1464. <https://doi.org/10.1111/jiec.12671>.
- Wiedenhofer, D., Fishman, T., Lauk, C., Haas, W., & Krausmann, F. (2019). Integrating material stock dynamics into economy-wide material flow accounting: Concepts, modelling, and global application for 1900-2050. *Ecological Economics*, 156, 121-133. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.09.010>.
- York, R., Rosa, E.A., & Dietz, T. (2003). STIRPAT, IPAT and ImPACT: Analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts. *Ecological Economics*, 46, 351-365. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(03\)00188-5](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(03)00188-5).
- Zhang, C., Chen, W.Q., Liu, G., & Zhu, D.J. (2017). Economic growth and the evolution of material cycles: An analytical framework integrating material flow and stock indicators. *Ecol. Econ.* 140, 265-274. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.04.021>.

Tax Indicator and Institutional Quality in Selected Oil-Rich Countries

Roghaye Shojaeddin¹, Majid Sameti² 

1. PhD Candidate of Economics, Faculty of Administration of Sciences and Economics, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: r_shojaeddin@ase.ui.ac.ir
2. Professor Of Economics, Faculty of Administration of Sciences and Economics, Department of Economics, Department of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) Email: majidsameti@ase.ui.ac.ir

Abstract

Considering the importance of the relationship between tax performance and institutional quality, this study incorporates sub-indices of economic freedom into the traditional tax revenue model to examine their effects on the tax ratio. Additionally, a separate model investigates the impact of the tax ratio and oil rents on economic freedom across 10 oil-rich countries between 2011 and 2021. Employing a panel data approach and the Generalized Least Squares (GLS) method, the results reveal that GDP per capita has a positive effect on the tax ratio, while the agriculture-to-industry share in GDP exerts a negative and significant influence. Among the four pillars of economic freedom, “government size” and “open markets” indices negatively affect the tax ratio, whereas “rule of law” and “regulatory efficiency” have positive effects. These findings indicate that in countries with more liberal laws and stronger adherence to them, tax systems function more efficiently. Results from the second model suggest a negative relationship between oil rent and institutional quality. In contrast, GDP per capita and tax revenue exhibit a positive relationship with economic freedom, implying that stable access to financial resources enhances institutional development.

Article information

Review History:

Received: oct. 7, 2024
Revised: oct. 14, 2024
Accepted: oct. 23, 2024
Published online: sep. 16, 2025

Keywords:

Economic Growth
Mineral Resources
Abundance Panel Data
Resource Curse

JEL Classification:

O43, Q30, C23, H11

Corresponding Author:

majidsameti@ase.ui.ac.ir



Aim and Introduction:

Taxes represent a vital and stable revenue source for governments, playing an undeniable role in financing the public sector. This study employs two separate models to investigate the interaction between institutional quality and tax performance in 10 oil-rich countries from 2011 to 2021. The first model assesses the effect of institutional quality on tax revenue by including four sub-indices of economic freedom—rule of law, government size, open markets, and regulatory efficiency—alongside two economic variables: GDP per capita and the agriculture-to-industry share in GDP.

In the second model, three independent variables—tax ratio, GDP per capita, and oil rent to GDP ratio—are analyzed to determine their effects on the index of economic freedom.

Methodology:

The following model is used to examine the relationship between economic freedom and tax revenue:

Model 1:

$$Ltax_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Lgdp\ per\ capita_{it} + \alpha_2 L\left(\frac{agriculture}{industry}\right)_{it} + \alpha_3 L\ rule\ of\ law_{it} \\ + \alpha_4 L\ government\ size_{it} + \alpha_5 L\ open\ markets_{it} \\ + \alpha_6 L\ regularity\ efficiency_{it} + \varepsilon_{it}$$

To assess the relationship between oil rent, tax ratio, and economic freedom as a proxy for institutional quality, the following model is applied:

Model 2:

$$L\ economic\ freedom_{it} = \beta_0 + \beta_1 L\ oil\ rent_{it} + \beta_2 Ltax_{it} + \beta_3 Lgdp\ per\ capita_{it} + u_{it}$$

where L stands for logarithm, u and ε indicate the error terms, i indexes the cross-sectional units, and t denotes time.

To avoid spurious regression, all variables were tested for stationarity. Cross-sectional dependence was assessed using Pesaran's (2015) test, which confirmed dependence among units. Given this, the Pesaran (2003) unit root test was deemed appropriate. The test revealed that some variables are non-stationary at the level, suggesting potential spurious relationships. Therefore, the Kao test was employed to verify the existence of long-term relationships among the variables, which the results confirmed. Estimation and interpretation of the models followed accordingly.

Results and Discussion:

Model estimation was conducted using EViews 13. The F-Limer test indicated the appropriateness of the panel data method for both models. Based on the Hausman test results, the first model was estimated using fixed effects, while the second

model employed random effects. Given the use of GLS estimation, checks for autocorrelation and heteroskedasticity were deemed unnecessary.

Model 1 results indicate that GDP per capita, rule of law, and regulatory efficiency have significant positive effects on the tax ratio. Conversely, the agriculture-to-industry share in GDP, government size, and open markets have negative and significant effects.

Model 2 results show that oil rent negatively affects economic freedom, while GDP per capita and tax ratio exert positive effects. These findings imply that increased oil rents in these countries are associated with declining economic freedom. In contrast, greater tax revenues and higher GDP per capita—indicative of broader and more stable financial access—enhance institutional quality through improved government effectiveness and political stability.

Conclusion:

The findings demonstrate that GDP per capita (elasticity = 0.8), regulatory efficiency (elasticity = 0.37), and rule of law (elasticity = 0.21) have the strongest positive effects on the tax revenue ratio in the sample countries. Rising per capita income boosts tax revenue by increasing citizens' ability to pay taxes. Moreover, improvements in regulatory efficiency and adherence to the rule of law contribute to a more effective tax system.

The agriculture-to-industry GDP share, government size, and open markets negatively affect tax revenue. A high share of agriculture signals a lower degree of industrialization and, hence, a smaller taxable surplus. The unexpected negative relationship between tax ratio and market openness may stem from the nature of oil exports in these countries, which are typically managed by state-owned enterprises, reducing the feasibility of high taxation on such exports.

The negative relationship between government size and tax revenue reflects the reliance of oil-rich countries on resource-based revenues rather than tax revenues. A large public sector may also disincentivize private economic activity, leading to reduced tax collection and weaker tax performance.

The second model reveals that all independent variables significantly impact economic freedom. Specifically, oil rent exerts a negative effect, while tax revenue and GDP per capita positively influence institutional quality. Higher financial capacity enhances political and institutional development, improving indices such as government effectiveness and regulatory quality.

Given the influence of tax revenue and oil rents on economic freedom, policy efforts to enhance institutional quality should focus on improving tax systems and managing natural resource revenues more effectively. Alongside traditional fiscal tools like adjusting tax rates and bases, strengthening institutional frameworks, and promoting a stable economic, political, and social environment are essential strategies.

شاخص مالیاتی و کیفیت نهادی در کشورهای نفتی منتخب

رقیه شجاع‌الدین^۱، مجید صامتی^۲ 

۱. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، ایران.
r_shojaeddin@ase.ui.ac.ir

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
majidsameti @semnan.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
باتوجه به اهمیت ارتباط میان عملکرد نظام مالیاتی و کیفیت نهادی، در این مطالعه، با هدف بررسی چگونگی ارتباط میان آزادی اقتصادی به‌عنوان شاخص کیفیت نهادی و نسبت مالیاتی به‌عنوان شاخص عملکرد مالیاتی، در قالب دو الگوی جداگانه و مجزا، با ورود زیرشاخص‌های آزادی اقتصادی به مدل درآمد مالیاتی سنتی، به بررسی اثر این متغیرها بر نسبت مالیاتی پرداخته می‌شود. همچنین، در مدلی مجزا، تأثیر نسبت درآمد مالیاتی و رانت نفتی بر شاخص آزادی اقتصادی در ۱۰ کشور نفتی در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار می‌گیرد. این بررسی با تکیه بر الگوی داده‌های تابلویی صورت گرفته و برآورد مدل‌های پژوهش با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته GLS انجام شده، تا بررسی گردد، آیا آزادی اقتصادی و نسبت مالیاتی بر یکدیگر اثر می‌گذارند. برآورد مدل درآمد مالیاتی با در نظر گرفتن آزادی اقتصادی، نشان داد، اثر درآمد سرانه بر نسبت مالیاتی، مثبت و نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت بر این شاخص، اثر منفی و معناداری دارد. از میان ستون‌های آزادی اقتصادی، شاخص‌های اندازه دولت و بازار باز، دارای تأثیر منفی و دو شاخص حاکمیت قانون و کارایی قوانین و مقررات، اثر مثبت بر نسبت مالیاتی دارند، که نشان می‌دهد، در کشورهایی با قوانین و مقررات آزادانه‌تر و در عین حال درجه بالاتر التزام به قانون، عملکرد نظام مالیاتی نیز کاراتر است. نتایج حاصل از برآورد مدل دوم، نشان از وجود ارتباط منفی میان رانت نفتی و کیفیت نهادی دارد. این در حالی است که، رابطه میان درآمد سرانه و درآمد مالیاتی با شاخص آزادی اقتصادی، به دلیل دسترسی بیشتر و پایدارتر به منابع مالی، مثبت برآورد شده است. لذا، نشان داده شد، نه تنها شاخص آزادی اقتصادی بر نسبت مالیاتی اثرگذار است بلکه، کیفیت نهادها نیز از درآمد مالیاتی تأثیر می‌پذیرند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۷/۱۶ بازنگری: ۱۴۰۳/۷/۲۳ پذیرش: ۱۴۰۳/۸/۲ تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۶/۲۵ کلمات کلیدی: آزادی اقتصادی داده‌های تابلویی درآمد مالیاتی رانت نفتی
	طبقه‌بندی JEL: E02, E40, E5, E6 نویسنده مسئول: majidsameti @semnan.ac.ir

۱. مقدمه

مالیات‌ها از مهم‌ترین و پایدارترین منابع درآمدی دولت‌ها هستند، که نقشی انکارناپذیر در تأمین مالی بخش عمومی به‌عهده دارند. نگاهی به شاخص‌ها و تفاوت‌های گسترده در درآمد مالیاتی کشورها، لزوم توجه اقتصاددانان و سیاستگذاران به علل اختلاف عملکرد مالیاتی در کشورهای مختلف و ارائه راهکارهایی در جهت افزایش کارایی مالیاتی را آشکار می‌سازد. از سویی دیگر، الگوی کسب درآمد دولت‌ها، بر شیوه نهادسازی و کیفیت نهادهای یک کشور تأثیر می‌گذارد. دولت‌های بهره‌مند از درآمد سرشار منابع طبیعی، میل کمتری به برقراری نظام مالیاتی کارآمد نشان می‌دهند که بر کیفیت نهادهای سیاسی، اقتصادی و اجتماعی در این کشورها تأثیر خواهد داشت (آیشام و همکاران، ۲۰۰۵). لذا، به‌منظور درک عملکرد و سیاست‌ها در دولت‌های نفتی، می‌باید بر رابطه درآمدهای دولت و اثر آن بر کیفیت نهادها در این کشورها متمرکز شد.

درآمدهای مالیاتی، از عوامل متعددی اثر می‌پذیرند. این عوامل به دو دسته کلی تقسیم می‌شوند: عوامل اقتصادی که تحت عنوان عوامل متعارف و مرسوم^۲ شناخته می‌شوند و همچنین عوامل نهادی که با عنوان عوامل غیرمتعارف^۳ معرفی می‌گردند. اگرچه اهمیت متغیرهای سنتی متعارف مانند درآمد سرانه، سهم بخش‌های مختلف اقتصادی و... به‌عنوان عوامل اثرگذار بر ظرفیت مالیاتی یک کشور را نمی‌توان نادیده گرفت اما، تمرکز صرف بر این عوامل به‌منظور افزایش درآمد مالیاتی، می‌تواند باعث گمراهی کشورها در سیاستگذاری گردد؛ چراکه عوامل متعارف به‌تنهایی نمی‌توانند نوسانات درآمد مالیاتی را به‌شکلی دقیق توضیح دهند.

در اکثر کشورهای درحال توسعه، ضعف نهادی و ساختاری، سبب شده دولت‌ها قادر به استفاده از کل ظرفیت مالیاتی موجود نباشند. به‌همین دلیل، این کشورها در فرایند کسب درآمدهای مالیاتی مورد نیاز خود، با موانع جدی مواجه هستند. از آنجا که کیفیت نهادی بر عملکرد نظام مالیاتی اثرگذار است و تغییر در محیط سیاست‌های کلان اقتصادی نقشی حیاتی در بررسی درآمد مالیاتی ایفا می‌کند، توجه به متغیرهای توضیح‌دهنده کیفیت نهادی در کنار متغیرهای متعارف کلان اقتصادی، در بررسی درآمد مالیاتی از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. متغیرهای متعارف، تأثیر ساختار اقتصادی را بر عملکرد مالیاتی منعکس می‌کنند. لذا، بررسی مدل مالیاتی مرسوم و سنتی لازم است اما، برای ارائه توضیح کامل و جامع روند درآمد مالیاتی کافی نیست (برد و همکاران، ۲۰۰۸).

به‌رغم افزایش تعداد مطالعات درخصوص کارایی مالیاتی، تمرکز اکثر تحقیقات صورت‌گرفته در این زمینه، بر عوامل مرسوم و متعارف اقتصادی و فرهنگی است که مبتنی بر نظریه‌های سنتی هستند

-
1. Isham et al. (2005).
 2. Conventional Factors
 3. Unconventional Factors
 4. Bird et al. (2008).

و اثر شاخص‌های نهادی همانند آزادی اقتصادی بر درآمد مالیاتی به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده، نادیده انگاشته شده است.

از سوی دیگر، دولت‌هایی که از منابع طبیعی و درآمدهای سرشار آن بهره‌مندند، تمایل کمتری به برقراری نظام مالیات کارآمد دارند و مالیات کمتری از شهروندان خود طلب می‌کنند (راس، ۲۰۰۱). این موضوع پاسخگویی دولت به مردم و شهروندان را به‌طور منفی تحت‌تأثیر قرار داده و سبب کاهش تمایل افراد به شرکت در فرایندهای دموکراتیک و انتخاب‌های عمومی خواهد شد. وابستگی دولت به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، سبب عدم نیاز به درآمدهای مالیاتی شده و سبب جدایی دولت از جامعه و ایجاد قدرت انحصاری برای دولت می‌شود. چنین شرایطی مانع شکل‌گیری رقابت در کسب قدرت میان گروه‌های مختلف اجتماعی و متعاقباً ایجاد دموکراسی می‌گردد (توفیقی و یحیوی رازلیقی، ۱۳۹۵).

با توجه به نقش نهادها در رشد و توسعه کشورها و همچنین با توجه به تأثیرپذیری نهادها از منابع طبیعی کشورها، لازم است علاوه بر بررسی اثر عوامل نهادی بر درآمد مالیاتی، به بررسی نقش درآمدهای مالیاتی و غیرمالیاتی در کیفیت نهادهای یک کشور نیز پرداخته شود. از این‌رو، پژوهش حاضر، از یک طرف با اضافه کردن متغیر آزادی اقتصادی به تابع درآمد مالیاتی در کنار سایر متغیرها، به دنبال گسترش مدل درآمد مالیاتی سنتی و پرکردن این شکاف تحقیقاتی است و از سوی دیگر، در پی تحلیل اثر نسبت رانت نفتی و درآمد مالیاتی بر شاخص آزادی اقتصادی است. در همین راستا، با به‌کارگیری داده‌های تابلویی، به بررسی تأثیر شاخص آزادی اقتصادی بر درآمد مالیاتی در ۱۰ کشور نفتی اوپک و اوپک پلاس در سال‌های ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱، پرداخته است. اثر رانت نفتی و درآمد مالیاتی بر شاخص آزادی اقتصادی نیز در کشورهای نمونه و در همان بازه زمانی مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور، در ادامه و در بخش دوم، مبانی نظری پژوهش مطرح شده است. دو بخش بعدی، به مطالعات تجربی در زمینه درآمد مالیاتی و شاخص‌های کیفیت نهادی و تصریح مدل‌های پژوهش اختصاص یافته‌اند. در بخش پنجم، به توضیح روش‌شناسی و در بخش ششم، به ارائه نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل‌ها پرداخته، در انتها نیز به جمع‌بندی و بیان پیشنهادات مبادرت شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. ادبیات موضوع

یکی از اهداف اصلی دولت‌ها، تلاش در جهت بهبود عملکرد مالیاتی به‌منظور اجرای سیاست‌های کارآمد اقتصادی است. از آنجا که مالیات‌ستانی در کشورهای توسعه‌یافته به‌عنوان ابزاری مهم در فرایند سیاست‌گذاری مالی و اقتصادی محسوب می‌شود، توجه به درآمدهای مالیاتی، یکی از اساسی‌ترین

راه‌های ثبات اقتصاد کلان، رشد و توسعه اقتصادی به‌شمار می‌آید (ایمانی‌برندق، ۱۳۹۵). به‌همین دلیل، در نخستین قدم، آشنایی با مفاهیم و تعاریف ظرفیت و درآمد مالیاتی ضرورت می‌یابد. در ادبیات اقتصادی، نسبت مالیاتی^۱، به‌عنوان اولین ملاک سنجش بهره‌وری سیستم مالیاتی شناخته می‌شود (برون و دایاکایت، ۲۰۱۶). این شاخص، که در واقع نسبت مالیاتی واقعی و یا بالفعل^۳ است و به اختصار نسبت مالیاتی نامیده می‌شود، بیانگر مقدار درآمدهای مالیاتی دریافتی دولت در یک دوره، به تولید ناخالص داخلی در همان دوره است و نشان‌دهنده سهم منابع عمومی از حجم تولیدات کشور می‌باشد. شاخص نسبت درآمدهای مالیاتی از شاخص‌های برجسته عملکرد مالیاتی دولت‌ها به حساب می‌آید (پناهی و همکاران، ۱۳۹۶). بالا بودن رقم این شاخص، نشان‌دهنده عملکرد مناسب نظام مالیاتی کشور است (مشمول و همکاران، ۱۴۰۱). پایین بودن درآمد مالیاتی در یک کشور، ناشی از نبود ظرفیت مالیاتی و یا تلاش ناکافی سازمان‌های اجرایی به‌منظور استفاده از ظرفیت موجود است. اطلاع از میزان ظرفیت مالیاتی برای تدوین سیاست مالی مناسب در تنظیم بودجه، امری ضروری است و تقویت درآمد مالیاتی دولت به دو دلیل اهمیت دارد. در مرحله اول، بالا بودن این نسبت، دسترسی دولت به منابعی که برای تهیه کالاهای عمومی نیاز است را افزایش می‌دهد. در مرحله دوم، درآمد مالیاتی، می‌تواند محیط مساعد و نیروی اجتماعی قدرتمندی را برای دسترسی به اطلاعات بیشتر ایجاد نماید که نتیجه آن، کشوری تواناتر و قدرتمندتر است (ریچوتی و همکاران، ۲۰۱۶).

مطالعات بسیاری، به بررسی علل تفاوت در عملکرد اقتصادی کشورها پرداخته‌اند. در این راستا، ایسترلی و لوائین^۵ (۲۰۰۳)، عوامل مؤثر بر عملکرد اقتصادی کشورها را از سه دیدگاه مورد بررسی قرار داده‌اند. گروه اول، نظریه‌هایی را شامل می‌شوند که متفاوت بودن عملکرد اقتصادی کشورها را نشأت گرفته از عوامل جغرافیایی و منابع طبیعی می‌دانند. طرفداران دومین دیدگاه، تجارت بین‌المللی را اصلی‌ترین عامل تفاوت کشورها معرفی می‌کنند و تأکید سومین گروه بر کیفیت نهادها است. منظور از کیفیت نهادها، میزان توانایی آن‌ها در تقویت انگیزه برای انجام رفتارهای مناسب اقتصادی، اجتماعی و سیاسی است. طبق نتایج پژوهش آن‌ها، فرضیه گروه سوم تأیید می‌شود که نشان می‌دهد از میان سه عامل مطرح‌شده، کیفیت نهادی بیشترین اثرگذاری را بر عملکرد اقتصادی کشورها دارد. لذا، محیط نهادی مساعد، از بنیادی‌ترین عواملی است که به عملکرد مطلوب اقتصادی و اجتماعی منجر می‌شود.

محیط نهادی مساعد و مناسب، به محیطی اطلاق می‌شود که از حقوق مالکیت حفاظت کرده، سرمایه‌گذاری، کارآفرینی و ایجاد مشروع ثروت را تشویق می‌نماید و همچنین متضمن اجرای

1. Tax Ratio

2. Brun and Diakite (2016).

3. Actual

4. Ricciuti et al. (2016).

5. Easterly and Levine (2003).

قراردادها است. چنین محیط نهادی کارآیی، سبب ایجاد رغبت بیشتر در پرداخت‌کنندگان مالیاتی می‌گردد و عملکرد دولت در کسب درآمد مالیاتی را بهبود می‌بخشد. نهادهایی با کیفیت بالاتر، می‌توانند جلب اعتماد عمومی به دولت، کاهش فرار مالیاتی و نهایتاً افزایش درآمدهای مالیاتی دولت را به دنبال داشته باشند. با این حال، عمده تحقیقات صورت گرفته در زمینه درآمد مالیاتی، تنها بر عوامل اقتصادی و گاهی نیز فرهنگی تمرکز داشته‌اند و از توجه به سایر عوامل اثرگذار غافل مانده‌اند. ضعف در ساختار نهادی کشورهای در حال توسعه، موجب شده است که این کشورها توانایی استفاده از ظرفیت بالقوه مالیاتی به منظور تأمین مالی خود را نداشته باشند (تنزی، ۱۹۹۲). بروز نارسایی‌ها در نظام مالیاتی این کشورها، باعث شد تا به نقش نهادها در تسهیل وصول درآمدهای مالیاتی توجه ویژه‌ای شود (بارسوکوا و رادیو، ۲۰۱۲). لذا، با گذشت زمان، برگ جدیدی به دفتر مطالعات انجام گرفته در زمینه درآمد مالیاتی اضافه شد. این تحقیقات، عوامل مؤثر بر ظرفیت مالیاتی را به دو دسته تقسیم می‌کنند. دسته اول، عوامل طرف عرضه نظیر درآمد سرانه و نرخ تورم و... را شامل می‌شوند که در اغلب مطالعات سنتی مورد استفاده قرار می‌گیرند. دسته دوم را متغیرهای طرف تقاضا تشکیل می‌دهند که بر نقش نهادهای اجتماعی در ایجاد انگیزه برای پرداخت مالیات تأکید می‌کند.

نتیجه این تحقیقات، حاکی از آن است که اگرچه متغیرهای طرف عرضه در توضیح عملکرد مالیاتی کشورها معنادار هستند؛ اما، عوامل طرف تقاضا در توجیه تفاوت بین کشورها در شاخص نسبت و تلاش مالیاتی از اهمیت بالاتری برخوردارند (برد و همکاران، ۲۰۰۸؛ سن گوپتا، ۲۰۰۷؛ داوودی و گریگوریان، ۲۰۰۷). این مطالعات، توجه صرف به متغیرهای طرف عرضه را برای افزایش درآمدهای مالیاتی یک کشور، توصیه سیاستی عاقلانه‌ای نمی‌دانند (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۴)؛ چرا که دولت‌ها، زمانی می‌توانند به اندازه بهینه مالیات جمع‌آوری نمایند که محیط نهادی مطلوبی برای ترغیب افراد به پرداخت مالیات، شکل گرفته باشد (تنزی، ۱۹۹۲).

درواقع، تعیین‌کننده‌های متعارف درآمد مالیاتی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، ممکن است نسبت درآمد مالیاتی را تغییر دهند؛ اما، برای تغییر بلندمدت در نسبت مالیاتی، تلاش‌ها باید به سمت عوامل غیرمتعارف سوق داده شود (دراموند و همکاران، ۲۰۱۲). علاوه بر تأثیر عوامل نهادی بر درآمد مالیاتی، انتظار می‌رود که درآمدهای مالیاتی نیز بر کیفیت نهادهای یک کشور اثرگذار باشند؛ چرا که، ظرفیت

1. Tanzi (1992).
2. Barsukova and Radaev (2012).
3. Sen Gupta (2007).
4. Davoodi and Grigorian (2007).
5. Drummond et al. (2012).

و توانایی اقتصاد در جذب درآمدهای مؤثر، سبب توانمندسازی هرچه بیشتر دولت در تقویت نهادهای دولتی می‌گردد.

علت برخی ناکارایی‌های اقتصادی در کشورهای نفتی را می‌توان به افزایش بیش از اندازه هزینه‌های دولت در دوره‌های رونق اقتصادی نسبت داد (دولین و لوین، ۲۰۰۴). افزایش زیاد از حد درآمدهای نفتی، باعث گسترش فعالیت‌های رانت‌جویانه و به‌دنبال آن، کاهش فعالیت بخش خصوصی، کارایی و رشد اقتصادی خواهد شد (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۴). افزایش درآمدهای حاصل از فروش منابع طبیعی، منجر به افزایش سودآوری در فعالیت‌های رانت‌جویانه و به‌دنبال آن، تضعیف کیفیت نهادهای می‌شود. به‌همین دلیل، انتظار می‌رود رابطه‌ای معکوس میان کیفیت نهادهای رانت و نفت وجود داشته باشد (توفیقی و یحیوی رازلیقی، ۱۳۹۵). کشورهای دارای منابع طبیعی غنی، به‌ویژه نفت، به‌ناچار در کوتاه‌مدت به کشورهای رانتی تبدیل می‌شوند (مؤمنی و صمدیان، ۱۳۹۲). لذا، شاخص‌های کیفیت نهادی تحت‌تأثیر درآمدهای حاصل از منابع طبیعی و رانت قرار می‌گیرند؛ چرا که کشورهای رانتی، از طریق اختیارات انحصاری خود در زمینه توزیع و تخصیص درآمد به‌دست آمده از رانت منابع طبیعی، به‌دنبال اعمال کنترل اجتماعی و سیاسی بر روی شهروندان خود هستند.

البته وفور منابع طبیعی لزوماً سبب تضعیف نهادهای نمی‌شود. در واقع در کشورهایی با نهادهای قوی، فراوانی منابع طبیعی به منظور افزایش تولید، توسط کارآفرینان جذب می‌شود؛ اما در کشورهایی با نهادهای ضعیف، انرژی و استعداد کارآفرینان صرف جذب رانت حاصل از منابع می‌شود (مهلوم، ۲۰۰۶).

با توجه به توضیحات عنوان‌شده و از آنجا که درآمد قابل دریافت از مالیات در یک کشور، علاوه بر عوامل اقتصادی، با کیفیت نهادهای در آن کشور ارتباط دارد، بررسی عملکرد مالیاتی نیازمند تحلیلی فراتر از توجه به عوامل اقتصادی است. به عبارتی دیگر، به‌منظور افزایش درآمد کارای مالیاتی، به نهادهایی نیاز است که مجموعه‌ای از شرایط و بسترهای سیاسی، فرهنگی و اقتصادی را برای بهبود عملکرد مالیاتی فراهم کنند؛ چرا که طبق تئوری‌های اقتصادی، دولت‌ها دارای دو وجه قدرت یعنی قدرت سیاسی و قدرت اقتصادی هستند. قدرت سیاسی آن‌ها به توانایی دریافت مشروعیت از شهروندان بازمی‌گردد و قدرت اقتصادی آن‌ها به توانایی افزایش مالیات (عاصم‌وغلو، ۲۰۰۵).

فرض بر این است که چنانچه این دو وجه از قدرت دولت‌ها هم‌راستا عمل کنند، یکدیگر را تقویت کرده و سبب افزایش اثرگذاری سیاست‌های دولت می‌شوند. به‌همین دلیل، دور از انتظار نیست که افزایش اعتماد مردم به دولت، قدرت سیاسی دولت را افزایش داده و با افزایش قدرت سیاسی، توانایی دولت در دریافت مالیات نیز افزایش و پایه‌های قدرت اقتصادی نیز به‌دنبال آن استحکام یابد. افزایش قدرت اقتصادی از طریق افزایش مالیات نیز می‌تواند سبب تقویت نهادهای در یک کشور گردد.

1. Devlin and Lewin (2004).

2. Mehlum et al. (2006).

3. Acemoglu (2005).

از میان عوامل مؤثر بر افزایش اعتماد مردم به دولت‌ها، می‌توان به آزادی و یکی از کلیدی‌ترین زیرشاخه‌های آن یعنی آزادی اقتصادی اشاره کرد که در پژوهش‌های گذشته، از پرداختن به ارتباط آن با درآمد و ظرفیت مالیاتی غفلت شده است. آزادی اقتصادی به‌طور گسترده‌ای منعکس‌کننده کیفیت نهادهای قانونی یک کشور است (اگر و وینر، ۲۰۰۴). نظریه‌های علم اقتصاد نشان می‌دهند که آزادی اقتصادی بر انگیزه و تلاش تولید و اثربخشی استفاده از منابع تأثیر می‌گذارد. در واقع، اقتصاددانان، از زمان آدام اسمیت^۲، این بحث را مطرح کرده‌اند که آزادی انتخاب و تأمین منابع، رقابت در تجارت، مبادله و تجارت با سایرین و حقوق مالکیت امن از عناصر کلیدی در پیشرفت اقتصادی هستند (صامتی و شاهچرا، ۲۰۰۶). مردم زمانی تمایل بیشتری به پرداخت مالیات دارند که به دولت اعتماد داشته و بدانند که دولت، مالیات پرداختی آنان را به بهترین نحو برای افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و همچنین ارتقاء سطح خدمات اساسی صرف می‌کند (کميجانی و سلاطین، ۱۳۸۷). لذا، انتظار می‌رود افزایش در شاخص آزادی اقتصادی، به عنوان یک عامل نهادی مؤثر بر اعتماد افراد به دولت، در بهبود شاخص مالیاتی اثرگذار باشد.

از سوی دیگر، در بیشتر کشورهای صادرکننده نفت، وابستگی دولت به درآمدهای نفتی سبب تضعیف نظام مالیاتی شده و کیفیت نهادی را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد. اتکا به درآمدهای حاصل از رانت و بویژه رانت نفتی، موجب می‌شود تا این موضوع، اثرات منفی بسیاری بر ساختار دولت، روابط دولت و جامعه و کیفیت نهادهای قانونی کشور داشته باشد (فیضی ینگجه و همکاران، ۱۳۹۶). رانت نفت سبب استقلال دولت از جامعه و ایجاد قدرت انحصاری برای دولت می‌شود، که چنین شرایطی مانع ایجاد دموکراسی شده، دولت را در ایفای نقش نمایندگی ناتوان و شاخص‌های آزادی را تضعیف می‌نماید (آیشام، ۲۰۰۵). از این رو، پیش‌بینی می‌شود که افزایش درآمدهای مالیاتی و همچنین کاهش رانت نفتی، سبب بهبود کیفیت نهادی گردد.

از شناخته شده‌ترین شاخص‌های آزادی اقتصادی، آزادی اقتصادی جهانی^۳ مؤسسه فریزر^۴ و شاخص آزادی اقتصادی^۵ بنیاد هریتیج^۶ هستند که شباهت زیادی به یکدیگر دارند و در دسته‌بندی و ترکیب مؤلفه‌های این دو شاخص، تفاوت اندکی وجود دارد. شاخص آزادی مورد نظر در مطالعه حاضر، شاخص ارائه شده توسط بنیاد هریتیج است. این بنیاد، آزادی اقتصادی را حق اساسی هر انسان برای کنترل نیروی کار و دارایی خود تعریف می‌کند. بر این اساس، در یک جامعه به‌لحاظ اقتصادی آزاد،

1. Egger and Winner (2004).

2. Adam Smith

3. Economic Freedom of the World

4. Fraser Institute

5. Economic Freedom Index

6. Heritage Foundation

افراد برای کار، تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری، به هر نحوی که بخواهند، آزادند. این بنیاد، آزادی اقتصادی کشورها را در چهار ستون اصلی، دسته‌بندی می‌کند. هر کدام از این شاخص‌ها، شامل حاکمیت قانون^۱، کارایی قوانین و مقررات^۲، اندازه دولت^۳ و بازارهای باز^۴، در برگیرنده سه زیرشاخص هستند که در نهایت رتبه کشورها در زمینه آزادی اقتصادی با استفاده از سنجش این دوازده مؤلفه محاسبه و به‌صورت سالانه در بازه‌ای بین صفر تا صد گزارش می‌شود. هرچه مقدار عددی آزادی اقتصادی در کشوری به صد نزدیک‌تر باشد، آن کشور آزادتر به حساب می‌آید.

در این مطالعه، با استناد به ادبیات موضوع و پژوهش‌های تجربی پیشین، برای اولین بار با استفاده از دو مدل مجزا، به بررسی اثر کیفیت نهادی و شاخص مالیاتی پرداخته شده است. در مدل اول، به‌منظور بررسی اثر کیفیت نهادی بر درآمد مالیاتی، چهار زیرشاخص آزادی اقتصادی در کنار دو متغیر اقتصادی درآمد سرانه و نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت به‌عنوان متغیرهای مستقل و اثرگذار بر متغیر وابسته نسبت مالیاتی لحاظ شده‌اند. همچنین، به پیروی از مطالعات گذشته و با استفاده از مدل دیگری، برای بررسی تأثیر درآمد مالیاتی بر کیفیت نهادها، سه شاخص نسبت مالیاتی، درآمد سرانه و نسبت رانت نفتی به GDP، به عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته شده‌اند، که به بررسی اثر آن‌ها بر شاخص آزادی اقتصادی به عنوان شاخص کیفیت نهادی پرداخته شده است. در نظر گرفتن و برآورد هر دو مدل در یک مطالعه و بررسی تأثیر نسبت مالیاتی و شاخص آزادی اقتصادی بر یکدیگر، گامی نوین در جهت پرداختن به اثر نسبت مالیاتی و کیفیت نهادها در یک کشور است.

۲-۲. مروری بر مطالعات گذشته

پژوهش‌های بسیاری در زمینه متغیرهای اثرگذار بر ظرفیت، درآمد و تلاش مالیاتی صورت گرفته است. تعدادی از این مطالعات، اثر نهادها و کیفیت نهادی بر درآمد مالیاتی دولت و یا بالعکس را بررسی نموده‌اند. در ادامه، به بررسی برخی از مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی انجام گرفته در این زمینه پرداخته خواهد شد.

یوسفی‌نژاد و همکاران (۲۰۲۲)، در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین مالیات و آزادی اقتصادی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی^۵ در سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۸ و با به‌کارگیری داده‌های تابلویی اثر ثابت مبادرت نموده‌اند. آن‌ها علاوه بر مالیات کالاها و خدمات^۶، درآمد شخصی^۷

1. Rule of Law

2. Regularity Efficiency

3. Government size

4. Open Market

5. OECD: Organization for Economic Cooperation and Development

6. Goods and services Tax

7. Personal Income Tax

و دارایی^۱، سایر شاخص‌های اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی^۲ را نیز برای اندازه‌گیری اثر مالیات‌ها بر آزادی اقتصادی در نظر می‌گیرند. نتایج پانل حداقل مربعات در مطالعه آن‌ها، حاکی از وجود رابطه مثبت و معناداری بین مالیات دارایی و آزادی اقتصادی است. با این حال، مالیات درآمد شخصی و مالیات کالاها و خدمات به‌طور منفی و قابل توجهی با آزادی اقتصادی در ارتباط هستند. نتایج همچنین نشان می‌دهند که پنج شاخص اثربخشی دولت، رابطه میان مالیات و آزادی اقتصادی را تعدیل کرده و بهبود اثربخشی دولت، سبب افزایش آزادی اقتصادی می‌گردد.

ناپه^۳ (۲۰۲۱)، با هدف بررسی تأثیر متقابل آزادی اقتصادی و درآمد مالیاتی، از داده‌های پانل پویا برای ۱۴ کشور عضو جامعه توسعه آفریقای جنوبی^۴ استفاده می‌کند. نتایج حاصل از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته^۵ برای ۲۳۸ مشاهده سالانه در فاصله سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ در این مطالعه، نشان می‌دهد که عوامل متعارف و غیرمتعارف، هر دو از نظر آماری معنادار و در توضیح تغییرات در عملکرد درآمد مالیاتی مهم هستند. یافته‌های این پژوهش، حاکی از وجود ارتباط مثبت بین درآمد مالیاتی و درجه بازبودن تجاری و درآمدهای خانوار است؛ در حالی که متغیر جمعیت و تعیین‌کننده‌های آزادی اقتصادی، برگرفته از شاخص مؤسسه فریزر، اثر منفی بر درآمد مالیاتی از خود نشان دادند. در این پژوهش، عنوان می‌شود که چنانچه حجم فعالیت‌ها در بخش غیررسمی اقتصاد بالا باشد، تنظیم مالیات دشوار بوده و در نتیجه، مزایای آزادی اقتصادی نمی‌تواند به طور کامل تحقق یابد.

آروین و همکاران^۶ (۲۰۲۱)، به بررسی تعاملات بین کیفیت نهادی، مخارج دولت، رشد اقتصادی و مالیات در ۵۱ کشور کم‌درآمد و با درآمد پایین‌تر از متوسط در بازه زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۹ با استفاده از روش تصحیح خطای برداری پانل P-VECM^۷ پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت، ارتباطی میان مخارج دولت، مالیات و کیفیت نهادی برقرار نیست؛ اما، ارتباط دوطرفه‌ای میان رشد اقتصادی و کیفیت نهادی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، وجود دارد. یافته‌ها حاکی از آن است که برای کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط، بهبود در کیفیت نهادی، باعث تقویت رشد اقتصادی خواهد شد و بالعکس. این یافته‌ها این واقعیت را برجسته می‌کند که بهبود کیفیت سازمانی در کشورهای نسبتاً فقیرتر، عاملان اقتصادی را قادر می‌سازد تا به کارایی تخصیصی و تولیدی دست یابند که مسیرهای رشد اقتصادی کشورها را افزایش دهد.

1. Property Tax
2. FDI: Foreign Direct Investment
3. Naape (2021).
4. SADC: Southern African Development Community
5. GMM: Generalized Method of Moments
6. Arvin et al. (2021).
7. Panel Vector Error- Correction Model

آکانبی^۱ (۲۰۱۹)، با استفاده از مجموعه داده‌های پانل برای ۱۱۰ کشور غیرغنی از منابع از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۷ و با به‌کارگیری روش VECM، دریافت که ظرفیت مالیاتی و نهادهای باعث ایجاد و تقویت یکدیگر برای طیف وسیعی از کشورها می‌شوند. نتایج در کشورهای نمونه نشان داد که با افزایش یک درصدی در کیفیت نهادهای، ظرفیت مالیاتی ۰/۸ درصد افزایش می‌یابد، درحالی‌که افزایش یک درصدی در ظرفیت مالیاتی، منجر به بهبود ۰/۳ درصدی در نهادهای می‌گردد. این مقاله، همچنین نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای با اقتصاد پیشرفته، ظرفیت مالیاتی و بهبود نهادهای، تأثیر مثبت و بیشتری بر یکدیگر دارند. شاخص نهادهای به‌کار گرفته شده در مقاله آن‌ها، ترکیب سه مؤلفه اثربخشی دولت^۲، کنترل فساد^۳ و آزادی تجارت بین‌الملل^۴ می‌باشد. نسبت درآمد مالیاتی به GDP نیز به‌عنوان شاخص ظرفیت مالیاتی لحاظ گردیده است.

رضاقلی‌زاده و عالمی^۵ (۱۴۰۲)، پس از محاسبه سری زمانی متغیر پنهان فرار مالیاتی، به‌منظور بررسی تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت کیفیت نهادهای و متغیرهای تورم و تولید ناخالص داخلی بر فرار مالیاتی در اقتصاد ایران در قالب الگوهای سری زمانی، از روش آزمون کرانه‌ای خودرگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده استفاده نموده و نشان دادند، روند فرار مالیاتی در دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ در ایران افزایشی است. علامت ضریب متغیر کیفیت نهادهای، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، منفی و معنی‌دار بوده و یک درصد بهبود در کیفیت نهادهای در بلندمدت، منجر به کاهش ۰/۶۲ درصدی در فرار مالیاتی در این بازه ۳۸ ساله شده است.

ایزدخواستی و همکاران^۱ (۱۴۰۰)، در پژوهشی ابتدا با روش علل چندگانه-آثار چندگانه، روند فرار مالیاتی در کشورهای منتخب را برآورد کرده و سپس با استفاده از روش داده‌های تابلویی به تحلیل تأثیر همزمان کیفیت نهادهای و فرار مالیاتی بر عملکرد نظام مالیاتی در کشورهای منتخب مناه در دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ می‌پردازند. نتایج مطالعه آن‌ها، حاکی از اثر مثبت کارایی و پاسخگویی دولت، شاخص تبدیل ساختاری اقتصاد و سهم واردات کالاها و خدمات در تولید ناخالص داخلی بر عملکرد مالیاتی است؛ در حالی‌که، سهم بخش کشاورزی در GDP، دارای اثر منفی بر نسبت مالیاتی، به‌عنوان شاخص عملکرد مالیاتی است. همچنین فرار مالیاتی و تأثیر همزمان فرار مالیاتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، اثر معناداری بر عملکرد نظام مالیاتی نداشته است.

جعفری طادی و همکاران^۱ (۱۳۹۹)، به بررسی اثر درآمد نفت و مالیات بر شاخص کیفیت حکمرانی در ایران با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم طی دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۶ می‌پردازند. نتایج، حاکی از وجود رابطه غیرخطی، به شکل U معکوس، بین سهم درآمد نفت از تولید ناخالص

1. Akanbi (2019).
2. Government Effectiveness
3. The Control of Corruption
4. Freedom to International Trade
5. MENA

داخلی با شاخص نهادی حکمرانی خوب است. همچنین در این مطالعه، رابطه مستقیم بین سهم درآمد مالیات از GDP با شاخص مذکور در این مطالعه تأیید می‌شود. یافته‌های آن‌ها بر این نکته دلالت دارد که با پرداخت مالیات بیشتر توسط شهروندان، فشار آن‌ها بر دولت به‌منظور پاسخگویی و بهبود کیفیت نهادی افزایش می‌یابد.

فیضی ینگچه و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهش خود به بررسی تأثیر رانت نفت بر شاخص‌های حکومت‌داری خوب در ۵۴ کشور صادرکننده نفت در سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۳ می‌پردازند. آن‌ها با استفاده از روش داده‌های تابلویی، نشان می‌دهند که درآمدهای حاصل از منابع نفتی بر شاخص‌های حکمرانی خوب، تأثیر منفی و معنادار دارد. از سویی، تأثیر متغیرهای درجه باز بودن اقتصاد، تولید ناخالص ملی، آزادی کسب‌وکار و آزادی سرمایه‌گذاری بر این شاخص‌ها، مثبت و معنادار است.

عوامل مؤثر بر ظرفیت و درآمد بالقوه مالیاتی همواره مورد مناقشه اقتصاددانان بوده‌اند، چرا که این عوامل همراه با تحولات اقتصادی، دستخوش تغییر می‌شوند. پژوهش حاضر از یک‌سو، به بررسی نحوه اثرگذاری نهادها بر درآمد مالیاتی می‌پردازد که در این مسیر، از چهار ستون آزادی اقتصادی در کنار متغیرهای درآمد سرانه و نسبت بخش کشاورزی به صنعت، در برآورد مدل درآمد مالیاتی سنتی استفاده می‌نماید. از سوی دیگر، در الگویی مجزا، به‌دنبال تحلیل تأثیر نسبت رانت نفتی و درآمد مالیاتی بر آزادی اقتصادی به‌عنوان شاخص کیفیت نهادی است که به‌منظور این هدف، به بررسی اثر سه متغیر تولید ناخالص داخلی، رانت نفتی و نسبت مالیاتی بر شاخص آزادی اقتصادی می‌پردازد.

آنچه این پژوهش را از مطالعات پیشین متمایز می‌کند، حضور زیرشاخص‌های آزادی اقتصادی به‌عنوان عوامل نهادی غیرمتعارف در کنار عوامل اقتصادی متعارف در تابع درآمد مالیاتی است که کمک می‌کند، بتوان اثر کیفیت نهادی بر درآمد مالیاتی را سنجید. از سوی دیگر، علاوه بر سنجش اثر کیفیت نهادی بر شاخص مالیاتی، به بررسی اثر درآمدهای مالیاتی و رانت نفتی بر شاخص آزادی اقتصادی به‌عنوان شاخص کیفیت نهادی نیز می‌پردازد که در مطالعات گذشته، با در نظر گرفتن متغیرهای لحاظ شده در این مطالعه، به آن پرداخته نشده است. در هیچ‌یک از مطالعات پیشین، هر دو مدل در نظر گرفته شده در این پژوهش، با هم و در کنار هم برآورد نشده‌اند تا بتوان علاوه بر اثر کیفیت نهادی بر درآمد مالیاتی، به بررسی اثر نسبت مالیاتی بر نهادها نیز پرداخته شود. حال آنکه در این تحقیق برای اولین بار، به برآورد هر دو مدل مبادرت شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

به‌منظور ارزیابی عملکرد مالیاتی کشورها، معمولاً از نسبت مالیاتی به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. این نسبت برای مقایسه عملکرد یا روند مالیاتی کشورهایی با ساختار اقتصادی و درآمدی یکسان ابزار مناسبی است (ماسگریو، ۱۹۸۷). از مزیت‌های این روش، می‌توان به سادگی و ارائه

تصویری جامع از روند دریافت مالیات اشاره کرد. از آنجا که این نسبت، معیاری برای سنجش عملکرد نظام مالیاتی است، در مقاله حاضر، از این نسبت به عنوان شاخص مالیاتی استفاده شده است. با توجه به ادبیات موضوع و مطالعات تجربی انجام شده و با استناد به مدل برد و همکاران (۲۰۰۸)، مدل انتخابی در این پژوهش برای بررسی ارتباط بین شاخص آزادی اقتصادی و درآمد و ظرفیت مالیاتی به شکل رابطه ۱ ارائه می‌گردد:

$$Ltax_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Lgdpp_{it} + \alpha_2 L(\frac{agr}{ind})_{it} + \alpha_3 Lrl_{it} + \alpha_4 Lgs_{it} + \alpha_5 Lom_{it} + \alpha_6 Lre_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

آنچه رابطه ۱ را از مدل ارائه شده توسط برد و همکاران متمایز می‌کند، استفاده از متغیرهای آزادی اقتصادی است که جایگزین شاخص کیفیت نهادی به کار گرفته شده در الگوی برد و همکاران شده است.

همچنین، برای بررسی رابطه میان درآمد مالیاتی با کیفیت نهادها (شاخص آزادی اقتصادی) به پیروی از مطالعات گذشته و با استناد به مدل سالایی مارتین و سوبرامانیان (۲۰۰۳) و آیشام و همکاران (۲۰۰۵)، الگوی زیر به اجرا گذاشته می‌شود:

$$LEF_{it} = \beta_0 + \beta_1 Loilr_{it} + \beta_2 Ltax_{it} + \beta_3 Lgdpp_{it} + u_{it} \quad (2)$$

تفاوت رابطه ۲ با مدل پایه، در جایگزینی شاخص حکمرانی خوب با شاخص آزادی اقتصادی به عنوان متغیر وابسته و همچنین ورود متغیر رانت نفتی و تولید ناخالص داخلی سرانه به مدل به عنوان متغیرهای مستقل و اثرگذار می‌باشد.

در هیچ یک از مطالعات گذشته، به برآورد و بررسی هر دو مدل به صورت یکجا و در دو الگوی مجزا پرداخته نشده است و تنها تجزیه و تحلیل اثر درآمد مالیاتی بر کیفیت نهادی و یا بالعکس صورت پذیرفته است.

در روابط ۱ و ۲ متغیرهای مدل به شرح زیر می‌باشند:

$Ltax$ لگاریتم نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی،

$Lgdpp$ لگاریتم درآمد سرانه،

$L(\frac{agr}{ind})$ لگاریتم نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت،

Lrl لگاریتم حاکمیت قانون، Lgs لگاریتم اندازه دولت،

Lom لگاریتم بازارهای باز و Lre لگاریتم کارآیی قوانین و مقررات،

LEF لگاریتم شاخص آزادی اقتصادی،

$Loilr$ لگاریتم رانت نفتی به نسبت تولید ناخالص داخلی،

u و ε بیانگر جز خطا، i نشان‌دهنده مقاطع یا واحدهای مشاهده‌شده و t نشان‌دهنده دوره زمانی می‌باشد.

به‌منظور برآورد مدل‌های مذکور، داده‌های مرتبط با شاخص آزادی اقتصادی، مستخرج از بنیاد هریتیج می‌باشد و سایر داده‌ها نیز از شاخص‌های توسعه جهانی منتشر شده توسط بانک جهانی به‌دست آمده‌اند.

یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر درآمد و ظرفیت مالیاتی یک کشور، سطح توسعه اقتصادی است. اگرچه توسعه اقتصادی ابعاد مختلفی دارد؛ اما، شاخصی که اغلب برای اندازه‌گیری سطح توسعه به‌کار می‌رود، درآمد سرانه است. اقتصاد توسعه‌یافته‌تر، به معنای بهره‌وری بالاتر و در نتیجه پتانسیل بیشتر در مالیات‌ستانی است و پایه مالیاتی بالقوه بزرگ‌تری را به‌همراه دارد (لاتز و مورس، ۱۹۷۰). افزایش سطح توسعه‌یافتگی در جامعه، سبب کاهش فرار مالیاتی و به‌دنبال آن، درآمدهای مالیاتی دولت می‌شود (کریمی‌موغاری و غلامرضا، ۱۳۹۷). لذا، انتظار می‌رود سهم درآمد مالیاتی همراه با افزایش درآمد سرانه افزایش یابد.

متغیر تعیین‌کننده دیگر در تابع درآمد مالیاتی، نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت است. سهولت مالیات‌ستانی از برخی بخش‌های اقتصادی در مقایسه با سایر بخش‌ها، اهمیت این متغیر را روشن می‌سازد (موسوی‌جهرمی و همکاران، ۱۳۹۹). به‌عنوان مثال، مالیات گرفتن از بخش کشاورزی سخت‌تر است، به‌ویژه اگر این بخش تحت تسلط تعداد زیادی کشاورز خرده‌پا و فقیر باشد (گرایی‌نژاد و چپردار، ۱۳۹۱). ارزش افزوده بخش کشاورزی معمولاً مازاد قابل مالیات‌ستانی کمتری را به‌همراه دارد زیرا، بالا بودن سهم بخش کشاورزی در اقتصاد، به معنای پایین بودن درجه صنعتی شدن کشور و نشان‌دهنده وضعیت ساختار اقتصادی با گرایش‌های سنتی در فرایند رشد و توسعه است. در ساختارهای سنتی، درآمدهای به‌دست آمده از بخش کشاورزی، به‌دلیل پایین بودن بهره‌وری و حاشیه سود، به نسبت پایین هستند؛ خصوصاً زمانی که محصولات کشاورزی به‌صورت عمده توسط تعداد زیادی از کشاورزان کوچک تولید می‌شود. از طرف دیگر، به‌دلیل سیاست‌های حمایتی و عدم تمایل دولت‌ها به مالیات‌ستانی از مواد غذایی رشد‌کرده و مصرف‌شده در داخل و همچنین مقاومت سیاسی مؤثر در برابر مالیات‌ستانی از بخش کشاورزی، انتظار می‌رود بالا بودن نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت، کاهش درآمد مالیاتی را به‌همراه داشته باشد (بال، ۱۹۷۱).

1. Lotz and Morss (1970).

2. Bahl

شاخص حاکمیت قانون، شامل سه زیرشاخص حقوق مالکیت^۱، یکپارچگی دولت^۲ و اثربخشی قضایی^۳ است. این شاخص، نشان می‌دهد که قوانین دولتی تا چه میزان حقوق مالکیت فردی را تضمین می‌کنند. فعالان اقتصادی در فضایی که حقوق مالکیت تضمین می‌شود، با اطمینان بالاتری سرمایه‌گذاری می‌کنند (ونکاترامن^۴، ۲۰۱۹). چنانچه مقررات دولت بیش از حد باشد، سبب فراهم شدن فرصت‌هایی برای رانت‌جویی می‌گردد که رشد و توسعه اقتصادی را با موانع جدی روبرو می‌سازد. یکپارچگی دولت، با ایجاد امنیت و اطمینان اقتصادی، منجر به بهبود فضای کسب‌وکار می‌شود. در واقع، رانت و فساد در بخش عمومی و دولتی، موجب جهت‌دهی تمایل افراد به سمت فعالیت‌های رانت‌جویانه به جای فعالیت‌های مولد اقتصادی می‌گردد.

از طرف دیگر، اثربخشی قضایی، به عنوان یک مؤلفه اساسی در حاکمیت قانون، به منظور حصول اطمینان از رعایت کامل قوانین و انجام اقدامات قانونی لازم علیه تخلفات و فساد اداری، به سیستم قضایی کارآمد و منصفی نیاز دارد؛ چرا که یکی از اولین نشانه‌های مشکلات جدی در توسعه، که منجر به ناکارایی اقتصادی می‌شود، انحراف از کارایی قضایی است. از این رو، انتظار می‌رود، اثر این مؤلفه بر ظرفیت و تلاش مالیاتی مثبت باشد.

شاخص کارایی قوانین و مقررات، سه زیرشاخص آزادی کسب‌وکار، آزادی نیروی کار و آزادی پولی^۵ را شامل می‌شود. شاخص آزادی کسب‌وکار، به سنجش آزادی عمل فرد برای آغاز، ادامه و اتمام یک فعالیت اقتصادی مبادرت می‌نماید. کاهش فشار ناشی از انجام یک فعالیت تجاری در نتیجه بهبود این شاخص، توسعه اقتصادی را ارتقا می‌بخشد (هکلمن^۶، ۲۰۰۰). نتایج مطالعات نشان می‌دهند شرایط سخت محیطی و وجود ضوابط مخل در کسب‌وکارها، سبب بروز دلسردی در کارآفرینان و فعالان اقتصادی شده و تأثیرات مخربی بر مشاغل دارد (لوی و اوشو^۷، ۲۰۱۱). براساس دیدگاه کلپر و همکاران^۸ (۲۰۰۶)، سطوح بالای بوروکراسی در آغاز به کار فعالیت‌های اقتصادی نوپا و فضای سختگیرانه کسب‌وکار، مانعی جدی پیش روی فعالیت‌های اقتصادی است که باعث کندی رشد تولید و سرمایه‌گذاری می‌گردد.

-
1. Property Rights
 2. Government Integrity
 3. Judicial Effectiveness
 4. Venkataraman (2019).
 5. Business Freedom
 6. Labor Freedom
 7. Monetary Freedom
 8. Heckelman (2000).
 9. Levie and Autio (2011).
 10. Klapper et al. (2006).

شاخص آزادی نیروی کار نیز ناظر به قوانین و مقررات بازار کار است. رویه‌های دست‌وپاگیر در بازار کار، سبب ایجاد محدودیت کارفرمایان و کارمندان برای مذاکره در مورد شرایط کار می‌گردد (اسانگو، ۲۰۱۴). تحرک نیروی کار در نتیجه عدم انعطاف‌پذیری بازار کاهش می‌یابد و فعالیت‌های اقتصادی را با محدودیت مواجه می‌سازد (مک‌مولن و همکاران، ۲۰۰۸).

رومن و همکاران (۲۰۱۳)، انعطاف‌پذیری بازار کار را ابزاری برای ارتقاء کسب‌وکارهای کوچک و متوسط، از طریق کاهش هزینه‌های بالای استخدام، می‌دانند. زیرشاخص آزادی پولی، معیاری از ثبات و کنترل قیمت‌ها توسط دولت است. بی‌ثباتی قیمت‌ها و کنترل نامناسب قیمت‌ها توسط دولت، سبب بروز اختلال در تخصیص منابع می‌گردند و مانعی در جهت توسعه فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه، جمع‌آوری مالیات به‌شمار می‌آید. همان‌گونه که در اغلب کشورهای در حال توسعه شاهد هستیم، عدم کنترل صحیح قیمت‌ها، باعث ایجاد تورم‌های افسارگسیخته می‌گردد. وجود تورم بالا، منجر به افزایش اقتصاد سایه‌ای و فرار مالیاتی می‌گردد (مطلبی و همکاران، ۱۳۹۷). مثبت بودن اثر تورم بر فرار مالیاتی، طبیعتاً منجر به کاهش درآمد مالیاتی می‌گردد. از همین رو انتظار می‌رود، رابطه این شاخص با درآمد مالیاتی مثبت باشد. شاخص اندازه دولت دربرگیرنده سه زیرشاخص سلامت مالی ۴، بار مالیاتی ۵ و مخارج دولت ۶ است. زیرشاخص بار مالیاتی، به اندازه‌گیری مالیات تحمیل‌شده بر افراد و واحدهای کسب‌وکار توسط دولت مرکزی می‌پردازد. نزدیک بودن نرخ‌های مالیاتی به نرخ بهینه مالیاتی، درآمد مالیاتی دولت را به مقدار حداکثر آن نزدیک‌تر می‌کند؛ چرا که بر اساس منحنی لافر، تعیین نرخ‌های بالای مالیاتی لزوماً منجر به افزایش درآمد مالیاتی دولت نمی‌گردد. این نرخ‌ها باید در سطح بهینه ماکزیم‌کننده درآمد دولت تعیین شوند. بودجه دولت‌ها یکی دیگر از مبرهن‌ترین شاخص‌های اندازه دولت است. بودجه دولت به شکلی واضح، هم زمینه‌ها و هم میزان مداخله دولت در فعالیت‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. علاوه بر این، بودجه، منعکس‌کننده وجود یا فقدان تعهد دولت در مدیریت صحیح منابع مالی است که هم، برای توسعه اقتصادی بلندمدت پویا الزامی است و هم، برای پیشرفت آزادی اقتصادی حیاتی است. از طرفی، کوچک بودن هزینه‌های دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی، به معنای آزادی بیشتر است. به عبارتی، هرچه سهم دولت از درآمد و ثروت بیشتر باشد، پاداش افراد برای فعالیت اقتصادی خود کمتر و انگیزه برای انجام کار و فعالیت اقتصادی نیز کمتر خواهد بود. در نتیجه، سطح فعالیت کلی بخش خصوصی کاهش می‌یابد (بیورنسکف و فاس، ۲۰۰۸)؛ که سبب کاهش ظرفیت و درآمد مالیاتی می‌گردد.

1. Asongu (2014).
2. McMullen et al. (2008).
3. Roman et al. (2013).
4. Fiscal Health
5. Tax Burden
6. Government spending
7. Bjørnskov and Foss (2008).

شاخص بازارهای باز از سه زیرشاخص آزادی تجارت^۱، آزادی سرمایه‌گذاری^۲ و آزادی مالی^۳ تشکیل می‌گردد. آزادی سرمایه‌گذاری، میزان آزادی افراد در تصمیم برای سرمایه‌گذاری در کسب‌وکار خود را اندازه‌گیری می‌کند. ارتقاء آزادی سرمایه‌گذاری، یکی از سیاست‌های مؤثر بر فعالیت‌های کارآفرینی و توسعه اقتصادی به حساب می‌آید (گوارتنی و همکاران، ۴، ۲۰۰۹). آزادی سرمایه‌گذاری باعث می‌شود که سرمایه و ظرفیت بیکار برای فعالیت‌های اقتصادی آزاد شود و هزینه‌های معاملاتی، قوانین و مقررات، و موانع ورود و خروج برای فعالان کاهش یابد (بنه و نیکلاوه، ۲۰۱۹). آزادی مالی معیاری از امنیت و آزادی کنترل‌های دولتی در امور بانکی و بانکداری است. در شرایطی که بخش بانکی و مالی اقتصاد، حداقل دخالت دولت را داشته باشد، جریان روان و جوه نقد وجود دارد و تخصیص اعتبارات براساس شرایط بازار انجام می‌شود و لذا بودجه، به‌موقع به افراد و شرکت‌ها اختصاص داده می‌شود.

آزادی مالی، جریان نقدینگی آزاد را ترویج می‌کند؛ زیرا، بانک‌ها در تمدید اعتبار، پذیرش سپرده‌ها و تجارت با ارزهای خارجی آزاد هستند. جذب سرمایه برای تأمین مالی یک کسب‌وکار، دغدغه اصلی بیشتر کارآفرینان است و بیشتر فعالان اقتصادی، به‌دلیل کمبود میزان سرمایه شخصی به اجبار برای تأمین سرمایه، به بانک‌ها و سایر نهادهای مالی روی می‌آورند (بلنچ‌فلاور و آسوالده، ۱۹۹۸). از این‌رو، مسئله تأمین مالی یکی از عوامل محدودکننده برای بنگاه‌ها و کسب‌وکارهای نوپاست (شواب و سالایی‌مارتین، ۷، ۲۰۱۶)؛ که می‌تواند با ایجاد محدودیت در شروع فعالیت‌های اقتصادی، ظرفیت مالیات‌ستانی کشور را تحت‌الشعاع قرار دهد.

آزادی تجارت، ترکیبی از عدم وجود موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای واردات و صادرات کالاها و خدمات است. آزادی تجارت به‌معنای گسترده آن، سهولت تجارت با کشورهای دیگر، خرید، فروش، عقد قرارداد و... است که یکی از الزامات آزادی اقتصادی و همچنین یکی از عوامل اثرگذار بر نسبت مالیاتی است. در خصوص نحوه اثرگذاری تجارت خارجی بر درآمد مالیاتی، دو فرضیه وجود دارد. در فرضیه اول، اگر درجه باز بودن و آزادسازی تجاری از طریق کاهش تعرفه‌ها انجام شود، درآمدهای تعرفه‌ای و به‌دنبال آن، درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد؛ اما، چنانچه آزادسازی تجاری به‌وسیله حذف

-
1. Trade Freedom
 2. Investment Freedom
 3. Financial Freedom
 4. Gwartney et al. (2009).
 5. Bennett and Nikolaev (2019).
 6. Blanchflower and Oswald (1998).
 7. Schwab and Sala-i-Martin (2016).

معافیت‌ها، کاهش نقطه ماکزیمم تعرفه و نظارت بر سهمیه‌بندی انجام پذیرد، می‌تواند سبب افزایش درآمد مالیاتی گردد (کین، ۲۰۰۴). لذا بر اساس مبانی نظری ضریب اثرگذاری باز بودن بازار بر درآمد مالیاتی، می‌تواند دارای علامت مثبت و یا منفی باشد.

اثر آزادی بر کارایی اقتصادی، بویژه بر رشد اقتصادی، در تعداد زیادی از مطالعات تجربی بررسی شده است. جدا از تأثیر این شاخص بر رشد اقتصادی، به نظر منطقی می‌رسد که آزادی اقتصادی و سیاسی، عاملی مهم در بهبود شاخص مالیاتی نیز باشد. یک محیط به لحاظ اقتصادی آزاد، جذابیت محیطی را برای فعالیت‌های اقتصادی افزایش می‌دهد، که به نوبه خود، دولت‌ها را قادر می‌سازد تا مالیات بالاتری بر کسب‌وکار وضع کنند. دولت‌هایی که نهادهایی برای حفظ آزادی اقتصادی تأسیس می‌کنند، به ناچار هزینه اضافی متحمل می‌شوند؛ اما، نتایج حاصل، آن‌ها را قادر می‌سازد تا مالیات بالاتری وضع کنند. از نقطه‌نظر بنگاه‌ها یک مبادله بین بار مالیات و آزادی اقتصادی وجود دارد، بنابراین، مالیات‌ها می‌توانند به عنوان قیمت آزادی اقتصادی در نظر گرفته شوند (اگر و وینر، ۲۰۰۴). با استناد به تفاسیر مطرح شده، مؤلفه‌های اصلی آزادی اقتصادی شامل حاکمیت قانون، کارایی قوانین و مقررات، اندازه دولت و بازارهای باز، می‌توانند بر درآمد و ظرفیت مالیاتی اثرگذار باشند؛ چرا که سطح مالیات در هر کشور، فقط به توانایی جمع‌آوری مالیات باز نمی‌گردد. اگر مالیات‌دهندگان یقین حاصل کنند که دولت، نهادی مفید است و نه هدردهنده منابع و نهادهای سیاسی، ترجیحات آن‌ها را در تصمیم‌گیری‌ها لحاظ می‌کنند، تمایل آن‌ها به پرداخت مقادیر بالاتر مالیات افزایش خواهد یافت (برد و همکاران، ۲۰۰۶).

از طرفی، اتکا به منابع درآمدی رانتی، نارسایی در نهادها را باعث می‌گردد؛ زیرا، سبب کاهش لزوم پاسخ‌گویی دولت به مردم می‌شود. علاوه بر این، عدم وجود یک نظام مالیاتی مناسب، نه تنها مانع رشد اقتصادی گسترده می‌شود، بلکه تضعیف نهادها و دموکراسی را به دنبال دارد.

بانک جهانی، رانت نفت را به‌عنوان اختلاف قیمت تولید و هزینه استخراج نفت تعریف می‌کند. وجود این رانت، موجب می‌شود که دولت، مستقل از مردم شده و تصمیماتش به نظام استبدادی نزدیک‌تر و لذا آزادی محدودتر گردد (واینسل و لونگ، ۲۰۰۶). اثر مالیاتی اتکا به صادرات مواد خام، مهم‌ترین مجرای انحراف شاخص‌های نهادی و کاهش پاسخ‌گویی دولت به مردم و پیدایش حکومت‌های اقتدارگرا است. افزایش میزان رانت ناشی از صادرات منابع نفتی، از گسترش مشارکت شهروندان، مردم‌سالاری و آزادی جلوگیری می‌کند (شاه‌آبادی و پورجوان، ۱۳۹۳). به همین دلیل، انتظار می‌رود، این متغیر باعث کاهش کیفیت نهادی گردد.

1. Keen (2004).

2. Weinthal and Luong (2006).

درآمد سرانه نیز شاخص‌های آزادی اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. درآمد سرانه بالاتر، منجر به ترجیحات قوی‌تر، به‌منظور توسعه نهادی و شاخص‌های آزادی می‌شود و سبب افزایش منابع مالی برای بهبود نهادها می‌گردد (شاه‌آبادی و پورجوان، ۱۳۹۳). از این‌رو، فرض بر آن است که این متغیر، اثر مثبت بر آزادی اقتصادی داشته باشد و سبب بهبود کیفیت نهادی گردد.

۴. نتایج

همان‌گونه که پیش‌تر نیز مطرح شد، در پژوهش حاضر، با تکیه بر مبانی نظری، متغیرهای درآمد سرانه، نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت، حاکمیت قانون، اندازه دولت، بازار باز و کارآیی قوانین و مقررات، به‌عنوان مؤلفه‌های اثرگذار بر متغیر وابسته نسبت درآمد مالیاتی لحاظ شده‌اند. از طرفی، سه متغیر نسبت رانت نفتی به تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و نسبت درآمد مالیاتی، به‌عنوان متغیرهای مستقل اثرگذار بر شاخص آزادی اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند. داده‌های این پژوهش، از شاخص‌های توسعه جهانی منتشر شده توسط بانک جهانی و شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج برای سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۱۱ جمع‌آوری شده‌اند.

پیش از برآورد الگوهای پژوهش، به‌منظور جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب، می‌باید تمامی متغیرها از نظر مانایی مورد آزمون قرار گیرند. جهت بررسی مانایی متغیرهای داده‌های ترکیبی، آزمون‌های مختلفی وجود دارد. قدم اول برای انتخاب آزمون مناسب از میان آن‌ها، بررسی وجود وابستگی مقطعی است (بالتاچی، ۲۰۰۸).

در این پژوهش، وابستگی مقطعی از طریق آزمون وابستگی بین مقاطع پسران (۲۰۱۵)، که در حقیقت نسخه تکمیل شده آزمون پسران (۲۰۰۴) است، مورد بررسی قرار گرفته است. چنانچه وابستگی مقطعی در داده‌های ترکیبی تأیید شود، احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب، با استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد داده‌های ترکیبی مانند آزمون ایم، پسران و شین و لوین، لین و چو^۱، افزایش خواهد یافت. برای رفع این معضل، آزمون ریشه واحدهای متفاوتی برای داده‌های ترکیبی با وجود وابستگی مقطعی پیشنهاد شده است که از آن جمله می‌توان به آزمون ریشه واحد پسران (CIPS) اشاره داشت. جداول ۱ و ۲، نتایج آزمون همبستگی بین مقاطع پسران را برای هر دو الگوی پژوهش نشان می‌دهند.

1. Baltagi (2008).

2. Im, Pesaran and Shin (IPS)

3. Levin, Lin and Chu (LLC)

جدول ۱: نتایج آزمون همبستگی بین مقاطع پسران برای الگوی اول

Table.1: Pesaran Cross-Sectional Dependence Test Results for 1st Model

متغیر	آماره CD پسران	احتمال	نتیجه آزمون
لگاریتم نسبت مالیاتی	۳/۱۸۷۴	۰/۰۰۱۴	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم درآمد سرانه	۳/۵۷۶۷	۰/۰۰۰۳	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت	۱۲/۷۷۸۱۷	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم حاکمیت قانون	۱۵/۸۵۴۴	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم اندازه دولت	۱۶/۹۳۶۶	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم بازارهای باز	۸/۶۷۷۸	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم کارایی قوانین و مقررات	-۰/۱۵۷۴	۰/۸۷۴۹	عدم وابستگی بین مقاطع

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: نتایج آزمون همبستگی بین مقاطع پسران برای الگوی دوم

Table.2: Pesaran Cross-Sectional Dependence Test Results for 2nd Model

متغیر	آماره CD پسران	احتمال	نتیجه آزمون
لگاریتم آزادی اقتصادی	۳/۳۴۶۴	۰/۰۰۰۸	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم نسبت مالیاتی	۳/۱۸۷۴	۰/۰۰۱۴	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم درآمد سرانه	۳/۵۷۶۷	۰/۰۰۰۳	وابستگی بین مقاطع
لگاریتم نسبت رانت نفتی	۱۱/۸۳۹۱	۰/۰۰۰۰	وابستگی بین مقاطع

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جداول بالا گزارش شده است، در همه متغیرهای مورد بررسی، بجز لگاریتم کارایی قوانین و مقررات، فرضیه یک، که نشان از وجود وابستگی بین مقاطع دارد، پذیرفته می‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌های مورد بررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد. لذا، آزمون ریشه واحد مناسب برای این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) است. قدم بعدی، بررسی مانایی متغیرها با استفاده از این آزمون است که در آن وابستگی مقطعی لحاظ و در جداول ۳ و ۴، نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۳) برای متغیرهای مدل ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد پسران برای الگوی اول

Table.3: Pesaran Unit Root Test Results for 1st Model

متغیر	آماره آزمون	درجه مانایی
لگاریتم نسبت مالیاتی	-۳/۶۳۶۱	I(1)
لگاریتم درآمد سرانه	-۱/۶۷۸۷	I(0)
لگاریتم نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت	-۲/۵۸۹۸	I(0)
لگاریتم حاکمیت قانون	-۲/۳۹۲۹	I(0)
لگاریتم اندازه دولت	-۳/۱۸۱۳	I(0)
لگاریتم بازارهای باز	-۱/۷۲۰۸	I(1)
لگاریتم کارایی قوانین و مقررات	-۱/۹۸۵۶	I(0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: نتایج آزمون ریشه واحد پسران برای الگوی دوم

Table.4: Pesaran Unit Root Test Results for 2nd Model

متغیر	آماره آزمون	درجه مانایی
لگاریتم آزادی اقتصادی	-۱/۸۱۵۹۶	I(1)
لگاریتم نسبت مالیاتی	-۳/۶۲۶۱	I(1)
لگاریتم درآمد سرانه	-۱/۶۷۸۷	I(0)
لگاریتم نسبت رانت نفتی	-۱/۷۹۳۴۰	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج ارائه شده در جداول ۳ و ۴، نشان می‌دهند، برخی از متغیرهای الگو در سطح و برخی دیگر با یک بار تفاضل‌گیری در سطح اطمینان ۹۰ درصد مانا هستند. از آنجا که برخی متغیرها در سطح مانا نیستند، وجود رگرسیون کاذب محتمل است؛ لذا، بررسی ارتباط بلندمدت میان متغیرها برای حصول اطمینان از نتایج به‌دست آمده ضروری است. جهت بررسی ارتباط بلندمدت و رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها در داده‌های ترکیبی، آزمون‌های مختلفی وجود دارد.

در این پژوهش، به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت، از آزمون کائو^۱ استفاده شده است. این آزمون بر اساس روش انگل-گرنجر دومرحله‌ای^۲ است که همگنی اجزای داده‌های ترکیبی را در انجام آزمون هم‌انباشتگی در نظر می‌گیرد. فرضیه صفر در این آزمون، عبارت است از عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی، که با استفاده از ADF^۳ (دیکی-فولر تعمیم‌یافته) بررسی می‌شود. نتایج حاصل از آزمون کائو، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در الگوهای برآوردی را تأیید می‌کند. پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب، می‌توان به تخمین مدل‌ها و تفسیر نتایج حاصل از آن‌ها پرداخت.

نتایج آزمون F لیمر گزارش شده در جدول ۵، نشان می‌دهد برای هر دو مدل، استفاده از عرض از مبدأ مشترک رد می‌شود و می‌باید با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی برای هر کشور، عرض از مبدأ جداگانه در نظر گرفته شود.

جدول ۵: نتایج آزمون F لیمر

Table.5: The Results of F-Limer Test

الگوها	آماره F	ارزش احتمال
مدل اول	۲۲/۲۸۷۹	۰/۰۰۰
مدل دوم	۴۱/۸۰۳۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Kao
2. Engle-Granger two-step procedure
3. Augmented Dickey-Fuller

اثرات انفرادی مقاطع می‌تواند به دو صورت ثابت و تصادفی در مدل لحاظ شود. برای بررسی این موضوع، از آزمون هاسمن استفاده شده است که وجود اثرات تصادفی در مدل اول و وجود اثرات ثابت در مدل دوم را تأیید می‌کند. نتایج این آزمون در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون هاسمن

Table.6: Husman Test Results

الگوها	آماره کای دو	ارزش احتمال
مدل اول	۱۶/۲۰۱۵	۰/۳۹۶۶
مدل دوم	۲/۱۳۴۶	۰/۵۴۴۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون هاسمن گزارش شده در جدول ۶، برآورد مدل اول، از طریق رهیافت داده‌های تابلویی ثابت و برآورد مدل دوم، از روش تصادفی صورت می‌گیرد. به دلیل برآورد هر دو الگو با استفاده از GLS، به بررسی خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی نیازی نیست. نتایج حاصل از برآورد مدل‌های رگرسیونی در جداول ۷ و ۸ گزارش شده است.

جدول ۷: نتایج تخمین ضرایب الگوی اول

Table.7: Estimated Coefficients of 1st Model

متغیر	ضریب	احتمال
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۸۰۲۸	۰/۰۰۰۰
لگاریتم نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت	-۰/۱۹۸۶	۰/۰۲۴۹
لگاریتم حاکمیت قانون	۰/۲۱۵۳	۰/۰۲۱۸
لگاریتم اندازه دولت	-۰/۰۷۷۳	۰/۰۴۷۸
لگاریتم بازارهای باز	-۰/۰۳۶۵	۰/۰۲۲۹
لگاریتم کارایی قوانین و مقررات	۰/۳۷۷۰	۰/۲۰۸۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸: خلاصه نتایج تخمین ضرایب الگوی دوم

Table.8: Estimated Coefficients of 2nd Model

متغیر	ضریب	احتمال
لگاریتم درآمد سرانه	۰/۲۵۸۸	۰/۰۰۰۰
لگاریتم نسبت رانت نفتی	-۰/۰۳۲۵	۰/۰۰۸۵
لگاریتم نسبت مالیاتی	۰/۰۲۰۰۳	۰/۰۱۹۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که همه متغیرها به شکل لگاریتمی وارد معادله ۱ شده‌اند، ضریب برآورد شده آن‌ها نشان‌دهنده کشش این متغیرها است. نتایج ارائه شده در جدول ۷، حاکی از آن است که از میان متغیرهای مدل اول، سه متغیر درآمد سرانه، حاکمیت قانون و کارایی قوانین و مقررات، دارای کشش

مثبت و اثر مستقیم بر نسبت درآمد مالیاتی هستند. ضرایب به‌دست آمده از تخمین مدل، رابطه مثبت میان این متغیرها و درآمد مالیاتی را تأیید می‌کند؛ به این معنا که هراندازه در کشوری درآمد سرانه بیشتر، حاکمیت قانون گسترده‌تر، فساد محدودتر و قوانین دست‌وپاگیر کمتر باشد، شاهد نسبت مالیاتی بیشتر هستیم. متغیرهای نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت، اندازه دولت و بازار باز، دارای اثر منفی و معنادار بر درآمد مالیاتی هستند. چنانچه محصولات کشاورزی به‌صورت عمده توسط تعداد زیادی از کشاورزان کوچک تولید شود، سهم بالای بخش کشاورزی در اقتصاد، به معنای پایین بودن درجه صنعتی شدن کشور و نشان‌دهنده وضعیت ساختار اقتصادی با گرایش‌های سنتی در فرایند رشد و توسعه است و سبب می‌شود، ارزش افزوده بخش کشاورزی، مازاد قابل مالیات‌ستانی کمتری را به همراه داشته باشد؛ چراکه، در ساختارهای سنتی، درآمدهای به‌دست آمده از بخش کشاورزی، به‌دلیل پایین بودن بهره‌وری و حاشیه سود، به نسبت پایین هستند.

همان‌گونه که پیش‌تر نیز مطرح شد، درخصوص نحوه اثرگذاری تجارت خارجی بر درآمد مالیاتی، دو فرضیه وجود دارد. در فرضیه اول، اگر درجه باز بودن و آزادسازی تجاری از طریق کاهش تعرفه‌ها انجام شود، درآمدهای تعرفه‌ای و به‌دنبال آن، درآمدهای مالیاتی کاهش می‌یابد؛ اما، چنانچه آزادسازی تجاری به‌وسیله حذف معافیت‌ها، کاهش نقطه ماکزیمم تعرفه و نظارت بر سهمیه‌بندی انجام پذیرد، می‌تواند سبب افزایش درآمد مالیاتی گردد. باید در نظر داشت در کشورهای وابسته به منابع طبیعی مانند نفت، بخش عظیمی از درآمدهای دولت وابسته به منابع طبیعی است. برای مثال، واردات، وابسته به ارز حاصل از صادرات نفت است و همچنین مالیات بر شرکت‌ها به‌دلیل وابستگی زیاد این شرکت‌ها به واردات مواد اولیه و واسطه‌ای، همواره تحت‌تأثیر نوسان درآمدهای نفتی بوده است. لذا، ارتباط معکوس میان این دو متغیر در کشورهای نفتی را می‌توان این‌گونه توضیح داد که صادرات نفتی توسط دولت یا بنگاه‌های وابسته به دولت انجام می‌شود. لذا، وضع مالیات بالا بر صادرات نفتی از سمت دولت‌ها معقول به نظر نمی‌رسد. آزادسازی تجاری در کشورهای نفتی عموماً با استفاده از شیوه اول یعنی کاهش تعرفه‌ها صورت می‌پذیرد که سبب می‌شود، ضریب اثرگذاری باز بودن بازار بر درآمد مالیاتی در این کشورها منفی و معنادار گردد.

معکوس بودن رابطه میان اندازه دولت و درآمد مالیاتی نیز ناشی از وابستگی بودجه کشورهای نفتی به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به‌جای درآمدهای مالیاتی است. از طرف دیگر، بالا بودن سهم دولت از درآمد و ثروت که در شاخص اندازه دولت نمود می‌یابد، نشان از انگیزه پایین افراد برای فعالیت‌های اقتصادی دارد و سبب کاهش درآمد مالیاتی و تضعیف عملکرد مالیاتی می‌گردد.

همان‌گونه که از جدول ۸ و ضرایب مرتبط با تخمین الگوی دوم مشخص است، هر سه شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت رانت نفتی و نسبت مالیاتی اثر معناداری بر شاخص کیفیت نهادی دارند. از میان سه متغیر فوق، اثر نسبت رانت منفی بر آزادی اقتصادی، منفی و اثر دو متغیر دیگر

مثبت است. نتایج خلاصه شده در جدول ۸، بیانگر این واقعیت است که همراه با افزایش نسبت رانت نفتی در اقتصاد کشورهای نفتی مورد مطالعه، شاهد نزول شاخص آزادی اقتصادی هستیم. این در حالی است که افزایش درآمد مالیاتی دولت و درآمد سرانه، سبب بهبود کیفیت نهادی در این کشورها می‌گردد، که این نتیجه‌گیری با نتایج به‌دست آمده از مطالعات گذشته سازگار است.

در واقع، تولید ناخالص داخلی سرانه و درآمد مالیاتی بالاتر، سبب افزایش منابع مالی برای بهبود شاخص‌های کیفیت نهادی می‌گردد. همراه با افزایش در این دو متغیر، تمایل برای ارتقاء کیفیت نهادی نظیر حاکمیت قانون و کیفیت قوانین و مقررات نیز افزایش می‌یابد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به اهمیت موضوع عملکرد مالیاتی و کیفیت نهادی، در این مطالعه، تأثیر شاخص‌های آزادی اقتصادی بر نسبت مالیاتی و همچنین اثر درآمدهای مالیاتی و رانت نفتی بر کیفیت نهادی در ۱۰ کشور اوپک و اوپک پلاس در بازه زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، دو الگوی مجزا ارائه گردید. در الگوی اول، از نسبت درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان متغیر وابسته و مؤلفه‌های درآمد سرانه، نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت و چهار زیرشاخص آزادی اقتصادی به‌عنوان متغیرهای مستقل و اثرگذار استفاده گردید. طبق برآوردهای انجام شده، در حالی که اثر درآمد سرانه، حاکمیت قانون و کارآیی قوانین و مقررات بر نسبت درآمد مالیاتی مثبت است، اثر نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت، اندازه دولت و بازار باز منفی و معنادار است. با توجه به ضرایب، اثرگذاری درآمد سرانه با کشش ۰/۸ و پس از آن کارآیی قوانین و مقررات و حاکمیت قانون به‌ترتیب با کشش‌هایی معادل ۰/۳۷ و ۰/۲۱ از سایر متغیرها بیشتر است. که نشان از اثرگذاری بالای این متغیرها بر نسبت درآمد مالیاتی در کشورهای نمونه دارد.

مطابق انتظار، افزایش درآمد سرانه، به‌دلیل افزایش توان مالیات‌دهی افراد جامعه، سبب افزایش درآمد مالیاتی می‌گردد. مثبت و معنادار بودن اثر دو متغیر دیگر نشان می‌دهد، بهبود شاخص مالیاتی در گرو کاهش قوانین و مقررات سختگیرانه و ملزم بودن افراد جامعه به قانون است. متغیرهای نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت، اندازه دولت و بازار باز، دارای اثر منفی و معنادار بر درآمد مالیاتی هستند. افزایش نسبت سهم بخش کشاورزی به صنعت، به‌دلیل کاهش نسبی سهم صنعت به‌عنوان بخش مشمول مالیات و وجود معافیت‌های مالیاتی بخش کشاورزی، که از دیرباز برای حمایت از کشاورزان وضع شده‌اند، سبب کاهش پایه‌های مالیاتی می‌گردد و متعاقباً درآمد مالیاتی را کاهش می‌دهد.

در بحث مرتبط با متغیر بازبودن بازار، توجه به این نکته حائز اهمیت است که عمده صادرات کشورهای کمتر توسعه‌یافته نفتی، صادرات منابع طبیعی است که توسط دولت یا بنگاه‌های وابسته به دولت انجام می‌شود، که راه را برای دریافت مالیات کارا می‌بندد. در بحث مالیات بر واردات نیز

تمایل دولت‌ها به دریافت مالیات پایین‌تر، به‌منظور حمایت از بنگاه‌ها، منجر به کاهش نسبت مالیاتی می‌شود. در کشورهایی با ساختار مالیاتی ضعیف، با گذشت زمان، سیاست‌ها و بسته‌های تشویقی و حمایتی دولت از بین نرفته و ادامه می‌یابد که سبب منفی شدن اثر این متغیر بر نسبت درآمد مالیاتی خواهد شد.

وابسته بودن بودجه کشورهای نفتی به درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از یک طرف و سهم بالای دولت از درآمد و ثروت از سوی دیگر، سبب می‌شود، نه دولت‌ها انگیزه‌ای برای دریافت مالیات بیشتر از شهروندان داشته باشند و نه افراد رغبتی به انجام فعالیت‌های اقتصادی و این امر، سبب کاهش درآمد مالیاتی و تضعیف عملکرد مالیاتی می‌گردد.

در مدل دوم، ارائه شده در این مطالعه، شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج، متغیر وابسته آزادی اقتصادی، نشان‌دهنده کیفیت نهادی کشورها و سه شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت رانت نفتی و نسبت مالیاتی به‌عنوان متغیرهای مستقل معرفی گردیدند.

برآوردها نشان داد، هر سه متغیر، اثر معناداری بر شاخص کیفیت نهادی دارند. اثر نسبت رانت نفتی منفی و اثر دو متغیر دیگر مثبت برآورد گردید که نشانگر این موضوع است که افزایش نسبت رانت نفتی در اقتصاد کشورهای نفتی مورد مطالعه، افول شاخص آزادی اقتصادی را به‌همراه خواهد داشت. در حالی که، افزایش درآمد مالیاتی دولت و درآمد سرانه، به‌دلیل امکان دسترسی بیشتر به منابع مالی، میل و رغبت بیشتری را برای گسترش قوانین و مقررات، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی و به‌طورکلی بهبود کیفیت نهادی سبب می‌گردد.

با توجه به تأثیر درآمدهای مالیاتی و رانت نفتی بر شاخص آزادی اقتصادی، تلاش در جهت بهبود نظام مالیاتی و مدیریت درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، از سیاست‌های ضروری در جهت ارتقاء کیفیت نهادی است. مثبت بودن رابطه حاکمیت قانون و کارایی قوانین و مقررات، بیانگر این مفهوم است که کشوری با پایبندی بیشتر به قانون و قوانین و مقررات کارا تر، سیستم و عملکرد مالیاتی کارآمدتر و لذا درآمد مالیاتی بالاتری دارد. بنابراین، دولت‌ها در جهت افزایش درآمدهای مالیاتی، علاوه بر استفاده از ابزارهای مالی سنتی همچون تغییرات در نرخ و پایه‌های مالیاتی، می‌باید به تقویت و بهبود کیفیت نهادها و محیط اقتصادی، سیاسی و اجتماعی مبادرت نمایند. ایجاد اصلاحات نهادی که شامل اصلاحات قضایی، قانونی و انتخاباتی است؛ همچنین اصلاح الگوی مدیریت درآمدهای نفتی و صرف درآمدهای حاصل از صادرات منابع نفتی برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی و نیز ارتقاء نظام مالیاتی، از جمله سیاست‌های ضروری برای بهبود شاخص آزادی اقتصادی می‌باشد. به‌علاوه، با توجه به اثر متغیر درجه باز بودن اقتصاد، لازم است در زمینه تعیین و اجرای تعرفه‌ها و مدت‌زمان تمديد معافیت‌ها تجدید نظر شود.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از داوران محترم مجله پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: در این پژوهش تعارض منافع وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: این پژوهش با تحقیق و نگارش نویسنده اول و راهنمایی نویسنده دوم (نویسنده مسئول) انجام شده است.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Acemoglu, D. (2005). Politics and economics in weak and strong states. *Journal of monetary Economics*, 52(7), 1199-1226. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.05.001>
- Akanbi, O. A. (2019). *State Institutions and Tax Capacity: An Empirical Investigation of Causality*. International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781513509860.001>
- Arvin, M. B., Pradhan, R. P., & Nair, M. S. (2021). Are there links between institutional quality, government expenditure, tax revenue and economic growth? Evidence from low-income and lower middle-income countries. *Economic analysis and policy*, 70, 468-489. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.03.011>
- Asongu, S. A. (2014). Law, finance and investment: Does legal origin matter in Africa?. *The Review of Black Political Economy*, 41(2), 145-175. <https://doi.org/10.1007/s12114-013-9173-7>
- Bahl, R. W. (1971). A regression approach to tax effort and tax ratio analysis (Analyse de l'effort et de la pression fiscale par la méthode de régression) (Un estudio del esfuerzo tributario y de la presión fiscal mediante el análisis de regresión). *Staff Papers-International Monetary Fund*, 570-612. <https://doi.org/10.2307/3866315>
- Baltagi, B. H. (2008). Forecasting with panel data. *Journal of forecasting*, 27(2), 153-173. <https://doi.org/10.1002/for.1047>
- Daniel L. Bennett and Boris Nikolaev (2019). Economic Freedom, Public Policy, and Entrepreneurship. In James Gwartney, Robert Lawson, Joshua Hall, and Ryan Murphy, eds., *Economic Freedom of the World: 2019 Edition* (Fraser Institute, 2019): 199-224.
- Bird, R. M., Martinez-Vazquez, J., & Torgler, B. (2006). Societal institutions and tax effort in developing countries. *The challenges of tax reform in a global economy*, 283. <https://doi.org/10.2139/ssrn.662081>
- Bird, R. M., Martinez-Vazquez, J., & Torgler, B. (2008). Tax effort in developing countries and high income countries: The impact of corruption, voice and accountability. *Economic analysis and policy*, 38(1), 55-71. [https://doi.org/10.1016/s0313-5926\(08\)50006-3](https://doi.org/10.1016/s0313-5926(08)50006-3)
- Bjørnskov, C., & Foss, N. J. (2008). Economic freedom and entrepreneurial activity: Some cross-country evidence. *Public Choice*, 134, 307-328. <https://doi.org/10.1007/s11127-007-9229-y>
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (1998). What makes an entrepreneur?. *Journal of labor Economics*, 16(1), 26-60. <https://doi.org/10.1086/209881>
- Brun, J. F., & Diakite, M. (2016). Tax potential and tax effort: An empirical estimation for non-resource tax revenue and VAT's revenue. <https://shs.hal.science/halshs-01332053/file/2016.10.pdf>
- Davoodi, H. R., & Grigorian, D. (2007). Tax potential vs. tax effort: A cross-country analysis of Armenia's stubbornly low tax collection. <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Tax-Potential-vs-20642>. <https://doi.org/10.5089/9781451866704.001>

- Devlin, J., and Lewin, M., (2004). Managing oil booms and busts in developing countries. *Developing Alternatives*, 7(2): 31-39.
<https://doi.org/10.1017/cbo9780511510755.008> .
- Drummond, M. P., Daal, M. W., Srivastava, M. N., & Oliveira, M. L. E. (2012). Mobilizing revenue in Sub-Saharan Africa: Empirical norms and key determinants. <https://doi.org/10.5089/9781475503296.001>
- Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, germs, and crops: How endowments influence economic development. *Journal of monetary economics*, 50(1), 3-39.
[https://doi.org/10.1016/s0304-3932\(02\)00200-3](https://doi.org/10.1016/s0304-3932(02)00200-3)
- Egger, P., & Winner, H. (2004). Economic freedom and taxation: Is there a trade-off in the locational competition between countries?. *Public Choice*, 118(3-4), 271-288. <https://doi.org/10.1023/b:puch.0000019904.30629.33>
- Gwartney, J., & Lawson, R. (2009). Economic Freedom Dataset, published in Economic Freedom of the World: 2009. Annual Report. <https://doi.org/10.53095/88975014>
- Heckelman, J. C. (2000). Economic freedom and economic growth: A short-run causal investigation. *Journal of Applied economics*, 3(1).
<https://doi.org/10.1080/15140326.2000.12040546>
- Imani Barandagh, M., Piri, P., & Ghorbani, T. (2016). Analysis of factors affecting tax quality based on analytical hierarchy process (AHP). *Empirical Research in Accounting*, 6(2), 47-63. doi: 10.22051/jera.2016.2292 [In Persian]
- Isham, J., Woolcock, M., Pritchett, L., & Busby, G. (2005). The varieties of resource experience: Natural resource export structures and the political economy of economic growth. *The World Bank Economic Review*, 19(2), 141-174.
<https://doi.org/10.1596/16480>
- Izadkhasti, H., Dadgar, Y., & Beygi, P. (2022). Investigating the simultaneous impact of institutional quality and tax evasion on the performance of the tax system in selected Mena Countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 18(4), 125-158. doi: 10.22055/jqe.2021.31807.2181 [In Persian]
- Keen, M. (2004). "12 Tax Policy in Developing Countries: Some Lessons from the 1990s and Some Challenges Ahead". In *Helping Countries Develop*. USA: International Monetary Fund. Retrieved Nov 14, 2025, from <https://doi.org/10.5089/9781589063181.071.CH012>
- Klapper, L., Laeven, L., & Rajan, R. (2006). Entry regulation as a barrier to entrepreneurship. *Journal of financial economics*, 82(3), 591-629.
<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.09.006>
- Levie, J., & Autio, E. (2011). Regulatory burden, rule of law, and entry of strategic entrepreneurs: An international panel study. *Journal of Management Studies*, 48(6), 1392-1419. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.2010.01006.x>

- Lotz, J. R., & Morss, E. R. (1970). A theory of tax level determinants for developing countries. *Economic Development and Cultural Change*, 18(3), 328-341. <https://doi.org/10.1086/450436>
- McMullen, J. S., Bagby, D. R., & Palich, L. E. (2008). Economic freedom and the motivation to engage in entrepreneurial action. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 32(5), 875-895. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6520.2008.00260.x>
- Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Cursed by resources or institutions?. *World Economy*, 29(8), 1117-1131. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9701.2006.00808.x>
- Musgrave, R. A. (1987). US fiscal policy, Keynes, and Keynesian economics. *Journal of Post Keynesian Economics*, 10(2), 171-182. <https://doi.org/10.1080/01603477.1987.11489671>
- Naape, B. (2021). The interplay between economic freedom and tax revenue performance: Panel evidence from SADC. *Journal of Economics, Business, & Accountancy Ventura*, 24(2), 195-204. <https://doi.org/10.14414/jebav.v24i2.2757>
- Panahi, H., Fallahi, F., & Mardomdar, S. (2017). Comparison of the effect of good governance on tax revenues in developing and developed countries. *Iranian Economic Development Analyses*, 5(1), 81-99. doi: 10.22051/edp.2018.16957.1106 [In Persian]
- Barsukova, S., & Radaev, V. (2012). Informal economy in Russia: A brief overview. *economic sociology_the european electronic newsletter*, 13(2), 4-12. <https://doi.org/10.17323/1726-3247-2012-2-99-111>
- Ricciuti, R., Savoia, A., & Sen, K. (2019). How do political institutions affect fiscal capacity? Explaining taxation in developing economies. *Journal of Institutional Economics*, 15(2), 351-380. <https://doi.org/10.1017/s1744137418000097>
- Román, C., Congregado, E., & Millán, J. M. (2013). Start-up incentives: Entrepreneurship policy or active labour market programme?. *Journal of Business Venturing*, 28(1), 151-175. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2012.01.004>
- Ross, M. L. (2001). Does oil hinder democracy?. *World politics*, 53(3), 325-361. <https://doi.org/10.1353/wp.2001.0011>
- Sala-i-Martin, X., & Subramanian, A. (2003). Addressing the curse of natural resources: An illustration from Nigeria. *NBER working paper*, 9804. <https://doi.org/10.3386/w9804>
- Sameti, M., & Shahchera, M. (2006). Economic freedom, economic growth and governments tax revenue in (MENA). *Iranian Economic Review*, 11(17), 67-86. doi: 10.22059/ier.2006.32632
- Schwab, K., & Sala-i-Martin, X. (2013, December). The global competitiveness report 2013–2014: Full data edition. World Economic Forum.
- Sen Gupta, A. (2007). Determinants of tax revenue efforts in developing countries. <https://doi.org/10.5089/9781451867480.001>

- shahabadi A, Pourjavan A. (2014). The Effect of the Natural Resources Abundance on the Governance Preformance in the Selected Oil Exporting and Developed Countries (A Panel GMM Approach). *Journal of Economic Modeling Research*, 4(16), 1-32.4 (16) :1-32. <http://jfm.khu.ac.ir/article-1-582-fa.html> [In Persian]
- Tanzi, V. (1992). Structural factors and tax revenue in developing countries: a decade of evidence. <https://doi.org/10.1017/cbo9780511628559.023>
- Venkataraman, S. (2019). The distinctive domain of entrepreneurship research. In *Seminal ideas for the next twenty-five years of advances* (pp. 5-20). Emerald Publishing Limited. <https://doi.org/10.1108/s1074-754020190000021009>
- Weinthal, E., & Luong, P. J. (2006). Combating the resource curse: An alternative solution to managing mineral wealth. *Perspectives on politics*, 4(1), 35-53. <https://doi.org/10.1017/s1537592706060051>
- Yousefinejad, M., Majid, A. S. B. A., Othman, J., Halid, N., & Roslani, M. S. A. B. (2022). Taxes and economic freedom: Moderating effect of government effectiveness. *International Business and Accounting Research Journal*, 6(2), 126-136. <http://dx.doi.org/10.35474/ibarj.v6i2.247>

Estimating the Behavioral Function of Money Supply in the Iranian Economy: Considering the Endogeneity of Money and the Role of the Exchange Rate

Hassan Ardizi¹, Hossein Samsami² , Forough EsmailySadrabadi³
Parviz Davoodi⁴

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: hassanardizi@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: h-samsami@sbu.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, Ardakan University, Ardakan, Iran. Email: f.esmaeily@ardakan.ac.ir
4. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: p_davoodi@sbu.ac.ir

Abstract

This paper investigates the behavioral function of money supply in the Iranian economy, focusing on the interaction between monetary policymaking and various macroeconomic variables that influence liquidity, particularly the role of exchange rate fluctuations in endogenously shaping liquidity dynamics. To this end, the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) and Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) methods are applied using quarterly data from Spring 2005 to Winter 2023. The findings indicate that both the exchange rate and gross domestic product (GDP) exert direct and statistically significant effects on liquidity. Specifically, an increase in the exchange rate endogenously elevates liquidity, while the impact of GDP likely reflects either the money supply's response to real sector expansion or proactive monetary policies aimed at stimulating production. Additionally, the legal reserve ratio is found to have a negative and statistically significant effect on liquidity, consistent with its constraining influence on bank lending capacity. These results underscore the legal reserve ratio as the most effective policy instrument available to Iranian monetary authorities for managing liquidity. Given that the money multiplier has been approximately eight in recent years—and that most liquidity originates as inside money created by commercial banks—successful monetary policy in Iran necessitates attention to exchange rate volatility, reaffirming the validity of the endogenous money hypothesis in the Iranian context.

Article information

Review History:

Received: oct. 26, 2024

Revised: nov. 2, 2024

Accepted: nov. 23, 2024

Published online: sep. 16, 2025

Keywords:

Endogeneity and Exogeneity
Of Money Supply
Exchange Rate
Monetary Policy

JEL Classification:

F31, E51, E58

Corresponding Author:

h-samsami@sbu.ac.ir



Aim and Introduction:

If a connection between the volume of circulating liquidity and the general price level under specific conditions is accepted, then understanding the nature of liquidity becomes crucial for effective policymaking. Changes in liquidity can arise externally through central bank interventions (outside money) or internally through the operations of commercial banks (inside money). In economies where liquidity changes are primarily driven by external factors, direct control over the monetary base is the primary policy tool. Conversely, when internal mechanisms dominate, adjusting the legal reserve requirement becomes a more effective lever. However, the feasibility of liquidity management by monetary authorities hinges on the assumption that money is exogenous—that is, the money supply can be adjusted independently by policymakers to meet macroeconomic objectives such as low inflation and sustained growth. In conventional monetary theory, the money supply is treated as exogenous in macroeconomic modeling, implying that changes in the money supply drive movements in nominal and real economic variables.

Contrastingly, Post-Keynesian theory asserts that money is endogenous and that monetary authorities are largely passive in responding to changes in money demand. This perspective argues that increases in credit demand—primarily driven by rising production costs, particularly wages—lead to corresponding increases in the money supply. The emphasis on wage costs arises because Post-Keynesian analyses typically focus on advanced economies, where strong labor unions elevate wages above market-clearing levels and where the availability of capital goods and raw materials is less constrained than in developing countries.

In contrast, one of the defining features of Iran's production and consumption structure is its dependence on imports. This dependency causes exchange rate fluctuations to influence the money supply endogenously, through increased money demand arising from two primary channels: higher production costs for firms and increased expenditures by consumers, both public and private. Over 80% of Iran's imports consist of raw materials and intermediate or capital goods. Thus, an exchange rate hike increases production costs for firms reliant on imported inputs, prompting greater demand for working capital and, consequently, credit from the banking system. Similarly, higher exchange rates elevate consumer prices via both direct (imported goods) and indirect (inflation) effects, further increasing credit demand and resulting in endogenous growth in the money supply.

The implications of the Post-Keynesian view are profound for both macroeconomic theory and policy (Niggel, 1991). Theoretically, it challenges the validity of neoclassical, neoclassical synthesis, and traditional monetarist models that assume an independent money supply. From a policy perspective, it questions the effectiveness of central bank interventions aimed at controlling credit and money growth. This study, therefore, explores a behavioral function of money supply to analyze both the variables under the direct influence of policymakers and those that endogenously shape monetary dynamics via cost-push mechanisms.

Methodology:

To examine the role of exchange rate dynamics in shaping money supply behavior in Iran, the following log-linear behavioral equation is specified based on theoretical foundations and empirical literature:

$$\ln M = f(\ln E, \ln Y, \ln b, i)$$

Where:

$\ln M$ denotes the natural logarithm of liquidity (money supply),

$\ln E$ is the natural logarithm of the unofficial exchange rate,

$\ln Y$ represents the natural logarithm of Gross Domestic Product (GDP),

$\ln b$ is the natural logarithm of the legal reserve ratio, and

i is the short-term deposit interest rate.

The model is estimated using quarterly data from Spring 2005 to Winter 2022 via two econometric techniques: the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and the Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS) approach. All estimations are conducted using EViews 13.

Results and Discussion:

The estimation results confirm that both the exchange rate and GDP have a direct and statistically significant relationship with money supply, with coefficients significant at the 95% confidence level or higher. The exchange rate positively affects money supply endogenously, reflecting heightened credit demand resulting from increased costs for firms and consumers. GDP exerts an even more substantial influence, potentially due to the monetary system's response to real sector expansion or active monetary policies designed to stimulate production. Moreover, the legal reserve ratio has a negative and statistically significant impact on money supply, also at the 95% confidence level. An increase in the reserve requirement reduces the banking system's capacity to extend credit, thereby slowing liquidity growth. These results align with theoretical expectations and highlight the critical role of reserve requirements in managing credit creation.

Conclusion:

This study employs a behavioral model of money supply to analyze the impact of key variables on liquidity in the Iranian economy. It finds that exchange rate fluctuations endogenously increase the money supply, while the impact of GDP likely reflects either the money supply's response to real sector expansion or proactive monetary policies aimed at stimulating production. At the same time, the legal reserve ratio serves as an effective policy tool for monetary control. These findings corroborate the Post-Keynesian view that money in Iran is endogenously determined—primarily through credit mechanisms within commercial banks. Given that the Central Bank's time series data show a money multiplier of approximately eight in recent years and that the majority of liquidity is internally generated, the most viable instrument for monetary policy remains the legal reserve ratio. Nonetheless, effective liquidity management also requires stabilizing exchange rate movements, underscoring the limitations of relying solely on traditional tools in an economy where money supply is largely endogenous.

برآورد تابع رفتاری عرضه پول در اقتصاد ایران، با لحاظ

درونازی پول و اثر نرخ ارز^۱

حسن اردیزی^۲، حسین صمصامی^۳ ID، فروغ اسمعیلی صدرآبادی^۴، پرویز داوودی^۵

۱. مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رشته اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی تهران است.

۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

hassanardizi@gmail.com

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول).

h-samsami@sbu.ac.ir

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران.

f.esmaeily@ardakan.ac.ir

۵. استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

p_davoodi@sbu.ac.ir

اطلاعات مقاله

چکیده

بررسی ماهیت درون‌زایی یا برون‌زایی پول در دو بعد نظریه و سیاست‌گذاری پولی اهمیت دارد. در صورت درون‌زا بودن پول، در بعد نظری به معنای رد همه مدل‌های اقتصاد کلان به سبک نئوکلاسیک، تلفیق نئوکلاسیک و کینزی و نیز پول‌گرایان سنتی است که عمده رفتار عرضه پول را به‌نحو مستقل در نظر می‌گیرند و در بعد سیاست‌گذاری مداخلات بانک مرکزی برای کنترل نرخ رشد پول و اعتبار، انزایی قوی نیست که در ادبیات جریان اصلی فرض می‌شود. در این مقاله، با در نظر گرفتن یک تابع رفتاری برای عرضه پول در اقتصاد ایران، تعاملات بین تصمیمات سیاست‌گذار پولی و متغیرهای مختلف اقتصادی که بر نقدینگی اثرگذار هستند و نوسانات نرخ ارز که به‌صورت درون‌زا در تغییرات نقدینگی نقش دارد، مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، از دو روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و حداقل مربعات کامل اصلاح‌شده (FMOLS) و اطلاعات فصلی از بهار ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۴۰۱ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی به‌طور مستقیم بر نقدینگی تأثیر دارند و این تأثیر، از نظر آماری معنادار است. افزایش نرخ ارز، نقدینگی را به‌صورت درون‌زا افزایش می‌دهد و اثر تولید ناخالص داخلی می‌تواند ناشی از پاسخ عرضه پول به گسترش بخش حقیقی اقتصاد یا سیاست‌های فعالانه پولی در راستای رونق بخش تولیدی باشد. در نهایت، نسبت ذخیره قانونی نیز مطابق عملکرد آن در اثرگذاری بر عرضه پول، اثری منفی و معنادار بر نقدینگی دارد. با افزایش نسبت ذخیره قانونی، قدرت وام‌دهی سیستم بانکی کاهش یافته و در نتیجه، رشد حجم نقدینگی کمتر می‌شود. با توجه به نتایج، مهم‌ترین ابزار سیاست‌گذار پولی برای اثرگذاری بر حجم نقدینگی، نرخ ذخیره قانونی است که با واقعیت ترکیب نقدینگی در اقتصاد ایران همخوانی دارد (با توجه به داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، در سال‌های اخیر، ضریب فزاینده پولی تقریباً برابر با هشت می‌باشد و عمده حجم نقدینگی به‌صورت درونی توسط بانک‌های تجاری خلق می‌شود). با این وجود، با توجه به تأیید رویکرد درون‌زایی پول در اقتصاد ایران نیز نمی‌توان بیان کرد که بانک مرکزی بدون توجه به محدود کردن نوسانات نرخ ارز، به موفقیتی در سیاست‌گذاری پولی دست یابد.

تاریخچه داوری:

دریافت: ۱۴۰۳/۸/۵

بازنگری: ۱۴۰۳/۸/۱۲

پذیرش: ۱۴۰۳/۹/۳

تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۶/۲۵

کلمات کلیدی:

نرخ ارز

درونازی و برون‌زایی

عرضه پول

سیاست پولی

طبقه‌بندی JEL:

F31, E51, E58

نویسنده مسئول:

h-samsami@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

نقدینگی از متغیرهای بنیادی اقتصاد است که به دلیل اثرگذاری آن بر عملکرد اقتصاد و متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه تورم، دارای اهمیت می‌باشد؛ به‌طوری‌که، وجود تورم مزمن در اقتصاد ایران و سیر افزایشی آن در دهه نود، موجب شده است که بر متغیر نقدینگی به‌عنوان یک از متغیرهای اصلی در توضیح تورم تأکید بیشتری شود. بااین‌حال، اگر نوعی ارتباط بین حجم نقدینگی در گردش و سطح عمومی قیمت‌ها در شرایطی مشخص پذیرفته شود، شناخت ماهیت نقدینگی در بعد سیاستگذاری اهمیت پیدا می‌کند.

تغییرات در نقدینگی یا به شکل بیرونی توسط بانک مرکزی با تغییر در پایه پولی، یا به‌صورت درونی توسط بانک‌های تجاری صورت می‌گیرد^۱. اگر عمده تغییرات نقدینگی در یک اقتصاد به‌صورت بیرونی خلق شود، کنترل مستقیم پایه پولی با توجه به اجزایی که بر آن اثر می‌گذارد، مهم‌ترین ابزار است. در مقابل، اگر عمده تغییرات به‌نحو درونی توسط مکانیزم بانک‌های تجاری ایجاد، مناسب‌ترین متغیر سیاستی تغییرات در نرخ ذخیره قانونی است. بااین‌حال، زمانی امکان سیاستگذاری به‌منظور تغییرات حجم نقدینگی توسط مقامات پولی امکان‌پذیر است که نقدینگی به‌صورت برونزا خلق شود و درونزا نباشد (نیگل^۲، ۱۹۹۱).

برونزایی پول به این معنی است که اندازه پول در اقتصاد باید به تصمیم مقامات پولی در راستای دستیابی به برخی اهداف نهایی شامل تورم پایین، رشد تولید و ... در سطح ملی تغییر کند. در رویکردهای سنتی اقتصاد پولی، عرضه پول در تحلیل‌ها و مدل‌های اقتصاد کلان به‌صورت برونزا در نظر گرفته شده است و زمانی که فرض شود پول برونزا است، اقتصاد خود را با عرضه پول هماهنگ می‌کند یا به عبارتی، علت تغییر متغیرهای اسمی و حقیقی حجم پول بیان می‌شود.

در مقابل رویکرد برونزایی پول، بحث انفعال سیاستگذار پولی و درونزایی پول مطرح است که عنوان می‌شود نشر پول به درخواست اقتصاد خصوصی صورت می‌گیرد (فلوزا، ۱۳۷۲: ۲۷۴). در رویکردهای جدید، مخصوصاً بنیان‌گذاران چرخه‌های تجاری حقیقی و پست‌کینزین‌ها، موضوع درونزایی پول را موردتوجه قرار داده‌اند. اقتصاددانان پولی که استدلال می‌کنند عرضه پول در سیستم پولی مدرن «به‌طور درونزا» تعیین می‌شود، منظور آن‌ها این است که اندازه عرضه پول توسط تعامل واسطه‌های سپرده‌گذاران (بانک‌ها) و متقاضی‌های وام آن‌ها تعیین می‌شود (مور^۳، ۱۹۸۵؛ نیگل،

۱. برای مطالعه بیشتر به منبع زیر رجوع شود:

Handa, Jagdish (2009). Monetary Economics, 2nd. Edition.

2. Niggle (1991).

3. Moore (1985).

(۱۹۹۱). به عبارتی دیگر، در رویکرد درونزایی پول، عرضه پول در پاسخ با افزایش تقاضای پول تعدیل می‌شود که افزایش تقاضای پول می‌تواند در نتیجه رونق بخش حقیقی اقتصاد یا افزایش فشارهای هزینه‌ای در فرایند تولید و یا هر دو باشد؛ به طوری که اگر تولید یا هزینه‌ها در سطحی بالاتر تثبیت شود، سطح استقراض بانکی نیز در سطح جدیدی تثبیت خواهد شد. بنابراین، موضوعی که در اقتصاد پولی بحث برانگیز است، این است که آیا نرخ رشد عرضه پول توسط نیروهای بازار تعیین می‌شود یا توسط سیاستگذار پولی کنترل می‌شود (نیگل، ۱۹۹۱).

طبق نظریه‌های چرخه تجاری حقیقی، تقاضا برای پول در طول رونق تجاری افزایش می‌یابد و سمت عرضه در همراهی با افزایش تقاضای پول تعدیل می‌شود، و پول را کالایی در نظر می‌گیرند که یک مجموعه خدمات واسطه‌ای ارائه می‌کند و این خدمات نیز وابسته به سطح فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد (اسنودان و وین: ۱، ۲۰۰۵، ۲۲۳). اقتصاددانان پست‌کینزی استدلال می‌کنند که نرخ رشد عرضه پول اساساً توسط فشارهای سمت تقاضا تعیین می‌شود (مور، ۱۹۸۵؛ پالین: ۲، ۱۹۹۱) که می‌تواند نتیجه سرمایه‌گذاری‌های جدید و گسترش سطح فعالیت‌های اقتصادی (مور، ۱۹۸۸؛ برنانکه و بلیندر: ۳، ۱۹۸۸) یا نتیجه تغییر در هزینه‌های تولیدی، به‌ویژه هزینه دستمزد باشد (مور، ۱۹۸۸؛ ۱۹۸۵، ۱۹۷۹).

پیامدهای موضع پست‌کینزین‌ها در دو بعد نظریه در اقتصاد کلان و در سیاستگذاری، اساسی است (نیگل، ۱۹۹۱). در سطح نظری، به معنای رد همه مدل‌های اقتصاد کلان به سبک نئوکلاسیک، تلفیق نئوکلاسیک و کینزی و نیز پول‌گرایان سنتی است که عمده رفتار عرضه پول را به صورت مستقل در نظر می‌گیرند و در بعد سیاستگذاری، مداخلات بانک مرکزی برای کنترل نرخ رشد پول و اعتبار، ابزاری قوی نیست که در ادبیات جریان اصلی فرض می‌شود (همان).

بنابراین در این مطالعه، با استفاده از تابع رفتاری عرضه پول، تعاملات بین تصمیمات سیاستگذار پولی و متغیرهای مختلف اقتصادی با تغییرات نقدینگی ارائه می‌شود. علاوه بر این، با توجه به ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، به بررسی نظریه درونزایی پول پرداخته می‌شود؛ به طوری که، تأثیر نوسانات نرخ ارز و کانال‌هایی که می‌تواند به صورت درونزا بر افزایش نقدینگی تأثیرگذار باشد، بررسی می‌شود.

ادامه ساختار این پژوهش به این صورت است که در بخش دوم، ادبیات نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم و چهارم، به ترتیب، حقایق آشکار شده و الگو و داده‌های پژوهش، در بخش پنجم، نتایج پژوهش و در نهایت، در بخش ششم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

1. Snowdon and Vane (2005).
2. Pollin (1991).
3. as cited in Nishiyama (2014).

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

تعیین عرضه پول^۱

اهمیت ندارد که در یک اقتصاد، عرضه پول چگونه تعریف و اندازه‌گیری می‌شود، باین حال، سه عامل بنیادی در مشخص کردن عرضه پول نقش دارند که عبارتند از (هندا، ۲۰۰۹: ۳۱۹): ۱- بانک مرکزی که پایه پولی را مشخص و برای ذخایر قانونی بانک‌های تجاری و نرخ تنزیل سیاستگذاری می‌کند. ۲- مردم که در نسبت نگهداری بین موجودی سکه و اسکناس در مقایسه با سپرده‌های دیداری‌شان تصمیم‌گیری می‌کنند. ۳- بانک‌های تجاری، تقاضای واقعی‌شان را برای ذخایر در مقابل بدهی‌ها (سپرده‌های دیداری) تعیین می‌کنند.

از این رو، میان رفتار بانک مرکزی، مردم و بانک‌های تجاری در پروسه عرضه پول، ارتباط متقابلی برقرار است و باید در کنار بانک مرکزی (به عنوان سیاستگذار اصلی در تعیین میزان پول ضروری در اقتصاد) واکنش مردم و بانک‌های تجاری را لحاظ کرد (همان).

حجم پایه پولی مطلوب

حجم پایه پولی مطلوب (B^*) که بانک مرکزی تمایل به نگهداری آن دارد، تابع متغیرهای حقیقی اقتصاد از جمله تولید ناخالص ملی (GNP) و نرخ تورم (p) است که در رابطه (۱) بیان شده است.

$$B^* = f(GNP, P, \dots), \quad \frac{\partial B^*}{\partial GNP} > 0, \quad \frac{\partial B^*}{\partial P} < 0 \quad (1)$$

هرگاه مقدار واقعی یا محقق شده پایه پولی (B) از میزان مطلوب که بانک مرکزی مایل به نگهداری آن است، کمتر (بیشتر) باشد، بانک مرکزی پایه پولی را افزایش (کاهش) خواهد داد، در تعادل $B = B^*$ است. تقاضای اسکناس توسط مردم ($S = \frac{C}{D}$)

تغییرات در تقاضای افراد برای سکه و اسکناس (C) به سپرده‌های دیداری (D) بستگی به رجحان‌های مردم با توجه به هزینه و منفعت نگهداری سکه و اسکناس به سپرده‌های دیداری یا نرخی سودی که به سپرده‌های دیداری تعلق می‌گیرد (i_D)، بازده متوسط سایر دارایی‌ها (R_H)، تولید ناخالص ملی اسمی (GNP) و سایر متغیرها نظیر سهم نوع فعالیت‌هایی که به نقدینگی بیشتر نیاز دارند، و درنهایت، پیشرفت سیستم بانکی در پرداخت می‌باشد که در تغییر در این نسبت اهمیت دارند.

۱. برای مطالعه بیشتر درباره مکانیزم خلق پول به کتاب‌های اقتصاد کلان یا اقتصاد پولی رجوع شود. با این

حال در مطالعه حاضر از دو منبع زیر استفاده شده است:

Handa, Jagdish (2009). Monetary Economics, 2nd Edition, pp 319-330

داوودی، پرویز و حسین صمصامی. (۱۳۸۸). اقتصاد پول و بانکداری. صفحات ۲۵۸-۲۰۷

2- Handa (2009)

$$s = \frac{C}{D} = c(i_D, R_h, GNP_n, \dots), \quad \frac{\partial s}{\partial GNP_n} > 0, \quad \frac{\partial s}{\partial R_D} < 0, \quad \frac{\partial s}{\partial R_h} > 0, \quad C = Sd \quad (2)$$

نسبت مطلوب سپرده‌های مدت‌دار به دیداری ($n = \frac{T}{D}$)

نوسانات در نسبت مطلوب سپرده‌های مدت‌دار به دیداری توسط مردم، عامل مهمی برای نوسانات در عرضه پول است. این نسبت ارتباط با رجحان افراد به نگهداری سپرده‌های پس‌انداز و مدت‌دار یا بلندمدت به سپرده‌های دیداری یا کوتاه‌مدت در سیستم بانکی دارد و به عواملی مثل نرخ سود بازار (i)، نرخ سود سپرده‌های بلندمدت (i_t)، و درآمد واقعی (y) بستگی دارد.

$$n = \frac{T}{D} = f(i, i_t, y, \dots), \quad \frac{\partial n}{\partial i} < 0, \quad \frac{\partial n}{\partial i_t} > 0, \quad \frac{\partial n}{\partial y} > 0, \quad T = nD \quad (3)$$

بانک‌های تجاری، نسبت تقاضا برای ذخایر در مقابل سپرده‌ها

در قبال سپرده‌ها، بانک‌های تجاری، ذخایر نگهداری می‌کنند که قسمتی از این ذخایر به صورت نقد (V) نگهداری و قسمتی به شکل سپرده در بانک مرکزی نگهداری می‌شود که به نسبت ذخایر الزامی یا قانونی (RR) معروف است و توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود. اگر تنها درصد کمی از سپرده‌هایی که توسط افراد در بانک سپرده‌گذاری شده است، در هر دوره زمانی مشخص برداشت شود، بانک مجبور نیست ذخایر برابر با میزان سپرده‌ها نگهداری کند؛ یا به عبارت دیگر، نسبت ذخایر آن به صورت ۱۰۰ درصد باشد، از این رو می‌تواند از سپرده‌ها برای وام‌دهی استفاده کند و بر میزان درآمدش بیفزاید (همان: ۳۲۲). به منظور جلوگیری از بی‌احتیاطی بانک‌های تجاری در افزایش وام‌دهی برای افزایش سود خود، بانک مرکزی بانک‌های تجاری را ملزم به نگهداری نسبتی از سپرده‌ها به صورت ذخیره الزامی یا قانونی می‌کند.

بانک‌ها علاوه بر ذخایر قانونی و ذخایر نقد، مقداری ذخایر اضافی (ER) نیز برای مواقع اضطراری که افراد بیشتر مایل به برداشت سپرده خود هستند، نگهداری می‌کنند. همچنین بانک‌ها از سایر بانک‌ها یا بانک مرکزی قرض می‌گیرند که قرض گرفتن یک بانک از دیگر بانک‌ها در سیستم بانکی اثر بر پایه پولی ندارد؛ بنابراین، در تعیین عرضه پول لحاظ نمی‌شود؛ اما اگر بانک‌های تجاری از بانک مرکزی قرض بگیرند، پایه پولی و در نتیجه، عرضه پول افزایش خواهد یافت (همان: ۲۲۳-۳۲۴).

نرخ ذخیره قانونی یا نسبتی از سپرده‌ها که بانک‌های تجاری ملزم به نگهداری آن در بانک مرکزی هستند $r = \frac{RR^D}{D}$ به صورت برونزا توسط بانک مرکزی مشخص می‌شود؛ بنابراین، موضوع مهم، نسبت مطلوب نگهداری مجموع ذخایر اضافی و نقد توسط بانک‌ها به سپرده‌های دیداری ($e = f(\frac{ER+V}{D})$) می‌باشد که به نرخ بهره بازار (i)، نرخ تنزیل مجدد که بانک مرکزی به سیستم بانکی وام می‌دهد (d) و سیکل‌های رونق و رکود اقتصادی (BS) بستگی دارد که در دوران رونق سیستم بانکی تمایل کمتری برای نگهداری ذخایر نقد و اضافی دارد.

$$e = \frac{ER+V}{D} = f(i, d, BS, \dots), \quad \frac{\partial e}{\partial i} < 0, \quad \frac{\partial e}{\partial d} > 0, \quad (ER + V) = ed \quad (4)$$

نظریه مکانیکی عرضه پول: اتحادهای عرضه پول

پایه پولی (B) عبارت است از سپرده‌های سیستم بانکی نزد بانک مرکزی (TR) به‌علاوه مجموع سکه و اسکناسی که بانک مرکزی منتشر می‌کند و در دست مردم (C) و بانک‌های تجاری (V) قرار می‌گیرد:

$$B = C + V + TR, \quad TR = RR + ER, \quad RR = RR^D + RR^T \quad (۵-۱)$$

$$B = C + RR^D + RR^T + (ER + V) \quad (۵-۲)$$

سپرده‌های سیستم بانکی یا به شکل ذخایر قانونی (RR) و یا ذخایر اضافی (ER) هستند که ذخایر قانونی می‌تواند برای سپرده‌های دیداری (RR^D) یا برای سپرده‌های بلندمدت و پس‌انداز (RR^T) باشد. از روابط (۲) تا (۵) داریم:

$$B = (s.D) + (r.d) + (b.T) + (e.D) \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، (b.T) بیان‌کننده نسبتی از سپرده‌های بلندمدت می‌باشد که باید به‌صورت ذخیره قانونی نگهداری شود که از رابطه $b = \frac{RR^T}{D}$ به‌دست‌آمده است. اگر از رابطه (۳)، T را نیز در رابطه (۶) جایگذاری شود، داریم:

$$B = (s.D) + (r.d) + (b.n.D) + (e.D) \quad (۷)$$

از رابطه (۷)، اگر D برحسب سایر متغیرها بیان شود، رابطه (۸) به دست خواهد آمد که رابطه بین حجم سپرده‌های بانکی و پایه پولی را بیان می‌کند و به‌صورت زیر است:

$$D = \left(\frac{1}{s+r+b.n+e} \right) \cdot B \quad (۸)$$

از آنجایی که عرضه پول (M_1) به‌صورت سکه و اسکناس نزد مردم (C) و سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تجاری (D) است، بنابراین داریم:

$$M = C + D \quad (۹)$$

با استفاده از رابطه (۲) و (۸) در رابطه (۹)، رابطه اساسی عرضه پول (11) به دست می‌آید:

$$M = (s.D + D) = (1 + s)D \quad (۱۰)$$

$$M = \left(\frac{1+s}{s+r+b.n+e} \right) B \quad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱) ضریب B نشان دهند ضریب فزاینده پولی (m) و به شکل زیر است:

$$m = \left(\frac{1+s}{s+r+b.n+e} \right) \quad (۱۲)$$

در مقابل افزایش هر واحد در پایه پولی (پول پر قدرت)، m نشان می‌دهد که عرضه پول به چه

میزان افزایش دارد. با توجه به روابط (۱۱) و (۱۲) داریم:

$$M = mB \quad (۱۳)$$

روابط (۱۱) تا (۱۳)، روابطی تعریفی هستند و به طور مستقیم از ترازنامه بانک مرکزی قابل استخراج می‌باشند.

نظریه‌های رفتاری عرضه پول

نظریه رفتاری، رفتار گروه‌های مختلف تعیین‌کننده عرضه پول را به منظور لحاظ کردن نقش عوامل اقتصادی و غیراقتصادی در نظر می‌گیرد؛ این نظریه، رفتار عرضه پول را با توجه به موارد مهم رابطه (۱۱) نظیر مقدار پولی که مطلوب بانک مرکزی است، میزان اسکناس که مردم مایل به نگهداری هستند، نسبتی از سپرده‌ها که بانک‌ها به صورت ذخایر نزد خود نگهداری می‌کنند و مقداری که از بانک مرکزی به صورت قرض می‌گیرند، مشخص می‌کند (همان: ۳۲۷). از این رو، با توجه توضیحاتی که در رابطه با تقاضا برای هر یک از اجزای پول شرح داده شد، تابع اساسی عرضه پول به شکل زیر بیان می‌شود:

$$M^s = f(i, i_T, y, d, r, b, y, B(y, p, \dots)) \quad (۱۴)$$

درونزایی عرضه پول

پست‌کینزین‌ها استدلال می‌کنند که نرخ رشد عرضه پول، اساساً توسط فشارهای سمت تقاضا تعیین می‌شود، که می‌تواند نتیجه گسترش سطح فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌های جدید یا نتیجه افزایش هزینه باوجود عدم تغییر در بخش حقیقی اقتصاد باشد. اگر هزینه‌ها در سطحی بالاتر تثبیت شود، سطح استقراض بانکی نیز در سطح بالاتر و جدیدی تثبیت خواهد شد. بنگاه اقتصادی در مراحل مختلف پروسه تولیدی موجودی کالای خود را تغییر می‌دهد؛ از این رو، تأمین مالی مورد نیاز آن را برای سرمایه‌گذاری‌های جدید از طریق تقاضای بیشتر در وام شکل می‌دهد که این فرایند، درونزایی را به همراه دارد (مور، ۱۹۸۸).

وضعیت دیگر، مرتبط به موقعیتی است که در آن، حجم تولید بنگاه اقتصادی با تغییر همراه نیست، باین وجود، تغییر در هزینه‌ها به موجب افزایش قیمت نهاده‌های تولید، افزایش در تقاضای اعتبار و درونزایی عرضه پول را به همراه دارد (مور، ۱۹۷۹؛ ۱۹۸۵). در دیدگاه پست‌کینزین‌ها، حجم پول در پاسخ به افزایش در تقاضای اعتبار، افزایش می‌یابد که به میزان قابل توجهی متأثر از افزایش هزینه دستمزدهای پولی است؛ به طوری که نرخ تغییر دستمزد پول به عنوان یک متغیر برونزای کلیدی است که هم قیمت‌ها و هم حجم پول با آن تعدیل می‌شوند (مور، ۱۹۷۹).

افزایش هزینه نهاده‌های تولید، موجب افزایش در میزان سرمایه در گردش مورد نیاز بنگاه در فرایند تولید می‌شود که در این حالت، با توجه به اینکه بنگاه به منظور جبران هزینه‌های خود به صورت فوری نمی‌تواند قیمت محصولات خود را افزایش دهد یا درآمدهای خود را وصول کند، در این شرایط، از بانک‌ها درخواست اعتبار و وام می‌کند (مور، ۱۹۸۳). زمانی که بنگاه‌ها برای پوشش هزینه‌های

بالاتر خود اقدام به دریافت اعتبار می‌نمایند و آن را خرج می‌کنند، آنگاه قسمتی از پول‌های خرج شده نزد بانک‌ها به سپرده بانکی تبدیل می‌شود و عرضه پول افزایش می‌یابد.

از آنجایی که پست‌کینزین‌ها مطالعات خود درباره فشار هزینه و اثر آن را بر درونزایی پول در کشورهای صنعتی و پیشرفته انجام داده‌اند، تأکید آن‌ها بر روی هزینه دستمزد است که می‌توان دو دلیل برای آن ذکر کرد: اول، اینکه فرض آن‌ها بر این است، سایر قیمت‌ها در این‌گونه از کشورها جز در شرایط غیرعادی در بازارهای کارآمد توسط نیروهای عرضه و تقاضا مشخص می‌شود؛ اما در تعیین دستمزد نیروی کار، اتحادیه‌های کارگری نیز نقش دارند که موجب می‌شود، دستمزد تعیین شده به وسیله آن‌ها بیش از مقدار تعادلی صورت بگیرد که این فرآیند منجر به افزایش هزینه‌ها در تولید از کانال هزینه دستمزد نیروی کار می‌شود. به عبارت دیگر، پست‌کینزین‌ها استدلال می‌کنند، رشد دستمزدهای پولی به صورت برونزا تعیین می‌شود. مورد بعدی مربوط به سایر نهادهای تولید بجز نیروی کار نظیر مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز در فرایند تولید در کشورهای صنعتی است، که این کشورها برخلاف کشورهای در حال توسعه در تأمین آن‌ها مشکلی ندارند.

این رویکرد از فشار هزینه، تحلیل درستی برای کشورهای در حال توسعه مخصوصاً آن دسته از کشورهایی که در تأمین نهادهای تولیدی و کالاهای نهایی برای بخش تولیدی و پوشش تقاضای مصرفی به کشورهای صنعتی وابسته هستند، نیست. در این کشورها که عرضه نیروی کار فراوان است و در تعیین دستمزد توانایی چانه‌زنی قابل توجهی ندارند، افزایش نرخ ارز، اثرات قابل توجهی از کانال‌های متفاوت بر افزایش هزینه‌های تولید و تورم دارد که در مطالعات مختلفی تأیید شده است و در ادامه به آن‌ها پرداخته خواهد شد.

کشورهایی که عمده واردات آن‌ها را مواد اولیه و نهادهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای مورد نیاز در فرایند تولید شکل می‌دهد، کاهش ارزش پول ملی از طریق افزایش قیمت آن‌ها به پول داخلی، باعث ایجاد فشار هزینه و افزایش سرمایه مورد نیاز در گردش برای بنگاه‌های تولیدی می‌شود (کامپا و گولدبرگ، ۲۰۰۱). از طرفی، با افزایش هزینه‌های تولید، قیمت کالاهای نهایی ساخته شده توسط بنگاه‌ها با قیمت بالاتری به دست مصرف‌کننده می‌رسد که خود موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود، همچنین کالاهای نهایی مصرفی وارداتی با توجه به اینکه به طور مستقیم در سبد مصرف‌کنندگان قرار می‌گیرد، با افزایش نرخ ارز، قیمت داخلی آن‌ها افزایش می‌یابد که نیز افزایش سطح عمومی قیمت‌ها را به دنبال دارد. این دو مورد، به اثر انتقالی نرخ ارز بر تورم ۲ شناخته می‌شود و اثر آن نیز برای کشورهای در حال توسعه قابل توجه‌تر است (ها و همکاران، ۲۰۱۹؛ ریاینهارت و کالوو، ۲۰۰۲). بنابراین افزایش نرخ ارز می‌تواند از دو کانال افزایش میزان سرمایه مورد نیاز در گردش

1. Campa and Goldberg (2001)

۲. اثر انتقالی نرخ ارز، به درصد تغییر در شاخص قیمت واردات (به پول داخلی) در نتیجه یک درصد تغییر در نرخ ارز بین کشور صادرکننده و واردکننده، تعریف می‌شود.

3. Ha, et al. (2019).

4. Reinhart and Calvo (2001).

و افزایش مخارج مصرفی تقاضا برای اعتبار از سیستم بانکی را افزایش و موجب درونزایی پول و بالتبع افزایش عرضه آن شود.

۲-۲. پیشینه پژوهش

در راستای هدف این مطالعه، یافته‌های برخی از مطالعات خارجی و داخلی انجام‌شده در این زمینه در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: پیشینه پژوهش

Table.1: Literature review

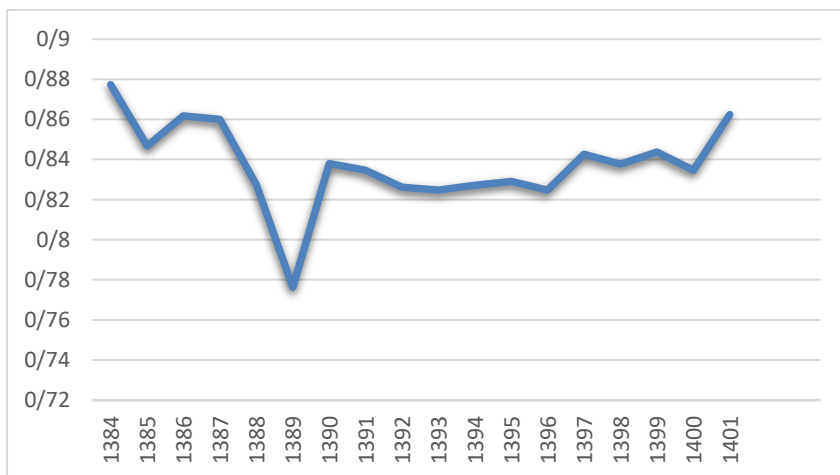
پژوهشگر (سال)	عنوان مطالعه، روش و دوره زمانی	نتایج اصلی
سعید حسن و عبدالله زعیم طالب ^۲ (۲۰۲۲)	رفتار عرضه پول در مصر، جوهانسون- جوسلیوس و تصحیح خطا، ۲۰۱۹-۲۰۲۴	تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ تنزیل، کسری بودجه و ذخایر خارجی، اثرات قابل توجهی بر عرضه پول در بلندمدت داشته‌اند. نرخ ارز و خالص دارایی‌های داخلی بی‌اثر بوده‌اند.
آددیان ^۴ (۲۰۲۰)	مؤلفه‌های اثرگذار بر عرضه پول در نیجریه، روش خود رگرسیون با وقفه توزیعی ^۵ ، ۱۹۸۰-۲۰۱۹	آزادسازی مالی، نسبت پول، نسبت ذخیره قانونی و پایه پولی بر عرضه پول تأثیر معنی دارند.
اینسکارا و آمانووه (۲۰۱۷)	ابزارهای سیاستی بهینه پولی: درونزایی عرضه پول (کشور ترکیه)، آزمون همجمعی جوهانسون و آزمون علیت گرنجر، (۲۰۱۶-۱۹۹۰).	بانک مرکزی کنترل محدودی بر عرضه پول دارد؛ کنترل پایه پولی توسط بانک مرکزی ابزار سیاستی بهینه نیست.
احمد و احمد ^۶ (۲۰۰۶)	درونزایی کوتاه‌مدت و بلندمدت عرضه پول در پاکستان، آزمون علیت گرنجر، ۲۰۰۳-۱۹۸۰	در کوتاه‌مدت، درونزایی پول به‌صورت جزئی تأیید شده است. در بلندمدت (در یک بازه زمانی بیش از بیست و چهار ماهه) علیت یک‌طرفه از متغیر پایه پولی بوده است که کل وام‌های سیستم بانکی را تعیین می‌کند.
باقرپور اسکویی و شاکری (۱۴۰۰)	بررسی ماهیت درونزایی و برونزایی نقدینگی در اقتصاد ایران، روش کریستوف و سیریل، ۱۳۶۲-۱۳۹۹	نقدینگی در بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۶۲ برونزا و در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۹۹ درونزا بوده است.
سعادت مهر (۱۴۰۰)	آزمون فرضیه درونزایی عرضه پول پست‌کینزین در اقتصاد ایران، خود رگرسیون برداری، آزمون علیت گرنجر ^۷ و آزمون والد، ۱۳۵۷-۱۳۹۶	بین وام‌های بانکی و سپرده‌های بانکی علیت دوطرفه وجود دارد، وام‌های بانکی و سپرده‌های بانکی علت پایه پولی بوده‌اند. فرضیه درونزایی پول در اقتصاد ایران تأیید شده است.
عطرکار روشن (۲۰۱۴)	تورم و رشد عرضه پول در ایران: شواهد تجربی از علیت و هم جمعی، روش‌های همجمعی و علیت، ۲۰۱۰-۱۹۸۸	رابطه دوسویه بین عرضه پول (برحسب M_1 و M_2) و سطح قیمت (برحسب CPI و WPI) وجود دارد.
فرزین‌وش و رحمانی (۱۳۷۹)	درونزایی عرضه پول و تأثیر فشارهای هزینه‌ای بر آن در اقتصاد ایران، روش حداقل مربعات معمولی ^۸ ، ۱۳۳۸-۱۳۷۵	فشارهای هزینه، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد متغیرهای پولی و نیز ضریب تکثیر خلق پول دارد دو متغیر نسبت شاخص بهای عمده‌فروشی به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی $\frac{WPI}{CPI}$ و نسبت سرمایه‌گذاری دولت به سرمایه‌گذاری کل $\frac{GI}{GDP}$ به‌عنوان متغیرهای توضیحی هستند که متغیر اولی، اثر شوک‌های هزینه‌ای را به‌صورت بیشتری توضیح می‌دهد.

1. Johansen-Juselius test and error correction model
2. Saeed Hassan and Abdelazeem Teleb (2022).
3. Autoregressive Distributed Lag
4. Adediyen (2020).
5. Incekara and Amanov (2017).
6. Ahmad and Ahmed (2006).
7. Granger Causality test
8. Ordinary Least Squares

تمایز این پژوهش در مقایسه با سایر مطالعات در چند بعد اهمیت دارد، استفاده از تابع رفتاری عرضه پول، این امکان را فراهم می‌کند تا تحلیل جامع‌تری از تعاملات بین تصمیمات سیاستگذار پولی و متغیرهای مختلف اقتصادی با پویایی‌های نقدینگی ارائه شود. علاوه بر این، با توجه به ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، به بررسی نظریه درونزایی پول پرداخته شده است؛ به‌طوری‌که، تأثیر نوسانات نرخ ارز و کانال‌هایی که می‌تواند به‌صورت درونزا بر افزایش نقدینگی تأثیرگذار باشد، بررسی می‌شود.

۳. حقایق آشکارشده

نمودار ۱، نشان‌دهنده تغییرات سهم مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از کل واردات طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۱ می‌باشد. در این دوره زمانی سهم آن‌ها تقریباً پایدار و در حدود ۸۰ درصد است. در سال ۱۳۸۴، سهم این موارد از کل واردات حدود ۸۷ درصد بود و این سهم در سال ۱۳۸۹ به پایین‌ترین مقدار خود یعنی حدود ۷۷ درصد کاهش یافت. سپس از سال ۱۳۸۹ به بعد، سهم به تدریج افزایش یافته و تا سال ۱۴۰۱ به حدود ۸۶ رسیده است.



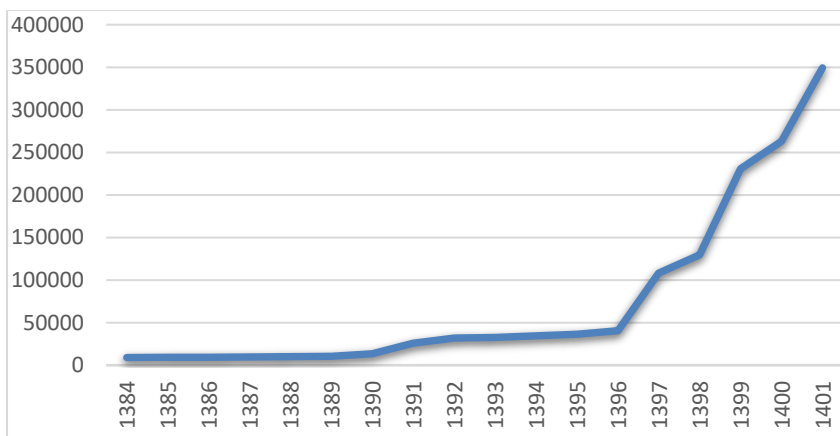
شکل ۱: سهم واردات مواد اولیه، کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از کل واردات

Figure 1: Share of imports of raw materials, intermediate goods, and capital goods in total imports

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

نمودار ۲، روند نرخ ارز بازار غیررسمی را برای بازه زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۱ نمایش می‌دهد. طی این دوره، نرخ ارز به‌طور کلی روند افزایشی داشته است. با این حال، از سال ۱۳۸۴ تا حدود سال ۱۳۹۰، افزایش نرخ ارز به‌صورت تدریجی و ضعیف بوده است و از حدود ۹۰۰ تومان به ۱۰۶۰ تومان در سال ۱۳۸۹ رسیده است. در مقابل از سال ۱۳۹۰ به بعد، رشد نرخ ارز با جهش‌ها و شتاب زیادی همراه بوده است. بجز بین سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۶ که روند نرخ ارز ثبات داشته است، در سال‌های ۱۳۹۱

تا ۱۳۹۳ با رشد بالایی همراه بوده، به طوری که برای سال ۱۳۹۱ با رشد بیش از ۹۰ درصد روبرو بوده و به ۲۶۵۰ تومان در سال ۱۳۹۳ رسیده و در سال ۱۳۹۷ با رشد بیش از ۱۶۵ درصد مواجه شده و روند صعودی آن تا ۱۴۰۱ ادامه دار بوده و در نهایت، نرخ ارز به حدود ۳۵۰۰۰ هزار تومان افزایش یافته است.

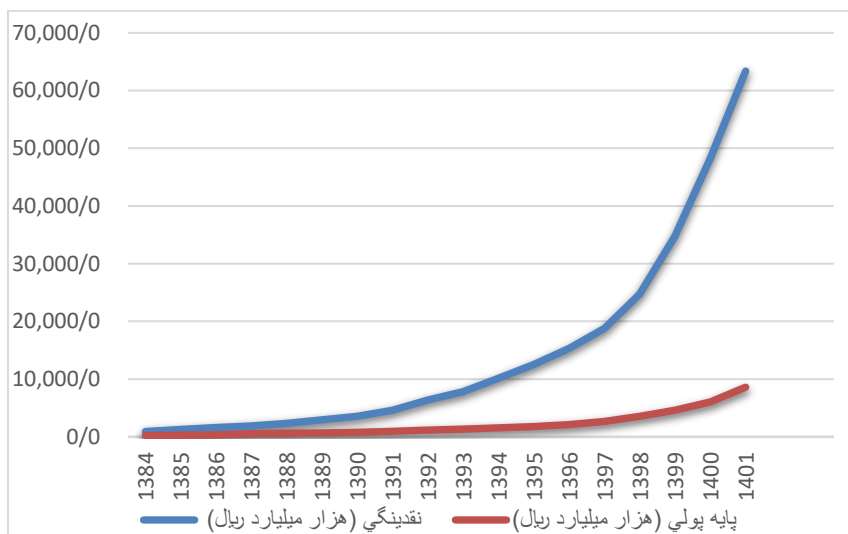


شکل ۲: نرخ ارز بازار غیررسمی

Figure 2: Unofficial market exchange rate

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

نمودار ۳، تغییرات پایه پولی و نقدینگی را طی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۴۰۱ نمایش می‌دهد. پایه پولی، میزان پولی است که توسط بانک مرکزی ایجاد می‌شود و نیز تحت عنوان پول پر قدرت یا پول بیرونی شناخته می‌شود. با توجه به نمودار، روند پایه پولی صعودی است و از ۲۲۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۸۴ به حدود ۸۶۰۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۴۰۱ افزایش یافته است. نقدینگی وابسته به پایه پولی و ضریب فزاینده پولی است. ضریب فزاینده در اقتصاد ایران با توجه به روندهای مورد مشاهده برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۹۱ بین ۴ تا ۵ بوده است و برای بازه ۹۲ تا ۹۵ از حدود ۵/۵ به حدود ۷ در سال ۱۳۹۵ رسیده است. در ادامه روند صعودی آن نیز حفظ شده و بیشترین مقدار آن در سال ۱۴۰۰ برابر با ۸ بوده است. به تفاوت فاصله بین پایه پولی و نقدینگی، پول درونی گفته می‌شود که توسط بانک‌های تجاری و مؤسسات مالی ایجاد می‌گردد که مشاهده می‌شود، مقدار آن در اقتصاد ایران در دهه اخیر افزایش یافته است.



شکل ۳: پایه پولی (هزار میلیارد ریال) و نقدینگی (هزار میلیارد ریال)

Figure 3: Monetary base (thousand billion rials) and liquidity (thousand billion rials)

منبع: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

۴. الگو و داده‌های پژوهش

یکی از مشخصه‌های اساسی بخش تولید و مصرف در اقتصاد ایران، وابستگی به واردات است که موجب می‌شود، افزایش نرخ ارز عرضه پول را به صورت درونزا در پاسخ با افزایش تقاضای پول از دو کانال افزایش هزینه بنگاه‌ها و مخارج مصرف‌کنندگان (خصوصی و عمومی) افزایش دهد. با توجه به اینکه بیش از ۸۰ درصد از واردات در اقتصاد ایران را مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای شکل می‌دهند، افزایش نرخ ارز، موجب بالا رفتن هزینه آن دسته از بنگاه‌های تولیدی می‌شود که از آن‌ها در فرایند تولید استفاده می‌کنند (صمصامی و اردیزی، ۱۳۹۸؛ عزیز نژاد و کمیجانی، ۱۳۹۴). با بالا رفتن هزینه‌های بنگاه‌ها، میزان سرمایه در گردش مورد نیاز آن‌ها زیاد می‌شود و این فرایند به افزایش تقاضای اعتبار توسط آن‌ها از سیستم بانکی و عرضه درونزای پول می‌انجامد.

همچنین افزایش نرخ ارز با توجه به اثری که به صورت مستقیم بر کالاهای مصرفی وارداتی و غیرمستقیم بر تورم دارد (طیبه و همکاران، ۱۳۹۴؛ شریفی نبوی لاریمی، ۱۳۹۴؛ تحصیلی، ۱۳۹۹)، افزایش در مخارج مصرف‌کنندگان را به همراه دارد و این نیز موجب افزایش در تقاضای اعتبار از سوی مصرف‌کنندگان و عرضه درونزای پول توسط سیستم بانکی می‌شود. از این رو، در این مطالعه با لحاظ نقش نرخ ارز در عرضه پول در اقتصاد ایران و ادبیات نظری، معادله تصریح‌شده مربوط به عرضه پول به صورت زیر ارائه می‌شود.

$$\ln M = \beta_0 + \beta_1 \ln E + \beta_2 \ln Y + \beta_3 \ln b + \beta_4 i + \varepsilon_t \quad (15)$$

در معادله (۱۵)، LnM به عنوان متغیر وابسته که نشان دهنده لگاریتم نقدینگی و تابعی از لگاریتم نرخ ارز غیررسمی LnE ، لگاریتم تولید ناخالص داخلی LnY ، لگاریتم نسبتی از سپرده‌ها که سیستم بانکی ملزم است در بانک مرکزی به صورت ذخیره قانونی نگه دارد $Ln b$ ، نرخ سود سپرده‌های کوتاه مدت i می‌باشد (به منظور جلوگیری از بروز هم خطی بین انواع نرخ بهره (هند، ۲۰۰۹: ۴۳۰) (در اینجا صرفاً از نرخ بهره سپرده‌های کوتاه مدت استفاده شده است). در نهایت، اطلاعات آماری مورد نیاز مطالعه به صورت فصلی از فصل بهار ۱۳۸۴ تا فصل زمستان ۱۴۰۱ استخراج شده و داده‌های تمامی متغیرها از آمارنامه‌های بانک مرکزی به دست آمده است.

۵. نتایج

بررسی پایایی متغیرها

پیش از تخمین الگو، پایایی متغیرهای تابع عرضه پول با استفاده از آزمون‌های هجی ۱ و دیکی-فولر تعمیم یافته ۲ مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج مرتبط با آزمون هجی با ریشه واحد غیرفصلی، ریشه واحد فصلی در فرکانس شش ماهه و سالانه در جدول ۲ و نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته در جدول ۳ گزارش شده است. نتایج آزمون هجی، نشان می‌دهد که همه متغیرها بجز متغیر لگاریتم نقدینگی در فرکانس فصلی شش ماهه و سالانه پایا می‌باشند و متغیر لگاریتم نقدینگی با یک بار تفاضل گیری فصلی در فرکانس فصلی شش ماهه و سالانه پایا می‌شود.

جدول ۲: بررسی پایایی متغیرها با آزمون هجی

Table.2: Testing the stationarity of variables using the HEGY test

متغیر	روند	با عرض از مبدأ	فرکانس صفر	فرکانس $2PI/4$ و $6PI/4$	فرکانس PI
LnM	-	-	-3/58 (0/00)	1/29 (7/97)	-1/44 (0/15)
تفاضل فصلی lnM	-	*	-3/22 (0/00)	65/6 (7/97)	-8/12 (0/00)
LnE	*	-	-1/51 (0/13)	21/75 (7/93)	-6/14 (0/00)
LnY	*	*	-3/99 (0/00)	18/41 (7/95)	-2/58 (0/00)
$Ln b$	-	*	-1/96 (0/054)	29/62 (7/93)	-4/6 (0/00)
i	-	-	-0/512 (0/61)	29/36 (7/97)	-4/6 (0/00)

توضیحات: برای فرکانس صفر (ریشه واحد غیر فصلی) و فرکانس PI (ریشه واحد فصلی در فرکانس سالانه) مقدار آماره t_1 و t_2 با میزان احتمال آن‌ها در سطح ۵ درصد آورده شده و برای فرکانس $2PI/4$ و $6PI/4$ (ریشه واحد فصلی در فرکانس شش ماهه) آماره F با آماره بحرانی آن در سطح ۵٪ بیان شده است.
 * نشانگر وجود عرض از مبدأ یا روند زمانی است.
 (-): نشانگر عدم وجود عرض از مبدأ یا روند زمانی است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. HEGY

۲ . Augmented Dicky Fuller Test

جدول ۳: بررسی پایایی متغیرها با آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

Table.3: Testing the stationarity of variables using the augmented Dickey-Fuller test

متغیر	روند	باعرض از مبدأ	مقدار آماره	احتمال	مرتبه پایایی
LnM	-	*	-5/86	0/033	I(1)
LnE	-	-	-4/27	0/00	I(1)
LnY	-	-	-8/05	0/00	I(1)
Ln b	-	-	-7/47	0/00	I(1)
i	-	-	-8/30	0/00	I(0)

توضیحات: مقادیر بحرانی آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته در سطح (5%) می‌باشد.

* نشانگر وجود عرض از مبدأ یا روند زمانی است.

(-) نشانگر عدم وجود عرض از مبدأ یا روند زمانی است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مقابل، نتایج آزمون دیکی-فولر، نشان می‌دهد که همه متغیرها بجز نرخ سود که در سطح پایا است، سایر متغیرهای مورد بررسی با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. با توجه به مرتبه جمعی متغیرها، روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای برآورد الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرها با توجه به حجم نمونه از معیار شوارتز-بیزین^۱ استفاده شده است. نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت الگو با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۳ صورت گرفته و در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴: نتایج معادله پویای الگو ARDL(4,4,3,0,2)

Table 4: Results of the dynamic ARDL(4,4,3,0,2) model

متغیرها	ضرایب	آماره آزمون	احتمال
LnM(-1)	0/81	7/14	0/00
LnM(-2)	0/24	1/86	0/068
LnM(-3)	-0/63	-5/11	0/00
LnM(-4)	0/47	4/60	0/00
LnE	0/014	0/63	0/53
LnE(-1)	0/058	1/54	0/12
LnE(-2)	-0/065	-1/61	0/11
LnE(-3)	0/048	1/22	0/22
LnE(-4)	0/04	1/61	0/11
Ln b	-0/016	-0/19	0/84
Ln b(-1)	-0/13	-1/28	0/20
Ln b(-2)	0/15	1/37	0/17
Ln b(-3)	-0/14	-1/77	0/08
LnY	0/86	1/72	0/09
i	-0/02	-2/32	0/02
i(-1)	0/002	0/211	0/83
i(-2)	0/026	2/87	0/00
C	-1/82	-1/51	0/13
R-squared: 0/99	Durbin-Watson stat: 1/83		
Prob(F-statistic): 0/00			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قدرت توضیح دهندگی الگو با توجه به R^2 حاصل شده برابر با ۹۹ درصد است که بیان کننده توضیح دهندگی بسیار بالا، الگوی تصریح شده است. به منظور اطمینان از صحت نتایج تخمین زده شده، لازم است آزمون های تشخیص صورت گیرد.

جدول ۵: آزمون های تشخیصی

Table.5: Diagnostic tests

تصریح الگو	واریانس همسانی	خودهمبستگی پیاپی	جارك-برا
0/24	0/62	0/13	0/73

مأخذ: یافته های تحقیق

آماره های آزمون های فوق در جدول ۵، حاکی از آن است که رابطه برآورده شده از نظر همبستگی پیاپی و واریانس همسانی با توجه کمیت آماره آزمون بروش-گادفری برای همبستگی پیاپی و آماره آزمون بروش-پاگان-گادفری برای واریانس همسانی مشکل وجود ندارد و این نیز برای خطای تصریح با توجه به احتمال های به دست آمده از آزمون ریست رمزی و مقایسه آن با سطح خطای پنج برقرار است.

قبل از استخراج رابطه بلندمدت تابع عرضه پول از روش ARDL، لازم است نسبت به وجود رابطه تعادلی بلندمدت اطمینان حاصل شود. برای این منظور، از وجود رابطه تعادلی بلندمدت از آزمون هم جمعی کرانه پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده شده و نتایج حاصل از آزمون کرانه ها در جدول ۶ گزارش شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون کرانه ها در ARDL

Table.6: Results of the bounds test in the ARDL model

حد بالا و پایین کرانه ها در سطوح مختلف معناداری (درصد)			مقدار آماره F
1%	5%	10%	
3/27-4/94	2/75-3/75	2/33-3/25	9/63

منبع: یافته های تحقیق

با توجه به مقدار آماره F که برابر با ۹,۶۳ است و از مقدار کرانه بحرانی برای تمامی سطوح بزرگ تر است، در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر نبود هم جمعی بین متغیرهای الگو رد شده است و بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی عرضه پول در هر سه سطح وجود دارد و نتایج برآورد رابطه بلندمدت، در جدول ۷ گزارش شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد بلندمدت الگو

Table.7: Long-run estimation results of the ARDL model

متغیرها	ضرایب	آماره آزمون	ارزش احتمال
LnE	0/88	25/09	0/00
Ln b	-1/37	-8/62	0/00
LnY	1/46	2/23	0/03
i	0/08	1/75	0/086
C	-16/73	-1/88	0/064
ECM	-0/10	-7/79	0/00

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از رابطه تعادلی بلندمدت، متغیرهای نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی مطابق انتظار، رابطه مستقیم با عرضه پول دارند و ضرایب آن‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بیشتر معنی‌دار است. افزایش نرخ ارز در تأیید ادبیات نظری و متناسب با واقعیات اقتصاد ایران، موجب افزایش عرضه پول در شکل درونزا می‌شود و اثر متغیر تولید ناخالص داخلی می‌تواند ناشی از پاسخ عرضه پول به گسترش بخش حقیقی اقتصاد یا سیاست‌های فعالانه پولی در راستای رونق بخشی تولیدی باشد. نسبت ذخیره قانونی نیز مطابق عملکرد آن در اثرگذاری بر عرضه پول، اثری منفی و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بالاتر دارد، به‌طوری‌که با افزایش نسبت ذخیره قانونی قدرت وام‌دهی سیستم بانکی کاهش می‌یابد و در نتیجه، کاهش در عرضه پول را به‌همراه دارد.

در ادامه، از آنجاکه متغیر نرخ بهره در رابطه بلندمدت روش برآورد خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) معنی‌دار نیست و سایر متغیرهای موردبررسی با لحاظ آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته I(1) هستند. از این‌رو، به‌منظور اطمینان از نتایج بلندمدت، بدون در نظر گرفتن نرخ بهره، از روش حداقل مربعات کامل اصلاح‌شده (FMOLS) استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول ۸ نشان داده شده است.

جدول ۸: نتایج روش برآورد (FMOLS)

Table.8: Estimation results using the FMOLS method

متغیرها	ضرایب	آماره آزمون	ارزش احتمال
LnE	0/74	22/86	0/00
Ln b	-1/68	-5/08	0/00
LnY	3/33	5/94	0/00
C	-43/27	-5/74	0/00

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده از روش حداقل مربعات کامل اصلاح شده (FMOLS) نیز هم‌راستا با نتایج رابطه بلندمدت در روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌باشد؛ به طوری که، متغیرهای نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی، رابطه مستقیم و نسبت ذخیره قانونی، رابطه معکوس با عرضه پول دارد. ضرایب هر سه متغیر در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است.

۶. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

وجود تورم مزمن در اقتصاد ایران و سیر افزایشی آن در دهه نود، موجب شده است که بر متغیر نقدینگی به عنوان یک از متغیرهای اصلی در توضیح تورم، تأکید بیشتری شود. با این حال، اگر نوعی ارتباط بین حجم نقدینگی در گردش و سطح عمومی قیمت‌ها در شرایطی مشخص پذیرفته شود، شناخت ماهیت نقدینگی در بعد سیاستگذاری اهمیت پیدا می‌کند.

تغییرات در نقدینگی یا به شکل بیرونی توسط بانک مرکزی با تغییر در پایه پولی، یا به صورت درونی توسط بانک‌های تجاری صورت می‌گیرد. اگر عمده تغییرات نقدینگی در یک اقتصاد به صورت بیرونی خلق شود، کنترل مستقیم پایه پولی با توجه به اجزایی که بر آن اثر می‌گذارد، مهم‌ترین ابزار است، در مقابل اگر عمده تغییرات به نحو درونی خلق شود، مناسب‌ترین متغیر سیاستی تغییرات نرخ ذخیره قانونی است. با این حال، زمانی امکان سیاستگذاری به منظور تغییرات حجم نقدینگی توسط مقامات پولی امکان‌پذیر است که نقدینگی به صورت برونزا خلق شود و درونزا نباشد.

برونزایی پول به این معنی است که اندازه پول در اقتصاد باید به تصمیم مقامات پولی در راستای دستیابی به برخی اهداف نهایی شامل تورم پایین، رشد تولید و ... در سطح ملی تغییر کند. در رویکردهای سنتی اقتصاد پولی عرضه پول در تحلیل‌ها و مدل‌های اقتصاد کلان به صورت برونزا در نظر گرفته شده است و زمانی که فرض شود پول برونزا است، اقتصاد خود را با عرضه پول هماهنگ می‌کند یا به عبارتی، علت تغییر متغیرهای اسمی و حقیقی حجم پول بیان می‌شود.

در مقابل با رویکرد سنتی از عرضه پول، پست‌کینزین‌ها بحث انفعال سیاستگذار پولی و درونزایی پول را مطرح می‌کنند؛ به این معنی که عرضه پول در پاسخ، با افزایش تقاضای پول تعدیل می‌شود و تغییر در هزینه نهاده‌های تولیدی به‌ویژه هزینه دستمزد را عامل افزایش تقاضای اعتبار از سیستم بانکی بیان می‌کنند. از آنجایی که پست‌کینزین‌ها عمده مطالعات خود درباره فشار هزینه و اثر آن را بر درونزایی پول، در کشورهای صنعتی و پیشرفته انجام داده‌اند، تأکید آن‌ها بر روی هزینه دستمزد است که می‌تواند دو دلیل برای آن ذکر کرد: اول، اینکه فرض آن‌ها بر این است در تعیین دستمزد نیروی کار، اتحادیه‌های کارگری نقش دارند که موجب می‌شود، دستمزد تعیین شده به وسیله آن‌ها بیش از مقدار تعادلی بازار باشد.

مورد بعدی مربوط به سایر نهاده‌های تولید بجز نیروی کار نظیر مواد اولیه و کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز در فرایند تولید در کشورهای صنعتی است، که این کشورها برخلاف کشورهای در حال توسعه

در تأمین آن‌ها مشکلی ندارند؛ به‌طوری‌که، یکی از ویژگی‌های مهم بخش تولید و مصرف در اقتصاد ایران، وابستگی به واردات است. این امر، منجر به آن می‌شود که افزایش نرخ ارز، عرضه پول را به صورت درونزا و در پاسخ به افزایش تقاضای پول از دو کانال افزایش هزینه بنگاه‌ها و مخارج مصرف‌کنندگان (خصوصی و عمومی) افزایش دهد.

با توجه به اینکه بیش از ۸۰ درصد از واردات در اقتصاد ایران را مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای تشکیل می‌دهد، افزایش نرخ ارز، موجب افزایش هزینه آن دسته از بنگاه‌های تولیدی می‌شود که از این کالاها در فرایند تولید استفاده می‌کنند. افزایش هزینه‌های بنگاه‌ها، به نوبه خود، نیاز به سرمایه در گردش بیشتر را ایجاد کرده و در نتیجه، تقاضای اعتبار از سیستم بانکی و در پی آن، عرضه درونزای پول افزایش می‌یابد. همچنین، افزایش نرخ ارز با توجه به اثر مستقیم آن بر قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و اثر غیرمستقیم آن بر تورم، موجب افزایش مخارج مصرف‌کنندگان می‌شود و در نتیجه، تقاضای اعتبار از سوی مصرف‌کنندگان و عرضه درونزای پول توسط سیستم بانکی نیز افزایش می‌یابد.

از این‌رو، در این مطالعه، با لحاظ نقش نرخ ارز، تابع عرضه پول در اقتصاد ایران با استفاده از اطلاعات فصلی از بهار ۱۳۸۴ تا زمستان ۱۴۰۱ و دو روش خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی ARDL و حداقل مربعات کامل اصلاح‌شده (FMOLS) در نرم‌افزار ایویوز ۱۳ برآورد شده است.

نتایج به‌دست‌آمده، نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی مطابق با ادبیات نظری، رابطه مستقیم با عرضه پول دارند و ضرایب آن‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بیشتر معنی‌دار است. افزایش نرخ ارز، عرضه پول را به‌صورت درونزا در پاسخ، با افزایش تقاضای پول از دو کانال افزایش هزینه بنگاه‌ها و مخارج مصرف‌کنندگان (خصوصی و عمومی) افزایش می‌دهد. متغیر تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر بیشتری بر عرضه پول دارد که می‌تواند ناشی از پاسخ عرضه پول به گسترش بخش حقیقی اقتصاد یا سیاست‌های فعالانه پولی در راستای رونق بخشی تولید باشد.

در نهایت، نسبت ذخیره قانونی که بر قدرت وام‌دهی سیستم بانکی اثرگذار است، اثر منفی و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد بر نقدینگی دارد؛ به‌طوری‌که، افزایش نسبت ذخیره قانونی، موجب کمتر شدن رشد نقدینگی می‌شود که با واقعیت ترکیب نقدینگی در اقتصاد ایران نیز هم‌خوانی دارد (با توجه به داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، در سال‌های اخیر، ضریب فزاینده پولی تقریباً برابر با هشت می‌باشد و عمده حجم نقدینگی به‌صورت درونی توسط بانک‌های تجاری خلق می‌شود). با توجه به نتایج، مهم‌ترین ابزار سیاستگذار پولی برای اثرگذاری بر حجم نقدینگی، نرخ ذخیره قانونی است. با این‌وجود، با توجه به تأیید رویکرد درونزایی پول در اقتصاد ایران نیز نمی‌توان بیان کرد که بانک مرکزی بدون توجه به محدود کردن نوسانات نرخ ارز به موفقیتی در سیاستگذاری پولی دست یابد.

سپاسگزاری: این مقاله مستخرج از رساله دکتری اقتصاد با عنوان "عوامل موثر بر تورم در اقتصاد ایران؛ با تاکید بر نقش سیاست‌گذار اقتصادی و ذهنیت عاملان اقتصادی" در دانشگاه شهید بهشتی است و نگارندگان وظیفه خود می‌دانند که از کمک‌های مادی و معنوی دانشگاه جهت انجام این پژوهش قدردانی نمایند.

تأییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: این مقاله از رساله دوره دکتری نویسنده اول استخراج شده است.

سهام نویسندگان در مقاله: پژوهش با نگارش نویسنده اول، با راهنمایی نویسنده دوم و مشاوره نویسندگان سوم و چهارم انجام شده است.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Adediyi, Aderopo R. (2020). Determinants of money supply in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, The Central Bank of Nigeria, Abuja, Vol. 11, Iss. 2, 181-199, <https://doi.org/10.33429/Cjas.11220.7/8>
- Ahmad, Naved and Fareed Ahmed. (2006). The long-run and short-run endogeneity of money supply in Pakistan: an empirical investigation. *SBP Research Bulletin*, Vol. 2, No. 1, 267-278.
- Atrkar Roshan, S. A. R. (2014). Inflation and money supply growth in Iran: Empirical evidences from cointegration and causality. *Iranian Economic Review*, 18(1), 131-152. <https://doi:10.22059/ier.2014.53293>
- Aziznejad, S., Komijani, A. (2017). The effects of exchange rate volatility on the selected macroeconomic variables: Case study of Iran. *QJER*, 17(1) :121-143. [In Persian] <https://doi:20.1001.1.17356768.1396.17.1.4.4>
- Bagherpour, E., & Shakeri, A. (2022). The survey of exogenous and endogenous nature of liquidity in Iran economy. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 8(4), 127-160. [In Persian] <https://doi:10.22034/econj.2021.46454.2898>
- Calvo, G. A., & Reinhart, C. M. (2000). Fixing for your life (NBER Working Paper No. 8006). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w8006>
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2001). Employment versus wage adjustment and the U.S. dollar. *The Review of Economics and Statistics*, 83(3), 477-489. <https://doi.org/10.1162/00346530152480126>
- Davoodi, Parviz, & Hossein, Samsami. (2009). *The Economics of Money and Banking*. Shahid Beheshti University. Printing & Publishing Center. [In Persian]
- Denise, Flouzat. (1993). *Economie Contemporaine*. Traduit en person par Manuchehr Farhang, Soroush press Tehran. [In Persian]
- Ha, J., Stocker, M. M., & Yilmazkuday, H. (2019). Inflation and exchange rate pass-through (Policy Research Working Paper No. 8780). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-8780>
- Handa, Jagdish. (2009). *Monetary Economics*. Second edition, Routledge publishers.
- Incekara A., & Amanov, A. (2017). Optimal policy instrument selection in monetary policy: Endogeneity of money supply. *Journal of Business, Economics and Finance*, 6(2), 61-69. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.495>
- Moore, Basil J. (1979). The endogenous money stock. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 2, No. 1, 49-70.
- Moore, Basil J. (1983). Unpacking the Post Keynesian black box: Bank lending and the money supply. *Journal of Post Keynesian Economics*, 5(4), 537-556.
- Moore, B. (1985). Wages, Bank Lending, and the Endogeneity of Credit Money. In: Jarsulic, M. (eds) *Money and Macro Policy*. Recent Economic Thought Series, vol 5. Springer, Dordrecht. https://doi.org/10.1007/978-94-015-7715-1_1

- Moore, Basil J. (1988). The endogenous money supply. *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 10, No. 3, 372-385.
- Niggle, C. J. (1991). The endogenous money supply theory: An institutionalist appraisal. *Journal of Economic Issues*, 25(1), 137-151.
- Nishiyama, Y. (2014). The endogenous money supply revisited in a more realistic institutional framework. *Journal of Post Keynesian Economics*, 36(4), 653-672. <https://doi.org/10.2753/PKE0160-3477360404>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Pollin, R. (1991). Two theories of money supply endogeneity: Some empirical evidence. *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(3), 366-396. <https://doi.org/10.1080/01603477.1991.11489855>
- Rahmani, Teymur, & Asadollah Farzin Vash. (2000). The impact of cost pressure on money supply endogeneity in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 35(1). [In Persian]
- Saadatmehr, M. (2021). Testing the endogenous hypothesis of post-Keynesian money supply in the Iranian economy. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 8(2), 187-206. [In Persian] <https://doi:10.22034/eco.j.2021.43410.2798>
- Saeed Hassan, Solaiman and Mohammed Abdelazeem Teleb. (2022). Money supply behavior in Egypt (2004-2019). *African Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(1), 59-74. <https://DOI:10.52589/AJESD4VEYYPJE>
- Samsami, Hossein, & Hassan Ardizi. (2019). Exchange rate and labor demand in Iran manufacturing. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 6(1), 225-244. [In Persian]
- Sharify, N., & Nabavi-Larimi, S. (2015). Exchange rate pass-through to price indices of goods and inflation in Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi)*, 50(3), 639-658. [In Persian]. <https://doi:10.22059/jte.2015.55806>
- Snowdon, Brian and Howard, R. Vane. (2005). *Modern Macroeconomics: Its Origins*. Development and Current State.
- Tahsili, H. (2022). The impact of exchange rate shock on inflation in Iran's economy: Application of the threshold vector autoregression model. *Iranian Journal of Economic Research*, 27(91), 257-285. [In Persian]. <https://doi:10.22054/ijer.2022.56063.912>
- Tayebi, S. K., Nasrollahi, K., Yazdani, M., & Malekhosseini, S. H. (2015). Analyzing the effect of exchange rate pass-through on inflation in Iran (1991-2012). *Iranian Journal of Economic Research*, 20(63), 1-36. [In Persian]. <https://doi:10.22054/ijer.2015.4089>

The Role of R&D Investment in Iran's Economy: A Dynamic Input-Output Approach

Simin Azizmohamadi¹, Fatemeh Bazzazan² 

1. PhD Graduate, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: S.azizmohamadi@gmail.com
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: fbazzazan@alzahra.ac.ir

Abstract

Research and Development (R&D) is a creative endeavor aimed at expanding knowledge to enhance the quantity and quality of production. In today's innovation-driven economy, R&D investment has become a strategic tool for governments and corporations to stimulate economic growth and development. Accordingly, developed countries and major corporations allocate a substantial portion of their revenue to R&D activities. In contrast, Iran's investment in R&D has remained below 1% of national income in recent years. Nevertheless, the spillover effects of R&D can help achieve economic objectives with reduced capital expenditure. This study examines the significance of R&D investment in Iran's economic development, focusing particularly on its impact on the capital required to meet economic targets. The analysis employs a dynamic input-output model, in which capital is endogenous and represented as a matrix detailing inter-sectoral capital exchanges. This capital, in effect, becomes an input for production in the subsequent period and is thus vital for economic forecasting and growth modeling. Assuming that R&D results in either new technologies or improvements to existing ones, two input-output tables—those for the years 1389 (2010/11) and 1395 (2016/17)—are utilized. The former represents the baseline (older) technology, while the latter incorporates R&D advancements, signifying technological progress. The findings demonstrate that R&D investment reduces the fixed capital required to achieve the growth targets set out in Iran's Sixth Development Plan.

Article information

Review History:

Received: nov. 18, 2024
Revised: dec. 02, 2024
Accepted: dec. 08, 2024
Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Capital Coefficients
Dynamic input-output,
Research & Development
(R&D)
R&D investment

JEL Classification:

C67, E22, O32

Corresponding Author:

fbazzazan@alzahra.ac.ir



Aim and Introduction:

The concept of R&D within economic systems is grounded in endogenous growth theory, initially introduced by Romer (1986) and Lucas (1988), who emphasized the role of human capital accumulation in driving innovation and economic growth.

The Harrod–Domar models, which assume a fixed capital–output ratio and disregard technological change, have historically influenced the integration of input–output models into growth theory. Expanding on these foundations, Leontief (1951) adapted the static input–output model into a dynamic framework to analyze the long-term growth of a multi-sectoral economy.

Los (2001) further extended this field by integrating Schumpeterian elements of endogenous growth into the dynamic input–output model. In this revised model, technological progress is endogenized through R&D expenditure.

In Iran, the impact of R&D investment has been sparsely explored, especially within a dynamic input–output framework, which this research aims to address. While international studies have occasionally employed dynamic input–output models to assess R&D effects, domestic research remains limited.

This study investigates the impact of R&D investment using a modified dynamic input–output model. Specifically, it estimates the level of investment required to achieve the objectives of the Sixth Economic, Social, and Cultural Development Plan, calibrated to the 1395 input–output table. Using a modified version of Pan’s (2006) model, the dynamic input–output coefficients were adjusted to account for R&D investment rates, enabling an evaluation of the capital required to meet sector-specific growth targets.

Data were sourced from the Central Bank of Iran, which provides comprehensive input–output tables for the years 1389 and 1395, along with capital stock figures. The Statistical Center of Iran supplied inventory data for nine sectors: agriculture, oil, mining, industry, water, electricity and gas, construction, transportation, communications, and other services.

Methodology:

This research adopts a closed dynamic input–output model to assess the macroeconomic effects of R&D investment. The model posits that R&D alters input and capital coefficients along an S-shaped logistic curve, consistent with the technology life cycle theory. In this formulation, R&D investment and time determine the rate of technological advancement.

By specifying the growth rate, along with the proportion of new production processes (resulting from R&D investment) and the share of legacy processes, the trajectories of technical and capital coefficients can be established. The dynamic input–output framework then illustrates how R&D investment influences the level of capital investment required to meet planned growth objectives.

Findings:

To provide a more detailed assessment of the role of R&D investments, two different investment scenarios were examined. The first scenario is derived from the 1395 input–output table, which for the first time designates a specific sector for R&D activities. The second scenario is based on an estimated R&D investment rate equivalent to 2% of total production. In both cases, a notable reduction is observed in the volume of capital investment required to achieve the targeted growth outlined in the Sixth Development Plan. In the first scenario, with an assumed growth rate of 21.5%, a total of 116 billion rials was allocated to R&D units across various sectors between the years 1396 and 1400. This investment resulted in a reduction of 4,574 billion rials in the capital required to achieve the planned growth. In the second scenario, where R&D investment equaled 2% of production and increased at an annual growth rate of 8%, the total volume of R&D investment reached 2,984 billion rials. Consequently, the investment needed to fulfill the objectives of the Sixth Development Plan decreased by 8,671 billion rials. These results demonstrate the considerable efficiency gains achieved through strategic R&D investment.

Discussion and Conclusion:

The findings of this study, consistent with previous research emphasizing the economic importance of R&D, highlight the positive and measurable effects of R&D investment on Iran's economy. By reducing the capital required to achieve targeted growth, R&D investment enhances capital efficiency and accelerates progress toward national development goals. In order to realize these benefits within a shorter time horizon, it is essential to increase the allocation of resources to R&D units. Based on the results, several policy recommendations are proposed: developing targeted strategies to strengthen R&D investment; offering financial grants and incentives to promote R&D activities; evaluating the impact of direct government support on R&D performance across various industries; encouraging investment in emerging and high-potential sectors; and revising existing regulations to foster a more innovation-friendly environment. These measures can help position R&D as a central pillar of Iran's economic strategy, contributing to sustainable and innovation-driven growth.

نقش سرمایه‌گذاری R&D در اقتصاد ایران در داده-ستانده پویا

سیمین عزیزمحمدی^۱، فاطمه بزازان^۲ 

۱. دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.
s.azizmohamadi@gmail.com

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران (نویسنده مسئول).
fbazzazan@alzahra.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
تحقیق وتوسعه (R&D)، فعالیت خلاقانه برای افزایش ذخایر دانش جهت ارتقاء کمیت و کیفیت تولید است. امروزه که اقتصاد جهان به ایده‌های دانش بنیان روی آورده، سرمایه‌گذاری R&D یکی از ابزارهای سیاستی دولت‌ها و شرکت‌ها برای پشبرد اهداف رشد و توسعه اقتصادی شده است. در این پژوهش، با توجه به اهمیت سرمایه‌گذاری R&D در برنامه‌های توسعه اقتصادی، اثر آن بر میزان سرمایه لازم برای اهداف اقتصادی بررسی می‌شود. مدل به‌کار رفته در این پژوهش، مدل داده-ستانده پویا است که در آن، سرمایه ماهیت درونزا دارد و نهاده تولید دوره بعد است. به این ترتیب، در پیش‌بینی متغیرهای مهم اقتصادی (مانند سرمایه ثابت لازم برای دستیابی به اهداف برنامه‌ریزی شده) و الگوی رشد اقتصادی کاربرد دارد. فرض می‌شود، نتیجه سرمایه‌گذاری R&D ظهور یک فناوری جدید یا بهبود فناوری قدیمی است. تخصیص سرمایه به واحدهای R&D در هر بخش باعث می‌شود، سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق اهداف برنامه ششم توسعه کاهش یابد. این کاهش سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد هدفگذاری شده براساس آمار سرمایه‌گذاری سال ۱۳۹۵ بالغ بر ۱۸ درصد است. اگر میزان سرمایه‌گذاری R&D در هر بخش تا معادل دو درصد تولید همان بخش افزایش یابد، کاهش میزان سرمایه لازم تا ۵۳ درصد می‌رسد. برای دستیابی به اهداف اقتصادی در افق زمانی کوتاه‌تر لازم است، منابع واحدهای R&D افزایش یابد. در این راستا ضرورت دارد، سیاست‌ها و تسهیل‌گری‌هایی از جهت حمایت مالی و حقوقی از این دست انجام بگیرد تا دستاوردهای سرمایه‌گذاری R&D سریع‌تر و با پیامدهای مثبت بیشتری محقق شود.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۸/۲۸ بازنگری: ۱۴۰۳/۹/۱۲ پذیرش: ۱۴۰۳/۹/۱۸ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵
	کلمات کلیدی: داده-ستانده پویا ضرایب سرمایه تحقیق وتوسعه (R&D) سرمایه‌گذاری R&D
	طبقه‌بندی JEL: C67, E22, O32
	نویسنده مسئول: fbazzazan@alzahra.ac.ir

۱. مقدمه

ردپای تحقیق و توسعه (R&D) در اقتصاد در نظریه رشد درونزا یافت می‌شود که موتور رشد اقتصادی نامیده می‌شود. رومر^۲ (۱۹۸۶) و لوکاس^۳ (۱۹۸۸) در نقد مدل رشد سولو^۴ (۱۹۵۶ و ۱۹۵۷)، که پیشرفت فناوری را برونزا فرض می‌کند، تئوری رشد درونزا را با استفاده از انباشت سرمایه انسانی برای R&D ارائه کردند (لیو، ۲۰۱۹).

ارتباط مدل داده-ستانده با نظریه رشد، تحت تأثیر مدل‌های هارود-دومار^۵ بود که نسبت سرمایه-تولید را ثابت فرض کرده و تغییر فناوری را نادیده می‌گیرد. لئونتیف^۶ (۱۹۵۱) با الهام از آن، الگوی ایستای داده-ستانده، را برای مدل‌سازی رشد بلندمدت اقتصاد چندصنعتی به یک الگوی پویا تبدیل کرد. این مدل، یک نظریه مبتنی بر تحلیل داده-ستانده با تابع تشکیل سرمایه است (نوری، ۱۳۹۰). لس^۸ (۲۰۰۱) با مرتبط کردن مدل داده-ستانده پویا با نوع شومپیتری مدل‌های رشد درونزا، مدل جدیدی ارائه کرد که شامل ویژگی‌های مهم نظریه رشد درونزا مانند نوآوری، سرریز دانش و بازده ثابت به مقیاس در سطح کلان است. پیرو این مدل، در نسخه جدید، مدل شبیه مکانیزم تخریب خلاق شومپیتر است و در آن، پیشرفت فناوری با متغیر سرمایه‌گذاری (مخارج) R&D درونزا می‌شود. نتایج این مطالعات، حاکی از نقش سرمایه‌گذاری R&D در پیشرفت فناوری و رشد اقتصادی است (گورگول و لاج، ۲۰۱۶).

تحلیل الگوهای پویا به آمار نسبت‌های سرمایه به تولید بخشی (که قابل قیاس با ضرایب داده در الگوی ایستا است) و اطلاعات مطمئن در مورد رابطه متقابل جریان ذخیره نیاز دارد، که به‌عنوان ماتریس ضرایب جریان سرمایه‌ای شناخته شده‌اند. ورود چنین ماتریسی به مدل، اگرچه تهیه مدل را مشکل‌تر می‌سازد، اما کاربردهای بیشتری نسبت به مدل ایستا به نمایش می‌گذارد.

در پژوهش‌های داخلی، مطالعه اثر سرمایه‌گذاری R&D در چهارچوب پویا که مدل این پژوهش است، مطالعه‌ای انجام نگرفته است. در پژوهش‌های خارجی به‌طور پراکنده می‌توان شاهد مطالعه اثر سرمایه‌گذاری R&D در الگوی داده-ستانده پویا بود.

در این پژوهش، اثر سرمایه‌گذاری R&D بر سرمایه لازم جهت تحقق اهداف برنامه‌ریزی شده (اینجا برنامه ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی به‌دلیل همزمانی با سال مطالعه پژوهش) با

1. Research & Development (R&D)

2. Romer (1986).

3. Lucas (1988).

4. Solow (1956, 1957).

5. Liu (2019).

6. Harrod-Domar

7. Leontief (1951).

8. Los (2001).

9. Gurgul & Lach (2016).

مدل داده-ستانده پویا، برآورد می‌شود.

برای بررسی نقش R&D در اقتصاد ایران، ضمن تشکیل داده-ستانده پویا از جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ منتشر شده توسط بانک مرکزی، با استفاده از مدل اصلاح شده پان (۲۰۰۶)، ضرایب مدل داده-ستانده پویا با نرخ سرمایه‌گذاری R&D تعدیل می‌شود. سپس با ضرایب تعدیل شده، سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد بخشی هدفگذاری شده در برنامه ششم توسعه، به دلیل همزمانی با جدول داده-ستانده ۱۳۹۵، بازبینی می‌شود. به منظور بررسی دقیق‌تر نقش سرمایه‌گذاری R&D، بررسی با دو نرخ سرمایه‌گذاری انجام می‌شود. یکی براساس جدول داده-ستانده ۱۳۹۵ بوده که برای نخستین بار یک بخش به فعالیت‌های R&D اختصاص یافته و دیگری برآوردی و براساس اهداف تعریف شده در برنامه هفتم توسعه است. در این برنامه، دولت موظف شده معادل دو درصد تولید را به پژوهش و فناوری اعتبار دهد.

بانک مرکزی، منبع جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵ و موجودی سرمایه و مرکز آمار ایران، منبع موجودی انبار (کشاورزی و صنعت) است. جداول در ۹ بخش کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، آب برق و گاز، ساختمان، حمل‌ونقل، ارتباطات و سایر خدمات مطالعه می‌شود. مبانی نظری و پیشینه پژوهش در بخش ۲ و روش‌شناسی در بخش ۳ ارائه می‌گردد. داده‌ها و نتایج بخش ۴ و نتیجه‌گیری بخش آخر را تشکیل می‌دهد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

دهه ۱۹۴۰ شروع شکوفایی نظریه‌های رشد بلندمدت و پویا به حساب می‌آید. در این دوره، نظریه رشد هارود-دومار که در آن، نسبت سرمایه-محصول نقش اساسی دارد، اهمیت ویژه‌ای داشت. لئونتیف با الهام از آن، الگوی ایستای داده-ستانده را به یک الگوی پویا تبدیل کرد. در الگوی پویا، سرمایه‌گذاری از طریق ضرایب سرمایه-محصول بین بخشی در قالب ماتریس ضرایب سرمایه درونزا در نظر گرفته می‌شود (نوری، ۱۳۹۰).

مطالعه مسائل رشد اقتصادی بلندمدت و تغییر ساختاری در چهارچوب داده-ستانده پویا محدود است. با معرفی مدل لئونتیف-دوچین-زیلد (دوچین و زیلد، ۱۹۸۵؛ لئونتیف و دوچین، ۱۹۸۶)، گرایش پژوهش‌ها به پیش‌بینی کوتاه‌مدت و حسابداری رشد در یک چهارچوب ایستای مقایسه‌ای بود (لس، ۲۰۰۱).

ادغام مدل پویای لئونتیف و مدل رشد درونزا نشان داد مدل پویا با پیش‌فرض یک فناوری خطی معین و ثابت در زمان مانند مدل خطی AK در ادبیات رشد جدید است. در این زمینه، مدل‌های

1. Pan (2006).

2. Duchin & Szyld (1985).

3. Leontief & Duchin (1986).

رشد درونزا صرفاً مدل غیرشومپیتری‌اند، زیرا مدل پویای لئونتیف فرض می‌کند، رشد تنها از طریق انباشت سرمایه است (کورز و سالوادوری، ۲۰۰۰).

تلاش دیگر برای مرتبط ساختن مدل پویای لئونتیف به مدل‌های رشد درونزا، تعمیم مدل پویای اصلی لئونتیف بوده، به‌طوری‌که ماتریس تولید تابع زمان و ماتریس سرمایه تابع قیمت هستند (ژانگ، ۲۰۰۱). ژانگ (۲۰۰۸) مجدداً آن را به مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) تعمیم داد تا پویای چند بخش با سرمایه انسانی، یک مدل CGE خطی شد که راه‌حل رشد متعادل مدل CGE غیرخطی را ارائه می‌دهد.

با محبوبیت نظریه رشد درونزا، برای ادغام این نظریه در تنظیم ضرایب داده، تلاش‌هایی صورت گرفت. ماهیت تئوری این بوده سرمایه‌گذاری R&D باعث پیشرفت فناوری و در نتیجه، رشد اقتصادی می‌شود؛ اما، استفاده از تئوری رشد درونزا در ساختار داده-ستانده بیش از حد ساده و گمراه‌کننده است (پان، ۲۰۰۶).

در مدل لس (۲۰۰۱)، فرض می‌شود، پیشرفت فناوری، یک رویه نامتناهی و صرفاً با سرمایه‌گذاری گذشته R&D شکل گرفته است. بدون توصیف صریح جنبه‌های فناوری، برای جلوگیری از مشکل در جایگزینی نهاده واسطه، فرض می‌کند، پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D فقط صرفه‌جویی در کار است. این حتی انتزاعی‌تر از روش‌های سنتی است (Ibid).

مدل لس (۲۰۰۱)، حاصل ارتباط مدل پویای لئونتیف با نوع شومپیتری مدل رشد درونزا (بهره‌وری از طریق معرفی فرایند جدید تولید)، یک نمونه ساده مدل پویای دو مرحله‌ای است که برخی ویژگی‌های مهم نظریه رشد درونزای پیشرفته مانند نوآوری را دارد. در واقع، تعیین ستانده فقط شامل حل نوعی مدل ایستا در هر دوره است. پویایی در مرحله دوم بوده که در آن، پیامد تصمیم فعلی روی مقادیر ابتدایی دوره بعدی برونزا فرض شده، مدل می‌شود. پویایی آن به‌نوعی شبیه پویایی مدل لئونتیف-دوچین-زیلد است که در آن، تصمیم فعلی در مورد سرمایه‌گذاری کالای سرمایه‌ای، سطح ظرفیت را در دوره آینده تعیین می‌کنند.

یکی از تفاوت‌های اصلی بین مدل‌های داده-ستانده پویای اخیر (دوچین و زیلد، ۱۹۸۵؛ لئونتیف و دوچین، ۱۹۸۶؛ کورز و کالباخ، ۱۹۹۰؛ ادلر و ریباکوا، ۱۹۹۳) و مدل پیشنهادی لس (۲۰۰۱)، ماهیت درونزای آشکار پیشرفت فناوری است. معادلات، با توصیف معادله ارتباط R&D و رشد بهره‌وری آغاز می‌شود. ویژگی این معادله با الهام از مدل‌های رشد درونزا بدون اثر مقیاس است. نسخه جدید مدل داده-ستانده پویا با الهام از مدل لس توسعه یافت که شبیه مکانیزم تخریب

1. Kurz & Salvadori (2000).

2. Zhang

3. Kurz & Kalmbach (1990).

4. Edler & Ribakova (1993).

خلاق شومپیتر است و در آن، پیشرفت فناوری با متغیر سرمایه‌گذاری (مخارج) R&D درونزا می‌شود. در این مدل، تغییر ضرایب فنی برحسب نظریه توصیفی چرخه عمر فناوری یک منحنی لجستیک S شکل را دنبال می‌کند. سرمایه‌گذاری R&D و زمان در آن، متغیر توضیحی بوده که نرخ رشد پیشرفت فناوری را مشخص می‌کنند. پان (۲۰۰۶)، با پیشنهاد این مدل، تعیین نرخ رشد، سهم فرایند جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D و سهم فرایند قدیمی از میزان تولید، مسیر رشد ضرایب را برآورد می‌کند.

با اصلاح منحنی لجستیک S شکل پان (۲۰۰۶)، در منحنی جدید با فعالیت R&D، زمان و نرخ رشد سرمایه‌گذاری R&D، یک فناوری را در طول منحنی S شکل از طریق فرایند عمر فناوری هدایت می‌کند. در مدل پان و کوهرلر (۲۰۰۷)، علاوه بر ضرایب فنی، ضرایب نهاده سرمایه و نیروی کار نیز در راستای منحنی لجستیک تغییر می‌کند. اگر فرایند تولید به سرعت پیشرفت کند و سرمایه‌گذاری بیشتری در فرایند جدید صورت گیرد، بهره‌وری تولید به سرعت بهبود می‌یابد.

سرمایه‌گذاری بخشی R&D در نسخه جدید مدل داده-ستانده، پویای درونزا است و سرعت توسعه فناوری‌های جدید و نصب موجودی سرمایه را تسریع می‌کند. گورگول و لاچ (۲۰۱۶) در این مدل دو فناوری، فرایند فنی جدید و قدیمی در یک بخش، وزن نسبی خود را در تولید مبادله می‌کنند. تفاوت این پژوهش با مطالعه پان (۲۰۰۶)، در این است که رویکرد آن، یک روش نیمه درونزا است، به این معنی که تابع لجستیک S شکل برونزا است، در حالی که پارامترهای منحنی لجستیک بخش درونزا تعیین می‌شود.^۲

در پژوهش حاضر، همین رویکرد، یعنی تابع لجستیک S شکل برونزا برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری R&D بر سرمایه‌گذاری بخشی موردنیاز برای تحقق رشد هدفگذاری شده به کار گرفته می‌شود.

مروور پژوهش‌های داخلی، نشان می‌دهد، در رساله دکتری بانوئی (۱۹۸۹)، جدول ۱۰ بخشی داده-ستانده-پویا استخراج شده یا در رساله دکتری بزازان (۲۰۰۲)، ضمن محاسبه ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی، حداکثر نرخ رشد اقتصادی برای ایران محاسبه شد. آسیایی (۱۳۸۰)، نرخ رشد بالقوه اقتصاد ایران و سرمایه‌گذاری لازم برای بخش‌های مختلف را در برنامه اول توسعه محاسبه و با سرمایه‌گذاری انجام شده، مقایسه نماید.

در پایان نامه دوره کارشناسی ارشد نوری (۱۳۹۰)، همین رویکرد را برای برنامه سوم و در پژوهش اکبری و امینی (۱۴۰۲)، با استفاده از جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ برای برنامه ششم توسعه به کار

1. Pan & Kohler (2007).

۲. اگرچه منحنی S شکل هنوز استفاده می‌شود و مزایا دارد، برخی انتقادات علیه تحمیل برونزایی این الگو بر پویایی تغییر ضرایب داده-ستانده و در نتیجه، برخی روش‌های رقابتی وجود دارد که درواقع، درونزا تولید شده، بدون هیچ نسخه‌ای، ارائه می‌شود (ریابوشلیک، ۲۰۱۴).

برده شد که نتایج نشان داد، بخش صنعت، ساختمان و کشاورزی، نیازمند سرمایه‌گذاری بیشتر برای تحقق اهداف برنامه ششم بوده‌اند. با این حال، در پژوهش‌ها، اشاره‌ای به نقش سرمایه‌گذاری R&D نشده است.

در بررسی مطالعات خارجی، می‌توان شاهد بود، آثار سرمایه‌گذاری R&D در یک مدل داده-ستانده پویا با پژوهش لس (۲۰۰۱) آغاز می‌شود که یک نمونه ساده مدل پویای دو مرحله‌ای با یک اقتصاد فرضی است. ابتدای هر دوره، صنایع با توجه به مجموعه‌ای از متغیرها که فراتر از محدوده نفوذ آنها در آن مرحله است، تصمیم می‌گیرد. درواقع، تعیین ستانده فقط شامل حل مدل داده-ستانده ایستا در هر دوره است. پویایی در مرحله دوم بوده که پیامد تصمیم فعلی روی مقادیر برونزا فرضی ابتدای دوره (های) بعدی مدل می‌شود.

پان (۲۰۰۶)، ساختار اقتصادی داده-ستانده تحت تغییر فناوری خاص را شبیه‌سازی می‌کند. نسخه جدید از مدل داده-ستانده پویای توسعه‌یافته که در آن، پیشرفت و استقرار فناوری درونزا است. سرمایه‌گذاری R&D موجب توسعه فناوری‌های جدید می‌شود و بخش‌ها تکامل یا تغییر می‌یابد. تحلیل سناریو با استفاده از این مدل که در صنعت برق چین اعمال شده و نشان می‌دهد، استفاده از فناوری انرژی غیرفسیلی، ساختار این بخش و اقتصاد را در ۱۰۰ سال آینده تغییر خواهد داد.

گورگول و لاچ (۲۰۱۶)، نسخه جدیدی از مدل پویا را پیشنهاد دادند که در آن، پیشرفت و استقرار فناوری درونزا است. سرمایه‌گذاری R&D بخش‌ها، توسعه فناوری جدید و نصب سرمایه را سرعت می‌بخشد. کاربرد مدل در پیش‌بینی پیوندهای بین صنعتی بخش‌ها در اقتصاد لهستان در ۵۰ سال آینده، حاکی از تغییر مداوم ترکیب مجموعه‌ای از بخش‌های کلیدی است.

گورگول و لاچ (۲۰۱۹) در پژوهشی جدید، به‌جای تنظیم پارامترهای حیاتی مدل درونزا داده-ستانده پویا به‌صورت دلخواه در پژوهش گورگول و لاچ (۲۰۱۶)، رویکردی مبتنی بر بهینه‌یابی جدید برای تقریب عناصر ماتریس سرمایه براساس داده‌های تاریخی اخیر را پیشنهاد کردند. بخش تجربی برای پیش‌بینی طبقه‌بندی بخشی اقتصاد لهستان طی ۴۰ سال آینده، نشان داده برخی بخش‌ها، به ویژه بخش‌های تولیدی و مرتبط با ساخت و ساز، از ریل خارج شده، درحالی‌که بخش‌های مرتبط با حمل‌ونقل و کشاورزی مهم‌تر می‌شود.

ژانگ و همکاران (۲۰۲۲)، فرایند تکامل پویای R&D را در کنار ظرفیت سرریز سرمایه‌گذاری دیجیتال بین صنایع ناشی از پیشرفت فناوری بلندمدت بررسی و ابتدا سرمایه‌گذاری R&D را به‌عنوان عامل مؤثر بر پیشرفت فناوری ادغام می‌کنند. این یک مدل داده-ستانده پویا شامل پیشرفت فناوری درونزا را ایجاد کرده که با داده تاریخی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ برای به دست آوردن ماتریس ضریب داده-ستانده از سال ۲۰۱۵ تا ۲۰۵۰ شبیه‌سازی شده است. بر این اساس، این پژوهش برای تمرکز بر وزن‌های سرریز بین صنایع بر چشم‌انداز زنجیره صنعت برای بازبینی و شبیه‌سازی تغییرات پویای R&D بین صنایع تحت تأثیر پیشرفت بلندمدت فناوری است. نتایج شبیه‌سازی، نشان داد، تفاوت‌های قابل‌توجه R&D بین

۱۸ صنعت تولیدی چین در هر دو بعد صنعتی و زمانی وجود دارد. به این ترتیب، صنایع نزدیک به بالادست زنجیره صنعت با نهاده‌های خود در فناوری‌های همه‌منظوره در پیشبرد رشد اقتصادی کارآمدترند. در مطالعات خارجی نیز اگرچه نقش سرمایه‌گذاری R&D در کاربردهای مختلف مدل داده-ستانده پویا بررسی شده، با این حال، اشاره‌ای به نقش سرمایه‌گذاری R&D بر سرمایه‌گذاری بخشی موردنیاز برای تحقق رشد هدفگذاری شده به‌کار گرفته نمی‌شود. به این ترتیب، در این پژوهش برای نخستین بار، این نقش در رویکرد داده-ستانده پویا با توجه به جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ و برنامه ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بررسی می‌گردد.

۳. روش‌شناسی

الگوی پویای داده-ستانده، ضمن تأکید بر تعادل بخشی، یک مسیر متوازن منحصر به فردی ارائه می‌کند که با یک مقدار اولیه اختیاری آغاز شده و جواب غیرمنفی برای متغیرهای اقتصادی مانند موجودی سرمایه و تولید در این مسیر می‌دهد. همچنین یک نرخ رشد بالقوه ممکن برای تمام بخش‌های اقتصادی به‌دست می‌آید. از این طریق در این الگو، سطوح مختلف سرمایه لازم جهت تحقق برنامه‌ها در بخش‌های متفاوت معین می‌گردد. مدل داده-ستانده پویای بسته، مدل اصلی پژوهش برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری R&D است.

در مدل داده-ستانده پویای بسته، تولید هر بخش به تقاضای واسطه‌ای، تقاضای نهایی و بخش سوم کالای سرمایه‌ای که توسط خود بخش و سایر بخش‌های برای استفاده در تولید دوره بعد نگهداری شده، تفکیک می‌شود. بخش سوم، سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد موردنظر را برآورد می‌کند. میزان این سرمایه‌گذاری براساس ستانده، نرخ رشد برنامه‌ریزی شده و ماتریس ضرایب سرمایه‌ای تعیین می‌گردد.

رابطه معمولی داده-ستانده پویا برای تولید بخش i در دوره t می‌شود:

$$x_{i,t} = \sum_{j=1}^n a_{ij} x_{j,t} + \sum_{j=1}^n b_{ij} (x_{j,t+1} - x_{j,t}) + y_{i,t} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

که در آن، $x_{i,t}$ ستانده بخش i در دوره زمانی t است. a_{ij} ، ضریب داده و b_{ij} ، ضریب سرمایه موردنیاز بخش i از بخش j بوده و y_t تقاضای نهایی بدون مؤلفه سرمایه‌گذاری، n تعداد بخش‌ها و T افق برنامه‌ریزی است.

شکل ماتریسی، با ماتریس $n \times n$ ضرایب سرمایه $A = [a_{ij}]$ و $B = [b_{ij}]$ ، می‌شود:

$$\begin{aligned} X_t &= AX_t + B(X_{t+1} - X_t) + Y_t \\ X_t &= AX_t + B\Delta X_t + Y_t \\ X_t &= AX_t + GBX_t + Y_t \end{aligned} \quad (2)$$

که X_t ، ماتریس ستانده، A ، ضرایب داده، B ، ضرایب سرمایه بین بخشی و Y_t ، تقاضای نهایی بدون مؤلفه سرمایه‌گذاری است.

اگر اندیس t دوره باشد، مجموعه روابط بین ستانده و تقاضای نهایی را نشان می‌دهد که از اکنون (سال $t = 0$) شروع شده و تا دوره T در آینده تعمیم می‌یابد.

رابطه (۲)، نشان می‌دهد، تولید هر بخش، سه نوع تقاضا را تأمین می‌کند. ۱- تقاضای واسطه‌ای سایر بخش‌ها است که AX_t آن را نشان می‌دهد. ۲- Y_t به تقاضای نهایی از سوی خانوارها، دولت و دنیای خارج اختصاص می‌یابد. ۳- GBX_t کالای سرمایه‌ای است که توسط خود بخش و سایر بخش‌ها به منظور استفاده در تولید سال آینده نگهداری می‌شود. در واقع، می‌توان به کمک ماتریس GBX_t مقدار سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق رشد موردنظر را برآورد کرد. ماتریس قطری X_t ماتریس ستانده سالی است که تولید سال‌های بعدی براساس آن پیش‌بینی می‌شود. G نشان‌دهنده ماتریس قطری نرخ رشد اقتصادی مورد هدف در هر افق زمانی بوده و ماتریس B ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی است.

۳-۱. اثر سرمایه‌گذاری R&D

در این پژوهش، اثر سرمایه‌گذاری R&D بر اقتصاد در مدل داده-ستانده پویا از طریق اثر آن بر ضرایب داده و ضرایب سرمایه بین بخشی، به عنوان ویژگی ساختاری این مدل، بررسی می‌شود. ضریب داده مستقیم یا همان ضریب فنی، بیانگر فناوری در چهارچوب داده-ستانده است. به این ترتیب، تغییر این ضریب متأثر از سرمایه‌گذاری R&D به صورت نسبت آن در حالت قبل از اثرگذاری سرمایه‌گذاری R&D و پس از اعمال اثر سرمایه‌گذاری R&D است. سرمایه‌گذاری R&D در امتداد یک منحنی لجستیک روند پیشرفت فناوری، بررسی شود. این منحنی لجستیک، با فعالیت R&D، زمان و نرخ سرمایه‌گذاری R&D، یک فناوری را در طول منحنی S شکل هدایت می‌کند. سرمایه‌گذاری R&D متغیر درونزای مؤثر بر پیشرفت فناوری بوده و یک فناوری برای توسعه، نیاز به زمان دارد (گورگول و لاچ، ۲۰۱۶).

در این پژوهش، پیرو پژوهش‌های این حوزه (مانند پان، ۲۰۰۶؛ گورگول و لاچ، ۲۰۱۶)، فرض می‌شود، تغییر ضریب داده مستقیم در امتداد یک منحنی لجستیک، پیشرفت فناوری (در اینجا ناشی از سرمایه‌گذاری R&D) را نشان می‌دهد. این پیشرفت، به شکل بهبود فناوری قدیمی یا ایجاد یک فناوری جدید، نیاز به نهاده واسطه‌ای را کاهش می‌دهد. پس، منحنی لجستیک نزولی می‌شود. میزان پیشرفت فرایند فنی جدید براساس فرایند قدیمی با توجه به سن فناوری‌های مختلف، متفاوت است. بنابراین، برای مشخص شدن این پیشرفت، یک بازه مقداری برای ضریب نهاده مستقیم تعریف می‌شود. فرض می‌شود، مقادیر ضریب پیشرفت فناوری بین دو مقدار α_0 و α_1 ، مقیاس اولیه تغییر فناوری (ضریب داده مستقیم اولیه) و α_2 سطح اشباع تغییر فناوری (ضریب داده مستقیم) است. ۱. مقادیر بین این مقدار حدی با توجه به زمان و سرمایه‌گذاری R&D تغییر می‌کند. منحنی لجستیکی که پیشرفت فناوری بخش j را توصیف می‌کند، به صورت زیر است:

۱. این مقیاس‌ها بر اساس تعریف مراحل چرخه عمر فناوری توسط فریمن و لوکاس (۲۰۰۱) است.

$$a_j^t = \frac{a_{0j}}{1 + e^{K_j \times (t - M_j)}} + a_{sj} \quad (3)$$

که a_{0j} و a_{sj} در رابطه (۳) ثابت فرض می‌شود. K_j نسبت رشد سرمایه‌گذاری R&D بوده، t زمان M_j مدت زمان تحقق رشد بالقوه را نشان می‌دهد. افزایش هر سه متغیر می‌شود کسر افزایش یافته و در نهایت، ضریب پیشرفت افزایش یابد که حاکی از تأثیر افزایش رشد سرمایه‌گذاری R&D و طولانی شدن زمان بر پیشرفت فناوری است.

K_j نسبت رشد سرمایه‌گذاری R&D در عین حال درجه تغییر فناوری رخ داده در بخش j را تعیین کرده و افزایش آن، تغییر شدیدتر فناوری را نشان می‌دهد. فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D هرچه سریع رخ دهد، رشد اقتصادی سریع‌تر محقق می‌شود. پس رشد سرمایه‌گذاری R&D بر مسیر پویای منحنی لجستیک تأثیر می‌گذارد.

$$K_j = \frac{\%RD_j}{\%RD_j} \quad (4)$$

که $\%RD_j$ متوسط نرخ رشد سرمایه‌گذاری R&D بخش j و $\overline{\%RD_j}$ متوسط نرخ رشد سرمایه‌گذاری R&D همه بخش‌ها است.

M_j در رابطه (۵) از دو عبارت تشکیل شده، صورت کسر M_0 است. فرض می‌شود، نرخ رشد بالقوه در یک زمان که M_0 نشان داده می‌شود، عدد ثابتی و صرفاً یک شاخص است. RD_j کسر RD_j است، اگر بزرگ‌تر از یک باشد، یعنی بخش j در مقایسه با میانگین سایر صنایع وابستگی بیشتری به پیشرفت فناوری دارد. به پیشرفت فناوری حساس است، بنابراین زمان تحقق رشد بالقوه آن در مقایسه با صنایع دیگر کوتاه‌تر است.

M_j مقدار عددی رشد بالقوه با توجه به نسبت میزان سرمایه‌گذاری R&D چه تغییری می‌کند. در بخش‌هایی که سرمایه‌گذاری R&D آنها بالاتر از متوسط سرمایه‌گذاری R&D همه بخش‌ها باشد، این عدد کاهش می‌یابد و دسترسی به نرخ رشد بالقوه زودتر محقق می‌شود. در رابطه (۵) داریم:

$$M_j = \frac{M_0}{RD_j} \quad (5)$$

$$RD_j = \frac{RD_j^E}{RD_j^E} \quad (6)$$

که RD_j^E سرمایه‌گذاری R&D بخش j و $\overline{RD_j^E}$ متوسط سرمایه‌گذاری R&D همه بخش‌ها است. M_0 زمان تحقق رشد بالقوه و RD_j ضریب مقیاس سرمایه‌گذاری R&D است.

با بهبود فرایند فنی تولید، نیاز به نهاده واسطه‌ای کمتر شده و ضریب داده رو به کاهش است؛ پس، منحنی لجستیک نزولی می‌شود؛ اما تغییر آن در یک بازه مقداری بین a_{0j} ، مقیاس اولیه تغییر فناوری (مجانب بالا) و a_{sj} سطح اشباع تغییر فناوری (مجانب پایین) است.

هرچه K_j بزرگ‌تر باشد، تا زمان $t < M_j$ ، قبل از تحقق رشد بالقوه، فناوری با سرعت فزاینده تغییر می‌کند. در $t = M_j$ ، نرخ رشد تغییر فناوری معادل $\frac{a_{0j}}{2} + a_{sj}$ بوده با افزایش t ، فناوری با

نرخ‌های کاهنده به سطح اشباع a_{sz} نزدیک می‌شود. در نهایت، با تغییر آنها، می‌توان سناریوهای مختلف برای پیشرفت فناوری و پیش‌بینی اثر آن تعریف کرد. ضریب پیشرفت فناوری دوره t بخش j تابع لجستیک نسبت تغییر فناوری در دوره t به $t - 1$ بوده که در رابطه (۷) داریم:

$$p_j^t = \frac{a_j^t}{a_{j,t-1}^t} \quad (7)$$

فناوری (اینجا به صورت کاهش مقدار عناصر ماتریس ضرایب)، زمانی پیشرفت می‌کند که $P_j^t < 1$ باشد. در این حالت، فرایند فناوری جدید بخش j ، یعنی P_j^t ، منجر به کاهش ستون j ام ماتریس A می‌شود. بهبود فناوری نشان می‌دهد، یک فرایند فنی جدید نسبت به قبل، به نهاده واسطه‌ای کمتر (از همه بخش‌ها) نیاز دارد. P_j^t نسبت مقادیر منحنی لجستیک برای توصیف پیشرفت فناوری بخش j است. P_t ماتریس قطری پیشرفت فناوری بخش‌های اقتصاد را نشان می‌دهد:

$$P_t = \text{diag}(P_j^t, j = 1, \dots, n)$$

پویایی ساختار داده-ستانده در یک بخش، به استفاده فرایند فنی جدید و حذف یا کاهش نقش فرایند فنی قدیمی بستگی دارد. پیرو مدل ارائه شده در پژوهش پان (۲۰۰۶)، فرض می‌شود، یک اقتصاد در دو دوره مطالعه می‌شود. هر بخش یک لایه فناوری قدیمی و فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D دارد. به این ترتیب، ضریب داده و ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی به دو بخش با دوره زمانی متفاوت تقسیم می‌شود. برای مثال، درباره ضریب داده، ضریب $a_{ij,old}^t$ ، مربوط به فناوری قدیمی و ضریب $a_{ij,new}^t$ مربوط به فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D است. بنابراین، ماتریس A_t ، ماتریس مربع $n \times n$ با عناصر a_{ij}^t در زمان t شامل یک فرایند فنی قدیمی با ضریب داده مستقیم $a_{ij,old}^t$ و یک فرایند فنی جدید با ضریب $a_{ij,new}^t$ است. به‌طور مشابه، همین روند برای ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی نیز رخ می‌دهد.

برای بررسی تأثیر پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D بر ضرایب مدل داده-ستانده پویا، ضرایب داده و ضرایب سرمایه‌ای، لازم است علاوه بر ضریب پیشرفت فناوری، ضریبی استخراج شود که وزن فناوری قدیمی و جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D را نشان دهد. برای این منظور، از رابطه (۸) استفاده می‌شود:

$$w_j^t = \frac{x_{j,old}^t}{x_{j,old}^t + x_{j,new}^t} \quad (8)$$

که $x_{j,old}^t$ ستانده بخش j با فناوری قدیمی و $x_{j,new}^t$ با فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D را نشان می‌دهد. w_j^t سهم تولید بخشی با فناوری قدیمی از کل تولید دوره t است. $1 - w_j^t$ سهم کل تولید با فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D در کل تولید را نشان می‌دهد. فرض شده سطح فناوری قدیمی، در هر دوره کاملاً به سطح فنی نهایی در دوره قبل بستگی دارد. یعنی همان‌طور که در رابطه (۹) نشان داده شده است، ضریب داده-ستانده $a_{ij,old}^t$ ، مربوط به سطح فنی قدیمی هر دوره برابر با ضریب داده-ستانده مربوط به سطح فنی کلی دوره قبل است:

$$a_{ij,old}^t = a_{ij}^{t-1} \quad (۹)$$

به طور مشابه، همین رابطه برای ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی نیز صادق است. رابطه (۱۰) نشان می‌دهد، ضریب داده فناوری جدید هر دوره حاصل ضرب ضرایب داده تولید شده توسط فناوری نهایی در دوره قبل و ضریب پیشرفت فناوری، p_j^t در رابطه (۵)، است:

$$a_{ij,new}^t = a_{ij}^{t-1} \quad (۱۰)$$

به طور مشابه، همین رابطه برای ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی نیز صادق است. پیشرفت فناوری (به صورت کاهش مقدار عناصر ماتریس ضرایب است)، زمانی رخ می‌دهد که $p_j^t < 1$ باشد. در این حالت، فرایند فناوری جدید در بخش j نشان داده شده توسط p_j^t منجر به کاهش ستون j ام ماتریس ضرایب داده می‌شود. بهبود فناوری، نشان می‌دهد، یک فرایند فنی جدید در مقایسه با فرایند قدیمی، به نهاده واسطه‌ای کمتری (از همه بخش‌ها) نیاز دارد. ضرایب پس از پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D، ترکیبی از میانگین وزنی ضریب یک فناوری قدیمی، برای نمونه $a_{ij,old}^t = \frac{x_{ij,old}^t}{x_{j,old}^t}$ و فناوری جدید، برای نمونه $a_{ij,new}^t = \frac{x_{ij,new}^t}{x_{j,new}^t}$ است:

$$a_{ij}^t = a_{ij,old}^t w_j^t + a_{ij,new}^t (1 - w_j^t) \quad (۱۱)$$

به طور مشابه، همین رابطه برای ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی نیز صادق است.

با جایگذاری معادلات (۷) و (۱۱) در رابطه (۱۰) داریم:

$$a_{ij,new}^t = a_{ij}^{t-1} (w_j^t + p_j^t (1 - w_j^t)) \quad (۱۲)$$

با $P_t = \text{diag}(p_j^t, j = 1, \dots, n)$ ، $W_t = \text{diag}(w_j^t, j = 1, \dots, n)$ و شکل ماتریسی رابطه (۱۲)، ماتریس ضریب داده-ستانده دوره t ، همان‌طور که رابطه (۱۳) نشان می‌دهد، به دست می‌آید:

$$A_t = A_{t-1} (W_t + P_t (1 - W_t)) \quad (۱۳)$$

به طور مشابه، همین رابطه برای ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی نیز صادق است.

با راه‌حل بازگشتی، روشی مرسوم برای حل مسائل در علوم کامپیوتری و برنامه‌نویسی بوده که در آن راه‌حل مسئله با بازه زمانی نامتناهی به راه‌حل‌هایی در نمونه‌های کوچکتر یا متناهی از همان مسئله وابسته می‌باشد، رابطه (۱۴) به دست می‌آید:

$$A_t = A_0 (W_1 + P_1 (1 - W_1)) \dots (W_t + P_t (1 - W_t)) = A_0 (\prod_{s=1}^t (W_s + P_s (1 - W_s))) \quad (۱۴)$$

$A_0 = (a_{ij})_{n \times n}$ ماتریس ضریب داده در $t = 0$ است. ضرب A_0 در ماتریس قطری P_s و W_s

نشان داده با پیشرفت فناوری بخش j ، نهاده بخش j به تمام بخش‌ها با یک نسبت کاهش می‌یابد.

پیشرفت فناوری، نه تنها باعث کاهش نیاز به نهاده واسطه‌ای کمتری برای یک واحد تولید شده، بلکه فناوری جدید بهره‌وری را نیز افزایش می‌دهد. در نتیجه، هر واحد تولید به نهاده سرمایه کمتری نیاز دارد. پیشرفت فناوری منجر به کاهش ضریب B_t می‌شود. فرض می‌شود ماتریس ضریب سرمایه B_t مشابه ماتریس ضریب A_t تکامل می‌یابد، همان‌طور که در رابطه (۱۳) نشان داده شده است:

$$B_t = B_0(\prod_{s=1}^t(W_s + P_s(1 - W_s))) \quad (۱۵)$$

مدل داده-ستانده پویا با ستانده X_t و تقاضای نهایی Y_t می‌شود:

$$X_t - A_t X_t - B_{t+1}[X_{t+1} - X_t] = Y_t \quad (۱۶)$$

مدل داده-ستانده پویای درونزا تحت شرایط پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D، با جایگذاری روابط (۱۴) و (۱۵) در رابطه (۱۶) به دست می‌آید:

$$X_t = A_0(\prod_{s=1}^t(W_s + P_s(1 - W_s))) X_t + B_0(\prod_{s=1}^t(W_s + P_s(1 - W_s))) [X_{t+1} - X_t] + Y_t \quad (۱۷)$$

در رابطه (۱۷) سرمایه‌گذاری R&D در مدل داده-ستانده پویای جدید درونزا می‌شود. با جایگذاری ماتریس ضریب سرمایه، B ، در عبارت GBX_t رابطه (۲)، می‌توان دریافت آیا اختصاص بخشی از تولید به سرمایه‌گذاری R&D، اثری در مقدار سرمایه لازم برای تحقق اهداف دارد یا خیر؟

۴. داده‌ها و نتایج

جهت عملیاتی ساختن الگوی داده ستانده پویا، از چند پایه آماری استفاده شده است. جدول مقارن (فعالیت در فعالیت) ۵۲ بخشی سال ۱۳۸۹ و جدول مقارن (فعالیت در فعالیت) داده-ستانده ۸۹ بخشی سال ۱۳۹۵ به قیمت پایه منتشر شده توسط بانک مرکزی، یکی از پایه‌های آماری مبنای محاسباتی این پژوهش است؛^۱ زیرا نظام طبقه‌بندی حاکم در جدول مقارن فعالیت در فعالیت با تکنولوژی بخش بر حسب طبقه‌بندی ISIC، می‌تواند نیازهای تهیه مدل پویا را برآورده نماید. جدول داده-ستانده پویا براساس جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ تهیه می‌شود.

برای تهیه جدول داده-ستانده پویا، لازم است ماتریس موجودی سرمایه مبادله شده بین بخش‌ها به دست آید. به این ترتیب، بخشی از این سرمایه مبادله شده، سرمایه ثابت سرمایه‌گذاری شده در تولید است که از گزارش موجودی سرمایه بانک مرکزی^۲ استخراج می‌شود.

بخش دیگر داده لازم برای تهیه ماتریس موجودی سرمایه، سرمایه در گردش است؛ زیرا گنجاندن آن در ماتریس موجودی سرمایه، ویژگی جامع‌تری می‌بخشد. سرمایه در گردش همان موجودی انبار است که توسط بخش‌ها انبار می‌شود. برای محاسبه موجودی انبار، نیاز به موجودی انبار کالای ساخته شده، کالایی که بدون تغییر شکل به فروش می‌رسد، کالای در جریان ساخت، مواد خام اولیه در ابتدا و انتهای سال ۱۳۹۵ است.

در این پژوهش، آمار موجودی انبار بخش کشاورزی و صنعت سال ۱۳۹۵ بخش‌ها از مرکز آمار ایران^۳ استخراج می‌شود. منبع موجودی انبار بخش صنعت نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی ۱۰ کارکن و بیشتر بر حسب طبقات کارکن ۴ مرکز آمار است.

۱. جدول داده - ستانده (cbi.ir)

۲. موجودی سرمایه (cbi.ir)

3. https://amar.org.ir/Portals/0/Statistics/1825/n_Salname_95-V3.pdf

۴. اطلاعات کارگاه‌های با تعداد کارکن کمتر، به دلیل در دسترس نبودن داده و تأثیر کم آن بر اشتغال آورده نمی‌شود.

واحد محاسبه آمار بخش کشاورزی شامل گندم، گوشت قرمز و شکر بر اساس هزار تن بوده که لازم است با سایر واحدهای مربوط به ماتریس ضریب سرمایه سازگار بوده و براساس واحد پولی باشد که به همین منظور باید در قیمت‌های متناظرشان ضرب شوند. قیمت گندم، گوشت قرمز و شکر، از شاخص بهای کالاهای مصرفی برای سال ۱۳۹۵ از بانک مرکزی اخذ شد و موجودی انبار بخش کشاورزی برحسب واحد پول است. مقدار موجودی انبار دو بخش کشاورزی و صنعت نیز به ترتیب برابر ۱۷۸ هزار میلیارد ریال و ۲۱۹۶ هزار میلیارد ریال است (اکبری و امینی، ۱۴۰۲).

در نهایت، جدول داده-ستانده پویا در ۹ بخش ادغام شده شامل کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، آب، برق و گاز، ساختمان، حمل‌ونقل، ارتباطات و سایر خدمات تهیه می‌شود.

کاربرد دیگر جدول داده-ستانده در این پژوهش برای تعیین سهم فناوری قدیم و جدید تولید است. فرض می‌شود سرمایه‌گذاری R&D به صورت بهبود فناوری قدیمی یا ایجاد فناوری جدید است. پس در این مدل، دو فناوری در یک بخش، وزن نسبی خود را در تولید مبادله می‌کنند. برای ارزیابی آنها، جدول داده-ستانده در دو سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۵ به کار می‌رود، با این فرض که جدول سال ۱۳۸۹ معیار فناوری قدیمی و جدول ۱۳۹۵، شامل داده R&D در بخشی تحت عنوان تحقیق و توسعه علمی، مبنای فناوری جدید است.

آمار سرمایه‌گذاری R&D از اطلاعات جدول داده-ستانده ۱۳۹۵ تهیه می‌شود. با استفاده از نتایج محاسبه وزنی از دو جدول و ضریب پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D، ساختار داده-ستانده پویا تعدیل می‌شود. برای تکمیل تحلیل و برجسته کردن نقش سرمایه‌گذاری R&D در اقتصاد، علاوه بر ضریب فناوری برگرفته از جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵، با الهام از برنامه هفتم توسعه، ضریب فناوری دیگری با نرخ سرمایه‌گذاری R&D انتخابی برآورد می‌شود تا به واسطه آن، ضرایب سرمایه بین بخشی با نرخ جدید تعدیل شود. به این ترتیب، سه ضریب سرمایه وجود دارد. نخست، ضریب بدون در نظر گرفتن سرمایه‌گذاری R&D؛ دوم، ضریب تعدیل شده با نرخ سرمایه‌گذاری R&D از جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ و سوم، ضریب تعدیل شده با نرخ سرمایه‌گذاری R&D برآوردی است. در نهایت، اثر سرمایه‌گذاری R&D بر سرمایه لازم جهت تحقق رشد برنامه‌ریزی شده (در اینجا برنامه ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی به دلیل همزمانی با جدول داده-ستانده مورد مطالعه) از طریق مدل داده-ستانده پویا، برآورد می‌شود.

جدول (۱) مقدار موجودی سرمایه خالص و موجودی انبار ۱ بخش‌ها را نشان می‌دهد:

۱. موجودی انبار هر فعالیت کالاهایی است که آن فعالیت تولید و انبار کرده و می‌خواهد در دوره بعد به سایر بخش‌ها بفروشد، لذا بین بخش‌های خریدار باید توزیع گردد. به این ترتیب، موجودی انبار هر بخش به روش نرمال کردن بر مبنای ارقام ستون متناظر در ماتریس A توزیع می‌شود. ماتریس A نرمالیز حاصل تقسیم درایه ماتریس A بر جمع ستونی ماتریس A است. با نسبت‌های به دست آمده، می‌توان موجودی انبار را بین بخش‌ها توزیع کرد.

جدول ۱: موجودی سرمایه خالص و موجودی انبار بخش‌ها در سال ۱۳۹۵ (هزار میلیارد ریال)

Table.1: Net capital stock & inventory of sectors in 2016 (trillion rials)

بخش	ساختمان	ماشین‌آلات	موجودی انبار کشاورزی	موجودی انبار صنعت
کشاورزی	۱۵۰۴	۵۶۳	۴۸	۱۹۱
نفت	۱۳۵۰	۳۴۹	۳/۶	۱۹۰
معدن	۵۸	۳۳۸	۰/۳۲	۷۳/۴
صنعت	۴۵۷	۳۹۸۸	۶۹/۲	۱۱۳۳
آب و برق و گاز	۲۲۷۵	۵۵۶	۴/۰۱	۱۰۰
ساختمان	۲۰۴۶۹	۳۱۷	۲/۴۷	۵/۹۳
حمل و نقل	۲۱۷۱	۲۶۴۲	۱۳/۶	۱۸۸
ارتباطات	۲۱۳	۴۶۳	۱/۲	۵/۱
سایر خدمات	۱۱۳۹۹	۲۵۰۲	۳۵/۳	۳۱۰

منبع: گزارش موجودی سرمایه (بانک مرکزی) و مرکز آمار ایران

در جدول (۲)، ماتریس سرمایه بین بخشی نشان داده می‌شود. در این جدول، مقدار موجودی سرمایه خالص به صورت سطری و موجودی انبار به صورت ستونی وارد می‌شود.

جدول ۲: ماتریس سرمایه بین بخشی به قیمت ثابت ۱۳۹۵ (هزار میلیارد ریال)

Table.2: Capital matrix in constant prices in 2016(trillion rials)

بخش‌ها	کشاورزی	نفت	معدن	صنعت	آب، برق و گاز	ساختمان	حمل و نقل	ارتباطات	سایر خدمات
کشاورزی	۴۸	۰	۰	۱۹۱	۰	۰	۰	۰	۰
نفت	۳/۶	۰	۰	۱۹۰	۰	۰	۰	۰	۰
معدن	۰/۳۲	۰	۰	۷۳/۴	۰	۰	۰	۰	۰
صنعت	۶۳۲	۳۴۹	۳۳۸	۵۱۲۲	۵۵۶	۳۱۷	۲۶۴۲	۴۶۲	۲۵۰۲
آب، برق و گاز	۴/۰۱	۰	۰	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۰
ساختمان	۱۵۰۷	۱۳۵۰	۵۸	۴۶۳	۲۲۷۵	۲۰۴۶۹	۲۱۷۱	۲۱۳	۱۱۴۰۰
حمل و نقل	۱۳/۶	۰	۰	۱۸۸	۰	۰	۰	۰	۰
ارتباطات	۱/۱۲	۰	۰	۵/۰۸	۰	۰	۰	۰	۰
سایر خدمات	۳۵/۳	۰	۰	۳۱۰	۰	۰	۰	۰	۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

هر درایه ماتریس سرمایه بین بخشی جدول (۲)، K_{ij} ، مقدار کالای سرمایه‌ای مبادله شده بین بخش i و j است. جدول (۳) ماتریس ضرایب سرمایه‌ای، حاصل تقسیم این مقادیر به ستانده کل، را نشان می‌دهد.

جدول ۳: ماتریس ضرایب سرمایه‌ای بین بخشی سال ۱۳۹۵

Table.3 Capital Coefficients matrix in 2016

بخش‌ها	کشاورزی	نفت	معدن	صنعت	آب، برق و گاز	ساختمان	حمل و نقل	ارتباطات	سایر خدمات
کشاورزی	۰/۰۲	۰	۰	۰/۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
نفت	۰/۰۰۲	۰	۰	۰/۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
معدن	۰/۰۰۰۱	۰	۰	۰/۰۱	۰	۰	۰	۰	۰
صنعت	۰/۲۹	۰/۲	۱/۹۹	۰/۸	۰/۹۸	۰/۰۸	۱/۶	۱/۴	۰/۳۹
آب، برق و گاز	۰/۰۰۲	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
ساختمان	۰/۷	۰/۷۸	۰/۳۴	۰/۰۸	۳/۹۹	۴/۹۶	۱/۳۲	۰/۶۵	۱/۷۷
حمل و نقل	۰/۰۰۶	۰	۰	۰/۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
ارتباطات	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۱	۰	۰	۰	۰	۰
سایر خدمات	۰/۰۲	۰	۰	۰/۰۵	۰	۰	۰	۰	۰
جمع	۱/۰۴	۰/۹۸	۲/۳۴	۱/۰۹	۴/۹۷	۵/۰۴	۲/۹۲	۲/۰۵	۲/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب سرمایه بخش کشاورزی ۱/۰۴ است، یعنی این بخش برای تولید یک واحد محصول از سایر بخش‌ها، ۱/۰۴ واحد سرمایه نیاز دارد. این رقم برای بخش نفت ۰/۹۸، معدن ۲/۳۴، صنعت ۱/۰۹، آب، برق و گاز ۴/۹۷، ساختمان ۵/۰۴، حمل‌ونقل ۲/۹۲، ارتباطات ۲/۰۵ و سایر خدمات ۲/۱۶ است.

بالاترین ضریب به بخش ساختمان اختصاص دارد و به دلیل نسبت ماهیت تولیدات این بخش بوده که سرمایه‌بر است. سپس بخش آب، برق و گاز بالاترین ضریب سرمایه بخشی را دارد که به دلیل کاربرد تکنولوژی بالاتر و با سرمایه‌بری بیشتر است. بخش معدن که سهم سرمایه آن بیشتر بوده، مبتنی بر ماشین‌آلات است و ضریب سرمایه بالایی دارد. همین استدلال برای بخش ارتباطات که به فناوری نو و گران‌قیمت نیاز دارند و بخش حمل‌ونقل که حجم بالایی ماشین‌آلات دارد، دلالت می‌کند.

۱-۴. سرمایه‌گذاری R&D

برای نمایش اثر سرمایه‌گذاری R&D بر اقتصاد در چهارچوب داده-ستانده پویا، لازم است اثر آن بر ساختار مدل داده-ستانده پویا، ضرایب داده و ضرایب سرمایه، بررسی شود. برای نشان دادن اثر سرمایه‌گذاری از دو ماتریس قطری W_t و P_t استفاده می‌شود. W_t ماتریس وزنی سهم تولید با فناوری قدیمی از مجموع تولید با فناوری قدیمی و جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D و P_t ماتریس ضریب پیشرفت فناوری است.

رابطه (۸)، وزن هر فناوری را نشان می‌دهد و نتیجه آن یعنی w_j^t ، سهم ستانده تولید شده با سطح فناوری قدیمی از ستانده کل دوره t است. $1 - w_j^t$ ، سهم ستانده تولید شده با سطح فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D از کل تولید را نشان می‌دهد. بنابراین، سهم فناوری قدیمی با جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۹ و سهم فناوری جدید با جدول ۱۳۹۵ تعیین می‌شود؛ اما لازم است برای وزن‌دهی دقیق‌تر، ارزش مقدار ستانده بخش‌ها در سال ۱۳۸۹ با تورم‌های سالانه تا سال ۱۳۹۵ تعدیل شود. در این شرایط، سهم‌های اختصاص یافته به ستانده هر سالی واقعی‌تر است. ماتریس قطری W_t و $I - W_t$ برای تعدیل ضریب داده و ضریب سرمایه بین بخشی متناسب با سهم فناوری‌ها در تولید ستانده تشکیل می‌شود.

منحنی لجستیک در رابطه (۳) پیشرفت فناوری بخش j ناشی از سرمایه‌گذاری R&D را نشان می‌دهد. فرض شده a_0j ، مقیاس اولیه تغییر فناوری بوده که در آن، سرمایه‌گذاری R&D وجود ندارد. پس ضریب فنی جدول داده-ستانده سال ۱۳۸۹ که در این پژوهش نشان‌دهنده فناوری قدیمی بوده، می‌تواند به عنوان معیاری برای مقیاس اولیه تغییر فناوری باشد. برای نمایش مقیاس اولیه تغییر فناوری هر بخش با یک عدد، جمع ستونی درایه‌های a_0j ماتریس ضرایب فنی به کار گرفته می‌شود که خرید نهاده‌های واسطه‌ای توسط بخش j از سایر بخش‌ها را نشان می‌دهد. a_{sj} سطح اشباع تغییر فناوری بوده که بنابر تعریف چرخه عمر فناوری، آغاز کاهش نقش فناوری در اقتصاد یا حذف آن

است. از آنجایی که سطح اشباع مرز مشخصی ندارد، فرض می‌شود، مقیاس اولیه تغییر فناوری در همه بخش‌ها در نهایت در مرز $0/01$ به سطح اشباع می‌رسد.

K_j رابطه (۴) نسبت رشد سرمایه‌گذاری R&D بخش j به متوسط نرخ رشد مخارج R&D همه بخش‌ها است. اطلاعات درباره سرمایه‌گذاری (مخارج) R&D بخش‌ها برای استخراج نرخ رشد آن وجود ندارد، بنابراین، از شاخص دیگری استفاده می‌شود. به این منظور، فرض می‌شود، نرخ رشد سرمایه‌گذاری R&D هر بخش معادل میانگین ساده نرخ رشد تولید همان بخش از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵ است. براساس گزارش بانک مرکزی، میانگین ساده نرخ رشد طی این سال‌ها برای بخش کشاورزی $3/6$ درصد، نفت $2/75$ درصد، معدن $7/45$ درصد، صنعت $4/05$ درصد، آب، برق و گاز $5/41$ درصد، ساختمان (شامل بخش مستغلات) $2/74$ درصد، حمل‌ونقل $5/05$ درصد، ارتباطات $5/05$ درصد و سایر خدمات $1/71$ درصد است. $\overline{RD_j}$ میانگین ساده نرخ رشد سرمایه‌گذاری R&D همه بخش‌ها نیز معادل میانگین ساده نرخ رشد تولید بخش در نظر گرفته می‌شود که معادل $4/2$ درصد است. K_j نسبت نرخ رشد هر بخش به میانگین نرخ رشد بخش‌ها است.

بزرگی K_j حاکی از تغییر شدیدتر فناوری بوده و درجه تغییر فناوری رخ داده در بخش j را تعیین می‌کند. به عبارتی، تعیین می‌کند که فناوری جدید ناشی از سرمایه‌گذاری R&D بخش j با چه سرعتی به حداکثر بهره‌وری منجر می‌شود. نکته مهم دیگر این است که مقدار K_j به نرخ رشد نسبی مخارج R&D بخش j در مقایسه با میانگین اقتصاد بستگی دارد.

K_j در ۹ بخش مورد مطالعه، نشان می‌دهد، بخش معدن با توجه به متوسط رشدی که در بیش از یک دهه گذشته داشته، بیشتر از سایر بخش‌ها از تغییر فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D بهره‌برداری می‌کند. بخش‌های بعدی که بیش از سایر بخش‌ها از پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری بهره‌مند شدند، آب، برق و گاز، حمل‌ونقل، ارتباطات و صنعت است. بخش کشاورزی، نفت و سایر خدمات نیز از پیشرفت فناوری، کمتر از بقیه بهره می‌برد. در بخش نفت، می‌توان آن را به هزینه بالای پیاده‌سازی فناوری‌های نوین در این بخش نسبت داد که بعضاً صرفه اقتصادی نداشته و نتوانسته مدیران را برای اجرا و عملیاتی کردن آن متقاعد کند.

M_0 میانگین زمان تحقق رشد بالقوه بوده و براساس M_j در رابطه (۵)، این زمان با پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D تعدیل می‌شود. عمر مفید سرمایه R&D در گزارش بانک مرکزی (۱۴۰۱: ۵۶) معادل ۱۰ سال تعریف شده، بنابراین، فرض می‌شود M_0 ، میانگین زمان تحقق رشد بالقوه، برابر با ۱۰ است.

RD_j عامل مقیاس سرمایه‌گذاری R&D در رابطه (۶) نسبت RD_j^E متوسط مخارج R&D بخش j و $\overline{RD_j^E}$ متوسط مخارج کل است. اگر $RD_j > 1$ باشد، یعنی بخش j در مقایسه با میانگین سایر بخش‌ها، به پیشرفت فناوری وابسته و حساس‌تر بوده، پس زمان تحقق رشد بالقوه آن در مقایسه با سایر صنایع کوتاه‌تر است.

آمار منتشر شده در ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ نشان می‌دهد، بیشترین مخارج R&D در بخش خدمات، ساختمان و صنعت است، پس دستیابی به رشد بالقوه، که امکان بهره‌برداری از ظرفیت کامل تولید را نشان می‌دهد، در مقایسه با سایر بخش‌ها کمتر زمان می‌برد. بهره‌برداری از نتیجه فعالیت R&D در بخش معدن زمان‌بر است. فعالان بخش معدن به دلیل هزینه بالای تجهیزات و ماشین‌آلات، معمولاً برای بهره‌مندی از دستاوردهای ناشی از فعالیت R&D یک رویکرد بلندمدت دارند.

M_j زمانی که تحقق نرخ رشد بالقوه با توجه به سرمایه‌گذاری R&D نشان می‌دهد، انتظار می‌رود، زمان دستیابی به نرخ رشد با پیشرفت ناشی از سرمایه‌گذاری R&D کمتر شود، البته در شرایطی که مخارج فعلی افزایش یابد تا تأثیرگذار باشد. در این پژوهش، به دلیل محدودیت دسترسی به داده کافی و دقیق، اعداد به دست آمده برای M_j اغراق شده بوده، با این حال، برای مطالعه شروع خوبی است. به نظر می‌رسد، ارتباط معناداری با سرمایه‌گذاری یا مخارج R&D دارد و انتظار می‌رود، با افزایش آن، زمان کاهش یابد.

پیشرفت فناوری، زمانی رخ می‌دهد که $P_j^t < 1$ باشد. P_j^t شاخص فناوری جدید منجر به کاهش ستون λ ماتریس ضرایب داده می‌شود؛ یعنی یک فرایند فنی جدید در مقایسه با فرایندهای فنی قدیمی، به نهاده واسطه‌ای کمتری (از همه بخش‌ها) نیاز دارد. در افق زمانی ۱۰ ساله که معادل زمان مفروض برای تحقق نرخ رشد بالقوه است، تنها فعالان بخش سایر خدمات می‌توانند با این میزان سرمایه‌گذاری R&D، از دستاورد پیشرفت فناوری ناشی از آن بهره‌مند شوند. با طولانی شدن افق زمانی، می‌توان شاهد بود که با این حجم سرمایه‌گذاری R&D، پیشرفت فناوری در بخش ساختمان و صنعت نیز رخ داد. با این حال، با طولانی‌تر شدن افق زمانی، سایر بخش‌ها همچنان از پیشرفت فناوری بهره نمی‌برند. به هر حال، در بخش بعدی، ضرایب داده-ستانده پویا با سرمایه‌گذاری R&D در افق زمانی ۲۰ ساله بررسی می‌گردد.

۲-۴. تعدیل ضرایب سرمایه بین بخشی

همان‌طور که در بخش روش‌شناسی اشاره شد، ضریب سرمایه بین بخشی از طریق دو ماتریس قطری P_t و W_t با نرخ سرمایه‌گذاری R&D واقعی تعدیل می‌شود. جدول (۴) ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی تعدیل شده با ماتریس P_t جدید حاصل نرخ سرمایه‌گذاری R&D برآوردی را نشان می‌دهد.

جدول ۴: ماتریس B تعدیل شده با نرخ سرمایه‌گذاری R&D واقعی سال ۱۳۹۵

Table.4: The B matrix adjusted by the real R&D investment rate in 2016

بخش‌ها	کشاورزی	نفت	معدن	صنعت	آب، برق و گاز	ساخت‌مان	حمل و نقل	ارتباطات	سایر خدمات
کشاورزی	۰/۰۲	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
نفت	۰/۰۰۲	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
معدن	۰/۰۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۶	۰	۰	۰	۰	۰
صنعت	۰/۳	۰/۲۴	۲/۰۴	۰/۴۵	۰/۹۸	۰/۰۸	۱/۶	۱/۴	۰/۱۹
آب، برق و گاز	۰/۰۰۲	۰	۰	۰/۰۱	۰	۰	۰	۰	۰
ساخت‌مان	۰/۷	۰/۹۴	۰/۳۵	۰/۰۴	۴/۰۲	۵	۱/۳	۰/۶۵	۰/۸۸
حمل و نقل	۰/۰۰۶	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
ارتباطات	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۰۴	۰	۰	۰	۰	۰
سایر خدمات	۰/۰۲	۰	۰	۰/۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
جمع	۱/۰۵	۱/۱۸	۲/۳۹	۰/۵۸	۵	۵/۰۸	۲/۹۵	۲/۰۷	۱/۰۸
جمع B قبل از تعدیل	۱/۰۴	۰/۹۸	۲/۳۴	۱/۰۹	۴/۹۷	۵/۰۴	۲/۹۲	۲/۰۵	۲/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقایسه عناصر ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی تعدیل شده با شاخص پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D با عناصر ماتریس ضرایب در شرایط عدم سرمایه‌گذاری R&D نشان می‌دهد در بخش‌های صنعت و سایر خدمات، به اعتبار شاخص p_z ، پیشرفت فناوری رخ داده است. در این دو بخش نیز می‌توان شاهد کاهش جمع ستونی ضریب سرمایه بین بخشی که نشان‌دهند مصرف کالای سرمایه‌ای هر بخش از سایر بخش‌ها بوده، کاهش یافته است. مقادیر شاخص p_z^t ضریب پیشرفت فناوری با نرخ سرمایه‌گذاری R&D واقعی براساس اطلاعات جدول داده-ستانده ۱۳۹۵، بخش‌های محدودی آن هم در یک بازه زمانی طولانی‌تر از آنچه فرض شده، می‌توانند از دستاوردهای پیشرفت فناوری ناشی از این سرمایه‌گذاری بهره‌مند شوند. با این حال، با طولانی‌تر شدن افق زمانی سایر بخش‌ها نمی‌توانند از پیشرفت فناوری بهره ببرند. به این ترتیب، برای تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری R&D باید نرخ آن در بخش‌ها افزایش یابد. در این پژوهش، برای تعیین نرخ سرمایه‌گذاری R&D جدید از برنامه هفتم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی الهام گرفته می‌شود. یکی از سیاست‌های دولت برای ارتقاء نظام علمی، فناوری و پژوهشی در این افزایش، سهم اعتبارات پژوهش و فناوری بخش دولتی تا دو درصد تولید ناخالص داخلی است. پس فرض می‌شود، مخارج R&D هر بخش معادل دو درصد تولید آن بخش یا همان ستانده بخش‌ها در جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ باشد. جدول (۵) ماتریس ضرایب سرمایه بین بخشی تعدیل شده با ماتریس P_t جدید حاصل نرخ سرمایه‌گذاری R&D برآوردی را نشان می‌دهد.

جدول ۵: ماتریس B تعدیل شده با نرخ سرمایه‌گذاری R&D برآوردی

Table.5: The B matrix adjusted by the estimated R&D investment rate

بخش‌ها	کشاورزی	نفت	معدن	صنعت	آب، برق و گاز	ساختمان	حمل‌ونقل	ارتباطات	سایر خدمات
کشاورزی	۰/۰۱	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
نفت	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
معدن	۰/۰۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۶	۰	۰	۰	۰	۰
صنعت	۰/۱۳	۰/۱۶	۲/۰۴	۰/۴۲	۰/۹۸	۰/۰۴	۰/۸۸	۱/۴	۰/۲
آب، برق و گاز	۰/۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۸	۰	۰	۰	۰	۰
ساختمان	۰/۳	۰/۶۳	۰/۳۵	۰/۰۴	۴	۲/۶۷	۰/۷۲	۰/۶۵	۰/۸۹
حمل‌ونقل	۰/۰۰۳	۰	۰	۰/۰۲	۰	۰	۰	۰	۰
ارتباطات	۰/۰۰۰۲	۰	۰	۰/۰۰۰۴	۰	۰	۰	۰	۰
سایر خدمات	۰/۰۰۷	۰	۰	۰/۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
جمع	۰/۴۵	۰/۷۹	۲/۳۹	۰/۲۹	۴/۹۸	۲/۷۱	۱/۶	۲/۰۵	۱/۰۸
جمع B حلت دوم	۱/۰۵	۱/۱۸	۲/۳۸۶	۰/۵۸	۵	۵/۰۸	۲/۹۵	۲/۰۷	۱/۰۸
جمع B حلت اول	۱/۰۴	۰/۹۸	۲/۳۴	۱/۰۹	۴/۹۷	۵/۰۴	۲/۹۲	۲/۰۵	۲/۱۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با تغییر نرخ سرمایه‌گذاری R&D، منحنی لجستیک که در رابطه (۳) پیشرفت فناوری ناشی از سرمایه‌گذاری R&D را نشان می‌دهد، تغییر می‌کند. نقش سرمایه‌گذاری R&D در این منحنی از طریق دو متغیر K_j و M_j است. در شرایط جدید که نرخ سرمایه‌گذاری R&D تغییر یافته، نسبت مخارج R&D هر بخش به میانگین مخارج تغییر یافته و تنها بر متغیر M_j اثر دارد؛ به‌طوری‌که این متغیر در مقایسه با حالتی که مقدار مخارج از جدول داده-ستانده ۱۳۹۵ استخراج شده، حاکی از کاهش قابل توجه زمان تحقق رشد بالقوه در بخش‌ها با افزایش مخارج R&D است.

مقایسه سه سطر پایانی جدول (۵) نشان می‌دهد، افزایش سرمایه‌گذاری R&D، ضریب سرمایه بخش کشاورزی، نفت، صنعت، آب، برق و گاز، ساختمان، حمل‌ونقل و ارتباطات را کاهش می‌دهد. بخش معدن و سایر خدمات برای کاهش ضریب سرمایه به سرمایه‌گذاری R&D بیشتری نیاز دارند. اثر این سرمایه‌گذاری بر ضرایب سرمایه بین بخشی، حاکی از کاهش تقاضای واسطه‌ای بخش‌ها می‌شود.

در ادامه، اثر آن بر سرمایه‌گذاری لازم جهت تحقق رشد برنامه‌ریزی شده در برنامه ششم توسعه (۱۴۰۰-۱۳۹۶)، به دلیل همزمانی آن با سال مورد مطالعه این پژوهش، نرخ رشد بالقوه و بهره‌وری در یک مدل داده-ستانده پویا مطالعه می‌شود.

۳-۴. برآورد سرمایه‌گذاری

سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق اهداف طبق رابطه (۲) معادل GBX_t است. X_t ماتریس ستونی ستانده، G ماتریس قطری نرخ رشد برنامه‌ریزی شده و B ماتریس سرمایه است. برآورد سرمایه‌گذاری لازم جهت تحقق رشد برنامه‌ریزی شده در برنامه ششم توسعه برآورد می‌شود. این امر، مستلزم مشخص بودن میزان ستانده سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ مشخص باشد، براساس برنامه ششم توسعه، ستانده بخش‌ها براساس تولید سال ۱۳۹۵ (آخرین سال قبل از شروع برنامه) و با توجه به مقدار رشد پیش‌بینی شده در برنامه تعیین می‌شود.

مقدار سرمایه‌گذاری لازم با توجه به مقدار ستانده سال قبل مشخص شده، پس ستانده تا سال ۱۳۹۹ برآورد و پیش‌بینی می‌شود. ستانده سالانه برنامه ششم توسعه براساس مقدار ستانده سال ۱۳۹۵ (به قیمت ثابت) و نرخ رشد سالانه برنامه‌ریزی شده محاسبه می‌شود. با توجه به سرمایه‌گذاری R&D سه ماتریس B وجود دارد. ماتریس B_0 بدون سرمایه‌گذاری، ماتریس B_1 با نرخ سرمایه‌گذاری واقعی و ماتریس B_2 با نرخ برآوردی است. به این ترتیب، سرمایه‌گذاری لازم با توجه به مقدار ستانده و نرخ رشد برآورد شده، در سه حالت ماتریس B استخراج می‌شود. جدول (۶) سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق اهداف در برنامه ششم توسعه در بخش‌ها را نشان می‌دهد.

مقایسه سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد هدفگذاری شده در برنامه ششم توسعه با توجه ماتریس‌های مختلف سرمایه‌ای، نشان می‌دهد، تخصیص سرمایه به واحدهای R&D در هر بخش، باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق اهداف در بخش‌ها و در کل کاهش یابد. کل سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد هدفگذاری شده در حالت نخست ۱۸ درصد و در حالت دوم، ۵۳ درصد کاهش می‌یابد. سرمایه‌گذاری لازم جهت تحقق رشد کل ۸ درصدی که در برنامه ششم توسعه هدفگذاری شده، کمتر است؛ زیرا میانگین نرخ رشد هدفگذاری شده بخش‌های اقتصادی در برنامه ششم توسعه بالاتر از هشت درصد است.

جدول ۶: سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد هر بخش در برنامه ششم توسعه (هزار میلیارد ریال)

Table.6: Required investment for achieving sectoral growth in the 6th Development Plan (trillion rials)

بخش‌ها	نرخ سرمایه‌گذاری	۱۳۹۶	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	جمع سرمایه‌گذاری
کشاورزی	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۱۹/۱	۲۰/۸	۲۲/۷	۲۴/۶	۲۶/۸	۱۱۴
	واقعی (B_1)	۱۲/۱	۱۳/۲	۱۴/۳	۱۵/۶	۱۶/۹	۷۲/۱
	برآوردی (B_2)	۹/۴	۱۰/۲	۱۱/۱	۱۲/۱	۱۳/۲	۵۶/۱
نفت	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۱۳/۶	۱۴/۸	۱۶/۱	۱۷/۶	۱۹/۱	۸۱/۱
	واقعی (B_1)	۷/۴	۸/۱	۸/۸	۹/۶	۱۰/۴	۴۴/۳
	برآوردی (B_2)	۶/۸	۷/۵	۸/۱	۸/۹	۹/۷	۴۰/۹
معادن	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۶/۶	۷/۲	۷/۹	۸/۶	۹/۴	۳۹/۷
	واقعی (B_1)	۳/۶	۳/۹	۴/۳	۴/۶	۵/۱	۲۱/۴
	برآوردی (B_2)	۳/۴	۳/۷	۴	۴/۳	۴/۷	۲۰/۱
صنعت	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۱۱۶۳	۱۲۶۱	۱۳۶۸	۱۴۸۵	۱۶۱۲	۶۸۸۹
	واقعی (B_1)	۸۴۸	۹۲۱	۱۰۰۱	۱۰۸۹	۱۱۸۴	۵۰۴۴
	برآوردی (B_2)	۶۶۵	۷۲۳	۷۸۷	۸۵۷	۹۳۵	۳۹۶۷
آب، برق و گاز	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۹/۴	۱۰/۲	۱۱/۱	۱۲/۱	۱۳/۲	۵۶
	واقعی (B_1)	۵/۲	۵/۷	۶/۲	۶/۷	۷/۳	۳۱/۱
	برآوردی (B_2)	۴/۷	۵/۱	۵/۶	۶/۱	۶/۶	۲۸/۲
ساختمان	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۲۹۹۳	۳۲۱۰	۳۴۴۴	۳۶۹۵	۳۹۶۶	۱۷۳۰۹
	واقعی (B_1)	۲۵۸۵	۲۷۷۸	۲۹۸۶	۳۲۰۹	۳۴۵۰	۱۵۰۰۸
	برآوردی (B_2)	۱۶۸۲	۱۸۰۷	۱۹۴۱	۲۰۸۶	۲۲۴۲	۹۷۵۷
حمل و نقل	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۱۶/۱	۱۷/۵	۱۹/۱	۲۰/۸	۲۲/۷	۹۶/۲
	واقعی (B_1)	۸/۱	۸/۸	۹/۶	۱۰/۴	۱۱/۴	۴۸/۲
	برآوردی (B_2)	۵/۱	۵/۵	۶	۶/۶	۷/۲	۳۰/۵
ارتباطات	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۱/۲	۱/۳	۱/۴	۱/۵	۱/۷	۷/۱
	واقعی (B_1)	۰/۷۵	۰/۸۱	۰/۸۹	۰/۹۶	۱/۰۵	۳/۵
	برآوردی (B_2)	۰/۵۹	۰/۶۴	۰/۷	۰/۷۵	۰/۸۲	۱/۰۲
سایر خدمات	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۲۰/۷	۲۲/۵	۲۴/۵	۲۶/۷	۲۹/۱	۱۲۴
	واقعی (B_1)	۱۲/۱	۱۳/۲	۱۴/۴	۱۵/۶	۱۷	۷۲/۳
	برآوردی (B_2)	۱۰/۳	۱۱/۲	۱۲/۲	۱۳/۳	۱۴/۵	۶۱/۶
سرمایه‌گذاری کل	بدون سرمایه‌گذاری (B_0)	۴۲۴۳	۴۵۶۶	۴۹۱۵	۵۲۹۲	۵۷۰۰	۲۴۷۱۵
	واقعی (B_1)	۳۴۸۳	۳۷۵۴	۴۰۴۶	۴۳۶۳	۴۷۰۵	۲۰۳۵۲
	برآوردی (B_2)	۲۳۹۰	۲۵۷۷	۲۷۷۹	۲۹۹۹	۳۲۳۸	۱۳۹۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نسبت سرمایه‌گذاری کل لازم برای تحقق رشد به مقدار تولید داخلی خالص پیش‌بینی شده در برنامه ششم توسعه، حاکی از آن است که در صورت عدم اختصاص سرمایه به R&D در بخش‌های اقتصادی ۱۸ درصد است؛ یعنی ۱۸ درصد تولید به سرمایه‌گذاری اختصاص می‌یابد. در صورت سرمایه‌گذاری با R&D با توجه به مقادیر جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵، این سهم حدود ۱۵ درصد

بوده و در شرایطی که سرمایه‌گذاری معادل دو درصد تولید باشد، سهم سرمایه‌گذاری کل لازم برای تحقق رشد از مقدار تولید داخلی خالص، حدود ۱۰ درصد می‌شود.

کاهش میزان سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق رشد هدفگذاری شده در برنامه ششم، با افزایش سرمایه‌گذاری R&D همراه است. به این منظور لازم است، مقایسه‌ای بین سرمایه اختصاص یافته به سرمایه‌گذاری R&D و میزان کاهش از حجم سرمایه‌گذاری لازم برای تحقق اهداف برنامه ششم توسعه انجام بگیرد که نشان دهد آیا سرمایه‌گذاری R&D صرفه اقتصادی دارد یا خیر؟

در هر دو حالت، مشاهده می‌شود، کاهش مقدار سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق رشد هدفگذاری شده در سال‌های برنامه ششم توسعه، بیشتر از سرمایه صرف شده برای R&D است. در حالت نخست که براساس جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ بوده و با نرخ ۲۱/۵ درصد رشد کرده، در مجموع از سال ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ بالغ بر ۱۱۶ هزار میلیارد ریال در واحد R&D بخش‌ها سرمایه‌گذاری می‌شود. این در حالی بوده که منجر به کاهش ۴۳۶۳ هزار میلیارد ریال در میزان سرمایه‌گذاری موردنیاز برای تحقق رشد برنامه‌ریزی شده در برنامه ششم توسعه می‌شود. در حالتی که سرمایه‌گذاری R&D معادل دو درصد تولید بوده و با نرخ سالانه ۸ درصد رشد، حجم کل ۲۹۸۴ هزار میلیارد ریال شده و میزان صرفه‌جویی آن در سرمایه‌گذاری موردنیاز برنامه ششم توسعه ۱۰۷۳۳ هزار میلیارد ریال است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج این پژوهش، مشابه پژوهش‌هایی با محوریت بررسی اهمیت سرمایه‌گذاری R&D حاکی از آثار مثبت سرمایه‌گذاری R&D در اقتصاد ایران است. بخش‌های اقتصادی با سرمایه‌گذاری R&D به سرمایه کمتری برای رشد هدفگذاری شده نیاز دارند. برای دستیابی به اهداف اقتصادی در افق زمانی کوتاه‌تر، لازم است منابع واحدهای R&D افزایش یابد. لازم است در این راستا، سیاست‌ها و تسهیل‌گری‌هایی از جهت حمایت مالی و حقوقی از این دست انجام گیرد تا دستاوردهای سرمایه‌گذاری R&D سریع‌تر و با پیامدهای مثبت بیشتری محقق شود. در این راستا، چند پیشنهاد حاصل از نتایج این پژوهش ارائه می‌گردد:

۱. ارائه استراتژی سیاستی مشخص برای تقویت سرمایه‌گذاری R&D: استراتژی‌ها از طریق توسعه همکاری با بخش خصوصی در راستای ارائه تسهیلات مختلف مالی و حقوقی، می‌تواند کیفیت سرمایه‌گذاری R&D را ارتقا داده و فرصت برای تجاری‌سازی پژوهش‌های عمومی و خصوصی را افزایش می‌دهد.

۲. کمک‌های مالی بلاعوض سرمایه‌گذاری R&D: بخش‌های دولتی به‌واسطه وابستگی به بودجه عمومی، می‌توانند به‌طور مستقیم به مؤسسات خصوصی پژوهشی حوزه R&D کمک کند.

۳. ارزیابی تأثیر حمایت مالی مستقیم بر فعالیتهای R&D در صنایع مختلف: با شناسایی سرریز فعالیتهای R&D یک بخش در سایر بخش‌ها، حمایت‌های مالی به شکل بهینه و با حداکثر بهره‌برداری‌ها در بین بخش‌های اقتصادی توزیع شود.

۴. تشویق سرمایه‌گذاری R&D در صنایع نوظهور: تشویق سرمایه‌گذاری R&D به سمت صنایع نوظهور در حوزه فناوری‌های نوین، نقش مؤثری در تحریک نوآوری و رشد سایر بخش‌ها دارد.

۵. بازنگری مقررات در جهت ترویج سرمایه‌گذاری R&D: اصلاح قوانین مالکیت معنوی یا تقویت حقوق مالکیت فکری، می‌تواند از نوآوری‌ها محافظت کند که مشوق سرمایه‌گذاری R&D است. از طرفی، با پیوستن به پروتکل و معاهده بین‌المللی، می‌توان نسبت به جذب سرمایه خارجی در این حوزه امیدوار بود.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد)، نویسنده دوم (۵۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Akbari, N., & Amini, M. (2023). Estimating the investment required to achieve the goals of the sixth economic development program based on the national dynamic input-output table. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 12(47): 9-36. <https://doi:10.22084/aes.2023.27447.3558> [In Persian]
- Asiaei, M. (2010). Calculating the matrix of intersectoral capital coefficients in Iran's economy for 1370. *Iranian Economic Research Quarterly*, 3(9): 127-160. [In Persian]
- Banouei, A, A. (1989). Planning Model for Iran in Input-Output Framwork: An Emprical Analysis. Unpublished PhD. thesis, University of Bombay, India, chapter 8.
- Bazzazan, F. (2002), A Dynamic Input-Output Price Model with Application to Iran. Published PhD Thesis, University of Liverpool, UK.
- Duchin, F., & Szyld, D. (1985). A dynamic input-output model with assured positive output. *Metroeconomica*, 37, 269-282. DOI: 10.1111/j.1467-999X.1985.tb 00415.x
- Edler, D. & Ribakova, T. (1993). The Leontief-Duchin-Szyld dynamic input-output model with reduction of idle capacity and modified decision function. *Structural Change & Economic Dynamics*. 4. 279-297. DOI: 10.1016/0954-349X(93)90020-K
- Gurgul, H., & Lach, Ł. (2016). Simulating evolution of interindustry linkages in endogenous dynamic IO model with layers of techniques. *Metroeconomica*. 67 (4). 632-666. DOI:10.1111/meca.12112
- Gurgul, H. & Lach, Ł. (2019). On approximating the accelerator part in dynamic input-output models. *Cent. Eur. J. Oper. Res.*, 27(1). 219-239. DOI: 10.1007/s10100-017-0502-y
- Kurz, H., & Salvadori, N. (2000). The Dynamic Leontief Model and the theory of endogenous growth. *Economic Systems Research*. 12. 255-265. DOI:10.1080/09535310050005734
- Leontief, W. (1951). *The Structure of American Economy, 1919-1939: An Empirical Application of Equilibrium Analysis* (2d ed, enlarged). New York: Oxford University Press. DOI:10.1017/S0022050700054899
- Leontief, W., & Duchin, F. (1986). *The Future Impact of Automation on Workers*. New York, Oxford University Press. DOI:10.2307/2233398
- Liu, T. (2019). R&D expenditure, spillovers & productivity-empirical study of Taiwanese optoelectronic industry. *Asian Economic & Financial Review*. 9. 888-900. DOI:10.18488/journal.aefr.2019.98.888.900
- Los, B. (2001). Endogenous Growth & Structural Change in a Dynamic Input-Output Model, *Economic Systems Research*, 13:1, 3-34. DOI:10.1080/09535310120026229
- Lucas, R. (1989). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22. 3-42. DOI:10.1016/0304-3932(88)90168-7

- Miller, R., & Blair, P. (2022). *Input-Output Analysis Foundations and Extensions*. Publisher: Cambridge University Press. DOI:10.1017/9781108676212.015
- Nouri, F. (2012). Evaluation of partial investment in the third economic, political & socio-cultural development plan. Master's thesis. Alzahra University Faculty of Social and Economic Sciences. [In Persian]
- Pan, H. (2006). Dynamic & endogenous change of input-output structure with specific layers of technology. *Structural Change and Economic Dynamics*. 17. 200-223. DOI:10.1016/j.strueco.2005.05.003
- Pan, H., & Kohler, J. (2007). Technological change in energy systems: Learning curves, logistic curves & input-output coefficients. *Ecological Economics*. 63. 749-758. DOI:10.1016/j.ecolecon.2007.01.013
- Romer, P. (1986). Increasing returns & long run growth. *Journal of Political Economy*, 94. 1002-37. DOI:10.1086/261420
- Ryaboshlyk, V. (2014): *Crisis & Embodied Innovations: Fluctuating Trend Vs Fluctuations Around Trend, the Real Vs the Financial, Variety Vs Average*. Palgrave Macmillan, New York. DOI:10.1057/9781137477071
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94. DIO:10.2307/1884513
- Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics & Statistics*, 39, 312-320. DIO: 10.2307/1926047
- Zhang, J.S. (2001). Iterative method for finding the balanced growth solution of the nonlinear dynamic input-output model and the dynamic CGE model. *Economic Modelling*, 18(1), 117-32. DIO: 10.1016/S0264-9993(00)00031-6
- Zhang, J. (2008). A multisector nonlinear dynamic input-output model with human capital. *Economic Systems Research*, 20(2), 223-37. DIO: 10.1080/09535310802075463
- Zhang, W., Zhang, T., Li, H., & Zhang, H. (2022). Dynamic spillover effects of R&D and digital inputs in China's manufacturing industry under technological progress. *Technology in Society*. 71. 102129. DIO: 10.1016/j.techsoc.2022.102129

Analyzing and Forecasting Bitcoin Price Trends: A Comparative Study of Linear and Nonlinear Models

Minoo Nazifi Naeini¹, Rasoul Bakhshi Dastjerdi² , S.Abbas Hosseini Ghaffar³

1. Ph.D. Student in Financial Economics, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics, Shahid Ashrafi Isfahani University, Isfahan, Iran. Email: minonazifi@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) Email: r.bakhshi@ase.ui.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics, Shahid Ashrafi Isfahani University, Isfahan, Iran. Email: hoseini_abbasn@yahoo.com

Abstract

Financial markets, including the Bitcoin market, are inherently complex and nonlinear. Predicting their direction and strength remains a significant challenge for traders and investors. This study aims to model the strength of Bitcoin price trends using a Markov convolutional regression model, artificial neural networks (ANN), and time series analysis. To evaluate trend strength, technical indicators and oscillators such as the Relative Strength Index (RSI) and the Ichimoku trading system are employed. Daily Bitcoin price data from January 1, 2014, to July 9, 2023, are analyzed. The findings indicate that the neural network model effectively forecasts Bitcoin prices, while the Markov convolutional regression model successfully identifies periods of rotation and shock. Furthermore, the analysis reveals that the Bitcoin market experiences longer durations of low volatility compared to high volatility periods. Among the influencing factors in the ANN model, the Standard & Poor's 500 Index has the most substantial impact on Bitcoin prices, surpassing other economic variables. Notably, the time series model demonstrates the lowest mean absolute error. Across all three models, network difficulty, global gold prices, and exchange rates significantly affect Bitcoin prices.

Article information

Review History:

Received: nov. 9, 2024

Revised: nov. 19, 2024

Accepted: dec. 14, 2024

Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Bitcoin
Financial Markets
Forecasting
Ichimoku
Indicator
Neural Network
Time Series

JEL Classification:

B26-C24- C22 -C58-E37-N15

Corresponding Author:

r.bakhshi@ase.ui.ac.ir



Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.4, 2026, pp: 157-188

Aim and Introduction:

Amid declining trust in traditional fiat currencies, Bitcoin has emerged as a potential safe haven and a store of value. Its adoption may increase over time, potentially positioning it as a global currency or an asset for wealth preservation. However, like other financial markets, the Bitcoin market is characterized by inherent complexity and nonlinearity, making price trend analysis and prediction particularly challenging for investors and traders. These complexities necessitate the development of advanced predictive models to capture the dynamic behavior of Bitcoin prices.

Methodology:

The primary objective of this study is to analyze and forecast Bitcoin price trends using three distinct modeling approaches: the Markov convolutional regression model, artificial neural networks, and time series analysis. To assess the strength of price trends, technical indicators and oscillators such as the RSI, MACD, and the Ichimoku trading system are utilized. The study employs both technical and economic variables. Technical variables include the number of daily Bitcoin transactions, network difficulty, Bitcoin reserves, and transaction volumes. Economic variables include the S&P 500 Index, the New York Stock Exchange Index, the U.S. Dollar Index, U.S. interest rates, and oil prices. Data were collected on a daily basis from July 9, 2014, to July 9, 2023. The research design is applied in nature, and the statistical population comprises Bitcoin price data. The econometric approach incorporates the comparative evaluation of the three models, particularly focusing on their accuracy in trend prediction and their responsiveness to various economic and technical indicators.

Results and Discussion:

The results demonstrate that the artificial neural network model outperforms the other two models in predicting Bitcoin prices. In particular, the S&P 500 Index emerges as the most influential variable in the ANN model, highlighting a strong linkage between traditional equity markets and cryptocurrency behavior. Both the RSI and Ichimoku indicators suggest a probable decrease in Bitcoin prices in the upcoming months, followed by a potential increase toward the end of 2024. The Markov convolutional regression model effectively identifies years marked by market rotation and shocks and reveals that periods of low volatility tend to last longer than those of high volatility. Furthermore, the time series model, while not outperforming the ANN in accuracy, exhibits the lowest mean absolute error. Across all models, the variables of network difficulty, global gold price, and exchange rate consistently show statistically significant impacts on Bitcoin pricing, underscoring their crucial role in shaping market dynamics.

Conclusion:

The comparative analysis of the three modeling approaches reveals that the artificial neural network model yields the most accurate forecasts of Bitcoin prices, as indicated by its lowest mean squared error. The consistent significance of the network difficulty, global gold price, and exchange rate variables across models reflects growing investor confidence in Bitcoin as a financial asset. This suggests the potential for capital movement from traditional markets, such as gold and Forex, toward cryptocurrencies. Additionally, the application of MACD and Ichimoku systems confirms the anticipated short-term decline and subsequent long-term increase in Bitcoin prices. These findings offer valuable insights for policymakers, investors, and analysts aiming to understand the dynamics of cryptocurrency markets and improve predictive accuracy.

تحلیل روند و پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین: یک تحلیل مقایسه‌ای از مدل‌های خطی و غیرخطی

مینو نظیفی نایینی^۱، رسول بخشی دستجردی^۲، سید عباس حسینی غفار^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد مالی، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران.
minonazifi@gmail.com

۲. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول).
r.bakhshi@ase.ui.ac.ir

۳. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی، اصفهان، ایران.
hoseini_abbasn@yahoo.com

چکیده	اطلاعات مقاله
تحلیل و پیش‌بینی قیمت بیت‌کوین به دلیل ماهیت غیرخطی، نوسان‌پذیر و تأثیرپذیر از عوامل گوناگون، همواره چالشی مهم در حوزه مالی و اقتصادی به‌شمار می‌رود. این پژوهش با هدف بررسی روند قیمتی و پیش‌بینی نوسانات بیت‌کوین، از داده‌های روزانه بین سال‌های ۲۰۱۴ تا ۲۰۲۵ بهره گرفته و مجموعه‌ای از متغیرهای فنی (حجم معاملات، سختی شبکه، میزان ذخیره بیت‌کوین و ...)، اقتصادی (شاخص S&P500، نرخ بهره آمریکا، قیمت نفت، شاخص دلار) و اجتماعی (تعداد سرچ گوگل و توئیט‌های بیت‌کوین) را وارد مدل کرده است. در بخش روش‌شناسی، از سه رویکرد مکمل استفاده شده است: ۱- شبکه عصبی مصنوعی (ANN) جهت پیش‌بینی دقیق قیمت‌ها؛ ۲- رگرسیون چرخشی مارکف (MSR) برای شناسایی رژیم‌های نوسانی بازار و اثر شوک‌ها؛ ۳- ابزارهای تحلیل تکنیکال، ایچیموکو (RSI) برای تفسیر روندهای بازار. یافته‌ها حاکی از آن است که شبکه عصبی، پیش‌بینی دقیقی ارائه می‌دهد و در آن، شاخص S&P بیشترین اثر را دارد. مدل مارکف نشان می‌دهد که بازار بیت‌کوین در بلندمدت بیشتر در وضعیت کم‌نوسان قرار دارد، و نرخ بهره آمریکا و EUR/USD از متغیرهای کلیدی‌اند. همچنین، تحلیل تکنیکال، روند کلی صعودی را تأیید می‌کند، اما RSI و ابر ایچیموکو هشدار اصلاحات کوتاه‌مدت را می‌دهند. نتایج پژوهش، کاربرد راهبردی برای تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران بلندمدت و معامله‌گران کوتاه‌مدت دارد و ضرورت توجه به متغیرهای کلان اقتصادی در کنار شاخص‌های فنی را برجسته می‌سازد.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۲/۸/۱۹ بازنگری: ۱۴۰۳/۸/۲۹ پذیرش: ۱۴۰۳/۹/۲۴ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵
	کلمات کلیدی: بیت‌کوین شبکه عصبی پیش‌بینی سری‌های زمانی اندیکاتور ایچیموکو بازارهای مالی
	طبقه‌بندی JEL: B26, C24, C22, C58, E37, N15
	نویسنده مسئول: r.bakhshi@ase.ui.ac.ir

۱. مقدمه

بیت کوین اولین و مشهورترین ارز دیجیتال است و قیمت بیت کوین از زمان عرضه تاکنون به شدت نوسان داشته است. این نوسانات قیمتی، سرمایه‌گذاری در بیت کوین را به یک کار پرخطر تبدیل کرده است. با این حال، برخی از افراد معتقدند که می‌توان با استفاده از مدل‌های پیش‌بینی، جهت حرکت قیمت بیت کوین را در آینده پیش‌بینی کرد. در این مطالعه، به تحلیل قدرت روند قیمت بیت کوین با استفاده از اندیکاتورهای و همچنین پیش‌بینی قیمت بیت کوین ضمن اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر قیمت بیت کوین با استفاده از مدل شبکه عصبی مصنوعی^۱ و سری زمانی پرداخته می‌شود. بازارهای مالی، مانند بازار بیت کوین، به‌طور ذاتی، پیچیده و غیرخطی هستند. پیش‌بینی جهت و قدرت روند این بازارها، چالشی دشوار برای معامله‌گران و سرمایه‌گذاران است. نتایج مطالعات متعددی نشان داده‌اند که این روش‌ها می‌توانند پیش‌بینی‌های دقیقی از جهت و قدرت روند آینده بازار بیت کوین ارائه دهند.

ارزش بیت کوین در بازار رمزارزها درست مانند یک سهم در بازار بورس می‌باشد که در حال حاضر، از تعدادی الگوریتم در بازار بورس برای پیش‌بینی قیمت‌ها استفاده می‌شود. از آنجاکه، مؤلفه‌های مؤثر بر قیمت بیت کوین متفاوت هستند، لازم است ارزش بیت کوین پیش‌بینی گردد تا تصمیمات صحیح برای سرمایه‌گذاری بر روی آن اتخاذ شود (ولانکار و همکاران، ۲۰۱۸). مدل‌های شبکه عصبی، بویژه شبکه عصبی پرسپترون چند لایه^۲، در پیش‌بینی قیمت بیت کوین دقت بالاتری را نشان می‌دهند. نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که مدل شبکه عصبی دقت بیشتری نسبت به مدل‌های سنتی مانند آریمای^۴ سری‌های زمانی^۴ دارد (نظیفی و همکاران، ۱۳۹۲).

باوجوداین، فقدان پژوهش‌های جامع تجربی در زمینه اولویت‌بندی عوامل مؤثر در قیمت بیت کوین و تحلیل قدرت روند احساس می‌شود. در مطالعات صورت گرفته تاکنون، هرکدام از عوامل اقتصادی، عوامل فنی و عوامل اجتماعی مؤثر در رمزارزها جداگانه بررسی شده است و اولویت‌بندی رتبه تأثیرگذاری هر یک از عوامل فنی، اقتصادی و اجتماعی تاکنون مطالعاتی با این مضمون صورت نگرفته است.

در این مطالعه، با به‌کارگیری مدل شبکه عصبی (مدل‌های غیرخطی) و مدل سری‌های زمانی (مدل خطی)، ضمن ارزیابی عوامل مؤثر بر قیمت بیت کوین به پیش‌بینی قیمت بیت کوین پرداخته می‌شود. از طرفی در این پژوهش، برای بررسی دقیق‌تر و دربرگرفتن بخش بیشتری از نوسانات قیمت بیت کوین، طول دوره زمانی افزایش داده شده است. همچنین، تحلیل قدرت روند قیمت در

1. ANN

2. Velankar (2018).

3. MLP

4. ARIMA

اقتصادسنجی مغفول مانده و کمتر به موضوع کاربردی اندیکاتورهای واسیلاتورها پرداخته شده است که در این مطالعه، با استفاده از اندیکاتورهای واسیلاتورهای معتبر در بازار مالی، به تحلیل قدرت روند قیمت بیت کوین پرداخته می‌شود.

سؤالاتی که در این مطالعه، به دنبال پاسخ به آنها هستیم، این است که آیا اولویت‌بندی بین متغیرهای مؤثر بر قیمت بیت کوین وجود دارد؟ روند قیمت بیت کوین در آینده چگونه خواهد بود؟ در بخش ۲ این مقاله، به معرفی ادبیات موضوع پرداخته خواهد شد؛ در بخش ۳، چهارچوب مفهومی معرفی و مجموعه داده انتخاب شده تشریح می‌شود؛ در بخش ۴، روش تحقیق و اقتصادسنجی مورد استفاده معرفی می‌گردد؛ در بخش ۵، نتایج تجربی استخراج و درباره آن بحث می‌شود؛ بخش ۶ به نتیجه‌گیری اختصاص خواهد یافت و رهنمودهایی برای تحقیقات آتی ارائه می‌دهد.

۲. مبانی نظری

به‌طور کلی، ارزشها را می‌توان کالاهای اقتصادی دانست که با عرضه و تقاضا در بازار قیمت‌گذاری می‌شوند. ارزشهای مجازی توسط متغیرهای کلان اقتصادی یک کشور مانند تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره، تورم، بیکاری و سایر عوامل مؤثر هدایت می‌شوند. عملکرد عرضه یا ثابت است (اگر مقدار ارز ثابت باشد) یا طبق برخی از الگوریتم‌های شناخته شده عمومی تکامل می‌یابد، که مورد اول در خصوص بازار بیت کوین است. تقاضای بازار ناشی از انتظارات در مورد توسعه اقتصادی کلان نیست، بلکه فقط با سود پیش‌بینی شده، از نگهداشتن ارز و فروش آن در زمانی دیگر هدایت می‌شود، زیرا نگهداشتن رمزارز هیچ سود دیگری ندارد (کریستوفک، ۲۰۱۳). نظریه‌های اقتصادی قیمت بیت کوین شامل چندین جنبه مهم است:

الف) ویژگی‌های بازار: بیت کوین به‌عنوان یک دارایی با ویژگی‌های خاص، مانند نوسانات شدید قیمت، مورد بررسی قرار می‌گیرد. این نوسانات به‌دلیل رفتارهای بازار غیرمستحکم و مقایسه با دارایی‌های سنتی مانند طلا است (گرونوالد، ۲۰۱۴)؛ ب) هزینه‌های استخراج: نظریه‌های اقتصادی نشان می‌دهند که هزینه‌های استخراج بیت کوین معمولاً پس از تغییرات قیمت آن تغییر می‌کنند، به این معنی که قیمت بیت کوین بر هزینه‌های استخراج تأثیر می‌گذارد (مارتینسن، ۲۰۲۲)؛ ج) نظریه‌های عرضه و تقاضا: قیمت بیت کوین تحت تأثیر عوامل اقتصادی خرد و کلان، مانند تقاضا و عرضه، قرار دارد. این عوامل می‌توانند شامل شاخص‌های بازار سهام و نرخ ارز باشند (کرولوا، ۲۰۲۴).

1. Kristoufek, L. (2013).
2. Gronwald (2014).
3. Marthinsen (2022).
4. Koroleva (2024).

نظریه بازار کارا: نتایج برخی تحقیقات نشان می‌دهند که قیمت بیت کوین به اطلاعات عمومی به سرعت واکنش نشان می‌دهد و می‌تواند به عنوان یک کالای اقتصادی استاندارد در نظر گرفته شود (بارتوس، ۲۰۱۵).

این مطالعه براساس مدل عرضه و تقاضای بیت کوین می‌باشد. عوامل مؤثر بر قیمت بیت کوین شامل مجموعه‌ای از عوامل اقتصادی، اجتماعی، تکنولوژیکی و سیاسی است. عوامل به تحلیلگران و سرمایه‌گذاران کمک می‌کنند تا با درک بهتر از دینامیک‌های بازار، تصمیمات بهتری در زمینه سرمایه‌گذاری در بیت کوین بگیرند. متغیر وابسته، قیمت بیت کوین است؛ چهار متغیر مستقل وجود دارد که اصل عرضه و تقاضا را نشان می‌دهد: اول، تعداد بیت کوین در گردش بیانگر کل عرضه پول است؛ دوم، تعداد کل معاملات روزانه بیت کوین که اندازه اقتصاد بیت کوین است؛ سوم، سختی استخراج رمزارز، سرعت پول را اندازه‌گیری می‌کند و با ضرب تعداد رمزارزها در تعداد روزهای سپری شده از زمان آخرین معامله، هزینه این رمزارزها محاسبه می‌شود؛ چهارم، نرخ مبادله روزانه بین دلار و یورو بیانگر سطح عمومی قیمت‌ها است. همچنین از شاخص استاندارد اند پورز ۲۵۰۰ و شاخص داوجونز، جفت ارز، بازار فارکس، قیمت طلا، نرخ بهره آمریکا و قیمت نفت به عنوان متغیرهای مستقلی که نمایانگر وضعیت عمومی اقتصاد جهانی است، استفاده شده است.

شکل‌گیری قیمت بیت کوین را می‌توان در یک نسخه توسعه داده شده از مدل بارو (۱۹۷۹) برای استاندارد طلا تحلیل کرد. برای مقایسه، پایه پول ارز مجازی بیت کوین با یک ارز سنتی تحت کنترل دولت مانند دلار در نظر گرفته می‌شود. به همین ترتیب، فرض می‌شود که کاربران باید بیت کوین را به دلار یا سایر ارزهای سنتی تبدیل کنند، زیرا آنها در اقتصاد از ارزهای سنتی برای خرید کالا و خدمات استفاده می‌کنند. فرض می‌شود B نشان‌دهنده کل بیت کوین‌های در گردش است و P^B نشان دهنده نرخ ارز بیت کوین (بارو، ۱۹۷۹). سپس، کل پول بیت کوین، M^s ، توسط $P^B B$ حاصل می‌شود:

$$M^s = P^B B \quad (1)$$

فرض بر این است که تقاضا برای بیت کوین به سطح قیمت عمومی کالاها و خدمات، P ، اندازه اقتصاد بیت کوین، G ، و سرعت گردش بیت کوین، V ، بستگی دارد. سرعت بیت کوین، سرعت استفاده از یک واحد بیت کوین برای خرید کالا و خدمات را اندازه‌گیری می‌کند و به هزینه فرصت برای نگهداری آن بستگی دارد (تورم و نرخ بهره).

$$M^d = PG/V \quad (2)$$

1. Bartoš (2015).

2. S&P 500

3. Barro

4. Barro, R. J. (1979).

تبادل بین عرضه و تقاضا، حاکی از رابطه قیمت تعادلی است:

$$P^B = PG / VB \quad (3)$$

قیمت با معادله (۳) ارائه می‌شود، که به این معنی است قیمت بیت کوین با سرعت بیت کوین در گردش رابطه عکس، و با اندازه اقتصاد بیت کوین و سطح عمومی قیمت رابطه مستقیم دارد (بوویور و سلمی، ۲۰۱۴). برای بررسی فرضیه‌های شکل‌گیری قیمت: ۱- نیروهای عرضه و تقاضای بازار بیت کوین؛ ۲- جذابیت بیت کوین برای سرمایه‌گذاران؛ ۳- تحولات اقتصادی و کلان جهانی مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۳. پیشینه پژوهش

تأثیر هر یک از محققان بسیاری که در زمینه قیمت بیت کوین فعالیت نموده‌اند، در ادامه اشاره به تحقیقات‌شان می‌شود. در اینجا چند نمونه از تحقیقات منتشر شده در مورد پیش‌بینی قیمت بیت کوین و قدرت روند آن آورده شده است:

ژائو (۲۰۲۴): این مطالعه مدل‌های یادگیری ماشین، از جمله رگرسیون خطی و مدل‌های شبکه عصبی را برای پیش‌بینی قیمت بیت کوین مقایسه می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی و مقایسه با رگرسیون خطی، بویژه در زمان نوسانات قیمت، عملکرد بهتری دارند.

خدیجه (۲۰۲۴): این تحقیق از یادگیری تقویتی عمیق استفاده می‌کند و بر اهمیت داده‌های بلاک‌چین در پیش‌بینی قیمت بیت کوین تأکید می‌کند. نتیجه‌گیری می‌شود که اطلاعات خاص بلاک‌چین برای پیش‌بینی‌های دقیق ضروری است.

ژو (۲۰۲۳): این مطالعه از یک مدل پیش‌بینی ترکیبی با رگرسیون بردار پشتیبان دوقلو استفاده و ۲۷ عامل مؤثر بر قیمت بیت کوین را شناسایی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که مدل رگرسیون بردار پشتیبان دوقلو، بهترین دقت پیش‌بینی را دارد.

سرافینی (۲۰۲۰): این مقاله تأثیر احساسات بازار بر قیمت بیت کوین را با استفاده از روش‌های آماری و یادگیری عمیق بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که احساسات یک پیش‌بینی‌کننده مهم است و مدل آریمای در مقایسه با شبکه‌های عصبی در پیش‌بینی‌ها عملکرد بهتری دارد.

-
1. Bouoiyour & Selmi (2014).
 2. Zhao, C. (2024).
 3. Khadija, M. et al. (2024).
 4. Zhu, Y. et al. (2023)
 5. XGBoost-WOA-TWSVR
 6. Serafini, G. et al. (2020).

اگرwal (۲۰۱۹): ۱: این مطالعه پارامترهای مختلف مؤثر بر پیش‌بینی قیمت بیت کوین را با استفاده از مدل‌های یادگیری عمیق تحلیل می‌کند و تأثیر عوامل اجتماعی-اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد.

آذری (۲۰۱۹): ۲: این تحقیق از مدل آری برای پیش‌بینی قیمت بیت کوین استفاده می‌کند و اثربخشی آن را در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد، اما محدودیت‌هایی در شناسایی نوسانات در زمان نوسانات قیمت دارد.

ژی (۲۰۱۹): ۳: این مطالعه به مقایسه روش‌های یادگیری عمیق برای پیش‌بینی قیمت بیت کوین می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که مدل‌های شبکه عصبی حافظه طولانی کوتاه‌مدت ۴ در پیش‌بینی قیمت بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کنند، در حالی که مدل‌های شبکه‌های عصبی عمیق ۵ برای پیش‌بینی نوسانات قیمت مؤثرتر هستند.

چن، (۲۰۲۳): ۴: این تحقیق، به بررسی تأثیر متغیرهای مختلف بر قیمت بیت کوین می‌پردازد و نشان می‌دهد که قیمت اتریوم و شاخص‌های بازار سهام ژاپن از ۲۰۱۸ به بعد تأثیر بیشتری دارند.

(وایونی، ۲۰۲۴): ۷: این تحقیق، به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت بیت کوین در ایالات متحده می‌پردازد و نشان می‌دهد که بین قیمت طلا و قیمت بیت کوین رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

در این مطالعه، سعی می‌شود ضمن مدل‌سازی قیمت بیت کوین از طریق مجموعه عوامل اقتصادی، فنی و اجتماعی، با استفاده از مدل‌های شبکه عصبی و سری‌های زمانی، سعی شده عوامل مؤثر در قیمت بیت کوین را اولویت‌نمایی نماید.

تاکنون مطالعات صورت گرفته، تنها به پیش‌بینی پرداخته‌اند. در این پژوهش، سعی شده است در کنار پیش‌بینی قیمت بیت کوین، به اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر آن نیز بپردازد. یکی دیگر از مراحل این مطالعه، تحلیل روند قیمت بیت کوین بوده که در هیچ‌یک از مطالعات گذشته، قدرت روند قیمت بیت کوین ارزیابی نشده است.

-
1. Aggarwal, A. et al. (2019).
 2. Azari, A. (2019).
 3. Ji (2019).
 4. LSTM
 5. DNN
 6. Chen (2023).
 7. Wahyuni (2024).

۴. روش شناسی پژوهش

با توجه به این چهارچوب مفهومی، داده‌های سری زمانی برای متغیر وابسته، قیمت روزانه بیت کوین و ۱۴ متغیر مستقل شامل متغیرهای فنی مرتبط با بیت کوین شامل تعداد معاملات روزانه بیت کوین، سختی روزانه شبکه بیت کوین، میزان ذخیره روزانه بیت کوین، حجم روزانه معاملات بیت کوین، متغیرهای اجتماعی شامل تعداد روزانه پست‌های ارسالی مرتبط با بیت کوین، تعداد روزانه جست‌وجوی کلمات مرتبط با بیت کوین و متغیرهای اقتصادی شامل شاخص استاندارد اند پورز، شاخص قیمت سهام بورس نیویورک، شاخص دلار، نرخ بهره آمریکا و قیمت نفت می‌باشد.

دوره زمانی ۹ ژوئیه ۲۰۱۴ (شروع بازار معامله بیت کوین) تا ۹ ژوئیه ۲۰۲۳ روزانه جمع‌آوری شده است. نرم‌افزارهای مورد استفاده در این مطالعه، اس پی اس اس ۲ برای سری‌های زمانی و متلب ۳ برای شبکه عصبی می‌باشد. تمام سری‌های زمانی در این پژوهش، از وبگاه‌های^۴ معتبر بارگیری شدند. همچنین، از دو پراکسی برای میزان شناخت عمومی و علاقه به بیت کوین استفاده شده است: اول، تعداد جست‌وجوهای بیت کوین در گوگل و دوم، تعداد روزانه توییت‌های مربوط به بیت کوین که از وبگاه مربوطه^۵ بارگیری شده است. برای واژه‌های کلیدی، هشتگ مربوطه^۶ به کار رفته است.

۱-۴. تصریح مدل

روش تحقیق در این مقاله، به دو بخش تشخیص قدرت روند قیمت بیت کوین و پیش‌بینی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر قیمت بیت کوین تقسیم می‌شود. در این پژوهش، برای تشخیص قدرت روند قیمت بیت کوین، از اندیکاتورهای کمک گرفته شده و ابزار تحلیلی سری‌های زمانی و شبکه‌های عصبی جهت رتبه‌بندی عوامل مؤثر و پیش‌بینی قیمت بیت کوین به کار گرفته شده است.

شبکه عصبی مصنوعی: یکی از متداول‌ترین انواع شبکه‌های پیش‌رونده، شبکه‌های پرسپترون چند لایه می‌باشند که در این تحقیق نیز از آنها استفاده شده است. این شبکه‌ها از نوع شبکه‌های چندلایه‌ای می‌باشند. در لایه اول (لایه ورودی)، اطلاعات ورودی سیستم به شبکه تغذیه می‌شود. لایه خروجی که خروجی‌های شبکه در آن محاسبه می‌شود. لایه‌های بین لایه ورودی و لایه خروجی، لایه‌های مخفی نامیده می‌شوند که پردازش داده‌ها در آنها صورت می‌گیرد. علت اینکه به این شبکه‌ها، پیش‌رونده گفته می‌شود، این است که خروجی هر لایه به عنوان ورودی لایه بعد در نظر گرفته می‌شود.

1. standard & poors500

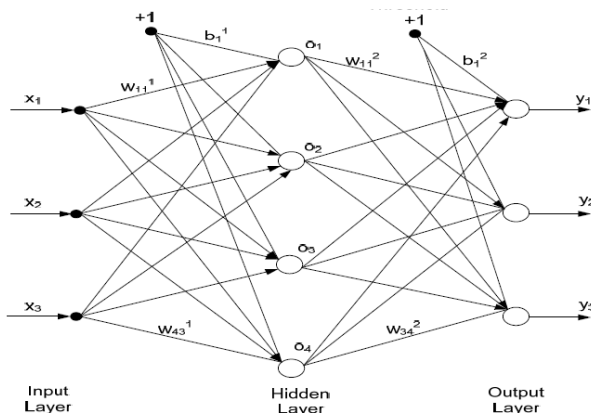
2. SPSS

3. MATLAB

4. investing.com، coindesk.com و quandl.com

5. bitcoinplus.com

6. " # Bitcoin " ، " # BTC " ،



شکل ۱: معماری یک شبکه عصبی چند لایه پیشرو

Figure 1: Architecture of a Multilayer Perceptron (MLP)

پرسپترون چند لایه، یک نوع شبکه عصبی است که از چندین لایه نورون تشکیل شده و برای حل مسائل پیچیده یادگیری ماشین به کار می‌رود. این مدل شامل لایه ورودی، یک یا چند لایه پنهان و لایه خروجی است. در ادامه، اجزای اصلی این مدل و فرمول‌های مربوط به آن به شرح ذیل می‌باشد. شبکه‌های عصبی چند لایه، یکی از روش‌های محبوب در یادگیری عمیق است. این مدل شامل چندین لایه از نورون‌ها است که به صورت پیوسته به هم متصل شده‌اند. بازدهی این روش‌ها در مدل سازی فرایندهایی است که رفتاری به شدت غیرخطی دارند. هر مدل شبکه عصبی شامل یک لایه ورودی، یک لایه خروجی و یک یا چند لایه پنهان می‌باشد. در کاربرد شبکه عصبی در پیش‌بینی، می‌توان آن را به عنوان یک تابع غیرخطی پارامتری در نظر گرفت، که بر روی مجموعه‌ای از داده‌ها به کار می‌رود. یکی از این توابع غیرخطی که در پیش‌بینی سری‌های زمانی بسیار متداول است، تانژانت هیپربولیک است. این تابع به عنوان تابع فعال سازی در شبکه عصبی استفاده شده است. این تابع غیرخطی را می‌توان به صورت ترکیبی از قطعاتی غیرخطی (تابع فعال سازی) به کار گرفت که هر یک توجیه کننده بخشی از رفتار کلی داده‌های مورد استفاده در پیش‌بینی‌اند. وزن‌ها با استفاده از قانون یادگیری به روز می‌شوند:

$$w_{ij}^{(l)} = w_{ij}^{(l)} - \eta \delta_j^{(l)} a_i^{(l-1)} \quad (4)$$

که در آن، η نرخ یادگیری و $\delta_j^{(l)}$ خطای نورون j در لایه است. مراحل تا زمانی که تابع هزینه به حد قابل قبولی کاهش یابد یا تعداد تکرارها به پایان برسد، تکرار می‌شود. سپس مدل پس از آموزش، بر

روی داده‌های تست ارزیابی می‌شود تا عملکرد آن بررسی شود و با استفاده از مدل آموزش‌دیده، می‌توان پیش‌بینی‌هایی برای داده‌های جدید انجام داد.

سری زمانی به مجموعه‌ای از مشاهدات X_t گفته می‌شود که هر یک در زمان بخصوص t ثبت شده اند و شامل مدل اتورگرسیون، مدل میانگین متحرک، مدل آرما و مدل آریمای می‌باشند. هنگام استفاده از این روش در مرحله اول، ارزیابی مانایی متغیرها باید مورد توجه قرار گیرد. اگر سری زمانی مانا نباشد، با تفاضل مرتبه یک ایستا می‌شود. اگر یک سری زمانی نامانا را در یک مدل رگرسیون قرار دهیم، تخمین زنده‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) سازگار نبوده و آزمون‌های آماری معتبر نیستند. بنابراین، ممکن است یک رابطه علی و از نظر آماری معنادار بین دو متغیر استنباط شود، در صورتی که چنین رابطه‌ای وجود ندارد (انگل و همکاران، ۱۹۸۷).

به منظور اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون ایستایی انجام می‌شود. اگر این مجموعه دارای یک روند باشد، باید زمان به‌عنوان یک متغیر توضیحی در مدل قرار گیرد. علاوه بر این، می‌توان p تا از A_{yt} را مورد بررسی قرار داد که پویایی روند را به حساب می‌آورد:

$$\Delta y_t = a_0 + \delta t + \theta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

برای انتخاب مدل میانگین شرطی، پس از جمع‌آوری داده‌ها با توجه به اینکه داده‌ها به‌صورت روزانه جمع‌آوری شده بود و مؤلفه فصلی و تناوبی در آنها مشاهده نمی‌شود، داده‌ها به‌صورت یک سری داده‌های یک متغیره ذخیره گردید. با توجه به نمودارهای ACF و PACF نمونه‌ای و قواعد موجود و بررسی مشاهدات و برازش چندین مدل ARMA و با بررسی مقدار معیار آکائیک، مدل با کمترین مقدار AIC انتخاب و این ملاک به‌صورت زیر خلاصه می‌شود:

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M \quad (6)$$

n تعداد مشاهدات در نظر گرفته شده و M تعداد پارامترهای الگو است. الگوی خود رگرسیون با میانگین متحرک هم‌جمعی (ARIMA) که به روش باکس جنکینز مشهور است، برخلاف مدل‌های اقتصادسنجی، پیش‌بینی رفتار یک متغیر با مربوط کردن آن به مجموعه‌ای از متغیرهای دیگر براساس یک رابطه علی صورت نمی‌گیرد، بلکه پیش‌بینی صرفاً براساس رفتار همان متغیر (یا متغیرهای دیگر) در گذشته انجام می‌پذیرد.

تشخیص روند سهم، یکی از دغدغه‌های مهم معامله‌گران است. ابزارهای متنوعی در بستر تحلیل تکنیکال وجود دارد که تحلیل‌گران با استفاده از اندیکاتور می‌توانند به راحتی روند آینده هر سهمی را در بازار شناسایی کنند. از بهترین اندیکاتور و شاخص‌های پیش‌بینی روند و تشخیص روند می‌توان به اندیکاتور مکدی^۲ سیستم معاملاتی ابرهای ایچیموکو^۳ اشاره کرد. در پیش‌بینی و اولویت‌بندی

1. Engle, R., Granger, C. (1987).

2. MACD

3. Ichimoku clouds

عوامل مؤثر بر قیمت بیت کوین، از دو روش شبکه عصبی (مدل غیرخطی) و سری های زمانی (مدل خطی) استفاده خواهد شد.

۲-۴. داده های تحقیق

در این مطالعه، مدل موردبررسی به صورت زیر تعریف شده است:

$$\text{Price} = B_0 + B_1 \text{Transaction} + B_2 \text{Difficulty} + B_3 \text{supply} + B_4 \text{volume} + B_5 \text{Gold} + B_6 \text{Sp} + B_7 \text{Dw} + \text{rate} + B_8 \text{Tweets} + B_9 \text{Gtrend} + B_{10} \text{oil} + B_{11} \text{dummy} \quad (7)$$

price: قیمت بیت کوین؛ شاخص قیمت بیت کوین به دلار

Transaction: تعداد معاملات؛ تعداد معاملات روزانه بیت کوین

Difficulty: سختی شبکه؛ سختی روزانه شبکه بیت کوین

Supply: ذخیره بیت کوین؛ میزان ذخیره بیت کوین

Volume: حجم معاملات؛ تعداد روزانه بیت کوین در گردش

Oil: قیمت جهانی نفت؛ نماینده متغیرهای کلان اقتصادی است که از بین متغیرهای کلان اقتصادی،

قیمت جهانی نفت به عنوان یک متغیر برونزای قدرتمند می باشد.

Gold: قیمت جهانی طلا؛ نماینده قیمت دارایی های رقیب است که از بین قیمت دارایی های رقیب،

قیمت جهانی طلا به عنوان متغیری با اهمیت در بسیاری از تحولات پولی و مالی بین المللی می باشد.

S&P: شاخص استاندارد اند پورز؛ شاخص مالی جهانی

DW: شاخص داوجونز؛ شاخص مالی جهانی

Index: نرخ ارز؛ شاخص دلار

Rate: نرخ بهره آمریکا؛ شاخص مالی جهانی

Forex: فارکس؛ نرخ مبادله میان ارزهای دلار و یورو (نماینده قیمت دارایی های رقیب است که نرخ

ارز به عنوان یک متغیر مهم و تأثیرگذار بر شاخص قیمت سهام، حجم انتخاب شده است).

Tweets: هشتگ بیت کوین؛ تعداد روزانه پست های ارسالی مرتبط با بیت کوین در توییتر

Gtrend: سرچ بیت کوین در گوگل؛ تعداد روزانه جست و جوی کلمات مرتبط با بیت کوین

DUM: شاخص ناآرامی سیاسی؛ متغیر مجازی در صورت وجود ناآرامی سیاسی عدد ۱ و در

غیراین صورت عدد صفر را اتخاذ می کند.

بیت کوین از زمان پیدایش خود در سال ۲۰۰۹، مسیری پر فراز و نشیب را طی کرده است. پس

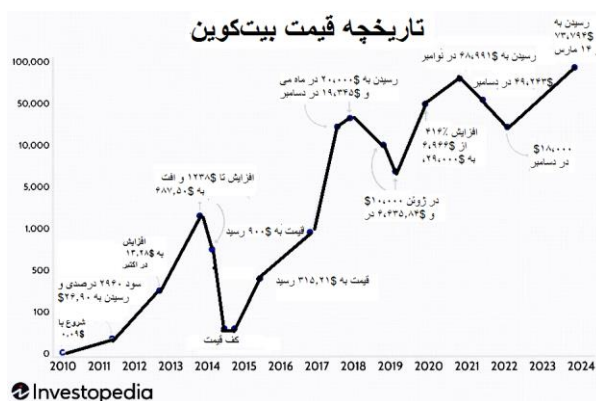
از یک شروع آرام، قیمت این ارز دیجیتال در سال های اولیه به آرامی افزایش یافت. اما در سال ۲۰۱۷،

بیت کوین با رشد خیره کننده ای مواجه شد و به اوج تاریخی خود رسید. این رشد سریع به دلیل

افزایش علاقه سرمایه گذاران بزرگ، پذیرش بیشتر در بازار و توسعه زیرساخت های مرتبط با ارزهای

دیجیتال بود. با این حال، این رشد دیری نپایید و در سال ۲۰۱۸، بیت کوین با یک سقوط شدید

مواجه شد. رویدادهای مختلفی بر روند قیمت بیت کوین تأثیر گذاشته‌اند. از جمله این رویدادها می‌توان به تغییر در مقررات دولتی در کشورهای مختلف، هک صرافی‌های ارز دیجیتال، ورود شرکت‌های بزرگ به بازار ارزهای دیجیتال، نوسانات بازارهای سنتی و رویدادهای جهانی مانند همه‌گیری کووید-۱۹ اشاره کرد. هر یک از این رویدادها به نحوی بر اعتماد سرمایه‌گذاران و در نتیجه بر قیمت بیت کوین تأثیر گذاشته‌اند. علاوه بر این، عوامل فنی مانند عرضه محدود بیت کوین و توسعه فناوری بلاک‌چین نیز نقش مهمی در تعیین قیمت این ارز دیجیتال ایفا می‌کنند.



شکل ۲: روند زمانی قیمت بیت کوین

Figure 2: Bitcoin Price Trend

روند تعداد معاملات: تعداد معاملات روزانه بیت کوین به‌طور کلی از سال ۲۰۱۴ رو به افزایش بوده است. این رشد نشان‌دهنده افزایش پذیرش بیت کوین به‌عنوان یک روش پرداخت و دارایی سرمایه‌گذاری است. نوسانات در تعداد معاملات معمولاً به تغییرات قیمت، اخبار مهم، و رویدادهای اقتصادی مرتبط با بیت کوین بستگی دارد. در زمان‌های رونق بازار، تعداد معاملات افزایش می‌یابد و در دوره‌های رکود، کاهش می‌یابد.

روند سختی شبکه: سختی استخراج بیت کوین به‌تدریج افزایش یافته است. این افزایش نشان‌دهنده رقابت بیشتر میان ماینرها و افزایش قدرت پردازشی شبکه است. تغییرات در سختی شبکه معمولاً به تعداد ماینرها و قدرت پردازشی موجود بستگی دارد. در زمان‌هایی که ماینرهای بیشتری وارد شبکه می‌شوند، سختی افزایش می‌یابد.

روند ذخیره بیت کوین: ذخیره بیت کوین به‌دلیل محدودیت عرضه (۲۱ میلیون بیت کوین) به‌تدریج افزایش می‌یابد. با توجه به الگوریتم نصف شدن یا هالوینگ، عرضه جدید کاهش می‌یابد.

نوسانات در ذخیره بیت کوین به تغییرات در تقاضا و قیمت بستگی دارد. در زمان‌هایی که تقاضا برای بیت کوین افزایش می‌یابد، ممکن است ذخیره در دسترس کاهش یابد.

روند حجم معاملات: حجم معاملات روزانه معمولاً با نوسانات قیمت ارتباط دارد. در زمان‌های رونق، حجم معاملات افزایش می‌یابد. اخبار مثبت یا منفی، تغییرات قیمت و رویدادهای اقتصادی، تأثیر زیادی بر حجم معاملات دارند.

روند هشتگ بیت کوین: تعداد هشتگ‌ها و پست‌های مرتبط با بیت کوین در توییتر از سال ۲۰۱۴ به‌طور کلی افزایش یافته است. رویدادهای خبری، تغییرات قیمت و تأثیر شخصیت‌های معروف بر بازار می‌تواند باعث نوسانات در تعداد هشتگ‌ها شود.

روند سرچ بیت کوین در گوگل: جستجوهای مرتبط با بیت کوین در گوگل معمولاً با نوسانات قیمت ارتباط دارد. افزایش قیمت یا اخبار مهم باعث افزایش جستجوها می‌شود، در حالی که در دوره‌های رکود، جستجوها کاهش می‌یابد.

روند قیمت جهانی نفت: قیمت جهانی نفت از سال ۲۰۱۴ تحت تأثیر عوامل اقتصادی و سیاسی قرار داشته است. تغییرات در عرضه و تقاضا، تحریم‌ها و بحران‌های سیاسی می‌تواند بر قیمت نفت تأثیر بگذارد که به نوبه خود بر بازارهای مالی تأثیرگذار است.

روند قیمت جهانی طلا: قیمت طلا به‌عنوان یک دارایی امن از سال ۲۰۱۴ نوسانات زیادی را تجربه کرده است. بحران‌های اقتصادی، تغییرات نرخ بهره و ناآرامی‌های سیاسی می‌تواند بر قیمت طلا تأثیر بگذارد.

روند نرخ ارز: شاخص دلار آمریکا از سال ۲۰۱۴ تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی و مالی آمریکا قرار داشته است. تغییرات در سیاست‌های مالی فدرال رزرو، نرخ بهره و وضعیت اقتصادی می‌تواند بر نرخ ارز تأثیر بگذارد.

روند شاخص داو جونز: از سال ۲۰۱۴ رشد قابل توجهی داشته است. اخبار اقتصادی، تغییرات در سیاست‌های مالی و عملکرد شرکت‌های بزرگ می‌تواند بر این شاخص اثرگذار باشد.

روند شاخص استاندارد اند پورز: این شاخص نیز مانند داو جونز رشد داشته است. عملکرد شرکت‌ها، تغییرات اقتصادی و بحران‌های مالی می‌تواند بر این شاخص تأثیر بگذارد.

روند نرخ بهره آمریکا: نرخ بهره آمریکا از سال ۲۰۱۴ تحت تأثیر سیاست‌های فدرال رزرو قرار داشته است. تغییرات اقتصادی و تصمیمات فدرال رزرو در مورد نرخ بهره می‌تواند تأثیر زیادی بر بازارهای مالی داشته باشد.

روند جفت ارز فارکس: نرخ برابری یورو به دلار آمریکا از سال ۲۰۱۴ نوسانات زیادی را تجربه کرده است. سیاست‌های مالی اروپا و آمریکا، بحران‌های اقتصادی و تغییرات سیاسی می‌تواند بر نرخ برابری ارزها تأثیر گذارد.

روند شاخص ناآرامی سیاسی: ناآرامی‌های سیاسی از سال ۲۰۱۴ تأثیر زیادی بر بازارهای مالی داشته‌اند. وقوع بحران‌های سیاسی یا اجتماعی می‌تواند باعث افزایش ناآرامی سیاسی و تأثیر بر بازارهای مالی شود.

۵. نتایج حاصل از برآورد

۵-۱. تحلیل قدرت روند قیمت بیت کوین

تحلیل قدرت روند قیمت بیت کوین با استفاده از اندیکاتورهای مکدی و ایچیموکو، یکی از روش‌های معتبر در تحلیل تکنیکال است. این دو ابزار به معامله‌گران کمک می‌کنند تا نقاط ورود و خروج مناسب را شناسایی کرده و روند بازار را بهتر درک کنند و تصویر واضح‌تری از وضعیت بازار ارائه دهند، اما همواره توصیه می‌شود که تحلیل تکنیکال با دیگر عوامل مانند تحلیل بنیادی و اخبار بازار ترکیب شود تا تصمیمات معاملاتی بهتری اتخاذ گردد.



شکل ۳: تحلیل روند قیمت بیت کوین با استفاده از اندیکاتور مکدی
Figure 3: Analysis of Bitcoin Price Trend Using the MACD Indicator

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار سالانه مکدی که سال‌های اخیر را به تصویر کشیده است، قدرت روند در دو سال آخر نزولی بوده و نمودارهای میله‌ای زیر خط صفر قرار داشتند و در سال ۲۰۲۰ اولین نمودار میله‌ای بالای خط صفر تشکیل شده و نشان از حرکت صعودی بیت کوین در سال آتی داشت و این روند صعودی قیمت بیت کوین، قدرت لازم برای صدور سیگنال خرید را دارد.

تقاطع صعودی: وقتی خط مکدی از زیر خط سیگنال عبور کند و به سمت بالا برود، این یک سیگنال خرید محسوب می‌شود که در شکل بالا، سیگنال خرید صادر شده است. همچنین اگر

هیستوگرام مکدی در حال افزایش باشد، نشان‌دهنده قدرت روند فعلی است که روند صعودی در حال قدرت گرفتن می‌باشد.



شکل ۴: تحلیل روند قیمت بیت کوین با استفاده از اندیکاتور ایچیموکو

Figure 4: Analysis of Bitcoin Price Trend Using the Ichimoku Indicator

منبع: یافته‌های پژوهش

ایچیموکو به دلیل اینکه شامل پیش‌بینی‌هایی برای آینده نیز هست، می‌تواند به تحلیلگران کمک کند تا نقاط ورود و خروج مناسبی را شناسایی کنند. نمودار کلی قیمت بیت کوین در سیستم معاملاتی ایچیموکو نشان می‌دهد با وجود اینکه ابر آینده نزولی است ولی ابر بعدی صعودی است و نوید بخش قدرت روند صعودی قیمت بیت کوین در سال‌های آتی می‌باشد و هم‌اکنون قیمت بیت کوین در حال کف سازی برای جهش قیمت در سال‌های آینده است. خط تنکن سن میانگین کوتاه‌مدت است و معمولاً به عنوان سیگنال‌های سریع‌تری برای تغییر روند استفاده می‌شود. اگر خط تنکن سن از بالای خط کیجون سن عبور کند، این یک سیگنال خرید است که این سیگنال خرید در این زمان در شکل بالا صادر شده است.

۲-۵. پیش‌بینی قیمت با مدل شبکه عصبی

برای آموزش شبکه عصبی، از یک شبکه با پیش‌روا استفاده شده است که دارای یک لایه ورودی با چهارده متغیر (که همان متغیرهای مستقل می‌باشند و اینجا به عنوان متغیرهای لایه ورودی آورده می‌شوند) و هشت گره یا واحد می‌باشد (متغیرهای ورودی به علاوه بایاس یا عرض از مبدأ، و تعداد متغیرهای دسته‌بندی شده لایه ورودی). تعداد واحد‌های متغیر ورودی برابر تعداد متغیرهای مستقل می‌باشد. این شبکه همچنین دارای یک لایه پنهان با ۷ گره است و لایه خروجی نیز قیمت بیت کوین می‌باشد. شکل (۵) بیانگر لایه‌های شبکه عصبی این مطالعه و مدل مورد استفاده شبکه

پیش‌خور^۱ و تابع غیرخطی تانژانت هایپربولیک است. تعداد تکرار آموزش توسط نرم افزار به صورت خودکار تا جایی که خطا پس از کم شدن شروع به افزایش می‌کند، انتخاب می‌شود. شبکه به صورت اتفاقی^۲ و غیرقابل بازگشت به شبکه^۳ تدوین شده است؛ زیرا الگوریتم غیرقابل بازگشت به شبکه معمولاً برای داده‌های کم تعداد انتخاب می‌شود. نتایج به دست آمده از مدل شبکه عصبی در جدول (۱) خلاصه شده است.

جدول ۱: نتایج مدل شبکه عصبی

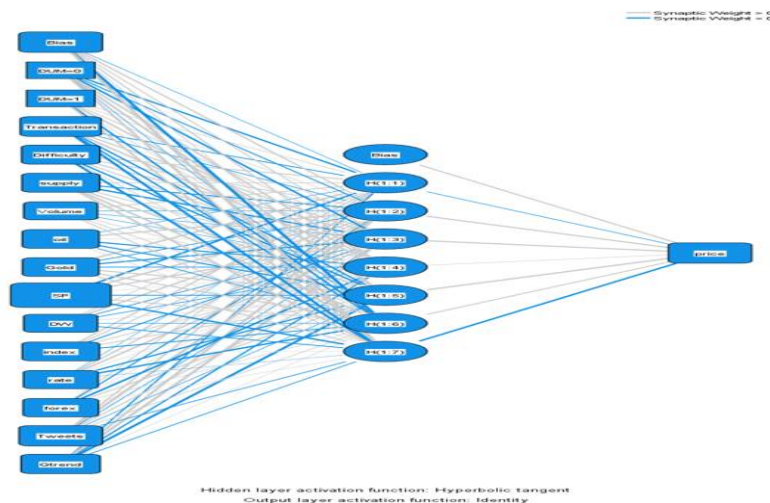
Table1: Neural Network Model Results

نمونه یادگیری	تعداد نمونه اختصاص یافته	مجموع مربعات خطا	۲۲,۹۷
	۱۶۳۳	خطای نسبی	۰,۰۲۸
نمونه آزمون	تعداد نمونه اختصاص یافته	مجموع مربعات خطا	۱۳,۷۱۸
	۷۲۰	خطای نسبی	۰,۰۳۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در دوره زمانی این مطالعه ۷۰ درصد داده‌ها برای آموزش و یادگیری اختصاص داده شده و ۳۰ درصد داده مدل آموزش دیده را آزمون نموده‌اند و نتایج جدول ۱ خلاصه‌ای از برآورد دو نمونه آموزش و آزمون می‌باشد. برای آموزش سیستم تعریف می‌شود و سپس یک دوره زمانی جهت اعتبارسنجی مدل اختصاص وزن‌های سیناپسی ارائه شده می‌باشد. در این مطالعه، پرسپترون چند لایه دارای یک لایه‌ی پنهان که ۷ واحد در لایه می‌باشد و تابع فعال‌سازی لایه پنهان، تانژانت هایپربولیک و تابع فعال‌سازی لایه خروجی، تابع شناسایی^۴ می‌باشد. در شکل خطوط پررنگ نشانه وزن‌هایی هستند که توسط تابع فعال‌سازی، فعال شده‌اند و وزن سیناپسی مثبتی داشته‌اند و خطوط کمرنگ نیز نشانه‌های وزن‌های منفی هستند که توسط تابع فعال‌سازی، فعال نشده‌اند. وزن‌ها براساس آموزش شبکه عصبی و یادگیری آن فعال شده و در خروجی آن تأثیرگذار بوده‌اند.

1. Feed-forward
2. randomize
3. batch
4. identity



شکل ۵: وزن‌های سیناپسی و لایه‌های شبکه عصبی

Figure 5: Synaptic Weights and Neural Network Layers

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲: اهمیت متغیرهای توصیفی

Table.2: Importance of Descriptive Variables

متغیرهای مستقل	میزان اهمیت	ضرایب برآورد شده	رتبه اثرگذاری متغیر	نوع رابطه متغیر با قیمت بیت کوین
شاخص استاندارد پورز	۰,۲۰۶	۰,۷۱	۱	رابطه مثبت
هشتگ بیت کوین	۰,۱۰۳	۰,۳۲	۲	رابطه مثبت
تعداد معاملات	۰,۰۸۹	۰,۱۰	۳	رابطه مثبت
سرچ بیت کوین در گوگل	۰,۰۷۷	۰,۱۵	۴	رابطه مثبت
سختی شبکه	۰,۰۷۱	۰,۲۴	۵	رابطه مثبت
ذخیره بیت کوین	۰,۰۶۸	-۰,۲۳	۶	رابطه منفی
نرخ ارز	۰,۰۶۵	۰,۰۸	۷	رابطه مثبت
قیمت جهانی نفت	۰,۰۶۱	۰,۰۴	۸	رابطه مثبت
قیمت جهانی طلا	۰,۰۶۰	۰,۰۰۲	۹	رابطه مثبت
فارکس	۰,۰۵۳	۰,۰۴	۱۰	رابطه مثبت
نرخ بهره آمریکا	۰,۰۴۹	-۰,۱۰	۱۱	رابطه منفی
شاخص داوجونز	۰,۰۴۴	۰,۱۷	۱۲	رابطه مثبت
حجم معاملات	۰,۰۴۳	-۰,۰۶	۱۳	رابطه منفی
شاخص ناآرامی سیاسی	۰,۰۰۹	-۰,۰۵	۱۴	رابطه منفی

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) میزان اهمیت متغیرهای ورودی در مدل‌سازی شبکه عصبی و پیش‌بینی قیمت بیت کوین را نشان می‌دهد و بیانگر این است که نرخ ارز در پیش‌بینی قیمت بیت کوین به روش شبکه عصبی بسیار اهمیت دارد و بیشترین ضریب اهمیت در جدول نیز متعلق به همین متغیر است. نتایج، میزان اهمیت متغیرها را در پیش‌بینی قیمت بیت کوین کشور که با روش شبکه عصبی انجام شد، نشان می‌دهد. متغیر مهمی که در برآورد قیمت بیت کوین از درجه اهمیت بالایی برخوردار است، شاخص استاندارد اند پورز است و سپس توییت‌های مربوط به هشتگ بیت کوین می‌باشد. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، متغیرهای اجتماعی مانند توییت‌ها بر قیمت بیت کوین بسیار مؤثر است و در الگوسازی قیمت بیت کوین، شاخص بازار سهام آمریکا دارای بالاترین اهمیت می‌باشد. تأثیر متغیرهای مختلف بر قیمت بیت کوین به شرح زیر است:

اعداد معاملات: به‌طور کلی تأثیر مثبتی بر قیمت بیت کوین دارد، به این معنا که افزایش حجم معاملات می‌تواند منجر به افزایش قیمت شود (وانگ، ۲۰۱۶؛ نسوشن، ۲۰۲۳).
سختی شبکه: تأثیر آن متناقض است؛ درحالی‌که نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهند که ممکن است، تأثیر منفی بر قیمت داشته باشد، به‌دلیل افزایش هزینه‌های استخراج (لاموت فرناندز، ۲۰۲۰)، دیگران آن را به عنوان یک عامل خنثی در نظر می‌گیرند (کاجرلند، ۲۰۱۸۴).

ذخیره بیت کوین: تغییرات در ذخایر صرافی‌ها معمولاً با بازده بیت کوین منفی همبستگی دارند، به این معنا که ذخایر بالاتر می‌توانند فشار کاهشی بر قیمت‌ها وارد کنند (هانگ، ۲۰۲۱).
حجم معاملات: مشابه حجم معاملات، معمولاً همبستگی مثبتی با قیمت بیت کوین دارد (وانگ، ۲۰۱۶).
جستجوی گوگل: به‌طور کلی همبستگی مثبتی با قیمت بیت کوین نشان می‌دهد، به این معنا که افزایش علاقه جستجو می‌تواند قیمت‌ها را بالا

قیمت جهانی نفت: معمولاً تأثیر منفی بر قیمت بیت کوین، بویژه در بلندمدت دارد. ببرد (آستن، ۲۰۲۴).

-
1. Wang (2016).
 2. Nasution (2023).
 3. Lamothe-Fernández (2020).
 4. Kjærland (2018).
 5. Hoang (2021).
 6. Wang (2016).
 7. Orăștean (2024).

قیمت جهانی طلا: رابطه معمولاً منفی است؛ افزایش قیمت طلا می‌تواند منجر به کاهش قیمت بیت کوین شود (دایی، ۲۰۲۱؛ گاسباسی، ۲۰۲۱).

نرخ ارز: به‌طور کلی، نوسانات در نرخ ارز، تأثیر منفی بر قیمت بیت کوین دارند (متاکساز، ۲۰۲۴).
شاخص داوجونز: معمولاً همبستگی مثبتی با قیمت بیت کوین دارد، به این معنا که افزایش در بازار سهام می‌تواند منجر به افزایش قیمت بیت کوین شود.

شاخص استاندارد اند پورز: مشابه داوجونز، معمولاً تأثیر مثبتی بر قیمت بیت کوین دارد (وانگ، ۲۰۲۰).

نرخ بهره آمریکا: به‌طور کلی، نرخ‌های بهره بالاتر با قیمت‌های پایین‌تر بیت کوین مرتبط هستند (لو، ۲۰۲۳).
جفت ارز فارکس: تأثیر معمولاً منفی است، بویژه با ارزهای اصلی مانند دلار آمریکا (متاکساز، ۲۰۲۴).
شاخص ناآرامی سیاسی: معمولاً همبستگی منفی با قیمت بیت کوین دارد، زیرا افزایش ناآرامی می‌تواند منجر به کاهش قیمت‌ها شود (سو، ۲۰۲۲).

این خلاصه نشان‌دهنده یافته‌های مختلف از مطالعات است و تعامل پیچیده این عوامل با دینامیک قیمت بیت کوین را نشان می‌دهد.

پیش‌بینی قیمت با سری‌های زمانی

برای مانایی و هم‌انباشستگی و بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود. طبق نتایج حاصل شده در جدول ۳، متغیرهای قیمت بیت کوین، تعداد معاملات، سختی شبکه، ذخیره بیت کوین، قیمت جهانی نفت، قیمت جهانی طلا، شاخص استاندارد اند پورز، شاخص داوجونز، نرخ ارز، نرخ بهره آمریکا در سطح نامانا هستند، به همین دلیل مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها بررسی شده است که نتایج آن در جدول آمده است. با توجه به نتایج، تمام متغیرهای نامانا با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

1. Dai (2022).
2. Gozbasi (2021).
3. Metaxas (2024).
4. Wang (2020).
5. Lu (2023).
6. Metaxa (2024).
7. Su (2022).

جدول ۳: آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول

Table.3: augmented Dickey-Fuller (ADF) Test at Level and First Difference

متغیر	نوع بررسی مانایی	در سطح			تفاضل مرتبه اول		
		احتمال	آماره	مانایی	احتمال	آماره	مانایی
قیمت بیت کوین	مقدار ثابت و روند	۰,۳۷	-۲,۴۰	نامانا	۰,۰۰	-۱۶,۵۱	مانا
تعداد معاملات	مقدار ثابت و روند	۰,۳۲	-۲,۵۰	نامانا	۰,۰۰	-۱۵,۲۶	مانا
سختی شبکه	مقدار ثابت و روند	۰,۹۹	-۰,۱۲	نامانا	۰,۰۰	-۴۲,۷۱	مانا
ذخیره بیت کوین	مقدار ثابت و روند	۰,۱۱	-۰,۱۲	نامانا	۰,۰۱	-۳,۸۶	مانا
حجم معاملات	مقدار ثابت و روند	۰,۰۰	-۹,۰۷	مانا	-	-	-
قیمت جهانی نفت	مقدار ثابت و روند	۰,۸۳	-۱,۴۶	نامانا	۰,۰۰	-۴۹,۷۲	مانا
قیمت جهانی طلا	مقدار ثابت و روند	۰,۱۸	-۲,۸۲	نامانا	۰,۰۰	-۲۷,۰۳	مانا
شاخص استاندارداند پورز	مقدار ثابت و روند	۰,۲۵	-۲,۶۵	نامانا	۰,۰۰	-۴۶,۰۸	مانا
شاخص داوجونز	مقدار ثابت و روند	۰,۲۵	-۲,۶۵	نامانا	۰,۰۰	-۴۶,۰۸	مانا
نرخ ارز	مقدار ثابت و روند	۰,۰۶	-۲,۷۲	نامانا	۰,۰۰	-۴۸,۷۷	مانا
نرخ بهره آمریکا	مقدار ثابت و روند	۰,۹۹	-۱,۹۸	نامانا	۰,۰۰	-۴۸,۵۷	مانا
فارکس	مقدار ثابت و روند	۰,۰۱	-۳,۲۸	مانا	-	-	-
هشتگ بیت کوین	مقدار ثابت و روند	۰,۰۰	-۴,۸۲	مانا	-	-	-
سرچ بیت کوین در گوگل	مقدار ثابت و روند	۰,۰۰	-۴,۷۷	مانا	-	-	-
شاخص نا آرامی سیاسی	مقدار ثابت و روند	۰,۰۰	-۱۱,۲۴	مانا	-	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از طرفی، به دلیل اینکه بعضی از متغیرها نامانا و برخی دیگر مانا هستند، باید آزمون هم‌انباشتگی انجام شود. اگر دو متغیر از مرتبه یکسانی انباشته باشند، ترکیب خطی آنها می‌تواند هم‌انباشته باشد. در چنین مواردی، رگرسیون روی مقادیر دو متغیر معنی‌دار است. طبق فروض این آزمون، اگر متغیرهای پژوهش هم‌انباشته باشند، نیازی به تفاضل‌گیری نخواهد بود و اگر متغیرها هم‌انباشته نباشند، در این صورت می‌باید برای جلوگیری از رگرسیون کاذب از متغیرهای نامانا تفاضل‌گیری انجام شود. نتایج در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴: هم‌انباشتگی

Table.4: Cointegration

آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون	احتمال	آماره
	۰,۰۰	-۴,۷۷
نتیجه	هم‌انباشته	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در سری‌های زمانی اولین مرحله ایستا شدن متغیرها است، که تمام داده‌ها چون به‌صورت پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌باشند، در ابتدا سری زمانی از لحاظ داشتن ریشه واحد آزمون می‌شوند؛ به‌دلیل اینکه غیرساکن بودن متغیرها نتایج استاندارد مدل‌های اقتصادسنجی را بی‌اعتبار می‌کند. برای جلوگیری از دچار شدن به مشکل رگرسیون کاذب، می‌باید درجه انباشتگی سری زمانی متغیرها آزمون شود. در این مطالعه، از آزمون یوهانسون برای ارزیابی سطوح و تفاضل اول متغیرها استفاده می‌شود. با توجه به هم‌انباشتگی، نیازی به انجام تخمین با استفاده از تفاضل متغیرهای نامانا نیست.

هدف نهایی ما انتخاب بهترین مدل یعنی مدلی با کمترین آکائیک است. کوچکی این مقدار در مرحله اولیه تصمیم‌نشانگر خوبی است، اما باید از آن فقط برای یک راهنمای اولیه استفاده کرد. آخرین تصمیم بین مدل‌ها باید براساس ماکزیمم درست‌نمایی اتخاذ شود. با توجه به نمودارهای ACF و PACF مدل‌های حدس زده شده مدل $AR(1)$ ، $MA(2)$ ، $ARMA(1,2)$ و $ARMA(1,1)$ می‌باشد که هر یک را امتحان نموده و بهترین مدل $AR(1,2)$ انتخاب شد. با توجه به نمودارهای ACF و PACF نمونه‌ای و قواعد موجود و بررسی مشاهدات و برازش چندین مدل $ARMA$ و با بررسی مقدار معیار آکائیک مطابق با جدول، مدل با کمترین (معیار آکاییک) AICC انتخاب شد؛ یعنی مدل $AR(1,1)$ پذیرفته شد:

جدول ۵: میزان معیار آکاییک برای انتخاب بهترین مدل

Table.5: Akaike Information Criterion for Selecting the Best Model

معیار آکاییک	مدل پیشنهادی
۱۶,۴۴۹۱۴	AR(1)
۱۸,۸۳۱۷۸	MA(2)
۱۶,۴۴۹۰۲	ARMA(1,1)
۱۶,۴۴۹۹۱	ARMA(1,2)
ARMA(1,1)	مدل انتخابی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد خطی سری زمانی، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، متغیرهای حجم معاملات، قیمت نفت، شاخص دلار و اتورگرسیون و میانگین متحرک مرتبه اول بر قیمت بیت کوین اثر معنی‌داری گذاشته است و سایر متغیرها در پیش‌بینی قیمت بیت کوین، اثر معنی‌داری نداشته‌اند. تابع قیمت بیت کوین به شرح ذیل خواهد بود:

$$\begin{aligned} \log(\text{price}) = & -46.91 - 0.001 \log(\text{transaction}) - 0.009 \log(\text{difficulty}) + 3.41 \log(\text{supply}) - \\ & 0.005 \log(\text{volume}) + 0.062 \log(\text{oil}) + 0.002 \log(\text{gold}) + 0.089 \log(\text{sp}) + 0.128 \log(\text{dw}) \\ & - 0.860 \log(\text{index}) - 0.020 \log(\text{rate}) - 0.105 \log(\text{forex}) + 0.002 \log(\text{tweets}) + 0.014 \\ & \log(\text{gtrend}) + 0.001 \log(\text{dum}) + 0.9995 \ar(1) - 0.045 \text{ma}(1) \end{aligned}$$

جدول ۶: برآورد مدل سری زمانی

Table.6: Time Series Model Estimation

نوع رابطه متغیر با قیمت بیت کوین	معنی‌داری	آماره	ضرایب برآورد شده	برآورد/ متغیرها
رابطه منفی	۰,۲۶	-۱,۱۰	-۴۶,۹۱	ضریب ثابت
رابطه منفی	۰,۸۵	-۰,۱۸	-۰,۰۰۱	لگاریتم تعداد معاملات
رابطه منفی	۰,۵۹	-۰,۵۳	-۰,۰۰۹	لگاریتم سختی شبکه
رابطه مثبت	۰,۱۸	۱,۳۳	۳,۴۱	لگاریتم ذخیره بیت کوین
رابطه منفی	۰,۰۰	-۵,۳۵	-۰,۰۰۵	لگاریتم حجم معاملات
رابطه مثبت	۰,۰۰	۱,۷۴	۰,۰۶	لگاریتم قیمت جهانی نفت
رابطه مثبت	۰,۸۴	۰,۱۹	۰,۰۰۲	لگاریتم قیمت جهانی طلا
رابطه مثبت	۰,۷۰	۰,۳۸	۰,۰۸۹	لگاریتم شاخص استاندارد اند پورز
رابطه مثبت	۰,۵۱	۰,۶۴	۰,۱۲	لگاریتم شاخص داوجونز
رابطه منفی	۰,۰۰۹	-۲,۵۸	-۰,۸۶	لگاریتم نرخ ارز
رابطه منفی	۰,۳۴	-۰,۹۵	-۰,۰۲	لگاریتم نرخ بهره آمریکا
رابطه منفی	۰,۶۶	-۰,۴۲	-۰,۱۰	لگاریتم فارکس
رابطه مثبت	۰,۲۹	۱,۰۴	۰,۰۰۲	لگاریتم هشتگ بیت کوین
رابطه مثبت	۰,۰۰۴	۲,۸۳	۰,۰۱۰	لگاریتم سرچ بیت کوین در گوگل
رابطه مثبت	۰,۷۴	۰,۳۲	۰,۰۰۱	شاخص ناآرامی سیاسی
رابطه مثبت	۰,۰۰	۱۴۱۸,۶۱	۰,۹۹	اتورگرسیو با وقفه ۱
رابطه منفی	۰,۰۰۱	-۳,۱۲	-۰,۰۴	میانگین متحرک با وقفه ۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای تحلیل روابط مختلف بین متغیرها و قیمت بیت کوین، می‌توان به عوامل اقتصادی، روان‌شناختی و تکنیکالی اشاره کرد. در زیر توضیحاتی برای هر یک از روابط ذکر شده ارائه می‌شود:

رابطه منفی لگاریتم تعداد معاملات با قیمت بیت کوین: ممکن است تعداد معاملات بالا نشان‌دهنده اشباع خرید باشد، به این معنا که قیمت ممکن است به‌زودی کاهش یابد. همچنین، افزایش تعداد معاملات می‌تواند به‌معنای نوسانات بیشتر باشد که می‌تواند به کاهش قیمت منجر شود.

رابطه منفی لگاریتم سختی شبکه با قیمت بیت کوین: افزایش سختی شبکه معمولاً نشان‌دهنده این است که استخراج‌کنندگان بیشتری وارد بازار شده‌اند. اگر قیمت بیت کوین نتواند با افزایش هزینه‌های استخراج همگام شود، ممکن است باعث کاهش قیمت شود.

رابطه مثبت لگاریتم ذخیره بیت کوین با قیمت بیت کوین: افزایش ذخیره بیت کوین به‌معنای تقاضای بیشتر برای نگهداری بیت کوین است که می‌تواند به افزایش قیمت منجر شود. همچنین، اگر مردم بیشتر به نگهداری بیت کوین تمایل داشته باشند، تقاضا افزایش می‌یابد.

رابطه منفی لگاریتم حجم معاملات با قیمت بیت کوین: کاهش حجم معاملات ممکن است نشان‌دهنده عدم علاقه سرمایه‌گذاران به خرید و فروش باشد، که می‌تواند منجر به کاهش قیمت شود. همچنین، حجم پایین معاملات ممکن است به نوسانات بالاتر و ریسک‌های بیشتر منجر شود.

رابطه مثبت لگاریتم قیمت جهانی نفت با قیمت بیت کوین: قیمت نفت و بیت کوین ممکن است به دلیل ارتباطات اقتصادی و تأثیرات جهانی بر بازارها، رابطه مثبتی داشته باشند. افزایش قیمت نفت می‌تواند به افزایش هزینه‌ها و در نتیجه، به افزایش تقاضا برای دارایی‌های دیجیتال مانند بیت کوین منجر شود.

رابطه مثبت لگاریتم قیمت جهانی طلا با قیمت بیت کوین: طلا به‌عنوان یک دارایی امن شناخته می‌شود و در زمان‌های عدم اطمینان اقتصادی، سرمایه‌گذاران ممکن است به سمت بیت کوین نیز روی آورند. بنابراین، افزایش قیمت طلا می‌تواند نشان‌دهنده افزایش تقاضا برای دارایی‌های امن باشد که شامل بیت کوین نیز می‌شود.

رابطه مثبت لگاریتم شاخص استاندارد اند پورز با قیمت بیت کوین: شاخص SP 500 نمایانگر سلامت کلی بازار سهام است. اگر این شاخص در حال رشد باشد، ممکن است سرمایه‌گذاران احساس امنیت بیشتری کنند و به سمت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های دیجیتال مانند بیت کوین روی آورند.

رابطه مثبت لگاریتم شاخص داو جونز با قیمت بیت کوین: مشابه رابطه با SP 500، رشد شاخص داو جونز می‌تواند نشان‌دهنده سلامت اقتصادی باشد و ممکن است سرمایه‌گذاران را به سمت بازارهای جدید مانند بیت کوین سوق دهد.

رابطه منفی لگاریتم نرخ ارز با قیمت بیت کوین: اگر نرخ ارز یک کشور کاهش یابد، ممکن است افراد بیشتری به دنبال دارایی‌های امن مانند بیت کوین باشند؛ اما در عین حال، کاهش نرخ ارز می‌تواند نشانه‌ای از مشکلات اقتصادی باشد که بر قیمت بیت کوین تأثیر منفی دارد.

رابطه منفی لگاریتم نرخ بهره آمریکا با قیمت بیت کوین: افزایش نرخ بهره معمولاً به معنای هزینه بالاتر برای وام‌ها و کاهش تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پرریسک مانند بیت کوین است.

رابطه منفی لگاریتم فارکس با قیمت بیت کوین: نوسانات در بازار فارکس می‌تواند تأثیر مستقیمی بر بازارهای کریپتو داشته باشد. اگر بازار فارکس بی‌ثبات باشد، ممکن است سرمایه‌گذاران از بازارهای پرریسک دوری کنند.

رابطه مثبت لگاریتم هشتگ بیت کوین با قیمت بیت کوین: افزایش استفاده از هشتگ‌ها در شبکه‌های اجتماعی می‌تواند نشان‌دهنده افزایش توجه عمومی و تقاضا برای بیت کوین باشد که به نوبه خود می‌تواند باعث افزایش قیمت شود.

رابطه مثبت لگاریتم سرچ بیت کوین در گوگل با قیمت بیت کوین: افزایش جستجوها نشان‌دهنده علاقه بیشتر افراد به بیت کوین است که می‌تواند منجر به افزایش تقاضا و در نتیجه، افزایش قیمت شود.

رابطه مثبت شاخص ناآرامی سیاسی با قیمت بیت کوین: در زمان‌های ناامنی سیاسی، مردم ممکن است به دنبال دارایی‌های امن‌تر مانند بیت کوین باشند که باعث افزایش تقاضا و قیمت آن می‌شود.

رابطه مثبت اتورگرسیون با وقفه ۱ با قیمت بیت کوین: این رابطه، معمولاً نشان‌دهنده وجود الگوهای تکراری در داده‌ها است که می‌تواند به پیش‌بینی تغییرات قیمت کمک کند.

رابطه منفی میانگین متحرک با وقفه ۱ با قیمت بیت کوین: اگر میانگین متحرک به سمت پایین حرکت کند، می‌تواند نشانه‌ای از روند نزولی باشد که ممکن است بر قیمت تأثیر منفی بگذارد.

۳-۵. پیش‌بینی قیمت با سری‌های زمانی

انتخاب دقیق‌ترین مدل برای پیش‌بینی قیمت بیت کوین و مقایسه بین مدل‌های خطی و غیرخطی کاری دشوار است؛ زیرا مدل‌های خطی از جمله مدل‌های سری زمانی و حتی مدل غیرخطی شبکه عصبی مصنوعی نیز براساس مدلی با کمترین مربع خطا انتخاب می‌شوند و برخی مدل‌های غیرخطی از قبیل مدل چرخشی مارکف براساس حداکثر درست‌نمایی^۲ برآورد و انتخاب می‌گردند.

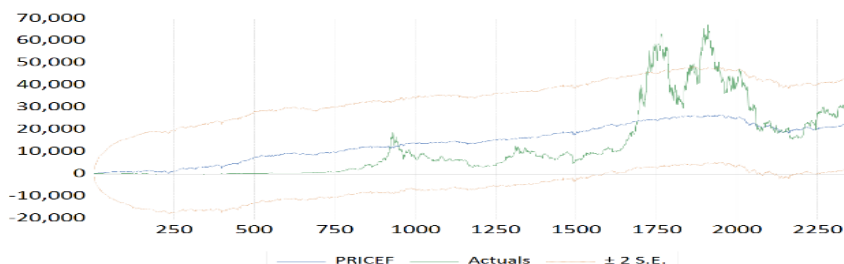
در مطالعه حاضر، با محاسبه حداقل مربعات خطا قابلیت مقایسه بین دو مدل ایجاد می‌شود. لذا در این مطالعه، براساس معیارهای برازش مدل و نیکویی برازش مدل شبکه عصبی دارای کمترین خطا در برازش می‌باشد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هیستوگرام باقیمانده‌ها دارای توزیع نرمال و بیانگر نیکویی برازش مدل می‌باشد. با استفاده از معیارهای ارزیابی معرفی شده، به مقایسه روش‌های اقتصادسنجی و شبکه‌های عصبی پرداخته می‌شود. جدول ۷ مقایسه معیارهای مختلف خطا در تخمین و پیش‌بینی سری زمانی قیمت بیت کوین را نشان می‌دهد.

جدول ۷: مقایسه توابع خطا برای تخمین قیمت بیت کوین

Table.7: Comparison of Error Functions for Bitcoin Price Estimation

معیار خطا / مدل	MAPE	RMSE
ARMA	۰.۸۹	۶۵۴/۴۵۸۵
ANN	۰.۸۷	۵۵/۲۱۱۴

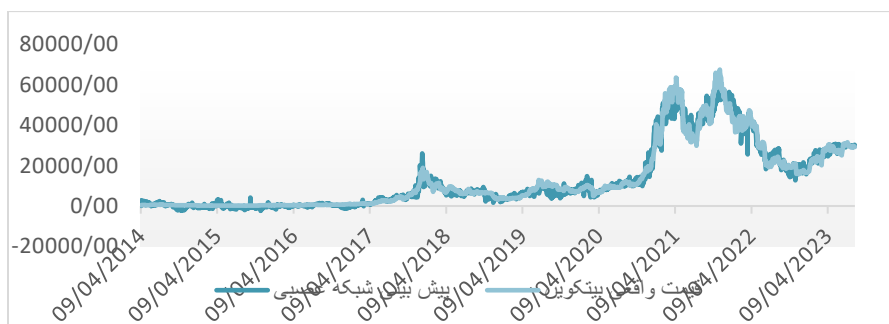
مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۶: نتایج پیش‌بینی سری‌های زمانی

Figure 6: Time Series Forecasting Results

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۷: نتایج پیش‌بینی شبکه‌های عصبی

Figure 7: Neural Network Prediction Results

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج مقایسه پیش‌بینی دو مدل، نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی مصنوعی بهتر عمل نموده است. مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی دارای میانگین مربعات خطای کمتر و مدل سری‌های زمانی هم دارای پایین‌ترین قدر مطلق میانگین خطا بوده است. در مطالعاتی نشان داده‌اند که شبکه‌های عصبی غیرخطی در پیش‌بینی بلندمدت قیمت بیت کوین، دقیق‌تر هستند، شامل موارد زیر هستند: **شبکه‌های عصبی مصنوعی**: نقاط قوت: شبکه‌های عصبی، بویژه مدل‌های یادگیری عمیق در شناسایی روابط پیچیده و غیرخطی در داده‌ها بسیار موفق هستند. این مدل‌ها در پیش‌بینی قیمت بیت کوین نسبت به مدل‌های سنتی، عملکرد بهتری نشان داده‌اند (محمدجعفری، ۲۰۲۴؛ دوتا، ۲۰۱۹). **موارد استفاده**: شبکه‌های عصبی به دلیل توانایی یادگیری از مجموعه‌های داده بزرگ و سازگاری با نوسانات قیمت بیت کوین ترجیح داده می‌شوند (آقاشاهی، ۲۰۲۲).

1. ANNs
2. Mohammadjafari, (2024)
3. Dutta, (2019)
4. Aghashahi, (2022)

مدل‌های سری زمانی: نقاط قوت: مدل‌های کلاسیک مانند آرما برای داده‌های ایستا مؤثر هستند و می‌توانند پیش‌بینی‌های قابل اعتمادی ارائه دهند، زمانی که الگوهای داده زیرین پایدار باشند (خدمتی، ۲۰۲۰). با این حال، ممکن است در مواجهه با طبیعت غیرایستای قیمت بیت کوین با چالش‌هایی روبرو شوند.

موارد استفاده: مدل‌های سری زمانی به دلیل سادگی و قابلیت تفسیر، بویژه زمانی که داده‌های تاریخی فراوان و پایدار باشند، معمولاً استفاده می‌شوند (کامبوج، ۲۰۲۳).

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مطالعه، مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر قیمت بیت کوین به صورت متغیرهای قیمت نفت، ارزش دلار، شاخص کالا و خدمات مصرف‌کننده (که خود نماینده تورم می‌باشد)، تولید ناخالص داخلی بدون قیمت نفت (برای جلوگیری از هم‌خطی با قیمت نفت) و قیمت جهانی بیت کوین به عنوان متغیرهای توضیحی یا اثرگذار معرفی شد. این متغیرها در شبکه عصبی حکم لایه ورودی برای شبکه را خواهند داشت. متغیر وابسته، قیمت بیت کوین می‌باشد. به دلیل ماهیت غیرمتمرکز بیت کوین، هیچ‌یک از این عوامل به تنهایی کنترل کاملی بر قیمت آن ندارند. نوسانات قیمتی بیت کوین معمولاً نتیجه تعامل پیچیده همه این عوامل است.

نتایج حاکی از آن است که شبکه عصبی با خطایی در حدود ۰,۰۰۲ به برآورد روند قیمت بیت کوین می‌پردازد. نتایج مقایسه پیش‌بینی دو مدل نشان می‌دهد که شبکه‌های عصبی مصنوعی بهتر عمل نموده است.

با توجه به عواملی که ذکر شد و تأثیر آن‌ها بر قیمت بیت کوین، می‌توان چند پیشنهاد سیاستی برای دولت‌ها و سرمایه‌گذاران ارائه داد.

پیشنهادهای دولت‌ها

تنظیم‌گری شفاف: دولت‌ها باید قوانین و مقررات واضحی برای تجارت و استفاده از ارزهای دیجیتال وضع کنند تا به ایجاد یک محیط قانونی و ایمن برای سرمایه‌گذاران و کاربران کمک کنند.

آموزش و آگاهی: برگزاری کارگاه‌ها و دوره‌های آموزشی برای عموم مردم و سرمایه‌گذاران در مورد مزایا و معایب سرمایه‌گذاری در بیت کوین و دیگر ارزهای دیجیتال.

پشتیبانی از نوآوری: تشویق به توسعه فناوری‌های بلاکچین و پروژه‌های نوآورانه در این حوزه، بویژه در زمینه‌های مالی و اقتصادی.

نظارت بر بازار: ایجاد نهادهای نظارتی برای پایش بازار ارزهای دیجیتال و جلوگیری از تقلبات و فعالیت‌های غیرقانونی.

تحلیل داده‌ها: استفاده از داده‌های مربوط به حجم معاملات، سرچ‌های گوگل، و سایر عوامل برای پیش‌بینی نوسانات بازار و اتخاذ تصمیمات مناسب.

پیشنهادهای برای سرمایه‌گذاران

تحلیل بنیادین: سرمایه‌گذاران باید به تحلیل عوامل بنیادی مانند سختی شبکه، نرخ بهره و قیمت جهانی نفت و طلا بپردازند تا تصمیمات آگاهانه‌تری بگیرند.

تنوع سرمایه‌گذاری: ایجاد سبدی متنوع از دارایی‌ها شامل ارزهای دیجیتال، سهام و کالاها برای کاهش ریسک.

استفاده از ابزارهای مالی: استفاده از ابزارهای مالی مانند فیوچرز و آپشن‌ها برای مدیریت ریسک و محافظت از سرمایه در برابر نوسانات شدید بازار.

پیگیری اخبار سیاسی: توجه به شاخص ناآرامی سیاسی و تأثیر آن بر بازارهای مالی و تصمیم‌گیری در مورد زمان خرید یا فروش بیت کوین.

تحلیل تکنیکال: استفاده از تحلیل تکنیکال برای شناسایی نقاط ورود و خروج مناسب در بازار بیت کوین.

با اجرای این پیشنهادات، دولت‌ها می‌توانند به ایجاد یک بازار پایدارتر و ایمن‌تر برای ارزهای دیجیتال کمک کنند و سرمایه‌گذاران نیز می‌توانند با اتخاذ استراتژی‌های مناسب، ریسک‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری در بیت کوین را کاهش دهند.

سپاسگزاری: از جناب آقای دکتر صمدی در راستای راهنمایی‌های ارزنده‌ی ایشان، صمیمانه سپاسگزارم و مراتب قدرشناسی خود را اعلام می‌دارم.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: بین نویسندگان تعارض منافع وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم (۲۵ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Bolhasni, Mahmadjavad, & Ve Samdi, Said. (1399). Analysis of effective factors in the valuation of crypto assets (Case study: Bitcoin and Ethereum). *Banking Studies Journal*, 13(46), 591-629. [in persian]
- Abraham, R. (2020). The role of investor sentiment in the valuation of bitcoin and bitcoin derivatives. *International Journal of Financial Markets and Derivatives*. <https://doi.org/10.1504/ijfmd.2020.10031383>
- Aggarwal, A. et al. (2019). Deep learning approach to determine the impact of socio economic factors on Bitcoin price prediction. 2019 *Twelfth. International Conference on Contemporary Computing (IC3)*, 1-5. <https://doi.org/10.1109/IC3.2019.8844928>
- Aghashahi, M., & Bamdad, S. (2022). Analysis of different artificial neural networks for Bitcoin price prediction. *International Journal of Management Science and Engineering Management*, 18, 126-133. <https://doi.org/10.1080/17509653.2022.2032442>
- Almansour, B. et al. (2020). The impact of exchange rates on Bitcoin returns: Further evidence from a time series framework. <https://www.semanticscholar.org/paper/ef83b403c0687ff36a7f2665c766b117eef64699>
- Aoyagi, J., & Hattori, T. (2019). The empirical analysis of bitcoin market in the general equilibrium framework. *Banking & Insurance eJournal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3433833>
- Aragon, R. G. M., & Linares, A. A. A. (2023). Political-economic uncertainty and the price of Bitcoin in the forex market between 2010 and 2020. *Ciencia Latina Revista Científica Multidisciplinar*. https://doi.org/10.37811/cl_rcm.v7i2.5626
- Athey, S. et al. (2016). Bitcoin pricing, adoption, and usage: Theory and evidence. *Stanford Graduate School of Business Research Paper Series*. <https://www.semanticscholar.org/paper/8a7c799b5734dfd961606ace218deab192e06ec5>
- Ayaz, Z. et al. (2020). Bitcoin price prediction using ARIMA model. <https://doi.org/10.36227/techrxiv.12098067>
- Azari, A. (2019). Bitcoin price prediction: An ARIMA approach. [ArXiv,abs/1904.05315](https://arxiv.org/abs/1904.05315). <https://www.semanticscholar.org/paper/4c5bdca2bda17627f00847ea9f79b77c750a24e2>
- Banjade, D. (2020). Forecasting Bitcoin price using artificial neural network. *Capital Markets: Asset Pricing & Valuation eJournal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3515702>
- Barro, R. J. (1979). Money and the price level under the gold standard. *The Economic Journal*, 89(353), 13 -33. DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.1.6
- Bartoš, J. (2015). Does Bitcoin follow the hypothesis of efficient market. <https://doi.org/10.20472/ES.2015.4.2.002>
- Chen, J. (2023). Analysis of Bitcoin price prediction using machine learning. *Journal of Risk and Financial Management*. <https://doi.org/10.3390/jrfm16010051>
- Chennupati, A. et al. (2024). Comparative analysis of Bitcoin price prediction models: LSTM, BiLSTM, ARIMA and transformers, 2024. 15th. *International Conference on Computing Communication and Networking Technologies (ICCCNT)*, 1-7. <https://doi.org/10.1109/ICCCNT61001.2024.10724247>

- Ciaian, P. et al. (2014). The economics of BitCoin price formation. *Applied Economics*, 48, 1799-1815. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1109038>
- Dai, M. et al. (2022). An assessment of the impact of natural resource price and global economic policy uncertainty on financial asset performance: Evidence from Bitcoin. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.897496>
- Deng, W. (2023). Analysis of the factors affecting the price fluctuation of Bitcoin. *Advances in Economics, Management and Political Sciences*. <https://doi.org/10.54254/2754-1169/3/2022832>
- Drozd, S., Minati, L., Oswiecimka, P., Stanuszek, M., & Watorek, M. (2019). Signatures of the crypto-currency market decoupling from the forex. *Future Internet*, 11(7), 154. <https://doi.org/10.3390/fi11070154>
- Dubey, P (2022). Short-run and long-run determinants of bitcoin returns: Transnational evidence. *Review of Behavioral Finance*. <https://doi.org/10.1108/rbf-02-2022-0040>
- Dutta, A. A. et al. (2019). A gated recurrent unit approach to Bitcoin price prediction. *Economics of Innovation eJournal*. <https://doi.org/10.3390/jrfm13020023>
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series*. fourth edition.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Erfanian, S. et al. (2022). Predicting Bitcoin (BTC) price in the context of economic theories: A machine learning approach. *Entropy*, 24. <https://doi.org/10.3390/e24101487>
- Fantazzini, D., & Kolodin, N. (2020). Does the hashrate affect the Bitcoin price?. *Information Systems eJournal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3720039>
- García, D., & Schweitzer, F. (2015). Social signals and algorithmic trading of Bitcoin. *Royal Society Open Science*, 2. <https://doi.org/10.1098/rsos.150288>
- Gozbasi, O. et al. (2021). Is Bitcoin a safe haven? A study on the factors that affect Bitcoin prices. *International Journal of Economics and Financial Issues*. <https://doi.org/10.32479/IJEFI.11602>
- Gronwald, M. (2014). The economics of Bitcoins market characteristics and price jumps. ERN: Asset Pricing Models (Topic). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2548999>
- Hartono, D. J., & Suyanto, S. (2023). Major determinants of Bitcoin price: Application of a vector error correction model. *Investment Management and Financial Innovations*. [https://doi.org/10.21511/imfi.20\(4\).2023.21](https://doi.org/10.21511/imfi.20(4).2023.21)
- Hassan, M. M. (2024). Bitcoin price prediction using deep bayesian LSTM With uncertainty quantification: A Monte Carlo Dropout-Based approach. *STAT*. <https://doi.org/10.1002/sta4.70001>
- Hoang, L. T., & Baur, D. (2021). Effects of Bitcoin exchange reserves on Bitcoin returns and volatility. *Investments eJournal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3902504>
- Huang, W. et al. (2022). Time Series Analysis and prediction on Bitcoin. *BCP Business & Management*. <https://doi.org/10.54691/bcpbm.v34i.3163>
- Ji, S. et al. (2019). A comparative study of Bitcoin price prediction using deep learning. *Mathematics*. <https://doi.org/10.3390/math7100898>
- Kamboj, D. et al. (2023). A comparative study of Time Series Models for Bitcoin price prediction, 2023. 14th. *International Conference on Computing Communication and Networking Technologies (ICCCNT)*, 1-5. <https://doi.org/10.1109/ICCCNT56998.2023.10306819>

- Kasimati, A. E. et al. (n.d.). AIS electronic. <https://www.semanticscholar.org/paper/98cf2e0427fa75cb7a1ba55a9c909b43d6f6a151>
- Khadija, M. et al. (2024). Prediction of Bitcoin Prices Based on Blockchain Information: A Deep Reinforcement Learning approach. *Adv. Artif. Intell. Mach. Learn.*, 4, 2416-2433. <https://doi.org/10.54364/aaiml.2024.43141>
- Khedmati, M. et al. (2020). Time Series forecasting of Bitcoin price based on Autoregressive Integrated moving average and machine learning approaches. *International Journal of Engineering*. <https://doi.org/10.5829/ije.2020.33.07a.16>
- Kjærland, F. et al. (2018). An analysis of Bitcoin's price dynamics. *Journal of Risk and Financial Management*. <https://doi.org/10.3390/JRFM11040063>
- Koroleva, E. et al. (2024). The impact of socio-economic and technical factors on the price of Bitcoin. *Financial Analytics: Science and Experience*. <https://doi.org/10.24891/fa.17.2.162>
- Kristoufek, L. (2013). Bitcoin meets Google Trends and Wikipedia: Quantifying the relationship between phenomena of the Internet era. *Scientific Reports*, 3, 3415.
- Lamothe-Fernández, P. et al. (2020). Deep Learning methods for modeling Bitcoin price. *Mathematics*. <https://doi.org/10.3390/math8081245>
- Li, X., & Wang, C. (2014). The technology and economic determinants of cryptocurrency exchange rates: The case of Bitcoin. IRPN: *Innovation & Finance* (Topic) <https://doi.org/10.2139/ssm.2515233>
- Lu, T. (2023). US monetary policy uncertainty and changes in cryptocurrency market: Evidence from ARIMA model. *Highlights in Business, Economics and Management*. <https://doi.org/10.54097/hbem.v20i.12331>
- Marthinsen, J., & Gordon, S. (2022). The price and cost of Bitcoin. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2022.04.003>
- Metaxas, D. N. (2024). Analysis of the effect of exchange rate fluctuations on Bitcoin returns: A Time Series approach in a digital finance perspective. *Join: Journal of Social Science*. <https://doi.org/10.59613/fgc4tj101>
- Mohammadjafari, A. (2024). Comparative study of Bitcoin price prediction. *ArXiv*, abs/2405.08089. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2405.08089>
- Mungoli, N. (2023). Deciphering the Blockchain: A comprehensive analysis of Bitcoin's evolution, adoption, and future implications. <https://arxiv.org/abs/2304.02655>
- Nasution, M. R. et al. (2023). The effect of technical asset, financial asset and macro-economic on return Bitcoin. *International Journal of Economic, Business, Accounting, Agriculture Management and Sharia Administration (IJEBAAS)* <https://doi.org/10.54443/ijeabas.v3i2.728>
- Nepp, A., & Karpeko, F. (2022). Hype as a factor on the global market: The case of Bitcoin. *Journal of Behavioral Finance*, 25, 1-14. <https://doi.org/10.1080/15427560.2022.2073593>
- Noda, S. et al. (2019). An economic analysis of difficulty adjustment algorithms in proof-of-work blockchain systems. *Proceedings of the 21st. ACM Conference on Economics and Computation*. <https://doi.org/10.2139/ssm.3410460>

- Orăștean, R. et al. (2024). Exploring the relationship between Google trends and cryptocurrency metrics. *Studies in Business and Economics*, 19, 368-379. <https://doi.org/10.2478/sbe-2024-0020>
- Prates, R., & Fonseca, M. W. D. (2024). Do news reports and Google searches impact Bitcoin prices? An analysis of Granger causality. *Revista de Gestão Social e Ambiental*. <https://doi.org/10.24857/rgsa.v18n10-165>
- Samadi, S., & Nazifi Naeini, M. (2013) Analysis the factors affecting gold price fluctuations using a Markov Switching Regression Models and neural networks. *Monetary Economics, Finance*, Vol. 20, Issue 6-Serial No. 6 August 2013, 121-146, <https://doi.org/10.22067/pm.v20i6.36359> [in Persian]
- Serafini, G. et al. (2020). Sentiment-driven price prediction of the Bitcoin based on statistical and Deep Learning approaches, 2020. *International Joint Conference on Neural Networks (IJCNN)*, 1-8. <https://doi.org/10.1109/IJCNN48605.2020.9206704>
- Su, C. et al. (2022). Can Bitcoin be a safe haven in fear sentiment?. *Technological and Economic Development of Economy*. <https://doi.org/10.3846/tede.2022.15502>
- Suhwan JiJongmin KimHyeonseung Im. (2019). A comparative study of Bitcoin price prediction using Deep Learning. <https://www.mdpi.com/2227-7390/7/10/898>
- Umeokwobi, R. et al. (2024). Nexus between monetary indicators and Bitcoin in selected Sub-Saharan Africa: A panel ARDL. *Theoretical and Practical Research in Economic Fields*. [https://doi.org/10.14505/tpref.v15.3\(31\).18](https://doi.org/10.14505/tpref.v15.3(31).18)
- Velankar, S. S., Valecha and S. Maji. (2018). Bitcoin price prediction using machine learning. *20th. International Conference on Advanced Communication Technology (ICACT)*.
- Wahyuni, M. T. et al. (2024). US macroeconomic determinants of Bitcoin. *Investment Management and Financial Innovations*. [https://doi.org/10.21511/imfi.21\(2\).2024.19](https://doi.org/10.21511/imfi.21(2).2024.19)
- Wang, J. et al. (2016). An analysis of Bitcoin price based on VEC model. <https://doi.org/10.2991/ICEMI-16.2016.36>
- Wang, X. et al. (2020). The relationship between Bitcoin and stock market. *Int. J. Oper. Res. Inf. Syst.*, 11, 22-35. <https://doi.org/10.4018/ijoris.2020040102>
- Wu, R. et al. (2024). Factors affecting the volatility of Bitcoin prices. *The Economics and Finance Letters*. <https://doi.org/10.18488/29.v11i2.3730>
- Zhao, C. (2024). Research on prediction of Bitcoin price based on machine learning methods. *SHS Web of Conferences*. <https://doi.org/10.1051/shsconf/202418102006>
- Zhu, M. (2023). Research on the impact mechanism of economic policy uncertainty on Bitcoin prices. *Frontiers in Business, Economics and Management*. <https://doi.org/10.54097/fbem.v10i1.10236>
- Zhu, Y. et al. (2023). Price prediction of Bitcoin based on adaptive feature selection and model optimization. *Mathematics*. <https://doi.org/10.3390/math11061335>
- Zuo, A. (2024). Comparison and analysis of the accuracy of various machine learning algorithms in Bitcoin price prediction. *Advances in Economics, Management and Political Sciences*. <https://doi.org/10.54254/2754-1169/70/20231726>

Simulating the Effects of Sanction Shocks on Iranian Macroeconomic Variables: A DSGE Method

Seyyed Reza Nakhli¹, Farideh Khodadadi² 

1 Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Governance, University of Tehran, Tehran, Iran. s.reza.nakhli65@ut.ac.ir

2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran (Corresponding Author). F_khodadadi@sbu.ac.ir

Abstract

Economic sanctions have long served as a significant instrument of power, with origins tracing back to ancient times. Prior to World War I, warfare was the primary means through which nations exerted influence, and sanctions were employed unilaterally as a secondary, complementary tool. However, following World War I and the establishment of the League of Nations, international cooperation led to a multilateral use of economic sanctions aimed at maintaining global peace and preventing conflict. Given the substantial impact of international oil and financial sanctions on macroeconomic variables across multiple markets and sectors, it is essential to develop a framework capable of evaluating their overall economic effects—particularly within the context of Iran’s economic conditions. This study constructs a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model to assess the joint effects of oil and financial sanctions on key macroeconomic indicators in Iran. To date, DSGE models have not been widely applied to sanction-related studies, and the simultaneous analysis of oil and financial sanctions remains underexplored in the existing literature. This research, therefore, provides a novel contribution to the field by addressing this gap.

Article information

Review History:

Received: nov. 26, 2024

Revised: dec. 9, 2024

Accepted: dec. 28, 2024

Published online: oct. 17, 2025

Keywords:

Sanctions
Macroeconomic variables
Simulation
Dynamic Stochastic General
Equilibrium Model
New keynesian approach

JEL Classification:

E37, F51, Q34

Corresponding Author:

F_khodadadi@sbu.ac.ir



Aim and Introduction:

Economic sanctions have historically functioned as one of the primary instruments of power, with documented use dating back to ancient times. Until the onset of World War I, military confrontation was the principal method for asserting influence, while economic sanctions were applied unilaterally and played a supplementary role. The post–World War I era, particularly following the Treaty of the League of Nations, marked a shift toward international and multilateral sanctions intended to preserve global stability and prevent conflict (Fashandi & Ghaderi, 2017).

In light of the pronounced effects of international oil and financial sanctions on macroeconomic variables across various sectors, a robust analytical framework is required to evaluate these impacts from a macroeconomic perspective, especially under Iran's unique economic circumstances. This study develops a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model to analyze the simultaneous effects of oil and financial sanctions on Iran's macroeconomic indicators. Since such combined effects have not been previously explored using a DSGE framework, this research introduces innovative analytical dimensions and contributes new insights to the sanctions literature.

Methodology:

This study adopts a multifaceted approach to data collection, incorporating library research, document analysis, and datasets from the Central Bank of the Islamic Republic of Iran and the World Bank (World Development Indicators). A DSGE model tailored to the structural characteristics of Iran's economy was constructed, covering the period from 1991 to 2023. Standard econometric techniques were employed to evaluate the proposed hypotheses and analyze the economic consequences of international oil and financial sanctions. The models were estimated using the Dynare programming environment within MATLAB, enhancing the accuracy of estimations and the clarity of results interpretation.

Findings:

The findings reveal that increased sanctions on the oil sector lead to significant reductions in exports, technological advancement, and investment within the oil industry. This reduction hampers funding capacity and further diminishes oil exports. A decline in oil production and exports contributes to lower foreign currency reserves held by the Central Bank, which in turn raises the exchange rate.

The depreciation of the domestic currency, compounded by financial sanctions, inflates the cost of imported goods. On one hand, this drives up the price of final goods and contracts domestic production; on the other, it raises inflationary pressures, particularly for import-dependent sectors. Financial sanctions contribute to heightened costs for both domestic consumers and the government, while simultaneously eroding the competitiveness of non-oil exports. As a result, overall exports decline.

The contraction in domestic production, coupled with reduced oil exports and production, leads to declining GDP and rising inflation, which trigger economic

stagnation and increased unemployment. In response, monetary authorities prioritize inflation control by limiting the growth of the monetary base.

Model results also indicate that a decline in oil revenues produces a fiscal deficit. To finance this deficit, the government resorts to issuing bonds rather than borrowing from the Central Bank, aligning with prudent monetary policy goals.

Discussion and Conclusion:

The model results indicate that heightened sanctions severity reduces foreign and government investment, technological advancement, and exports, consequently leading to a decline in oil production. This reduction in oil output diminishes the monetary base relative to the central bank's foreign reserves and results in a higher exchange rate. The ensuing economic effects include decreased domestic production and exports, rising inflation, and overall economic stagnation.

Simultaneously, household consumption increases while the cost of capital for households declines. This situation reduces government revenues and compels the government to adopt expansionary fiscal policies, including increased current expenditures and the maintenance of capital spending, in an effort to mitigate the recessionary impact. However, these measures contribute to growing budget deficits and an increased reliance on bond issuance.

شبیه‌سازی تأثیر شوک‌های تحریمی بر متغیرهای کلان اقتصاد

ایران با رویکرد DSGE

سید رضا نخلی^۱، فریده خدادادی^۲ 

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده حکمرانی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. s.reza.nakhli65@ut.ac.ir
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). F_khodadadi@sbu.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
هدف از این پژوهش، شبیه‌سازی تحریم‌های اقتصادی است. برای دستیابی به این هدف، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین‌های جدید با لحاظ واقعیت‌های اقتصاد ایران طراحی و سپس به شبیه‌سازی اعمال تحریم نفتی و مالی بین‌المللی پرداخته شده است. پس از تعیین مقادیر ورودی الگو و برآورد پارامترها با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۴۰۲-۱۳۷۰ نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل، بیانگر اعتبار مدل در توصیف نوسانات اقتصاد ایران است. نتایج الگو حاکی از آن است که، افزایش شدت تحریم‌ها باعث کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و دولتی در بخش نفت، تکنولوژی، صادرات و در نتیجه، تولید در این بخش می‌شود. این شرایط منجر به کاهش نسبت ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی و افزایش نرخ ارز می‌شود. کاهش تولید داخلی و صادرات به همراه افزایش تورم، رکود تورمی را در اقتصاد ملی به وجود می‌آورد و افزایش هزینه‌های مصرفی و کاهش هزینه‌های سرمایه‌ای خانوارها را به دنبال دارد. از طرف دیگر، با کاهش درآمدهای دولت و تمرکز سیاست مالی دولت بر افزایش هزینه‌های جاری و حفظ هزینه‌های عمرانی، کسری بودجه و تمایل دولت به افزایش فروش اوراق به‌منظور جلوگیری از تشدید رکود اقتصادی رخ می‌دهد.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۹/۶ بازنگری: ۱۴۰۳/۹/۱۹ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۸ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۷/۲۵
	کلمات کلیدی: تحریم متغیرهای کلان اقتصادی شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی رویکرد نیوکینزی
	طبقه‌بندی JEL: E37, F51, Q34
	نویسنده مسئول: F_khodadadi@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

تحریم‌های اقتصادی، یکی از مهم‌ترین ابزارهای اعمال قدرت می‌باشد که در نقاط مختلف جهان به کار گرفته شده و سابقه شکل‌گیری آن، به قبل از میلاد مسیح برمی‌گردد. تا قبل از جنگ جهانی اول، ابزار اصلی اعمال قدرت کشورها اهرم جنگ بود و تحریم‌ها به صورت یکجانبه و به عنوان ابزار فرعی و مکمل استفاده می‌شد. پس از جنگ جهانی اول و با معاهده «میثاق جامعه ملل»، همگرایی جهانی به وجود آمد و تحریم‌های اقتصادی با هدف حفظ صلح جهانی و جلوگیری از وقوع جنگ، رویکرد بین‌المللی و چندجانبه به خود گرفت (فشندی و قادری، ۱۳۹۶).

از سال ۱۹۹۰ میلادی با پیشرفت و توسعه حقوق عمومی بین‌المللی، الگوی اعمال تحریم‌ها تغییر اساسی کرد و موضوع اعمال تحریم‌های اقتصادی علیه کشورهای تهدیدکننده صلح و امنیت جهانی در منشور سازمان ملل متحد به صورت "الزام آور برای تمام کشورهای عضو سازمان"، ذیل فصل هفتم منشور و در مواد ۳۹ تا ۵۱ بخصوص مواد ۴۰ و ۴۱ مطرح گردید و با این عمل، اقدام نظامی علیه کشورها به حاشیه رفت و استفاده از تحریم‌ها به عنوان سیاستی برتر و ابزاری کارا تر و کم‌هزینه‌تر در میانه طیف جنگ نظامی و دیپلماسی، به عنوان ابزار غالب، رشد قابل توجهی پیدا کرد (طیسی و صادقی، ۱۳۹۶).

ایران غالباً پس از انقلاب اسلامی و حتی قبل از آن، به دلیل جهت‌گیری‌های سیاسی، رویکردهای استقلال طلبانه و تفکرات ایدئولوژیک، همواره هدف تحریم سایر کشورها، اتحادیه‌های منطقه‌ای و حتی سازمان‌های بین‌المللی بوده است. از نخستین تحریم جامع علیه ایران توسط بریتانیا به منظور واکنش در برابر تلاش‌های ایران برای ملی شدن صنعت نفت تا آخرین سری از تحریم‌ها که توسط آمریکا با خروج از توافق برنامه جامع مشترک (برجام - ۲۰۱۵) و اعمال مجدد تحریم‌ها، در آگوست ۲۰۱۸ بر ایران اعمال شد (قضاوی خوراسگانی و محمدی، ۱۳۹۴).

در دوران پس از انقلاب اسلامی، آمریکا بیش از ۶۵ اقدام رسمی در قالب دستورات اجرایی و قوانین کنگره علیه بخش‌های تجارت، تأمین مالی خارجی بخصوص در بخش نفت، فروش نفت و فرآورده‌های نفتی و پتروشیمی، تحریم بخش بانکی و محدودیت‌های مالی بین‌المللی و تحریم بخش حمل‌ونقل و بیمه انجام داده است (سامور، ۲۰۱۵). اتحادیه اروپا نیز تحریم‌های چندجانبه وسیعی را در قالب ۶ بیانیه علیه ایران اعمال نموده است که مهم‌ترین آن‌ها در بخش‌های فروش نفت، بانک و خدمات مالی بین‌المللی، حمل‌ونقل و بیمه بوده است (عزتی و سلمانی، ۱۳۹۳)؛ اما مهم‌ترین مؤثرترین تحریم‌هایی که علیه ایران تاکنون اعمال شده است، تحریم‌های فراگیر شورای امنیت سازمان ملل متحد بوده که ذیل فصل ۷ منشور سازمان ملل و در قالب ۶ قطعنامه وضع شده است و بخش‌های نفت، بانک و خدمات مالی بین‌المللی و بخش حمل‌ونقل را شامل می‌شود (سامور، ۲۰۱۵).

طی ۱۰ سال اخیر بویژه در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۷، رویکرد کشورهای تحریم کننده علیه ج.ا.ایران، اعمال تحریم‌های جامع، هوشمند، فلج کننده و فشار حداکثری بوده و تلاش آن‌ها برای ایجاد همگرایی جهانی و استفاده از ظرفیت سازمان‌های بین‌المللی جهت اعمال تحریم‌های فراگیر، شدت و گسترش دامنه اعمال تحریم‌ها را افزایش داده و آن‌ها را به بخش‌های مهم و اثرگذاری همچون: بخش مالی بین‌المللی با محوریت شبکه بانکی کشور و بانک مرکزی جهت محدودکردن مناسبات مالی بین‌المللی و بخش نفت با محوریت محدودیت در صادرات نفت و فرآورده‌های نفتی، تأمین مالی بخش‌های بالادستی و پایین دستی نفتی و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نیز سایر بخش‌های مهم و استراتژیک همچون حمل‌ونقل و بیمه تسری داده است (طیبی و صادقی، ۱۳۹۶). این تحریم‌ها آثار مخرب جدی بر اقتصاد ایران بخصوص نرخ اسمی ارز، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی داشته و مطابق آمارهای اقتصادی سال ۱۳۹۷، منجر به کاهش ۵ درصدی نرخ رشد تولید ناخالص ملی، رشد ۴۰ درصدی شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی و افزایش بیش از ۳۰۰ درصدی نرخ رشد ارز و کاهش ارزش پول ملی شده است.

تاریخ ۷۰ سال گذشته ایران بخصوص پس از انقلاب اسلامی و خروج آمریکا از توافق هسته‌ای برجام در مرداد ۱۳۹۷ و اعمال مجدد تحریم‌ها حتی در سطحی شدیدتر و وسیع‌تر از قبل، پس از ۳ سال مذاکره و حصول توافق بین‌المللی و حتی صدور قطعنامه شورای امنیت سازمان ملل، نشان می‌دهد تحریم‌ها علیه ایران استراتژیک و ریشه‌دار است و راه‌حل‌های سیاسی نیز برای رفع تحریم‌ها غیرمطمئن بوده و انتظار می‌رود، ابزار تحریم اقتصادی علیه ج.ا.ایران همچنان مورد استفاده سیاست خارجی کشورهای متخاصم باشد. بنابراین طراحی چهارچوبی برای تحلیل و ارزیابی آثار تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان یکی از واقعیات اقتصادی کشور جهت سیاستگذاری صحیح، به‌موقع و دقیق اقتصادی جهت مقابله با تحریم‌ها و تقلیل آثار منفی آن، لازم و ضروری است.

با توجه به تأثیر مستقیم تحریم‌ها بخصوص تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی بر متغیرهای کلان اقتصادی در همه بازارها و بخش‌ها، ضروری است چهارچوبی جهت ارزیابی اثر تحریم‌های اقتصادی در کل اقتصاد با رویکرد کلان و نیز لحاظ واقعیت‌های اقتصادی ایران طراحی شود که هدف از این پژوهش، طراحی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE^۱) برای تحلیل تأثیر همزمان تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصادی در ایران می‌باشد. از آنجایی که تاکنون مدل DSGE برای تحلیل اثرگذاری تحریم‌ها مورد استفاده قرار نگرفته و در مطالعات تحریم‌ها نیز اثر تحریم‌های نفتی و تحریم‌های مالی بین‌المللی به‌صورت همزمان دیده نشده، این پژوهش نسبت به سایر پژوهش‌های حوزه تحریم، دارای مزیت و نوآوری است.

پس از مقدمه، بخش دوم پژوهش، به بررسی مرور ادبیات می‌پردازد. بخش سوم، مدل پژوهش ارائه و در بخش چهارم، مقدار دهی پارامترهای مدل انجام می‌شود. پس از ارزیابی برازش و دقت مدل در بخش پنجم، در بخش ششم، تأثیر اعمال تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی در سناریوهای تحریم نرم، متوسط و سخت به صورت توابع واکنش آنی (IRF^۱) ارزیابی و در نهایت در بخش هفتم، نتایج و کاربردهای سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

تحریم به‌طور کلی ابزاری برای تغییر رفتار و رویکرد دیپلماتیک کشورها است (ایلر^۲، ۲۰۰۷). در ادبیات و مبانی تحریم، انواع دسته‌بندی‌ها درخصوص تحریم‌ها ارائه شده است. نوبان فشندی و قادری (۱۳۹۶)، تحریم‌ها را به سه دسته تحریم‌های یکجانبه، چندجانبه و فراگیر، هافباور^۳ و همکاران (۱۹۹۷)، تحریم‌ها را در سه دسته ضعیف، متوسط و قوی و ایلر (۲۰۰۷) نیز تحریم‌ها را در چند دسته تحریم‌های اقتصادی، سیاسی، فرهنگی، علمی، نظامی و مسافرتی تقسیم‌بندی می‌کند.

تحریم‌های اقتصادی به‌عنوان مهم‌ترین و شایع‌ترین نوع تحریم‌ها در دهه‌های اخیر، ابزاری برای کاهش، توقف یا تهدید به توقف روابط اقتصادی، تجاری و مالی متعارف با کشور هدف از سوی کشور مجری به‌کار گرفته شده و سلاحي اقتصادی در میدان مبارزه اقتصادی برای تحمیل اهداف و خواسته‌های سیاسی کشور مجری می‌باشد (ایلر، ۲۰۰۷). تحریم‌های اقتصادی با هدف کاهش توان اقتصادی و ممانعت از دستیابی کشور هدف به نیازهای اصلی اقتصادی و اعمال فشار اقتصادی از طریق کاهش تولید داخلی، افزایش بیکاری، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، کاهش ارزش پول ملی، افزایش کسری بودجه دولت و درنهایت، بروز نارضایتی عمومی اعمال می‌شود تا زمینه را برای تغییر رفتار کشور هدف فراهم آورد.

تحریم‌های اقتصادی در دو دسته عمده تحریم‌های تجاری و مالی دسته‌بندی می‌شوند. تحریم‌های تجاری عموماً تحریم‌های گزینشی کشورهای مجری برای محدودکردن تجارت چند کالای مشخص به مقصد کشور هدف و یا از مبدأ کشور هدف به‌صورت ایجاد محدودیت - و در مواردی اندک ممنوعیت کامل - است تا از دستیابی آن کشور به کالاهای مورد نیاز وارداتی و یا منابع درآمدی و ارزی صادراتی جلوگیری نماید و برای این منظور، از ابزارهایی نظیر: لغو موافقنامه‌های تجاری، وضع تعرفه‌های سنگین، لغو کمک‌های فنی و تکنولوژیکی، ممنوعیت صادرات از کشور هدف، ممنوعیت واردات به کشور هدف، جریمه تعاملات تجاری و ... استفاده می‌شود (یاوری و محسنی، ۱۳۸۹).

1. Impulse response function

2. Eyler (2007).

3. Hufbauer, Elliott, Cyrus & Winston

تحریم‌های مالی نیز عمدتاً از طریق ایجاد محدودیت در مناسبات مالی بین‌المللی کشور هدف و دسترسی آن به انواع بازارها و منابع مالی بین‌المللی اعمال می‌شود و منجر به محدودیت در تأمین مالی خارجی، افزایش هزینه‌های تجاری، محدودیت در دستیابی و استفاده از منابع مالی و ارزی کشور هدف و استفاده از خدمات مالی بین‌المللی می‌شود (طیّبی و صادقی، ۱۳۹۶). تنوع ابزارهای تحریم مالی نظیر: محدودیت در تأمین مالی خارجی، مبادلات بانکی، بهره‌گیری از ضمانت نامه‌های بانکی و اعتبارات اسنادی، دسترسی به بازار بین‌المللی بیمه، دسترسی به ارز و خدمات انتقال آن و بهره‌گیری از خدمات پیام‌رسان‌های بین‌المللی، باعث می‌شود، اعمال این گونه از تحریم‌ها در حوزه‌های متنوع‌تر و گسترده‌تری بر کشور هدف اثرگذار بوده، لذا اعمال این نوع از تحریم‌ها، شرایط دشوارتر و هزینه‌های بالاتری را بر اقتصاد کشور هدف وارد می‌کند (کاروسو، ۲۰۰۳).

تجربه تاریخی نشان می‌دهد به‌رغم آنکه تحریم‌های اقتصادی در نیل به اهداف خود، به‌ندرت موفقیت‌آمیز بوده‌اند (در بهترین وضعیت حدود ۳۴ درصد)، اما در میان انواع تحریم‌های اقتصادی، تحریم‌های مالی درجه موفقیت بالاتری (۴۱ درصد) نسبت به تحریم‌های تجاری (۲۵ درصد) علیه کشورهای هدف داشته است (هافباور و همکاران، ۲۰۰۹).

بررسی اقتصاد ایران در دوره‌های تحریمی بویژه سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۹ و ۱۳۹۷ به بعد که اقتصاد ایران با تحریم‌های جامع و هوشمند مواجه بوده، نشان می‌دهد، نقطه تمرکز تحریم‌ها بر تحریم‌های نفتی متمرکز بر ممانعت از صادرات نفت بوده (نخلی و همکاران، ۲۰۲۰) و تحریم‌های نفتی از کانال‌های متعددی بر اقتصاد ایران تأثیرات قابل‌توجه داشته است.

شاهین و اوزدامار^۲ (۲۰۲۱)، معتقدند که تحریم‌های نفتی به‌دلیل وابستگی قابل‌توجه بودجه عمومی دولت (حدود ۵۰ درصد) به درآمدهای نفتی، منجر به کسری بودجه می‌شود. مایر و فانگ^۳ (۲۰۲۳)، معتقدند در شرایط تحریم نفتی و رکود اقتصادی و درآمدهای مالیاتی ناکافی، استقرار از بانک مرکزی ابزار مهمی برای تأمین کسری بودجه دولت است. قمی^۴ (۲۰۲۲)، معتقد است که به دلیل تحریم‌های نفتی، ورود ارزهای خارجی تحت مالکیت دولت به دلیل صادرات نفت کاهش می‌یابد و سپس توانایی بانک مرکزی برای مدیریت بازار ارز که در قالب رژیم شناور مدیریت شده می‌باشد، کاهش می‌یابد و باعث افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی می‌شود.

علاوه بر تحریم‌های نفتی در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۹ و ۱۳۹۷ در ایران، تحریم‌های مالی بین‌المللی نیز نوع مهمی از تحریم‌ها می‌باشند که از طریق جلوگیری از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

1. Caruso (2003).
2. Özdamar & Shahin (2021).
3. Meyer & Fang (2023).
4. Ghomi (2022).

بوئژه در بخش نفت ایران و همچنین افزایش هزینه‌های مبادلات مالی، صادرات و واردات ایران را متأثر نمودند (نخلی و همکاران، ۲۰۲۱). درینزرا (۲۰۲۴)، معتقد است، افزایش هزینه‌های واردات که با افزایش نرخ ارز همراه می‌شود، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و هزینه‌های تولید را افزایش داده و درنهایت، منجر به کاهش انواع واردات کالا به کشور می‌شود. از طرف دیگر در بخش صادرات، از یک سو، به دلیل افزایش نرخ ارز، رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در برابر محصولات خارجی افزایش پیدا می‌کند و درنتیجه، صادرات غیرنفتی را افزایش می‌دهد و تا حدودی کاهش ارزش پول‌های داخلی را جبران می‌کند و از سوی دیگر، با افزایش هزینه‌های مبادلات مالی صادراتی، رقابت‌پذیری تولیدات داخلی کاهش پیدا می‌کند و منجر به کاهش صادرات کشور می‌شود. علاوه بر این، فرزائگان و باتمانقلیج (۲۰۲۴)، معتقدند که چون میادین نفتی ایران اغلب در نیمه دوم عمر خود هستند و با افت شدید فشار مواجه هستند و کمبود منابع داخلی در شرایط تحریمی وجود دارد، صنعت نفت ایران به سرمایه‌گذاری عظیم خارجی جهت تأمین مالی و دسترسی به فناوری سطح بالایی نیاز دارد. از سوی دیگر، شرکت‌های نفتی بین‌المللی به دلیل پروژه‌های بلندمدت و گران‌قیمت نفت و عدم قطعیت، بسیار ریسک‌گریز هستند و تحریم‌های نفتی باعث خروج آن‌ها از پروژه‌های نفتی ایران شده است و این اقدام منجر به کاهش سرمایه‌گذاری خارجی ایران و درنهایت، کاهش تولید نفت به عنوان جزء اصلی تولید ناخالص داخلی (GDP) ایران می‌شود. به گفته فرزائگان و همکاران (۲۰۲۲)، نتیجه تحریم‌های نفتی بر تولید ناخالص داخلی، به پیامدهای نهایی پویایی صادرات نفت، صادرات غیرنفتی، واردات و مصرف و سرمایه‌گذاری دولت و خانوارها بستگی دارد. کاتزمن (۲۰۱۶)، معتقد است، تحریم‌ها منجر به کاهش تولیدات داخلی و رکود در ایران شده است. از این رو، مفروضات اولیه در رابطه با اثرات تحریم‌های نفتی و تحریم‌های مالی بین‌المللی در متغیرهای کلان اقتصادی، کاهش تأمین مالی، فناوری و تولید در صنعت نفت، افزایش کسری بودجه، کاهش ورود ارزهای خارجی و افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی، افزایش هزینه‌های واردات و کاهش واردات، افزایش هزینه‌های صادرات و تورم و کاهش تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

۳. پیشینه تحقیق

مطالعات کاربردی زیادی درخصوص تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی انجام شده است که در دو قسمت بررسی می‌شود:

الف) مطالعات مربوط به کانال‌های اثرگذاری تحریم‌ها: رحمتی و همکاران (۱۳۹۵)، معتقدند تحریم نفتی ایران منجر به کاهش صادرات نفت و کاهش درآمدهای ارزی دولت و درنتیجه، افزایش نرخ ارز می‌شود.

1. Drezner (2024).

2. Farzanegan & Batmanghelidj (2024).

صادقی و طیبی (۱۳۹۷)، معتقدند به دلیل وابستگی بیش از ۵۰ درصدی بودجه عمومی دولت به درآمدهای نفتی، تحریم‌های اقتصادی منجر به کسری بودجه دولت می‌شوند که با توجه به رکود فعالیت‌های اقتصادی و عدم کفایت درآمدهای مالیاتی، دولت برای جبران کسری بودجه، به سمت استقراض از شبکه بانکی یا ذخایر بانک مرکزی می‌رود و توان بانک مرکزی نیز برای مدیریت بازار ارز به صورت شناور مدیریت شده کاهش پیدا کرده و نرخ ارز افزایش می‌یابد.

طغیانی و درخشان (۱۳۹۳)، معتقدند افزایش نرخ ارز از یک طرف، منجر به افزایش هزینه‌های وارداتی و در نتیجه، افزایش قیمت کالاهای مصرفی و هزینه‌های تولید می‌شود و از سوی دیگر، قدرت رقابت‌پذیری صادرکنندگان را افزایش داده و منجر به افزایش صادرات می‌شود و برگشت ارز حاصل از صادرات، تا حدودی افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی را جبران می‌کند.

ایلر (۲۰۰۷)، معتقد است، تحریم‌های مالی بین‌المللی منجر به افزایش ریسک تعامل با شبکه مالی و بانکی کشور هدف شده و زمینه را برای گسترش فعالیت‌های مالی غیررسمی، کاهش عرضه وجوه مالی بین‌المللی به کشور هدف، افزایش هزینه‌های تأمین مالی و تجارت بین‌المللی فراهم می‌کند. مرزبان و استادزاده (۱۳۹۶)، معتقدند اثرات روانی تحریم‌های اقتصادی، منجر به افزایش عدم اطمینان کارگزاران اقتصادی نسبت به آینده و بروز اثرات مخرب در بعد تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و ... می‌شود و منجر به انحراف سرمایه‌گذاری از بخش‌های مولد به بازارهای غیررسمی و یا خروج سرمایه از کشور می‌شود.

درخشان (۱۳۹۳)، معتقد است عدم کفایت منابع داخلی برای تأمین مالی صنایع عظیم نفتی و هزینه‌های بالای اکتشاف، توسعه و بهره‌برداری و همچنین نیاز به تکنولوژی و تجهیزات پیشرفته بخصوص در روش‌های ازدیاد برداشت (EOR- IOR) در میادین نفت و گاز ایران که غالباً در نیمه دوم عمر خود هستند و با افت شدید فشار مواجه شده‌اند، شرکت ملی نفت را مجبور به عقد قرارداد با شرکت‌های بین‌المللی نفتی جهت تأمین منابع مالی و تکنولوژی پروژه‌های نفتی نموده است. از سوی دیگر شرکت‌های بین‌المللی نفتی به دلیل بلندمدت بودن و مبلغ قابل توجه قراردادهای نفتی، بسیار ریسک‌گریز بوده و شرایط نااطمینانی ناشی از تحریم، منجر به خروج این شرکت‌ها از قراردادهای نفتی می‌شود که کاهش توان تأمین مالی، سرمایه‌گذاری و سطح تکنولوژی مورد نیاز بخش نفت و در نهایت، کاهش بازدهی و تولید نفت میادین را به همراه دارد.

ب) مطالعات مربوط به ارزیابی میزان تأثیر تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی بر

متغیرهای کلان اقتصادی: دیزجی و برگیک^۱ (۲۰۱۲)، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR)، به بررسی تکانه‌های ناشی از اعمال تحریم‌های نفتی آمریکا و اروپا در ایران طی ۱۹۶۵ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، کاهش درآمدهای نفتی، رفتار سیاسی ایران را به

سمت دموکراسی تغییر می‌دهد و اثر منفی بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر قیمت کالاهای مصرفی، نرخ حقیقی ارز، واردات به قیمت حقیقی، مصارف حقیقی دولت، سرمایه‌گذاری حقیقی ملی و تولید سرانه ناخالص ملی دارد، اما این اثرات کوتاه‌مدت بوده و در بلندمدت، به دلیل اصلاحات اقتصادی از بین می‌رود.

طیپی و صادقی (۱۳۹۶) در مطالعه خود، با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) و مکانیزم تصحیح خطا (ECM) با داده‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۹ ایران، به این نتیجه رسیده‌اند که تحریم‌های قبل از سال ۹۱، اثر ضعیف بر نرخ ارز داشته، اما تحریم‌های سال ۹۱ از طریق اثرگذاری بر میزان صادرات نفت و کسری بودجه دولت، تأثیر مستقیم و قوی‌تری بر نرخ ارز داشته است. تحریم‌های مالی بین‌المللی نیز باعث افزایش ریسک تبادلات مالی سایر کشورهای جهان با ایران شده و هزینه تبادلات مالی تجاری و تأمین مالی بین‌المللی ایران را افزایش می‌دهد.

رحمتی و همکاران (۱۳۹۵)، با استفاده از روش حسابداری ادوار تجاری و بهره‌گیری از مفهوم شکاف، به بررسی اهمیت شوک‌های اقتصادی در توضیح رکود سال‌های ۹۱ و ۹۲ ایران پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که شکاف بهره‌وری بیشترین نقش را در توضیح دهنده‌گی ادوار تجاری داشته و با تفکیک نرخ ارز از تحریم‌ها، مشخص می‌شود که شکاف تجارت به واسطه تحریم‌ها نقشی در توضیح دهنده‌گی رکود سال ۹۲ دارد.

دیزجی و فرزنانگان (۲۰۱۹) نیز با استفاده از روش ARDL و داده‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۱۷ ایران، به بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر مخارج نظامی پرداخته و این نتیجه حاصل می‌شود که افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر منفی بر مخارج نظامی دارد و از بین انواع تحریم‌ها، تنها تحریم‌های چندجانبه، اثر قابل توجه منفی بر هزینه‌های نظامی ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد.

مرور مطالعات تجربی داخلی و خارجی نشان می‌دهد که تاکنون به طراحی و تحلیل تجربی تأثیر همزمان تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی بر متغیرهای منتخب کلان اقتصادی پرداخته نشده است. پژوهش پیش رو، نخستین مطالعه در اقتصاد ایران است که به بررسی این بحث با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی می‌پردازد. با این ملاحظات، در مطالعه پیش رو این موضوع بررسی می‌شود.

۴. روش شناسی

برای طراحی مدل DSGE کارا و متناسب با اقتصاد ایران، از پژوهش‌های موناسلی^۱ (۲۰۰۵)، ادولفسون و همکاران^۲ (۲۰۰۷)، الگرت و بن‌خوجا^۳ (۲۰۱۵)، بالک و برون^۴ (۲۰۱۸)، توکلیان و جلالی

1. Monacelli

2. Adolfson, Laséen, Lindé & Villani

3. Allegret & Ben khodja

4. Balck & Brown

نایینی (۱۳۹۶)، صیادی و همکاران (۱۳۹۵)، منظور و تقی‌پور (۱۳۹۴)، (خدادادی و صمصامی، ۱۴۰۴)، استفاده شده است.

۴-۱. خانوار

در مدل پژوهش، یک خانوار به نمایندگی از بی‌نهایت خانوار موجود در نظر گرفته می‌شود که مطابق توکلیان و قیایی (۲۰۱۹) از مصرف (C_t)، نگهداری مانده‌های واقعی پول داخلی ($\frac{M_t}{P_t}$)، فراغت (عکس نیروی کار (l_t)) و مانده‌های واقعی پول خارجی (ارزی) ($\frac{M_t^S}{P_t^S}$)، مطلوبیت کسب می‌کند و ترجیح آن بر حداکثر کردن مقادیر تنزیل شده آتی مطلوبیت در طول عمر نامحدود خود متناسب با قید درآمدی و سایر قیود است.

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_i \left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, l_t, \frac{M_t^S}{P_t^S} \right) \quad (1)$$

$$U_i = \frac{c_{t,i}^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\chi_m}{1-\sigma_m} \left(\frac{M_{t,i}}{P_t} \right)^{1-\sigma_m} - \frac{\chi_l l_{t,i}^{1+\sigma_l}}{1+\sigma_l} + \frac{\chi_{ms}}{1-\sigma_{ms}} \left(\frac{M_{t,i}^S}{P_t^S} \right)^{1-\sigma_{ms}} \quad (2)$$

در تابع مطلوبیت، β نرخ تنزیل بین زمانی است و پارامترهای σ_c ، σ_m ، σ_l و σ_{ms} به ترتیب، عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف، کشش تراز واقعی پول داخلی، کشش عرضه نیروی کار و کشش تراز واقعی پول خارجی است. در قید درآمدی و بودجه خانوار، خانوار با درآمد حاصل از عرضه کار، اجاره دادن سرمایه به بخش‌های تولیدی (K_t)، سرمایه‌گذاری در اوراق دولتی (b_t) (با نرخ سود i_t)، پرداخت‌های انتقالی (TP_t) و سود کسب شده از فعالیت بنگاه‌های تحت مالکیت خود (D_t)، هزینه خرید کالای مصرفی (C_t)، خرید کالای سرمایه‌ای برای اجاره به بخش‌های تولیدی (l_t)، خرید اوراق دولتی و نگهداری پول خارجی (m_t^S) و نگهداری پول به عنوان تقاضای احتیاطی (m_t) را انجام می‌دهد. ضمناً خانوار مالیات بر درآمد با نرخ t_t^W و مالیات بر مصرف به شکل ارزش افزوده با نرخ t_t^{VA} نیز می‌پردازد. در کل معادلات الگو، مقادیر متغیرهای ریالی با شاخص کالاهای مصرفی داخلی (P_t) و متغیرهای ارزی با شاخص قیمت کالاهای خارجی (P_t^f) واقعی شده است. بنابراین قید خانوار به صورت واقعی شده عبارت است از:

$$c_t(1 + t_t^{VA}) + \frac{p_t^I}{P_t} I_t + m_t + b_t + re_t \cdot m_t^S = w_t l_t(1 - t_t^W) + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1 + i_{t-1}) \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + r_t \cdot K_{t-1} + re_{t-1} \cdot \gamma_t \frac{m_{t-1}^S}{\pi_t} + TP_t + D_t \quad (3)$$

که re_t نرخ واقعی ارز، S_t نرخ ارز اسمی، γ_t نرخ رشد ارز اسمی و π_t نرخ رشد شاخص قیمت کالاهای مصرفی می‌باشد که برابر است با:

$$re_t = \frac{s_t P_t^*}{P_t} \quad (۴)$$

رابطه انباشت سرمایه نیز به عنوان قید دوم بهینه‌یابی خانوار در نظر گرفته می‌شود که برای تصریح آن، از مدل روتنبرگ^۱ (۱۹۸۲) و مفهوم هزینه‌های تعدیل سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود که δ نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد:

$$k_{t+1} = k_t(1 - \delta) + \left[1 - \frac{\varphi I}{2} \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1\right)^2\right] I_t \quad (۵)$$

فرایند حداکثرسازی مطلوبیت بین زمانی خانوار با توجه به قید بودجه (۳) و رابطه انباشت سرمایه (۵)، منجر به استخراج روابط اوایل مصرف (مسیر بهینه بین زمانی مصرف)، تقاضای پول داخلی، تقاضای پول خارجی، اوایل سرمایه‌گذاری (مسیر بهینه بین زمانی سرمایه‌گذاری)، عرضه نیروی کار و معادله پویایی قیمت سرمایه^۲ خواهد شد؛ به نحوی که نسبت ضریب لاگرانژ قیود ۳ و ۵ در بهینه سازی مطلوبیت خانوار می‌باشد، q_t توپین^۳ است.

سبد (مصرفی یا سرمایه‌گذاری) خانوار به صورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت (CES^۴) از میان کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی می‌باشد (رابطه ۶) که θ_h کشش جانشینی و α_h سهم از سبد مذکور می‌باشد و هزینه‌های خانوار برای تأمین این سبد، برابر است با رابطه (۷).

$$h_t = \left[\alpha_h^{\frac{1}{\theta_h}} \frac{1}{h_t^d} \frac{\theta_h - 1}{\theta_h} + (1 - \alpha_h)^{\frac{1}{\theta_h}} \frac{1}{h_t^{pm}} \frac{\theta_h - 1}{\theta_h} \right]^{\frac{\theta_h}{\theta_h - 1}} \quad h=c, I \quad (۶)$$

$$P_t h_t = P_t^{hd} h_t^d + P_t^{hm} h_t^{pm} \quad h=c, I \quad (۷)$$

خانوار با رفتار بهینه‌یابی مبتنی بر رویکرد حداقل‌سازی مخارج، میزان تقاضای خود از کالاهای مصرفی (c_t^d) یا سرمایه‌گذاری تولید داخل (I_t^d) و کالاهای مصرفی (c_t^{pm}) یا سرمایه‌گذاری وارداتی (I_t^{pm}) را متناسب با قیمت کالاهای مصرفی (P_t^{cd}) یا سرمایه‌گذاری تولید داخل (P_t^{Id}) و قیمت کالاهای مصرفی (P_t^{cm}) یا سرمایه‌گذاری وارداتی (P_t^{Im}) تعیین می‌نماید:

$$h_t^d = \alpha_h \left(\frac{P_t^{hd}}{P_t}\right)^{-\theta_h} h_t \quad h=c, I \quad (۸)$$

$$h_t^{pm} = (1 - \alpha_h) \left(\frac{P_t^{hm}}{P_t}\right)^{-\theta_h} h_t \quad h=c, I \quad (۹)$$

1. Rotemberg

۲. این معادله ارزش تنزیل شده جریان بازدهی مورد انتظار آتی سرمایه که با نرخ استهلاک تعدیل شده است را نشان می‌دهد.

3. Tobin's q

4. Constant Elasticity of Substitution

با جایگذاری معادلات ۸ و ۹ در معادله ۷، شاخص قیمت کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای خانوار برابر است با:

$$P_t^{1-\theta_h} = \alpha_h P_t^{hd1-\theta_h} + (1 - \alpha_h) h \quad h=c, I \quad (10)$$

مصارف خانوار از کالاهای تولید داخلی به صورت یک تابع با کشش جانشینی ثابت نیز از دو قسمت مصارف انرژی (C_t^E) و غیرانرژی (C_t^{ne}) تشکیل می‌شود که مطابق رویکرد حداقل‌سازی مخارج، میزان تقاضای خانوار از کالاهای انرژی و غیرانرژی و همچنین شاخص قیمت کالاهای تولید داخل مصرفی، تابعی از قیمت‌های کالاهای انرژی و غیرانرژی حاصل می‌شود.

۴-۲. بنگاه تولید کالای واسطه‌ای

یک نوع از بنگاه‌های تولیدکننده در اقتصاد، بنگاه تولید کالای واسطه‌ای است که با بهره‌گیری از ایده بالک و براون (۲۰۱۸) با استفاده از نیروی کار (l_t^y)، سرمایه فیزیکی (k_t^y)، انرژی (e_t) و نهاده‌های واسطه‌ای (ln_t)، به تولید کالا (y_t^{no}) مبادرت می‌ورزد. میزان انباشت سرمایه فیزیکی دولتی (k_t^G) نیز در تولید مؤثر خواهد بود. تابع تولید بنگاه واسطه‌ای نمونه برابر است با:

$$y_t^{no}(j) = A_t [k_t^y(j)^\varepsilon e_t(j)^{1-\varepsilon} k_t^G]^\alpha l_t^y(i)^\omega ln_t(j)^{1-\alpha-\omega} \quad (11)$$

بنگاه واسطه‌ای با رفتار بهینه‌یابی با رویکرد حداقل‌سازی مخارج، تقاضای خود از نهاده‌های نیروی کار، انباشت سرمایه خصوصی، نهاده واسطه‌ای و انرژی تعیین می‌نماید. جایگذاری روابط نهاده‌ها در رابطه تولید، هزینه نهایی تولید بنگاه را به دست می‌دهد:

$$mc_t = \frac{r_t^{\alpha\varepsilon} \left(\frac{p_t^E}{P_t}\right)^{\alpha(1-\varepsilon)} w_t^\omega \left(\frac{p_t^{ln}}{P_t}\right)^{(1-\alpha-\omega)}}{\alpha\varepsilon\alpha\varepsilon \alpha(1-\varepsilon)\alpha(1-\varepsilon) \omega\omega (1-\alpha-\omega)^{(1-\alpha-\omega)} A_t} \quad (12)$$

بنگاه‌های تولیدی کالای واسطه‌ای، منطبق با اصل بهینه‌یابی با رویکرد حداکثرسازی سود، محصول خود را به بازار داخلی و یا بازارهای خارجی صادراتی عرضه می‌نماید:

$$y_t^{no}(i) = \left[\alpha_y \frac{1}{\theta_y} y_t^d(i)^{\frac{\theta_y+1}{\theta_y}} + (1 - \alpha_y) \frac{1}{\theta_y} y_t^x(i)^{\frac{\theta_y+1}{\theta_y}} \right]^{\frac{\theta_y}{\theta_y+1}} \quad (13)$$

در این الگو، با بهره‌گیری از معادلات کشش جانشینی ثابت (CET_2) در مدل‌های تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE)، معادلات عرضه محصولات بنگاه واسطه‌ای به بازار داخلی (y_t^d) و صادراتی (y_t^x) استخراج می‌شود:

$$y_t^d(i) = \alpha_y \left(\frac{p_t^d}{p_t^y} \right)^{\theta_y} y_t^{no}(i) \quad (۱۴)$$

$$y_t^x(i) = (1 - \alpha_y) \left(\frac{s_t p_t^x}{p_t^y} \right)^{\theta_y} y_t^{no}(i) \quad (۱۵)$$

که P_t^x شاخص قیمت کالاهای صادراتی طبق پول خارجی می‌باشد که با ضرب شدن در نرخ اسمی ارز (S_t) تبدیل به ریال می‌شود. با جایگذاری روابط ۱۴ و ۱۵ در رابطه ۱۳، شاخص قیمت کالاهای تولیدی بنگاه واسطه‌ای برابر است با:

$$P_t^y(i)^{1+\theta_y} = \alpha_c P_t^d(i)^{1+\theta_y} + (1 - \alpha_c) [S_t P_t^x(i)]^{1+\theta_y} \quad (۱۶)$$

بازار فروش محصولات تولیدی بنگاه‌های واسطه‌ای چه در بازار داخلی و چه در بازارهای صادراتی، از نوع رقابت انحصاری است و این بنگاه‌ها قیمت محصولات تولیدی خود را با در نظر گرفتن مارک آپ، بالاتر از هزینه نهایی تعیین می‌کنند. مطابق روش دیگزیت و استیگلitz (۱۹۷۷)، فرض می‌شود که یک جمعگر، عرضه همه بنگاه‌های واسطه‌ای به بازار داخلی را طبق رابطه تکنولوژی ۳۵ تجميع و با یک قیمت واحد به بازار عرضه می‌کند:

$$y_t^d = \left[\int_0^1 y_t^d(i)^{\frac{\theta_d-1}{\theta_d}} di \right]^{\frac{\theta_d}{\theta_d-1}} \quad (۱۷)$$

در رابطه فوق، θ_d بیانگر کشش جانشینی تولیدات بنگاه‌های واسطه‌ای و $\frac{\theta_d}{\theta_d-1}$ مارک آپ قیمت محصول بنگاه واسطه‌ای می‌باشد که به بازار داخلی عرضه می‌شود. در یک فرایند بهینه‌یابی، میزان تقاضای بنگاه جمعگر کالای واسطه‌ای از بنگاه واسطه‌ای ۱ برابر است با:

$$y_t^d(i) = \left[\frac{p_t^d(i)}{p_t^d} \right]^{-\theta_d} y_t^d \quad (۱۸)$$

با جایگذاری رابطه ۱۸ در رابطه ۱۷، شاخص قیمت کالاهای تولیدی واسطه‌ای که به بازار داخلی عرضه شده اند، برابر است با:

$$p_t^d = \left[\int_0^1 p_t^d(i)^{1-\theta_d} di \right]^{\frac{1}{1-\theta_d}} \quad (۱۹)$$

با استفاده از روش کالوو (۱۹۸۳) و با فرض وجود چسبندگی قیمت به دلیل وجود هزینه‌های ناشی از تعدیل قیمت‌ها، تولیدکننده‌های واسطه‌ای عرضه کننده محصول به بازار داخلی، نمی‌توانند قیمت محصولات خود را در بازار رقابت انحصاری همواره به صورت بهینه تعیین نمایند و احتمال

اینکه یک بنگاه بتواند قیمت محصول خود را تا سطح بهینه (P_t^{d*}) تعدیل کند، $1 - v_d$ درصد و احتمال اینکه موفق به تعدیل قیمت نشود، v_d درصد است. زمانی که بنگاه موفق به تعدیل قیمت محصول خود در سطح بهینه نشود، قیمت محصولات خود را برای دوره آتی طبق قواعد سرانگشتی و بر اساس نرخ تورم تعدیل شده، تعیین می‌نماید (خدادادی و صمصامی، ۱۴۰۱):

$$P_{t+1}^d(i) = (\pi_t^d)^{\tau_d} P_t^d(i) \quad (20)$$

که τ_d درجه شاخص‌بندی قیمت بنگاه واسطه عرضه‌کننده محصول به بازار داخلی است. بنگاه واسطه‌ای قیمت محصولات خود را در بازار رقابت انحصاری، منطبق با رفتار بهینه‌سازی با رویکرد حداکثرسازی سود، در سطحی بالاتر از هزینه نهایی بنگاه، با این فرض تعیین خواهد نمود که تا v_d دوره آتی نخواهد توانست قیمت خود را تعدیل نماید. بنابراین، بنگاه به‌دنبال حداکثرسازی رابطه ۲۰ مبتنی بر قیود ۱۸ و ۲۰ خواهد بود:

$$\text{Max} \quad E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta v_d)^s \left(\frac{P_{t+s}^d(i)}{P_{t+s}^d} - mc_{t+s} \right) y_{t+s}^d(i) \quad (20)$$

از آنجایی که در هر دوره، v_d درصد از بنگاه‌های واسطه‌ای نمی‌توانند قیمت خود را تعدیل کنند و تنها $(1 - v_d)$ درصد از آن‌ها قادر به تعدیل قیمت‌های خود هستند، شاخص کل قیمت کالاهای تولیدی واسطه‌ای عرضه شده به بازار داخلی در رابطه (۱۸)، تبدیل به رابطه (۲۱) خواهد شد:

$$P_t^{d^{1-\theta_d}} = v_d [(\pi_{t-1}^d)^{\tau_d} P_{t-1}^d]^{1-\theta_d} + (1 - v_d) P_t^{d^{*1-\theta_d}} \quad (21)$$

رفتار بهینه‌یابی بنگاه واسطه‌ای نمونه در تعیین قیمت بهینه - که بین همه بنگاه‌های واسطه‌ای عرضه‌کننده محصول به بازار داخلی یکسان است و منجر به قیمت بهینه واحد خواهد شد - همراه با در نظر گرفتن شاخص کلی قیمت کالاهای واسطه‌ای در رابطه (۲۱) منجر به استخراج منحنی خطی شده فیلیپس نیوکینزی تورم شاخص قیمت کالاهای تولیدی واسطه‌ای داخلی طبق رابطه (۲۲) خواهد شد:

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{v_d}{1+\beta v_d} \hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{\beta}{1+\beta v_d} \hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{(1-v_d)(1-\beta v_d)}{v_d(1+\beta v_d)} \hat{mc}_t \quad (22)$$

از سوی دیگر، بنگاه واسطه‌ای که از نهاده‌های تولیدی (In_t) در تکنولوژی تولید خود بهره می‌برد، نهاده‌های تولیدی خود را از بازار داخلی (In_t^d) و یا از بازار نهاده‌های وارداتی (In_t^m) تهیه می‌کنند. از این رو، میزان کل نهاده‌های تولیدی در بازار نهاده‌ها به شکل رابطه با کشش جانشینی ثابت برابر است با:

$$In_t = \left[\alpha_{In}^{\frac{1}{\theta_{In}}} In_t^d \frac{\theta_{In}-1}{\theta_{In}} + (1 - \alpha_{In})^{\frac{1}{\theta_{In}}} In_t^m \frac{\theta_{In}-1}{\theta_{In}} \right]^{\frac{\theta_{In}}{\theta_{In}-1}} \quad (23)$$

که در آن، θ_{In} کشش جانشینی بین نهاده‌های داخلی و وارداتی و α_{In} سهم نهاده‌های داخلی از کل نهاده‌های واسطه‌ای می‌باشد. با اتخاذ رویکرد حداقل‌سازی مخارج توسط بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای، تقاضای بنگاه واسطه‌ای از نهاده‌های واسطه‌ای تولید داخل و وارداتی، تابعی از قیمت نهاده‌های داخلی (P_t^{Ind}) و وارداتی (P_t^{Inm}) و برابر است با:

$$In_t^d = \alpha_{In} \left(\frac{P_t^{Ind}}{P_t^{Inm}} \right)^{-\theta_{In}} In_t \quad (24)$$

$$In_t^m = (1 - \alpha_{In}) \left(\frac{P_t^{Inm}}{P_t^{Ind}} \right)^{-\theta_{In}} In_t \quad (25)$$

با جایگذاری روابط ۲۴ و ۲۵ در رابطه ۲۳، شاخص قیمت نهاده‌های واسطه‌ای به‌دست خواهد آمد:

$$P_t^{In1-\theta_{In}} = \alpha_{In} P_t^{Ind1-\theta_{In}} + (1 - \alpha_{In}) P_t^{Inm1-\theta_{In}} \quad (26)$$

۳-۴. بخش تجارت

یکی از تحریم‌های موضوع این پژوهش، تحریم‌های مالی بین‌المللی با محوریت تحریم‌های بانکی، مالیه مبادلات بین‌المللی و نقل و انتقالات مالی است که برای مدل‌سازی این نوع تحریم‌ها، بخش تجارت به‌عنوان یکی از محوری‌ترین بخش‌های متأثر از تحریم‌ها دو قسمت صادرات و واردات مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

بخش تجارت در سه قسمت واردات کالاهای مصرفی (C_t^M)، واردات کالاهای سرمایه‌ای (i_t^M) و واردات نهاده‌های واسطه‌ای بخش تولید (In_t^m) فعالیت می‌کنند. بنگاه‌های وارداتی، کالاهای مورد نیاز را از بازارهای جهانی خریده و پس از بازاریابی و تفکیک، به تقاضاکنندگان داخلی (خانوار، دولت و تولیدکنندگان واسطه‌ای) می‌فروشند. طبق فرض، بنگاه‌های وارداتی کالاهای وارداتی را در قالب بازار رقابت انحصاری بالاتر از هزینه نهایی خود تعیین قیمت نموده و به فروش می‌رسانند. از سوی دیگر، مطابق دیگزیت-استیگلیتز (۱۹۷۷)، یک جمعگر، واردات همه بنگاه‌های وارداتی را

خریداری و پس از تجميع به شکل تکنولوژی رابطه ۲۷، با یک قیمت واحد به بازار داخلی عرضه می‌کند:

$$k_t^M = \left[\int_0^1 k_t^M(i)^{\frac{\theta_{km}-1}{\theta_{km}}} di \right]^{\frac{\theta_{km}}{\theta_{km}-1}} \quad k = c, i, In \quad (27)$$

در رابطه فوق، θ_{km} کشش جانشینی کالاهای وارداتی در تابع تقاضای جمعگر و $\frac{\theta_{km}}{\theta_{km}-1}$ مارک آپ قیمت بنگاه وارداتی است. میزان تقاضای جمعگر در یک فرایند بهینه‌سازی با رویکرد حداکثرسازی سود از بنگاه وارداتی i تابعی از قیمت کالای وارداتی (P_t^{km}) و برابر است با:

$$k_t^M(i) = \left[\frac{p_t^{km}(i)}{p_t^{km}} \right]^{-\theta_{km}} k_t^M \quad k = c, i, In \quad (28)$$

که با جایگذاری ها، شاخص قیمت کالاهای وارداتی که توسط جمعگر به بازار عرضه می‌شود، برابر است با:

$$P_t^{km} = \left[\int_0^1 P_t^{km}(i)^{1-\theta_{km}} di \right]^{\frac{1}{1-\theta_{km}}} \quad k = c, i, In \quad (29)$$

مطابق کالوو (۱۹۸۳)، به دلیل وجود چسبندگی ناشی از هزینه‌های تعدیل قیمت، بنگاه‌های واردکننده نمی‌توانند قیمت محصولات وارداتی خود را در بازار رقابت انحصاری همواره به صورت بهینه تعیین نمایند و احتمال اینکه یک بنگاه وارداتی بتواند قیمت محصول خود را تا سطح بهینه (P_t^{km*}) تعدیل کند، $1 - v_{km}$ درصد و احتمال اینکه موفق به تعدیل قیمت نشود، v_{km} درصد است. زمانی که بنگاه موفق به تعدیل قیمت محصول خود در سطح بهینه نشود، قیمت محصولات خود را برای دوره آتی طبق قواعد سرانگشتی و بر اساس نرخ تورم تعدیل شده، تعیین می‌نماید.

$$P_{t+1}^k(i) = (\pi_t^k)^{\tau_k} P_t^k(i) \quad k = c^m, i^m, In^m, x \quad (30)$$

که τ_k درجه شاخص‌بندی قیمت کالاهای وارداتی است. بنگاه وارداتی قیمت محصولات خود را در بازار رقابت انحصاری مبتنی بر رفتار بهینه‌سازی و رویکرد حداکثرسازی سود، در سطحی بالاتر از هزینه نهایی خود (mc_t^{km})، به نحوی که تا v_{km} دوره آتی نخواهد توانست قیمت خود را تعدیل

نماید، تعیین خواهد نمود. حداکثرسازی بنگاه وارداتی طبق مبتنی بر قیود ۲۸ و ۳۰، طبق رابطه ۳۱ برابر است با:

$$\text{Max } E_0 \sum_{s=0}^{\infty} (\beta v_{km})^s \left(\frac{p_{t+s}^{km(i)}}{\lambda_t} - mc_{t+s}^{km} \right) k_{t+s}^M(i) \quad k = c, i, In \quad (31)$$

از آنجایی که در هر دوره، تنها $(1 - v_{km})$ درصد از بنگاه‌ها قادر به تعدیل قیمت‌های خود هستند و سایرین براساس قاعده سرانگشتی قیمت تعیین می‌کنند، شاخص کل قیمت کالاهای وارداتی طبق روابط ۳۰ و ۳۱ برابر است با:

$$p_t^{km1-\theta_{km}} = v_{km}[(\pi_{t-1}^{km})^{\tau_{km}} p_{t-1}^{km}]^{1-\theta_{km}} + (1 - v_{km})P_t^{km*1-\theta_{km}} \quad k = c, i, In$$

رفتار بهینه یابی بنگاه وارداتی در تعیین قیمت - که برای همه انواع بنگاه‌های وارداتی یکسان است - همراه با در نظر گرفتن شاخص قیمت کالاهای تجاری در رابطه ۳۱، منجر به استخراج منحنی خطی شده فیلیپس نیوکینزی تورم شاخص قیمت کالاهای وارداتی طبق رابطه ۳۲ خواهد شد:

$$\hat{p}_t^{km} = \frac{v_{km}}{1+\beta v_{km}} \hat{p}_{t-1}^{km} + \frac{\beta}{1+\beta v_{km}} \hat{p}_{t+1}^{km} + \frac{(1-v_{km})(1-\beta v_{km})}{v_{km}(1+\beta v_{km})} \widehat{mc}_t^{km}, k = c, i, In \quad (32)$$

هزینه نهایی بنگاه وارداتی به دلیل تأمین کالای وارداتی از اقتصاد جهانی، از یک طرف تابع قیمت‌های جهانی (P_t^f) است و از سوی دیگر، تابع هزینه‌های مبادله مالی بین‌المللی (پرداخت و انتقال ارز، حمل‌ونقل، بیمه و ...) است که به واسطه تحریم‌های مالی بین‌المللی افزایش می‌یابد. از این رو، هزینه نهایی بنگاه وارداتی برابر است با:

$$mc_t^{km} = \frac{s_t P_t^f}{p_t^{km}} S_t^{km} \quad k = c, i, In \quad (33)$$

در خصوص بنگاه صادراتی، این بنگاه از یک سو، کالای مورد نیاز برای صادرات را از بنگاه واسطه‌ای به قیمت P_t^d تهیه می‌کند و آن را به قیمت P_t^x در بازارهای خارجی به فروش می‌رساند و از سوی دیگر، تحریم‌های مالی بین‌المللی در بخش مالی صادرات، باعث افزایش هزینه‌های مبادله مالی (دریافت و انتقال ارز حاصل از صادرات، حمل‌ونقل، بیمه و ...) در فرایند صادرات می‌شوند. از این رو، هزینه نهایی بنگاه صادراتی برابر است با:

$$mc_t^x = \frac{p_t^d}{s_t P_t^x} S_t^x \quad (34)$$

برای کلیه کالاهای تجاری (چه صادراتی و چه انواع وارداتی)، S_t^k هزینه مبادله کالای وارداتی نوع k است که از یک فرایند $AR(1)$ تبعیت و در اثر تحریم‌های مالی بین‌المللی ($sanc_t$) به

اندازه پارامتر SSk افزایش پیدا می‌کند. در واقع SSk کشش هزینه‌های مبادله کالای تجاری نوع k نسبت به افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی می‌باشد.

$$\ln S_t^k = (1 - \rho_k) \ln \bar{S}^k + \rho_k \ln S_{t-1}^k + SSk \ln sanc_t + \varepsilon_t^k \quad \varepsilon_t^k \sim i.i.d. N(0, \sigma_{sk}^2) \quad k = c, i, ln \quad (35)$$

۴-۴. بخش نفت

یکی از قسمت‌های مهم الگو در این پژوهش، کانال‌های اثرگذاری تحریم‌های نفتی بر اقتصاد ملی می‌باشد. از این رو، بخش نفت به صورت جداگانه در این پژوهش به کار گرفته شده است. مفروض است که بخش نفت به عنوان بخش مستقل اما در مالکیت دولت، اقدام به استخراج نفت نموده و عواید حاصل از تولید پس از کسر هزینه‌های تولید، به حساب دولت واریز خواهد شد. بخش نفت از یک فرایند تولیدی کاب داگلاس برخوردار است که با بهره‌گیری از موجودی سرمایه (k_t^o) ، تکنولوژی (A_t^o) و نیروی کار (l_t^o) ، مبادرت به تولید نفت (y_t^o) می‌نماید:

$$y_t^o = A_t^o k_t^{o\xi} l_t^{o(1-\xi)} \quad (36)$$

تولیدکننده نفت، رفتار بهینه‌یابی با رویکرد حداکثرسازی سود داشته و تقاضای این بخش از سرمایه و نیروی کار برابر است با:

$$k_t^o = \xi \frac{P_t^o y_t^o}{r_t} \quad (37)$$

$$l_t^o = (1 - \xi) \frac{P_t^o y_t^o}{w_t} \quad (38)$$

تحریم‌های نفتی، از سویی، منجر به محدودیت صادرات نفت ایران شده و از سوی دیگر، بر قصد شرکت‌های ملی و چندملیتی خارجی - که بسیار ریسک‌گریز هستند - برای سرمایه‌گذاری و انتقال فناوری به صنایع نفت و گاز ایران، اثر منفی دارد. بنابراین تکنولوژی و جذب سرمایه‌گذاری خارجی در صنعت نفت، از تحریم‌ها متأثر خواهد شد. ورود شوک تحریمی به تکنولوژی صنعت نفت را می‌توان به شکل یک فرایند AR(1) در الگو لحاظ نمود:

$$\ln A_t^o = \rho_{oa} \ln A_{t-1}^o + SSOA \ln sanc_t + \varepsilon_t^{oa} \quad \varepsilon_t^{oa} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{oa}^2) \quad (39)$$

که در واقع SSOA کشش تکنولوژی بخش نفت نسبت به افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی می‌باشد. ورود شوک تحریمی به صادرات نفت را نیز می‌توان به شکل یک فرایند AR(1) در الگو لحاظ نمود:

$$\ln y_t^{ox} = (1 - \rho_{ox}) \ln \bar{y}^{ox} + \rho_{ox} \ln y_{t-1}^{ox} + SSYOX \ln sanc_t + \varepsilon_t^{ox} \quad \varepsilon_t^{ox} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{ox}^2) \quad (40)$$

SSYOX کشش صادرات بخش نفت نسبت به افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی می‌باشد. برای ورود شوک تحریمی به تأمین مالی در بخش نفت، ابتدا باید معادله انباشت سرمایه را در این بخش در نظر گرفت. موجودی سرمایه در بخش نفت، تابعی از استهلاك با نرخ δ^o و میزان سرمایه‌گذاری انجام شده در این بخش (I_t^o) است:

$$k_{t+1}^o = k_t^o (1 - \delta^o) + I_t^o \quad (41)$$

سرمایه‌گذاری در بخش نفت نیز تابعی از میزان سرمایه‌گذاری دولتی (I_t^{OG}) و سرمایه‌گذاری خارجی (I_t^{OF}) است. سرمایه‌گذاری دولتی در بخش نفت طبق قانون برنامه‌های توسعه و اساسنامه شرکت ملی نفت برابر با γ_0 درصد از درآمد صادراتی نفت است که به شرکت ملی نفت تعلق می‌گیرد. سرمایه‌گذاری خارجی نیز برابر با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (fdi_t^o) به شکل قراردادهای بیع متقابل و یا IPC در حوزه نفت است که طبق یک فرایند $AR(1)$ ، از شوک‌های تحریمی اثر خواهد پذیرفت:

$$I_t^o = \left[\alpha_o^{\frac{1}{\theta_o}} I_t^{OG \frac{\theta_o-1}{\theta_o}} + (1 - \alpha_o)^{\frac{1}{\theta_o}} I_t^{OF \frac{\theta_o-1}{\theta_o}} \right]^{\frac{\theta_o}{\theta_o-1}} \quad (42)$$

$$I_t^{OG} = \gamma_o s_t P_t^{of} y_t^{ox} \quad (43)$$

$$I_t^{OF} = s_t fdi_t^o \quad (44)$$

$$\ln fdi_t^o = (1 - \rho_{fdio}) \ln \overline{fdi}^o + \rho_{fdio} \ln fdi_{t-1}^o + SSFDIO \text{ sanc}_t + \varepsilon_t^{fdio} \quad \varepsilon_t^{fdio} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{fdio}^2) \quad (45)$$

که SSFDIO کشش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش نفت نسبت به افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی می‌باشد. نفت تولیدی در این بخش، صادر و مابقی برای مصارف داخلی در بخش تولید واسطه‌ای و مصرف خانوار، مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$y_t^o = y_t^{ox} + e_t + c_t^e \quad (46)$$

مطابق گزارش سالانه ۲۰۱۸ اوپک، تحریم‌های نفتی ایران به‌عنوان دارنده سومین ذخایر نفتی اوپک و چهارمین ذخایر نفتی جهان، شوکی بر قیمت نفت در بازار جهانی دارد که با توجه به واکنش سایر کشورهای تولید کننده نفت و رقبای سیاسی منطقه‌ای ایران، اندک خواهد بود (گزارش سالانه اوپک، ۲۰۱۸). بنابراین قیمت جهانی نفت از یک فرایند $AR(1)$ تبعیت می‌کند که میزان تولید نفت ایران نیز اثر اندکی بر آن خواهد داشت:

$$\ln \pi_t^{of} = (1 - \rho_{pof}) \ln \overline{\pi}^{of} + \rho_{pof} \ln \pi_{t-1}^{of} + \rho_{poff} y_t^o + \varepsilon_t^{of} \quad \varepsilon_t^{of} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{of}^2) \quad (47)$$

که ρ_{poff} کشش قیمت جهانی نفت نسبت به تولید نفت ایران می‌باشد.

۴-۵. دولت

در مدل پژوهش دولت با منابع درآمدی خود از قبیل مالیات بر دستمزد (w_t)، مالیات بر مصرف، منابع حاصل از انتشار اوراق (b_t)، $1 - \gamma_0$ درصد از منابع صادرات نفت، به خرید کالای عمومی مصرفی (c_t^G) و سرمایه‌گذاری عمومی (I_t^G)، پرداخت‌های انتقالی (TP_t)، پرداخت دستمزد نیروی کار (l_t^o) و اجاره سرمایه (k_t^o) بخش نفت و پرداخت اصل و سود اوراق منتشره در دوره قبل می‌پردازد. فرض اصلی در رابطه بین دولت و بانک مرکزی، عدم استقلال بانک مرکزی است و در شرایطی که توازن بودجه دولت طبق منابع درآمدی و مصارف فوق برقرار نباشد، خلق پول به شکل افزایش

بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (d_t^G) و عملیات استقراض از بانک مرکزی اتفاق خواهد افتاد. بودجه واقعی شده دولت برابر است با:

$$\frac{P_t^{cG}}{P_t} c_t^G + \frac{P_t^{IG}}{P_t} I_t^G + b_{t-1} \frac{(1+i_{t-1})}{\pi_t} + TP_t + w_t l_t^o + r_t k_t^o = b_t + t^w w_t l_t + t_t^{VA} \left(c_t + \frac{P_t^{cG}}{P_t} c_t^G \right) + (1-\gamma_o) \frac{s_t P_t^{of} y_t^o}{P_t^f} + \frac{P_t^e}{P_t} (c_t^e + e_t) + (d_t^G - d_{t-1}^G) \quad (48)$$

معادله انباشت سرمایه عمومی دولت برابر است با:

$$k_{t+1}^G = k_t^G (1 - \delta^G) + I_t^G \quad (49)$$

که δ^G نرخ استهلاك و I_t^G میزان سرمایه‌گذاری عمومی دولت به شکل بودجه‌های عمرانی است. دولت مخارج عمومی خود به شکل بودجه‌های جاری را مطابق تابع با کشش جانشینی ثابت، از بازار داخلی (c_t^{Gd}) و یا از کالاهای وارداتی (c_t^{Gm}) تأمین می‌کند:

$$j_t^G = \left[\alpha_{jG}^{\frac{1}{\theta_{jG}}} j_t^{Gd} \frac{\theta_{jG}^{-1}}{\theta_{jG}} + (1 - \alpha_{jG}) \frac{1}{\theta_{jG}} j_t^{Gm} \frac{\theta_{jG}^{-1}}{\theta_{jG}} \right]^{\theta_{jG}} \quad j = c, I \quad (50)$$

رویکرد حداقل‌سازی مخارج دولت، میزان تقاضای دولت از کالاهای مصرفی (c_t^{Gd}) و سرمایه‌ای (I_t^{Gd}) تولید داخل، کالاهای وارداتی مصرفی (c_t^{Gm}) و سرمایه‌ای (I_t^{Gm}) و شاخص قیمت کالای مصرفی (P_t^{cG}) و سرمایه‌ای (P_t^{IG}) دولتی را تعیین می‌نماید:

$$c_t^{Gd} = \alpha_{jG} \left(\frac{P_t^{jd}}{P_t^{jG}} \right)^{-\theta_{jG}} j_t^{jG} \quad (51)$$

$$c_t^{Gm} = (1 - \alpha_{jG}) \left(\frac{P_t^{jm}}{P_t^{jG}} \right)^{-\theta_{jG}} c_t^{jG} \quad (52)$$

$$P_t^{jG1-\theta_{jG}} = \alpha_{jG} P_t^{jd1-\theta_{jG}} + (1 - \alpha_{jG}) P_t^{jm1-\theta_{jG}} \quad (53)$$

$$\ln j_t^G = (1 - \rho_{jG}) \ln j_t^G + \rho_{jG} \ln j_{t-1}^G + \varepsilon_t^{jG} \quad \varepsilon_t^{jG} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{jG}^2) \quad j = c, I \quad (54)$$

۴-۶. بانک مرکزی

یکی دیگر از نهادهای سیاستگذار در اقتصاد، بانک مرکزی است که با هدف حفظ ثبات قیمت‌ها، افزایش رشد اقتصادی، ثبات نرخ ارز و حفظ قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در برابر تولیدات خارجی به سیاستگذاری در بازار پول و ارز می‌پردازد. ترازنامه واقعی شده بانک مرکزی برابر است با:

$$m_t = re_t fr_t + d_t^G \quad (55)$$

طبق این ترازنامه، پایه پولی (m_t) برابر است با میزان بدهی دولت به بانک مرکزی که در نتیجه استقراض افزایش پیدا می‌کند و نیز ذخایر خارجی بانک مرکزی (fr_t) که انباشت این ذخایر، تابعی از میزان صادرات نفت، صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت نفت، میزان

واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای و نهاده‌های واسطه‌ای و تقاضای خانوار از پول خارجی است. تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به‌صورت واقعی شده برابر است با:

$$fr_t - \frac{fr_{t-1}}{P_t^f} = \frac{P_t^{of}}{P_t^f} y_t^{ox} + fdi_t^o + \frac{P_t^x}{P_t^f} y_t^x - m_t^s - \frac{(P_t^{cm} c_t^M + P_t^{lm} l_t^M + P_t^{lnm} l_t^m)}{s_t P_t^f} \quad (56)$$

ابزارهای مختلفی در دسترس بانک مرکزی است که با توجه به شرایط اقتصادی و رویکرد اصلی خود، از آنها برای مدیریت بازار پول و ارز استفاده می‌کند. نرخ بهره بین بانکی و یا رشد حجم پول موجود در اقتصاد، از جمله ابزارهای مهم در مدیریت و سیاستگذاری بازار پول هستند که در ایران به‌دلیل عدم کارایی ابزار نرخ بهره، رشد حجم پول به‌عنوان ابزار سیاستی در نظر گرفته می‌شود (خدادادی، ۱۴۰۳).

$$\dot{m}_t = \frac{m_t}{m_{t-1}} \pi_t \quad (57)$$

بانک مرکزی جهت سیاستگذاری پولی، شکاف تورم از تورم هدف (π_t^*) و شکاف تولید از وضعیت پایدار بلندمدت آن را مورد توجه قرار می‌دهد. بنابراین تابع سیاستگذاری پولی به‌صورت خطی شده برابر است با:

$$\hat{m}_t = \rho_{\dot{m}} \hat{m}_{t-1} + \rho_{\pi} (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \rho_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^{\dot{m}} \quad (58)$$

با توجه به نظام شناور مدیریت شده برای نرخ ارز در ایران، بانک مرکزی به‌عنوان حافظ ارزش پول ملی، به‌منظور حفظ قدرت رقابت‌پذیری تولید داخلی و نگهداری درصد مناسبی از ذخایر ارزی خارجی به‌عنوان پایه پولی، با استفاده از رشد نرخ ارز اسمی به سیاستگذاری ارزی اقدام می‌نماید. در این راستا، بانک مرکزی از یک سو، برای حفظ قدرت رقابت‌پذیری تولید داخلی، به فاصله نرخ تورم داخل و نرخ تورم خارج (π_t^f) واکنش نشان می‌دهد و از سوی دیگر، سهم ذخایر خارجی در پایه پولی را نیز تعدیل می‌نماید. بنابراین تابع سیاستگذاری ارزی بانک مرکزی به‌صورت خطی شده برابر است با:

$$\hat{y}_t = \rho_s \hat{y}_{t-1} + \rho_{ss} (\hat{r}\hat{e}_t + \hat{f}\hat{r}_t - \hat{m}_t) + \rho_{sss} (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^f) + \varepsilon_t^s \sim i.i.d. N(0, \sigma_s^2) \quad (59)$$

نرخ تورم هدف و نرخ تورم بازارهای جهانی نیز از یک فرایند AR(1) برخوردار است:

$$\ln q_t = (1 - \rho_p) \ln \pi^q + \rho_{p*} \ln \pi_{t-1}^q + \varepsilon_t^{pf} \quad \varepsilon_t^{pf} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{pf}^2) \quad q = \pi_t^*, \pi_t^f \quad (60)$$

۴-۷. شروط تسویه

در پایان برای بسته شدن مدل، باید شروط تسویه را به مدل اضافه نمود. رابطه تسویه کل اقتصاد با در نظر گرفتن کل صادرات (X_t) و کل واردات (M_t)، رابطه تسویه بازار کار با توجه به کل بازار کار (l_t) و رابطه تسویه بازار تولیدات داخلی با در نظر گرفتن کل تولیدات داخلی (y_t^d) عبارتند از:

۱. پایه پولی و بدهی دولت به بانک مرکزی با شاخص قیمت داخلی و ذخایر خارجی بانک مرکزی با شاخص قیمت خارجی واقعی می‌شود.

$$y_t = c_t + \frac{p_t^G c_t^G}{P_t} + \frac{p_t^I I_t + p_t^{IG} I_t^G}{P_t} + \frac{x_t}{P_t} - \frac{M_t}{P_t} \quad (61)$$

$$X_t = P_t^x y_t^x + s_t P_t^{of} y_t^{ox} \quad (62)$$

$$M_t = P_t^{cm} c_t^M + P_t^{Im} I_t^M + P_t^{Inm} I_n^m \quad (63)$$

$$c_t^M = c_t^{pm} + c_t^{Gm} \quad (64)$$

$$I_t^M = I_t^{pm} + I_t^{Gm} \quad (65)$$

$$l_t = l_t^y + l_t^o \quad (66)$$

$$y_t^o = y_t^{ox} + e_t + c_t^e \quad (67)$$

$$y_t^d = c_t^{ne} + c_t^{gd} + I_t^d + I_t^{gd} + I_n^d \quad (68)$$

۵. حل و تقریب مدل

۵-۱. تعیین مقادیر ورودی و ارزیابی اعتبار مدل

پیش از شبیه‌سازی و استخراج توابع واکنش آنی (IRF) شوک‌های تحریمی، از روش کالیبراسیون^۱ برای مقداردهی پارامترهای الگو استفاده شده است. در این تحقیق، عمده پارامترها مبتنی بر مبانی نظری کالیبراسیون و براساس میانگین هندسی سری زمانی متغیرها به‌عنوان مقادیر وضعیت پایدار متغیرها در شکل غیرخطی ایستای مدل و با استفاده از نرم افزار محاسباتی MAPLE محاسبه شده (مدنی زاده و ابراهیمیان، ۱۳۹۶) و اندکی از پارامترها نیز از روش تخمین سنجی و یا مطالعات سابق در مدل مقداردهی شده‌اند. سری زمانی متغیرهای مورد استفاده، از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی و داده‌ها و اطلاعات آماری مرکز آمار استخراج شده‌اند. برخی از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها در جدول ۱ گزارش شده‌اند:

جدول ۱: حالت پایدار برخی متغیرهای مدل

Table.1: Steady state of some model variables

$\frac{\bar{p}_d}{\bar{p}}$	$\frac{\bar{p}_x}{\bar{p}}$	$\frac{\bar{m}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{y}_o}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{y}_x}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{i}_g}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{c}_g}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{i}}{\bar{y}}$	$\frac{\bar{c}}{\bar{y}}$	$\bar{y}$	متغیرها
۰,۹۹	۱,۲۵	۰,۱۲	۰,۲۲	۰,۰۸	۰,۰۹	۰,۱۲	۰,۲۳	۰,۴۵	۱	وضعیت پایدار

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با جایگذاری نسبت‌های فوق در روابط ساده شده بلندمدت الگو در نرم افزار محاسباتی، پارامترهای الگو در جدول ۲ استخراج می‌شوند.

جدول ۲: پارامترهای برآورد شده الگو

Table.2: Estimated Model Parameters

نماد پارامتر	مقدار	منبع	نماد پارامتر	مقدار	منبع
β	۰,۹۶۵	محاسبات تحقیق	α_c	۰,۹	محاسبات تحقیق
α	۰,۴	محاسبات تحقیق	α_e	۰,۰۷۵	محاسبات تحقیق
ε	۰,۹	محاسبات تحقیق	α_s	۰,۴	محاسبات تحقیق
ω	۰,۳	محاسبات تحقیق	α_l	۰,۸۴	محاسبات تحقیق
ξ	۰,۹	محاسبات تحقیق	α_{ln}	۰,۷	محاسبات تحقیق
σ_c	۱,۲	محاسبات تحقیق	α_y	۰,۹	محاسبات تحقیق
σ_m	۱,۲۵	محاسبات تحقیق	α_o	۰,۸۲	محاسبات تحقیق
σ_{ms}	۱,۳	محاسبات تحقیق	α_{CG}	۰,۹	محاسبات تحقیق
σ_l	۲,۹	محاسبات تحقیق	α_{IG}	۰,۸۳	محاسبات تحقیق
φ_l	۰,۲۵	محاسبات تحقیق	τ_w	۰,۶	محاسبات تحقیق
δ	۰,۰۱۰۳	محاسبات تحقیق	v_w	۰,۷	محاسبات تحقیق
δ^G	۰,۰۲۳۳	محاسبات تحقیق	τ_d	۰,۳	محاسبات تحقیق
δ^o	۰,۰۱۳۷	محاسبات تحقیق	v_d	۰,۵	محاسبات تحقیق
θ_c	۲,۴۶	محاسبات تحقیق	τ_x	۰,۱۵	محاسبات تحقیق
θ_e	۰,۱۰۳	محاسبات تحقیق	v_x	۰,۵	محاسبات تحقیق
θ_l	۱,۵۴۳	محاسبات تحقیق	τ_{cm}	۰,۳	محاسبات تحقیق
θ_{lm}	۱,۳۹۹	محاسبات تحقیق	v_{cm}	۰,۵	محاسبات تحقیق
θ_l	۶	محاسبات تحقیق	τ_{lm}	۰,۱۵	محاسبات تحقیق
θ_y	۲,۷۷	محاسبات تحقیق	v_{lm}	۰,۵	محاسبات تحقیق
θ_o	۰,۰۱	محاسبات تحقیق	τ_{lmm}	۰,۱۵	محاسبات تحقیق
θ_{cg}	۲,۶۱۶	محاسبات تحقیق	v_{lmm}	۰,۵	محاسبات تحقیق
θ_{IG}	۱,۷۰۸	محاسبات تحقیق	γ^o	۰,۱۴۵	برنامه ششم توسعه
ρ_{ox}	۰,۳۳	محاسبات تحقیق			

۲-۵. آزمون اعتبار سنجی مدل

برای ارزیابی برازش و دقت شبیه‌سازی الگو، از مقایسه گشتاورهای مرتبه اول و مرتبه دوم (واریانس و همبستگی متغیرها با متغیر معیار (تولید ناخالص داخلی)) بین داده‌های دنیای واقعی و مقادیر شبیه‌سازی متغیرها استفاده می‌شود. با توجه به مقادیر گشتاورها در جدول ۳، الگو در حد بسیار مطلوبی قادر به شبیه‌سازی خواهد بود.

جدول ۳: مقایسه واریانس و همبستگی متغیرهای منتخب

Table.3: Comparison of Variance and Correlation of Selected Variables

همبستگی با تولید ناخالص داخلی		واریانس		میانگین		متغیر
داده واقعی	نتایج شبیه‌سازی	داده واقعی	نتایج شبیه‌سازی	داده واقعی	نتایج شبیه‌سازی	
۱	۱	۰,۰۰۴۳	۰,۰۰۳۹	۰	-۰,۰۱۳	تولید ناخالص داخلی
۰,۸۹	۰,۸۸	۰,۰۰۳	۰,۰۰۴	۰	۰,۰۰۲	مصرف خانوار
۰,۶۴	۰,۴۵	۰,۰۱۲	۰,۰۱۹	۰	-۰,۰۲۴	سرمایه‌گذاری خانوار
-۰,۲۲	-۰,۳۸	۰,۰۰۳۶	۰,۰۰۲۸	۰	۰,۰۳۵	مخارج جاری دولت
-۰,۷۹	-۰,۸۶	۰,۰۲۵	۰,۰۳۱	۰	-۰,۰۱۲	تولید نفت
-۰,۷۷	-۰,۸۱	۰,۰۵۴	۰,۰۶۳	۰	-۰,۰۰۵	صادرات نفت
۰,۷۹	۰,۹۳	۰,۰۶۸	۰,۰۵۵	۰	-۰,۰۱۹	صادرات غیرنفتی
۰,۵۸	۰,۵۳	۰,۰۰۵۲	۰,۰۰۵۷	۰	۰,۰۲۲	رشد شاخص قیمت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

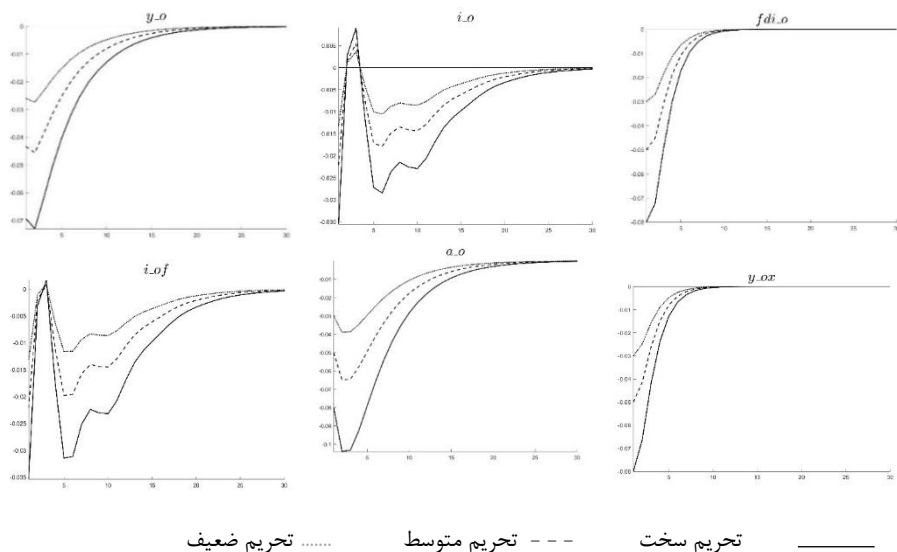
۳-۵. تابع ضربه-واکنش^۱

در این قسمت، اثرات ورود شوک تحریمی به الگو به شکل توابع واکنش آنی متغیرها تحلیل می‌شود. برای این منظور، ابتدا تمام روابط الگو لگاریتم - خطی شده و با توجه به پارامترهای کالیبره شده در جدول ۲ و مقادیر بلندمدت متغیرها در جدول ۱، در نرم افزار متلب^۲ و در افزونه داینار^۳ کدنویسی می‌شود.

برای تحلیل اثرات شوک تحریمی، سه سناریو طراحی شده است که شوک تحریمی در قالب تحریم نرم، متوسط و سخت بر الگو وارد می‌شود. طبق این سناریوها، تحریم نرم، تحریمی است که منجر به افزایش ۵ درصدی در هزینه‌های مبادله تجارت خارجی ایران (هزینه‌های صادراتی و وارداتی) و اثر ۳۰ درصدی در بخش نفت (کاهش ۳۰ درصدی در صادرات، تکنولوژی و سرمایه‌گذاری خارجی بخش نفت) می‌شود؛ تحریم متوسط، تحریمی است که باعث افزایش ۱۰ درصدی در هزینه‌های مبادله

1. Impulse Response Function
2. MATLAB
3. DYNARE

تجارت خارجی و اثر ۵۰ درصدی در بخش نفت می‌شود؛ تحریم سخت نیز تحریمی است که منجر به افزایش ۲۰ درصدی در هزینه‌های مبادله تجارت خارجی و اثر ۸۰ درصدی در بخش نفت می‌شود.



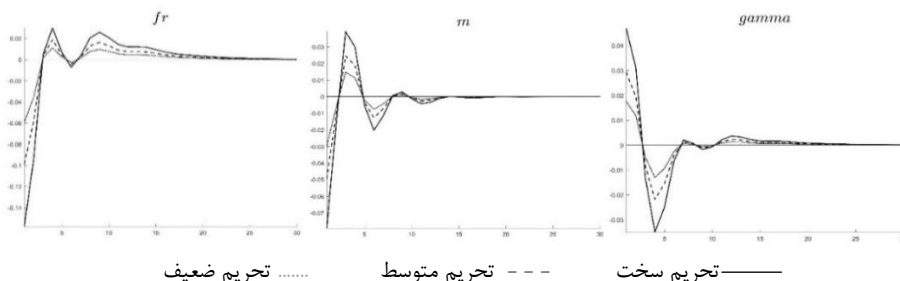
نمودار ۱: توابع واکنش آنی نسبت به انحراف معیار تحریم - اثر بر بخش نفت

Chart 1: Impulse Response Functions to Sanction Standard Deviation - Impact on the Oil Sector

مأخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج به‌دست آمده از شبیه‌سازی الگو در نمودار، تحریم صادرات نفت، اصلی‌ترین و مؤثرترین تحریم علیه اقتصاد ایران می‌باشد. به‌واسطه تحریم صادرات نفت ایران و همچنین تحریم تکنولوژی و تأمین مالی خارجی در پروژه‌های نفتی، میزان سرمایه‌گذاری در حوزه نفت کاهش پیدا می‌کند و با توجه به تولید مازاد بر نیاز نفت توسط ایران به‌دلیل محدودیت‌های صادراتی، میزان تولید نفت کاهش پیدا می‌کند. با توجه به نقش ایران در بازار جهانی نفت و چهره جدید سایر بازیگران بازار نفت بخصوص بازیگران متحول شده همچون آمریکا و نیز تعهدات بازیگران مهم همچون عربستان و روسیه به تأمین امنیت انرژی جهان و نیز رقابت برای تصاحب بازار جهانی نفت، شوک صادرات و تولید نفت ایران بر قیمت جهانی نفت تأثیر مثبت اما اندک داشته و بنابراین، شاخص قیمت نفت تولیدی توسط شرکت نفت ایران افزایش می‌یابد. افزایش شدت تحریم‌های اقتصادی در بخش نفت، منجر به افزایش نوسانات متغیرها در این بخش می‌شود. به همین دلیل تحریم‌های ضعیف، متوسط و سخت، به‌ترتیب منجر به

کاهش ۳، ۵ و ۸ درصدی در صادرات نفتی، کاهش ۳، ۵ و ۸ درصدی در تکنولوژی و کاهش ۱، ۳، ۲، ۲ و ۳، ۵ درصدی در سرمایه‌گذاری بخش نفت خواهد شد.

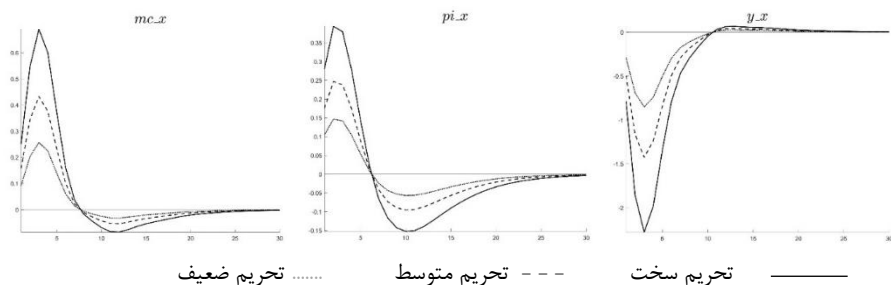


نمودار ۲: توابع واکنش آنی نسبت به انحراف معیار تحریم- اثر بر بانک مرکزی و نرخ ارز

Chart 2: Impulse response functions to sanctions standard deviation - effect on the central bank and exchange rate

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نتایج نمودار ۲، به دلیل نقش مهم منابع ارزی حاصل از صادرات نفت در ترازنامه بانک مرکزی و ذخایر خارجی بانک مرکزی که بر پایه پولی اثرگذار است، کاهش صادرات نفت، منجر به کاهش ۶، ۱۰ و ۱۶ درصدی ذخایر خارجی بانک مرکزی و همچنین ۳، ۵ و ۸ درصدی کاهش پایه پولی در تحریم‌های نرم، متوسط و سخت می‌شود. در شرایط تحریمی و با کاهش نسبت ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی، تأکید بانک بر اتخاذ سیاست‌های احتیاطی در کنترل بازار ارز به صورت مدیریت شده افزایش پیدا می‌کند که در نهایت، این امر منجر به افزایش ۱، ۹، ۳ و ۵ درصدی رشد نرخ ارز اسمی و نیز افزایش نرخ ارز حقیقی خواهد شد.

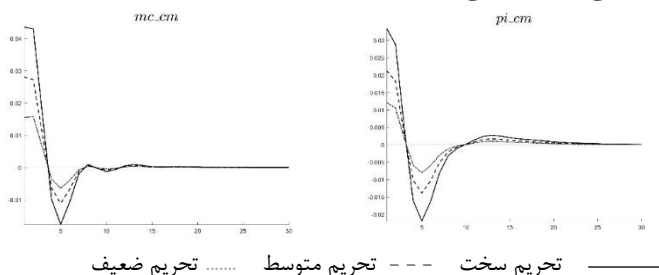


نمودار ۳: توابع واکنش نسبت به انحراف معیار تحریم- اثر بر بخش صادرات غیرنفتی
Chart 3: Reaction functions to the standard deviation of sanctions - impact on the non-oil export sector

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۳، تحریم‌های مالی بین‌المللی از طریق محدود نمودن مبادلات مالی، افزایش ریسک مبادلات بین‌المللی و همچنین افزایش انواع اصطکاک‌های مالی و غیرمالی (مانند بیمه و حمل‌ونقل)

در حوزه تجارت خارجی، بر بخش صادرات غیرنفتی اثر منفی دارد. شوک تحریم مالی بین‌المللی در بخش صادرات غیرنفتی، هزینه‌های مبادله صادراتی را افزایش می‌دهد و در نتیجه، منجر به افزایش هزینه نهایی صادرات و افزایش ۱۰، ۱۸ و ۲۸ درصدی تورم قیمت کالاهای صادراتی غیرنفتی در اعمال تحریم‌های نرم، متوسط و سخت می‌شود و در نهایت، قدرت رقابت‌پذیری تولیدات داخلی در برابر تولیدات خارجی را کاهش می‌دهد.

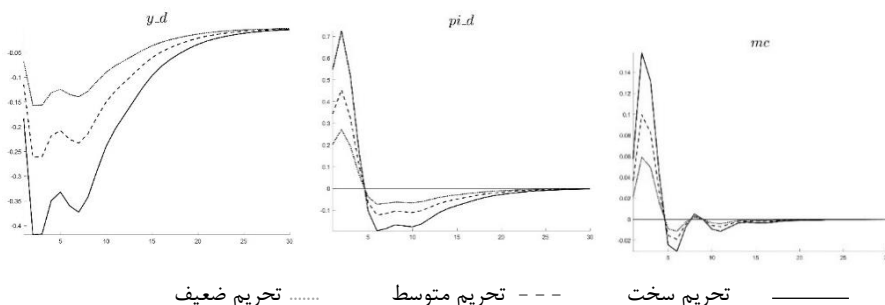


نمودار ۴: توابع واکنش نسبت به انحراف معیار تحریم- اثر بر بخش‌های وارداتی

Chart 4: Reaction functions to sanction deviation - Impact on import sectors

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نمودار ۴، تحریم‌های مالی بین‌المللی، واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و نهاده‌های تولیدی را نیز متأثر می‌نماید و با افزایش هزینه‌های مبادله، باعث افزایش ۱،۶، ۲،۸ و ۴،۴ درصدی هزینه نهایی واردات کالاهای مصرفی در اعمال تحریم‌های نرم، متوسط و سخت خواهد شد. هزینه نهایی نهاده‌های تولیدی وارداتی، بیش از سایر کالا از تحریم‌های مالی بین‌المللی اثر منفی می‌گیرد. افزایش هزینه‌های نهایی کالاهای وارداتی، منجر به افزایش ۱،۳، ۲،۲ و ۳،۴ درصدی نرخ تورم قیمت کالاهای وارداتی مصرفی در تحریم‌های نرم، متوسط و سخت شده و تورم در انواع کالاهای وارداتی و بالتبع کاهش مصرف کالاهای وارداتی و افزایش مصرف تولیدات داخلی را در پی دارد.

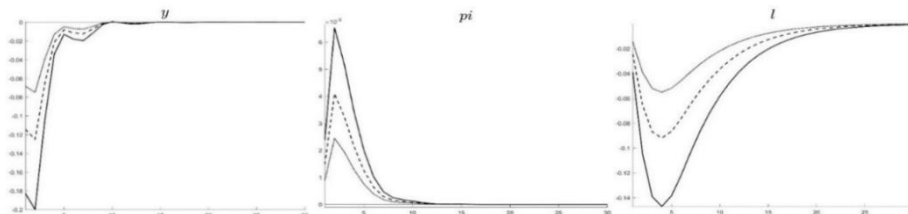


نمودار ۵: توابع واکنش آنی نسبت به انحراف معیار تحریم- اثر بر تولید داخلی

Chart 5: Impulse response functions to the standard deviation of sanctions - effect on domestic production

مأخذ: یافته‌های تحقیق

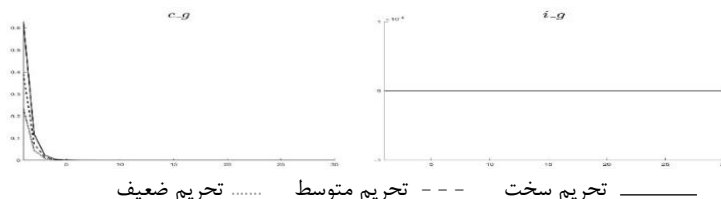
طبق نتایج نمودار ۵ شرایط تورمی اقتصاد ملی، منجر به افزایش ۲، ۳، ۹ و ۶ درصدی هزینه‌های تولید داخلی، افزایش قیمت محصولات تولیدی عرضه شده به بازارهای داخلی و کاهش میزان تقاضا و بالتبع تولید آن‌ها در تحریم‌های نرم، متوسط و سخت می‌شود. کاهش محصولات تولیدی عرضه شده به بازار داخلی به همراه کاهش میزان صادرات غیرنفتی، منجر به کاهش ۸، ۱۲ و ۲۰ درصدی میزان تولیدات داخلی در تحریم‌های نرم، متوسط و سخت و تعطیلی صنایع و بنگاه‌های تولیدی شده است.



تحریم سخت ——— تحریم متوسط - - - تحریم ضعیف

نمودار ۶: توابع واکنش آنی نسبت به انحراف معیار تحریم- اثر بر تولید و تورم و بیکاری
Chart 6: Impulse response functions to the standard deviation of sanctions - effect on output, inflation, and unemployment
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۶ تحریم‌های اقتصادی در قالب تحریم‌های نفت و تحریم‌های مالی بین‌المللی در بُعد کلان اقتصاد، از سویی، منجر به کاهش تولیدات داخلی و همچنین کاهش صادرات غیرنفتی می‌شود که کاهش ۷، ۱۱ و ۱۸ درصدی تولید ناخالص داخلی را در تحریم‌های نرم، متوسط و سخت به دنبال دارد. از سوی دیگر، افزایش هزینه تولید داخلی و همچنین افزایش هزینه‌های وارداتی، باعث افزایش شاخص قیمت مصرفی خانوار و تورم می‌شود که این امر مؤید بروز رکود تورمی در اقتصاد ملی و اثرات جانبی آن شامل کاهش اشتغال خانوار می‌باشد. در شرایطی که از طرفی نرخ تورم افزایش پیدا کرده و نرخ تولید ناخالص داخلی کاهش داشته است.



تحریم سخت ——— تحریم متوسط - - - تحریم ضعیف

نمودار ۷: توابع واکنش نسبت به انحراف معیار تحریم- اثر بر بودجه دولت
Chart 7: Reaction functions to sanction deviation - impact on government budget
 مأخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نمودار ۷، کاهش صادرات نفتی به عنوان منبع مهم تأمین کننده بودجه دولت، منجر به کسری بودجه می‌شود که دولت برای جبران کسری بودجه، از میان فروش اوراق و افزایش بدهی به بانک مرکزی، به جمع‌آوری منابع ناشی از فروش اوراق روی می‌آورد و این اقدام دولت، بدهی دولت به بانک مرکزی را در شرایط تحریمی تغییر نخواهد داد. سیاست مالی دولت در شرایط تحریم، افزایش مخارج جاری و سعی در نگهداشتن مخارج عمرانی است تا به این وسیله، منجر به تعمیق رکود در اقتصاد ملی نشود. دولت در افزایش مخارج خود، به دلیل تورم در بخش واردات کالاهای مصرفی، بیشتر به سمت مصرف کالای تولید داخل روی می‌آورد و در بخش عمرانی نیز دولت تلاش می‌کند بودجه عمرانی خود در شرایط تحریمی را ثابت نگهداشته و به دلیل تورم در بخش واردات کالای سرمایه‌ای، رویکرد خود را به سمت مصرف کالاهای سرمایه‌ای داخلی به جای وارداتی سوق می‌دهد.

۶. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به تحلیل تأثیر تحریم‌های نفتی و مالی بین‌المللی بر اقتصاد ایران در قالب روش DSGE با رویکرد نفوکینزی پرداخته شده و پارامترهای الگو با بهره‌گیری از روش کالیبراسیون برآورد شده است. نتایج اعمال شوک‌های نفتی و مالی بین‌المللی، نشان می‌دهد که افزایش شدت تحریم‌ها، در بخش نفت، منجر به کاهش صادرات، کاهش سطح تکنولوژی و کاهش سرمایه‌گذاری و تأمین مالی بخش نفت می‌شود و در نتیجه، میزان تولید نفت کاهش پیدا می‌کند. کاهش صادرات نفت، نسبت ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی را کاهش داده، منجر به افزایش نرخ ارز می‌شود. افزایش نرخ ارز به همراه تحریم‌های مالی بین‌المللی، هزینه‌های مبادله بخش‌های وارداتی را افزایش داده و از یک طرف، منجر به افزایش هزینه‌های نهایی تولید و کاهش تولید و از سوی دیگر، منجر به افزایش تورم کالاهای مصرفی وارداتی و افزایش تورم کالاهای مصرفی خانوار و دولت می‌شود. از طرفی، افزایش هزینه‌های صادراتی به واسطه تحریم‌های مالی بین‌المللی، افزایش قدرت رقابت‌پذیری صادرات غیرنفتی را خنثی کرده و باعث کاهش صادرات غیرنفتی می‌شود. کاهش تولیدات داخلی و صادرات غیرنفتی و کاهش تولید بخش نفت، منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی به همراه تورم شده و شرایط رکود تورمی و افزایش بیکاری در اقتصاد ملی حاکم می‌شود.

بانک مرکزی نیز در اتخاذ سیاست‌های پولی خود، اولویت را به تورم داده و میزان رشد پایه پولی را کاهش می‌دهد. طبق نتایج مدل، بودجه دولت در اثر کاهش درآمدهای نفتی، دچار کسری می‌شود که طبق نتایج مدل، دولت کسری خود را با استفاده از اوراق و نه استقراض از بانک مرکزی، جبران می‌کند. سیاست‌های مالی دولت نیز در راستای کاهش رکود اقتصادی و حفظ رفاه عمومی، به سمت افزایش مصارف جاری با اولویت کالاهای مصرفی داخلی و حفظ مخارج عمرانی با اولویت کالاهای سرمایه‌ای داخلی سوق پیدا می‌کند.

نتایج این تحقیق، چند توصیه سیاستی مهم برای سیاستگذاران دارد. اول اینکه، کاهش سرمایه‌گذاری خانوار و روند استهلاک انباشت سرمایه، در بلندمدت حجم انباشت سرمایه که برای رشد و توسعه لازم است را به شدت کاهش می‌دهد که لازم است، سیاستگذاران درخصوص افزایش سرمایه‌گذاری خانوار برنامه‌ریزی کنند.

دوم، با توجه به آنکه اغلب میادین نفتی کشور در نیمه دوم عمر خود دچار افت فشار هستند، کاهش سرمایه‌گذاری خارجی و دولتی در صنایع نفت و گاز، مشکلات جدی برای تولید و بازدهی میادین نفتی ایجاد خواهند کرد که لازم است، سرمایه‌گذاری لازم با استفاده از ظرفیت‌های داخلی و شرکت‌های نفتی شرکای سیاسی ایران انجام گیرد.

سوم، با توجه به اینکه میزان مصرف داخلی از انرژی در خانوار و تولید تقریباً ثابت است، کاهش صادرات نفت منجر به کاهش تولید نفت می‌شود که سیاستگذاران می‌توانند با سرمایه‌گذاری بخصوص در پتروپالایشگاه‌ها، علاوه بر ارزش افزوده بالاتر نسبت به نفت خام و جلوگیری از بسته شدن چاه‌های نفت، تحریم‌های نفتی را راحت‌تر دور بزنند و با ایجاد تولید و اشتغال، تا حدودی جلوی رکود تورمی و بیکاری را بگیرند.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند. **تأییدیه‌های اخلاقی:** موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد) و نویسنده دوم (۵۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Abbaszadeh, P., Maleki, A., Alipour, M., & Maman, Y. K. (2013). Iran's oil development scenarios by 2025. *Energy Policy*, 56, 612–622. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.01.026>
- Adolfson, M., Laséen, S., Lindé, J., & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481–511. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2007.03.005>
- Aghazadeh, M. (2013). A historical overview of sanctions on Iran and Iran's nuclear program. *Journal of Academic Studies*, 14(56), 137–159.
- Ahmadi, A. (2018). The impact of economic sanctions and the JCPOA on energy sector of Iran. *Global Trade & Customs Journal*, 13(5), 198–223. <https://doi.org/10.54648/GTCJ2018023>
- Allegret, J. P., & Benkhodja, M. T. (2015). External shocks and monetary policy in an oil-exporting economy (Algeria). *Journal of Policy Modeling*, 37(4), 652–667.
- An, S., & Kang, H. (2011). Oil shocks in a DSGE model for the Korean economy. In *Commodity Prices and Markets*, East Asia Seminar on Economics (Vol. 20, pp. 295–321). University of Chicago Press. <https://www.nber.org/chapters/c11883>
- Babak, A. (2013). Threat of sanctions and management of resistance economy in Iran. *American Journal of Scientific Research*, 86, 111–116.
- Bahrami, J., Aghayan, B. S., & Jahangard, E. (2019). Inflation behavior of tradable and non-tradable dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) approach. *Economic Modelling*, 12(43), 25–50.
- Balke, N. S., & Brown, S. P. (2018). Oil supply shocks and the US economy: An estimated DSGE model. *Energy Policy*, 116, 357–372.
- Barkindo, M. S., & Al-Qahtani, A. S. (2019). *OPEC Annual Statistical Bulletin*. OPEC, Vienna, Austria.
- Bollino, C. A., Efird, B., Hasanov, F., & Hatipoğlu, E. (2019). *Iran Sanctions: Implications for the Oil Market* (Research Report No. KS-2019-II01). KAPSARC Center. <https://www.kapsarc.org/research/publications>
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 983–998. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(83\)90067-3](https://doi.org/10.1016/0304-3932(83)90067-3)
- Central Bank of Iran. (n.d.). *Time series information database*. Retrieved from <https://www.tsd.cbi.ir/>
- Clinton, B. (1997). *Developments Concerning the National Emergency with Respect to Iran*. U.S. Government Printing Office.
- Congress of the United States of America. (2012). *An Act to Strengthen Iran Sanctions Laws* (H.R.1905). https://www.treasury.gov/resourcecenter/sanctions/Documents/hr_1905_pl_112_158.pdf

- Devarajan, S., & Mottaghi, L. (2015). *Economic Implications of Lifting Sanctions on Iran* (Report No. 98389). The World Bank.
- Dib, A. (2003). An estimated Canadian DSGE model with nominal and real rigidities. *Canadian Journal of Economics*, 36(4), 949–972.
<https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2003.00198.x>
- Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic competition and optimum product diversity. *American Economic Review*, 67(3), 297–308.
<https://doi.org/10.2307/1807222>
- Dizaji, S. F., & Van Bergeijk, P. A. G. (2013). Potential early phase success and ultimate failure of economic sanctions: A VAR approach with an application to Iran. *Journal of Peace Research*, 50(6), 721–736.
<https://doi.org/10.1177/0022343313485487>
- Dizaji, S.F., & Farzanegan, M.R. (2019). Do sanctions constrain military spending of Iran?. *Defence Peace Econ.*, 1-26.
<https://doi.org/10.1080/10242694.2019.1622059>
- Drezner, D. W. (2024). Global economic sanctions. *Annual Review of Political Science*, 27
<https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-041322-032240>
- Dubowitz, M. (2015). *Implications of a Nuclear Agreement with Iran. Hearing before the House Committee on Foreign Affairs*. Foundation for Defense of Democracies. https://s3.useast2.amazonaws.com/defenddemocracy/uploads/documents/Dubowitz_Testimony_HFAC_Implications_of_a_Nuclear_Agreement.pdf
- Esfandiary, D., & Fitzpatrick, M. (2011). Sanctions on Iran: Defining and enabling 'success'. *Survival*, 53(5), 143–156.
<https://doi.org/10.1080/00396338.2011.621639>
- Esmailipour, M. E., Shirinbakhsh, M. S., & Ebrahimi, I. (2017). The effect of external shocks on Iran's oil economy: A DSGE-BVAR approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 4(2), 49–78.
- Estelami, H. (1999). A study of Iran's responses to US economic sanctions. *Middle East Review of International Affairs*, 3(3), 52.
- Eyler, R. (2007). *Economic sanctions: International policy and political economy at work*. Springer.
<https://doi.org/10.1057/9780230610002>
- Faraji, M., & Afshari, Z. (2014). Oil price shocks and economic fluctuations in Iran as a small open oil exporting economy. *Journal of Money and Economy*, 9(2), 87–117.
- Farzanegan, M. R. (2013). Effects of international financial and energy sanctions on Iran's informal economy. *SAIS Review of International Affairs*, 33(1), 13–36.
- Farzanegan, M. R., & Batmanghelidj, E. (2024). Understanding economic sanctions on Iran: A survey. *The Economists' Voice*, 20(2), 197–226.
<https://doi.org/10.1515/ev-2023-0014>
- Fayazmanesh, S. (2003). The politics of the US economic sanctions against Iran. *Review of Radical Political Economics*, 35(3), 221–240.

- Fayazmanesh, S. (2008). *The United States and Iran: Sanctions, wars and the policy of dual containment*. Routledge.
- Fiedler, R. (2013). Hard power dismisses soft power—the United States' relations with the Iranian Islamic Republic in the shadow of the nuclear program. *Przegląd Politologiczny*, 3, 27–38.
- Garshasbi, A., & Yusefi, M. (2016). Assessment of international sanctions on Iranian macroeconomic variables. *Journal of Economic Modeling Research*, 7(25), 129–182.
<https://doi.org/10.18869/acadpub.jemr.7.25.129>
- Ghomi, M. (2022). Who is afraid of sanctions? The macroeconomic and distributional effects of the sanctions against Iran. *Economics & Politics*, 34(3), 395–428.
- Ghorbani Dastgerdi, H., Yusof, Z. B., & Shahbaz, M. (2018). Nexus between economic sanctions and inflation: A case study in Iran. *Applied Economics*, 50(49), 5316–5334.
<https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1488064>
- Giumelli, F. (2011). *Coercing, constraining and signalling: Explaining UN and EU sanctions after the Cold War*. ECPR Press.
- Habibi, N. (2008). The Iranian economy in the shadow of economic sanctions. *Middle East Brief*, 31(7), 1–8.
- Hou, K., Mountain, D. C., & Wu, T. (2016). Oil price shocks and their transmission mechanism in an oil-exporting economy: A VAR analysis informed by a DSGE model. *Journal of International Money and Finance*, 68, 21–49.
- Hufbauer, G. C., Elliott, K. A., Cyrus, T., & Winston, E. (1997). *US economic sanctions: Their impact on trade, jobs, and wages* (Working Paper Special 2). Peterson Institute for International Economics.
- Hufbauer, G. C., Schott, J. J., Elliott, K. A., & Oegg, B. (2007). *Economic sanctions reconsidered* (3rd ed.). Peterson Institute for International Economics.
- Katzman, K. (2009). *Iran Sanctions Act (ISA)* (CRS Report No. ADA501361). Congressional Research Service.
<https://apps.dtic.mil/sti/citations/ADA501361>
- Katzman, K. (2014). *Easing US sanctions on Iran* (Atlantic Council Iran Task Force Paper, No. 5). South Asia Center.
https://www.files.ethz.ch/isn/181100/Easing_US_Sanctions_on_Iran.pdf
- Katzman, K. (2016). *Iran sanctions* (CRS Report No. RS20871). Congressional Research Service.
<https://www.crs.gov>
- Katzman, K. (2019). *Iran sanctions* (CRS Report No. RS20871). Congressional Research Service.
<https://www.crs.gov>
- Kazerooni, A., Asgharpour, H., & Khezri, A. (2016). The impact of economic sanctions on composition of major trade partners of Iran (1992–2013). *Iranian Journal of Trade Studies*, 79, 1–34. [In Persian]

- Kerr, P. K., & Katzman, K. (2018). *Iran nuclear agreement and U.S. exit* (CRS Report No. R43333). Congressional Research Service. <https://crsreports.congress.gov/product/pdf/R/R43333>
- Khodadadi, F., & Samsami, H. (2022). Evaluating the effectiveness of indirect monetary policy instruments under fractional reserve banking: The DSGE approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(2), 89–122. <https://doi.org/10.22034/ecoj.2022.49612.2990>
- Khosravi, M., & Mehrabi Boshrahadi, H. (2020). Agricultural economic dynamics in a Bayesian DSGE model for Iran. *Iranian Economic Review*, 24(1), 267–297. [In Persian]
- Khodadadi, F., & Samsami, H. (2022). Evaluating the effectiveness of indirect monetary policy instruments under Fractional Reserve Banking: The DSGE approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, 9(2), 89–122. doi: 10.22034/ecoj.2022.49612.2990. [In Persian]
- Khodadadi, F. and samsami, H. (2025). Macroeconomic Effects of Exchange Rate Shock under Fractional and Full Reserve Banking A DSGE Approach. *Economic Research and Perspectives*, 25(2), 171–210. doi: 10.48311/ecor.2025.13660. [In Persian]
- Khodadadi F. (2025). Evaluating the Effect of Monetary Policymaker on the Stability of Iran's economy: A DSGE Approach. *JEPR*. 29(4), 95–130. URL: <http://ejprj.ir/article-1-2300-fa.html>. [In Persian]
- Le, V. P. M., Meenagh, D., Minford, P., & Wickens, M. (2011). How much nominal rigidity is there in the US economy? Testing a New Keynesian DSGE Model using indirect inference. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 2078–2104. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2011.08.009>
- Lias, S. (2010). *Iran's economic conditions: US policy issues*. DIANE Publishing.
- Lopez, G. A., & Cortright, D. (1995). The sanctions era: An alternative to military intervention. *Fletcher Forum of World Affairs*, 19, 65–85.
- Madanizadeh, S. A., & Ebrahimian, M. (2018). Design and calibration of basic dynamic general equilibrium model for Iranian economy. *Economic Policy and Research Quarterly*, 25(84), 7–42. [In Persian]
- Manzoor, D., & Mostafapour, M. (2013). Reviewing unfair sanctions: Features, objectives and fulfilled measures. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, 1(2), 21–42. [In Persian]
- Manzoor, D., & Taghipour, A. (2016). A dynamic stochastic general equilibrium model for an oil exporting and small open economy: The case of Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, 23(75), 7–44. [In Persian]
- Medina, J. P., & Soto, C. (2007). *Copper price, fiscal policy and business cycle in Chile* (Working Papers No. 458). Central Bank of Chile. https://www.researchgate.net/profile/Claudio_Soto2/publication/28208383_Copper_Price_Fiscal_Policy_and_Business_Cycle_in_Chile/links/02e7e52386d4f96651000000.pdf
- Meyer, K. E., Fang, T., Panibratov, A. Y., Peng, M. W., & Gaur, A. (2023). International business under sanctions. *Journal of World Business*, 58(2), 101426. <https://doi.org/10.1016/j.jwb.2023.101426>

- Monacelli, T. (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047–1066.
<https://doi.org/10.1353/mcb.2006.0007>
- Nakhli, S. R., Rafat, M., Bakhshi Dastjerdi, R., & Rafei, M. (2020). A DSGE analysis of the effects of economic sanctions: Evidence from the central bank of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, 9(1), 35–70.
- Nakhli, S. R., Rafat, M., Dastjerdi, R. B., & Rafei, M. (2021). Oil sanctions and their transmission channels in the Iranian economy: A DSGE model. *Resources Policy*, 70, 101963.
<https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.101963>
- National Iranian Oil Products Distribution Company. (n.d.). *Consumption of oil products statistics*. Retrieved from.
<https://niopdc.ir> [In Persian]
- Nematollahi, S., & Garshasbi, A. (2014). The study of non-oil export diversification in the status of the international sanction during the period of 2004–2012. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 4, 73–93. [In Persian]
- Nephew, R. (2017). *The art of sanctions: A view from the field*. Columbia University Press.
- Nephew, R. M. (2015). *Implications of new oil sanctions on Iran*. Center on Global Energy Policy, Columbia University.
<https://academiccommons.columbia.edu/doi/10.7916/D8C53NWT>
- Nossal, K. R. (1989). International sanctions as international punishment. *International Organization*, 43(2), 301–322.
- Obama, B. (2011). Executive Order 13590 of November 20, 2011: Authorizing the imposition of certain sanctions with respect to the provision of goods, services, technology, or support for Iran's energy and petrochemical sectors. *Federal Register*, 76(226), 72609–72611.
<https://www.hsdl.org>
- Obama, B. (2012). Executive Order 13622 of July 30, 2012: Authorizing additional sanctions with respect to Iran. *Federal Register*, 77(148), 45897–45899.
<https://www.hsdl.org>
- Orakhelashvili, A. (2004). Oil platforms (Islamic Republic of Iran v United States of America), merits, judgment of 6 November 2003. *International and Comparative Law Quarterly*, 53(3), 753–761.
- Özdamar, Ö., & Shahin, E. (2021). Consequences of economic sanctions: The state of the art and paths forward. *International Studies Review*, 23(4), 1646–1671.
<https://doi.org/10.1093/isr/viab089>
- Rahmani, T., & Fallahi, S. (2019). The role of financial frictions in Iran's business cycles: A DSGE approach. *Iranian Economic Review*, 23(2), 341–372. [In Persian]
- Rahmati, M. H., Karimi Rad, A., & Madanizadeh, S. A. (2016). The impact of international sanctions on Iran's economy 1391–1392. *Tahghighate Eghtesadi*, 51(3), 569–594. [In Persian]
- Rennack, D. E. (2018). Iran: US economic sanctions and the authority to lift restrictions (updated). *Current Politics and Economics of the Middle East*, 9(1), 19–82.

- Rezaei, F. (2017). The Rouhani presidency: The road to rollback. In *Iran's nuclear program* (pp. 197–243). Palgrave Macmillan.
<https://doi.org/10.1007/978-3-319-44120-7>
- Rotemberg, J. J. (1982). Monopolistic price adjustment and aggregate output. *Review of Economic Studies*, 49(4), 517–531.
<https://doi.org/10.2307/2297284>
- Sadeghi, A., & Tayebi, S. K. (2018). Effects of international sanctions and other determinants on Iran's inflation rate (1981–2014). *Iranian Economic Research*, 23(74), 33–57. [In Persian]
- Sajadpour, S. K., & Vakili, F. (2015). International sanctions regime: Foundations, decision-making processes, executive institutions, and performance measurement. *Foreign Relations*, 1(7), 39–64. [In Persian]
- Sameti, M., & Gaafary, G. H. (2018). Fiscal disequilibrium and high inflation rate in Iran. *Iranian Economic Research*, 7(24), 95–116. [In Persian]
- Samimi, A. J., & Jamshidbaygi, S. (2011). Budget deficit and inflation: A sensitivity analysis to inflation and money supply in Iran. *Middle East Journal of Scientific Research*, 8(1), 257–260. [In Persian]
- Samore, G. (2015). *Sanctions against Iran: A guide to targets, terms, and timetables*. Belfer Center for Science and International Affairs, Harvard Kennedy School. <https://www.belfercenter.org/publication/sanctions-against-iran-guide-targets-terms-and-timetables>
- Schott, J. J. (2006). *Economic sanctions, oil, and Iran*. Peterson Institute for International Economics.
- Statistical Center of Iran. (n.d.). *Data and statistical information*. Retrieved from <https://www.amar.org.ir/>
- Singh, S. (2012). *WTO compatibility of United States secondary sanctions relating to petroleum transactions with Iran*. Neu Delhi.
- Speller, I. (2003). A splutter of musketry? The British military response to the Anglo-Iranian oil dispute, 1951. *Contemporary British History*, 17(1), 39–66.
- Tavakolian, H., & Ghiaie, H. (2019). *Optimal inflation targeting in a dual-exchange rate oil economy* (No. 2019-09). THEMA (Théorie Économique, Modélisation et Applications), Université de Cergy-Pontoise.
- Tayebi, S. K., & Sadeghi, A. (2017). The impacts of international sanctions and other factors affecting exchange rate in Iran. *Tahghighate Eghtesadi*, 52(3), 641–661. [In Persian]
- Torbat, A. E. (2005). Impacts of the US trade and financial sanctions on Iran. *The World Economy*, 28(3), 407–434.
- Trump, D. (2018). Executive Order 13846 of August 6, 2018: Reimposing certain sanctions with respect to Iran. *Federal Register*, 83(152), 38939–38947.
<https://www.hsdl.org>
- World Bank. (n.d.). *Fuel exports (% of merchandise exports)*. Retrieved from <https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.FUEL.ZS.UN>

Investigating the Effect of Poverty on Environmental Degradation through Institutional Quality, Restrictive Regulations, and Energy Prices in Iranian Provinces Using a Spatial Panel Approach

Morteza Afghah¹ , Yaghoub Andayesh² Amin Mansouri³
Azin Khoramzadeh⁴

1. Associate Professor, Economic Development, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: m.afghah@scu.ac.ir
2. Assistant Professor, Natural Resources, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran. E-mail: andayesh230@scu.ac.ir
3. Associate Professor, Econometrics, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran. E-mail: sa.mansouri@scu.ac.ir
4. Ph.D Candidate of Economic Development, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran. E-mail: Az.khoram@gmail.com

Abstract

The nexus between poverty and environmental degradation, along with the moderating role of institutional variables, constitutes a fundamental challenge for sustainable development. This study aims to spatially analyze the impact of poverty on environmental quality across Iranian provinces over the period 2011–2020. To this end, a “Composite Environmental Degradation Index” was first constructed using Principal Component Analysis (PCA), incorporating six components: water scarcity and pollution, air and soil pollution, deforestation, and climate change. Subsequently, the impact of poverty on this index was estimated using a Spatial Panel Data model, considering the roles of institutional quality, restrictive regulations, and energy prices. The empirical findings indicate that poverty has a positive and significant effect on environmental degradation; implying that an increase in poverty intensifies environmental degradation not only in the source province but also in neighboring provinces through spatial spillover effects. Furthermore, the results revealed that increases in per capita income and improvements in institutional quality have a negative and significant impact on the environmental degradation index—not only in the source province but also in adjacent provinces—signifying an improvement in environmental quality at the regional level. In contrast, energy prices and restrictive regulations exhibited a positive and significant relationship with the environmental degradation index. Consequently, policies focused on poverty alleviation and institutional enhancement in one region will yield positive external benefits for environmental sustainability in neighboring regions, beyond their local impacts..

Article information

Review History:

Received: nov. 15, 2024

Revised: dec. 5, 2024

Accepted: jan. 5, 2025

Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Energy Prices
Institutional Quality
Provinces of Iran
Restrictive Regulations

JEL Classification:

I32, O13, Q56

Corresponding Author:

m.afghah@scu.ac.ir



Aim and Introduction:

The primary objective of this study is to investigate the influence of poverty on environmental degradation through a set of interrelated channels, including institutional quality, restrictive regulations, and energy prices across Iranian provinces from 2011 to 2020 (1390–1399), using a spatial panel data framework. Poverty, inequality, and unfair income distribution, along with their associated socio-environmental crises, pose significant challenges to both developed and developing nations. Key consequences of environmental degradation include water scarcity, air and soil pollution, deforestation, biodiversity loss, and climate change driven by global warming.

In this study, a “Composite Environmental Degradation Index” is developed using Principal Component Analysis (PCA) to integrate six critical environmental indicators: water scarcity, water pollution, air pollution, soil pollution, deforestation, and climate change.

Methodology:

To capture the multidimensional nature of environmental degradation, this study constructs a composite index via PCA, encompassing the six aforementioned environmental variables. Given the spatial interdependence of environmental outcomes across provinces, spatial econometric techniques are employed. Conventional econometric models are inadequate when observations are geographically dependent. Therefore, the Spatial Panel Data model is utilized to account for spatial lags and spillover effects, allowing for a more accurate assessment of inter-provincial interactions and the distinction between direct (own) and indirect (spillover) effects.

Findings:

The empirical results reveal significant spatial interactions. Specifically:

Income: The spillover effects resulting from a 1% sudden change in per capita income in neighboring provinces are greater than the direct effects within the source province. The net outcome contributes to an overall improvement in environmental quality (reduction in degradation).

Poverty: The spillover effects caused by a 1% sudden change in the poverty index in neighboring provinces exceed the direct effects within the source province, operating in the same direction. The overall result is a 0.49% increase in environmental degradation.

Energy Prices: In contrast, a 1% sudden change in energy prices in the source province has stronger environmental spillover effects than similar changes in neighboring provinces. The net result is a 2% increase in environmental degradation.

Institutional Quality: The spillover effects from a 1% sudden change in institutional quality within the source province are more significant than those

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.4, 2026, pp: 227-256

from neighboring provinces. This results in a 0.35% improvement in environmental quality (reduction in degradation).

Restrictive Regulations: Finally, the spillover effects caused by a 1% sudden change in restrictive environmental regulations within the source province are stronger than those from neighboring provinces. Contrary to theoretical expectations, the outcome is a 0.65% increase in environmental degradation.

Discussion and Conclusion:

The results of the spatial econometric models indicate that rising poverty in a region leads to the propagation of environmental degradation through economic, social, and environmental interconnections with neighboring provinces. These findings support the “poverty-environment trap” theory, which highlights a bidirectional reinforcing relationship between poverty and the overexploitation of natural resources.

One of the most significant findings is the negative and statistically significant effect of institutional quality on environmental degradation (i.e., it improves the environment). Provinces with higher institutional quality tend to implement more effective policies, enhance monitoring, ensure law enforcement, and foster transparency, thereby mitigating environmental harm.

Per capita income also exhibits a significant negative impact on environmental degradation. This suggests that higher economic well-being raises public awareness and shifts consumption behaviors toward cleaner technologies, aligning with the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis.

Unexpectedly, energy prices and restrictive regulations are positively associated with environmental degradation. The positive link with energy prices suggests inefficiencies in pricing policies, where higher prices might encourage the use of cheaper, more polluting alternatives or illegal consumption. Similarly, the counterintuitive result regarding regulations implies that the mere existence of environmental laws is insufficient. Without effective enforcement mechanisms and quality governance, regulations may be bypassed or poorly implemented, inadvertently failing to curb environmental damage.

In summary, the study concludes that while poverty, energy prices, and ineffective regulations exacerbate environmental degradation locally and regionally, improvements in institutional quality and per capita income act as effective levers for environmental sustainability.

بررسی اثر فقر بر تخریب محیط زیست از مجاری کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی در استان های ایران با استفاده از الگوی داده های پانل فضایی

سیدمرتضی افقه^۱ ، یعقوب اندایش^۲، سیدامین منصوری^۳، آذین خرمزاده^۴

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهیدچمران اهواز، ایران (نویسنده مسئول).
m.afghah@scu.ac.ir

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهیدچمران اهواز، ایران.
andayesh230@scu.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهیدچمران اهواز، ایران.
sa.mansouri@scu.ac.ir

۴. دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهیدچمران اهواز، ایران.
az.khoram@gmail.com

اطلاعات مقاله

چکیده

تاریخچه داوری:

دریافت: ۱۴۰۳/۸/۲۵

بازنگری: ۱۴۰۳/۹/۱۵

پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۱۶

انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵

کلمات کلیدی:

استان های کشور

قیمت انرژی

کیفیت نهادی

مقررات بازدارنده

طبقه‌بندی JEL:

I32, O13, Q56

نویسنده مسئول:

m.afghah@scu.ac.ir

رابطه متقابل فقر و تخریب محیط زیست و نحوه اثرگذاری متغیرهای نهادی بر این رابطه، از چالش‌های اساسی در مسیر توسعه پایدار به شمار می‌رود. پژوهش حاضر با هدف تحلیل فضایی اثر فقر بر کیفیت محیط زیست در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۹ انجام شده است. بدین منظور، ابتدا با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، یک «شاخص ترکیبی تخریب محیط زیست» مبتنی بر شش مؤلفه (کمبود و آلودگی آب، آلودگی هوا و خاک، جنگل‌زدایی و تغییرات اقلیمی) ساخته شد. سپس تأثیر فقر بر این شاخص با در نظر گرفتن نقش متغیرهای کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی، در قالب الگوی داده‌های پانل فضایی (Spatial Panel Data) مورد سنجش قرار گرفت. یافته‌های تجربی نشان می‌دهد که فقر تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تخریب محیط زیست دارد؛ به این معنا که افزایش فقر نه تنها در استان مبدأ، بلکه از طریق اثرات سرریز فضایی در استان‌های همجوار نیز منجر به تشدید تخریب محیط زیست می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که افزایش درآمد سرانه و ارتقای کیفیت نهادی، نه تنها در استان مبدأ، بلکه در استان‌های همجوار نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص تخریب محیط زیست دارند که به معنای بهبود کیفیت محیط زیست در سطح منطقه‌ای است؛ در حالی که رابطه قیمت انرژی و مقررات بازدارنده با شاخص تخریب محیط زیست، مثبت و معنی‌دار برآورد شد. بر این اساس، سیاست‌گذاری‌های متمرکز بر فقرزدایی و ارتقای کیفیت نهادی در یک منطقه، علاوه بر اثرات محلی، دارای پیامدهای مثبت خارجی بر پایداری محیط زیست در مناطق همجوار نیز خواهد بود.

۱. مقدمه

فقر، نابرابری، توزیع ناعادلانه ثروت و به‌دنبال آن، بحران‌های به‌وجود آمده از آن مانند تخریب فزاینده محیط زیست، از مشکلاتی هستند که جامعه بشری را تحت تأثیر قرار داده است. در چند دهه اخیر، موضوع تخریب محیط زیست و خطرات آن، بیش از هر زمان دیگری مطرح شده و دارای اهمیت بالایی است (تودارو، ۲۰۲۰). بیشتر دیدگاه‌های کلاسیک، فقر را پیشران تخریب محیط زیست می‌دانند. توماس مالتوس^۲، معتقد بود که رشد جمعیت، طبیعت و تهیه غذا را تهدید می‌کند و هرگز با چنین رشدی تناسب ندارد و همواره چشم‌اندازهای پیشرفت را تهدید می‌کند. دادن منابع بیشتر به فقرا، فقط بر تعداد آنها می‌افزاید. پس دولت نباید به فقرا کمک کند. در مقابل، در رویکردها و نظریه‌های جدید، اعتقاد بر این است که نقش فقرا و کشورهای فقیر در مقابل افراد و کشورهای ثروتمند در تخریب محیط زیست اندک است. شاخص ردپای اکولوژیک در تطابق با نظریهٔ تردمیل تولید^۳ اشنایرگ^۴ (۱۹۸۰)، مهم‌ترین رویکردی است که بر این باور تأکید دارد (واگرنالگ و رس، ۱۹۹۸).

ازسوی دیگر، ویژگی‌های فرهنگی، اقتصادی و جغرافیایی، هر دو دیدگاه غالب را به چالش می‌کشاند و سبب رسیدن به نتایج متفاوتی می‌شود. بدین سبب، در پژوهش‌های متنوعی که دربارهٔ این دیدگاه‌ها وجود دارد، نتایج گاهی با پارادایم غالب تضاد دارد.

در سال‌های اخیر، همگام با رشد توجه به چالش‌های زیست محیطی، بر چگونگی شناسایی عوامل تخریب محیط زیست در سطوح منطقه‌ای و استانی تأکید شده است. در این میان، در بسیاری از مطالعات انجام شده در ایران، بویژه در رویکردهای عمومی و ملی، به ویژگی‌ها و اثرات محلی فقر به عنوان عاملی در تخریب محیط زیست توجه چندانی نشده است؛ در حالی که ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی و نهادی استان‌های ایران متفاوت است و این تفاوت‌ها می‌تواند نحوه تأثیرگذاری فقر بر محیط زیست را تغییر دهد.

در غیاب دولت‌های محلی در ایران و تمرکز تصمیم‌گیری در سطح ملی، تحلیل تعاملات استانی از طریق رویکردهای سرریز فضایی ضروری است. در پژوهش حاضر سعی بر این است که اثرات فقر را از طریق کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی در سطح استان‌های ایران تحلیل کند. این مطالعه همچنین به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا اثرات مخرب فقر بر محیط زیست را شناسایی کرده و سیاست‌های مناسبی را برای کاهش این اثرات ارائه دهند.

اغلب مطالعاتی که فقر و تخریب محیط زیست در سطوح ملی یا بین‌المللی را مورد بررسی قرار داده‌اند، یا در روابط عمومی یا بر اساس تأثیر یک یا چند متغیر محدود بوده است. در این مطالعه،

1. Todaro (2020).
2. Thomas. R. Malthus
3. Treadmill of Production Theory
4. Schnaiberg (1980).
5. Wackernagel & Rees (1998).

برای اولین بار در ایران، میزان تخریب محیط زیست با توجه به میزان چند شاخص آلودگی آب، خاک، هوا، جنگل زدایی و تغییر اقلیم به عنوان یک شاخص ترکیبی تعیین شده و در این راستا، با در نظر گرفتن کانال‌های مختلف، تأثیر فقر بر این شاخص ترکیبی مورد توجه قرار گرفته است. این مطالعه که با داده‌های پانل فضایی با استفاده از شاخص‌های مدرن تحلیل شده است، علاوه بر ارائه شواهدی در مورد تأثیرات کیفیت نهادی و مقررات بازدارنده، تجزیه و تحلیلی از چگونگی تأثیر فقر بر تخریب محیط زیست در سطح استان انجام می‌دهد. از این رو، پیشنهادهایی به منظور بهبود کاهش تخریب محیط زیست ارائه شده که منجر به افزایش کیفیت زندگی در استان‌های ایران خواهد شد. فقر و اثر آن بر تخریب محیط زیست، به عنوان یکی از چالش‌های مهم توسعه پایدار کشورهای در حال توسعه شناخته می‌شود، اما فقدان تحقیقات و مطالعات جامع و مدون در این زمینه در کشور، به شدت به چشم می‌خورد. اولویت تحقیق این است که نشان دهد وجود فقر به این معنا نیست که تخریب محیط زیست به عنوان پیامد حتمی آن است. نتایج این تحقیق می‌تواند با تغییر نگرش نسبت به فقرا و عملکرد و رفتار آنها نسبت به شوک‌های وارده از سوی نهادها و قوانین وضع شده در کشور در سیاست‌گذاری‌های آتی مؤثر و مفید واقع شود. بعضی از این شوک‌ها می‌تواند قیمت‌گذاری دولت بر انرژی و یا پرداخت جریمه برای جبران خسارت وارده به محیط زیست و یا وضع قوانین پاک باشد. هدف از نگارش این مقاله، بررسی تأثیر فقر بر تخریب محیط زیست به واسطه مجموعه‌ای از مجراهای اثرگذاری به‌طور همزمان و در قالب الگوی پانل فضایی در استان‌های ایران است. در واقع، مجاری اثرگذاری فقر از طریق عوامل نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی بر تخریب محیط زیست در سطح استان‌های کشور، شناسایی خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

در این قسمت، مطالعات مرتبط با عنوان تحقیق و مطالعاتی که برخی از واژگان کلیدی پژوهش حاضر را در بر گرفته‌اند، به‌صورت مختصر شرح داده می‌شوند. ابتدا مطالعات داخلی و سپس مطالعات خارجی بیان و در نهایت نوآوری پژوهش ارائه می‌گردد.

حمزه‌ای و محمدی (۱۳۹۱)، در مدل مقاله "فقر و تخریب محیط زیست با مطالعه موردی: دهستان جلالوند استان کرمانشاه"، رابطه‌ای دوطرفه بین فقر و تخریب محیط زیست را بررسی کرده و نتیجه می‌گیرند، عواملی مانند عوامل محیطی، عدم رسیدگی دولت به منابع طبیعی، ناکارآمدی سیاست‌های بازدارنده از تخریب محیط زیست نیز در ایجاد این رابطه، نقش تأثیرگذاری دارند. عوامل محیطی و عدم رسیدگی دولت به منابع طبیعی بیش از ناکارآمدی سیاست‌های بازدارنده، در تقویت چرخه شوم فقر و تخریب محیط زیست مؤثرند.

فلاحی و حکمتی فرید (۱۳۹۲)، به "بررسی عوامل مؤثر بر میزان انتشار گاز دی اکسید کربن در استان‌های کشور" با مدل داده‌های تابلویی در سال‌های ۸۶-۱۳۸۲ پرداخته‌اند. نتایج حاکی است

شدت انرژی، درآمد سرانه واقعی، میزان جمعیت و نرخ شهرنشینی، از عوامل مهم اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر آلودگی محیط زیست هستند.

عزیزی و پوراصغر سنگاچین (۱۴۰۰)، به "بررسی رابطه فقر و شاخص عملکرد محیط زیست در کشورهای با گروه درآمدی مختلف" پرداختند. نتایج نشان داد، همبستگی بین دو متغیر ۰/۵۰- است. یعنی با کاهش فقر، شاخص عملکرد محیط زیست نیم واحد بهبود می‌یابد. تحلیل رگرسیونی با توجه به گروه‌بندی درآمدی کشورها به وسیله بانک جهانی نیز نشان داد، در کشورهای با درآمد کم، بین درآمد و شاخص عملکرد محیط زیست آن‌ها ارتباط منفی و معناداری وجود دارد.

سامانی و همکاران (۱۴۰۳)، به تعیین رابطه علی بین تخریب محیط زیست و نابرابری درآمد در استان‌های ایران پرداختند. نتایج نشان‌دهنده علیت یک طرفه از نابرابری درآمد به تخریب محیط زیست است و تخریب محیط زیست، علت نابرابری درآمدی نیست. در حالی که نابرابری درآمد منجر به تخریب محیط زیست می‌شود، عوامل دیگری در ایجاد نابرابری درآمد نقش دارند. نابرابری درآمد، سرانه تولید ناخالص داخلی و ساختار صنعتی، باعث افزایش و شدت انرژی، آموزش و بودجه زیست محیطی دولت، باعث کاهش تخریب محیط زیست می‌شود. تخریب محیط زیست، آموزش و تولید ناخالص داخلی سرانه بر نابرابری درآمد تأثیر منفی می‌گذارد، در حالی که بودجه حفاظت از محیط زیست و مالیات، نابرابری درآمد را بدتر می‌کند.

بندری و خسروی (۱۴۰۲)، به بررسی اثر فقر روستایی بر تخریب جنگل‌های زاگرس پرداختند. یافته‌های این تحقیق، نشان داد، پایین بودن سطح اقتصادی روستا و درآمد کم خانوارهای روستایی، یکی از دلایل تخریب جنگل‌های زاگرس است.

السدير و کارولین (۲۰۱۰)، به "ارزیابی رابطه بین فقر و آب در مناطق روستایی کشور چین با تأکید بر ابعاد توسعه در بین ۵۳۴ خانوار" پرداخته و نشان دادند، رابطه مثبت بین دسترسی به آب و احتمال رهایی از فقر وجود دارد.

خان (۲۰۲۱) به "چگونه تمرکززدایی مالی بر انتشار CO₂ تأثیر می‌گذارد؟ نقش‌های نهادها و سرمایه انسانی" پرداخته است. از این رو، علاوه بر تأثیر مستقیم، فرض می‌کند که تمرکززدایی مالی می‌تواند به طور غیرمستقیم بر انتشار CO₂ تأثیر بگذارد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که با مجوز دادن به یک واحد پایین‌تر از ایالت، کشورها می‌توانند برای بهبود کیفیت محیطی با موفقیت سیاست‌های مرتبط را اجرا کنند.

1. Alasdair (2010).

2. Caroline (2010).

3. Khan (2021).

احمد^۱ (۲۰۲۲)، به "توسعه مالی و تخریب محیط زیست: آیا انسان سرمایه و کیفیت نهادی تفاوت ایجاد می کند؟" پرداخته است. اثرات منفی اکولوژیکی توسعه مالی تحلیل علیت، نشان داد که هر سیاستی مربوط به توسعه مالی، سرمایه انسانی و کیفیت سازمانی بر EF تأثیر می گذارد. هونجرا (۲۰۲۳) به "بررسی بین منطقه ای کیفیت نهادی و توسعه پایدار" در اقتصاد در حال توسعه متعلق به مناطق مختلف طی دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. به عنوان شاخص های توسعه پایدار، صرفه جویی خالص تعدیل شده برای پایداری اقتصادی و انتشار CO₂ و حفظ مناطق جنگلی را به عنوان محیط زیست در نظر می گیرد. بر این اساس، نتایج مربوط به تأثیر متفاوت مؤلفه های تفکیک شده نهادی بر شاخص های توسعه پایدار در سراسر مناطق، باید هنگام طراحی سیاست های زیست محیطی منطقه ای در نظر گرفته شود.

کریستن و همکاران^۲ (۲۰۲۳)، در مطالعه ای با عنوان "فرار از دام فقر-محیط زیست: بررسی رابطه غیرخطی بین تخریب محیط زیست و فقر"، به بررسی ارتباط پیچیده بین فقر و تخریب محیط زیست می پردازند. نتایج این تحقیق، نشان می دهد، در حالی که فقر به عنوان عامل تخریب محیط زیست شناخته شده، تخریب محیط زیست به طور نامتناسبی بر فقرا تأثیر می گذارد و تله فقر-محیط زیست را تقویت می کند.

راکشید و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، به بررسی اثرات فقر و شهرنشینی بر تخریب محیط زیست در جنوب صحرای آفریقا می پردازند. یافته ها نشان می دهد که هم فقر و هم شهرنشینی سریع، به طور قابل توجهی به چالش های زیست محیطی در منطقه کمک می کنند و بر نیاز به سیاست های یکپارچه ای که توسعه اقتصادی و پایداری زیست محیطی را همزمان مورد توجه قرار می دهند، تأکید می کند.

روتینا و همکاران^۴ (۲۰۲۴)، به بررسی ارتباط متقابل بین مسائل زیست محیطی، فقر و بازنمایی رسانه ای می پردازد. این تحقیق چگونگی چهارچوب بندی این موضوعات و تأثیر آنها بر ادراک عمومی و سیاست گذاری را تحلیل می کند. این مطالعه بر نقش رسانه ها در شکل دهی روایت ها پیرامون فقر و تخریب محیط زیست تأکید می کند، که می تواند بر تصمیم گیری های سیاست گذاری و آگاهی عمومی تأثیر بگذارد.

دادا و همکاران^۵ (۲۰۲۴)، نقش تعدیل کننده توسعه مالی را در پیوند بین فقر انرژی و محیط زیست پایدار در کشورهای آفریقایی بررسی کردند. نتایج نشان می دهد که دسترسی به انرژی پاک و الکتریسیته، تأثیر منفی بر رد پای اکولوژیکی دارد. از این رو، فقر انرژی، باعث افزایش تخریب محیط زیست می شود. توسعه مالی به طور مثبت بر تخریب محیط زیست تأثیر می گذارد. به طور مشابه،

1. Ahmed (2022).
2. Kirsten et al. (2023).
3. Rakshid et al. (2023).
4. Rotina et al. (2024).
5. Dada et al. (2024).

اصطلاح تعاملی فقر انرژی و توسعه مالی، تأثیر مثبت قابل توجهی بر رد پای اکولوژیکی دارد. بنابراین، بخش مالی به فقر انرژی و تخریب محیط زیست می افزاید. علاوه بر این، درآمد سرانه و نهادهای، کیفیت محیطی را بدتر می کنند؛ در حالی که شهرنشینی باعث تقویت محیط زیست می شود.

اسدالله و همکاران^۱ (۲۰۲۴)، به بررسی رابطه بین فساد، نابرابری درآمد، و تخریب محیط زیست در پاکستان با استفاده از داده‌های سری زمانی از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۲ پرداختند. در غیاب فساد، نابرابری درآمد، یک همبستگی منفی با تخریب محیط زیست نشان می دهد، به این معنی که توزیع عادلانه تر درآمد، ممکن است فشارهای محیطی را کاهش دهد. با این حال، این رابطه در حضور فساد معکوس می شود، جایی که اثر ترکیبی فساد و نابرابری درآمد تأثیر مثبتی بر تخریب محیط زیست در درازمدت دارد. این یافته‌ها بر ماهیت چندوجهی رابطه بین عوامل اجتماعی-اقتصادی و نتایج زیست محیطی تأکید می کنند و اهمیت در نظر گرفتن عوامل زمینه‌ای مانند فساد در درک پویایی‌های تخریب محیط زیست را برجسته می کنند.

راسیگنولی^۲ (۲۰۲۴)، به بررسی رابطه بین فقر انرژی، عدالت زیست محیطی و جابه‌جایی اجباری پرداخت. یافته‌ها نشان داد، عدم شناسایی وضعیت قانونی افراد آواره شده در پی اختلالات زیست محیطی، مستلزم تأمل عمیق تری در مورد سیاست‌های آینده جایگزین است.

ناک^۳ (۲۰۲۴)، به بررسی موضوع تخریب محیط زیست و کاهش فقر در جوامع منتخب در ایالت ریورز، نیجریه پرداخت. یافته‌ها نشان داد که بین تخریب محیط زیست و ناتوانی در دستیابی به فقرزدایی در جوامع منتخب به‌رغم تمام تلاش‌های دولت، ارتباط معناداری وجود دارد، که به سادگی ریشه در این واقعیت دارد که با ادامه تخریب غیرانسانی اکوسیستم طبیعی شرکت‌های چندملیتی نفت، توانایی جوامع میزبان برای ارتقاء معیشت سالم بویژه برای آنهایی که برای زندگی خود به کشاورزی، ماهیگیری و شکار وابسته هستند، به‌طور چشمگیری تضعیف می شود.

مطالعات موجود درباره رابطه فقر و تخریب محیط زیست، اغلب به‌صورت کلی یا در مقیاس ملی انجام شده و معمولاً تنها یک یا چند عامل محدود را مورد بررسی قرار داده‌اند. به‌عنوان مثال، در بیشتر پژوهش‌ها، تخریب محیط زیست تنها به یک جنبه مانند آلودگی هوا یا جنگل‌زدایی محدود شده است. در ایران، مطالعات منطقه‌ای و استانی در این حوزه بسیار محدود است و ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی و نهادی استان‌ها که می‌توانند نحوه تأثیرگذاری فقر بر محیط زیست را تغییر دهند، به‌طور کامل بررسی نشده‌اند. همچنین، فقدان تحلیل جامع درباره اثرات فضایی و سرریز فقر و تخریب محیط زیست میان استان‌های همجوار، یک شکاف عمده در ادبیات تحقیق محسوب می‌شود؛ در حالی که

1. Asadollah et al. (2024).

2. Rosignoli (2024).

3. Noc (2024).

در غیاب دولت‌های محلی و با تمرکز تصمیم‌گیری در سطح ملی، درک تعاملات استانی و فضایی اهمیت بالایی دارد.

این مطالعه با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)^۱، شاخصی ترکیبی از تخریب محیط زیست ارائه داده است. این رویکرد، برای نخستین بار در ایران، امکان بررسی جامع‌تر تخریب محیط زیست را فراهم کرده است. همچنین، این پژوهش، اثرات فقر بر تخریب محیط زیست را از طریق چندین مجرای اثرگذاری شامل کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده، و قیمت انرژی به‌طور همزمان تحلیل می‌کند. به‌کارگیری روش اقتصادسنجی فضایی برای بررسی سرریزهای بین استانی، یکی دیگر از جنبه‌های نوآورانه این تحقیق است که امکان تحلیل ارتباط بین تخریب محیط زیست یک استان و استان‌های مجاور را فراهم می‌سازد. علاوه بر این، پژوهش حاضر، نه تنها به تحلیل اثرات مستقیم فقر بر محیط زیست می‌پردازد، بلکه اثرات غیرمستقیم و سرریز را نیز مورد توجه قرار داده است. نتایج این مطالعه، نشان داده که سیاست‌های بهبود کیفیت نهادی یا کاهش فقر در یک استان، می‌تواند تأثیرات قابل‌توجهی بر استان‌های همجوار داشته باشد. به این ترتیب، این تحقیق به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا به‌جای تمرکز صرف بر راهکارهای محلی، سیاست‌هایی را طراحی کنند که اثرات گسترده‌تر و منطقه‌ای داشته باشند.

۳. مبانی نظری

۳-۱. نظریه‌های مرتبط با فقر و تخریب محیط زیست

فرضیه زیست محیطی کوزنتس (EKC)^۲، یکی از مفاهیم کلیدی در تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست است. این فرضیه بیان می‌کند که رابطه‌ای غیرخطی و به شکل U معکوس بین این دو عامل وجود دارد. در مراحل اولیه توسعه اقتصادی، افزایش فعالیت‌های تولیدی و مصرف انرژی‌های فسیلی موجب تخریب محیط زیست می‌شود، اما با رسیدن به یک سطح مشخص از درآمد سرانه، سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک، آگاهی زیست محیطی، و سیاست‌های دولتی، منجر به کاهش تخریب محیط زیست می‌گردد. این نظریه اهمیت سیاست‌گذاری مناسب برای عبور سریع‌تر از نقطه اوج تخریب را نشان می‌دهد.

نظریه چرخه فقر- محیط زیست^۳ (PEC)

نظریه چرخه فقر- محیط زیست توضیح می‌دهد که فقر به دلیل وابستگی شدید به منابع طبیعی برای تأمین نیازهای اولیه زندگی، فشار بیشتری بر محیط زیست وارد می‌کنند. این وابستگی منجر به استخراج بی‌رویه منابع، تخریب جنگل‌ها، و آلودگی آب و خاک می‌شود. در نتیجه، کیفیت محیط

-
1. Principal Component Analysis
 2. Environmental Kuznets Theory
 3. Poverty-Environment Cycle

زیست کاهش یافته و فقر در این مناطق عمیق‌تر می‌شود. دورایاپاه (۱۹۹۸) بر اهمیت برنامه‌های حمایتی مانند دسترسی به انرژی پاک و منابع جایگزین برای شکستن این چرخه تأکید دارد.

تأثیر نابرابری درآمد و دسترسی به انرژی پاک

نابرابری درآمد و نبود دسترسی به انرژی پاک، از دیگر عواملی هستند که رابطه بین فقر و تخریب محیط زیست را تشدید می‌کنند. مناطق فقیرنشین معمولاً فاقد زیرساخت‌های لازم برای بهره‌گیری از انرژی‌های تجدیدپذیر هستند و به مصرف سوخت‌های سنتی مانند چوب و زغال وابسته‌اند. این امر نه تنها آلودگی هوا را افزایش می‌دهد، بلکه باعث تخریب جنگل‌ها و کاهش تنوع زیستی نیز می‌شود. نتایج تحقیقات نشان می‌دهند که کاهش نابرابری درآمد و بهبود دسترسی به انرژی پاک می‌تواند به کاهش فشار بر منابع طبیعی و بهبود کیفیت محیط زیست منجر شود (UNDP, 2020).

۲-۳. کیفیت نهادی و تأثیر آن بر محیط زیست

کیفیت نهادی پایین، از جمله فساد، ناکارآمدی اجرایی، و عدم شفافیت، یکی از عوامل مهم تخریب محیط زیست است. در مناطقی که کیفیت نهادی ضعیف است، ممکن است منابع طبیعی به صورت غیرقانونی یا غیراخلاقی بهره‌برداری شوند. نظریه "لنگرگاه آلودگی"^۲ نیز بیان می‌کند که کشورهای با قوانین زیست محیطی ضعیف، به مقصد سرمایه‌گذاری فعالیت‌های آلاینده تبدیل می‌شوند. این موضوع می‌تواند در سطوح منطقه‌ای نیز مشاهده شود، بویژه در کشوری مانند ایران که فاقد دولت‌های محلی است و تصمیم‌گیری‌ها به صورت متمرکز انجام می‌شود.

۳-۳. قیمت انرژی و تأثیر آن بر تخریب محیط زیست

قیمت انرژی، نقش تعیین‌کننده‌ای در مصرف انرژی‌های فسیلی و میزان تخریب محیط زیست دارد. قیمت پایین انرژی فسیلی معمولاً به مصرف بی‌رویه و ناپایدار این منابع منجر می‌شود که تأثیرات مخربی بر محیط زیست از جمله افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، آلودگی هوا، و کاهش منابع طبیعی دارد. نتایج مطالعات نشان می‌دهند که کاهش یارانه‌های انرژی و تعیین قیمت‌های واقعی‌تر برای سوخت‌های فسیلی، می‌تواند به کاهش مصرف آن‌ها و تشویق به استفاده از منابع انرژی پاک منجر شود (استرنر، ۲۰۰۷).

یارانه‌های انرژی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به عنوان یک سیاست رفاهی اعمال می‌شود، اما در عمل می‌تواند اثرات زیانباری بر محیط زیست داشته باشند. این یارانه‌ها غالباً مصرف سوخت‌های فسیلی را افزایش می‌دهند و انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر را کاهش می‌دهند. به عنوان مثال، مطالعه‌ای در خاورمیانه و شمال آفریقا، نشان داده است که حذف

1. Duraiappah (1998).

2. Pollution Haven Hypothesis

3. Sterner (2007).

تدریجی یارانه‌های انرژی می‌تواند تا ۲۵ درصد کاهش در انتشار کربن در این منطقه ایجاد کند (IMF، ۲۰۱۳). در مقابل، قیمت‌گذاری صحیح انرژی، با انعکاس هزینه‌های زیست‌محیطی در قیمت نهایی، می‌تواند رفتار مصرف‌کنندگان را تغییر دهد. سیاست‌های مالی مانند مالیات بر کربن یا تعیین قیمت‌های پلکانی برای مصرف انرژی، ابزارهایی هستند که به کاهش مصرف سوخت‌های فسیلی کمک می‌کنند و در عین حال، منابع مالی برای توسعه فناوری‌های انرژی پاک فراهم می‌آورند (پری و همکاران، ۲۰۱۴). این سیاست‌ها همچنین می‌توانند باعث انتقال به سمت انرژی‌های تجدیدپذیر شوند که تأثیرات زیست‌محیطی کمتری دارند.

۴. روش شناسی پژوهش

در این مطالعه، تخریب محیط زیست، خود، شامل ۶ متغیر کمیایی آب، آلودگی آب، خاک، هوا، جنگل زدایی و تغییر اقلیم می‌باشد. در این بخش جهت رفع مشکل و فراهم کردن امکان استفاده توأمان از چندین شاخص تخریب محیط زیست، با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) شاخص ترکیبی ساخته می‌شود که اکثر ابعاد تخریب محیط زیست را در برگیرد. از آنجایی که در این پژوهش، داده‌های مورد استفاده از استان‌های مجاور تهیه می‌گردد و دارای جزء مکانی هستند، از روش اقتصادسنجی فضایی^۲ استفاده می‌شود. چنانچه برای هر مکان یک مشاهده وجود داشته باشد و مشاهده مربوط به هر مکان، متأثر از مشاهدات مکان‌های دیگر باشد، در این صورت، تعداد پارامترها بسیار زیاد خواهد بود که اساساً چنین رابطه‌ای برای پژوهش‌های تجربی با الگوی روش‌های مرسوم اقتصادسنجی کاربرد نخواهد داشت.

۵. برآورد مدل تحقیق و نتایج آن

۵-۱. معرفی آمار و متغیرهای تحقیق

در اینجا لازم است توضیحی در خصوص نحوه محاسبه داده‌های استانی تحقیق ذکر شود. **متغیر وابسته:** شاخص ترکیبی تخریب محیط زیست (ENV): همان‌طور که پیش‌تر گفته شد، خود شامل شش متغیر زیر می‌باشد و از طریق روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی حاصل می‌شود:

الف) کمیایی آب = WSCARCITY: استان‌های کشور از نظر شاخص آسیب‌پذیری منابع آب (تنش آبی) به شش دسته مرطوب (عدد شاخص زیر ۲۰)، نرمال (شاخص بین ۲۰-۳۹)، قابل تحمل (شاخص بین ۴۰-۵۹)، تنش آبی (۶۰-۷۴)، تنش آبی شدید (۷۵-۸۴) و کمبود آب (بالای ۸۵) تقسیم می‌شوند. ارقام هر استان در یک سال آبی مشخص براساس طبقه‌بندی سالنامه آماری آب کشور منتشر شده توسط شرکت مدیریت منابع آب وزارت نیرو به‌دست آمده است.

1. Parry et al. (2014).

2. Spatial Econometric Method

ب) **آلودگی آب** (بر حسب میلی‌گرم بر لیتر) $W_{\text{POLL}} = \text{ppm}$: میزان آلودگی آب هر استان در این تحقیق از میانگین TDS_1 (درجه سختی) آب‌های زیرزمینی و از سامانه پایه منابع آب شرکت مدیریت منابع آب کشور استخراج شده است. منظور از TDS غلظت املاح موجود در آب‌های زیرزمینی می‌باشد که برابر مجموع همه یون‌های موجود در آب است.

پ) **آلودگی هوا** (بر حسب میلیون لیتر) $A_{\text{POLL}} =$: این تحقیق به دو دلیل از گاز دی اکسیدکربن (CO_2) به‌عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده می‌کند؛ اول اینکه حدود ۶۰ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های مربوط به انتشار CO_2 است؛ دوم، در دسترس بودن اطلاعات آن برای دورانی طولانی و برای بیشتر استان‌های ایران است. برای محاسبه متغیر انتشار CO_2 در سطح استان‌های ایران، از داده‌های پنج سوخت نفت کوره، نفت گاز، نفت سفید، بنزین و گازمایع استفاده شده است که بیشترین انتشار CO_2 را در میان حامل‌های انرژی دارند. برای محاسبه میزان انتشار CO_2 در سطح هر استان برای یک سال مشخص، ابتدا مصرف پنج سوخت مذکور در تمامی بخش‌های اقتصادی (سهام آن حامل) برای یک سال مشخص در ضرایب انتشار CO_2 هر یک ضرب شده و سپس اعداد به‌دست آمده برای آن سال مشخص با یکدیگر جمع شده، مصارف استانی حامل‌های انرژی نیز از ترازنامه انرژی کشور و ترازنامه هیدروکربوری کشور به‌دست آمده است.

ت) **آلودگی خاک** (بر حسب تن) $S_{\text{POLL}} =$: به‌دلیل نقص در انتشار آمار آلودگی خاک در استان‌ها و برای دوره زمانی طولانی، مقدار توزیع کودشیمیایی موجود در خاک در هر استان به‌عنوان شاخص آلودگی خاک در نظر گرفته شد. ارقام مورد نظر از سالنامه آماری کشور اخذ شده است.

ث) **جنگل زدایی** $DEFOR =$: مساحت جنگل‌کاری و نسبت جنگل احیا شده به کل جنگل‌های هر استان، به‌صورت معکوس، به‌عنوان شاخص جنگل‌زدایی استخراج شده است. این ارقام نیز از سالنامه آماری کشور به‌دست آمده است.

ج) **تغییر اقلیم** $CLIMATE =$: شاخص بارش - تبخیر و تعرق پتانسیل استاندارد (SPEI_2)، توسط ویسنته سرانو^۳ و همکاران (۲۰۱۰) به‌عنوان یک شاخص خشکسالی اقلیمی معرفی شد. این شاخص مبتنی بر محاسبه بیلان آب اقلیمی است و برای محاسبه آن به داده‌های سالانه بارندگی و دمای هوا نیاز است. معادله بیلان آب اقلیمی به صورت $D=P-PET$ تعریف می‌شود که P و PET به‌ترتیب بارندگی و اختلاف دمای بیشینه و کمینه هوای هر استان در سال مشخص، D اختلاف آن‌ها است. این شاخص برای دوره‌های زمانی مختلف قابل استفاده است. میزان بارندگی و دمای بیشینه و کمینه هر استان برای دوره زمانی مورد مطالعه، از سالنامه آماری کشور به‌دست آمده است.

-
1. Total dissolved solids
 2. Standardized Precipitation minus Evapotranspiration Index
 3. Vicente-Serrano et al. (2010).

متغیرهای مستقل

درآمد سرانه (بر حسب میلیون ریال) = ip : تولید ناخالص داخلی (ارزش افزوده) به قیمت ثابت در دوره زمانی مورد مطالعه در هر استان بر جمعیت همان استان تقسیم شده و به عنوان درآمد سرانه آن استان در نظر گرفته شده که ارقام آن نیز از درگاه ملی آمار کشور استخراج شده است.

خط فقر (بدون واحد) = ov : یکی از شاخص‌های محاسبه خط فقر، روش معکوس ضریب انگل است. این شاخص، معیاری است که براساس هزینه‌های خوراکی و دخانی نسبت به کل هزینه‌های خانوار در استان‌ها محاسبه می‌شود. ارقام آن نیز از درگاه ملی آمار کشور استخراج شده است.

کیفیت نهادی (بدون واحد) = INS : به دلیل فقدان آمار سری زمانی کیفیت نهادی به صورت استانی، شاخص استانی محیط کسب و کار منتج از طرح پایش ملی کسب و کار ایران (مرکز پژوهش‌های اتاق ایران) به عنوان شاخص کیفیت نهادی است. اعداد میان صفر و ۱۰ می‌باشد و بالاتر بودن عدد آن، به معنای بدتر بودن وضعیت استان می‌باشد (مرکز آمار و اطلاعات اقتصادی و پایش اصل ۴۴، ۱۴۰۱).

مقررات بازدارنده (بر حسب تعداد) = reg : تعداد آزمایشگاه‌های معتمد محیط زیست تأسیس شده در هر استان که از سایت سازمان حفاظت محیط زیست کشور استخراج شده است، به عنوان شاخص مقررات بازدارنده در نظر گرفته شد.

قیمت انرژی (بر حسب ریال) = eng : محاسبه قیمت وزنی انرژی بدین گونه است که قیمت پنج حامل انرژی (نفت سفید، نفت کوره، نفت گاز، بنزین و گاز طبیعی) در مصرف استانی در سال مشخص ضرب می‌شود و سپس برای آن سال مشخص با یکدیگر جمع شده‌اند. براساس میانگین وزنی شاخص قیمت حامل‌های انرژی استان‌ها به دست می‌آید. داده‌های مورد نیاز از ترازنامه انرژی کشور و ترازنامه هیدروکربوری استخراج شد. بنابراین، الگوی مدل تحقیق به صورت زیر خواهد بود:

$$(ENV = ip, Pov, INS, reg, ENg) \quad (۵-۱)$$

از آنجا که مقررات بازدارنده نیز توسط نهادها تعیین می‌شود، پس میان متغیرهای مقررات بازدارنده و کیفیت نهادی، تعامل و همبستگی وجود دارد. بنابراین مدل به شکل زیر بسط می‌یابد:

$$(ENV = ip, Pov, INS, reg * INS, ENg) \quad (۵-۲)$$

همان طور که بیان شد، الگوی فوق به شکل تابلویی همراه با اثرات ثابت دوره‌ای و زمانی برآورد می‌شود. کلیه متغیرهای این تحقیق به تفکیک ۳۱ استان کشور در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ استخراج شده است.

۲-۵. تخمین مدل

سه روش کلی به منظور لحاظ کردن آثار فضایی از طریق عملیات تأخیر فضایی بر متغیر وابسته، مستقل و جملات خطا وجود دارد (آنسلین^۱، ۱۹۸۸؛ لوساژ^۲، ۲۰۰۹). یک مدل عمومی مقطعی، که همه آثار ممکن فضایی را در مدل استاندارد تعریف می‌کند، به صورت معادله (۳-۵) است:

$$y = \pi Wy + \alpha I_n + X\beta + WX\gamma + \varepsilon \quad (۳-۵)$$

$$\varepsilon = \theta W\varepsilon + u$$

که در آن، π ضریب خودبازگشت فضایی، θ ضریب خودهمبستگی فضایی و α همانند β نشان‌دهنده یک بردار $K \times 1$ از پارامترهای ثابت و ناشناخته است که باید تخمین زده شود و W ماتریس $N \times N$ فضایی است. در این صورت، در این معادله Wy به آثار متقابل درونزا در میان متغیرهای وابسته اشاره می‌کند، WX به آثار متقابل برونزا در بین متغیرهای مستقل و Wu به آثار متقابل جملات خطا در واحدهای مختلف. این مدل عمومی آشیانه‌ای فضایی (GNSM) نامیده می‌شود. بر این اساس، مدل OLS می‌تواند به صورت‌های کلی‌تر و عام‌تر همچون مدل با وقفه فضایی - که به نوعی مدل خودبازگشت فضایی (SAR) و شامل یک متغیر وابسته تأخیردار فضایی است - یا مدل تأخیردار متغیر مستقل (SLX) یا مدل خطای فضایی (SEM) - که شامل جملات اخلال تأخیردار فضایی است - گسترش یابد. همچنین، می‌توان از ترکیب مدل‌های SAR و SEM به مدل SAC رسید یا از ترکیب مدل‌های SAR و SLX به مدل دوربین فضایی (SDM) و از ترکیب مدل‌های SAR و SLX به مدل خطای دوربین فضایی (SDEM) رسید و در نهایت، با ترکیب سه مدل کلی SAC، SDEM و SDM به مدل عمومی GNSM رسید. این مدل‌ها در قالب مدل‌های ترکیبی اثر ثابت و تصادفی قابل تعریف‌اند (الهورست، ۲۰۱۴).

مرحله اول: بررسی همبستگی بین مقاطع

برای بررسی مانایی داده‌ها با توجه به نوع داده‌های تابلویی، در ابتدا برای هر متغیر آزمون خودهمبستگی مقطعی انجام می‌شود؛ در صورتی که همبستگی مقطعی مورد تأیید قرار بگیرد، از آزمون‌های مانایی استفاده می‌شود. این آزمون‌های مانایی به دو گروه یکی با در نظر گرفتن همبستگی بین مقاطع و یکی بدون در نظر گرفتن همبستگی بین مقاطع انجام می‌شود. در گروه با وابستگی مقطعی از آزمون‌هایی مانند آزمون‌های $PANIC^1$ و $CIPS^2$ استفاده خواهد شد و در غیراین صورت از آزمون‌های رایج بدون وابستگی مقطعی مانند لوین، لین و چو (LLC)، ایم، پسران و شین (IPS)، دیکی‌فولر (ADF) و فیلیپس پرون (PP) استفاده می‌شود. حال آزمون همبستگی مقطعی توسط آزمون‌های LM بروش-پاگان، LM پسران مقیاس شده، LM ارب - تصحیح شده مقیاس شده و CD پسران بررسی می‌شوند. نتایج آزمون همبستگی مقطعی داده‌ها به صورت خلاصه در جدول (۱) گزارش شده است.

1. Anselin (1988).

2. Lesage (2009).

جدول ۱: نتایج آزمون‌های همبستگی بین مقاطع

Table.1: Cross-Section Dependence Test

نتیجه	پسرن CD	LM ارب - تصحیح شده مقیاس شده	LM پسرن مقیاس شده	LM بروش یاگان	متغیر
دارای وابستگی مقطعی	۱۶,۶۵	۱۳,۴۴	۱۵,۱۷	۹۲۷,۶۷	ENV
	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
دارای وابستگی مقطعی	-۲,۱۳	-۳,۴۶	-۱,۷۳	۴۱۱,۹۵	ip
	(۰/۰۳۲۸)	(۰/۰۰۰۵)	(۰/۰۸۲۰)	(۰/۰۶۳۱)	
دارای وابستگی مقطعی	۴۰,۹۲	۴۷,۱۳	۴۸,۸۵	۱۹۵۴,۹۶	pov
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
دارای وابستگی مقطعی	۵۹,۷۲	۱۰۳,۸۷	۱۰۵,۵۹	۳۶۸۵,۳۱	eng
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
دارای وابستگی مقطعی	۱۰,۸۸	۷,۳۷	۹,۰۹	۷۴۲,۴۶	ins
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	
دارای وابستگی مقطعی	۷,۳۴	۳,۰۳	۴,۷۵	۶۱۰,۰۸	reg
	(۰/۰۰)	(۰/۰۰۲۴)	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)	

مأخذ: یافته‌های تحقیق، اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال هستند.

بر اساس نتایج این آزمون، فرضیه صفر دال بر عدم استقلال مقطعی بین متغیرها، تأیید می‌شود و متغیرهای مدل دارای وابستگی مقطعی هستند. بر این اساس استفاده از آزمون‌های مرسوم مانایی (بدون همبستگی مقاطع)، دارای اشکال بوده و می‌باید از آزمون‌هایی که همزمان با بررسی ریشه واحد وابستگی بین مقاطع نیز مورد بررسی قرار می‌دهند (مانند آزمون PANIC)، آزمون شود.

مرحله دوم: بررسی آزمون مانایی

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی (ریشه واحد)

Table.2: Panel unit root test

نتیجه	آزمون لوین، لین و چو	آزمون PANIC	متغیر
مانا	-۴,۷ (۰/۰۰)	-۱۶,۵۳ (۰,۷۷)	ENV
مانا	-۱۴,۰۶ (۰/۰۰)	-۱۷,۵۷ (۰,۷۹)	ip
مانا	-۱۲,۰۵ (۰/۰۰)	-۵,۰۸ (۰,۸۵)	pov
مانا	-۵,۲۰ (۰/۰۰)	۰,۰۰ (۰,۹۶)	eng
مانا	-۱۱,۳۷ (۰/۰۰)	-۱۹,۰۷ (۰,۹۹)	ins
مانا	-۸,۸۱ (۰/۰۰)	-۱۹,۵۸ (۰,۹۴)	reg

سطح معنی‌داری ۵ درصد، اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال هستند.

بر اساس آزمون لوین، لین و چو، ریشه واحد با فرض خودهمبستگی بین مقاطع برای متغیرهای تحقیق رد شده و داده‌ها مانا در سطح صفر هستند. بر اساس آزمون PANIC، چنانچه معناداری آماره آزمون کمتر از سطح خطای مورد نظر (در اینجا ۰/۰۵) باشد، متغیر مورد آزمون ایستا (مانا) می‌باشد. این بدان معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است و در نتیجه، متغیرهای مورد بررسی، تغییرات ساختاری نداشته و استفاده از این متغیرها در مدل باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. بر اساس آزمون PANIC وجود رابطه همبستگی بین مقاطع در متغیرها تأیید می‌شود.

مرحله سوم: بررسی آزمون‌های تشخیص مدل

هدف اصلی این مرحله، به‌دست آوردن بهترین مدل از انواع و اقسام مدل‌های تابلویی است. به منظور تعیین بهترین نوع مدل تابلویی، با استفاده از آزمون‌های بروش پاگان، هوندا^۱ و کینگ هو^۲ بین مدل‌های اثر تصادفی و مدل تلفیقی (داده‌های ادغام شده)، با استفاده از آزمون لاگرانژ LR بین مدل اثرات ثابت و تلفیقی و با استفاده از آزمون هاسمن بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی انتخاب انجام می‌شود. این کار برای هر دو بخش زمانی و مقطعی به‌صورت همزمان انجام شده است. آزمون اول تا سوم در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳: نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی

Table 3: Results of diagnostic tests

ردیف	نام آزمون	مدل مقطعی آماره (احتمال)	مدل زمانی آماره (احتمال)	هر دو (زمانی و مقطعی) آماره (احتمال)	نتیجه
۱ LM	آزمون بروش پاگان	۶۳۶,۰۲ (۰/۰۰)	۱,۱۳ (۰,۲۸)	۶۳۷,۱۵ (۰,۰۰)	اثرات تلفیقی زمانی
	آزمون هوندا	۲۵,۲۱ (۰/۰۰)	۱,۰۶ (۰,۱۴)	۱۸,۵۸ (۰/۰۰)	اثرات تلفیقی زمانی
	آزمون کینگ هو	۲۵,۲۱ (۰/۰۰)	۱,۰۶ (۰,۱۴)	۱۳,۰۴ (۰/۰۰)	اثرات تلفیقی زمانی
	آزمون هوندا استاندارد شده	۲۶,۱۶ (۰/۰۰)	۱,۶۰ (۰/۰۰)	۱۵,۷۹ (۰/۰۰)	اثرات تلفیقی زمانی
	آزمون کینگ هو استاندارد شده	۲۶,۱۶ (۰/۰۰)	۱,۶۰ (۰/۰۰)	۱۰,۵۶ (۰/۰۰)	اثرات تلفیقی زمانی
۲	LR	۲۷,۳۳ (۰/۰۰)	۵,۷۵ (۰/۰۰)	۲۲,۴۷ (۰/۰۰)	اثرات ثابت مقطعی
۳	آزمون هاسمن	۱,۵۵ (۰,۸۱)	۱,۸۸ (۰,۷۵)	۲,۱۳ (۰,۷۱)	اثرات ثابت مقطعی

مأخذ: یافته‌های تحقیق، اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال هستند.

بر اساس نتایج آزمون LM، فرضیه صفر یعنی وجود اثرات تلفیقی در مدل زمانی تأیید می‌شود و بر اساس نتایج آزمون LR، فرضیه صفر یعنی وجود اثرات ثابت در مدل مقطعی تأیید می‌شود. بدین منظور و برای انتخاب بهترین مدل لازم است، آزمون هاسمن (فرضیه $H_0 = \text{اثرات تصادفی و } H_1 = \text{اثرات ثابت}$) نیز استفاده شود که در نتیجه فرضیه H_0 رد و وجود اثرات ثابت مقطعی مورد تأیید قرار می‌گیرد. آزمون چهارم، آزمون بررسی ناهمسانی واریانس زمانی و مقطعی LR برای بررسی ناهمسانی واریانس بین واحدهای مقطعی در داده‌های تابلویی است که نتایج آن در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴: نتایج بررسی آزمون ناهمسانی واریانس مقطعی در مدل

Table 4: Results of the cross-sectional variance heterogeneity test in the model

نتیجه	زمانی (احتمال)	مقطعی (احتمال)	نام آزمون
وجود ناهمسانی واریانس مقطعی	۰,۵۰ (۰,۰۰۱)	۰,۸۴ (۰,۰۰)	ناهمسانی واریانس LR

مرحله چهارم: بررسی وجود یا فقدان آثار فضایی

آزمون ضریب لاگرانژ (LM) را الهورست (۲۰۰۸) بدین منظور تعریف کرده است. بر اساس آن، فرضیه صفر مبنی بر فقدان آثار فضایی بر متغیر وابسته (LM_SAR و RLM_SAR) جملات خطا (LM_SEM و RLM_SEM) آزمون می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد شود، مدل مبنی بر وجود آثار فضایی تأیید می‌شود. جدول ۵ نتایج بررسی این آزمون برای مدل‌های مختلف LM شامل مدل اثر ثابت فضایی (FE) و اثر تصادفی فضایی (RE) را نشان می‌دهد.

جدول ۵: نتایج آزمون لاگرانژ برای خودهمبستگی فضایی

Table 5: Results of the LM test for spatial autocorrelation

زمان T	فضا S	FE	RE
	$GNSM_1$ و SAC_3 و SDM_2 و $SDEM_4$ و SAR_5 و SLX_6 و SEM_7	۶۵۴,۲ (۰/۰۰)	۶۵۴,۲ (۰/۰۰)

مأخذ: نتایج پژوهش * N به معنی (بدون اثر)، FE به معنی اثر ثابت و RE به معنی اثر تصادفی است.

1. General Nesting Spatial Model (GNSM)
2. Spatial Durbin Model (SDM)
3. Spatial Autocorrelation Model (SAC)
4. Spatial Durbin Error Model (SDEM)
5. Spatial Auto Regressive (SAR)
6. Spatial Lag of X (SLX)
7. Spatial Error Model (SEM)

همان‌طور که از جدول ۵ مشخص است، بر اساس این نتایج، فرضیه صفر رد شده و برای مدل‌های اثر ثابت فضایی و اثر تصادفی فضایی، وجود آثار فضایی بر متغیر وابسته و خطا تأیید می‌شود. اکنون که وجود آثار فضایی تأیید شده است، به تخمین مدل‌های فضایی پرداخته خواهد شد.

مرحله پنجم: تخمین مدل‌های فضایی

در این مرحله، تمامی مدل‌های فضایی در دو بخش ثابت و تصادفی تخمین زده می‌شود. در این قسمت، صرفاً به بررسی تخمین مدل‌ها پرداخته شده و تفسیر امکان پذیر نیست.

جدول ۶: تخمین مدل‌های فضایی در بخش اثرات ثابت

Table.6: Estimation of spatial models in the fixed effects section

مدل/متغیر	GNSM	SDM	SAC	SDEM	SAR	SLX	SEM
<i>ip</i>	-۰,۰۱۹	-۰,۰۱۸	-۰,۰۲۲	-۰,۰۱۹	-۰,۰۲۲	-۰,۰۲	-۰,۰۲۱
(<i>prob</i>)	۰,۱۳۲	۰,۱۸	۰,۰۸۶	۰,۱۴	۰,۰۸۴	۰,۱۳	۰,۰۸
<i>pov</i>	-۰,۰۲۴	-۰,۰۲۵	-۰,۰۲۱	-۰,۰۲۵	-۰,۰۲۷	-۰,۰۲۲	-۰,۰۳۲
(<i>prob</i>)	۰,۲۶	۰,۲۳	۰,۱۴	۰,۲۱۳	۰,۱۰۵	۰,۳۱۴	۰,۰۸۱
<i>eng</i>	-۰,۰۵۵	-۰,۰۷۲	-۰,۰۴۵	-۰,۰۷۶	-۰,۰۵۹	-۰,۰۷۴	-۰,۰۹۲
(<i>prob</i>)	۰,۰۵۴	۰,۰۱۲	۰,۰۰۶	۰,۰۰۵	۰,۰۰۲	۰,۰۱۲	۰
<i>ins</i>	-۰,۰۱۶	-۰,۰۱۷	-۰,۰۱۶	-۰,۰۲	-۰,۰۱۸	-۰,۰۲۱	-۰,۰۲۰۹
(<i>prob</i>)	۰,۳۱۱	۰,۳۱	۰,۲۸	۰,۱۹	۰,۲۴	۰,۲۲	۰,۱۸۱
<i>reg</i>	-۰,۰۰۲۶	-۰,۰۰۲۲	-۰,۰۰۲۰	-۰,۰۰۱۹	-۰,۰۰۱۹	-۰,۰۰۱۳	-۰,۰۰۱۸
(<i>prob</i>)	۰,۰۰۰۸	۰,۰۰۳۱	۰,۰۰۲۳	۰,۰۰۴۵	۰,۰۰۳	۰,۰۱۵۷	۰,۰۰۳۳
<i>W*env</i>	۱,۳۷	۰,۹۸	۰,۷۴	۰	۰,۶۴*	۰	۰
(<i>prob</i>)	۰,۰۰۳	۰,۰۰۳	۰	۰	۰	۰	۰
<i>W*ip</i>	-۰,۰۹۳	-۰,۱۱	۰	-۰,۰۳۳	۰	-۰,۰۲۶	۰
(<i>prob</i>)	۰,۴۵۹	۰,۴۴	۰	۰,۷۹	۰	۰,۸۵	۰
<i>W*pov</i>	-۰,۰۰۴۱	-۰,۰۰۲۲	۰	-۰,۰۰۲۵	۰	-۰,۰۰۳۶	۰
(<i>prob</i>)	۰,۰۲۹	۰,۰۶۱	۰	۰,۰۵۸	۰	۰,۰۳۳۲	۰
<i>W*eng</i>	-۰,۰۰۸۴	-۰,۰۰۵۳	۰	-۰,۰۰۵۷	۰	-۰,۰۰۴۵	۰
(<i>prob</i>)	۰,۱۰۱	۰,۰۳۷	۰	۰,۱۶۲	۰	۰,۰۲۱	۰
<i>W*ins</i>	-۰,۰۰۸۳	-۰,۰۰۳۰	۰	-۰,۰۰۷۷	۰	-۰,۰۰۹۳	۰
(<i>prob</i>)	۰,۰۳۰۱	۰,۰۷۲	۰	۰,۰۳۲	۰	۰,۰۱۳	۰
<i>W*reg</i>	-۰,۰۰۱۰۶	-۰,۰۰۰۷	۰	-۰,۰۰۰۱۶	۰	-۰,۰۰۱۲	۰
(<i>prob</i>)	۰,۴۵۲	۰,۰۵۴	۰	۰,۰۸۴	۰	۰,۰۱۲	۰

* با توجه به نتایج مدل‌ها، مدل SAR با ضریب ۰,۶۴ برای متغیر وابسته فضایی (تخریب محیط زیست) به عنوان بهترین مدل در بخش اثرات ثابت، انتخاب می‌شود. مدل SAR یعنی فقط شامل متغیر وابسته فضایی (تخریب محیط زیست) باشد.

جدول ۷: تخمین مدل‌های فضایی در بخش اثرات تصادفی

Table.7: Estimation of spatial models in the random effects section

مدل/متغیر	GNSM	SDM	SAC	SDEM	SAR	SLX	SEM
<i>ip</i>	-۰,۰۲۰۴	-۰,۰۱۹	-۰,۰۰۲	-۰,۰۰۲	-۰,۰۰۲	-۰,۰۰۲	-۰,۰۰۲
احتمال	۰,۱۱۴	۰,۱۷	۰,۰۸	۰,۱۵	۰,۰۸	۰,۱۲	۰,۰۹۹
<i>pov</i>	۰,۲۲۹	۰,۰۱۹	۰,۰۱۹	۰,۰۲۰	۰,۰۲۳	۰,۰۱۶	۰,۰۲۶
احتمال	۰,۶۵۴	۰,۳۶	۰,۱۷	۰,۳۵	۰,۱۵	۰,۴۴	۰,۱۷
<i>eng</i>	۰,۰۵۹	۰,۰۷۳	۰,۰۴۶	۰,۰۷۷	۰,۰۵۸	۰,۰۷۵	۰,۰۹
(<i>prob</i>)	۰,۰۳۱	۰,۰۱	۰,۰۰۴	۰,۰۰۸	۰,۰۰۲	۰,۰۱	۰
<i>ins</i>	۰,۰۱۴	۰,۰۱۶	۰,۰۱۷	۰,۰۲۰	۰,۰۱۸	۰,۰۲۰	۰,۰۱۹
(<i>prob</i>)	۰,۳۶۵	۰,۳۲	۰,۲۵	۰,۲۴	۰,۲۴	۰,۲۴	۰,۲۳
<i>reg</i>	-۰,۰۲۰	-۰,۰۲۱	-۰,۰۱۸	-۰,۰۱۶	-۰,۰۱۸	-۰,۰۱۲	-۰,۰۱۷
(<i>prob</i>)	۰,۰۴۵	۰,۰۵۲	۰,۰۴	۰,۱۰۷	۰,۰۴۹	۰,۲۰۵	۰,۰۶۱
<i>W*env</i>	۰,۹۸	۰,۹۶۵	۰,۷۲	۰	۰,۶۳	۰	۰
(<i>prob</i>)	۰,۰۴۸	۰,۰۴۷	۰	۰	۰	۰	۰
<i>W*ip</i>	۰,۰۲۹	۰,۰۸۸۹	۰	۰,۰۰۰۶	۰	-۰,۰۴۶	۰
(<i>prob</i>)	۰,۸۱۶	۰,۵۷۱	۰	۰,۹۹۶	۰	۰,۷۴۳	۰
<i>W*pov</i>	-۰,۰۰۲	-۰,۰۱۳	۰	۰,۰۳۳	۰	۰,۰۴۳	۰
(<i>prob</i>)	۰,۹۴۵	۰,۷۷۱	۰	۰,۴۸	۰	۰,۲۴۹	۰
<i>W*eng</i>	-۰,۰۵۱	-۰,۰۵۳	۰	۰,۰۵۲	۰	۰,۰۴۴	۰
(<i>prob</i>)	۰,۳۴۴	۰,۲۸۳	۰	۰,۲۲	۰	۰,۲۳۱	۰
<i>W*ins</i>	-۰,۰۲۵	-۰,۰۳۶	۰	۰,۰۶۹	۰	۰,۰۸۷	۰
(<i>prob</i>)	۰,۷۷۳	۰,۶۷۷	۰	۰,۴	۰	۰,۱۶۶	۰
<i>W*reg</i>	۰,۰۰۲	-۰,۰۷۲	۰	۰,۰۰۷۱	۰	۰,۱۲	۰
(<i>prob</i>)	۰,۹۸۷	۰,۵۶۹	۰	۰,۹۴	۰	۰,۱۳۱	۰
CONST	-۰,۰۳۱	-۰,۱۵۲	-۰,۰۳۲	-۰,۰۱۹	-۰,۰۳۵	۰,۱۶۳	-۰,۰۳۹
(<i>prob</i>)	۰,۸۹۸	۰,۴۶۵	۰,۴۱۹	۰,۹۰۸	۰,۵۶۴	۰,۲۳۵	۰,۷۸۷

مرحله ششم: تعیین مدل اثر ثابت یا اثر تصادفی

هدف اصلی این مرحله، به‌دست آوردن بهترین مدل از انواع و اقسام مدل‌های تابلویی فضایی است. بدین منظور، با استفاده از آزمون هاسمن، نوع مدل اثر ثابت و اثر تصادفی انتخاب می‌شود. در این قسمت، براساس فرضیه‌هایی که مدل‌های تابلویی فضایی به‌صورت دو به دو در کنار همدیگر آزمون می‌کند نوع مدل انتخاب می‌شود. جدول ۹ نتایج بررسی آزمون فرضیه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۸: نتایج آزمون هاسمن در مدل‌های تابلویی فضایی

Table.8: Hausman test results in spatial panel models

ردیف	آزمون فرضیه H_1 و H_0	مدل	آزمون هاسمن	نتیجه
۱	RE و FE	GNSM	$H= ۱۴,۰۰۵۱ \text{ prob} = ۰,۲۳۲۷$	اثر ثابت فضایی
۲	RE و FE	SDM	$H= ۰,۲۱۳۲ \text{ prob} = ۱,۰۰۰$	اثر ثابت فضایی
۳	RE و FE	SAC	$H= ۱۸,۹۴۲۸ \text{ prob} = ۰,۰۰۴۳$	اثر ثابت فضایی
۴	RE و FE	SDEM	$H= -۱,۸۰۸۸$	اثر ثابت فضایی
۵	RE و FE	SAR	$H= -۴,۳۷۳۴$	اثر ثابت فضایی
۶	RE و FE	SLX	$H= ۱,۷۴۰۴ \text{ prob} = ۰,۹۹۸۰$	اثر ثابت فضایی
۷	RE و FE	SEM	$H= -۰,۸۴۱۴$	اثر ثابت فضایی

مأخذ: نتایج پژوهش

براساس نتایج جدول بالا، فرضیه صفر رد شده و مدل اثر ثابت فضایی FE تأیید می‌شود. براساس نتایج بالا، آثار فضایی همسایگی بر متغیر وابسته فضایی (تخریب محیط زیست) با ضریب مثبت ۰,۶۴ تأیید شده است. به عبارت دیگر، افزایش یک درصدی فقر استان موجب افزایش ۰,۶۴ درصدی در تخریب محیط زیست در استان همسایه می‌شود.

مرحله هفتم: تفسیر نتایج - بررسی آثار مستقیم، غیرمستقیم و کل

یکی از تفاوت‌های اصلی مدل‌های فضایی با مدل‌های معمولی تفکیک کل اثر به آثار مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) است. پارامترهای رگرسیون خطی یک تفسیر سرراست به صورت مشتق جزئی متغیر وابسته نسبت به متغیر توضیحی دارد. به عبارتی، کل اثر از برآورد پارامتر تخمینی قابل تفسیر است؛ در حالی که تفسیر برآورد ضرایب رگرسیون فضایی، که در بالا نشان داده شد، براساس پارامترهای تخمینی صورت نمی‌گیرد، بلکه از طریق بررسی آثار مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) صورت می‌گیرد. جدول ۱۰ اثر مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) فضایی مدل SAR اثر ثابت فضایی یعنی مدل (SFE) را به همراه نتایج برآورد مدل OLS اثر ثابت مقطعی (به منظور مقایسه) نشان می‌دهد.

جدول ۹: آثار مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) فضایی مدل SAR

Table.9: direct and indirect effects estimates of SAR model

متغیر	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل
ip	-۰,۰۶۱۰	-۱,۷۸	-۱,۸۵
(prob)	۰,۰۲۴۴	(۰,۰۲۶)	(۰,۰۲۶)
Pov	۰,۰۲۰۵	۰,۴۷	۰,۴۹۲
(prob)	۰,۰۱۹۸	۰,۰۳۶	(۰,۰۳۷)
Eng	۰,۰۶۰۲	- ۰,۰۳۳	۰,۰۲۶
(prob)	۰,۰۴۸۳	۰,۰۰۱	(۰,۰۰۱)
ins	۰,۰۲۴۲	- ۰,۳۸۰	- ۰,۳۵۵
(prob)	۰,۰۱۸۱	۰,۰۱۳	(۰,۰۱۲)
reg	- ۰,۰۱۹۲	۰,۶۷۴	۰,۶۵۵
(prob)	۰,۰۱۲۹	۰,۰۲۰	(۰,۰۱۹)

مأخذ: نتایج تحقیق

۳-۵. نتایج

براساس نتایج برآورد مدل برتر، نتایج برآورد آثار مستقیم و غیرمستقیم از معنی‌داری بسیار زیادی برخوردارند. براساس این نتایج، کشش تخریب محیط زیست نسبت به درآمد سرانه ناشی از استان خودی (اثر مستقیم) کم‌کشش و برابر $0/06-$ و ناشی از استان همسایه (اثر سرریز) با کشش و برابر $1/78-$ است. توجه شود که علامت منفی یا مثبت در کشش‌های برآوردی نشان‌دهنده جهت تغییر نوسانات است. به عبارتی دیگر، آثار سرریز ناشی از یک درصد تغییرات ناگهانی نرخ درآمد سرانه در استان‌های همسایه، بیشتر از تغییرات ناگهانی نرخ درآمد سرانه استان خودی به‌دست آمده و نتیجه کلی آن، تخریب $1/85$ درصدی در محیط زیست در جهت عکس و یا بهبود $1/85$ درصدی محیط زیست است.

کشش تخریب محیط زیست نسبت به شاخص فقر ناشی از استان خودی به‌طور مستقیم و استان‌های همسایه به‌طور سرریز، کم‌کشش و به‌ترتیب به میزان $0/02$ و $0/47$ محاسبه شده است. همانند درآمد سرانه، آثار سرریز ناشی از یک درصد تغییرات ناگهانی در شاخص فقر در استان‌های همسایه، بیشتر از آثار مستقیم ناشی از استان خودی و البته هم‌جهت بوده و نتیجه کلی آن، تخریب $0/49$ درصدی در محیط زیست است. کشش تخریب محیط زیست نسبت به قیمت انرژی ناشی از استان خودی (اثر مستقیم) کم‌کشش و برابر $0/06$ و ناشی از استان‌های همسایه (اثر سرریز) کم‌کشش در جهت عکس و برابر $0/03-$ است. به عبارتی دیگر، آثار سرریز ناشی از یک درصد تغییرات ناگهانی قیمت انرژی در استان خودی بیشتر از تغییرات ناگهانی استان‌های همسایه به‌دست آمده و نتیجه کلی آن، تخریب 2 درصدی در محیط زیست است.

کشش تخریب محیط زیست نسبت به کیفیت نهادی ناشی از استان خودی (اثر مستقیم) کم‌کشش و برابر $0/02$ و ناشی از استان‌های همسایه (اثر سرریز) کم‌کشش در جهت عکس و برابر $0/38-$ و به عبارتی دیگر، آثار سرریز ناشی از یک درصد تغییرات ناگهانی کیفیت نهادی در استان خودی، بیشتر از تغییرات ناگهانی کیفیت نهادی استان‌های همسایه به‌دست آمده و نتیجه کلی آن، تخریب $0/35$ درصدی در محیط زیست است.

کشش تخریب محیط زیست نسبت به مقررات بازدارنده ناشی از استان خودی (اثر مستقیم) کم‌کشش در جهت عکس و برابر $0/01-$ و ناشی از استان‌های همسایه (اثر سرریز) باکشش و برابر $0/67$ و به عبارتی دیگر، آثار سرریز ناشی از یک درصد تغییرات ناگهانی مقررات بازدارنده در استان خودی، بیشتر از تغییرات ناگهانی استان‌های همسایه به‌دست آمده و نتیجه کلی آن، بهبود $0/65$ درصدی در محیط زیست است.

۶. بحث

در مطالعات تجربی بین کشوری و بین استانی، وابستگی مقطعی بیشتر از آن که استثنا باشد، یک قانون محسوب می‌شود؛ چراکه کشورها (یا استان‌ها) از طریق کانال‌های مختلف از جمله تجارت، تکنولوژی و نهادها با هم در ارتباط هستند (وسترلوند و ادگرتن ۲۰۰۸). اقتصادسنجی فضایی، ابزار قدرتمندی برای مدل‌سازی متغیرهای کلان اقتصادی در حضور بعد فضا (مکان) و وابستگی مقطعی می‌باشد که در چهارچوب داده‌های پانل نیز قابل اجرا است. در این تحقیق، به بررسی اثر فقر بر تخریب محیط زیست به واسطه مجاری اثرگذاری کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده و قیمت انرژی در سطح استان‌های ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ با رویکرد اقتصادسنجی فضایی پرداخته شد.

نتایج تحقیق شامل اثر مثبت شاخص فقر بر تخریب محیط زیست که موافق با یافته‌های سایر پژوهش‌ها از جمله مطالعه حمزه‌ای و محمدی (۱۳۹۱)، خداداد (۱۳۹۸)، عزیزی و پوراصغر سنگاچین (۱۴۰۰) و براکلسبی^۲ و اینشلوود^۳ (۲۰۰۱) می‌باشد و اثر منفی درآمد سرانه بر تخریب محیط زیست که مخالف با یافته تحقیق فلاحی و حکمتی فرید (۱۳۹۲) می‌باشد که بیان می‌کرد، افزایش درآمد سرانه، باعث تخریب محیط زیست می‌شود. در بخش بعد با جزئیات بیان خواهد شد.

یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که فقر تأثیر مستقیم و معناداری بر تخریب محیط زیست در استان‌های ایران دارد. این تأثیر نه تنها به صورت مستقیم در همان استان‌ها بلکه به شکل اثرات سرریز در استان‌های مجاور نیز مشاهده می‌شود. نتایج مدل‌های فضایی نشان داد که افزایش فقر در یک منطقه می‌تواند از طریق تعاملات اقتصادی، اجتماعی و زیست‌محیطی با استان‌های همجوار منجر به گسترش تخریب محیط زیست شود. این یافته‌ها با نظریه چرخه فقر- محیط زیست همخوانی دارد که بر وجود رابطه متقابل میان فقر و وابستگی شدید، به منابع طبیعی تأکید دارد.

یکی از نتایج قابل توجه این پژوهش، تأثیر منفی و معنادار کیفیت نهادی بر تخریب محیط زیست است. یافته‌ها نشان داد که استان‌هایی با کیفیت نهادی بهتر، از سیاست‌ها و رویکردهایی استفاده می‌کنند که به کاهش تخریب محیط زیست منجر می‌شود. کیفیت نهادی می‌تواند از طریق تقویت نظارت، اعمال قوانین و شفافیت در تخصیص منابع، بهره‌وری اقتصادی و استفاده بهینه از منابع طبیعی را بهبود بخشد. در این زمینه، یافته‌ها با مطالعات قبلی همچون تحقیق هونجرا (۲۰۲۳) و

1. Westerlund & Edgerton (2008).
2. Brocklesby (2001).
3. Inshelwood (2001).

احمد (۲۰۲۲) که بر اهمیت کیفیت نهادی در کاهش فشارهای زیست‌محیطی تأکید کرده‌اند، هم‌راستا است.

درآمد سرانه نیز تأثیر معنادار و منفی بر تخریب محیط زیست داشته است. افزایش درآمد سرانه نه تنها موجب بهبود شرایط اقتصادی می‌شود، بلکه آگاهی عمومی را نسبت به پیامدهای منفی تخریب محیط زیست افزایش می‌دهد. این امر می‌تواند به تغییر الگوهای مصرف و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های پاک‌تر منجر شود. این یافته با نظریه زیست محیطی کوزنتس همخوانی دارد که بیان می‌کند، افزایش درآمد در مراحل پیشرفته توسعه اقتصادی می‌تواند تخریب محیط زیست را کاهش دهد.

برخلاف انتظار، قیمت حامل‌های انرژی، تأثیر مثبت و معناداری بر تخریب محیط زیست داشت. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده ناکارآمدی سیاست‌های قیمت‌گذاری انرژی در ایران باشد. افزایش قیمت انرژی ممکن است به استفاده غیرقانونی از منابع جایگزین یا کاهش دسترسی به منابع انرژی پاک منجر شود، که خود باعث تخریب بیشتر محیط زیست می‌شود. این یافته‌ها بر ضرورت بازبینی سیاست‌های انرژی کشور تأکید می‌کند.

یکی دیگر از نتایج مهم، اثر مثبت مقررات بازدارنده بر تخریب محیط زیست بود. این نتیجه به این معنا است که افزایش تعداد قوانین و مقررات زیست محیطی به تنهایی نمی‌تواند تأثیر مثبتی بر بهبود شرایط زیست محیطی داشته باشد، بلکه کیفیت و نحوه اجرای این قوانین نیز نقش حیاتی دارد. به عبارت دیگر، وجود قوانین بدون ضمانت اجرایی یا نظارت مؤثر، ممکن است حتی موجب افزایش تخریب محیط زیست شود.

یافته‌های پژوهش حاضر، اهمیت اثرات سرریز فضایی را برجسته می‌کند. این اثرات نشان می‌دهد که سیاست‌های زیست‌محیطی در یک استان می‌توانند پیامدهای قابل توجهی برای استان‌های همجوار داشته باشند. این موضوع بر ضرورت اتخاذ سیاست‌های منطقه‌ای و هماهنگ تأکید دارد، بویژه در شرایطی که تصمیم‌گیری‌ها عمدتاً در سطح ملی متمرکز شده است. عدم توجه به این اثرات سرریز می‌تواند منجر به اجرای سیاست‌های غیرمؤثر و حتی زیانبار شود.

یکی دیگر از مسائل مورد بررسی، رابطه میان فقر و تخریب محیط زیست از منظر نظریه چرخه فقر-محیط زیست بود. این نظریه توضیح می‌دهد که فقر می‌تواند وابستگی افراد به منابع طبیعی را افزایش داده و منجر به استخراج بی‌رویه منابع شود. یافته‌های این پژوهش از این نظریه حمایت کرده و نشان داد که فقرا به دلیل محدودیت‌های اقتصادی و عدم دسترسی به منابع جایگزین، بیشتر در معرض رفتارهای مخرب زیست محیطی قرار دارند.

نتایج پژوهش همچنین بر اهمیت سرمایه‌گذاری در ارتقاء کیفیت نهادی و بهبود زیرساخت‌های اقتصادی و زیست‌محیطی تأکید می‌کند. این اقدامات می‌توانند به کاهش تخریب محیط زیست و افزایش پایداری زیست محیطی کمک کنند. سیاست‌هایی نظیر افزایش دسترسی به انرژی پاک، آموزش عمومی و سرمایه‌گذاری در فناوری‌های سبز می‌توانند نقشی کلیدی در این زمینه ایفا کنند. پژوهش حاضر با ارائه شواهد علمی و دقیق، نشان داد که تعاملات پیچیده میان متغیرهای اقتصادی، نهادی و زیست محیطی نیازمند سیاست‌گذاری‌های چندوجهی و هماهنگ است. سیاست‌هایی که تنها به یکی از این ابعاد بپردازند، نمی‌توانند به کاهش پایدار تخریب محیط زیست منجر شوند. در عوض، نیاز است تا تصمیم‌گیران بر راهکارهایی تمرکز کنند که همزمان عوامل اقتصادی، اجتماعی و نهادی را در نظر گرفته و بهبود پایداری زیست‌محیطی را تضمین کنند.

۷. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تأثیر فقر بر تخریب محیط زیست از طریق تحلیل مجاری اثرگذاری همچون کیفیت نهادی، مقررات بازدارنده، و قیمت انرژی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور، از روش تحلیل مؤلفه اصلی جهت استخراج شاخص ترکیبی تخریب محیط زیست و همچنین رویکرد اقتصادسنجی فضایی برای تحلیل داده‌های مقطعی و زمانی استفاده شد.

نتایج پژوهش نشان داد که فقر تأثیر مثبت و معناداری بر تخریب محیط زیست دارد و این اثر نه تنها محدود به همان استان بلکه در استان‌های مجاور نیز به صورت سرریز مشاهده می‌شود. همچنین، کیفیت نهادی و درآمد سرانه، تأثیر منفی و معناداری بر تخریب محیط زیست داشته، به این معنا که ارتقای این متغیرها می‌تواند به بهبود وضعیت محیط زیست منجر شود. بر خلاف آن، قیمت انرژی و مقررات بازدارنده، اثر مثبت و معناداری بر تخریب محیط زیست نشان دادند.

از جمله یافته‌های کلیدی این پژوهش می‌توان به اهمیت اثرات سرریز اشاره کرد؛ به این معنا که سیاست‌های زیست محیطی یا اقتصادی در یک استان، پیامدهای قابل توجهی در استان‌های همجوار دارند. این موضوع بر ضرورت همکاری‌های منطقه‌ای و اتخاذ سیاست‌های هماهنگ بین استان‌ها تأکید می‌کند.

در نهایت، برای کاهش تخریب محیط زیست و بهبود پایداری زیست‌محیطی در کشور، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. تقویت کیفیت نهادهای محلی و ملی برای نظارت بر فعالیت‌های اقتصادی و زیست‌محیطی؛

۲. ایجاد بسترهای اقتصادی که منجر به افزایش درآمد مردم و کاهش فقر شود و آن‌ها را نسبت به اهمیت حفاظت از محیط زیست آگاه کند؛

۳. تعیین قیمت‌های مناسب و هدفمند برای حامل‌های انرژی به گونه‌ای که مصرف غیرضروری کاهش یابد و الگوهای مصرف بهینه تشویق شود؛

۴. تدوین و اجرای قوانین زیست‌محیطی سختگیرانه‌تر برای مقابله با تخریب منابع طبیعی. نتایج این پژوهش نشان داد که سیاستگذاری‌های جامع و هماهنگ در سطح ملی و منطقه‌ای، می‌تواند به کاهش تخریب محیط زیست و بهبود کیفیت زندگی در سراسر کشور کمک کند.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: بین نویسندگان تعارض منافع وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۲۵ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم (۲۵ درصد) و نویسنده چهارم (۲۵ درصد).

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Aghaei, M., & rezagholizadeh, M. (2016). Investigation the direct and indirect impact of energy consumption in selective sectors on ppoverty and inequality in Iran. *Iranian Energy Economics*, 5(19), 1-51
doi.org/10.22054/jiee.2017.7303. [In Persian]
- Ahmad, M., Ahmed, Z., Yang, X., Hussain, N., & Sinha, A. (2022). Financial development and environmental degradation: Do human capital and institutional quality make a difference? *Gondwana Research*, 105, 299-310. DOI:10.1016/j.gr.2021.09.012
- Ahmadianm, Majid, Abdoli, Ghahreman, Jebel Ameli, Farkhondeh, Shabankhah, Mahmood, & Khorasani, Seyed Adel. (2017). Effect of environment degradation on economic growth (evidence from 32 developing countres). *Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(27), 17-28. [In Persian]
- Ahmadi Niyaz, Sadaf, Zeinalzadeh, Reza, & Raeispour Rajabali, Ali. (2019). Study of good governance effect on environment quality index in selected developing countries. *Journal Of Science and Technology* , 20(4 (79)), 165-177. [In Persian]
- Amirnejad, Hamid, Zargartalebi, Mohamad, & Roshanfar, Mohamad Ali. (2015). The relationship between carbon dioxide emissions and energy consumption and environmental destruction in Iran. *Agricultural Economics: Iranian Journal Of Agricultural Economics (Economics And Agriculture Journal)*, 9(4), 177-195. [In Persian]
- Ansari Samani, H., Rouzbahani, M., Dalvandi, H., & Sadeghi R. (2024). Income inequality and environmental degradation in the provinces of Iran. *Environ. Health Eng. Manag.*, 11(1), 25-30. [In Persian]
- Ardakani, Mohammad Zaker, & Arashpour, Alireza. (2022). Investigating the fundamental principle of deterrence in international environmental law. *Journal of Science and Technology*, 23(12(115)), 55-63.
doi.:10.30495/jest.2019.45943.4756. [In Persian]
- Asadi, H., Besharati, H., & Gorji, M. (2022). Challenges and limitations of soil and land resources in Iran. *Journal of Land Management*, 10(suppl 1), 111-134 .doi: 10.22092/lmj.2022.358760.309 [In Persian]
- Azizi, A., & Pourasghar Sangachin, F. (2022). Investigating the relationship between poverty and environmental performance index (EPI) in countries with different incomes. *Journal of Applied Sociology*, 33(2), 117-136. Doi: 10.22108/jas.2021.129190.2128 [In Persian]
- Behboodi, Davood, & Esmail Barghi, (2009). Energy Consumption and Economic Growth Effects on Environment in Iran (1967-2004), *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 5(4), 35.
DOI:10.22099/ijes.2017.23649.1292. [In Persian]
- Bondori, A. , & khosravipour, B. (2023). Investigating the effect of rural poverty on the destruction of Zagros forests. *Geography and Human Relationships*, 6(1), 116-139. doi: 10.22034/gahr.2023.396123.1866 [In Persian]

- Cao, S., & Zheng, H. (2016). Climate change adaptation to escape the poverty trap: Role of the private sector. *Ecosystem Health and Sustainability*, 2(10), e01244.
DOI: 10.1002/ehs2.1244
- Dada, J. T., Ajide, F. M., & Al-Faryan, M. A. S. (2024). The moderating role of financial development in energy poverty-sustainable environment linkages: Evidence from Africa. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 35(4), 924-944.
- Duraiappah, A. (1996). *Poverty and Environmental Degradation: A Literature Review and Analysis*.
doi.org/10.1016/S0305-750X(98)00100-4
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research*.
- Hendizadeh, H., Karbasi, A., & Mohammadzadeh, H. (2018). Spatial analysis of factors affecting rural poverty and its relationship with environmental degradation case: Qaenat city. *Spatial Economics and Rural Development*, 7(1(23)), 131-148. [In Persian]
- Hunjra, A. I., Azam, M., Bruna, M. G., & Bouri, E. (2023). A cross-regional investigation of institutional quality and sustainable development. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 84, 101758.
DOI: 10.1016/j.intfin.2023.101758
- IMF. (2013). *Energy Subsidy Reform: Lessons and Implications*. International Monetary Fund.
- Jafari Nasab Kermani, Muhaddith. (2017). Investigating the dynamic effects of income inequality and economic growth on environmental degradation in Iran: The Structural Vector Autoregression Model. *Economic development and planning*. Supervisor: Mohammadreza Lotfalipour. Ferdowsi University of Mashhad. [In Persian]
- Jalali, Mohamad, Afshari, Maryam, & Mazinianian, Zeinab. (2021). Environmental impact of climate change on national security. *Journal Of Environmental Science and Technology*, 22(9(100)), 179-190. [In Persian]
- Khan, Z., Ali, S., Dong, K., & Li, R. Y. M. (2021). How does fiscal decentralization affect CO₂ emissions? The roles of institutions and human capital. *Energy Economics*, 94, 105060.
DOI: 10.1016/j.eneco.2020.105060
- Kirsten, F., Bonga-Bonga, L., & Biyase, M. (2024). Escaping the poverty-environment trap: Exploring the nonlinear relationship between poverty and environmental concern in the Southern African Development Community Countries.
<https://mpira.ub.uni-muenchen.de/122428/>
- Majed, V., & Safari Asl, S. (2019). 05 impact of productivity and institutional quality on environmental quality (evidences from developing economies) . *QJERP*, 27(89), 139-162. [In Persian]

- Mobarak, A., Hojabr Kiani, K., Memarnejad, A., & Peykarjou K. (2018). Investigating the effects of institutional quality and human capital on economic growth. *JPBUD*, 23(1), 117-146. [In Persian]
- Nasrollahi, Zahra, & Ghafari Golak, Marzieh. (2011). The relationship between air pollution and economic growth in 28 provinces of Iran (The case study of CO, SO₂ And NOX). *Knowledge And Development*, 17(33), 164-182. doi.org/10.22067/pm.v17i33.27310 [In Persian]
- Nazari, R., Mahdavi, Adeli, & Dadgar. (2015). Study of the factors influenced environment pollution in Iran during 1974-2013. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 6(21), 47-60. [In Persian]
- Nikoukar, Afsaneh. (2021). Investigating the factors affecting rural poverty in provinces of Iran. *Agricultural Economics: Iranian Journal of Agricultural Economics (Economics And Agriculture Journal)*, 15(1), 89-111. DOI: 10.22034/iaes. 2021. 527495.1835 [In Persian]
- Nonejad, M., & Rouzitalab, A. (2018). The effects of economic growth and energy consumption on environmental pollution: A case study of Iran. *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 2(3), 99-124. DOI: 10.22054/ eenr. 2017.9069. [In Persian]
- Parry, I. W. H., Heine, D., Lis, E., & Li, S. (2014). Getting energy prices right: From principle to practice. International Monetary Fund.
- Prakash, S. (2009). Poverty and environment linkages in mountains and uplands: Reflections on the 'poverty trap' thesis. 1997.
- Rahmani Fazli, H., Nikbakht, S., & Molabahrani, A. (2019). The effect of the budget on regional inequality of Iran using Panel Spatial Econometrics Model. *Journal of Economic Research and Policies*, 27(89), 399-430. [In Persian]
- Rakshit, B., Jain, P., Sharma, R. et al. (2023). An empirical investigation of the effects of poverty and urbanization on environmental degradation: The case of Sub-Saharan Africa. *Environ Sci Pollut Res*, 30, 51887-51905
https://doi.org/10.1007/s11356-023-25266-4
- Rosignoli, F. (2024). *Linking Energy Poverty, Environmental Justice and Forced Displacement: Controversies and Ways Forward*. In: Iglesias Márquez, D., Esteve-Jordà, C., Felipe Pérez, B. (eds) *Legal Challenges at the End of the Fossil Fuel Era*. Global Issues. Palgrave Macmillan, Cham.
https://doi.org/10.1007/978-3-031-61766-9_5
- Shahbazi, K., Hamidi Razi, D., & Feshari, M. (2015). Investigating the factors affecting air pollution emissions in Caspian Sea countries: Panel Spatial Durbin Model. *Journal of Environmental Studies*, 41(1), 107-127. doi: 10.22059/jes.2015.53904 [In Persian]
- Soleimanpouromran, Mahboubeh, Fariba Alidadiyani, Hamidreza Sodagar. (2017). Environment, politics and globalization a historical review on environmental theories. *Journal of Environment and Interdisciplinary Development*, 2(58), 43-56. [In Persian]

- Sterner, T. (2007). Fuel taxes: An important instrument for climate policy. *Energy Policy*, 35(6), 3194-3202.
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2020). *Economic development*. Pearson education. Web: www.pearson.com/uk
- UNDP. (2020). Human Development Report 2020: The next frontier-Human development and the Anthropocene. United Nations Development Programme. URL: <http://ehemj.com/article-1-1301-en.html>
- Wahyunengseh, R. D., & Hastjarjo, S. (2024). Interconnections of environmental issues, poverty, and media: A comprehensive Bibliometric Analysis (2016-2022). *Oppor Chall. Sustain.*, 3(3), 177-185. <https://doi.org/10.56578/ocs030304>

A Dynamic and Comparative Analysis of the Impact of Financial Development on Energy Demand in Developing and Advanced Countries: Emphasizing the Roles of Stock and Money Markets

Zeinab Jahani ¹, Ali Falahati ² JamalSoleimani ³ 

1. MSc, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran. . Email: jahanideniz@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran. Email: A.falahati@razi.ac.ir
3. MSc, Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: jamal.soleimani@gmail.com

Abstract

Energy underpins production and growth, yet rising demand amid volatile prices makes it essential to clarify how finance shapes energy use across development stages. This study compares the effects of stock-market and money-market development on per-capita energy demand for developing and advanced economies over –. Composite indices for each financial channel are constructed via principal component analysis on standardized indicators, rescaled. Dynamic panels with country and year fixed effects are estimated separately by development group using two-step system GMM with Windmeijer correction; the lagged dependent variable, income, and the financial indices are treated as endogenous and instrumented with appropriate lags in levels and differences, using collapsed, depth-restricted matrices. Controls include real GDP per capita, real energy prices, and FDI inflows, with log transformations where relevant. Specification validity is assessed by AR()/AR(), Hansen J, and difference-in-Hansen tests. Results show strong persistence in energy demand and a positive income effect in both groups. Oil prices raise consumption in developing economies—consistent with subsidies and limited substitutes—while prices curb demand in advanced economies. Money-market development reduces energy use, whereas stock-market development initially expands energy-intensive activity but ultimately supports efficiency. Nonlinearities are salient: stock-market effects are U-shaped in developing economies and inverted-U in advanced ones; money-market depth displays an inverted-U in both groups. Policy should therefore sequence financial reforms to steer capital toward low-carbon innovation in developing countries and sustain robust regulation and technology deployment in advanced economies, thereby accelerating the energy transition.

Article information

Review History:

Received: dec.23 ,2024
Revised: jan.13 ,2025
Accepted: jan.26 ,2025
Published online: sep.15 , 2025

Keywords:

Developed and Developing Countries
Energy Demand
Financial Development
Generalized Method of Moments (GMM)
Money Market
Stock Market

JEL Classification:

G, Q, G, G, O, C.

Corresponding Author:

jamal.soleimani@gmail.com



Aim and Introduction:

Energy plays a central role in economic activity, underpinning production and influencing overall GDP. In recent decades, global energy consumption has risen considerably, underscoring energy's pivotal contribution to economic growth and sustainable development. However, the growing demand for energy—amidst constrained supply and volatile prices—has intensified the need to understand its determinants, particularly across different stages of economic development.

Among these determinants, financial development has garnered increasing attention for its potential to optimize resource allocation, enhance investment flows, and facilitate capital mobility. When well-functioning money markets (e.g., banking and short-term credit) and capital markets (e.g., equity financing) interact efficiently, they can ease access to capital for firms and individuals. This, in turn, may influence production dynamics, capital structures, and energy consumption patterns.

However, the impact of financial development on energy demand is not always linear. In early stages of economic development, financial expansion often stimulates investments in energy-intensive sectors, thereby increasing overall energy consumption. As financial systems mature, the adoption of advanced technologies and stronger institutional frameworks may promote efficiency and support a transition to cleaner energy sources.

Although prior research has explored the interconnections among economic growth, energy consumption, and financial development, it has often failed to distinguish between the distinct effects of money and stock markets. Moreover, structural disparities between developing and advanced economies—such as differences in institutional quality, energy infrastructure, and technological capacity—render a uniform analysis insufficient.

Against this backdrop, the main objective of this study is to examine and compare the influence of financial development, via stock and money markets, on energy demand across developing and developed countries from 1990 to 2020. Specifically, it investigates whether these effects vary by development stage and whether the relationships exhibit non-linear patterns—such as U-shaped or inverted U-shaped trends.

Methodology:

We conduct a comparative dynamic-panel analysis for developing and advanced countries over 1990–2020. The dependent variable is per-capita energy demand. To capture financial development along two distinct channels, we build composite indices for the stock-market and the money-market using principal component analysis (PCA) on standardized indicators; the first principal component is retained and rescaled for interpretability. We estimate country- and year-fixed-effects models of the form: $y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 P_{it} + \beta_3 FD_{it} + v_i + \varepsilon_i$ via two-step system-GMM (Arellano–Bover/Blundell–Bond) with Windmeijer-corrected standard errors. Endogenous regressors (the lagged dependent variable, financial indices, and income) are instrumented with their appropriate lags in levels and differences; the instrument matrix is collapsed and lag-depth-restricted to prevent instrument proliferation. The control vector X_{it} includes real GDP per capita, real energy prices, and FDI inflows; variables are log-transformed where appropriate. We assess specification validity using Arellano–Bond AR(1)/AR(2) tests for serial correlation and Hansen J (and difference-in-Hansen) tests for over-identifying restrictions. Non-linearities are probed by including squared terms of the financial indices and interpreting the implied turning points within each country group. All models are estimated separately for developing and advanced economies, with

robustness checks using alternative instrument sets and proxy definitions.

Findings:

The empirical results reveal that national income significantly and positively affects energy demand in both developing and developed countries. Additionally, energy consumption patterns show strong persistence, with current demand heavily influenced by past consumption levels.

Oil prices have contrasting effects across development levels. In developing countries, energy consumption tends to rise with increasing oil prices, likely due to extensive subsidies and limited access to alternative energy sources. In contrast, higher energy prices in developed countries are associated with reduced consumption, reflecting greater price responsiveness and availability of cleaner energy technologies.

The development of money markets is associated with a reduction in energy demand in both country groups. Conversely, the initial phases of stock market development often lead to increased energy consumption due to investment in energy-intensive industries. However, as financial systems mature and institutional and technological advancements occur, the stock market increasingly promotes energy efficiency.

These results confirm the presence of non-linear relationships between financial development and energy demand. Stock-market development is U-shaped in developing economies but inverted-U in advanced economies, whereas when channeled through money-market depth, the association is inverted-U in both groups consistent with an initial expansion of energy intensive activity followed by efficiency gains as institutions and technologies mature.

Discussion and Conclusion:

The relationship between financial development and energy demand is multifaceted and mediated by institutional and technological factors. In the early stages of development, enhanced access to credit and expanding equity markets may support growth in energy-intensive sectors, leading to increased consumption. Over time, however, more mature financial systems—characterized by stronger regulatory frameworks and technological innovation—facilitate investments in cleaner, more efficient energy alternatives.

The results also suggest that the impacts of money and stock markets on energy consumption are not always aligned and vary according to a country's level of development. In some cases, an inverted U-shaped relationship emerges, indicating that while financial deepening may initially raise energy use, it eventually contributes to greater energy efficiency as markets evolve.

Policymakers in developing countries should implement financial reforms that channel credit into low-carbon and innovative sectors. In advanced economies, the emphasis should be on maintaining robust regulatory frameworks and supporting the technological infrastructure needed to allocate capital effectively to sustainable energy systems.

In conclusion, this study underscores the importance of tailoring financial and energy policies to the specific development stage of each country. Financial development should serve not merely as a driver of economic expansion but as a strategic lever for enabling the transition to sustainable energy use.

تحلیل پویا و تطبیقی اثر توسعه مالی بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته با تأکید بر نقش بازار سهام و بازار پول

زینب جهانی^۱، علی فلاحی^۲ جمال سلیمانی^۳ 

۱. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. jahanideniz@gmail.com
 ۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران. A.falahati@razi.ac.ir
 ۳. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران (نویسنده مسئول). jamal.soleimani@gmail.com

چکیده

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:

دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۳

بازنگری: ۱۴۰۳/۱۰/۲۴

پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۱۸

انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵

کلمات کلیدی:

توسعه مالی

تقاضای انرژی

بازار سهام

بازار پول

کشورهای در حال توسعه و پیشرفته

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

طبقه‌بندی JEL:

O, G, G, Q, GC

نویسنده مسئول:

jamal.soleimani@gmail.com

انرژی زیربنای تولید و رشد اقتصادی است؛ اما افزایش تقاضا و محدودیت‌های عرضه، ضرورت شناخت عوامل تعیین‌کننده آن را در مراحل مختلف توسعه تشدید می‌کند. این پژوهش اثر توسعه مالی تفکیک‌شده به بازار سهام و پول بر تقاضای سرانه انرژی ۵۳ اقتصاد در حال توسعه و ۴۷ اقتصاد پیشرفته طی ۲۰۰۰-۲۰۲۲ را بررسی می‌کند. برای سنجش هر کانال، شاخص‌های ترکیبی با تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) بر پایه نماگرهای استانداردسازی‌شده ساخته می‌شوند. الگوهای پانل با اثرات ثابت کشور و سال با GMM سیستمی دومرحله‌ای و اصلاح ویندهایر برآورد می‌شوند؛ متغیرهای درون‌زا با وقفه‌های مناسب ابزارگذاری و ماتریس ابزار فروگاهیده می‌شود. کنترل‌ها شامل تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه، قیمت‌های واقعی انرژی و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. اعتبار مشخصات با آزمون‌های $AR(0)/AR(1)$ ، هانسن و تفاوت در هانسن سنجیده می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد مصرف انرژی پایایی دارد و درآمد در هر دو گروه اثر مثبت و معنادار می‌گذارد. قیمت انرژی در اقتصادهای پیشرفته مصرف را می‌کاهد، اما در اقتصادهای در حال توسعه به سبب یارانه‌ها و جانشین‌های محدود با مصرف بیشتر همراه است. تعمیق بازار پول به‌طور میانگین مصرف را می‌کاهد؛ در مقابل، توسعه بازار سهام غیرخطی است: در در حال توسعه U و در پیشرفته U معکوس. همچنین آثار کانال بازار پول در هر دو گروه به صورت U معکوس ظاهر می‌گردد. بر این اساس، تعمیق مالی در مراحل اولیه فعالیت‌های مصرف‌ر را می‌افزاید؛ اما نظام‌های بالغ با نهادهای کارآمد و فناوری، کارایی و انرژی پاک‌تر را تقویت می‌کنند. سیاست‌گذاری باید با مرحله توسعه همسو شود: هدایت اعتبار و مشوق‌ها به سرمایه‌گذاری کم‌کربن در در حال توسعه و تعاون تنظیم‌گری و تأمین مالی نوآوری در پیشرفته.

۱. مقدمه

طی دهه‌های اخیر، روند فزاینده مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی (صنعت، کشاورزی و خدمات) سبب شده است، انرژی به‌عنوان عاملی حیاتی برای رشد و توسعه اقتصادی مطرح شود. در عین حال، نگرانی‌های زیست‌محیطی و محدودیت عرضه سوخت‌های فسیلی، ضرورت مدیریت کارآمد مصرف انرژی و توجه به سیاست‌های تشویق انرژی‌های پاک را بیش از پیش برجسته کرده است (گرشون و همکاران، ۲۰۲۴).^۱ از این رو، شناسایی متغیرهایی که الگوی تقاضای انرژی را در کشورها شکل می‌دهند، هم در سطح نظری و هم در عرصه سیاست‌گذاری، اهمیت بالایی دارد (استیوا و لوپز، ۲۰۲۴).^۲ در میان عوامل مؤثر بر الگوی مصرف انرژی، توسعه مالی به‌واسطه نقشی که در تأمین مالی پروژه‌ها، تسهیل دسترسی بنگاه‌ها و خانوارها به اعتبار و تخصیص بهینه منابع ایفا می‌کند، به‌صورت فزاینده‌ای مورد توجه قرار گرفته است (یان و همکاران).^۳ کارایی و عمق بازارهای پول و سرمایه می‌تواند بر سرمایه‌گذاری در صنایع انرژی‌بر یا بهره‌وری انرژی و حتی توسعه فناوری‌های انرژی‌های پاک مؤثر باشد (پاتا و همکاران، ۲۰۲۲).

با این حال، جهت و شدت این اثرگذاری در کشورهایی با ساختار نهادی متفاوت، ناهمسان است؛ به‌طوری‌که، ممکن است توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه، ابتدا مصرف انرژی را افزایش دهد، ولی در کشورهای پیشرفته به‌دلیل ساختارهای نهادی و فناورانه قوی‌تر، به گسترش انرژی‌های تجدیدپذیر و بهبود بهره‌وری منجر شود (اسری و همکاران، ۲۰۲۴).^۴ از سوی دیگر، بازار پول و بازار سهام، کانال‌های تخصیص مالی متمایزی محسوب می‌شوند. یافته‌های برخی مطالعات نشان می‌دهد در مراحل اولیه توسعه، رشد وام‌دهی بانکی به بخش خصوصی، هزینه اعتبارات را کاهش داده و موجب گسترش صنایع انرژی‌بر می‌شود؛ در حالی‌که توسعه بازار سهام در صورت بهره‌مندی از ریسک‌پذیری و نوآوری بالاتر، می‌تواند بخشی از منابع را به سمت پروژه‌های فناورانه و انرژی‌های تجدیدپذیر سوق دهد (نوگراها و همکاران، ۲۰۲۴).^۵ بر این اساس، بررسی نقش تفکیکی بازار پول و بازار سهام در شکل‌دهی الگوی مصرف انرژی ضروری به نظر می‌رسد.

بر پایه این ملاحظات، در پژوهش حاضر درصدد بوده‌ایم تا با رویکردی تطبیقی و پویا، اثر توسعه مالی را در دو مسیر متمایز بازار پول و بازار سهام بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته بررسی کنیم. برای این منظور، از داده‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ در قالب داده‌های پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده و ضمن ترکیب شاخص‌های توسعه مالی (بازار پول و بازار سهام) با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، الگوی تأثیرگذاری آن‌ها بر مصرف انرژی

1. Gershon et al. (2024).
2. Estevão & Lopes (2024).
3. Yan et al. (2024).
4. Asri et al. (2024).
5. Nugraha et al. (2024).

استخراج گردیده است. این پژوهش، با تمرکز بر روابط غیرخطی و تفاوت‌های نهادی میان کشورها، به دنبال درک عمیق‌تر از نقش سازوکارهای مالی در شکل‌گیری الگوهای مصرف انرژی و ارائه پیشنهادهاى سیاستى برای مدیریت کارآمدتر مصرف انرژی است.

سؤال کلیدی پژوهش، آن است که آیا توسعه مالی در دو مسیر متمایز بازار پول و بازار سهام، تأثیرات متفاوت و غیرخطی بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای پیشرفته دارد؟ در این راستا، فرض‌های زیر آزمون می‌شود: ۱- در مراحل اولیه توسعه، افزایش عمق مالی، مصرف انرژی را تشدید می‌کند. ۲- با گذشت زمان و بلوغ نهادی و فناوریانه، توسعه مالی می‌تواند به جهت‌دهی سرمایه‌ها به سمت بهره‌وری بالاتر، مصرف انرژی پاک‌تر و الگوهای کارآمدتر منجر شود. ۳- شکل اثرگذاری توسعه بازار پول و بازار سهام بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه با کشورهای پیشرفته تفاوت معنادار دارد.

نوشتر پیش رو، در هفت بخش زیر سازماندهی شده است. در بخش اول، مسئله پژوهش و اهمیت آن تبیین شده است و در ادامه، پرسش اصلی، فرضیه و ساماندهی مقاله آمده است. در بخش دوم، پیشینه علمی پژوهش و سهم آن در ادبیات حاضر تبیین می‌شود. بخش سوم، به بیان مبانی نظری مبنی بر ارتباط توسعه مالی و تقاضای انرژی، و نقش قیمت انرژی، درآمد و ساختار نهادی اختصاص دارد. در بخش چهارم، به معرفی روش پژوهش می‌پردازیم. در بخش پنجم، نتایج حاصل از برآورد الگو ارائه می‌شود. در بخش ششم، نتایج مورد بحث قرار می‌گیرد و در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادها آورده شده است.

۲. پیشینه پژوهش

الف) پیشینه علمی مطالعه‌های انجام شده در زمینه عنوان پژوهش در ایران

باقری (۱۴۰۰)، در پژوهشی با عنوان "بررسی تأثیر توسعه مالی بر آلودگی محیط‌زیستی و مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک"، به تحلیل رابطه توسعه مالی با آلودگی محیط‌زیست و مصرف انرژی در بازه زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۸ پرداخت. با بهره‌گیری از روش‌های گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)، حداقل مربعات پویا (DOLS) و حداقل مربعات معمولی تعدیل‌شده (AMOLS)، نتایج نشان داد توسعه مالی اثر مثبت و معناداری بر آلودگی محیط‌زیست داشته و به فناوری‌های دوستدار محیط‌زیست منجر نشده است. همچنین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و رشد شهرنشینی تأثیر مثبتی بر آلودگی محیط‌زیست داشته و منحنی کوزنتس به شکل U معکوس تأیید شد.

جعفری و همکاران (۱۴۰۲)، در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی تأثیر حکمرانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک با تأکید بر توسعه بازار سهام؛ رویکرد مدل (PVAR GMM)"، نقش سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی از درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد، هر دو شاخص حکمرانی درآمدهای نفتی، اثر مثبت و

معناداری بر رشد اقتصادی دارند و توسعه بازار سهام، این اثر را تقویت می‌کند. همچنین، وجود پدیده بیماری هلندی در کشورهای اوپک با رشد بالای درآمدهای نفتی تأیید شد.

آقایی و سلمان (۱۴۰۳)، در پژوهشی با عنوان "نقش ریسک سیستماتیک در رابطه بین توسعه مالی و توسعه تکنولوژی انرژی‌های تجدیدپذیر: مقایسه کشورهای نفتی در حال توسعه و توسعه‌یافته"، رابطه میان توسعه مالی و فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر در ۴۵ کشور نفتی طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ را بررسی کردند. با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانل (PSTR)، نتایج نشان داد که ریسک سیستماتیک، رابطه بین توسعه مالی و فناوری انرژی‌های تجدیدپذیر را تعدیل می‌کند و در سطوح پایین ریسک، توسعه مالی تأثیر مثبت و معناداری دارد.

ب) پیشینه علمی مطالعه‌های انجام شده در زمینه عنوان پژوهش در خارج

حبیب و همکاران (۲۰۲۱)، در پژوهشی با عنوان "تأثیر توسعه بازار سهام و نهادهای مالی بر انتشار کربن با تأکید بر اهمیت مصرف انرژی تجدیدپذیر و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای گروه ۲۰"، اثر توسعه مالی بر انتشار کربن در بازه زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۷ را بررسی کردند. یافته‌ها نشان داد، توسعه بازار سهام در کشورهای توسعه‌یافته منجر به کاهش انتشار کربن شده، اما در کشورهای در حال توسعه، اثر معکوسی داشته است. مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در تمامی گروه‌ها، موجب کاهش آلودگی زیست‌محیطی شد.

پاتا و همکاران (۲۰۲۲)، در پژوهشی با عنوان "آیا توسعه مالی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را در ایالات متحده ارتقا می‌دهد؟ شواهدی از آزمون علیت کوانتیلی فوریه-موجک"، به بررسی اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در ایالات متحده طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۹ پرداختند. نتایج نشان داد، توسعه مالی در افق‌های زمانی میان‌مدت و بلندمدت مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را افزایش می‌دهد و شاخص‌های «عمق» و «دسترسی» مالی، تأثیرگذارترین عوامل بودند.

شبری عبد و همکاران (۲۰۲۲)، در پژوهشی با عنوان "تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در آ.س.آ-۶: یک تحلیل رگرسیون کوانتیلی"، اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر در شش کشور عضو آ.س.آ طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ را بررسی کردند. نتایج نشان داد، افزایش تسهیلات بانکی به بخش خصوصی، تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی‌های پاک دارد، در حالی که نسبت سرمایه بانک به دارایی، اثر معناداری نداشت. در بخش بازار سرمایه، افزایش ارزش بازار سهام، تأثیر منفی و افزایش ارزش کل سهام معامله‌شده، اثری مثبت بر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر داشت.

1 Habiba et al. (2021)

2 Pata et al. (2022)

3 Shabri Abd et al. (2022)

جدول ۱: پیشینه علمی پژوهش

Table.1: Research Scientific Background

نویسنده	عنوان	دوره زمانی	روش تحقیق	یافته‌ها	توصیه‌ها
باقری (۱۴۰۰)	بررسی تأثیر توسعه مالی بر آلودگی محیط‌زیستی و مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک	۲۰۱۸-۱۹۹۲	GMM, DOLS, AMOLS	توسعه مالی و مصرف انرژی باعث افزایش آلودگی شده و منحنی کوزنتس تأیید شده است.	ترویج فناوری‌های پاک و مدیریت مصرف انرژی.
جعفری و همکاران (۱۴۰۲)	تأثیر حکمرانی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک	-	مدل PVAR GMM	سرمایه‌گذاری نفتی و توسعه بازار سهام رشد اقتصادی را تقویت می‌کند.	مدیریت ریسک درآمدهای نفتی و تقویت بازار سهام.
آقای و سلمان (۱۴۰۳)	نقش ریسک سیستماتیک در رابطه بین توسعه مالی و توسعه تکنولوژی انرژی‌های تجدیدپذیر	۲۰۲۱-۲۰۰۰	مدل PSTR	ریسک سیستماتیک اثر توسعه مالی بر فناوری انرژی تجدیدپذیر را تعدیل می‌کند.	ثبات اقتصادی و سیاسی برای حمایت از پروژه‌های تجدیدپذیر.
حبیب و همکاران (۲۰۲۱)	تأثیر توسعه بازار سهام و نهادهای مالی بر انتشار کربن با تأکید بر اهمیت مصرف انرژی تجدیدپذیر و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای گروه ۲۰	۲۰۱۷-۱۹۸۱	روش‌های اقتصادسنجی پنلی	توسعه بازار سهام اثر متغیر بر انتشار کربن دارد؛ مصرف انرژی تجدیدپذیر آلودگی را کاهش می‌دهد.	اصلاح ساختارهای مالی، حمایت از انرژی‌های پاک و تنظیم ورود سرمایه‌های خارجی با در نظر گرفتن سطح توسعه‌یافتگی کشورها.
شبری عبد و همکاران (۲۰۲۲)	تأثیر توسعه مالی بر مصرف انرژی در آ.س. آن-ع: یک تحلیل رگرسیون کوانتیلی	۲۰۲۰-۲۰۰۰	رگرسیون کوانتیلی	تسهیلات بانکی مصرف انرژی تجدیدپذیر را افزایش می‌دهد؛ ارزش معاملات سهام اثر مثبت دارد.	توسعه زیرساخت‌های مالی و ترغیب سرمایه‌گذاران به حمایت از انرژی‌های پاک.
پاتا و همکاران (۲۰۲۲)	آیا توسعه مالی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر را در ایالات متحده ارتقا می‌دهد؟	۲۰۱۹-۱۹۸۰	آزمون علیت کوانتیلی فوری-موجک	توسعه مالی در افق بلندمدت مصرف انرژی تجدیدپذیر را ارتقا می‌دهد.	تقویت عمق و دسترسی بازارهای مالی و مدیریت توسعه نهادهای مالی.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

(پ) جایگاه پژوهش حاضر در ادبیات

مطالعات گوناگونی درباره اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی انجام شده است، اما مرور پژوهش‌های جدید، نشان می‌دهد، سه خلأ مهم همچنان وجود دارد: نخست، اغلب تحقیقات به نقش تفکیکی بازار پول و بازار سهام توجه کافی نداشته‌اند و این دو حوزه مالی را یکپارچه در نظر گرفته‌اند؛ دوم، مطالعات کمتری به‌صورت تطبیقی، تفاوت‌های ساختاری کشورهای در حال توسعه و پیشرفته در زمینه مصرف انرژی را بررسی کرده‌اند؛ سوم، بیشتر پژوهش‌ها روابط احتمالی غیرخطی و پویای میان توسعه مالی

و تقاضای انرژی را لحاظ نکرده‌اند. از این رو، در پژوهش حاضر با تفکیک نقش بازار پول و بازار سهام و تأکید بر تمایز میان کشورهای در حال توسعه و پیشرفته، تلاش می‌شود، این کاستی‌ها جبران شود. برای این منظور، ضمن استفاده از داده‌های پانل پویا (GMM) طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ و کنترل درونزایی، شاخص‌های تفکیکی بازار پول و سهام با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شده و احتمال غیرخطی بودن رابطه (الگوهای U و U معکوس) نیز بررسی می‌شود. این رویکرد می‌تواند به درک دقیق‌تر پویایی‌های ساختاری و نهادی اثرگذار بر مصرف انرژی در سطوح مختلف توسعه‌یافتگی کمک کرده و رهنمودهایی برای سیاست‌گذاری در حوزه مدیریت انرژی و اصلاح نظام‌های مالی ارائه دهد.

۳. مبانی نظری

یکی از اهداف کلیدی هر نظام اقتصادی، دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار است. در چهارچوب نظریه‌های رشد اقتصادی، دستیابی به این هدف بدون وجود نهادهای مالی کارآمد، نظام اعتباردهی منسجم و دسترسی مناسب به منابع تأمین مالی، امکان‌پذیر نیست. توسعه مالی، به‌عنوان فرایند تعمیق، گستره‌بخشی و کارآمدسازی بازارها و نهادهای مالی، نقشی محوری در شکل‌گیری مسیر رشد ایفا می‌کند. نظام مالی پیشرفته با شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری، تجمیع و تخصیص بهینه پس‌اندازها، کاهش هزینه‌های مبادله و نظارت کارآمد بر شرکت‌ها، شرایطی را ایجاد می‌کند که تخصیص منابع در اقتصاد بهینه‌تر شده و از طریق ارتقاء کارایی، رشد اقتصادی افزایش یابد (کانتیسلی و همکاران، ۲۰۲۴)۱.

توسعه مالی دارای ابعاد گوناگونی است که به‌طور کلی شامل رشد و کارآمدی بازار پول (بانک‌ها و مؤسسات اعتباری)، بازار سرمایه (بورس اوراق بهادار، اوراق بدهی و ابزارهای مشتقه)، آزادسازی و مقررات‌زدایی هوشمندانه مالی، بهبود حاکمیت شرکتی، ارتقاء کیفیت نهادی و حرکت به سمت بازارهای مالی عمیق‌تر و نقدشونده‌تر است. در این میان، بازارهای سهام و بازارهای پول، دو رکن اصلی توسعه مالی محسوب می‌شوند. بازار پول با تخصیص منابع کوتاه‌مدت و تسهیل اعتبارات و تسهیلات بانکی، کارگشای بنگاه‌های کوچک و متوسط و خانوارها است. بازار سهام با تجمیع سرمایه‌های خرد و کلان و تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌بر و نوآورانه، امکان رشد اقتصادی پربازده‌تر را فراهم می‌آورد (منگ و همکاران، ۲۰۲۴)۲.

۳-۱. ارتباط توسعه مالی و تقاضای انرژی

تقاضای انرژی به‌عنوان یک نهاد مهم در فرایند تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات، ارتباطی تنگاتنگ با رشد اقتصادی دارد. در ساده‌ترین حالت، افزایش سطح تولید ناخالص داخلی (GDP) به

1. Conticelli et al. (2024).

2. Meng et al. (2024).

معنی افزایش فعالیت‌های صنعتی، خدماتی، حمل‌ونقل و خانگی است که همگی نیازمند انرژی هستند (فراحتی و همکاران، ۱۴۰۳)، اما پرسش کلیدی، این است که توسعه مالی چگونه می‌تواند بر الگوی مصرف انرژی اثر گذارد؟

کانال مستقیم اثرگذاری: توسعه مالی با کاهش محدودیت‌های نقدینگی، تسهیل دسترسی خانوارها به تسهیلات بانکی و ایجاد شرایط اعتباری مناسب، قدرت خرید آنها را افزایش می‌دهد. در نتیجه، خانوارها می‌توانند کالاهای انرژی‌بر مانند خودرو، لوازم خانگی برقی، سیستم‌های گرمایشی و سرمایشی مدرن‌تر را راحت‌تر تهیه کنند. این امر منجر به افزایش مستقیم تقاضای انرژی می‌شود (لیو و شنگ، ۲۰۲۴).^۱ همچنین، برای بنگاه‌ها، دسترسی آسان‌تر به منابع مالی امکان خرید ماشین‌آلات پیشرفته و فرایندهای تولید کاراتر ولی در مراحل اولیه، عموماً انرژی‌بر را فراهم می‌کند.

کانال غیرمستقیم اثرگذاری: توسعه بازارهای مالی و ایجاد بسترهای کارآمد برای سرمایه‌گذاری بلندمدت، زمینه افزایش سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی را فراهم می‌سازد. با جذب سرمایه، بنگاه‌ها ظرفیت تولیدی خود را افزایش داده و فعالیت‌های صنعتی رونق می‌گیرد. در مراحل اولیه رشد، اقتصادها عمدتاً متکی به صنایع انرژی‌بر هستند (مانند فولاد، پتروشیمی و سیمان)؛ اما با گذر زمان و افزایش کارایی ناشی از تکنولوژی‌های پیشرفته و آگاهی بیشتر در زمینه صرفه‌جویی انرژی، بخش اقتصادی به تدریج به سمت فعالیت‌های خدماتی و تکنولوژیک با بهره‌وری بالاتر انرژی حرکت می‌کند (هان و همکاران، ۲۰۲۴)^۲ و به بیان دیگر، توسعه مالی در مراحل اولیه می‌تواند از طریق افزایش رشد اقتصادی، مصرف انرژی را بالا ببرد، اما در مراحل پیشرفته‌تر، توسعه مالی با تسهیل سرمایه‌گذاری در نوآوری‌های تکنولوژیک، انرژی‌های تجدیدپذیر و بهبود بهره‌وری انرژی، مصرف انرژی سرانه و شدت انرژی را کاهش می‌دهد.

۲-۳. نقش قیمت انرژی، درآمد و ساختار نهادی

قیمت انرژی، یکی از متغیرهای کلیدی تعیین‌کننده تقاضای آن است. افزایش قیمت انرژی می‌تواند از طریق اثر جانشینی (کاهش مصرف) یا اثر درآمدی (کاهش قدرت خرید) بر تقاضای انرژی، اثر منفی بگذارد. با این حال، در کشورهای دارای پارانه انرژی یا آنهایی که فاقد جایگزین‌های کافی برای سوخت‌های فسیلی هستند، تأثیر افزایش قیمت انرژی، ممکن است معکوس شود یا کم‌اثر باشد. در اقتصادهای پیشرفته که ساختار نهادی مطلوب، بازارهای مالی پویا، و دسترسی به انرژی‌های جایگزین (باد، خورشید و هسته‌ای) وجود دارد، افزایش قیمت انرژی، منجر به کاهش مصرف انرژی فسیلی و حرکت به سمت مصرف پاک‌تر و کارآمدتر می‌شود. علاوه بر این، کیفیت نهادهای مالی، ثبات سیاسی،

1. Liu & Sheng (2024).

2. Han et al. (2024).

شفافیت و حاکمیت قانون در کنار آزادسازی تجاری و مالی بر قدرت توسعه مالی در هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد و کمتر انرژی‌بر اثرگذار است (فونگ و همکاران، ۲۰۲۴).^۱ نهادی‌سازی اصول حاکمیت شرکتی و شفافیت در بازارهای مالی، انگیزه شرکت‌ها را برای سرمایه‌گذاری در فناوری‌های بهره‌ور انرژی و پروژه‌های زیست‌محیطی افزایش داده و در نتیجه، منجر به کاهش تدریجی شدت انرژی می‌شود.

۴. روش پژوهش

این تحقیق از نوع پس‌رویدادی (استفاده از داده‌های گذشته) و از جنبه هدف، به‌عنوان یک تحقیق کاربردی طبقه‌بندی می‌شود. همچنین، از نظر ماهیت و روش، در دسته‌بندی تحقیقات توصیفی - همبستگی قرار می‌گیرد که با بهره‌گیری از داده‌های ثانویه استخراج شده از صورت‌های مالی شرکت‌های حاضر در بازار بورس اوراق بهادار تهران، به تحلیل روابط همبستگی می‌پردازد. انجام این پژوهش در چهارچوب استدلال قیاسی - استقرایی صورت می‌گیرد.

در این مطالعه، از روش داده‌های پانل استفاده خواهد شد. به اعتقاد بالتاجی (۱۳۹۵)، یکی از مزایای روش داده‌های پانل، این است که علاوه بر ارائه برآوردهای بی‌طرف و سازگار، اطلاعات بیشتری را فراهم می‌کند، تغییرپذیری بیشتری دارد، هم‌خطی کمتری دارد، درجات آزادی بیشتری ارائه می‌دهد و کارایی بالاتری دارد. علاوه بر این، روش داده‌های پانل، قابلیت بهتری در نمایش پویایی‌های تعدیلی داشته و امکان شناسایی و اندازه‌گیری اثراتی را فراهم می‌کند که در مطالعات صرفاً مقطعی یا سری زمانی به سادگی قابل پیش‌بینی نیستند. این ویژگی به محقق اجازه می‌دهد تا با استفاده از داده‌های پانل، الگوهای رفتاری پیچیده‌تری را نسبت به داده‌های مقطعی یا سری زمانی منفرد ایجاد کند و مورد آزمایش قرار دهد. در این پژوهش، از روش پانل پویا یا گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده خواهد شد.

این روش، مبتنی بر مدل‌های پویای داده‌های پانل است که توسط آرانو و باند (۱۹۹۱) و آرانو و باور (۱۹۹۵) معرفی و توسعه داده شده‌اند. در این رهیافت، از ترکیب داده‌های مقطعی و سری زمانی بهره گرفته می‌شود. مزیت اصلی این روش، برطرف کردن مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی است. بدین منظور، متغیر وابسته با یک دوره وقفه به‌عنوان یک متغیر توضیحی وارد مدل شده و روابط پویای بین متغیرها را با در نظر گرفتن اثرات زمانی و مقطعی، شبیه‌سازی و تحلیل می‌کند (حریقی و همکاران، ۱۴۰۰).

در این پژوهش، رابطه پویا بین تقاضای انرژی و توسعه بازار سهام در ۵۳ کشور در حال توسعه و ۴۷ کشور پیشرفته طی دوره ۲۰۲۲-۲۰۰۰، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل مورد استفاده از مقاله سادروسکی (۲۰۱۰)، گرفته شده که به صورت زیر است.

$$Energy_{it} = \alpha_i Energy_{it-1} + \beta_i Y_{it} + \beta_i P_{it} + \beta_{it} FD_{it} + v_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

در این رابطه:

- $Energy_{it}$: تقاضای انرژی برای کشور i در زمان t
- Y_{it} : درآمد GDP سرانه واقعی)
- P_{it} : قیمت انرژی (قیمت نفت)
- FD_{it} : شاخص‌های توسعه مالی (در اینجا، شاخص بازار سهام، شاخص بانکداری یا سایر متغیرهای توسعه مالی)
- v_i : اثرات ثابت مختص هر کشور
- ε_i : جمله خطا است.

داده‌های تقاضای انرژی، GDP سرانه، قیمت‌های انرژی و شاخص‌های توسعه بازار سهام به صورت سالیانه برای دوره ۲۰۲۲-۲۰۰۰، جمع‌آوری خواهد شد. داده‌های مربوط به تقاضای انرژی به عنوان انرژی در کیلوگرم معادل نفت سرانه، GDP واقعی سرانه به قیمت ثابت ۲۰۱۰ اندازه‌گیری و قیمت واقعی نفت به عنوان جانشینی از قیمت‌های انرژی استفاده خواهد شد.^۱ به منظور اندازه‌گیری شاخص توسعه بازار سهام، از متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبتی از GDP) و متغیرهای بازار سهام استفاده خواهد شد. تمام داده‌ها از پایگاه داده‌های شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) بانک جهانی استخراج خواهد شد.

به پیروی از مطالعات هانگ (۲۰۱۰)، ساسی و هولدن (۲۰۰۸) و گزارش‌های مجمع جهانی اقتصاد (۲۰۱۱)، برای سنجش توسعه بازار سهام، چهار متغیر کلیدی در نظر گرفته می‌شود: نسبت ارزش بازار سهام به GDP (stmktcap)، نسبت ارزش معاملات سهام به GDP (stvaltraded)، تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس به ازای هر میلیون نفر (listco_pc) و نسبت حجم معاملات سهام (stturnover). داده‌های این متغیرها از پایگاه ساختار مالی بانک جهانی گردآوری می‌شوند. سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) از این چهار متغیر، یک شاخص ترکیبی (stock-index) استخراج می‌گردد. این روش آماری با خلاصه‌سازی چندین متغیر همبسته در قالب یک یا چند مؤلفه اصلی، ضمن کاهش ابعاد داده‌ها، مشکل هم‌خطی را نیز کاهش می‌دهد و امکان استنتاج دقیق‌تری را فراهم می‌آورد.

۱. اطلاعات قیمت انرژی از تقسیم قیمت نفت خام برنت به شاخص قیمت مصرف‌کننده هر کشور (CPI, 2010=100) به دست آمده است.

در این پژوهش، با رویکرد تحلیلی- استنباطی، رابطه بین تقاضای انرژی و توسعه بازار سهام در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ با داده‌های تابلویی بررسی می‌شود. داده‌های تابلویی، که ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی هستند، در اینجا جایگزین داده‌های صرفاً سری زمانی یا مقطعی شده‌اند؛ زیرا دوره بررسی ۲۲ ساله امکان استفاده از سری زمانی طولانی‌تر را محدود می‌کند و به‌کارگیری داده‌های مقطعی نیز به‌تنهایی بسنده نیست. داده‌های تابلویی، علاوه بر در نظر گرفتن اثرات زمانی و مقطعی، امکان کنترل متغیرهای لحاظ نشده یا غیرقابل اندازه‌گیری را فراهم می‌کنند. این رویکرد، منجر به برآوردهای کاراتر و نتایج دقیق‌تر در تحلیل رابطه موردنظر می‌شود.

نخستین گام در بررسی ارتباط بین متغیرها، بررسی ماتریس همبستگی آن‌ها است. برای بررسی همبستگی مجموعه داده‌ها در دوره ۲۰۰۰-۲۰۲۲، از آزمون بارتلت استفاده خواهد شد. با توجه به این درجه همبستگی، می‌توان با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با کاهش تعداد متغیرهای شاخص بازار سهام، رابطه زیر را ارائه کرد.

$$Stock\ Index = \alpha\ listco + \alpha\ stmktcap + \alpha\ stvaltraded - \alpha\ stturnover \quad (2)$$

۵. نتایج

قبل از برآورد و بررسی مدل، ابتدا نسبت به مانایی و نامانایی بودن داده‌های مورد استفاده در مدل اطمینان حاصل می‌شود. آزمون‌های ریشه واحد داده‌های سری زمانی در الگوهایی که از داده‌های تلفیقی استفاده می‌کنند، از اعتبار چندانی برخوردار نیستند، به همین دلیل برای بررسی مانایی داده‌های پانل، می‌باید از آزمون‌های زیر استفاده نمود:

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

Table.2: Results of the stationarity test for research variables

مدل	آماره	لوین، لین و چو	ایم، پسران و شین	فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته	فیشر- فیلیپس، پرون
اول	آماره	-۵,۱۵۳۲۴	-۱,۶۶۷۲	۲۴,۵۹۵۴	۲۱,۹۳۱۲
	احتمال آماره	۰,۰۰۰۰	۰,۰۴۷۷	۰,۰۳۶۵	۰,۰۴۵۴
دوم	آماره	-۲۲,۰۵۰۸	-۱,۴۲۶۰	۲۹۳,۶۹۹	۳۱۶,۳۱۷
	احتمال آماره	۰,۰۰۰۰	۰,۰۴۶۹	۰,۰۵۳۹	۰,۰۲۵۲
سوم	آماره	۱۴,۱۳۸۲-	۱,۴۵۴۰۲-	۲۵۵,۳۹۳	۳۰۸,۱۳۴
	احتمال آماره	۰,۰۰۰۰	۰,۰۳۳۰	۰,۰۴۱۹	۰,۰۰۰۱
چهارم	آماره	۸,۸۶۴۲۳-	۰,۳۲۳۰۳	۲۱۰,۲۱۱	۲۶۴,۶۰۹
	احتمال آماره	۰,۰۰۰۰	۰,۰۰۸۲	۰,۰۳۵۲	۰,۰۱۶۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول ۲، در سطح اطمینان ۹۵٪ متغیر وابسته بازده دارایی و بازده سهام در مدل با عرض از مبدأ، در آزمون لوین، لین و چو در سطح مانا شده است. این نتایج با توجه به مقدار عددی آماره‌های لوین، لین و چو و همچنین سطح احتمال مربوط به این آماره استخراج شده‌اند. به عنوان نمونه، در مدل‌های چهارم و پنجم، نظر به اینکه مقادیر آماره آزمون‌های لوین، لین و چو، به ترتیب، برابر با $(-۸,۸۶۴۲۳)$ و $(-۱۵,۲۱۰۳)$ است، احتمال مربوط به این متغیرها کمتر از ۰,۰۵ (صفر) به دست آمده، که این نتیجه نشان می‌دهد، سری‌ها در سطح مانا هستند و نیازی به تفاضل‌گیری وجود ندارد. استدلال مشابهی در مورد سایر متغیرهای پژوهش نیز صادق است.

پس از ارزیابی فروض کلاسیک مربوط به رگرسیون، اطمینان از مانایی متغیرهای مورد استفاده، و تعیین روش تخمین مدل، مرحله بعدی برآورد مدل‌ها با تکیه بر نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن فرا می‌رسد. در این راستا، از نرم‌افزار Eviews به منظور بررسی روابط میان متغیرها استفاده شده است. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، ماهیت ترکیبی دارند، پیش از برآورد مدل‌ها لازم است روش تخمین (تلفیقی یا تابلویی) مشخص شود. برای این منظور، از آزمون F لیمر استفاده می‌شود.

جدول ۳: نتایج حاصل از آزمون F لیمر و آزمون هاسمن

Table.3: Results of the F-test and Hausman test

فرضیه	آزمون	آماره	احتمال	نتیجه
اول	F لیمر	۵۴۸۶,۸	۰,۰۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۶۸۰۶,۱۵	۰,۰۰۸۴	الگوی اثرات ثابت
دوم	F لیمر	۱۹۵۲,۲	۰,۰۲۹۰	روش تابلویی
	هاسمن	۲۵۴۷,۳	۰,۰۴۱	الگوی اثرات ثابت
سوم	F لیمر	۹,۳۴۸,۳	۰,۰۰۰۰	روش تابلویی
	هاسمن	۱۱,۴۵۳,۲	۰,۰۰۷۲	الگوی اثرات ثابت
چهارم	F لیمر	۳,۱۸۸,۳	۰,۰۲۲۱	روش تابلویی
	هاسمن	۳,۲۹۱,۱	۰,۰۳۸	الگوی اثرات ثابت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۳ نشان داده شده است، احتمال آزمون F لیمر برای تمامی مدل‌های پژوهش کمتر از ۵٪ برآورد شد. بنابراین، در برآورد کلیه مدل‌ها از روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. همچنین، با توجه به اینکه احتمال آزمون هاسمن برای همه مدل‌ها کمتر از ۵٪ است، از الگوی اثرات ثابت برای تخمین مدل‌ها بهره گرفته خواهد شد.

گام نخست در بررسی ارتباط میان متغیرها، تحلیل ماتریس همبستگی آن‌ها است. برای ارزیابی همبستگی میان داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲، از آزمون بارتلت استفاده شد. نتایج این آزمون که در جدول ۴ ارائه شده است، نشان می‌دهد که فرض صفر مبنی بر «عدم وجود همبستگی» بین

متغیرها رد می‌شود. این امر، حاکی از وجود ارتباط قوی میان متغیرهای مورد مطالعه است. با توجه به این سطح همبستگی، می‌توان به کمک روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، تعداد متغیرهای مورد بررسی را کاهش داد و دو شاخص ترکیبی تحت عناوین «شاخص بازار سهام» و «شاخص بانکداری» ارائه کرد.

جدول ۴: نتایج آزمون بارتلت برای کشورهای در حال توسعه

Table.4: Bartlett's Test Results for Developing Countries

شاخص	درجه آزادی	ارزش	احتمال
شاخص بازار سهام	۳	۰.۱۹/۱۵۳۸	۰.۰۰۰۰
شاخص بانکداری	۱۰	۱۱/۱۰۱۸۱	۰.۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد برای شاخص بانکداری در جدول ۵ ارائه خواهد شد. بر این اساس، تعداد مؤلفه‌های استخراج شده با تعداد متغیرهای مورد استفاده برابر بوده و همه پراکندگی مجموعه داده‌ها در این بررسی در نظر گرفته خواهد شد.

جدول ۵: مؤلفه‌های اصلی برای شاخص بانکداری برای کشورهای در حال توسعه

Table.5: Main Components for the Banking Index for Developing Countries

مقدار ویژه: (مجموع=۱۱، میانگین=۱)					
ردیف	مقدار	تفاوت	نسبت	مقدار تجمعی	نسبت تجمعی
۱	۸۳۳۷/۴	۰.۷۷۵/۳	۴۳۸۵/۰	۸۲۳۷/۴	۴۳۸۵/۰
۲	۷۴۶۲/۱	۶۰.۷۸/۰	۱۵۸۷/۰	۵۶۹۹/۶	۵۹۷۳/۰
۳	۱۳۸۳/۱	۰.۶۲۶/۰	۱۰۳۵/۰	۷۰۸۲/۷	۷۰۰۸/۰
۴	۰.۷۵۶/۱	۴۲۴۹/۰	۰.۹۷۸/۰	۷۸۳۹/۸	۷۹۸۵/۰
۵	۶۵۰۷/۰	۱۲۶۶/۰	۰.۵۹۲/۰	۴۳۴۷/۹	۸۵۷۷/۰
۶	۵۲۴۱/۰	۱۱۱۷/۰	۰.۴۷۶/۰	۹۵۸۸/۹	۹۰۵۴/۰
۷	۴۱۲۳/۰	۱۲۷۸/۰	۰.۳۷۵/۰	۳۷۱۱/۱۰	۹۴۲۸/۰
۸	۲۸۴۴/۰	۰.۵۰۳/۰	۰.۲۵۹/۰	۶۵۵۶/۱۰	۹۶۸۷/۰
۹	۲۳۴۱/۰	۱۴۹۳/۰	۰.۲۱۳/۰	۸۸۹۷/۱۰	۹۹۰۰/۰
۱۰	۰.۸۴۷/۰	۰.۵۹۳/۰	۰.۰۷۷/۰	۹۷۴۵/۱۰	۹۹۷۷/۰
۱۱	۰.۲۵۴/۰	---	۰.۰۲۳/۰	۰۰۰۰/۱۱	۰۰۰۰/۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶، چهار بردار ویژه اول را برای شاخص بانکداری کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که حدود ۸۰ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط این بردارها نشان داده می‌شود.

جدول ۶: بردارهای ویژه برای شاخص بانکداری کشورهای در حال توسعه

Table.6: Eigenvectors for the Banking Index of Developing Countries

متغیرها	PC	PC	PC	PC
تمرکز	۰.۲۳۹/۰۰	۲۴۲۴/۰	۰.۷۴۸/۰	۸۳۲۸/۰۰
هزینه های عملیاتی به درآمد	۱۹۷۵/۰۰	۳۸۶۲/۰۰	۵۳۴۵/۰	۰.۲۹۲/۰
حاشیه سود خالص بهره	۳۲۹۴/۰۰	۲۰.۶۳/۰	۲۴۸۷/۰	۱۷۶۸/۰
هزینه های سربار	۳۲۴/۰۰	۱۰.۶۵/۰۰	۴۳۰/۰	۱۷۷۹/۰
بازده دارایی ها	۱۰.۴۲/۰۰	۵۵۹۱/۰	۱۹۸۴/۰	۲۳۰/۰
بازده حقوق صاحبان سهام	۱۳۰.۷/۰۰	۶۰.۱۸/۰	۱۳۴۴/۰۰	۳۰۶/۰
امتیاز Z	۳۰.۱۰/۰	۲۲۳۷/۰	۵۵۸۰/۰	۲۸۹۳/۰۰
وام های بانکی به تولید ناخالص داخلی	۴۳۲۴/۰	۰.۶۹/۰	۱۰.۷۸/۰	۱۴۵۸/۰
توسعه مالی به تولید ناخالص داخلی	۳۹۰.۱/۰	۰.۶۱۶/۰	۳۳۸۶/۰	۱۴۴۹/۰
وام های بلندمدت به تولید ناخالص داخلی	۴۲۰.۲/۰	۰.۸۱۰/۰	۱۶۴۹/۰	۱۱۶۰/۰
اعتبار بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی	۴۰۳۲/۰	۰.۱۴۹/۰۰	۰.۳۶۱/۰	۱۰۲۶/۰

مأخذ: یافته های پژوهش

براساس نتایج جداول بالا، بردار شاخص بانکداری برای کشورهای در حال توسعه به صورت زیر

محاسبه خواهد شد:

Bank Index =

$-.concentration-.costinc-.netintmargin-.overhead+.roa+.roe+.zscore+.dbagdp+.fdgdp+.l$

(۳)

جدول ۷، نتایج برآورد را برای شاخص بازار سهام برای کشورهای در حال توسعه نشان می دهد. در

این جدول نیز ۴ مؤلفه استخراج شده که برابر با تعداد متغیرهای استفاده خواهد شد و همه

پراکندگی مجموعه داده ها در این بررسی در نظر گرفته خواهد شد.

جدول ۷: مؤلفه های اصلی برای شاخص بازار سهام برای کشورهای در حال توسعه

Table.7: Main Components for Stock Market Index for Developing Countries

مقدار ویژه: (مجموع=۴، میانگین=۱)					
ردیف	مقدار	تفاوت	نسبت	مقدار تجمعی	نسبت تجمعی
۱	۷۱۸۳/۱	۶۲۸۲/۰	۴۲۹۶/۰	۷۱۸۳/۱	۴۲۹۶/۰
۲	۰.۹۰۱/۱	۱۸۰.۳/۰	۲۷۲۵/۰	۸۰.۸۵/۲	۷۰.۲۱/۰
۳	۹۰.۹۷/۰	۶۲۸۱/۰	۲۲۷۴/۰	۷۱۸۳/۳	۹۲۹۶/۰
۴	۲۸۱۶/۰	---	۰.۷۰۴/۰	۰.۰۰۰/۴	۰.۰۰۰/۱

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۸، دو بردار ویژه اول را برای شاخص بازار سهام کشورهای در حال توسعه نشان می دهد

که حدود ۷۰ درصد پراکندگی مجموعه داده ها توسط مؤلفه اول و دوم بازگو می شود و می توان این

دو بردار را به عنوان مهم ترین مؤلفه ها انتخاب کرد.

جدول ۸: بردارهای ویژه برای شاخص بازار سهام کشورهای در حال توسعه

Table.8: Eigenvectors for Stock Market Index of Developing Countries

متغیرها	مؤلفه اصلی ۱	مؤلفه اصلی ۲
تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس به ازای هر میلیون نفر	۰۴۷۰/۰-	۷۱۷۷/۰
نسبت ارزش بازار سهام به GDP	۶۳۲۱/۰	۳۵۹۱/۰
نسبت ارزش معاملات سهام به GDP	۷۰۶۷/۰	۰۰۸۲/۰-
نسبت گردش سهام به GDP	۳۱۴۱/۰	۰۵۹۶۵/۰-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ترکیب خطی بردار شاخص سهام به صورت زیر است:

$$Stock\ Index = .listco + .stmktcap + .stvaltraded \quad (۴)$$

شاخص بازار سهام و بانکداری در کشورهای پیشرفته

جدول ۹: نتایج آزمون بارتلت برای کشورهای پیشرفته

Table.9: Bartlett's Test Results for Developed Countries

شاخص	درجه آزادی	ارزش	احتمال
شاخص بازار سهام	۳	۴۳۵۴/۸۹۱	۰۰۰۰/۰
شاخص بانکداری	۱۰	۵۶/۱۲۷۲۶	۰۰۰۰/۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۰، نتایج برآورد را برای شاخص بانکداری در کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد.

جدول ۱۰: مؤلفه‌های اصلی برای شاخص بانکداری برای کشورهای پیشرفته

Table.10: Main Components for the Banking Index for Developed Countries

مقدار ویژه: (مجموع=۱۱، میانگین=۱)					
ردیف	مقدار	تفاوت	نسبت	مقدار تجمعی	نسبت تجمعی
۱	۶۸۳۶/۳	۰۵۳۴/۲	۳۳۴۹/۰	۶۸۳۶/۳	۳۳۴۹/۰
۲	۶۳۰۲/۱	۰۹۹۳/۰	۱۴۸۲/۰	۳۱۳۹/۵	۴۸۳۱/۰
۳	۵۳۰۹/۱	۵۱۲۲/۰	۱۳۹۲/۰	۸۴۴۸/۶	۶۲۲۳/۰
۴	۰۱۸۶/۱	۰۵۶۴/۰	۰۹۲۶/۰	۸۶۳۵/۷	۷۱۴۹/۰
۵	۹۶۲۲/۰	۲۸۱۰/۰	۰۸۷۵/۰	۸۲۵۷/۸	۸۰۲۳/۰
۶	۶۸۱۱/۰	۱۷۱۳/۰	۰۶۱۹/۰	۵۰۶۸/۹	۸۶۴۳/۰
۷	۵۰۹۸/۰	۰۲۳۱/۰	۰۴۶۴/۰	۰۱۶۷/۱۰	۹۱۰۶/۰
۸	۴۸۶۷/۰	۰۳۴۸/۰	۰۴۴۲/۰	۵۰۳۴/۱۰	۹۵۴۹/۰
۹	۴۵۱۸/۰	۴۲۴۴/۰	۰۴۱۱/۰	۹۵۵۳/۱۰	۹۹۵۹/۰
۱۰	۰۲۷۳/۰	۰۱۰۱/۰	۰۰۲۵/۰	۹۸۲۷/۱۰	۹۹۸۴/۰
۱۱	۰۱۷۲/۰	---	۰۰۱۶/۰	۰۰۰۰/۱۱	۰۰۰۰/۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱، پنج بردار ویژه اول را برای شاخص بانکداری کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد که حدود ۸۰ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط این بردارها نشان داده خواهد شد.

جدول ۱۱: بردارهای ویژه برای شاخص بانکداری کشورهای پیشرفته

Table.11: Eigenvectors for the Banking Index of Developed Countries

مؤلفه اصلی ۵	مؤلفه اصلی ۴	مؤلفه اصلی ۳	مؤلفه اصلی ۲	مؤلفه اصلی ۱	متغیرها
۲۶۲۵/۰	۳۰۴۴/۰	۵۸۴۷/۰	۰۶۵۷/۰	۱۲۹۱/۰	تمرکز
۴۹۱۱/۰	۰۴۹۶/۰	۳۳۲۰/۰	۴۸۴۵/۰	۰۴۷۴/۰	نسبت هزینه به درآمد
۲۵۰۰/۰	۳۳۶۷/۰	۲۲۴۴/۰	۰۱۳۷/۰	۳۳۹۵/۰	حاشیه سود خالص بهره
۰۴۸۲/۰	۲۶۳۱/۰	۴۴۳۰/۰	۲۷۹۸/۰	۱۹۲۸/۰	بازده دارایی‌ها
۷۵۹۹/۰	۱۴۰۴/۰	۱۷۱۶/۰	۳۳۲۵/۰	۱۳۹۵/۰	امتیاز Z
۰۵۲۱/۰	۶۵۱۴/۰	۰۰۲۵/۰	۴۳۷۲/۰	۱۳۷۱/۰	وام‌های بانکی به تولید ناخالص داخلی
۱۳۱۵/۰	۴۰۱۹/۰	۰۹۰۳/۰	۵۲۲۴/۰	۰۶۱۵/۰	توسعه مالی به تولید ناخالص داخلی
۰۶۷۴/۰	۲۱۱۹/۰	۰۲۲۷/۰	۱۴۲۵/۰	۴۷۱۱/۰	وام‌های بلندمدت به تولید ناخالص داخلی
۱۱۸۶/۰	۰۳۹۴/۰	۳۷۲۱/۰	۱۹۸۸/۰	۴۰۸۲/۰	اعتبار بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی
۰۷۲۹/۰	۰۴۷۱/۰	۳۴۹۰/۰	۱۵۰۳/۰	۴۳۶۹/۰	تمرکز
۰۵۸۹/۰	۲۶۴۷/۰	۰۴۰۰/۰	۱۵۰۵/۰	۴۵۷۸/۰	نسبت هزینه به درآمد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جداول بالا، بردار شاخص بانکداری برای کشورهای پیشرفته به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$Bank\ Index =$

(۵)

$concentration - costinc - netintmargin - overhead + roa + roe + zscore + dbagdp + fdgdp + llgdp + pcrdbgdp$

جدول ۱۲، نتایج برآورد را برای شاخص بازار سهام برای کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد. در جدول شماره ۱۱ نیز همه پراکندگی مجموعه داده‌ها در نظر گرفته خواهد شد.

جدول ۱۲: مؤلفه‌های اصلی برای شاخص بازار سهام برای کشورهای پیشرفته

Table.12: Main Components for Stock Market Index for Developed Countries

مقدار ویژه: (مجموع=۴، میانگین=۱)					
ردیف	مقدار	تفاوت	نسبت	مقدار تجمعی	نسبت تجمعی
۱	۳۱۶۸/۲	۱۱۶۸/۱	۵۷۹۲/۰	۳۱۶۸/۲	۵۷۹۲/۰
۲	۲۰۰۰/۱	۷۸۳۰/۰	۳۰۰۰/۰	۵۱۶۸/۳	۸۷۹۲/۰
۳	۴۱۶۹/۰	۳۵۰۶/۰	۱۰۴۲/۰	۹۳۳۷/۳	۹۸۳۴/۰
۴	۰۶۶۲/۰	---	۰۱۶۶/۰	۰۰۰۰/۴	۰۰۰۰/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۳، دو بردار ویژه اول را برای شاخص بازار سهام کشورهای پیشرفته نشان می‌دهد که حدود ۸۸ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط مؤلفه اول و دوم را بازگو می‌کند.

جدول ۱۳: بردارهای ویژه برای شاخص بازار سهام کشورهای پیشرفته

Table.13: Eigenvectors for Stock Market Index of Developed Countries

متغیرها	مؤلفه اصلی ۱	مؤلفه اصلی ۲
تعداد شرکت‌های فهرست شده	۴۴۵۳/۰	۵۱۴۹/۰-
ارزش بازار سهام	۶۰۰۴/۰	۲۰۶۳/۰-
ارزش معاملات سهام	۶۱۲۱/۰	۲۴۱۷/۰
گردش سهام	۲۵۷۷/۰	۷۹۶۱/۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ترکیب خطی بردار شاخص سهام به‌صورت زیر است:

$$Stock\ Index = .listco + .stmktcap + .stvaltraded + .stturnover \quad (۶)$$

نتیجه کلی تحلیل مؤلفه‌های اساسی، بیان‌کننده آن است که متغیرهای مستقل که شاخص بانکداری و شاخص بازار سهام را نشان می‌دهند، می‌توانند برای هر دو گروه از کشورهای در حال توسعه و پیشرفته ایجاد شوند؛ بنابراین، می‌توان این متغیرهای مستقل را به‌عنوان توسعه بازار سهام در بخش بانکداری و توسعه بازار سهام در بخش بازار سهام در نظر گرفت.

۵-۱. نتایج تخمین الگوی پانل

این پژوهش با استفاده از روش داده‌های پانل پویا (GMM) که بر مبنای مدل‌های آرانو و بوند (۱۹۹۱) و آرانو و باور (۱۹۹۵) توسعه یافته، به بررسی رابطه بین تقاضای انرژی و توسعه بازار سهام در ۵۳ کشور در حال توسعه پرداخته است. روش GMM به دلیل توانایی آن در رفع مشکل درون‌زایی متغیرهای مستقل و نمایش بهتر پویایی‌ها، انتخاب شده است. برای اعتبارسنجی مدل، از دو آزمون اصلی استفاده شد. نخست، آزمون سارگان که نشان داد، ابزارهای به‌کاررفته معتبر بوده و با اجزای خطا همبستگی ندارند. دوم، آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول و دوم که تأیید کرد، اخلاص‌ها تنها در مرتبه اول، همبستگی سریالی دارند و نتایج مدل از اعتبار کافی برخوردارند.

نتایج پژوهش نشان داد که درآمد واقعی و قیمت انرژی، تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای انرژی دارند. همچنین، وقفه تقاضای انرژی، تأثیر مثبتی داشته و تقاضای انرژی در یک سال مشخص به‌طور قابل‌توجهی تحت تأثیر مقدار سال قبل خود قرار می‌گیرد. با افزودن شاخص‌های توسعه بازار سهام به مدل پایه، رابطه مثبت بین تقاضای انرژی و توسعه بازار سهام کنترل شد. یافته‌ها تأیید می‌کنند که درآمد واقعی مهم‌ترین عامل تعیین‌کننده تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه است و این نتایج با مبانی نظری نیز همخوانی دارد.

جدول ۱۴: نتایج تخمین برای کشورهای در حال توسعه

Table.14: Estimation Results for Developing Countries

شرح	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
لگاریتم تقاضای انرژی با تاخیر یک دوره (۱-)	۵۹۸/۰ (۰/۰۰۱۷)	۶۰۱/۰ (۰/۰۰۲۱)	۴۸۵/۰ ۰۰۵۶/۰	۴۰۱/۰ (۰/۰۰۶۲)	۳۹۷/۰ (۰/۰۰۳۵)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۱۴۲/۰ (۰/۰۰۰۸۹)	۱۶۴/۰ (۰/۰۰۱۰)	۲۹۶/۰ (۰/۰۰۲۸)	۲۶۹/۰ (۰/۰۰۰۸)	۰,۲۳۴ (۰/۰۰۳۷)
لگاریتم قیمت نفت	۰,۰۲۵ (۰/۰۰۰۱۶)	۰,۰۱۳ (۰/۰۰۰۱)	۰,۰۱۵۶ (۰/۰۰۰۱)	۰,۰۲/۰ (۰/۰۰۰۳)	۰,۰۸/۰ (۰/۰۰۰۴)
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-	۰,۰۲/۰ (۰/۰۰۰۰۲)	-	-	-
لگاریتم شاخص بانکی	-	-	۰,۳۶/۰ ۰/۰۰۱۵	-	۰/۰۷۴ ۰/۰۰۰۸
مرجع لگاریتم شاخص بانکی	-	-	-	-	۰/۰۱۹ (۰/۰۰۰۱۷)
لگاریتم شاخص سهام	-	-	-	۰,۲۴/۰ (۰/۰۰۰۳)	-
مرجع لگاریتم شاخص سهام	-	-	-	-	-
آماره J	۸۳۳۸/۴۹	۷۸۱۳/۴۸	۳۰۱۷/۴۸	۲۲۱۳/۴۶	۸۷۱۵/۴۸
رتبه ابزارها	۵۳	۵۳	۵۳	۵۲	۵۲
شرح	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
آزمون سارگان	۵۹۸۲/۰	۶۳۹۰/۰	۶۲۰۱/۰	۶۹۹۵/۰	۵۹۷۷/۰
خودهمبستگی مرتبه اول	۰۰۰۸/۰	۰۰۰۱/۰	۰۰۰۱/۰	۰۰۰۰/۰	۰۰۰۱/۰
خودهمبستگی مرتبه دوم	۲۷۱۹/۰	۲۶۶۵/۰	۲۴۶۵/۰	۲۹۲۸/۰	۲۵۵۷/۰
تعداد مشاهدات	۷۳۴	۷۳۴	۶۸۲	۶۱۶	۶۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهای در حال توسعه، قیمت انرژی (بجز در مدل ۴)، تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای انرژی دارد، زیرا افزایش قیمت نفت به دلیل دسترسی محدود به انرژی‌های جایگزین و نیاز صنعتی، تقاضای انرژی را افزایش می‌دهد. اثر درآمدی ناشی از فروش نفت و بارانه‌های انرژی نیز مصرف را تقویت می‌کند. همچنین، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تأثیر مثبت اما کم‌اهمیتی بر تقاضای انرژی دارد. شاخص‌های بانکی، تأثیر منفی و معنادار و شاخص‌های بازار سهام، تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای انرژی دارند. در مدل‌های غیرخطی، رابطه شاخص بانکی و تقاضای انرژی به صورت U معکوس و شاخص بازار سهام به صورت U است، که نشان می‌دهد در مراحل اولیه صنعتی شدن، تقاضای انرژی افزایش یافته، اما با رشد درآمد و ملاحظات زیست‌محیطی به سمت انرژی‌های پاک حرکت می‌کند.

در کشورهای پیشرفته، نتایج نشان می‌دهد که تقاضای انرژی با یک وقفه و GDP واقعی، تأثیر مثبت دارند، اما قیمت انرژی، تأثیر منفی و معناداری بر تقاضای انرژی دارد. این کاهش ناشی از دسترسی بیشتر به انرژی‌های جایگزین و کارآمدتر شدن بازارهای مالی است. همچنین، شاخص‌های بانکی و بازار سهام، تأثیر منفی و معناداری بر تقاضای انرژی دارند، که نشان‌دهنده استفاده از منابع مالی برای کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی است.

این پژوهش، با استفاده از مدل‌های خطی و غیرخطی و تحلیل‌های پانل GMM، تفاوت‌های تعیین‌کننده تقاضای انرژی بین کشورهای در حال توسعه و پیشرفته را نشان می‌دهد و نقش عوامل اقتصادی و مالی در این تفاوت‌ها را برجسته می‌کند.

جدول ۱۵: نتایج تخمین برای کشورهای پیشرفته

Table.15: Estimation Results for Developed Countries

مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	شرح
۷۸۵/۰ (۰/۰۰۴۱)	۸۱۰/۰ (۰/۰۰۳۸)	۶۸۴/۰ (۰/۰۰۱۶)	۷۶۵/۰ (۰/۰۰۳۹)	۷۷۶/۰ (۰/۰۰۳۷)	لگاریتم تقاضای انرژی با تأخیر یک دوره
۰/۳۲۳ (۰/۰۰۳۹)	۰/۲۹۱ (۰/۰۰۰۶)	۰/۲۵ (۰/۰۰۳۰۳)	۰/۱۶۱ (۰/۰۰۵۵)	۰/۱۲۳ (۰/۰۰۶۸)	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه
۰/۰۱۷- (۰/۰۰۰۳۵)	۰/۰۳۱- (۰/۰۰۰۰۶)	۰/۰۱۹- (/۰۰۰۵)	۰/۰۳۵- (۰/۰۰۰۰۶)	۰/۰۲۷- (۰/۰۰۰۰۷)	لگاریتم قیمت نفت
-	-	-	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰۰۰۳)	-	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی
۰/۵۵۴ (۰/۰۰۲۳)	-	۰/۰۸۴- (۰/۰۰۰۱۶)	-	-	لگاریتم شاخص بانکی
۰/۰۸۷- (۰/۰۰۰۲۵)	-	-	-	-	مربع لگاریتم شاخص بانکی
-	۰/۰۰۶- (۰/۰۰۰۱۲)	-	-	-	لگاریتم شاخص سهام
-	-	-	-	-	مربع لگاریتم شاخص سهام
۰۶۲۲/۴۵	۰۴۷۸/۴۵	۲۱۹۹/۴۵	۷۲۵۹/۴۶	۶۱۴۱/۴۶	آماره J
۴۶	۴۷	۴۶	۴۷	۴۷	رتبه ابزارها
مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	شرح
۵۱۱۵/۰	۵۵۳۷/۰	۵۰۴۸/۰	۴۸۳۸/۰	۴۸۸۴/۰	آزمون سارگان
۰۰۱۱/۰	۰۰۱۱/۰	۰۰۰۸/۰	۰۰۰۳/۰	۰۰۰۴/۰	خودهمبستگی مرتبه اول
۱۱۰۳/۰	۱۵۱۲/۰	۱۲۵۰/۰	۱۲۶۷/۰	۱۱۰۸/۰	خودهمبستگی مرتبه دوم
۵۸۰	۶۲۷	۵۸۰	۶۶۶	۶۷۲	تعداد مشاهدات
اعداد داخل پرانتز، مقدار انحراف معیار را نشان می‌دهد. تمام متغیرها در سطح ۹۹ درصد معنادار هستند.					

مأخذ: یافته‌های پژوهش

این پژوهش با استفاده از روش‌های داده‌های پانل ایستا و پویا، به بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه بازار سهام بر تقاضای نفت و برق پرداخته است. نتایج مدل‌های غیرخطی (مدل ۵) نشان می‌دهد که در کشورهای پیشرفته، بین تقاضای انرژی و شاخص‌های بانکی و بازار سهام، یک الگوی U معکوس وجود دارد. در ابتدا، توسعه این شاخص‌ها، باعث افزایش تولید و مصرف انرژی می‌شود، اما با حرکت به سمت بخش خدمات و اهمیت یافتن ملاحظات زیست‌محیطی، منابع مالی به سمت انرژی‌های پاک مانند انرژی باد هدایت شده و تقاضای انرژی‌های فسیلی کاهش می‌یابد.

برآوردهای استاتیک (LSDV) نشان می‌دهند که درآمد، عامل کلیدی مصرف نفت و برق در کشورهای OECD بوده، و با ضرایب مثبت و معنادار تأیید شده است. قیمت نفت اثر منفی و معناداری بر تقاضای نفت دارد، در حالی که ضرایب قیمت برق، مثبت، اما از نظر آماری بی‌معنی هستند.

از میان شاخص‌های توسعه بازار سهام، متغیرهای $\ln \text{marketcap}$ ، $\ln \text{sttv}$ و $\ln \text{listedcom}$ تأثیر مثبت و معناداری بر تقاضای انرژی دارند. همچنین، $\ln \text{marketcap}$ و $\ln \text{listedcom}$ بر مصرف برق اثر مثبت دارند، اما نسبت گردش مالی، اثر منفی و معناداری بر تقاضای برق و نفت دارد. این نتایج نشان می‌دهد که توسعه بازارهای مالی در مراحل اولیه، باعث افزایش تقاضای انرژی می‌شود و در ادامه با بهبود کارایی و تغییر اولویت‌ها به سمت انرژی‌های جایگزین، تقاضا کاهش می‌یابد.

جدول ۱۶: مدل اثر ثابت ایستا (LSDV) برای معادله انرژی (نفت)

Table.16: Static Fixed Effects Model (LSDV) for the Energy Equation (Oil)

مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	
***۵/۳۸۹ (۰/۰۰۰)	***۵/۷۷۲ (۰/۰۰۰)	***۵/۷۶۸ (۰/۰۰۰)	***۵/۳۶۲ (۰/۰۰۰)	***۵/۳۷۳ (۰/۰۰۰)	عرضه اولیه
***. /۲۸۷ (۰/۰۰۰)	***. /۲۳۱ (۰/۰۰۰)	***. /۲۴۲ (۰/۰۰۰)	***. /۲۹۳ (۰/۰۰۰)	***. /۲۹۰ (۰/۰۰۰)	درآمد سرانه
***-۰/۰۲۲ (۰/۰۲۱)	-۰/۰۱۴ (۰/۱۴۲)	***-۰/۰۲۱ (۰/۰۲۹)	***-۰/۰۲۲ (۰/۰۲۵)	***-۰/۰۲۴ (۰/۰۱۵)	قیمت نفت
	***. /۰.۳۷۲ (۰/۰۰۰)				نسبت ارزش بازار سهام به GDP
		***. /۰.۱۸۲ (۰/۰۰۳)			نسبت گردش سهام به GDP
			-۰/۰۰۷ (۰/۳۹۹)		نسبت گردش مالی به GDP
				***. /۰.۱۶ (۰/۰۲۶)	تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس به ازای هر میلیون نفر
۰/۱۹۶ ۰/۴۳۶ ۰/۴۲۹	۰/۲۵۴ ۰/۴۵۰ ۰/۴۴۲	۰/۲۱۷ ۰/۴۴۱ ۰/۴۳۴	۰/۱۹۷ ۰/۴۳۵ ۰/۴۲۹	۰/۲۰۸ ۰/۴۴۸ ۰/۴۴۲	$R\text{-sq within}$ $R\text{-sq between}$ $R\text{-sq overall}$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مقادیر داخل پرانتزها مقادیر p-value مربوطه هستند. (***)، (***)، و (*) به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری آماری در ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ هستند.

جدول ۱۷: مدل اثر ثابت ایستا (LSDV) برای معادله برق

Table.17: Static Fixed Effects Model (LSDV) for the Electricity Equation

مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم	
*** ۱/۶۰۱ (۰/۰۰۰)	*** ۱/۸۸۴ (۰/۰۰۰)	*** ۱/۷۸۷ (۰/۰۰۰)	*** ۱/۴۹۳ (۰/۰۰۰)	*** ۱/۵۳۴ (۰/۰۰۰)	عرضه اولیه
*** ۰/۷۰۱ (۰/۰۰۰)	*** ۰/۶۵۷ (۰/۰۰۰)	*** ۰/۶۷۹ (۰/۰۰۰)	*** ۰/۷۲۰ (۰/۰۰۰)	*** ۰/۶۸۹ (۰/۰۰۰)	درآمد سرانه
۰/۰۱۵ (۰/۲۶۲)	* ۰/۰۲۴ (۰/۰۷۳)	۰/۰۱۷ (۰/۲۰۳)	۰/۰۱۵ (۰/۲۵۹)	۰/۰۲۱ (۰/۱۱۵)	قیمت نفت
	*** ۰/۰۳۰ (۰/۰۰۱)				نسبت ارزش بازار سهام به GDP
		۰/۰۰۸ (۰/۲۹۱)			نسبت گردش مالی به GDP
			* ۰/۰۱۹ (۰/۰۶۱)		نسبت گردش مالی به GDP
				*** ۰/۰۳۷ (۰/۰۰۳)	تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس به‌ازای هر میلیون نفر
۰/۶۰۳ ۰/۵۷۱ ۰/۵۷۳	۰/۶۱۵ ۰/۵۷۷ ۰/۵۷۹	۰/۶۰۳ ۰/۵۷۳ ۰/۵۷۴	۰/۶۰۶ ۰/۵۷۰ ۰/۵۷۱	۰/۶۱۳ ۰/۵۷۶ ۰/۵۷۸	R-sq within R-sq between R-sq overall

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جداول ۱۸ و ۱۹ یافته‌های تجربی از سیستم تخمین GMM بلوندل و باند را ارائه می‌دهد. نتایج حاصل از مدل‌های پویا نشان می‌دهد که پارامترهای وقفه تقاضای انرژی و برق، متغیر مثبت و بسیار معنادار هستند، که به استفاده از تکنیک پانل پویا اعتبار می‌دهد. بنابراین تخمین تقاضای انرژی در فرم پنل ایستا، ممکن است، محققان را به استنباط نادرست گمراه کند. متغیر وقفه‌ای معنی‌دار آماری همچنین نشان می‌دهد که سطح فعلی مصرف انرژی بسیار متأثر از سطح مصرف در سال گذشته است.

همه ضرایب کشش قیمت و درآمدی علامت‌های مورد انتظار را دارند، بنابراین مدل‌های پویا نتایج واقعی‌تری را تولید می‌کنند. نتایج مدل نشان می‌دهد که سطح مصرف در پاسخ به حرکت قیمت انرژی به سمت بالا کاهش می‌یابد. مانند مورد شاخص‌های توسعه بازار سهام، یافته‌های تجربی

نشان می‌دهد که اندازه بازار (lnmarketcap) و نقدینگی بازار سهام (lnsttv) به شکل مثبت و معنادار بر سطح مصرف نفت و برق تأثیر دارند. دیگر متغیرهای بازار، Inlistedcom و Inturnover هیچ تأثیر قابل توجهی بر مصرف انرژی ندارند. برای تشخیص مدل، تست‌های آرانو و باند (AR) و (AR) گزارش شده است، که همبستگی سریالی مرتبه اول و دوم در تفاضل خطای مرتبه اول را آزمون می‌کنند. نتایج آزمون هیچ شواهدی را از ارتباط سریالی در اولین تفاضل عبارت خطای تمام مدل‌ها نشان نمی‌دهد.

جدول ۱۸: مدل GMM سیستم پویا برای معادله انرژی (نفت)

Table.18: Dynamic System GMM Model for Energy Equation (Oil)

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
عرضه اولیه	۰,۱۳۹ (۰,۴۱۰)	۰,۰۸۴ (۰,۶۳۳)	۰,۱۳۵ (۰,۴۳۵)	۰,۱۷۴ (۰,۳۰۶)	۰,۲۰۸ (۰,۲۲۸)
لگاریتم مصرف انرژی (-۱)	***,۰۹۴۵ (۰/۰۰۰)	***,۰۹۴۳ (۰/۰۰۰)	***,۰۹۴۶ (۰/۰۰۰)	***,۰۹۴۵ (۰/۰۰۰)	***,۰۹۳۹ (۰/۰۰۰)
GDP لگاریتم	***,۰۰۴۱ (۰/۰۰۷)	***,۰۰۴۳ (۰/۰۰۰)	***,۰۰۴۱ (۰/۰۰۷)	***,۰۰۳۵ (۰/۰۲۴)	***,۰۰۳۳ (۰/۰۴۱)
لگاریتم قیمت نفت	***,۰۰۲۵ (۰/۰۰۰)	***,۰۰۲۵ (۰/۰۰۰)	***,۰۰۲۵ (۰/۰۰۰)	***,۰۰۲۵ (۰/۰۰۰)	***,۰۰۲۰ (۰/۰۰۳)
لگاریتم ارزش بازار سهام به GDP		***,۰۰۱۳ (۰/۰۴۴)			
لگاریتم نسبت گردش سهام به GDP			*,۰۰۰۷ (۰/۰۹۸)		
لگاریتم نسبت گردش مالی به GDP				۰,۰۰۰ (۰/۹۳۰)	
لگاریتم تعداد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس به‌ازای هر میلیون نفر					۰,۰۰۸ (۰/۲۹۹)
مقدار p آزمون همبستگی سریالی مرتبه اول	(۰,۰۰۰)	(۰,۰۰۰)	(۰,۰۰۰)	(۰,۰۰۰)	(۰,۰۰۰)
مقدار p آزمون همبستگی سریالی مرتبه دوم	(۰/۱۳۴)	(۰/۱۴۰)	(۰/۱۳۱)	(۰/۱۴۲)	(۰/۱۳۴)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

سیستم پویا برای معادله برق GMM جدول ۱۹: مدل

Table.19: GMM Dynamic System Model for the Power Equation

متغیرها	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
عرضه اولیه	***. / ۵۱۹	***. / ۵۲۲	***. / ۵۲۵	***. / ۵۲۹	***. ۵۰۹۰
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
لگاریتم مصرف انرژی (-۱)	***. / ۸۵۸	***. / ۸۶۰	***. / ۸۶۳	***. / ۸۵۶	***. / ۸۵۴
	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
لگاریتم GDP	***. / ۰۸۰	***. / ۰۷۲	***. / ۰۷۲	** / ۰۸۰	** / ۰۸۱
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۲۴)	(۰/۰۴۱)
لگاریتم قیمت نفت	***. / ۰۱۵-	* / ۰۱۲-	***. / ۰۱۶-	***. / ۰۱۵-	** / ۰۱۴-
	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۵۵)	(۰/۰۰۷)	(۰/۰۱۷)	(۰/۰۱۴)
لگاریتم ارزش بازار سهام به GDP		* / ۰۰۷			
		(۰/۰۹۹)			
لگاریتم نسبت گردش سهام به GDP			* / ۰۰۶		
			(۰/۰۷۵)		
لگاریتم تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس به ازای هر میلیون نفر				۰/۰۰۱-	
				(۰/۷۰۷)	
Lnlistedcom					۰/۰۰۳
					(۰/۰۵۶۱)
مقدار P آزمون همبستگی سریالی مرتبه اول	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰)
مقدار P آزمون همبستگی سریالی مرتبه دوم	(۰/۸۹۳)	(۰/۸۰۱)	(۰/۹۶۱)	(۰/۸۹۵)	(۰/۸۸۹)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضرایب کشش بلندمدت را در جداول ۲۰ و ۲۱ به ترتیب، برای معادلات نفت و برق گزارش می‌کنیم. ضرایب بلندمدت با تقسیم برآورد کوتاه مدت در جداول ۱۸ و ۱۹ بر یک منهای ضرایب برآورد شده در انرژی وقفه‌ای $(-)\lnenergyc$ و برق $(-)\lnleccc$ محاسبه می‌شوند. برای همه مدل‌ها، ضرایب کشش بلندمدت بزرگ‌تر از پارامترهای کوتاه مدت هستند، همان‌طور که بر اساس رویکردهای نظری اصلی انتظار می‌رفت.

کشش‌های تقاضای نفت و برق با توجه به درآمد سرانه به ترتیب، در محدوده ۰/۵۴۰ تا ۰/۷۵۹ و ۰/۵۱۴ تا ۰/۵۵۵، می‌باشند. کشش قیمتی تقاضا بلند مدت بین ۰/۴۶۲- و ۰/۳۲۷- برای مدل‌های نفت بین ۰/۱۱۶- و ۰/۰۸۵- برای مدل‌های برق متفاوت است.

شاخص‌های توسعه بازار سهام نیز مقادیر ضرایب بلندمدت بزرگ‌تری از پارامترهای کوتاه‌مدت نشان می‌دهند. یک درصد افزایش در اندازه $(\ln marketcap)$ و نقدینگی $(\ln sttv)$ متغیرها تقاضا

برای نفت را به ترتیب، ۰/۱۹۶ و ۰/۱۲۷ درصد در دراز مدت، افزایش می‌دهد، در حالی که ضرایب برآورد شده ۰/۰۱۲ و ۰/۰۰۷ درصد در کوتاه مدت هستند. برآورد پارامترهای مرتبط در درازمدت ۰/۰۵۰ و ۰/۰۴۳ برای معادله برق همان‌طور که در جدول ۴ نشان داده شده است، می‌باشند.

جدول ۲۰: ضرایب کشش بلندمدت معادله نفت

Table.20: Long-Term Elasticity Coefficients of the Oil Equation

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
کشش بلندمدت درآمدی	۰/۷۴۵	۰/۵۴۰	۰/۶۳۶	۰/۷۵۹	۰/۷۵۴
کشش بلندمدت قیمت نفت	-۰/۴۵۰	-۰/۳۲۷	-۰/۴۵۴	-۰/۴۶۲	-۰/۴۳۸
کشش بلندمدت ارزش بازار سهام		۰/۱۹۶			
کشش بلندمدت نسبت گردش سهام به GDP			۰/۱۲۷		
کشش بلندمدت نسبت گردش مالی به GDP				۰/۰۰۰	
کشش بلندمدت تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس					۰/۱۴۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

توجه: کشش‌های بلندمدت همگی مقادیر ضمنی هستند که از برآوردهای پارامترها استخراج شده‌اند.

جدول ۲۱: ضرایب کشش بلندمدت معادله برق

Table.21: Long-Term Elasticity Coefficients of the Electricity Equation

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	مدل چهارم	مدل پنجم
کشش بلندمدت درآمدی	۰/۵۳۶	۰/۵۱۴	۰/۵۲۵	۰/۵۵۵	۰/۵۵۴
کشش بلندمدت قیمت نفت	-۰/۱۰۵	-۰/۰۸۵	-۰/۱۱۶	-۰/۱۰۴	-۰/۰۹۵
کشش بلندمدت ارزش بازار سهام		۰/۰۵۰			
کشش بلندمدت نسبت گردش سهام به GDP			۰/۰۴۳		
کشش بلندمدت نسبت گردش مالی به GDP				۰/۰۰۶	
کشش بلندمدت تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس					۰/۰۲۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. بحث

یافته‌های این پژوهش، حاکی از وجود یک رابطه پویا، غیرخطی و وابسته به سطح توسعه‌یافتگی میان توسعه مالی و تقاضای انرژی است. تفکیک نقش بازار پول و بازار سهام، نشان داد که این دو بخش، به عنوان کانال‌های متمایز تخصیص منابع، می‌توانند الگوهای متفاوتی در تغییرات مصرف انرژی ایجاد کنند. در کشورهای در حال توسعه، بازار سهام در مراحل اولیه توسعه، به واسطه تسهیل تأمین مالی پروژه‌های صنعتی و انرژی‌بر، تمایل به افزایش تقاضای انرژی دارد، در حالی که بازار پول می‌تواند با گذر زمان و بلوغ نهادی، به بهبود بهره‌وری و کاهش شدت مصرف انرژی کمک کند.

در کشورهای پیشرفته، کارآمدی نهادی، زیرساخت‌های فناورانه، تنوع سبد انرژی، و کیفیت بالای حاکمیت شرکتی، شرایطی را فراهم می‌آورد که توسعه مالی در هر دو بعد بازار پول و بازار سهام، در نهایت مصرف انرژی را به سمت سطوح بهینه‌تر سوق دهد. بدین ترتیب، رابطه یاد شده در گذار از سطوح پایین‌تر به بالاتر توسعه، از یک اثر مثبت بر مصرف انرژی به یک اثر کاهنده یا دست‌کم کنترل‌شده تغییر مسیر می‌دهد. این الگوی تحولی بر اهمیت مدیریت گذار در سیاست‌های مالی، انرژی و زیست‌محیطی تأکید داشته و نشان می‌دهد که سیاستگذاری کارآمد می‌تواند مسیر حرکت به سمت ساختارهای اقتصادی کم‌کربن و بهره‌ور را هموار سازد.

۷. نتیجه‌گیری

این پژوهش، با هدف بررسی اثرات پویای توسعه مالی بر تقاضای انرژی در کشورهای در حال توسعه و پیشرفته، با تمرکز بر نقش بازار سهام و بازار پول انجام گرفت. با به‌کارگیری داده‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۲ و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، شاخص‌های توسعه مالی از طریق تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) تجمیع و در مدل‌های داده‌های پانلی پویا لحاظ شدند. نتایج نشان داد که اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی، نه تنها خطی نیست، بلکه شکل آن در طول فرایند توسعه تغییر می‌کند. در کشورهای در حال توسعه، بازار سهام در مراحل اولیه رشد موجب افزایش مصرف انرژی شده، اما بازار پول، امکان کاهش تدریجی شدت انرژی را فراهم می‌نماید.

در کشورهای پیشرفته، توسعه مالی در هر دو بعد، نهایتاً به کاهش مصرف انرژی یا بهینه‌سازی آن می‌انجامد. این الگوی گذار، از تأثیر مثبت اولیه به تأثیر کاهنده یا کنترل‌شده، بر پیچیدگی رابطه میان توسعه مالی و مصرف انرژی دلالت دارد. نتایج یاد شده اهمیت اصلاحات نهادی، ارتقاء حاکمیت شرکتی، تنوع‌بخشی به منابع انرژی و حمایت از نوآوری‌های فناورانه را نشان می‌دهد. نتایج کلیدی پژوهش به شرح زیر است:

✓ توسعه مالی در مراحل اولیه، می‌تواند مصرف انرژی را افزایش دهد، اما با تکامل نهادها و فناوری، این ارتباط تعدیل و حتی معکوس می‌شود.

- ✓ در کشورهای در حال توسعه، بازار سهام بیشتر با افزایش مصرف انرژی همراه است، در حالی که بازار پول، زمینه بهبود بهره‌وری انرژی را فراهم می‌سازد.
- ✓ در کشورهای پیشرفته، توسعه مالی در هر دو بعد بازار پول و بازار سهام، مسیر حرکت به سمت مصرف انرژی کارآمدتر را تسهیل می‌کند.
- ✓ رابطه توسعه مالی و تقاضای انرژی غیرخطی است و می‌تواند شکل U یا U معکوس داشته باشد، بنابراین سیاست‌های یکسان برای همه کشورها کارآمد نخواهد بود.
- کیفیت نهادی، حاکمیت شرکتی، آزادسازی تجاری و نوآوری فناورانه، عواملی کلیدی در جهت‌دهی توسعه مالی به سمت مصرف انرژی پایدار هستند.

توصیه‌های سیاستی

- بهبود حاکمیت شرکتی، شفافیت و کارایی نظام‌های مالی جهت تخصیص منابع به سمت انرژی‌های پاک و صنایع کم‌مصرف؛
- اتخاذ سیاست‌های مرحله‌ای متناسب با سطح توسعه هر کشور، به منظور مدیریت گذار از افزایش به کاهش مصرف انرژی؛
- تقویت سرمایه انسانی، زیرساخت‌های فناورانه و مکانیزم‌های حمایتی برای فعالیت‌های تحقیق و توسعه مرتبط با بهره‌وری انرژی؛
- تنوع‌بخشی به سبد انرژی و ایجاد مشوق‌های مالی برای گسترش انرژی‌های تجدیدپذیر و فناوری‌های کاهنده شدت انرژی.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار) برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: در پژوهش حاضر از روش و داده‌های پایان‌نامه خانم زینب جهانی استفاده شده است. **سهم نویسندگان در مقاله:** تمامی نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Achuo, E., Kakeu, P., & Asongu, S. (). Financial development, human capital and energy transition: A global comparative analysis. *International Journal of Energy Economics and Policy*, ().
<https://www.emerald.com/insight/-htm>
- Agustina, M., Abd. Majid, M. S., Hafasnuddin, H., Gunawan, E., Murkhana, M., & Zulkifli, Z. (). The impact of financial development on energy consumption in ASEAN-: A quantile regression analysis. In : *International Conference on Sustainable Islamic Business and Finance (SIBF)* (pp. -). Institute of Electrical and Electronics Engineers (IEEE) doi: ./SIBF..
- Aghāyī, M., & Salmān, M. (). The role of systematic risk in the relationship between financial development and renewable energy technology development: A comparison of oil-developing and oil-developed countries. *Macroeconomic Research Journal*, (), -. doi: ./IEJM... [In Persian]
- Amiri, M., Mousavi, S. N., & Moghaddasi, R. (). The role of development and financial risk in agricultural energy consumption: An empirical analysis based on country panel data and smooth transition regression. *Brazilian Journal of Biology*, , e.
<https://doi.org/./->
- Asri, N. D., Legowo, E. H., & Yugiangoro, P. (). The impact of the pandemic on environmental health from the perspective of energy sector. *International Journal of Public Health Science (IJPHS)*, (), .
<http://doi.org/./ijphs.vi>
- Baqeri, S. (). Investigating the impact of financial development on environmental pollution and energy consumption in OPEC member countries. *Interdisciplinary Environmental and Development*, (),
 doi: ./envj.. [In Persian]
- Conticelli, E., Falcioni, S., Marzani, G., Morini, G. L., & Tondelli, S. (). Assessing energy efficiency at urban scale through the use of energy performance certificates: An application in the Emilia-Romagna region, Italy. *Cities*, , .
<https://doi.org/./j.cities..>
- Estevão, J., & Lopes, J. D. (). SDG and renewable energy consumption: The influence of energy sources. *Technological Forecasting and Social Change*, ,
<https://doi.org/./j.techfore..>
- Farahti, M., Selimi, L., & Gholizadeh Aaratbani, M. (). Financing methods and consumption of renewable energy in developing countries. *Quarterly Journal of Iranian Energy Economics*, (), -.
<http://dx.doi.org/./j.iee...> [In Persian]
- Gershon, O., Asafo, J. K., Nyarko-Asomani, A., & Koranteng, E. F. (). Investigating the nexus of energy consumption, economic growth and carbon emissions in selected African countries. *Energy Strategy Reviews*, .
<https://doi.org/./j.esr..>
- Habiba, U., Xinbang, C., & Ahmad, R. I. (). The influence of stock market and financial institution development on carbon emissions with the importance of renewable energy consumption and foreign direct investment in G countries. *Environmental Science and Pollution Research*, (), -.
<https://doi.org/./s--->

- Hariqi, M. F., Dai Karimzadeh, S., & Sharifira'nani, H. (). The impact of institutional reforms on export diversity in selected developing countries: An econometric modeling approach. *Modelsazi Eghtesadisani*, (), -. doi: ./jem... [In Persian]
- Hesamiazizi, B., & Gholipour, H. (). Analysis of the impact of oil price shocks on the stock market in Iran. *MIEAOI*, (), .
<http://mieaoi.ir/article---fa.html> [In Persian]
- Jafari, M., Esfandiary, M., & Pahlavany, M. (). Investigating the impact of oil revenue governance on economic growth of OPEC member countries with emphasis on stock market development: A PVAR GMM model approach. *Macroeconomics Research Letter*, (), -. doi: ./iejm... [In Persian]
- Khan, A., Hussain, I., & Khan, N. (). Impact of energy crisis on developed and developing countries: A comparative review. In A. Khan, I. Hussain, & N. Khan (Eds.), *Energy Crises and Its Impact on Global Business* (pp. -). IGI Global. doi: ./----.ch
- Lahiani, A., Mefteh-Wali, S., Shahbaz, M., & Vo, X. V. (). Does financial development influence renewable energy consumption to achieve carbon neutrality in the USA? *Energy Policy*.
<https://doi.org/.j.enpol..>
- Majid, S. A., Sidek, N. Z. M., & Haroona, N. (). The impact of financial development on energy consumption in ASEAN-: A quantile regression analysis. *Jurnal Ekonomi Malaysia*, (),
<https://doi.org/.JEM--->
- Nugraha, I. M. A., Desnanjaya, I. G. M. N., & Luthfiani, F. (). Energy and economic prospects from the utilization of sawdust waste as biomass briquettes in East Nusa Tenggara. *International Journal of Power Electronics and Drive Systems*, (), -. <http://doi.org/.ijped.s.v.i.pp->
- Orach, H., Qianling, S., Adhikari, S. *et al.* (). The impact of energy consumption, financial development, and foreign direct investment on environmental quality: Fresh insights from static and Dynamic Panel Models. *J Knowl Econ*. <https://doi.org/.s--->
- Pata, U. K., Yilanci, V., Zhang, Q., & Shah, S. A. R. (). Does financial development promote renewable energy consumption in the USA? Evidence from the Fourier-wavelet quantile causality test. *Renewable Energy*.
<https://doi.org/.j.renene...>
- Phoung, S., Hittinger, E., Guhathakurta, S., & Williams, E. (). Forecasting macro-energy demand accounting for time-use and telework. *Energy Strategy Reviews*.
<https://doi.org/.j.esr..>
- Rasakhi, S., & Ghanbar Tabar, S. (). The impact of financial development on the disaggregation of energy consumption and economic growth. *Quarterly Journal of Financial Management*, (), -. doi: JFM... [In Persian]
- Yan, N., Li, X., Wu, Z., Shao, J., & Guerrero, J. M. (). Low-carbon economic scheduling with demand-side response uncertainty in regional integrated energy system. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, <https://doi.org/.j.ijepes..>
- Zeren, F., & Hizarci, A.E. (). Hydropower energy consumption, financial development, foreign direct investment, and economic growth: Further evidence from newly industrialized countries. *J. Knowl. Econ*.
<https://doi.org/.s---w>

Drivers of Productivity Growth in Iran's Mining Sector

Mohammad Javad Haddadi¹, Mahmood Mahmoodzadeh² 

Masoud Soufimajidpour³

1. Ph.D. Candidate, Department of Economic, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: javad.haddadi2040@gmail.com
2. Associate Professor, Department of Economic, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. (Corresponding Author) Email: ma.mahmood@iau.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economic, Fi.C., Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Email: masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

Abstract

This study analyzes the drivers of total factor productivity (TFP) growth across 36 mining activities in Iran from 2012 to 2021 (1391–1400 in the Iranian calendar). TFP growth is decomposed into technical progress, technical efficiency change, and scale efficiency change using a translog production function and a stochastic frontier model. The results show that labor elasticity (0.99) exceeds capital elasticity (0.28), indicating a labor-intensive structure and increasing returns to scale. TFP growth increased from –0.012% in 2013 to 0.493% in 2021, with an average annual growth rate of 0.207%. Technical progress was the primary contributor (0.193%), followed by scale efficiency change (0.011%) and technical efficiency change (0.003%). Iron ore mining recorded the highest TFP growth (0.277%), while precious and semi-precious stone extraction had the lowest (0.138%). Overall, technical progress emerged as the dominant driver of productivity improvements across all sectors.

Article information

Review History:

Received: dec. 7, 2024
Revised: dec. 26, 2024
Accepted: jan. 19, 2025
Published online :sep. 15, 2025

Keywords:

Mining
Productivity
Scale Efficiency
Technical Efficiency
Technical Progress

JEL Classification:

D24, O33, L72

Corresponding Author:

ma.mahmood@iau.ac.ir



Aim and Introduction

The mining sector is strategically vital to Iran's economic development due to its abundant mineral resources. However, its contribution to GDP remains limited compared to industry and agriculture. This study examines the determinants of TFP growth in 36 mining activities between 2012 and 2021, decomposing productivity into technical progress, technical efficiency change, and scale efficiency change. The findings aim to support evidence-based policymaking and strategic investment planning in the sector.

Methodology

To estimate TFP growth and its components, a translog production function was specified and estimated using panel data from 36 mining activities. A stochastic frontier model was applied to assess technical and scale efficiency. The analysis covers the period 2012–2021 and utilizes data on labor, capital, and output levels for each activity. Productivity growth was decomposed into:

- Technical Progress: Technological improvements and advancements in production processes;
- Technical Efficiency Change: Changes in the effectiveness of converting inputs into outputs using existing technology;
- Scale Efficiency Change: Gains or losses due to deviations from optimal production scale.

Results and Discussion

The results indicate that Iran's mining sector is labor-intensive, with labor elasticity (0.99) significantly higher than capital elasticity (0.28). TFP growth showed an upward trend, rising from -0.012% in 2013 to 0.493% in 2021, averaging 0.207% annually. Decomposition analysis reveals that technical progress contributed 0.193% per year, scale efficiency change contributed 0.011% , and technical efficiency change contributed 0.003% . Among the mining activities, iron ore mining achieved the highest TFP growth (0.277%), while precious and semi-precious stone extraction had the lowest (0.138%). Eighteen activities exceeded the average TFP growth rate. The sector's labor-intensive nature and vulnerability to external shocks, such as international sanctions and commodity price fluctuations, are also discussed.

Conclusion

Technical progress is the main driver of TFP growth in Iran's mining sector, while technical and scale efficiency changes played minor roles. To enhance productivity, the sector should focus on technological adoption, workforce development, and infrastructure improvements.

Recommendations

1. Technology Adoption: Promote modern mining technologies and automation to boost operational efficiency.
2. Workforce Development: Enhance labor skills through training programs to support advanced machinery use.
3. Policy Support: Implement policies encouraging innovation, private investment, and sustainable practices.
4. Infrastructure Development: Upgrade transport, energy, and communication systems to facilitate efficient mining operations.

پیشران‌های رشد بهره‌وری فعالیت‌های معدنی ایران

محمد جواد حدادی^۱، محمود محمودزاده^۲ , مسعود صوفی مجیدپور^۳

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.
javad.haddadi2040@gmail.com

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران (نویسنده مسئول).
ma.mahmood@iau.ac.ir

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران.
masoud.soufimajidpour@iau.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
هدف از نگارش این مقاله، تجزیه منابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ۳۶ فعالیت معدنی بر حسب سه جزء پیشرفت فنی، تغییرات کارایی فنی و تغییر کارایی مقیاس در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ است. برای برآورد تابع تولید از تابع تولید ترانسلوگ و برای برآورد کارایی، از مدل مرزی تصادفی استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد، برای تمامی فعالیت‌ها، کشتن نیروی کار بیش از کشتن تولیدی سرمایه است. متوسط کشتن تولیدی نیروی کار ۰/۹۹ و کشتن تولیدی سرمایه ۰/۲۸ برآورد می‌شود و بنابراین، بازدهی نسبت به مقیاس در صنعت معدن فزاینده است. افزون بر این، نتایج نشان می‌دهد، رشد بهره‌وری روند صعودی داشته و از ۱۲/۰- درصد در سال ۱۳۹۲ به ۴۹۳/۰ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش یافته است. متوسط رشد بهره‌وری فعالیت‌های معدنی ۲۰۷/۰ درصد بوده و از این مقدار، ۱۹۳/۰ درصد پیشرفت فنی، ۰۳/۰ درصد تغییر کارایی فنی و ۱۱/۰ درصد اثرات مقیاس است. بنابراین، پیشران رشد بهره‌وری فعالیت‌های معدنی، پیشرفت فنی بوده، همچنین، رشد بهره‌وری کل در تمامی فعالیت‌ها مثبت است. بیشترین رشد بهره‌وری مربوط به فعالیت استخراج سنگ آهن (۲۷۷/۰ درصد) و کمترین رشد مربوط به فعالیت سنگ‌های قیمتی و نیمه‌قیمتی (۱۳۸/۰ درصد) است. ۱۸ فعالیت بیش از متوسط (۲۰۷/۰ درصد) رشد داشته‌اند. در همه فعالیت‌ها، پیشرفت فنی، مهم‌ترین محرک رشد بهره‌وری بوده است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۹/۱۷ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۰/۰۶ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۰/۳۰ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵
	کلمات کلیدی: بهره‌وری پیشرفت فنی کارایی فنی کارایی مقیاس معدن
	طبقه‌بندی JEL: D24, O33, L72
	نویسنده مسئول: ma.mahmood@iau.ac.ir

۱. مقدمه

بخش معدن به دلیل وابستگی دیرینه انسان به منابع طبیعی، صنعت بسیار قدیمی است. از عصر حجر صنعت معدن توسعه یافته و به تدریج شکل امروزی را به خود گرفته است. پتانسیل‌ها و ظرفیت‌های معدن نیز به یک کشور کمک می‌کند تا رشد اقتصادی خود را کنترل کند. به عنوان مثال، کشورهای خاورمیانه در استخراج نفت موفق بوده‌اند و طی سال‌های اخیر، به رشد اقتصادی خوبی دست یافته‌اند؛ اما تنها وجود منابع برای تضمین رشد اقتصادی کافی نیست و لازم است فعالیت‌های نوآورانه و مدرن که سبب بهبود بهره‌وری می‌شوند، در فرایندهای تولید معدنی به کار گرفته شوند (حسین و همکاران، ۲۰۲۱).

در ایران نیز بخش معدن و صنایع معدنی از جمله بخش‌های حیاتی به حساب می‌آیند و رشد این بخش می‌تواند نقش مهمی در توسعه اقتصادی کشور داشته باشد. به بیان دیگر، منابع معدنی از مهم‌ترین مزیت‌های نسبی ایران است. طبق آخرین گزارش‌ها، ایران با داشتن ۲۷/۳ تریلیون دلار منابع معدنی شامل نفت، گاز، ذغال سنگ، سنگ آهن، کروم، مس و غیره، در جایگاه پنجم جهان پس از کشورهای روسیه، آمریکا، عربستان و کانادا قرار گرفته است (استاتیستا، ۲۰۲۳). به رغم اینکه بخش معدن ایران این پتانسیل را دارا است تا از جمله پیشران‌های توسعه صنعتی کشور باشد، اما در حال حاضر در مقایسه با سایر بخش‌ها نتوانسته از جایگاه مناسبی برخوردار باشد.

طبق آخرین آمارها، سهم بخش معدن از تولید ناخالص داخلی کشور در سال ۱۴۰۱ حدود ۲/۵ درصد است؛ در حالی که در همین سال سهم بخش صنعت ۲۰/۵ درصد، سهم گروه کشاورزی ۱۳/۱ درصد، گروه نفت و گاز ۱۱/۸ درصد و گروه ساختمان ۵/۴ درصد بوده است (بانک مرکزی، ۱۴۰۲). همین آمارها جایگاه نه چندان مناسب این بخش را نسبت به سایر بخش‌ها نشان می‌دهد. از آنجا که بسیاری از تولیدات با مواد معدنی در ارتباط هستند، اهمیت صنایع معدنی حیاتی می‌شود. بخش معدن و صنایع معدنی به عنوان پیشران اقتصاد شناخته می‌شود که با متحول شدن آن، سایر بخش‌های صنعتی و اقتصادی کشور نیز می‌توانند تغییرات خوبی را تجربه کنند. با اینکه ایران از نظر مواد معدنی کشوری غنی است و معادن گسترده‌ای را در اختیار دارد، اما نتوانسته سهم معدن را در تولید ناخالص داخلی افزایش دهد (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲).

حال سؤال اساسی این است که چه مقدار از رشد اقتصادی فعالیت‌های بخش معدن مربوط به رشد عوامل تولید کلاسیک یعنی نیروی کار و سرمایه فیزیکی و چه میزان به رشد بهره‌وری کل عوامل مربوط می‌شود. تغییرات تکنولوژیکی، ارتقاء کیفی سرمایه انسانی، افزایش مقیاس تولید و بهبود کارکرد نهادها و ارتقاء سرمایه اجتماعی از مهم‌ترین عوامل منجر به رشد بهره‌وری کل عوامل به طوری که بیشتر اقتصاددانان رشد اقتصادی بالا و مستمر را به رشد سریع‌تر بهره‌وری کل عوامل

وابسته می‌دانند. ازجمله روش‌هایی که می‌توان به کمک آن سهم پیشران‌های رشد اقتصادی و هم‌چنین بهره‌وری را اندازه‌گیری کرد، روش حسابداری رشد است.

سولو^۱ (۱۹۵۷)، نخستین بار از «حسابداری رشد» استفاده کرد تا سهم انباشت سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و رشد بهره‌وری کل عوامل را از رشد تولید استخراج نماید. در ادامه اقتصاددانان بسیاری تلاش کردند به کمک روش حسابداری رشد، سهم منابع رشد اقتصادی را به دست آورند. جرجینسون^۲ (۱۹۹۱) در مطالعات خود، به این نتیجه رسید که انباشت سرمایه، منبع عمده رشد اقتصادی است. در روش حسابداری رشد به چند نکته باید توجه کرد. نخست نتایج حسابداری رشد به روش اندازه‌گیری سرمایه بسیار حساس است. دوم، تفاوت میان روابط حسابداری و روابط علی است. به عنوان مثال آقیون و هوویت^۳ (۲۰۰۷) نشان دادند، بین ۳۰ تا ۷۰ درصد رشد تولید سرانه کشورهای OECD مربوط به انباشت سرمایه است؛ در حالی که نتایج مدل نئوکلاسیکی نشان داد، در بلندمدت همه رشد تولید سرانه از طریق پیشرفت فنی توضیح داده می‌شود.

نتایج مطالعات تجربی مستخرج از ادبیات رشد نیز حاکی از آن است که بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) پیشران اصلی رشد اقتصادی بسیاری از کشورها است (پرسکات^۴، ۱۹۹۸؛ سینهاجی^۵، ۲۰۰۰). از این‌رو هدف اصلی این مقاله، استفاده از حسابداری رشد اقتصادی و برآورد عوامل پیشران بهره‌وری کل فعالیت‌های بخش معدن ایران است. بدین منظور، از داده‌های ۳۶ فعالیت معدنی ایران در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۱ استفاده می‌شود.

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش دوم، به مرور ادبیات تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، به روش‌شناسی تحقیق پرداخته شده و در بخش چهارم، نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش پایانی به جمع‌بندی و بحث اختصاص دارد.

۲. مرور ادبیات

سولو (۱۹۵۷) رویکرد حسابداری رشد را ارائه نمود که سال‌ها مورد استفاده اقتصاددانان قرار گرفت. در این رویکرد رشد اقتصادی به نرخ رشد عوامل تولید و پیشرفت فناوری یا همان بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) تجزیه شد. برای تفسیر این روابط حسابداری همانند روابط علی، نیاز به این فرض است که نرخ‌های رشد عوامل تولید یعنی نیروی کار و سرمایه فیزیکی مستقل از پیشرفت تکنولوژیکی هستند. نتیجه مهم مدل رشد سولو، این است که رشد بلندمدت تولید و سرمایه از پیشرفت تکنولوژیکی مشتق می‌شود؛ لذا تفسیر روابط حسابداری مدل رشد سولو همانند روابط علی، ممکن

1. Solow (1957).
2. Jorgenson (1991).
3. Aghion and Howitt (2007).
4. Prescott (1998).
5. Senhadji (2000).

است سهم انباشت سرمایه را بیشتر از حد و سهم پیشرفت تکنولوژیکی را کمتر از حد نمایش دهد (آقیون و هوویت، ۲۰۰۷).

رویکرد دیگر در حسابداری رشد، توسط منکیو و همکاران^۱ (۱۹۹۲) ارائه شد. آنها بیشتر بر نقش پیشرفت تکنولوژیکی تأکید داشتند. علاوه بر این، آنها برای اندازه‌گیری سهم سرمایه، از نسبت سرمایه به تولید به جای نرخ رشد سرمایه بهره بردند.

عجم‌اوغلو^۲ (۲۰۰۷) در مقابل درونزایی سرمایه فیزیکی در مدل رشد نئوکلاسیکی، بیان داشت تبیین دقیق TFP چندان ساده نخواهد بود. وی نشان داد رویکرد منکیو و رومر و ویل (MRW) با تصریح دانش‌محور سازگار است که بر نقش نیروی کار در نوآوری تأکید دارد. در تصریح دانش‌محور، پیشرفت تکنولوژیکی نیازمند سرمایه فیزیکی نیست و چون رویکرد MRW بیشتر بر سهم پیشرفت تکنولوژیکی به جای انباشت سرمایه توجه دارند، بنابراین، رویکرد MRW با تصریح دانش‌محور سازگاری بیشتری دارد.

ارتباط بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی، یکی از اصول پایه‌ای ادبیات حسابداری رشد است. با نگاهی به ادبیات این حوزه، ملاحظه می‌شود، حدود نیمی از تفاوت بین کشوری در درآمد سرانه یا رشد، ناشی از اختلاف در بهره‌وری کل عوامل است. علاوه بر این، بیشتر شکاف در حال گسترش بین کشورهای غنی و فقیر، نه تنها از تفاوت تشکیل سرمایه ثابت منتج نمی‌شود، بلکه ناشی از تفاوت در پیشرفت تکنولوژیکی (TP) است (لدرمن و همکاران^۳، ۲۰۰۵).

پیشرفت تکنولوژیکی را می‌توان به دو قسم طبقه‌بندی کرد: نخست، «پیشرفت تکنولوژیکی تضمین شده»^۴ است. در این حالت، فناوری از طریق سرمایه‌گذاری در تجهیزات جدید بهبود می‌یابد. به عبارت دیگر، تغییرات تکنولوژیکی جدید ناشی از به‌کارگیری تجهیزات نو است. دوم، «پیشرفت تکنولوژیکی تضمین نشده»^۵ است. این نوع پیشرفت زمانی رخ می‌دهد که افزایش تولید با نهاده‌های تولید موجود و بدون سرمایه‌گذاری در تجهیزات جدید ممکن باشد. در دنیای واقعی برخی نوآوری‌ها نیازمند تجهیزات و ماشین‌آلات جدید نیستند. از این منظر، فناوری رابطه نزدیکی با سرمایه انسانی دارد؛ یعنی، یک فناوری مشابه می‌تواند در دو بنگاه مختلف به کار رود، اما محصول تولیدی با سطح نیروی کار مشابه دو بنگاه، متفاوت باشد.

برای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری، دو رویکرد مرزی و غیرمرزی وجود دارد که خود به پارامتریک و ناپارامتریک تفکیک می‌شود. تفاوت عمده این دو رویکرد، در تعریف مرزی نهفته است. در رویکرد مرزی، هدف یافتن بهترین ترکیب قابل دسترس در نهاده‌ها یا قیمت‌های موجود است. در «مرزی

1. Mankiw et al. (1992).

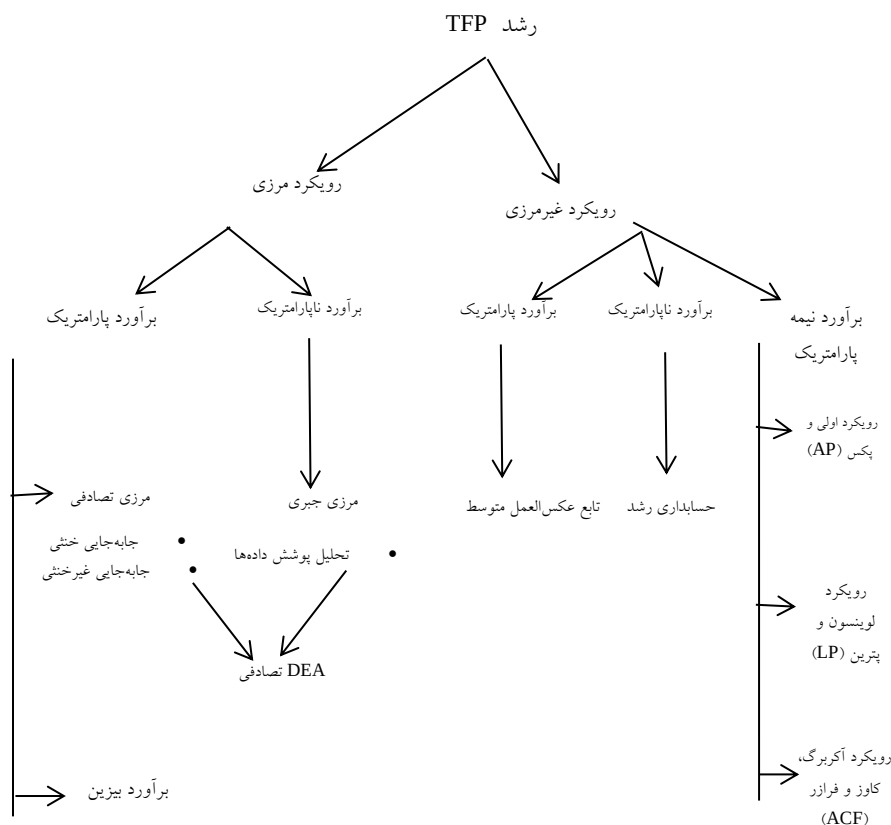
2. Acemoglu (2007).

3. Lederman et al. (2005).

4. Embodied Technological Progress

5. Disembodied Technological Progress

هزینه» بنگاه به دنبال حداقل هزینه در قیمت نهاده‌ها و محصول موجود بوده، در حالی که در «مرزی تولید» در پی حداکثر محصول در نهاده‌ها و فناوری موجود است. این دو رویکرد، اغلب با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شوند. علاوه بر این، در رویکرد مرزی نقش کارآیی فنی در عملکرد کلی بنگاه شناسایی می‌شود، اما در رهیافت غیرمرزی، فرض بر این است، بنگاه‌ها به لحاظ فنی کارا هستند. نظر به این اختلاف، تفسیر رشد TFP در دو رویکرد متفاوت خواهد بود. رشد بهره‌وری کل عوامل در رویکرد مرزی شامل دو جزء می‌باشد. نخست، پیشرفت تکنولوژیکی که از جابه‌جایی تابع تولید به سمت بالا ناشی می‌شود و دوم، کارآیی فنی که از حرکت به سمت مرز تولید منتج می‌شود. در مقابل، رویکرد غیرمرزی فقط پیشرفت تکنولوژیکی را به‌عنوان رشد TFP در نظر می‌گیرد.



شکل ۱: رویکردهای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید

Figure 1: Approaches to measuring total factor productivity growth

منبع: کاتوریا و همکاران، ۲۰۱۱.

لازم به ذکر است، هر دو رویکرد مرزی و غیرمرزی با روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک قابل برآورد هستند. در روش پارامتریک، یک فرم تابعی برای مرزی و پارامترها تصریح و سپس با روش‌های اقتصادسنجی برآورد می‌شود؛ اما باید دقت نمود که تخمین‌ها به فرم تابعی تصریح شده بسیار حساس هستند (ماه‌ادوان^۱، ۲۰۰۳). از سوی دیگر، مزیت روش‌های ناپارامتریک مانند رهیافت برنامه‌ریزی ریاضی (MPA) و تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)، این است که نیاز به فرم تابعی نبوده و همچنین محدودیتی بر پارامترها نیست. تنها مسئله این است که هیچ آزمون آماری نمی‌تواند اعتبار تخمین‌ها را بررسی نماید. در رویکرد پارامتریک که از تکنیک اقتصادسنجی بهره می‌گیرد، انحراف تولید واقعی از حداکثر تولید (یعنی جزء اخلاقی) به دو جزء ناکارایی و نویز آماری تجزیه می‌شود. از جمله سایر روش‌های رویکرد پارامتریک، می‌توان به رهیافت مرزی اقتصادسنجی اشاره کرد که این رهیافت نیز به توزیع اجزاء ناکارایی و نویز توجه دارد. تنها مسئله در رویکرد اقتصادسنجی، جدا کردن نویز از ناکارایی است.

در مطالعات اخیر برای اندازه‌گیری رشد TFP، تکنیک‌هایی مانند DEA تصادفی و رویکرد بیزین به کار گرفته می‌شود، که به‌خصوص به لحاظ آماری قوی‌تر هستند. مثلاً می‌توان ویژگی‌های آماری روش تحلیل پوششی داده‌های تصادفی را مورد آزمون قرار داد (کاتوریا و همکاران، ۲۰۱۱). در نمودار (۱) رویکردهای اندازه‌گیری رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ارائه شده است.^۲

مطالعات مختلفی در رابطه با حسابداری رشد و محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید انجام یافته است. آقیون و هوویت^۳ (۲۰۰۷) با رویکرد نئوکلاسیکی به حسابداری رشد کشورهای OECD در دوره ۲۰۰۰-۱۹۶۰ پرداختند. یافته‌ها نشان داد بین ۳۰ تا ۷۰ درصد رشد تولید سرانه از طریق انباشت سرمایه فیزیکی حاصل شده است.

شارما و همکاران^۴ (۲۰۰۷) از طریق حسابداری رشد اقتصادی ۴۸ ایالت آمریکا در دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۷ دریافتند، پیشرفت تکنولوژیکی منبع اصلی رشد بوده است.

فنگ و همکاران^۵ (۲۰۱۷) با روش حسابداری رشد (رویکرد سولو) کشور چین در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۰ نشان دادند، سهم عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) از حدود ۷۰ درصد در سال ۲۰۰۱ به نزدیک ۹۹ درصد در سال ۲۰۱۰ افزایش یافته است.

فیسل و همکاران^۶ (۲۰۱۵) با تجزیه رشد منطقه آلاسکا به این نتیجه رسیدند که بهره‌وری کل عوامل تولید به‌طور معناداری افزایش یافته که بیشتر به‌دلیل بهبود تغییرات فنی بوده است.

1. Mahadevan (2003).

۲. برای جزئیات بیشتر در خصوص سایر روش‌ها، رجوع کنید به کاتوزیان و همکاران، ۲۰۱۳.

3. Aghion and Howitt (2007).

4. Sharma et al. (2007).

5. Feng et al. (2017).

6. Fissel et al. (2015).

کالیو و همکاران (۲۰۱۲) با حسابداری رشد اقتصادی کنیا نشان دادند، سهم انباشت سرمایه فیزیکی از رشد ۷۱ درصد، سهم نیروی کار ۲۵ درصد و سهم TFP برابر ۴ درصد بوده است.

میا و شاندران (۲۰۱۵) نشان دادند افزایش رشد صنایع کوچک بنگلادش به دلیل افزایش بهره‌وری بوده که علت اصلی آن، بهبود مدیریت و پیشرفت کارآیی فنی بوده است.

اوه و لی (۲۰۱۶)، رشد بهره‌وری صنایع تولیدی کره جنوبی را در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۱ تجزیه نموده و به این نتیجه رسیدند که متوسط نرخ رشد متوسط TFP حدود ۰/۳۳ درصد بوده که اثرات مقیاس عامل اصلی آن بوده است.

باسم (۲۰۱۴)، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کوچک منطقه منا را در دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۶ تجزیه نمود. یافته‌ها حاکی از آن بود که بهره‌وری کل عوامل این منطقه، سالانه حدود ۵ درصد رشد داشته که دلیل اصلی آن تغییرات کارآیی فنی بوده است.

میا و باسم (۲۰۱۶)، دریافتند رشد بهره‌وری صنایع کوچک جنوب آسیا در دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۷ سالانه حدود ۲/۱ درصد بوده است.

برخی مطالعات داخلی نیز به حسابداری رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. محمودزاده و فتح‌آبادی (۱۳۹۵)، به شناسایی عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران پرداختند. آنها دریافتند پیشرفت تکنولوژیکی، عامل پیشران بهره‌وری کل بوده است.

فطرس و همکاران (۱۳۹۱)، دریافتند سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد صنایع تولیدی ۱۶/۶ درصد و سهم نیروی کار و سرمایه به ترتیب ۶۹ و ۱۳/۵ درصد بوده است.

محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴)، نشان دادند سهم سرمایه فیزیکی از رشد ۳۶ درصد، سهم نیروی کار ۳۴ درصد، سهم فناوری ۳ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل ۲۷ درصد بوده است.

میرزایی و بانویی (۱۳۹۴) از طریق حسابداری رشد در استان‌های ایران در دوره ۹۰-۱۳۷۹ دریافتند، نرخ نیروی کار متخصص، سرمایه سرانه و ارزش افزوده صنایع با فناوری بالا و متوسط، بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی استان‌های کشور داشته‌اند.

بهبودی و منتظری (۱۳۹۰)، با استفاده از چهارجوب حسابداری رشد در دوره ۸۷-۱۳۴۵ دریافتند، سهم سرمایه فیزیکی از تولید برابر ۶۲ درصد بوده است. همچنین نرخ رشد TFP ایران در این دوره ۰/۰۴ درصد می‌باشد.

کمیحانی و محمودزاده (۱۳۸۷)، با رهیافت حسابداری رشد در دوره ۸۲-۱۳۳۸ به این نتیجه رسیدند که سهم سرمایه فیزیکی از رشد اقتصادی ایران ۵۰ درصد، سهم نیروی کار ۴۰ درصد و سهم بهره‌وری کل عوامل تولید ۱۰ درصد می‌باشد.

1. Mia and Chandran (2015).

2. Oh and Lee (2016).

3. Bassem (2014).

۳. روش‌شناسی تحقیق و داده‌ها

ایگنر و همکاران^۱ (۱۹۷۷)، نخستین بار مدل مرزی تصادفی را معرفی کردند که در آن، رشد بهره‌وری کل از طریق پیشرفت فنی و تغییرات کارایی فنی توضیح داده می‌شود. تفاوت مهم مدل مرزی تصادفی با رگرسیون کلاسیک در این است که مدل مرزی شامل دو جمله خطا است. خطای آماری متقارن v و خطای غیرمنفی u که بیانگر ناکارایی فنی است (کامبار و لاول^۲، ۲۰۰۰؛ وانگ^۳، ۲۰۰۳؛ کائو و همکاران^۴، ۲۰۱۹؛ گالان و همکاران^۵، ۲۰۱۴). مدل مرزی تصادفی ایگنر و همکاران (۱۹۷۷) به شکل زیر است؛

$$q_{it} = f(x_{it}, \beta, t) e^{\varepsilon_{it}} \quad (۱)$$

که q_{it} تولید کل، $f(\cdot)$ مرز فناوری، x_{it} بردار نهاده‌های تولید و β بردار پارامترهای مجهول هستند. در این مدل، جمله خطا به دو بخش u_{it} و v_{it} تفکیک می‌شود:

$$q_{it} = f(x_{it}, \beta, t) e^{v_{it}} e^{u_{it}} \quad (۲)$$

هر دو جزء خطا مستقل از یکدیگر بوده و شوک‌ها را اندازه‌گیری می‌کنند. از جزء خطای دو طرفه (v_{it}) به عنوان نویز آماری نیز یاد می‌شود، که به‌طور مستقل و یکنواخت با میانگین صفر و واریانس ثابت توزیع شده است. جزء خطای یک طرفه (u_{it}) که ناکارایی فنی (TIE) را اندازه‌گیری می‌کند. با توجه به اینکه زمان به عنوان یک متغیر مستقل در نظر گرفته می‌شود، بنابراین ناکارایی فنی روند تغییرات بهره‌وری را برآورد می‌کند. اگر σ_u^2 صفر باشد، مرز تولید را می‌توان به صورت زیر نوشت؛

$$q_{it} = f(x_{it}, \beta, t) e^{-u_{it}} \quad \text{یا} \quad \ln q_{it} = \ln f(x_{it}, \beta, t) - u_{it} \quad (۳)$$

دیفرانسیل کامل مرتبه نخست معادله (۳) نسبت به زمان به قرار زیر است؛

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln q}{\partial t} &= \frac{\partial f(x, \beta, t)}{\partial t} + \sum \frac{\partial f(x, \beta, t)}{x_k} \cdot \frac{\partial x_k}{\partial t} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad \text{یا} \quad \dot{q} \\ &= TC + \sum \epsilon_k \dot{x}_k + \dot{T}E \end{aligned} \quad (۴)$$

که ϵ کشش تولید نسبت به نهاده‌ها است. براساس معادله (۴)، رشد تولید ($\dot{q}$) به وسیله پیشرفت فنی یا تغییر فنی (TC)، تغییر نهاده‌ها یا کارایی مقیاس ($\sum \epsilon_k \dot{x}_k$) و تغییر کارایی فنی ($\dot{T}E$) توضیح داده می‌شود. کارایی فنی (TE) عامل مهمی برای ارزیابی عملکرد شرکت است. بنگاهی که به حداکثر تولید با توجه به مقدار مشخصی از نهاده‌ها دست می‌یابد، از نظر فنی کارا است، و این یعنی روی مرز

1. Aigner (1977).

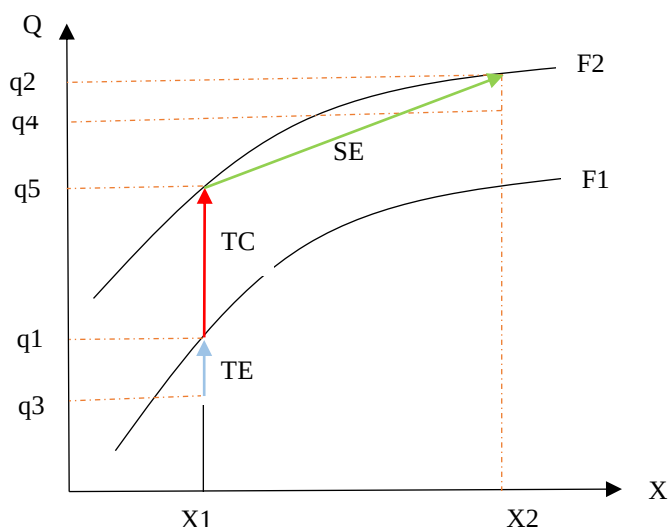
2. Kumbhakar and Lovell (2000).

3. Wang (2003).

4. Kao et al. (2019).

5. Galan et al. (2014).

فعالیت می‌کند و وضعیت کارآیی ۱۰۰ درصد است. در مقابل بنگاهی که پایین‌تر از مرز فعالیت می‌کند، از نظر فنی ناکارا است. از آنجا که هیچ بنگاهی قادر به فعالیت در بالای مرز نیست، بنابراین مقدار TE و TIE بین ۰ تا ۱ بوده و مجموع آنها برابر یک است. تفاوت بین رشد تولید ($\dot{q}$) و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ($T\dot{F}P$) بیانگر اثرات مقیاس (SE) می‌باشد (کالیراجان و شاند، ۱۹۹۷). هم‌چنین رشد بهره‌وری کل ($T\dot{F}P$) مجموع TE و TC خواهد بود.



نمودار ۲. تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید

Chart 2: Total factor productivity analysis

منبع: کومباکار، ۲ و همکاران، ۲۰۰۴.

در نمودار (۲)، F1 و F2 مرزهای تولید بنگاه هستند و انتقال از مرز ۱ به مرز ۲ به دلیل پیشرفت فنی (TC) رخ خواهد داد. به‌عنوان مثال، برای نهاده x_1 ، اگر تولید دوره ۱ معادل q_5 باشد، در این‌صورت، پیشرفت یا تغییر فنی (TC) به اندازه فاصله q_5 و q_1 خواهد بود. هم‌چنین ناکارایی (TIE) دوره ۱ تفاوت q_1 و q_3 و ناکارایی (TIE) دوره ۲ اختلاف q_2 و q_4 می‌باشد. با اندازه‌گیری سهم رشد نهاده از رشد تولید (تفاوت q_2 و q_5) یا همان اثرات مقیاس (SE)، رشد تولید کل به صورت زیر تجزیه می‌شود:

$$\dot{q} = TE + TC + SE \quad (5)$$

هم‌چنین براساس روش حسابداری رشد سولو، می‌توان رشد بهره‌وری کل را می‌توان به‌صورت تفاضل رشد تولید از رشد وزنی عوامل تولید نیز برآورد کرد که از آن، به‌عنوان پسماند سولو نیز یاد می‌شود:

$$\begin{aligned} T\dot{F}P &= \dot{q} - \sum \frac{p_k x_k}{q} \dot{x}_k \\ &= \dot{q} - \sum s_k \dot{x}_k \end{aligned} \quad (۶)$$

که در آن، p_k قیمت نهاده‌ها و q تولید یا ارزش افزوده کل و s_k سهم درآمدی عوامل تولید می‌باشد. با جایگذاری $\dot{q}$ از معادله (۵) در معادله (۶) داریم؛

$$\begin{aligned} T\dot{F}P &= TC + \sum \epsilon_k \dot{x}_k + \dot{T}E - \sum s_k \dot{x}_k \\ &= TC + \dot{T}E + (\epsilon - 1) \sum \tau_k \dot{x}_k \\ &\quad + \sum (\tau_k - s_k) \dot{x}_k \end{aligned} \quad (۷)$$

که ϵ مجموع کشش نهاده‌های سرمایه و نیروی کار و بیانگر بازدهی نسبت به مقیاس است. اگر بازدهی مقیاس ثابت باشد، ϵ برابر یک خواهد بود. τ_k نیز کشش‌های نرمال شده هستند. جمله آخر معادله (۷) نشان‌دهنده کارایی تخصیصی است که به‌دلیل در دسترس نبودن اطلاعات هزینه، غیرقابل محاسبه است. با توجه به مطالعه کومباکار و همکاران (۲۰۰۰) و با فرض $\tau_k = s_k$ ، معادله (۷) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$T\dot{F}P = TC + \dot{T}E + (\epsilon - 1) \sum \tau_k \dot{x}_k \quad (۸)$$

از معادله (۸) برای تجزیه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید استفاده می‌شود. با توجه به معادله (۳)، مدل مرزی تصادفی در قالب تابع ترانسلوگ به‌صورت زیر تصریح می‌شود. این تابع به‌دلیل ویژگی‌هایی که دارد، یکی از پرکاربردترین و انعطاف‌پذیرترین توابع تولید در تحلیل‌های اقتصادی است و معمولاً از آن در تحلیل‌های تولیدی و ارزیابی ساختار هزینه‌ها و بهره‌وری در بخش‌های مختلف استفاده می‌شود. این تابع دو ویژگی مهم دارد، اول، دارای ویژگی‌های بازده به مقیاس متغیر است، یعنی امکان بررسی بازده‌های نزولی یا افزایشی به مقیاس را دارد؛ و دوم، می‌تواند اثرات متقابل متغیرها (مانند هم‌افزایی بین کار و سرمایه) را در نظر بگیرد.

$$\ln q_{it} \quad (۹)$$

$$= \alpha_0 + \sum \alpha_k \ln x_{kit} + \alpha_t t + \frac{1}{2} \sum \sum \beta_{kl} \ln x_{jit} \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum \beta_{tk} \ln x_{kit} + v_{it} - u_{it}$$

که در آن، q_{it} ارزش افزوده بخش معدن، x نهاده‌های تولید شامل نیروی کار و موجودی سرمایه و t نشان‌دهنده روند زمانی است. u_{it} و v_{it} جملات خطای مدل هستند. u_{it} تحت کنترل بنگاه بوده و کارآیی فنی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ در حالی که v_{it} در کنترل بنگاه نبوده و تصادفی است. با توجه به مطالعه باتسی و کولی (۱۹۹۲)، از یک تابع نمایی در زمان برای مدل‌سازی جمله خطای u_{it} استفاده می‌شود؛

$$u_{it} = \lambda_t u_i = u_i e^{-\lambda(t-T)} \quad (۱۰)$$

که در آن، λ پارامتر مجهول بوده و بیانگر تغییر در u_{it} فعالیت معدنی i در آخرین سال است، که تمام ناکارایی‌های فنی را قبل از زمان T اندازه‌گیری می‌کند. اگر λ مثبت باشد، به معنای افزایش سطح کارآیی بوده و اگر λ منفی باشد، نشان‌دهنده کاهش سطح کارآیی است. در نهایت اگر λ صفر باشد، یعنی ناکارایی فنی (TIE)، در زمان تغییر نمی‌کند. در این مقاله، برای تجزیه و تحلیل بهره‌وری کل و اجزای آن، فرم تابعی به شکل زیر تصریح شده است:

$$\begin{aligned} \ln q_{it} = & \alpha_0 + \alpha_t t + \alpha_k \ln k_{it} + \alpha_l \ln l_{it} + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} (\ln k_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{ll} (\ln l_{it})^2 \\ & + \beta_{kl} \ln k_{it} \ln l_{it} + \beta_{kt} (\ln k_{it}) t \\ & + \beta_{lt} (\ln l_{it}) t + v_{it} \\ & - u_{it} \end{aligned} \quad (۱۱)$$

بعد از برآورد معادله (11)، کارآیی فنی (TE) به صورت نسبت تولید محقق شده به تولید بالقوه (تولید روی مرز) محاسبه می‌شود. در نتیجه، کارآیی فنی فعالیت معدنی i در دوره t به صورت زیر برآورد می‌شود:

$$TE_{it} = e^{-u_{it}} \quad (۱۲)$$

با توجه به چهارچوب نظری، پیشرفت یا تغییر فنی (TC) و اثرات مقیاس (SE) برای فعالیت معدنی i در دوره t را می‌توان به شکل زیر برآورد نمود:

$$\begin{aligned} TC_{it} = \frac{\partial \ln q_{it}}{\partial t} = & \alpha_t + \beta_{tt} t + \beta_{kt} (\ln k_{it}) \\ & + \beta_{lt} (\ln l_{it}) \end{aligned} \quad (۱۳)$$

$$SE = \dot{q} - (TC + TE) \quad (۱۴)$$

۳-۱. داده‌ها

در این رساله از داده‌های ۳۶ فعالیت معدنی ایران در دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۰ استفاده می‌شود. متغیرهای این مقاله شامل ارزش افزوده، اشتغال و موجودی سرمایه می‌باشد. از آنجا که در نتایج طرح آمارگیری از معادن در حال بهره‌برداری کشور از درگاه اطلاعاتی مرکز آمار ایران، اطلاعات مربوط به تشکیل سرمایه ثابت (مخارج سرمایه‌گذاری) برای فعالیت‌های معدنی مورد بررسی وجود دارد، لذا موجودی سرمایه را می‌توان با استفاده از «روش موجودی دائمی»^۱ محاسبه کرد. در مطالعه محمودزاده و فتح‌آبادی (۱۳۹۵)، روش موجودی دائمی به شرح زیر بیان شده است:

$$k_t = I_t + (1 - \delta)k_{t-1} \quad k_0 = \frac{I_0}{\delta + g} \quad (15)$$

که در آن، k_t و I_t به ترتیب موجودی سرمایه و سرمایه‌گذاری در دوره t است. δ و g نیز به ترتیب بیانگر نرخ استهلاک و متوسط رشد سرمایه‌گذاری طی دوره مورد بررسی هستند. در این مقاله، برای بخش معدن نرخ استهلاک ۸ درصد در نظر گرفته شده است (قانون مالیات‌های مستقیم، ۱۴۰۰). بعد از محاسبه موجودی سرمایه، و همچنین ارزش افزوده با کمک شاخص قیمتی تولیدکننده بخش معدن (PPI)، آن را به قیمت ثابت تبدیل کرده و سپس در مدل استفاده می‌شود. در جدول (۱) متغیرهای تحقیق معرفی و نحوه اندازه‌گیری آنها ارائه شده است.

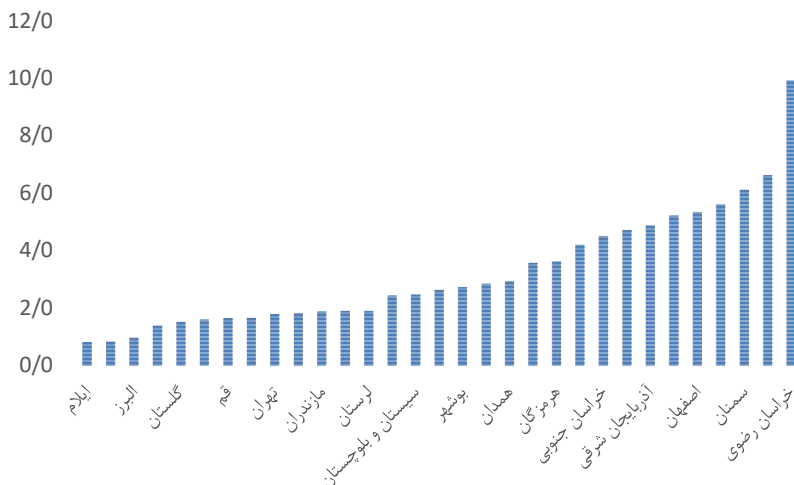
جدول ۱: متغیرهای تحقیق و نحوه اندازه‌گیری آنها

Table 1: Research variables and how to measure them

متغیر	شاخص	نحوه اندازه‌گیری
متغیر وابسته	ارزش افزوده (Y)	تعدیل شده با شاخص قیمت تولیدکننده بخش معدن (ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال
متغیرهای مستقل	موجودی سرمایه (k) اشتغال (L)	محاسبه با روش موجودی دائمی (ثابت ۱۳۹۵)، میلیون ریال تعداد افراد شاغل معادن در حال بهره‌برداری کشور، نفر

مأخذ: نتایج پژوهش

برای ارزیابی وضعیت انرژی‌بری فعالیت‌های معدنی ایران در دو نسبت بهره گرفته می‌شود. یکی نسبت ارزش سوخت‌ها (ی فسیلی) به ارزش افزوده و دیگری نسبت ارزش برق مصرفی به ارزش افزوده. آمارها حاکی از آن است، نسبت سوخت به ارزش افزوده در فعالیت‌های معدنی در سال ۱۳۹۲ حدود ۲/۵ درصد بوده که در سال ۱۴۰۰ به ۰/۴ درصد کاهش یافته است. همچنین نسبت ارزش برق مصرفی به ارزش افزوده نیز از ۱/۴ درصد در سال ۱۳۹۲ به حدود ۱/۰۲ درصد در سال ۱۴۰۰ کاهش یافته است (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲).



نمودار ۱: سهم فعالیت‌های معدنی به تفکیک استان در سال ۱۴۰۰ (درصد)

Chart 1: Share of mining activities by province in 2021 (percent)

منبع: مرکز آمار ایران ۱۴۰۲

در نمودار ۱ وضعیت پراکندگی فعالیت‌های معدنی به تفکیک استان در سال ۱۴۰۰ آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بیشترین سهم در میان استان، متعلق به استان خراسان رضوی است که حدود ۱۰ درصد کل فعالیت‌های معدنی را به خود اختصاص داده است. هم‌چنین استان‌های فارس و سمنان با ۶/۶ و ۶/۱ درصد در رتبه‌های بعدی قرار دارند. در مقابل، استان‌های ایلام، گیلان و البرز کمترین سهم را از فعالیت‌های معدنی دارا هستند که به ترتیب ۰/۸، ۰/۸ و ۱ درصد سهم داشته‌اند. در سال ۱۴۰۰ در مجموع ۶۰۲۵ فعالیت معدنی در ایران وجود داشته که از این تعداد ۵۹۸ فعالیت در استان خراسان رضوی بوده است.

۴. نتایج تجربی

هدف اصلی این مقاله، برآورد سهم پیمانکاران‌های بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش معدن ایران است. بدین منظور در مرحله نخست، کارآیی فنی برای ۳۶ فعالیت معدنی ایران در دوره ۱۳۹۱-۱۴۰۰ با روش اثرات ثابت صحیح نمایی و بهره‌گیری از نرم‌افزار استاتا ۱۷ برآورد شده است (جدول ۲). برای برآورد کارآیی در مدل مرزی تصادفی، از یک رویکرد دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. در مرحله نخست، پارامترهای تابع تولید ترانسلوگ با حداکثر نمودن تابع *Log Likelihood* برآورد می‌شوند؛ در مرحله دوم، تخمین نقطه‌ای ناکارآیی از طریق میانگین (یا میانه) توزیع شرطی خطاها انجام می‌گیرد.

جدول ۲: برآورد تابع تولید ترانس‌لوگ با روش اثرات ثابت صحیح نمایی
 Table 2: Estimation of the translog production function using the exponential integral fixed effects method

متغیرها	ضریب	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۴/۱۸	۱/۳۹	۳/۰۱	۰/۰۰
موجودی سرمایه	۰/۲۱	۰/۱۴	۱/۵	۰/۱
اشتغال	۰/۸	۰/۴	۲/۰۰	۰/۰۵
روند زمانی	-۰/۲۵	۰/۰۷	-۳/۴	۰/۰۰
مجذور موجودی سرمایه	۰/۰۰۲	۰/۰۲	۰/۱	۰/۹۱
مجذور اشتغال	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۶	۰/۵۳
مجذور روند زمانی	۰/۰۲	۰/۰۰۴	۶/۱	۰/۰۰
موجودی سرمایه × اشتغال	-۰/۰۱	۰/۰۶	-۰/۲	۰/۸۳
موجودی سرمایه × روند زمانی	۰/۰۲	۰/۰۱	۲/۰۴	۰/۰۴
اشتغال × روند زمانی	-۰/۰۱	۰/۰۱۴	-۰/۶	۰/۵۵
ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۷			
آماره F	۲۵۵/۷			
تعداد مشاهدات	۳۶۰			
تمام متغیرها به صورت لگاریتمی هستند.				

مأخذ: نتایج پژوهش

بعد از برآورد تابع تولید ترانس‌لوگ، با مشتق‌گیری از آن نسبت به نیروی کار و سرمایه، می‌توان کشش‌ها را محاسبه نمود. متوسط کشش تولیدی نیروی کار و سرمایه برای ۳۶ فعالیت معدنی در جدول (۳) نمایش داده شده است. برای تمامی صنایع، کشش نیروی کار بیش از کشش تولیدی سرمایه است. به نظر می‌رسد تغییر نیروی کار بیش از سرمایه، تولید را در بخش معدن ایران تحت تأثیر قرار می‌دهد. متوسط کشش تولیدی نیروی کار ۰/۹۹ و کشش تولیدی سرمایه ۰/۲۸ است. فعالیت‌های معدنی در ایران، به‌ویژه در بخش استخراج و فرآوری عمدتاً کاربر محسوب می‌شوند. در ادامه چند دلیل برای کاربر بودن فعالیت‌های معدنی در ایران ذکر می‌گردد.

- بخش معدن در ایران نیاز به نیروی کار انسانی زیادی برای فعالیت‌های اکتشاف، استخراج، بارگیری، حفاری، و فرآوری دارد. بسیاری از فرآیندهای استخراج مانند حفاری، حمل‌ونقل، و فرآوری مواد معدنی به نیروی کار مستقیم وابسته‌اند.
 - فعالیت‌های معدنی در ایران اغلب با استفاده از تجهیزات سنتی و نیروی انسانی بیشتر همراه هستند، به دلیل محدودیت سرمایه‌گذاری‌های کلان در فناوری‌های مدرن و خودکارسازی.
 - در ایران به دلیل هزینه‌های پایین نیروی کار نسبت به سرمایه، نیروی کار نقش پررنگ‌تری در عملیات معدنی دارند. این عامل نیز به کاربر بودن فعالیت‌های معدنی کمک می‌کند.
- در حالی که در کشورهای توسعه‌یافته، به دلیل سرمایه‌گذاری بیشتر در فناوری‌های پیشرفته مانند تجهیزات خودکار و هوشمند، بخش معدن بیشتر سرمایه‌بر هستند. اما در ایران، با وجود افزایش توجه به سرمایه‌گذاری در فناوری‌های نوین، همچنان نیروی کار ارزان‌تر نقش مهمی در عملیات معدنی دارد. نتیجه اینکه فعالیت‌های معدنی در ایران، بیشتر کاربر هستند تا سرمایه‌بر، که ناشی از دسترسی محدود به سرمایه‌های مدرن و هزینه‌های نیروی کار پایین‌تر است.

جدول ۳: متوسط کشش‌های نیروی کار و سرمایه و بازدهی مقیاس؛ ۱۴۰۰-۱۳۹۲

Tabl 3: Average labor and capital elasticities and returns to scale; 2013-2021

فعالیت معدنی	کشش سرمایه	کشش نیروی کار	مجموع کشش‌ها
استخراج زغال سنگ خشک	۰/۲۶	۱/۱۱	۱/۲۷
استخراج سنگ آهن	۰/۲۶	۱/۱۲	۱/۲۸
استخراج سنگ‌های فلزی غیرآهنی	۰/۲۶	۱/۱۲	۱/۲۸
سرب و روی	۰/۲۷	۱/۰۴	۱/۳۱
سنگ طلا	۰/۲۸	۰/۹۹	۱/۲۷
سنگ مس	۰/۲۶	۱/۰۹	۱/۳۵
کرومیت	۰/۲۷	۱/۰۴	۱/۳۱
منگنز	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۲۴
بوکسیت	۰/۲۸	۰/۹۹	۱/۲۷
نیکل، آنتیموان و تیتانیوم	۰/۳۰	۰/۸۷	۱/۱۷
استخراج سنگ، شن و ماسه و ...	۰/۲۵	۱/۱۶	۱/۴۱
شن و ماسه	۰/۲۶	۱/۱۰	۱/۳۶
سنگ تزئینی	۰/۲۶	۱/۱۰	۱/۳۶
سنگ لاشه	۰/۲۷	۱/۰۶	۱/۳۳
سنگ بالاست	۰/۳۰	۰/۸۷	۱/۱۷
سنگ آهک	۰/۲۶	۱/۱۰	۱/۳۶
سنگ گچ	۰/۲۷	۱/۰۳	۱/۳۰
کائولن، خاک نسوز و ...	۰/۲۷	۱/۰۲	۱/۲۹
دولومیت	۰/۲۹	۰/۹۳	۱/۲۲
بنتونیت و گل سرشوی	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۲۴
استخراج موادمعدنی شیمیایی و ...	۰/۲۸	۱/۰۱	۱/۲۹
باریت	۰/۲۹	۰/۹۶	۱/۲۵
سولفات استرونسیم و بر	۰/۲۹	۰/۹۲	۱/۲۱
سولفات سدیم	۰/۲۹	۰/۹۲	۱/۲۱
فلورین	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۲۴
فسفات، پتاس، ید و ...	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۲۴
استخراج نمک	۰/۲۸	۰/۹۸	۱/۲۶
استخراج سایر مواد معدنی	۰/۲۷	۱/۰۴	۱/۳۱
قیر طبیعی جامد	۰/۳۰	۰/۸۹	۱/۱۹
سیلیس	۰/۲۸	۰/۹۹	۱/۲۷
پوکه معدنی	۰/۲۹	۰/۹۴	۱/۲۳
فلدسپات	۰/۲۸	۰/۹۷	۱/۲۵
تالک	۰/۳۰	۰/۸۸	۱/۱۸
صدف دریایی و میکا	۰/۳۰	۰/۸۸	۱/۱۸
منیزیت و گل سفید	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۲۴
سنگ‌های قیمتی و نیمه‌قیمتی	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۲۴
متوسط	۰/۲۸	۰/۹۹	۱/۲۷

مأخذ: نتایج پژوهش

در مرحله بعد و با توجه به نتایج مرحله ۱، اجزای بهره‌وری کل عوامل محاسبه می‌شوند. در جدول (۴) میانگین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید فعالیت‌های معدنی ایران به پیشرفت فنی، تغییرات کارآیی فنی و تغییر کارآیی مقیاس تجزیه شده است. میانگین رشد TFP بین سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۴۰۰ به‌طور متوسط سالانه ۰/۲۰۷ درصد بوده است که شامل ۰/۱۹۳ درصد پیشرفت فنی، ۰/۰۰۳ درصد تغییر کارآیی فنی و ۰/۰۱۱ درصد اثرات مقیاس است. نتایج نشان می‌دهد عامل اصلی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید فعالیت‌های معدنی، پیشرفت فنی بوده است.

جدول ۴: حقایق آشکار شده اجزای بهره‌وری کل عوامل تولید فعالیت‌های معدنی ایران، در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۲ (درصد)

Table 4: Revealed facts of the components of total factor productivity of Iran's mining activities 2013-2021 (percent)

شاخص	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
پیشرفت فنی	۰/۱۹۳	۰/۱۳۸	۰/۳۹۷	-۰/۰۰۹
تغییر کارآیی فنی	۰/۰۰۳	۰/۰۵	۰/۱۱۰	-۰/۰۸۸
اثرات مقیاس	۰/۰۱۱	۰/۰۳	۰/۰۸۴	-۰/۰۲۲
رشد بهره‌وری کل عوامل تولید	۰/۲۰۷	۰/۳۵۱	۰/۸۹۲	-۰/۴۵۴

مأخذ: نتایج پژوهش

رشد TFP و اجزای آن در جدول (۵) در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ نشان داده شده است. در سال ۱۳۹۲، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید ۰/۰۱۲- درصد رشد داشته است که شامل ۰/۰۰۹- درصد پیشرفت فنی، ۰/۰۸۸- درصد تغییر کارآیی فنی و ۰/۰۸۴ درصد اثرات مقیاس است. روند رشد TFP در طول دوره افزایشی می‌باشد و از ۰/۰۱۲- درصد در سال ۱۳۹۲ به ۰/۴۹۳ درصد در سال ۱۴۰۰ افزایش می‌یابد که علت اصلی آن، پیشرفت فنی بوده است. اگرچه پیشرفت فنی در سال ۱۳۹۲ رشد منفی داشته است، اما روند آن در دوره مورد بررسی با بهبود همراه بوده است. رشد پیشرفت فنی در سال ۱۳۹۲ حدود ۰/۰۰۹- درصد بوده که این رقم در سال ۱۴۰۰ به ۰/۳۹۷ درصد رسیده است که این نشان از بهبود وضعیت پیشرفت فنی در فعالیت‌های معدنی ایران در این دوره دارد. جزء دیگر رشد بهره‌وری کل عوامل یعنی تغییر کارآیی فنی در ابتدای دوره منفی بوده، اما از سال ۱۳۹۷ مثبت شده و اثرات مقیاس به‌عنوان دیگر جزء بهره‌وری کل، نوسانی بوده است. اثرات مقیاس که بیانگر اثرات نهاده‌های کلاسیک رشد یعنی نیروی کار و موجودی سرمایه را اندازه‌گیری می‌کند، در ابتدای دوره وضعیت بهتری داشته، به‌طوری‌که در سال ۱۳۹۲ معادل ۰/۰۸۴ درصد بهره‌وری کل را افزایش داده، اما در سال ۱۳۹۷، اثر منفی بر بهره‌وری داشته است.

جدول ۵: تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید به تفکیک فعالیت‌های معدنی ایران
در سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۲ (درصد)

**Table 5: Analysis of total factor productivity by mining activities in Iran
2013 – 2021 (percent)**

TFP		اثرات مقیاس		تغییر کارآیی فنی		پیشرفت فنی		سال
انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	
۰/۱۲۷	-۰/۰۱۲	۰/۱۱۵	۰/۰۸۴	۰/۰۴۹	-۰/۰۸۸	۰/۰۳۹	-۰/۰۰۹	۱۳۹۲
۰/۰۵۰	۰/۰۳۶	۰/۰۴۱	۰/۰۰۷	۰/۰۰۹	-۰/۰۱۵	۰/۰۳۷	۰/۰۴۴	۱۳۹۳
۰/۰۷۷	۰/۱۰۲	۰/۰۷۳	۰/۰۱۱	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۳	۰/۰۳۷	۰/۰۹۴	۱۳۹۴
۰/۰۵۵	۰/۱۵۲	۰/۰۴۹	۰/۰۱۰	۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۱	۰/۰۳۴	۰/۱۴۳	۱۳۹۵
۰/۰۵۴	۰/۱۹۸	۰/۰۴۰	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۳۴	۰/۱۹۲	۱۳۹۶
۰/۰۶۱	۰/۲۲۰	۰/۰۵۰	-۰/۰۲۲	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۰۳۲	۰/۲۴۱	۱۳۹۷
۰/۰۵۵	۰/۲۹۸	۰/۰۴۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۳۰	۰/۲۹۳	۱۳۹۸
۰/۰۶۹	۰/۳۷۶	۰/۰۵۹	۰/۰۱۴	۰/۰۱۱	۰/۰۱۹	۰/۰۳۱	۰/۳۴۳	۱۳۹۹
۰/۰۸۴	۰/۴۹۳	۰/۰۴۲	-۰/۰۱۴	۰/۰۶۲	۰/۱۱۰	۰/۰۳۰	۰/۳۹۷	۱۴۰۰
۰/۰۷۰	۰/۲۰۷	۰/۰۵۷	۰/۰۱۱	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۰/۰۳۴	۰/۱۹۳	متوسط

مأخذ: نتایج پژوهش

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در جدول (۶) به تفکیک فعالیت‌های معدنی ایران ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد، رشد بهره‌وری کل در تمامی فعالیت‌ها در دوره مورد بررسی مثبت بوده که عامل اصلی آن پیشرفت فنی است. بیشترین رشد بهره‌وری کل در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ به فعالیت استخراج سنگ آهن اختصاص دارد که به‌طور متوسط سالانه ۰/۲۷۷ درصد رشد را تجربه کرده، همچنین کمترین رشد بهره‌وری کل مربوط به فعالیت سنگ‌های قیمتی و نیمه‌قیمتی بوده که متوسط سالانه ۰/۱۳۸ درصد رشد داشته است. در این دوره، نیمی از فعالیت‌های معدنی یعنی ۱۸ فعالیت بیش از متوسط رشد بهره‌وری یعنی ۰/۲۰۷ رشد در بهره‌وری داشته و نیمی دیگر کمتر از متوسط رشد داشته‌اند.

جدول ۶: تجزیه بهره‌وری کل عوامل تولید در فعالیت‌های معدنی ایران؛

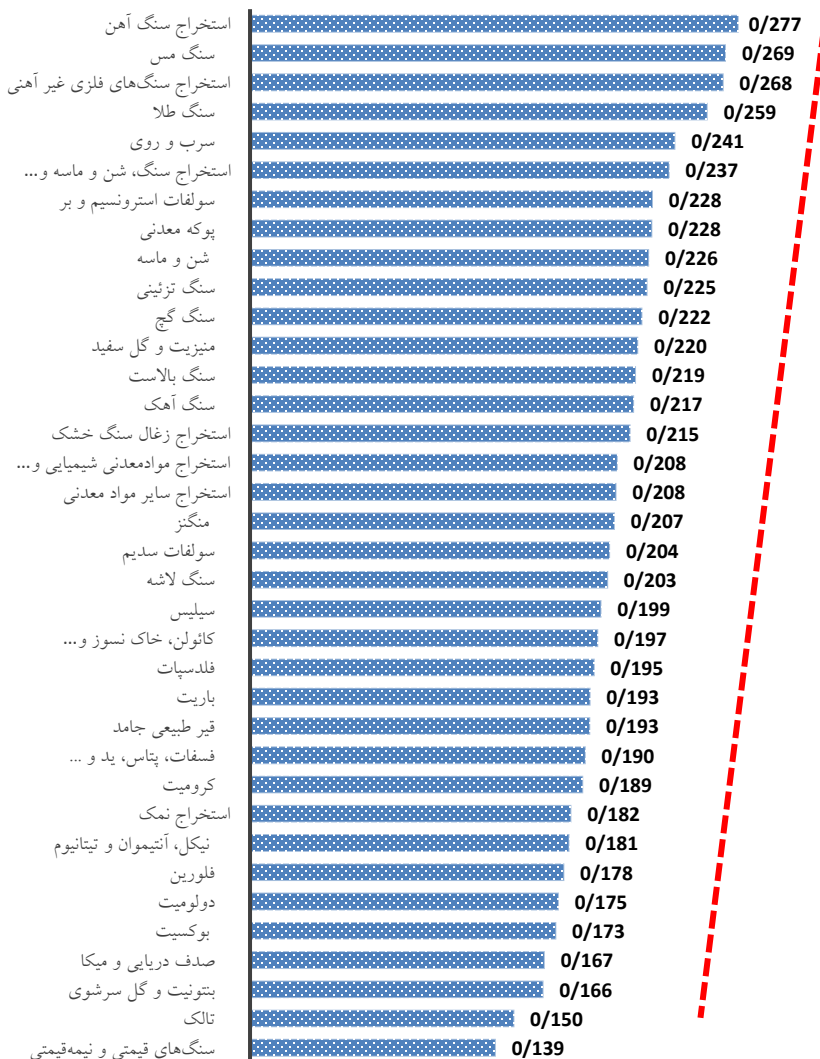
در سالهای ۱۴۰۰-۱۳۹۲ (درصد)

Table 6: Analysis of Total Factor Productivity in Iran Mining Activities
2013 – 2021 (percent)

TFP		اثرات مقیاس		تغییر کارایی فنی		پیشرفت فنی		فعالیت معدنی
انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	میانگین	
۰/۲۳۰	۰/۳۱۵	۰/۰۳۳	۰/۰۰۴	۰/۰۷۴	۰/۰۰۴	۰/۱۴۱	۰/۳۰۷	استخراج زغال سنگ خشک
۰/۱۱۴	۰/۳۷۷	۰/۰۴۶	۰/۰۱۴	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۱۳۵	۰/۲۶۲	استخراج سنگ آهن
۰/۱۲۵	۰/۲۶۸	۰/۰۴۱	۰/۰۲۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱	۰/۱۳۶	۰/۲۴۶	استخراج سنگ‌های فلزی غیر آهنی
۰/۱۴۸	۰/۲۴۰	۰/۰۳۸	۰/۰۲۴	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱	۰/۱۳۹	۰/۲۱۵	سرب و روی
۰/۱۷۴	۰/۲۵۹	۰/۰۶۵	۰/۰۵۶	۰/۰۲۴	۰/۰۰۱	۰/۱۵۱	۰/۲۰۲	سنگ طلا
۰/۱۳۱	۰/۲۷۰	۰/۰۵۹	۰/۰۲۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۱۳۳	۰/۲۴۷	سنگ مس
۰/۱۳۸	۰/۱۸۹	۰/۰۶۲	۰/۰۰۵	۰/۰۴۷	۰/۰۰۳	۰/۱۳۴	۰/۱۸۱	کرومیت
۰/۱۷۶	۰/۲۰۶	۰/۰۳۸	۰/۰۱۸	۰/۰۷۵	۰/۰۰۴	۰/۱۲۳	۰/۲۲۰	منگنز
۰/۱۶۸	۰/۱۷۳	۰/۰۳۹	۰/۰۰۶	۰/۰۱۶	۰/۰۰۱	۰/۱۴۱	۰/۱۶۶	یوکسیت
۰/۱۱۸	۰/۱۸۰	۰/۰۸۰	۰/۰۱۶	۰/۰۰۵	۰/۰۰۰	۰/۱۳۵	۰/۱۶۴	نیکل، آنتیمون و تیتانیوم
۰/۲۱۴	۰/۳۳۷	۰/۰۲۵	۰/۰۰۶	۰/۰۹۴	۰/۰۰۵	۰/۱۳۷	۰/۲۳۸	استخراج سنگ، شن و ماسه و ...
۰/۲۴۲	۰/۳۲۵	۰/۰۵۲	۰/۰۰۱	۰/۰۹۲	۰/۰۰۵	۰/۱۳۷	۰/۲۱۹	شن و ماسه
۰/۱۹۹	۰/۲۲۵	۰/۰۲۵	۰/۰۰۷	۰/۰۵۵	۰/۰۰۴	۰/۱۳۶	۰/۲۲۸	سنگ تزئینی
۰/۲۱۵	۰/۲۰۲	۰/۰۳۵	۰/۰۰۸	۰/۰۸۹	۰/۰۰۵	۰/۱۳۷	۰/۲۰۵	سنگ لاشه
۰/۱۴۴	۰/۲۱۹	۰/۱۵۴	۰/۰۶۲	۰/۰۲۸	۰/۰۰۲	۰/۱۵۰	۰/۱۵۵	سنگ بالاست
۰/۱۶۹	۰/۳۱۷	۰/۰۴۷	۰/۰۰۸	۰/۰۷۶	۰/۰۰۴	۰/۱۳۹	۰/۳۲۱	سنگ آهک
۰/۱۶۵	۰/۳۲۲	۰/۰۹۰	۰/۰۱۳	۰/۰۷۳	۰/۰۰۴	۰/۱۳۲	۰/۲۰۵	سنگ گچ
۰/۱۸۴	۰/۱۹۷	۰/۰۲۲	۰/۰۰۱	۰/۰۵۴	۰/۰۰۳	۰/۱۴۰	۰/۱۹۵	کائولن، خاک نسوز و ...
۰/۲۱۷	۰/۱۷۵	۰/۰۳۷	۰/۰۰۴	۰/۰۷۰	۰/۰۰۴	۰/۱۴۶	۰/۱۶۷	دولومیت
۰/۱۸۸	۰/۱۶۷	۰/۰۳۶	۰/۰۰۶	۰/۰۶۴	۰/۰۰۴	۰/۱۴۴	۰/۱۵۷	بتونیت و گل سرشوی
۰/۱۴۰	۰/۲۰۷	۰/۰۶۷	۰/۰۰۲	۰/۰۴۰	۰/۰۰۲	۰/۱۳۷	۰/۲۰۳	استخراج مواد معدنی شیمیایی و ...
۰/۱۷۰	۰/۱۹۳	۰/۰۵۳	۰/۰۰۶	۰/۰۶۶	۰/۰۰۴	۰/۱۳۲	۰/۱۹۵	باریت
۰/۱۶۸	۰/۲۲۸	۰/۱۳۷	۰/۰۶۰	۰/۰۴۱	۰/۰۰۲	۰/۱۵۰	۰/۱۶۶	سولفات استرونینیم و بر
۰/۱۶۸	۰/۲۰۴	۰/۱۶۸	۰/۰۶۵	۰/۰۱۳	۰/۰۰۱	۰/۱۶۴	۰/۱۳۸	سولفات سدیم
۰/۱۵۳	۰/۱۷۸	۰/۰۴۹	۰/۰۱۱	۰/۰۳۳	۰/۰۰۲	۰/۱۳۴	۰/۱۶۵	فلورین
۰/۱۰۱	۰/۱۹۰	۰/۰۶۵	۰/۰۰۷	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	۰/۱۳۸	۰/۱۹۷	فسفات، پتاس، ید و ...
۰/۱۸۴	۰/۱۸۳	۰/۰۲۱	۰/۰۰۹	۰/۰۶۲	۰/۰۰۴	۰/۱۳۸	۰/۱۸۸	استخراج نمک
۰/۲۰۴	۰/۲۰۷	۰/۰۲۰	۰/۰۰۱	۰/۰۷۳	۰/۰۰۴	۰/۱۳۶	۰/۲۰۲	استخراج سایر مواد معدنی
۰/۲۰۹	۰/۱۹۲	۰/۰۶۱	۰/۰۱۷	۰/۰۴۰	۰/۰۰۲	۰/۱۳۵	۰/۱۷۳	قیر طبیعی جامد
۰/۱۸۸	۰/۱۹۹	۰/۰۳۰	۰/۰۰۲	۰/۰۵۸	۰/۰۰۳	۰/۱۳۶	۰/۱۹۴	سیلیس
۰/۲۱۵	۰/۳۱۵	۰/۰۳۰	۰/۰۰۳	۰/۱۰۶	۰/۰۰۶	۰/۱۳۱	۰/۲۴۱	پوکه معدنی
۰/۱۹۱	۰/۱۹۶	۰/۰۴۰	۰/۰۱۸	۰/۰۶۶	۰/۰۰۴	۰/۱۴۳	۰/۱۷۴	فلدسپات
۰/۲۰۰	۰/۱۴۹	۰/۰۳۹	۰/۰۰۶	۰/۰۶۰	۰/۰۰۳	۰/۱۳۴	۰/۱۵۲	تالک
۰/۱۷۲	۰/۱۶۷	۰/۰۳۵	۰/۰۱۲	۰/۰۶۸	۰/۰۰۴	۰/۱۲۶	۰/۱۷۵	صدف دریایی و میکا
۰/۱۷۹	۰/۲۱۹	۰/۱۲۸	۰/۰۴۸	۰/۰۵۲	۰/۰۰۳	۰/۱۳۸	۰/۱۶۸	منیزیت و گل سفید
۰/۱۳۹	۰/۱۳۸	۰/۰۷۱	۰/۰۱۵	۰/۰۲۶	۰/۰۰۱	۰/۱۳۷	۰/۱۲۲	سنگ‌های قیمتی و نیمه‌قیمتی
۰/۱۷۳	۰/۲۰۷	۰/۰۵۶	۰/۰۱۱	۰/۰۵۰	۰/۰۰۳	۰/۱۳۸	۰/۱۹۳	متوسط

مأخذ: نتایج پژوهش

در میان اجزای بهره‌وری کل، پیشرفت فنی، وضعیت مطلوب‌تری داشته است. متوسط رشد پیشرفت فنی در کل دوره معادل ۰/۱۹۳ درصد بوده است که در میان ۳۶ فعالیت معدنی، ۱۹ فعالیت بیش از متوسط و ۱۷ فعالیت کمتر از متوسط رشد داشته‌اند.



نمودار ۳: متوسط بهره‌وری کل عوامل تولید در فعالیت‌های معدنی ایران ۱۴۰۰-۱۳۹۲ (درصد)

Chart 3: Average Total Factor Productivity in Iranian Mining Activities, 2013-2021 (Percent)

مأخذ: نتایج پژوهش

۵. جمع‌بندی و بحث

هدف از نگارش این مقاله، ارزیابی پیشران‌های بهره‌وری در بخش معدن بود. در این راستا، با استفاده از روش مدل مرزی تصادفی، کارآیی فنی فعالیت‌های معدنی برآورد و سپس تغییرات کارآیی فنی محاسبه شد. به دنبال آن، مدل مرزی تصادفی (تابع ترانسلوگ) برای فعالیت‌های معدنی با روش داده‌های پانل برآورد و با استفاده از نتایج برآورد مدل، کشش‌های نیروی کار، سرمایه و پیشرفت تکنولوژیکی (فنی) محاسبه شدند. پس از این مراحل، با بهره‌گیری از نتایج بخش اول و دوم اجزای بهره‌وری کل عوامل تولید شامل تغییرات کارآیی فنی، پیشرفت تکنولوژیکی و اثرات مقیاس اندازه-گیری شد.

یافته‌ها نشان داد، برای تمامی صنایع، کشش نیروی کار بیش از کشش تولیدی سرمایه است. به نظر می‌رسد تغییر نیروی کار بیش از سرمایه، تولید را در بخش معدن ایران تحت تأثیر قرار می‌دهد. متوسط کشش تولیدی نیروی کار ۰/۹۹ و کشش تولیدی سرمایه ۰/۲۸ است. بر این مبنا، بازدهی نسبت به مقیاس در ۳۶ فعالیت فزاینده است. این یافته‌ها نشان می‌دهد، هنوز ظرفیت‌های خالی در این بخش وجود دارد و می‌توان با سرمایه‌گذاری به بازده مناسب دست یافت. بازدهی فزاینده برخی فعالیت‌ها مانند سنگ مس، کرومیت، استخراج سنگ، شن و ماسه، سنگ تزئینی و سنگ آهک بیش از ۱/۳ است و در مقایسه با سایر فعالیت‌ها، از ظرفیت بهتری برای افزایش تولید برخوردارند.

نکته مفید دیگری که از این یافته‌ها نتیجه گرفته می‌شود، این است که کشش تولیدی نیروی کار ۳/۵ برابر کشش تولیدی سرمایه است. از این رهگذر، به کارگیری نیروی انسانی در این بخش می‌تواند تولید را افزایش دهد. متوسط این کشش تقریباً برابر واحد است و یک درصد افزایش نیروی کار، تولید را به همان نسبت افزایش خواهد داد. در ۱۵ فعالیت مقدار این کشش بیش از واحد است. متوسط کشش تولید سرمایه ۰/۲۸ است و ۱۰ درصد افزایش سرمایه تولید را ۲/۸ درصد افزایش می‌دهد. به نظر می‌رسد کاربری صنایع معدنی دلیل این تفاوت کشش‌های تولیدی باشد. بنابراین ظرفیت‌های به کارگیری نیروی انسانی در این بخش نیز میسر است که البته باید متناسب با سرمایه‌گذاری نیز صورت گیرد.

پرسش کانونی این بود که مهم‌ترین عامل و محرک بهره‌وری کل در این بخش چیست؟ می‌توان بهره‌وری کل را به اجزای تشکیل دهنده آن پیشرفت فنی، تغییرات کارآیی فنی و تغییر کارآیی مقیاس تجزیه کرد و سهم هر یک را از بهره‌وری به دست آورد. در این راستا، متوسط رشد TFP بین سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۴۰۰ به طور متوسط سالانه ۰/۲۰۷ درصد بوده که از این مقدار، ۰/۱۹۳ درصد پیشرفت فنی، ۰/۰۰۳ درصد تغییر کارآیی فنی و ۰/۰۱۱ درصد اثرات مقیاس بوده است. بنابراین، این نتیجه اصلی حاصل می‌شود که محرک کلیدی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید فعالیت‌های معدنی،

پیشرفت فنی بوده و آشکار است، پیشرفت فنی به معنای تغییر تکنولوژی است که سبب می‌شود از مقدار نهاده‌های موجود، تولید بیشتری به دست آید. بنابراین، این واقعیت نشان دهنده اهمیت تکنولوژی است که چگونه ظرفیت‌های بهره‌برداری از منابع موجود را فراهم می‌کند.

سهم کارآیی فنی اندک است؛ بدین معنا که با تکنولوژی مشخص، نمی‌توان صرفاً با ترکیب نهاده‌ها، کارآیی را به‌طور قابل ملاحظه بهبود بخشید؛ زیرا عموماً بنگاه‌های اقتصادی از همه توان تکنولوژی‌ها برای افزایش تولید استفاده می‌کنند و این تکنولوژی‌ها از ظرفیت معین برخوردارند. بنابراین، برای بهبود بهره‌وری، نمی‌توان از تغییر کارآیی فنی انتظار زیادی داشت. اثرات مقیاس هر چند نسبت به کارآیی فنی نقش بیشتری دارد، ولی در مقایسه با پیشرفت فنی سهم کمتری دارد. با این اوصاف، این نتیجه نشان می‌دهد، بنگاه‌های بزرگ به دلیل کاهش هزینه متوسط، از فرصت‌های بیشتری برای به‌کارگیری تکنولوژی و افزایش ظرفیت تولید برخوردارند.

البته رشد بهره‌وری در این بخش با فراز و فرود همراه است؛ زیرا انحراف معیار برابر با ۰/۳۵ درصد است که در مقایسه با مقدار متوسط ۰/۲۱ مقدار زیادی تلقی می‌شود؛ به‌گونه‌ای که حداکثر مقدار برابر با ۰/۸۹ و حداقل مقدار برابر با ۰/۴۵- است. بنابراین، دامنه نوسان ۱/۳۵ درصد بوده که حدود ۶ برابر مقدار متوسط است. بی‌ثباتی بخشی از ظرفیت‌های تولیدی را در این بخش خنثی می‌کند و تولید را کاهش می‌دهد.

نکته جالب این است که هر سه جز تشکیل دهنده بهره‌وری، دامنه نوسان زیادی را تجربه کرده‌اند و هر یک از تحولات کلان اقتصادی متأثر هستند. دامنه نوسان پیشرفت فنی حدود ۰/۴، کارآیی فنی ۰/۲ و اثرات مقیاس ۰/۱ است. انحراف معیار هر سه جزء نشان‌دهنده نوسانات زیاد اجزا است. بیشترین نوسان را پیشرفت فنی دارد؛ زیرا با تحریم‌های اقتصادی، اولین نشانه آن ایجاد مشکل برای ورود تکنولوژی است که البته این اثر، اندازه مقیاس و کارآیی فنی را متأثر می‌کند. بنابراین، به نظر می‌رسد نوسانات بهره‌وری در این بخش، متأثر از تحولات و رخداد‌های کشور است.

بیشترین رشد بهره‌وری کل در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۲ به فعالیت استخراج سنگ آهن اختصاص دارد که به‌طور متوسط سالانه ۰/۲۷۷ درصد رشد را تجربه کرده است. هم‌چنین کمترین رشد بهره‌وری کل مربوط به فعالیت سنگ‌های قیمتی و نیمه‌قیمتی بوده که متوسط سالانه ۰/۱۳۸ درصد رشد داشته است. در این دوره، نیمی از فعالیت‌های معدنی یعنی ۱۸ فعالیت بیش از متوسط (۰/۲۰۷) و نیمی دیگر، کمتر از متوسط رشد داشته‌اند.

در میان اجزای بهره‌وری کل، پیشرفت فنی بیشترین نقش را در میان همه فعالیت‌ها داشته است. متوسط رشد پیشرفت فنی در کل دوره برابر ۰/۱۹۳ درصد بوده است که در میان ۳۶ فعالیت معدنی، ۱۹ فعالیت بیش از متوسط و ۱۷ فعالیت کمتر از متوسط رشد داشته‌اند. بیشترین رشد پیشرفت فنی

در صنایع استخراج سنگ آهن، سنگ مس و استخراج سنگ‌های فلزی غیرآهنی رخ داده و سهم کارآیی فنی در همه فعالیت‌ها اندک بوده، اثرات مقیاس در برخی فعالیت‌ها قابل توجه است. مقدار این اثر در فعالیت‌های سولفات سدیم، سنگ بالاست، سولفات استرونیسیم، سنگ طلا و منیزیت و گل سفید بیش از سایر صنایع است.

آشکار است که پیشرفت فنی نقش محوری در رشد بهره‌وری همه فعالیت‌ها دارد. بنابراین برای بهره‌مندی از مزایای این بخش، استفاده از فناوری‌های به‌روز اجتناب ناپذیر است. بر این اساس، انتقال فناوری، بهبود اقتصاد مقیاس، همکاری با شرکت‌های بین‌المللی و به‌کارگیری نیروی انسانی ماهر می‌تواند محرک خوبی برای این بخش باشد.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی برای بهبود و ارتقاء متن مقاله، قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۳۳ درصد)، نویسنده دوم (۳۳ درصد) و نویسنده سوم (۳۳ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References:

- Acemoglu, D. (2007). *Introduction to modern economic growth*. Princeton University Press.
- Statistical Centre of Iran. (2023).
- Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351.
- Aghion, PH., & Howitt, P. (2007). Capital, innovation, and growth accounting. *Oxford Review of Economic Policy*, 23(1), 79-93.
- Behboodi, D., & Montazeri, S. J. (2013). The investigation of TFP in Iranian in economy (1997-2007) (Growth Accounting Approach). *Economic Growth and Development Research*, 1(3), 49-70. [In Persian]
- Bassem, B. S. (2014). Total factor productivity change of MENA microfinance institutions: A Malmquist productivity index approach. *Economic Modelling*, 39, 182-189.
- Feng, CH., Wang, M., Liu, G., & Huang, J. (2017). Sources of economic growth in China from 2000-2013 and its further sustainable growth path: A three-hierarchy meta-frontier data envelopment analysis. *Economic Modelling Journal*, 64, 334-348.
- Fissel, B., Felthoven, R., Kasperiski, S., & O'Donnell, CH. (2015). Decomposing productivity and efficiency changes in the Alaskahead and gut factory trawl fleet. *Marine Policy Journal*, 62, 337-346.
- Fitras, M. H., Dehghanpoor, M. R., & Dehmabad, B. (1391). The influence of productivity in the economic growth of Iranian production industries through panel data approach. *Managment and Development Process Quarterly*, 25(1), 27-44. [In Persian]
- Hussain, C. M., Paulraj, M. S., & Nuzhat, S. (2021). *Source reduction and waste minimization*. Elsevier.
- Jorgenson, D. W. (1991). Productivity and economic growth. In *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth* (pp. 19-118). University of Chicago Press.
- Kalio, A., Mutenyo, J., & Owuor, G. (2012). Analysis of economic growth in Kenya: Growth accounting and total factor productivity. *Applied Economics*, 1(6), 2-22.
- Kumbhakar, S.C. (2004). Productivity and efficiency measurement parametric econometric methods. Presented at *The XIII International Tor Vergata Conference on Banking and Finance "Transparency, Governance and Markets"*, Rome, Italy (Dec 1-3 2004).
- Komeyjeni, A., & Mahmoodzade, M. (2007). The role of information and communication technology on economic growth in Iran (Growth Accounting Approach). *Economic Research*, 29(8), 75-107. [In Persian]
- Kathuria, V., Raj, R. S., & Sen, K. (2011). *Productivity measurement in Indian manufacturing: A comparison of alternative methods*. Institute for Development Policy and Management. Lederman, D., & Saenz, L. (2005). *Innovation and Development around the World, 1960-2000* (Vol. 3774). World Bank Publications.

- Mahmoudzade, M., & Fatabadi, M. (2016). Driving factors of total factor productivity in Iranian manufacturing industries. *Journal of Economic Modeling Research*, 7(26), 141-165. [In Persian]
- Mahmoudzade, M., Moosavi, M., & Paknahad, F. (2014) Accounting for value added growth in Iran in manufacturing industries whit an emphasis on imformation technology. *Economic Modeling*, 4(32), 41-64. [In Persian]
- Mirzayi, H., & Banouei, A. A. (2014). Investigation on the impact of knowledge on economic growth of Iran's provinces. *Economic Research*, 15(58), 84-110. [In Persian]
- Mahadevan, R. (2003). To measure or not to measure total factor productivity growth?. *Oxford Development Studies*, 31(3), 365-78.
- Mankiw, N.G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quart. J. Econ.*, 107, 407-437.
- Mia, A., & Bassem, I. (2016). Productivity and its determinants in microfinance institutions (MFIs): Evidence from South Asian countries. *Economic Analysis and Policy*, 51, 32-45.
- Mia, M. A., & Chandran, V. G. R. (2015). Measuring financial and social outreach productivity of microfinance institutions in Bangladesh. *Social Indicators Research*, 127(2), 505-527.
- Oh, D.H., & Lee, Y.G. (2016). Productivity decomposition and economies of scale of Korean fossil-fuel power generation companies: 2001-2012. *Energy*, 100, 1-9.
- Prescott, E. (1998). A theory of total factor productivity. *International Economic Review*, 39(3), 525-551.
- Statistics Center of Iran, Statistical plan of mining activites, different years [In Persian]
- Senhadji, A. (2000). Sources of economic growth: An extensive growth accounting exercise. *IMF Staff Papers*, 47(1), 129-158.
- Sharma, S., Sylwester, K., & Margono, H. (2007). Decomposition of total factor productivity growth in U.S. states. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(2), 215-241.
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320

Optimizing Iran's Monetary and Fiscal Policy under Conditions of Fiscal Dominance

Ali Sobhani¹, Ali Taiebnia² 

1. PhD student in Economic Sciences, Monetary Economics, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
Email: ali.sobhani@modares.ac.ir
2. Full Professor of Economics, Department of Islamic, Institutional and Social Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. (Corresponding Author)
Email: taiebnia@ut.ac.ir

Abstract

The high average inflation rate and its volatility—two indicators of macroeconomic instability—have been persistent features of Iran's economic landscape in recent years. This study identifies fiscal dominance as a principal driver behind the expansion of the monetary base and the rising inflation rate. Evidence from other countries suggests that coordinated fiscal and monetary policies have been instrumental in mitigating fiscal dominance by preventing the transfer of government imbalances to central banks and banking systems. One commonly adopted strategy to curb fiscal deficits has been the issuance of government debt bonds. When bond issuance and yield rates increase, governments tend to restrain deficits and reduce reliance on banking networks. In this study, the impact of bond yield rates, as well as the interest and fees paid by the government for domestic and foreign financing—as recorded in annual budget documents—on fiscal dominance is examined using the Generalized Method of Moments (GMM). The findings reveal that bond yield rates in Iran have not significantly reduced fiscal dominance. However, interest payments and fees associated with domestic and external financing have had a mitigating effect on fiscal dominance.

Article information

Review History:

Received: dec. 15, 2024

Revised: Jan. 5, 2025

Accepted: jan.24, 2025

Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Fiscal Dominance

Fiscal Policy

Inflation Rate

Monetary Policy

JEL Classification:

E0,E4,E6.

Corresponding Author:

taiebnia@ut.ac.ir



Aim and Introduction:

Persistent inflation and its fluctuations have emerged as defining characteristics of Iran's economy in recent years, posing serious challenges to macroeconomic stability. This environment of uncertainty has deteriorated the business climate and undermined economic agents' confidence in future conditions.

According to this study, fiscal domination—defined as the influence of government budgetary operations on monetary policy—is a central factor behind the inflationary trend. In scenarios of fiscal dominance, fiscal policymakers prioritize the monetization of budget deficits, disregarding the constraints imposed by the monetary authority. This is particularly evident in developing countries dependent on crude oil exports. The volatility of oil revenues often results in undisciplined fiscal policies, the effects of which are subsequently transferred to the monetary authority.

To address this issue, some have proposed the establishment of foreign currency reserve accounts aimed at limiting fiscal mismanagement. However, in institutional contexts characterized by unaccountable governments, lack of transparency, and weak adherence to the rule of law, regulatory measures alone have proven insufficient.

Instead, countries that have successfully reduced fiscal dominance have implemented coordinated fiscal and monetary policies. A pivotal strategy among these countries has been the use of government bonds to finance deficits. Whenever bond issuance and yield rates increase, governments become more fiscally disciplined and transfer fewer imbalances to the banking system.

This study investigates the impact of government bond yield rates, along with the interest and fees paid for domestic and foreign borrowing, on the level of fiscal dominance in Iran. The Generalized Method of Moments (GMM) is employed for the analysis. The results suggest that, while bond yield rates have not effectively reduced fiscal dominance in Iran, government payments on domestic and foreign borrowing have contributed to its reduction.

Methodology:

Generalized Method of Moments (GMM)

The Generalized Method of Moments (GMM) is an extension of the traditional method of moments, enabling its application to a broader range of models beyond linear regression. The method of moments estimates unknown parameters by equating population moments—functions of these unknown parameters—with corresponding sample moments. GMM is employed due to its several advantages over other econometric techniques.

There are at least four key reasons why GMM is a suitable estimation approach. First, it accommodates the inclusion of endogenous variables. One effective strategy for addressing endogeneity is the use of instrumental variables. Second, GMM facilitates the use of lagged values of variables as valid instruments, providing a practical means of mitigating endogeneity concerns. Third, the method allows for the incorporation of dynamic relationships, enabling the inclusion of lagged dependent variables in the model. Finally, GMM is applicable to time series data, further extending its versatility and utility in empirical research.

Findings:

The findings indicate that Iran's weak institutional framework—characterized by non-compliance with laws, poor legislative quality, ineffective implementation, and lack of government accountability—limits the effectiveness of regulatory reforms aimed at reducing fiscal dominance.

did Rather, market mechanisms such as the yield rate of debt securities should be used. The subject on which the hypothesis of the research is also based.

Discussion and Conclusion:

Given the structure of Iran's economy, in which debt securities represent only a small share of the national budget (during the study period of 2007 to 2019), and considering that the rate of return on these securities is administratively set, it can be concluded that—at present—this rate does not significantly contribute to reducing fiscal dominance or narrowing budget deficits in Iran's economy. However, it is expected that, in the future, following current trends, this mechanism may enhance fiscal discipline and help mitigate fiscal dominance.

The primary reason lies in the fundamental differences between developed and developing economies. Developed economies typically possess large, international capital markets with floating interest rates and the capacity to issue debt securities across a range of maturities. In contrast, developing countries such as Iran lack such dynamic capital markets, limiting their ability to finance budget deficits through non-monetary means. As a result, these countries often resort to borrowing from the banking system. This borrowing ceiling makes the expansion of the monetary base—and hence the money supply—a necessary policy tool for covering budget deficits, thereby intensifying fiscal dominance.

Unlike debt securities, which have thus far failed to reduce fiscal dominance in Iran's economy, the estimated effects in this study suggest that the interest payments on domestic facilities and foreign financing, as recorded in the budget, have had a more meaningful impact. These obligations are formally recognized by the government as debt and are accompanied by designated revenue sources

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.4, 2025, pp: 313- 338

for their repayment. This acknowledgment contributes to reducing fiscal dominance.

This finding is of particular importance: it underscores that the proper documentation of government debt in the national budget—and the legal obligation for repayment—is critical for improving fiscal performance. One of the fundamental challenges currently facing Iran's economy is the absence of a comprehensive and transparent accounting of government debt. A substantial portion of government liabilities to the banking system is not recorded in the official budget, and the government assumes no formal responsibility for their repayment. This practice has normalized fiscal dependence on the monetary authority across successive administrations and continues to fuel the structural drivers of liquidity creation in Iran's economy.

بهبه‌یابی سیاستگذاری پولی و مالی اقتصاد ایران در شرایط سلطه مالی

علی سبحانی^۱، علی طیب نیا^۲ 

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی گرایش اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. (این مقاله مستخرج از پایان نامه کارشناسی ارشد آقای علی سبحانی به عنوان نویسنده اول و با راهنمایی دکتر علی طیب نیا است).
ali.sobhani@modares.ac.ir

۲. استاد تمام علوم اقتصادی، گروه اقتصاد اسلامی، نهادی و اجتماعی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران
taiebnia@ut.ac.ir (نویسنده مسئول).

چکیده	اطلاعات مقاله
بلا بودن میانگین نرخ تورم و نوسانات آن به‌عنوان دو شاخص بی‌ثباتی اقتصاد، از ویژگی‌های مهم روند تورم در این سال‌ها بوده است. مطابق با مطالعات انجام شده در این پژوهش، سلطه مالی از دلایل اصلی افزایش پایه پولی و نرخ تورم است. یکی از اقداماتی که کشورهای موفق در زمینه کاهش سلطه مالی انجام داده‌اند، استفاده از سیاست‌های مالی و پولی هماهنگ بوده است که در این راستا، عدم انتقال ناترازی‌های دولت به بانک مرکزی و شبکه بانکی، نقش محوری را داشته و راه‌حل این کشورها برای کنترل کسری‌های بودجه دولت و منضبط شدن آن، استفاده از ابزار اوراق بدهی بوده، به‌نحوی که هر زمان عرضه این اوراق افزایش یافته و نرخ بازدهی آن بالاتر رفته است، دولت‌ها کسری‌های خود را کنترل نموده و ناترازی‌های کمتری را به‌نظام بانکی منتقل کرده‌اند. در این پژوهش، به‌منظور بررسی اثر نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی و نیز سود و کارمزد پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی که در اسناد بودجه سالانه آورده می‌شوند، بر کاهش سلطه مالی در اقتصاد ایران از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از تخمین، مشخص گردید که نرخ بازدهی اوراق بدهی در اقتصاد ایران نتوانسته سلطه مالی را کاهش دهد، اما سود و کارمزد پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی بر کاهش سلطه مالی اثرگذار بوده است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۹/۲۵ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۰/۱۶ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۴ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵ کلمات کلیدی: سلطه مالی سیاست‌گذاری پولی سیاست‌گذاری مالی نرخ تورم طبقه‌بندی JEL: E₀, E₄, E₆ نویسنده مسئول: taiebnia@ut.ac.ir

۱. مقدمه

از عمده دلایل نرخ‌های تورم بالا و مستمر در اقتصاد ایران، نرخ رشد پایدار نقدینگی است. از جمله دلایل افزایش نقدینگی در اقتصاد ایران که منجر به افزایش نرخ تورم شده، می‌توان به سلطه مالی اشاره کرد (طیب نیا و پورمحمد، ۱۳۹۹). بدیهی است تحت‌تأثیر سلطه مالی، بانک مرکزی نمی‌تواند از طریق اعمال سیاست‌های پولی نظیر قاعده تیلور، نرخ تورم را کنترل نماید. عدم وجود تضاد بین سیاست‌های مالی و پولی به‌منظور کنترل تورم بسیار ضروری است. با این وجود، هماهنگی بین سیاست‌های پولی و مالی و کنترل تورم نیاز به یافتن راه‌حلی کارا و عملیاتی برای مقابله با مشکل سلطه مالی دارد. از آنجاکه سلطه مالی به معنی بی‌انضباطی عملکرد مالی دولت است و این مسئله هم ریشه در نفتی بودن اقتصاد و نوسان درآمدهای نفتی دارد، لذا راه‌حلهایی که تاکنون ارائه شده، از جنس قاعده‌گذاری به‌منظور انضباط بخشی

دن به عملکرد دولت و کاهش وابستگی بودجه‌های سالانه به نفت بوده است. اقداماتی نظیر تأسیس حساب ذخیره ارزی و صندوق توسعه ملی همگی راه‌حلهایی از جنس مقررات‌گذاری بوده است اما نتایج مطالعات اخیر، نشان می‌دهند که در کشورهایی که از درجه سلطه مالی بالایی برخوردار هستند و بانک مرکزی از استقلال کافی برخوردار نیست، به سبب ضعف محیط نهادی نظیر عدم پایداری دولت‌ها به قوانین و مقررات، کیفیت ضعیف قانون‌گذاری، اجرای نامطلوب قوانین وضع شده و درنهایت، عدم پاسخگویی دولت‌ها، از طریق قاعده‌گذاری نمی‌توان سلطه مالی را کاهش داد و نرخ تورم را کنترل کرد (سوسا و همکاران). در چنین شرایطی اقدام مناسب جهت کاهش سلطه مالی، ایجاد بازار برای بدهی‌های دولت، به‌عنوان نمادی از بی‌انضباطی مالی است. با مطالعه ادبیات حوزه سلطه مالی، مشخص گردید که سلطه مالی مختص کشورهای در حال توسعه و یا کشورهای دارای درآمدهای حاصل از منابع طبیعی نبوده است، بلکه کشورهای توسعه‌یافته نیز زمانی به‌نحوی درجاتی از سلطه مالی در اقتصاد خود را داشته‌اند، اما توانسته‌اند با اتخاذ تدابیری از دام آن نجات یابند. راه‌حل کشورهای توسعه‌یافته برای برون‌رفت از مشکل سلطه مالی، منبع سؤال اصلی و فرضیه این پژوهش است.

در این پژوهش، به‌دنبال پاسخ به این پرسش‌ها بوده‌ایم که: الف) آیا فشار هزینه ناشی از نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود؟ ب) آیا بار هزینه مربوط به پرداخت سود تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی مندرج در بودجه دولت، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود؟ فرضیه‌های پژوهش نیز برای پاسخ به همین پرسش‌ها بوده و در این راستا، فرضیه‌های پژوهش شامل موارد زیر است:

الف) فشار هزینه ناشی از نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود.

ب) بار هزینه مربوط به پرداخت سود تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی مندرج در بودجه دولت موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود.

این پژوهش در شش بخش سامان دهی شده است. مقدمه در بخش نخست ارائه شده؛ بخش دوم، به مبانی نظری پژوهش و پیشینه پرداخته؛ مفهوم سلطه مالی، مسیرهای ایجاد سلطه مالی و در نهایت لزوم اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی هماهنگ و نقش تبدیل به اوراق کردن بدهی‌های دولت بر تحقق این سیاست‌های هماهنگ و کاهش سلطه مالی نیز در این بخش آمده است. در بخش سوم، با استفاده از الگوی اقتصادسنجی، فرضیه‌های پژوهش راجع به اقتصاد ایران آزمون و نتایج آن در بخش چهارم بررسی شده است. تفسیر نتایج نیز در بخش پنجم آمده و در بخش ششم، توصیه‌های سیاستی و پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی آورده شده است.

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. ادبیات نظری

تعامل میان سیاست‌های پولی و مالی به معنی نحوه تأثیر متقابل این سیاست‌ها بر متغیرهای اقتصادی، برای اولین بار توسط سارجنت و والاس^۱ (۱۹۸۴) مطرح گردید. از نظر ایشان، برخلاف دیدگاه پول‌گرایان، سیاست پولی به تنهایی قادر به کنترل تورم نیست و نیازمند حمایت و همراهی سیاست مالی است. تجربه سال‌های اخیر اقتصاد ایران نشان داده است که سیاست‌های پولی با افزایش رشد حجم نقدینگی، بیش از آنکه بر بخش واقعی اقتصاد و رشد اقتصادی کشور مؤثر باشد، باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده است.

هوانگ وی^۲ (۲۰۰۶)، نهاد ضعیف را به عنوان کاهش‌دهنده توانایی دولت در جمع‌آوری درآمد از طریق مسیرهای رسمی، در نظر گرفته است. در الگوی وی فرض می‌شود، بودجه دولت از دو طریق، تأمین مالی می‌شود؛ مالیات بر تولید و حق‌الضرب. حال هر چه کیفیت نهادی در یک اقتصاد، ضعیف‌تر باشد، هزینه جمع‌آوری مالیات بالاتر خواهد بود و در نتیجه، دولت تمایل بیشتری به افزایش حق‌الضرب خواهد داشت. مادامی که سلطه مالی بر اقتصاد حکم‌فرما باشد، متغیرهای پولی و متولیان سیاست پولی منفعل نسبت به اهداف خود و صرفاً دنباله‌روی سیاستگذار مالی خواهند بود. بدین ترتیب، براساس میزان مخارج و مالیات تعیین‌شده توسط متولی مالی، متولی پولی باید تصمیم بگیرد چه میزان از کسری دولت را از طریق انتشار پول و حق‌الضرب برای دولت فراهم آورد و در نهایت، تصمیم گرفته می‌شود که چه میزان از طریق انتشار بدهی، تأمین مالی خواهد شد.

1. Sargent & Wallace

2. Huang Wei

این موضوع را می‌توان با بودجه بین دوره‌ای دولت به صورت معادله (۱) نشان داد.

(۱)

$$\begin{aligned} G_t + (r_{t-1})d_{t-1} + T_t \\ = t_t + (d_t - d_{t-1}) + \left(\frac{\pi_t - \pi_t^e}{1 + \pi_t} \right) (1 + r_{t-1})d_{t-1} \\ + \left(\frac{i_{t-1}}{1 + \pi_t} \right) mb_{t-1} \end{aligned}$$

که در آن، متغیر d نشان‌دهنده میزان دیون دولت است که شامل دو جزء پایه پولی و اوراق یا دیگر اشکال انتشار بدهی است؛ یعنی $d = mb + I_t$ نرخ بهره اسمی است. π_t بیانگر نرخ تورم است و π^e نشان‌دهنده تورم انتظاری است.

همین‌طور مجموع درآمدهای مالیاتی دولت به اختصار با متغیر T نشان داده شده است؛ معادله (۲) تعریف این متغیر را بیان می‌کند.

$$\tau_t^C C_t + \tau_t (w_t L_t + R_t K_{t-1}) = T_t \quad (۲)$$

شکل بودجه دولت در معادله (۱) نشان می‌دهد که هر چه نرخ سود بزرگ‌تر باشد، حق‌الضرب برای دولت درآمد بیشتری به لحاظ صرفه‌جویی در پرداخت سود ایجاد خواهد کرد. افزایش حجم پول در اقتصاد، ممکن است به دلیل آن بوده باشد که دولت برای تأمین مالی مخارج خود مستقیماً به سراغ بانک مرکزی رفته و حق‌الضرب اتفاق افتاده باشد و یا ممکن است به دلیل وجود موانع قانونی، راه استقراض مستقیم از بانک مرکزی بسته باشد و دولت به شبکه بانکی روی بیاورد.

اگر دولتی را در نظر بگیریم که در هر دوره، مقداری مالیات را از محل میزان مصرف خانوارها و درآمد حاصل نیروی کار و سرمایه افراد دریافت می‌کند، همچنین در هر دوره تصمیم می‌گیرد که چه میزان پول را از حساب خود خارج کرده و چه میزان پول به دوره بعدی انتقال دهد و درنهایت، چه میزان اوراق منتشر کند، دریافتی‌ها و درآمدهای متعارف را برای این دولت متصور بوده‌ایم. از طرفی دیگر نیز می‌توان برای مصارف منابع نیز موارد مخارج دولت را (شامل مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری، بازپرداخت بدهی‌های پیشین که سررسید آن‌ها رسیده است و درنهایت، پرداخت‌های انتقالی‌ای که دولت انجام می‌دهد) در نظر گرفت. به این ترتیب، می‌توان بودجه دولت را به صورت معادله (۲-۳) بازنویسی کرد.

(۳)

$$G_t + (1 + r_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_t} + T_t = \tau_t^C C_t + \tau_t (w_t L_t + R_t K_{t-1}) + \frac{B_t}{P_t} + \frac{MB_t - MB_{t-1}}{P_t}$$

که در آن، G_t نشان‌دهنده میزان مخارج جاری دولت، B_t نشان‌دهنده میزان اوراق یا بدهی منتشرشده توسط دولت، $\frac{B_{t-1}}{P_t}$ و $\frac{B_t}{P_t}$ به ترتیب، نشان‌دهنده میزان اوراق منتشرشده جاری و دوره قبل به‌صورت حقیقی، T_t نشان‌دهنده میزان پرداخت‌های انتقالی، C_t نشان‌دهنده متغیر مصرفی که از آن مالیات گرفته می‌شود و τ_t^C نرخ مالیات از مصرف:

$$w_t L_t + R_t K_{t-1}$$

درآمدهای حاصل از عرضه کار و سرمایه افراد و T_t نرخ مالیات از درآمدها و در آخر $\frac{MB_t - MB_{t-1}}{P_t}$ نیز مربوط به تغییرات پایه پولی به‌صورت حقیقی است (که مثلاً ممکن است به‌دلیل فروش ارز به بانک مرکزی و یا استقراض از بانک مرکزی محقق شده باشد). با توجه به رابطه بالا و البته با فرض آنکه دولت بازی پونزی نخواهد کرد (شرط بازی غیر پونزی)^۱ می‌توان رابطه بودجه بین دوره‌ای دولت را به‌صورت معادله (۴) نوشت.

$$(r_{t-1}) \frac{B_{t-1}}{P_t \pi_t} = \tau_t^C C_t + \tau_t (w_t L_t + R_t K_{t-1}) - G_t - T_t + \frac{MB_t - MB_{t-1}}{P_t} \quad (۴)$$

معادله (۵) بیان می‌کند، بدهی‌های معوق دولت درنهایت، یا از طریق مازاد بودجه اولیه پرداخت می‌شوند و یا از طریق تغییرات پایه پولی و به تعبیری حق‌الضرب. مازاد اولیه^۲ به‌صورت معادله (۶) خواهد بود.

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{s_{t+n}^T}{R_t^{(n)}} = \tau_t^C C_t + \tau_t (w_t L_t + R_t K_{t-1}) - G_t - T_t \quad (۵)$$

و تغییرات پایه پولی نیز طبق معادله (۷) محاسبه می‌شود.

(۶)

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{s_{t+n}^M}{R_t^{(n)}} = \frac{MB_t - MB_{t-1}}{P_t}$$

بدین ترتیب در این روابط، معادلات سلطه مالی بر بودجه دولت نشان داده شده است. هرچه سهم تغییرات پایه پولی از تأمین مالی بدهی‌ها بزرگ‌تر باشد، می‌توان دریافت که سلطه مالی نیز شدیدتر است.

مدت‌ها استدلال شده است که بازارهای مالی می‌توانند سیاستمداران را مجبور به محدودکردن مخارج بودجه کنند، با این حال، تحقیقات نسبتاً محدودی در مورد این فرضیه دقیق انجام شده است (ریکاردو سوسا ۲۰۲۲). از اواخر دهه ۸۰ و اوایل دهه ۹۰ میلادی، هدایت پولی و مالی اقتصاد و لزوم هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود جلب نمود. این‌طور بیان

1. No-ponzi Game

2. Primary Surplus

شد که سیاست‌های مالی می‌توانند در کنار سیاست‌های پولی از نوسانات اقتصادی بکاهند، اگر واکنش‌های متقابل سیاست‌های پولی و مالی در نظر گرفته نشود، باعث عدم تحقق اهداف ازپیش‌تعیین‌شده و ایجاد عدم تعادل خواهد شد و هزینه‌هایی را به اقتصاد تحمیل خواهد کرد. سانداراجان^۱ و بلوم^۲ استین در تحقیقات خود بیان داشتند که "هماهنگی میان این دو سیاست به میزان قابل‌توجهی تابع شرایط خاص اقتصاد هر کشور، عمق بازارهای مالی، رژیم نرخ ارز و سایر ترتیبات نهادی است. هماهنگی مؤثر سیاست پولی و مالی پیامدهای خارجی اجرای سیاست‌ها را کاهش می‌دهد و باعث خواهد شد تا سیاستگذاران به اهداف سیاستی از پیش تنظیم شده دست یابند و از ایجاد نااطمینانی، نرخ‌های سود بالا، افزایش نرخ ارز، تورم شتابان و تأثیرات ناسازگار بر نرخ تورم و رشد اقتصادی جلوگیری کنند".

در مقابل این رویکرد، استفاده حداکثری دولت‌ها از منابع پایه پولی وجود دارد که در آن، دولت‌ها بدون ضابطه و بی‌توجه به قیود سیاستگذار پولی می‌توانند کسری‌های خود را پولی کنند. در این حالت، هیچ همراهی میان سیاست‌های پولی و مالی وجود ندارد. به‌طور کلی، تأمین منابع به روش پولی را می‌توان به‌عنوان راه‌حلی جایگزین برای جبران کسری دولت‌ها تعریف کرد. کسری‌هایی که توسط استقراض‌های سوددار نظیر انتشار اوراق بدهی تأمین نمی‌شوند، بلکه با افزایش پایه پولی تأمین می‌شوند. نظر به وجود قوانین مختلف و متعدد پیرامون منع یا عدم منع دولت‌ها در استفاده از منابع پایه پولی برای تأمین کسری‌های بودجه خود، به‌جای استفاده از ابزار اوراق بدهی در کشورهای مختلف، پرسش معقول اقتصادی مطرح می‌شود که آیا ممنوعیت تأمین مالی دولت‌ها از بانک‌های مرکزی و استفاده از اوراق بدهی، روشی مطلوب است.

در پاسخ به این پرسش، می‌توان گفت که منطق اصلی این ممنوعیت، به اثرات نامطلوب تأمین منابع به روش پولی بر انضباط مالی اشاره دارد. درواقع یکی از زیان‌های بزرگ پولی شدن کسری بودجه، عدم شفافیت و بی‌انضباطی‌های پدیدری آن است که زمینه سلطه مالی را فراهم می‌کند (زیمرمن^۳ و همکاران، ۲۰۲۳).

با اتکا به منابع پولی، سیاست‌های بودجه‌ای سالم تضعیف می‌شوند. این بینش اقتصادی، باعث شد تا قوانینی در بسیاری از کشورها به‌منظور مستقل کردن بانک‌های مرکزی از دولت‌هایشان وضع شود. با تبدیل شدن استقلال بانک‌های مرکزی به رویه مرسوم، تأمین منابع به روش پولی کمتر مورد استفاده قرار گرفت؛ زیرا دولت‌ها کنترل بانک‌های مرکزی را از دست دادند تا به آن‌ها کمک کنند که ترجیحات سیاستی خود

1. Sundararajan (2015).

2. Blommesten (2015).

3. Karl J. Zimmermann (2023).

را دنبال نمایند. براساس فرض مستقل بودن بانک‌های مرکزی از خواسته‌های مالی توسط دولت‌ها، می‌توان به اجرای سیاست‌های پولی کارا توسط بانک‌های مرکزی امیدوار بود (همان).

علاوه بر این، در شرایط عدم وجود ارتباط مثبت میان سیاست پولی و سیاست مالی، به دلیل عدم توسعه بازار و ابزارهای مالی، دولت‌ها برای جبران بدهی خود به سمت بانک مرکزی در جهت تأمین کسری روی می‌آورند و باتوجه به اینکه این نوع از استقراض سبب افزایش حجم نقدینگی می‌شود، لذا تورم ایجاد می‌کند و از آنجاکه نرخ ارز در داخل علاوه بر قاعده عرضه و تقاضا، از نرخ تورم فعلی و انتظاری نیز تأثیر می‌پذیرد، براین اساس، نرخ ارز افزایش می‌یابد؛ یا به عبارت دیگر، پول ملی تضعیف می‌گردد. همین عامل سبب رشد قیمت اوراق بدهی دولتی در بازار بورس نیز می‌شود و همین مسئله سبب تورم در دوره‌های بعدی و افزایش هزینه‌های استقراض دولت از بازار بدهی خواهد شد. البته چنانچه همکاری میان سیاست‌های پولی و مالی وجود داشته باشد، این روند برعکس خواهد بود.

به عبارت دیگر، زمانی که بدهی‌های دولت افزایش یابد و بانک مرکزی تسهیلاتی را به دولت پرداخت نکند، دولت ناچار است از طریق بازار مالی اقدام به تأمین مالی نماید و براین اساس، قیمت اوراق خزانه دولتی به سبب افزایش تقاضا، افزایش می‌یابد و نه افزایش سطح عمومی قیمت‌ها. به همین جهت، تأثیری بر نرخ تورم فعلی ندارد و طبیعتاً بر نرخ ارز نیز تأثیری ندارد (همان). هماهنگی سیاست باید در دو سطح کوتاه‌مدت و بلندمدت باشد. در کوتاه‌مدت، هماهنگی سیاست‌ها به منظور اطمینان از دستیابی به شرایط مالی منظم از جمله ثبات قیمت است.

زمینه‌های اصلی که باید به آن‌ها توجه شود، عبارتند از سیاست پولی و مدیریت بدهی عمومی که درواقع، مهم‌ترین عامل در اجرای آن، تبدیل به اوراق کردن بدهی‌های دولت است. در بلندمدت، مسئله هماهنگی سیاست، طراحی یک تعادل پولی و مالی کنترل پایدار تورم است. این بدان معنی است که کسری بودجه را محدود به سطحی می‌کند که می‌تواند از طریق بهره‌برداری از بازارهای سرمایه بدون ایجاد تحریف در تخصیص منابع در اقتصاد و بدون استفاده از منابع مالی مستقیم از بانک مرکزی و بدون تکیه بر سطح بالایی از استقراض خارجی انجام دهد. اقتصاد با اتکا به این سطح از بدهی است که می‌تواند در تعادل پایدار قرار گیرد. ثبات نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، یک شاخص کلیدی در اجرای موفق این سیاست است. درواقع، دولت باید بدهی‌های خود را مدیریت کند تا از این طریق، بر تحمیل ناترازی‌های خود به سیاستگذار پولی بکاهد (سان چانگ، ۲۰۲۲).

مزایا و معایب اوراق بدهی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت به‌طور گسترده در سال‌های اخیر مورد مطالعه قرار گرفته است. ازجمله مزایای آن می‌توان به این نکته اشاره کرد که نرخ بازدهی که سرمایه‌گذاران برای اوراق بدهی دولتی درخواست می‌کنند، به احتمال نکول بستگی دارد. درواقع، این نرخ بازدهی سبب می‌شود که دولت‌ها برای بازپرداخت اوراق، احتیاط‌های لازم را در نظر بگیرند و از

انتشار بی‌ضابطه اوراق اجتناب نمایند. کنترل انتشار اوراق بدهی، یک مفهوم مهم برای دولت‌ها دارد و آن کنترل هزینه‌های دولت و ارتقاء انضباط مالی است (زیم‌رن و همکاران ۲۰۲۳). درواقع، تازمانی که انضباط مالی توسط دولت‌ها ارتقا پیدا نکند، دولت‌ها نمی‌توانند عرضه اوراق را کاهش دهند. پس یکی از اصلی‌ترین فوائد انتشار اوراق، افزایش انضباط مالی دولت است، در بلندمدت نیز دولت‌ها باید به نسبت باثباتی از سطح تولید ناخالص داخلی، اوراق منتشر نمایند؛ چراکه یکی از عوامل مؤثر بر نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی، اطمینان از توانایی دولت در بازپرداخت بدهی‌هایش است و هرچه که نسبت بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی، با ثبات‌تر باشد، ریسک نکول آن کاهش می‌یابد و درنتیجه، دولت می‌تواند نرخ سود کمتری را برای بازپرداخت آن‌ها پیشنهاد دهد.

یک نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی معین، ریسک نکول احتمالی را کاهش و این اثر، سطح بدهی بهینه را افزایش می‌دهد. درواقع، ابزار اوراق بدهی می‌تواند رفتار مالی دولت را کنترل نماید (همان). از دیگر سو، می‌توان بیان داشت که یکی از راه‌های افزایش شفافیت مالی دولت‌ها، انتشار اوراق بدهی است. به هر حال، دولت‌هایی که تلاش می‌کنند از طریق انتشار اوراق، بدهی‌های خود را پرداخت نمایند، به‌طور همزمان موفق شده‌اند که حجم بدهی‌های خود به بخش‌های مختلف اقتصادی را نیز شفاف نمایند و این شفافیت بدهی‌های دولت، آثار مثبت زیادی دارد. به‌عنوان مثال، می‌توان ادعا کرد که منجر به هزینه‌های کارآمدتر می‌شود. هزینه‌های کارآمدتر به‌معنی کاهش مخارج غیرضرور و هدفمند شدن بودجه است. بنابراین، شفافیت می‌تواند کسری بودجه را کاهش دهد و به جلوگیری از وقوع بدهی عمومی ناپایدار کمک کند (کالداس و همکاران، ۲۰۱۹).

هنگامی که کشورها شفافیت مالی را افزایش دهند، عدم تقارن اطلاعاتی در تخصیص منابع عمومی و در تدوین بودجه کاهش و پاسخگویی دولت بهبود می‌یابد. سیاستگذاران را به‌سمت مسئولیت‌پذیری بیشتر در مدیریت منابع عمومی و حساب‌های دولتی سوق داده، درنتیجه، هم اثربخشی فعالیت‌های دولت و هم، کارایی مخارج دولت را افزایش می‌دهد. شفافیت مالی، تضمین می‌کند که دولت‌ها اطلاعات دقیق‌تری را در اختیار عموم قرار می‌دهند. نتایج مطالعات تجربی نشان داده‌اند که شفافیت در مدیریت حساب‌های عمومی، عملکرد مالی و پایداری مالی را بهبود می‌بخشد و نوسانات بازار را کاهش و چشم‌انداز انضباط اقتصادی را افزایش می‌دهد. از این نظر، شفافیت مالی جنبه‌ای را نشان می‌دهد که می‌تواند انضباط مالی را افزایش دهد و بنابراین، شرط لازمی است که کشورها برای افزایش اثربخشی سیاست‌های مالی و کاهش کسری‌های بودجه و تقلیل سلطه مالی باید رعایت کنند (همان).

اوراق بدهی می‌تواند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر عملکرد مالی دولت‌ها و افزایش انضباط مالی اثر داشته باشد. در روش مستقیم، صرف هزینه‌هایی که دولت‌ها برای پرداخت اصل و فرع اوراق بدهی

دارند، به‌عنوان یک سازوکار بازدارنده ایفای نقش می‌کند. در این حالت، با افزایش عرضه اوراق بدهی، هم هزینه‌های دولت برای تأمین منابع بازپرداخت آن افزایش می‌یابد و هم اینکه نرخ بازدهی این اوراق افزایش پیدا می‌کند که هر دو موجب افزایش فشار بر دولت در جهت کاهش کسری بودجه می‌شود (تیموتی، ۲۰۰۴).

از طرف دیگر، یکی از نگرانی‌های اصلی ناشی از افزایش بی‌انضباطی مالی دولت‌ها، تأثیر آن بر نرخ سود بلندمدت در اقتصاد است. نتایج مطالعات تجربی در کشورهای مختلف، حاکی از وجود تأثیر معنادار آماري و اقتصادی عدم تعادل مالی دولت‌ها بر نرخ سود بلندمدت در اقتصاد است. به‌دنبال تشدید کسری بودجه، نرخ‌های سود در کل بازارها افزایش پیدا می‌کند. این پدیده منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اثر زیانبار بر رشد اقتصادی کشورها می‌گردد که این موضوع نیز از طریق مسیر افزایش فشارهای اجتماعی ناشی از کاهش رشد اقتصادی و افزایش بیکاری، دولت‌ها را مجبور به اتخاذ تصمیم‌های بهتر برای مدیریت هزینه‌ها و کاهش عرضه اوراق می‌نماید. البته نباید از این نکته غافل شد که افزایش عرضه اوراق قرضه، ریسک نکول آن‌ها را نیز افزایش می‌دهد. در این میان ریسک اعتباری، خطری است که صادرکننده اوراق قرضه (دولت)، سود برنامه‌ریزی شده یا پرداخت‌های اصلی را انجام ندهد. درواقع می‌توان بیان داشت که احتمال وقوع یک رویداد اعتباری منفی یا نکول بر قیمت اوراق تأثیر می‌گذارد. هر چه ریسک وقوع یک رویداد اعتباری منفی بیشتر باشد، سرمایه‌گذاران در ازای پذیرش آن ریسک، نرخ سود بیشتری را تقاضا خواهند کرد (تیموتی، ۲۰۰۴).

۲-۲. پیشینه پژوهش

مطالعات مختلفی در این زمینه وجود دارد که علل شکل‌گیری، اثرات و راه‌های رهایی از سلطه مالی را مورد بررسی قرار داده‌اند. این بخش در امتداد بخش دوم قرار دارد و عمده مطالعات صورت‌گرفته در این بخش، به‌منظور افزایش دانش انباشته و شناخت کامل پژوهش‌هایی است که در بخش قبلی، نتایج آن‌ها مطرح شده است.

پیرامون مسئله سلطه مالی در اقتصاد ایران، عمده مطالعات به ریشه‌یابی این پدیده و اثر آن بر سیاستگذاری پولی بسنده کرده‌اند و کمتر مطالعاتی به ارائه راه‌حل برای آن رسیده است. راه‌حل‌هایی هم که تاکنون در مطالعات داخلی برای کاهش سلطه مالی مطرح شده، معطوف به ارائه راهکارهای توصیه‌ای نظیر کاهش سهم نفت از بودجه بوده و از طرف دیگر، راهکارهای عملیاتی برای اجرایی‌شدن هدف سیاستگذاری پولی و مالی هماهنگ ارائه نشده است. بر این اساس، برخی از مهم‌ترین یافته‌های مطالعات پیرامون سلطه مالی در اقتصاد ایران در این بخش آورده شده است.

طیب نیا و پور محمد (۱۳۹۹)، بیان می‌کنند، با ممنوعیت استقراض دولت از بانک مرکزی در برنامه سوم توسعه، مهیا نبودن بسترهای کنترل کسری بودجه ساختاری در ایران و عدم تغییر در سیاستگذاری مالی، موجب شده است، دولت به تأمین کسری بودجه از مسیرهای دیگری مانند منابع

شبکه بانکی، شرکت‌های دولتی، نهادهای عمومی غیردولتی و صندوق ثروت ملی اقدام کند و مسیرهای فرابودجه‌ای برای سلطه مالی به‌وجود بیاید که بیانگر حجم بالای عملیات مالی فرابودجه‌ای دولت در اقتصاد ایران است. یافته‌های این مطالعه، نشان می‌دهد که افزایش بدهی دولت به شبکه بانکی، اثر معناداری بر افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی دارد؛ درنتیجه، از این طریق وجود سلطه مالی در رابطه بین دولت، بانک‌ها و بانک مرکزی اثبات می‌شود.

در مقاله خیابانی (۱۳۹۳)، به نقش درآمدهای نفتی بر وجود سلطه مالی در اقتصاد ایران اشاره شده است. مطابق با نتایج این تحقیق، تکانه‌های نفتی در اقتصاد ایران از یک سو، از طریق درآمدهای نفتی سبب شکل‌گیری سیاست مالی انبساطی و از سوی دیگر، درنتیجه تبدیل درآمدهای ارزی نفت به معادل ریالی آن از سوی بانک مرکزی، منجر به ایجاد سیاست پولی انبساطی می‌گردد. درواقع، سلطه مالی دولت بر بانک مرکزی، این نهاد را ملزم به تأمین معادل ریالی درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت خام می‌نماید.

در مطالعه ابونوری (۱۳۹۴)، اشاره شده است که یکی از مهم‌ترین نظریه‌هایی که در ادبیات اقتصاد کلان، به بررسی نظری ارتباط بین سیاست پولی و نهادی می‌پردازد، نظریه سیاست وضع مالیات بهینه است. براساس این نظریه، دولت سعی می‌کند، به‌منظور حداقل کردن اختلال در سیستم مالیاتی خود، هزینه نهایی تورم مالیاتی را با هزینه نهایی مالیات بر تولید برابر قرار دهد؛ لذا دولت‌ها تحت این شرایط، سیاست حق ضرب پول را به‌عنوان ابزاری برای تأمین مخارج و کسری بودجه خود اجرا می‌نمایند.

کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)، در مقاله‌ای که تلاش داشتند تا به نحوه سیاستگذاری پولی در شرایط سلطه شدید مالی و هدفگذاری ضمنی تورم در اقتصاد ایران پرداخته شود، عنوان داشتند که سیاستگذاران پولی در بیشتر دوره‌ها، هدفگذاری تورم را رعایت نکرده‌اند. نتیجه دیگر الگوی آن‌ها این است که سیاستگذاری پولی در ایران، بیشتر به نحوی است که جنبه صلاح‌دید دارد و مبتنی بر قاعده یا هدفگذاری خاصی نیست.

اسکویی (۱۴۰۰)، در مقاله‌ای که به بررسی واکنش سیاست‌های پولی و مالی به شکاف تولید در ایران با رویکرد قاعده تیلور پرداخته است، بیان می‌دارد که در بحث هماهنگی سیاست‌های پولی و مالی، باید توجه شود که سیاستگذاری در میان‌مدت و بلندمدت، در مسیر پایداری قرار گیرد و اگر مسیر میان‌مدت و بلندمدت یک یا هر دو سیاست، پایدار باشد، نبود هماهنگی میان دو سیاستگذار، ناطمینانی و بی‌ثباتی در اقتصاد را افزایش خواهد داد، همچنین ابزارهای متفاوت سیاست پولی و مالی، در زمینه ثبات پویا و تأثیرگذاری بر متغیرهای اقتصاد، رفتارهای متفاوتی دارند. درنتیجه، برای دستیابی به اهداف اقتصاد کلان، لازم است برنامه جامع و هماهنگی برای سیاست‌های پولی و مالی با در نظر گرفتن مسیرهای متفاوت تأثیرگذاری ابزارهای این دو نوع سیاست، طراحی شود.

پیشینه علمی مطالعات مربوط به پژوهش در خارج از کشور

منع تأمین مالی پولی، ریشه در انگیزه‌های سوء مالی دولت‌ها دارد. از این رو، یک استدلال قوی مرتبط با اعمال ممنوعیت تأمین منابع به روش پولی، نگرانی از خطر اخلاقی است که دولت‌ها انجام می‌دهند. درواقع تازمانی که راه پولی کردن کسری‌های بودجه دولت‌ها باز باشد، دولت‌ها به فکر انضباط مالی نیستند و از این موقعیت، حداکثر سوء استفاده را می‌کنند که این مسئله انگیزه آن‌ها برای پیگیری بودجه‌های متوازن را کاهش می‌دهد. از نظر تجربی، مطالعاتی در رابطه با تعامل سیاست پولی و مالی وجود دارد.

در این میان می‌توان به مطالعه سوسا و همکاران (۲۰۲۲) اشاره کرد که بیان داشتند، اثربخشی قوانین مالی به حساسیت به مشوق‌های بازار بستگی دارد، تا جایی که انضباط بازار یک بازدارنده کافی در برابر سیاست‌های مالی نامناسب ایجاد کند، بنابراین، تمرکز بر کیفیت و بزرگی علائم مختلف بازار مهم می‌شود. در این زمینه اگر به علائمی که از بازارهای اوراق قرضه می‌آیند نگاه کنیم، به این نتیجه می‌رسیم که آن‌ها یک سازوکار مهم برای کاهش کسری بودجه دولت هستند. اوراق بدهی به عنوان ابزاری برای بهبود پایداری بدهی و جلوگیری از نکول‌های دولتی، در برخی از مطالعات دانشگاهی به عنوان یک ابزار مفید برای انضباط مالی دولت‌ها پیشنهاد شده‌است.

نونس^۱ (۲۰۱۹)، در مطالعه خود بیان می‌کند که علائم بازار به افزایش انضباط بودجه کمک می‌کند، بنابراین، علائم بازار که از اعتبار دولتی، بازده اوراق بدهی دولتی و پرداخت‌های سود بدهی به دست می‌آیند، به‌طور قابل توجهی بر اجرای سیاست مالی تأثیر می‌گذارند. مطالعات انجام شده بر رفتار مالی کشورهای عضو اتحادیه اروپا برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۰ نشان داده است که اتخاذ سیاست‌های مالی بدون تحت تأثیر قرار دادن سیاست‌های پولی از طریق سازوکارهای اثرگذار بر افزایش انضباط ترازهای بودجه نظیر اتکا به اوراق بدهی امکان‌پذیر بوده است؛ درحالی که توجه صرف به قوانین کنترل‌کننده و محدود کننده دولت‌ها به‌منظور افزایش انضباط مالی با شکست مواجه شده است. تعیین مشترک اهداف و سیاست‌های مقامات پولی و مالی، یکی از ضروریات اصلی هماهنگی سیاست‌های کارآمد است. ایجاد و توسعه بازارهای سرمایه داخلی، نیاز به هماهنگی بیشتر در سیاست پولی و مالی دارد.

تیموتی^۲ (۲۰۰۴)، بیان می‌دارد که وجود بدهی‌های پرداختی دولت و نحوه برخورد آن‌ها به‌شدت بر شانس موفقیت در اصلاحات بخش مالی تأثیر می‌گذارد.

همچنین دنیل هانسن (۲۰۲۳)، در مقاله خود که پیرامون اثربخشی سیاست‌های پولی است، بیان می‌کند که سیاست مالی ابزار مهمی است که بازده اوراق بدهی، منعکس‌کننده ریسک بازار (احتمال

1. NUNES (2019).

2. Timothy (2004).

تغییر قیمت اوراق بدهی در بازار ثانویه در برابر دارنده اوراق) و ریسک نقدینگی (ریسکی است که سرمایه‌گذاران نتوانند پرتفوی خود را بدون کاهش قیمت‌های بازار ثانویه نقد کنند) است. با در نظر گرفتن اینکه نهادهای مالی برای بازارها ضروری هستند تا به دولت‌ها نظم دهند و جلوی گسترش دوره‌های بحران را بگیرند، این بررسی به چگونگی شناسایی زمینه‌هایی پرداخته است که در آن، بازارها احتمال بیشتری برای ایجاد انضباط در رفتارهای بودجه‌ای دولت دارند.

دنیل هانسن^۱ (۲۰۲۳)، بیان می‌دارد که بازارهای مالی می‌توانند بر دولت‌ها فشار بیاورند تا توازن‌های بودجه‌ای پایدار (یعنی کسری‌های کوچک‌تر) را حفظ کنند، چیزی که به‌عنوان فرضیه نظم بازار شناخته می‌شود. بر همین اساس، مطابق با شواهدی که از کشورها به‌دست آمده است، می‌توان از بازارهای مالی انتظار داشت که انضباط مالی را برای دولت‌ها ایجاد کنند.

۳. الگو، داده‌ها و روش پژوهش

۳-۱. فرضیه‌های آزمون

یکی از اقدامات مثبتی که در اقتصادهای پیشرفته صورت گرفته است، استفاده از ابزار اوراق بدهی جهت ساماندهی عملکرد دولت‌ها است. به این ترتیب که مطابق با مطالعات انجام شده، با افزایش نرخ بازده اوراق بدهی دولتی، بی‌انضباطی‌های مالی دولت به‌عنوان شاخصی از سلطه مالی در اقتصاد آن کشورها نیز کاهش یافته است. بر همین اساس، در این پژوهش، دو فرضیه مطرح شده است:

الف) فشار هزینه ناشی از نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود.

ب) بار سود مربوط به پرداخت سود تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی مندرج در بودجه دولت، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود.

۳-۲. الگو پیشنهادی

این پژوهش به تبیین این مسئله پرداخته است که در اقتصاد ایران چگونه مقام مالی، به تغییر شاخص‌های بازار مالی یا معرفی یک قاعده مالی عددی پاسخ می‌دهد. برای روشن کردن سهم قوانین مالی عددی و علائم بازار در اجرای سیاست بودجه ریزی دولت، از تابع واکنش سیاست مالی برآورد شده توسط سوسا و همکاران پس از انطباق با شرایط اقتصاد ایران، استفاده شده است. از کسری بودجه تنظیم شده سالانه به‌عنوان شاخص سیاست مالی و متغیر وابسته استفاده شده است. در سمت راست الگو، از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، میزان عرضه سالانه اوراق بدهی، نرخ بازده اوراق بدهی دولتی، میزان منابع حاصل از فروش نفت به‌عنوان

یکی از اصلی‌ترین ریشه‌های سلطه مالی در اقتصاد ایران و متغیر سود و کارمزد پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی که در اسناد بودجه سنواتی آورده شده، استفاده شده است.

۳-۳. روش برآورد و داده‌های مورد استفاده

هدف الگوی آماری، یافتن پاسخ این سؤال است که آیا تغییرات نرخ بازده اوراق بدهی می‌تواند سلطه مالی در اقتصاد ایران را کاهش دهد و دولت را مکلف به اعمال قواعد مالی منضبط‌تری نماید یا خیر. بدین منظور از الگو گشتاورهای تعمیم‌یافته تعریف شده در معادله (۷) استفاده شده است.

روش گشتاورها یک تکنیک تخمین است که بیان می‌دارد، پارامترهای مجهول باید به‌وسیله تطبیق گشتاورهای جامعه (که توابعی از پارامترهای مجهول هستند) با گشتاورهای نمونه‌ای مناسب تخمین زده شوند. علت استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، مزایای این روش نسبت به سایر روش‌های اقتصادسنجی است. روش برآورد گشتاورهای تعمیم‌یافته حداقل به چهار دلیل مناسب است. در این روش، می‌توان متغیرهای درونزا را نیز استفاده کرد. یکی از راه‌های کنترل درونزایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است. دیگر مزیت روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، این است که اجازه می‌دهد، از وقفه این متغیرها به‌عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درونزایی استفاده شود. سومین مزیت این روش، آن است که می‌توان پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کرد و درنهایت، مزیت دیگر روش، این است که در داده‌های سری زمانی، مقطعی و پانل قابل استفاده است. همچنین از آنجایی که سازگاری تخمین زنده گشتاورهای تعمیم‌یافته به معنای بودن فرض عدم خودهمبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد، مزیت اصلی، این است که تمام متغیرهای رگرسیون که با اجزای اخلاص همبستگی ندارند (ازجمله مقادیر با وقفه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی)، می‌توانند به‌طور بالقوه متغیر ابزاری باشند.

$$Abb = B_0 + B_1BS + B_2BYR + B_3DEBT + B_4GROWTH + B_5IFDS + B_6OIL \quad (7)$$

در این معادله، Abb بیانگر کسری بودجه تنظیم شده که به‌عنوان شاخص سلطه مالی و متغیر وابسته در الگو استفاده شده است. لازم به توضیح می‌باشد که مجموع کسری عملیاتی و سرمایه‌ای به‌عنوان کسری بودجه تنظیم شده لحاظ شده است؛ BS بیانگر میزان اوراق بدهی است که دولت در هر سال آن را عرضه می‌کند؛ BYR نرخ سودی علی‌الحسابی است که از سوی دولت برای بازپرداخت اوراق هر سال در نظر گرفته می‌شود و در این پژوهش، تحت عنوان نرخ بازدهی اوراق بدهی از آن یاد شده است؛ $DEBT$ بیانگر نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی است؛ $GROWTH$ بیانگر نرخ رشد اقتصادی سالانه است؛ $IFDS$ میزان سودی است که دولت باید به‌صورت سالانه بابت تسهیلات داخلی و خارجی پرداخت کند و در اسناد بودجه سالانه منعکس شده و دولت مکلف به پرداخت آن‌ها است و درنهایت، OIL بیانگر میزان درآمد حاصل از فروش منابع نفتی است.

جدول ۱: خلاصه وضعیت متغیرهای الگو

Table.1: Summary Statistics of the Model Variables

نام متغیر	حداکثر مقدار	حداقل مقدار	میانه	میانگین	انحراف معیار
کسری بودجه تنظیم شده	-۴۵۵۴۶	-۲۳۵۲۰۷۷	-۴۱۴۳۰۵۵	-۱۸۱۵۵۱,۳	۶۵۸۷۵۳,۵
میزان فروش سالانه اوراق قرضه دولتی	۸۰۰۰۰	۴۰۰۰۰۰	۲۲۷۲۵۷,۵	۱۴۳۳۵۴	۲۳۲۲۳۱
منابع حاصل از فروش نفت	۱۱۰۵۴۱۶	۱۵۷۸۱۷,۵	۵۶۸۳۷۷,۱	۵۴۶۶۴۰,۵	۲۸۲۳۵۲,۱
سود پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی	۱۳۰۰۹۳۶	۱۳۳۲,۸۷	۷۶۵۰,۷	۲۵۹۰۷,۴۹	۳۹۱۲۳,۳۱
نرخ رشد اقتصادی سالانه	۰,۱۴	-۰,۰۸۶	۰,۰۰۱۰	۰,۰۰۹۶	۰,۰۵
نرخ بازدهی اوراق بدهی	۰,۲۲	۰,۱۵	۰,۱۸۰۷	۰,۱۸۰۰	۰,۰۱۹۳
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	۰,۴۸	۰,۱۱	۰,۱۴	۰,۲۷	۰,۱۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

لازم است ابتدا مانایی داده‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد. به این منظور، با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته^۱، مانایی داده‌ها مورد آزمون قرار گرفت.

جدول ۲: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

Table.2: Results of the Augmented Dickey-Fuller Test

نام متغیر	عرض از مبدأ	روند	سطح معنی‌داری در مرتبه صفر	سطح معنی‌داری در مرتبه یک
کسری بودجه تنظیم شده	ندارد	ندارد	۰,۹۸	۰,۹۳
میزان فروش سالانه اوراق بدهی دولتی	ندارد	ندارد	۰,۹۵	۰,۱۷
منابع حاصل از فروش نفت	ندارد	ندارد	۰,۴	۰,۰۱۸
سود پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی	ندارد	ندارد	۰,۹۹	۰,۵۸
نرخ رشد اقتصادی سالانه	ندارد	ندارد	۰,۰۰۶	۰,۰۰۸
نرخ بازدهی اوراق بدهی	ندارد	ندارد	۰,۷۸	۰,۰۸
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	ندارد	ندارد	۰,۸۷	۰,۰۲

مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Dickey-Fuller Test

جدول ۳: نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بعد از تفاضل‌گیری

Table.3: Augmented Dickey-Fuller Test Results Following Differencing

نام متغیر	عرض از مبدأ	روند	مقدار آماره آزمون t در فاصله اطمینان ۹۵ درصد	سطح معنی‌داری
کسری بودجه تنظیم شده	ندارد	ندارد	-۱,۹۸	۰,۰۵۳۱
میزان فروش سالانه اوراق قرضه دولتی	ندارد	ندارد	-۱,۹۹	۰,۰۰۲۲
منابع حاصل از فروش نفت	ندارد	ندارد	-۱,۹۸	۰,۰۰۰۳
سود پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی	ندارد	ندارد	-۱,۹۸	۰,۰۰۰۰
نرخ رشد اقتصادی سالانه	ندارد	ندارد	-۱,۹۸	۰,۰۰۰۳
نرخ بازدهی اوراق قرضه	ندارد	ندارد	-۱,۹۸	۰,۰۰۰۱
نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	ندارد	ندارد	-۱,۹۸	۰,۰۰۱۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

بعد از انجام آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، به منظور ارزیابی هم‌انباشتگی داده‌ها برای استفاده از آن‌ها بدون تفاضل‌گیری، آزمون هم‌جمعی از متغیرها انجام شد. مطابق با نتیجه، فرض عدم هم‌انباشتگی متغیرها رد نشد؛ لذا لازم است داده‌ها با دو بار تفاضل مورد استفاده قرار گیرند.

معرفی متغیرهای ابزاری

یک ابزار معتبر، تغییراتی را در متغیر توضیحی ایجاد می‌کند، اما تأثیر مستقلی بر متغیر وابسته ندارد و به محقق اجازه می‌دهد تا اثر علی متغیر توضیحی را بر متغیر وابسته کشف کند. در این پژوهش، از وقفه متغیرهای توضیحی به عنوان متغیر ابزار استفاده شده است. علت این موضوع نیز به ماهیت بودجه‌ای متغیرها و درونزایی متغیرهای الگو برمی‌گردد.

نتایج الگو

همان‌طور که در بخش اول نیز عنوان شد، نظر به ضعف محیط نهادی نظیر عدم پایداری دولتها به قوانین و مقررات، کیفیت ضعیف قانونگذاری، اجرای نامطلوب قوانین وضع شده و درنهایت، عدم پاسخگویی دولتها، از طریق قاعده‌گذاری نمی‌توان سلطه مالی را کاهش داد و نرخ تورم را کنترل کرد؛ بلکه باید از سازوکارهای بازار نظیر نرخ بازدهی اوراق بدهی استفاده کرد. موضوعی که فرضیه پژوهش نیز بر آن استوار است.

برای بررسی این مسئله، تخمین الگو از طریق روش گشتاورهای تعمیم‌یافته با استفاده از نرم‌افزار ایویوز ۱۳ صورت گرفته است. نتیجه تخمین مطابق جدول ۵ و ۶ آورده شده است.

جدول ۴: آماره‌های کلی تخمین

Table.4: General Estimation Metrics

نام متغیر	مقدار تخمین زده شده
ضریب تعیین	۰٫۹۶۰۶
ضریب تعیین تعدیل شده	۰٫۶۸۴۹
انحراف معیار رگرسیون	۱۴۸۲۴٫۲
آماره دوربین واتسون	۱٫۹۷۱۲
Prob(J-statistic)	۰٫۱۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۵: نتیجه تخمین

Table.5: Estimation Result

نام متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
میزان فروش اوراق بدهی سالانه	۰٫۴۷۰۴۸۰	۰٫۰۴۶۶
نرخ بازدهی سالانه اوراق بدهی	۵۰۴۸۰۱۳	۰٫۰۶۲۳
نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی	۳۹۳۱۶۰٫۳	۰٫۱۴۳۲
رشد اقتصادی سالانه	-۹۰۹۴۵۷٫۱	۰٫۰۴۰۰
سود و کارمزد تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی	-۱۰٫۲۷۳۶۹	۰٫۰۲۳۲
منابع حاصل از فروش نفت	۱٫۶۵۱۱۵۵	۰٫۰۰۸۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۶:

Table.6: Results of the Test

نتیجه آزمون سارگان	
Instrument rank	۹
میزان آماره آزمون	۰٫۵۷۱۶۹۴

مأخذ: محاسبات پژوهش

۴. نتایج تخمین

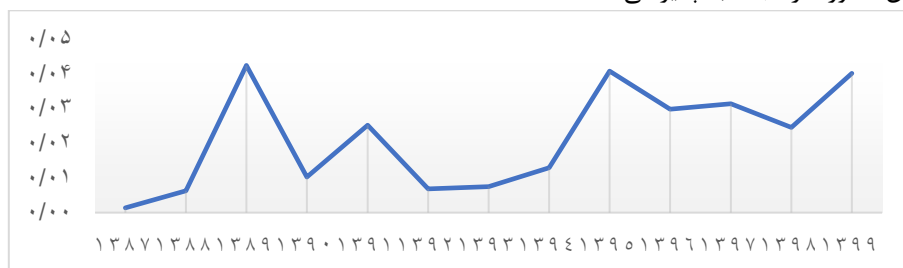
در این بخش، به‌منظور بررسی فرضیه‌های اثر نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی و نیز بار سود پرداختی دولت بر کاهش سلطه مالی در اقتصاد ایران، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته استفاده شد. نتایج این الگو، نشان می‌دهد که نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی، موجب کاهش سلطه مالی نشده است، هرچند اثر بار هزینه‌ای که دولت بابت سود و کارمزد تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی مندرج در بودجه پرداخت می‌کند بر کاهش سلطه مالی را نمی‌توان رد کرد.

براساس نتیجه تخمین، می‌توان بیان داشت:

- ❖ کلیه متغیرهای توضیحی الگو به‌غیراز شاخص نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، در فاصله اطمینان مطلوبی معنی‌دار هستند.
- ❖ تنها متغیرهای سود و کارمزد پرداختی دولت بابت تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی مندرج در بودجه و رشد اقتصادی سالانه، بر کاهش سلطه مالی اقتصاد ایران اثرگذار هستند.
- ❖ مطابق با نتایج آزمون فرضیه فشار هزینه ناشی از نرخ بازدهی اوراق بدهی دولتی، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود، رد شده است و فرضیه بار هزینه مربوط به پرداخت سود تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی مندرج در بودجه دولت، موجب منضبط کردن بودجه‌های سنواتی می‌شود، رد نشده است.

۵. تفسیر نتایج

درواقع، می‌توان عنوان کرد که باتوجه به ساختار اقتصاد ایران که سهم اوراق بدهی در بودجه بسیار اندک است (بازه تحقیق ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۹) و نظر به تعیین دستوری نرخ اوراق بدهی، این نرخ فعلاً نمی‌تواند بر کاهش سلطه مالی در اقتصاد ایران اثر بگذارد و از افزایش ناترازی‌های بودجه بکاهد. البته پیش بینی می‌شود، باتوجه به روندی که وجود دارد، در آینده این اتفاق بیفتد و موجب افزایش انضباط مالی دولت و کاهش سلطه مالی در اقتصاد ایران شود. دلیل این موضوع عمدتاً آن است که در مقایسه با اقتصادهای توسعه‌یافته که از بازار سرمایه بزرگ و بین‌المللی با نرخ‌های شناور برخوردار هستند و می‌توانند اوراق بدهی با سررسیدهای مختلفی صادر کنند، کشورهای درحال توسعه به‌دلیل فقدان بازار سرمایه پویا و بزرگ، نمی‌توانند کسری‌های بودجه را از طریق روش‌های غیرپولی مرسوم تأمین نمایند؛ درنتیجه، راه‌حل آن‌ها به استقراض از شبکه بانکی خلاصه می‌شود. این محدودیت قرض‌گیری، سیاست افزایش عرضه پول از طریق افزایش پایه پولی برای جبران کسری‌های بودجه در این کشورها را اجتناب‌ناپذیر می‌کند.

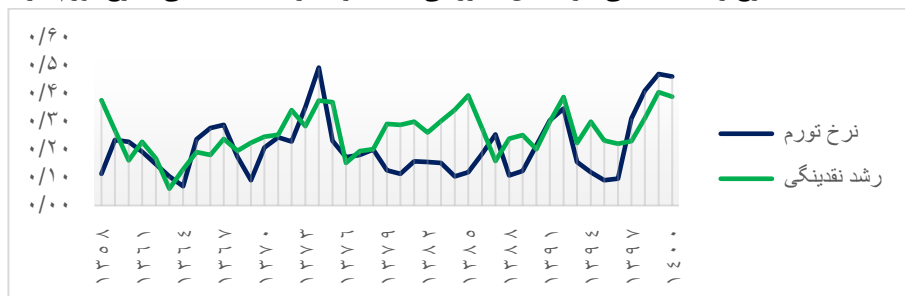


نمودار ۱: حجم اوراق قرضه نسبت به کل منابع بودجه

Chart 1: Proportion of Bonds to Total Budget Resource

منبع: بودجه سالانه

برخلاف اوراق بدهی که در اقتصاد ایران نتوانسته است بر کاهش سلطه مالی دولت اثر بگذارد، مطابق با تخمین انجام شده در این پژوهش، اثر پرداخت سود تسهیلات داخلی و تأمین مالی خارجی توسط دولت که در بودجه منعکس می‌شود و دولت، آن‌ها را به‌عنوان دیون خود قبول دارد و منابع درآمدی برای بازپرداخت آن دیده شده است، بر کاهش سلطه مالی دولت در اقتصاد را نمی‌توان رد کرد. این مسئله بسیار مهم است و حامل این پیام است که ثبت بدهی‌های دولت در بودجه و ملزم بودن دولت به پرداخت آن‌ها تا چه اندازه بر بهبود عملکرد مالی دولت مهم است. درحقیقت یکی از معضلات اصلی اقتصاد ایران در شرایط فعلی، عدم وجود تصویری درست از بدهی‌های دولت است و بخش قابل توجهی از بدهی‌های دولت به مجموعه نظام بانکی، اصلاً در بودجه دیده نشده است و دولت هم خود را مکلف به بازپرداخت آن‌ها نمی‌کند. همین مسئله است که انتقال ناترازی‌های دولت به مقام پولی را به یک‌رویه در دولت‌ها تبدیل کرده و ریشه‌های خلق نقدینگی در اقتصاد ایران را فعال نگاه داشته است. نرخ رشد نقدینگی نیز مطابق با بررسی‌های آماری، ارتباط تنگاتنگی با نرخ تورم دارد.



نمودار ۲: رشد نقدینگی و نرخ تورم

Chart 2: Growth of Money Supply and Inflation Rate

نرخ رشد اقتصادی سالانه نیز، دیگر شاخصی است که اثرش بر کاهش سلطه مالی اقتصاد ایران رد نشده است. درواقع می‌توان این‌طور استنباط کرد که دوران رونق اقتصادی و وجود رشد اقتصادی مثبت در کشور با وفور درآمدهای نفتی و کاهش کسری بودجه همراه بوده است. شاخص اثر مستقیم میزان منابع حاصل از فروش نفت، بر بی‌انضباطی‌های مالی دولت رد نمی‌شود. باتوجه به ساختار نفتی اقتصاد ایران، این مسئله نیز بسیار حائز اهمیت است.

در مورد عدم معنی‌داری شاخص نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، می‌توان این‌طور بیان داشت که نظر به شفاف نبودن میزان بدهی‌های واقعی دولت و عدم انعکاس دقیق آن‌ها در اسناد بودجه سنواتی، این مسئله بر عملکرد این شاخص اثر گذاشته و آن را از حالت اثرگذاری بر عملکرد دولت دور کرده است.

۶. توصیه‌های سیاست‌گذاری

- ❖ توجه ویژه به بازار سرمایه و ایجاد بستر مناسب جهت افزایش عمق این بازار به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین موانع فعلی استفاده از ابزار اوراق بدهی جهت کاهش سلطه مالی در اقتصاد ایران؛
- ❖ عدم تعیین نرخ سود اوراق بدهی به شیوه دستوری به‌عنوان یکی از پیش‌نیازهای اصلی برای جذابیت بیشتر خرید اوراق توسط فعالان اقتصادی در بازار و نیز افزایش قدرت بازدارندگی آن در مواجهه با بی‌انضباطی‌های مالی دولت؛
- ❖ شفافیت میزان بدهی‌های دولت و انعکاس مقادیر آن در اسناد بودجه سالانه و تعیین منابع درآمدی لازم جهت بازپرداخت آن.

پیشنهادها برای پژوهش‌های آتی

- ❖ سنجش اثر سلطه مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی به‌غیر از تورم نظیر نرخ رشد اقتصادی، نرخ بهره، نرخ بیکاری و آثاری که بر رفاه جامعه داشته است؛
- ❖ بررسی علل ناکارایی استفاده از ابزار اوراق بدهی در اقتصاد ایران و تعیین حد بهینه استفاده از آن؛
- ❖ بررسی کیفیت بدهی‌های دولت در اقتصاد ایران و اثری که کیفیت بدهی‌ها بر عملکرد بودجه‌ای دولت دارد.

سپاسگزاری: در پایان، نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از سردبیر و داوران محترم مجله پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی به منظور بهبود و ارتقاء متن مقاله حاضر، تشکر و قدردانی خود را اعلام نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد)، نویسنده دوم (۵۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Aghaei, M., & rezagholizadeh, M. (2016). Investigation the direct and indirect impact of energy consumption in selective sectors on ppoverty and inequality in Iran. *Iranian Energy Economics*, 5(19), 1-51 doi.org/10.22054/jiee.2017.7303. [In Persian]
- Ahmad, M., Ahmed, Z., Yang, X., Hussain, N., & Sinha, A. (2022). Financial development and environmental degradation: Do human capital and institutional quality make a difference? *Gondwana Research*, 105, 299-310. DOI:10.1016/j.gr.2021.09.012
- Ahmadianm, Majid, Abdoli, Ghahreman, Jebel Ameli, Farkhondeh, Shabankhah, Mahmood, & Khorasani, Seyed Adel. (2017). Effect of environment degradation on economic growth (evidence from 32 developing countres). *Journal of Economic Growth and Development Research*, 7(27), 17-28. [In Persian]
- Ahmadi Niyaz, Sadaf, Zeinalzadeh, Reza, & Raeispour Rajabali, Ali. (2019). Study of good governance effect on environment quality index in selected developing countries. *Journal Of Science and Technology* , 20(4 (79)), 165-177. [In Persian]
- Amirnejad, Hamid, Zargartalebi, Mohamad, & Roshanfar, Mohamad Ali. (2015). The relationship between carbon dioxide emissions and energy consumption and environmental destruction in Iran. *Agricultural Economics: Iranian Journal Of Agricultural Economics (Economics And Agriculture Journal)*, 9(4), 177-195. [In Persian]
- Ansari Samani, H., Rouzbahani, M., Dalvandi, H., & Sadeghi R. (2024). Income inequality and environmental degradation in the provinces of Iran. *Environ. Health Eng. Manag.*, 11(1), 25-30. [In Persian]
- Ardakani, Mohammad Zaker, & Arashpour, Alireza. (2022). Investigating the fundamental principle of deterrence in international environmental law. *Journal of Science and Technology*, 23(12(115)), 55-63. doi.:10.30495/jest.2019.45943.4756. [In Persian]
- Asadi, H., Besharati, H., & Gorji, M. (2022). Challenges and limitations of soil and land resources in Iran. *Journal of Land Management*, 10(suppl 1), 111-134. doi: 10.22092/lmj.2022.358760.309 [In Persian]
- Azizi, A., & Pourasghar Sangachin, F. (2022). Investigating the relationship between poverty and environmental performance index (EPI) in countries with different incomes. *Journal of Applied Sociology*, 33(2), 117-136. [Doi: 10.22108/jas.2021.129190.2128](https://doi.org/10.22108/jas.2021.129190.2128) [In Persian]
- Behboodi, Davood, & Esmail Barghi, (2009). Energy Consumption and Economic Growth Effects on Environment in Iran (1967-2004), *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 5(4), 35. DOI:10.22099/ijes.2017.23649.1292. [In Persian]
- Bondori, A. , & khosravipour, B. (2023). Investigating the effect of rural poverty on the destruction of Zagros forests. *Geography and Human Relationships*, 6(1), 116-139. doi: 10.22034/gahr.2023.396123.1866 [In Persian]
- Cao, S., & Zheng, H. (2016). Climate change adaptation to escape the poverty trap: Role of the private sector. *Ecosystem Health and Sustainability*, 2(10), e01244. DOI: 10.1002/ehs2.1244
- Dada, J. T., Ajide, F. M., & Al-Faryan, M. A. S. (2024). The moderating role of financial development in energy poverty-sustainable environment linkages: Evidence from Africa. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 35(4), 924-944.

- Duraiappah, A. (1996). *Poverty and Environmental Degradation: A Literature Review and Analysis*. doi.org/10.1016/S0305-750X(98)00100-4
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research*.
- Hendizadeh, H., Karbasi, A., & Mohammadzadeh, H. (2018). Spatial analysis of factors affecting rural poverty and its relationship with environmental degradation case: Qaenat city. *Spatial Economics and Rural Development*, 7(1(23)), 131-148. [In Persian]
- Hunjra, A. I., Azam, M., Bruna, M. G., & Bouri, E. (2023). A cross-regional investigation of institutional quality and sustainable development. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 84, 101758. DOI: 10.1016/j.intfin.2023.101758
- IMF. (2013). *Energy Subsidy Reform: Lessons and Implications*. International Monetary Fund.
- Jafari Nasab Kermani, Muhaddith. (2017). Investigating the dynamic effects of income inequality and economic growth on environmental degradation in Iran: The Structural Vector Autoregression Model. *Economic development and planning*. Supervisor: Mohammadreza Lotfalipour. Ferdowsi University of Mashhad. [In Persian]
- Jalali, Mohamad, Afshari, Maryam, & Mazinanian, Zeinab. (2021). Environmental impact of climate change on national security. *Journal Of Environmental Science and Technology*, 22(9(100)), 179-190. [In Persian]
- Khan, Z., Ali, S., Dong, K., & Li, R. Y. M. (2021). How does fiscal decentralization affect CO₂ emissions? The roles of institutions and human capital. *Energy Economics*, 94, 105060. DOI: 10.1016/j.eneco.2020.105060
- Kirsten, F., Bonga-Bonga, L., & Biyase, M. (2024). Escaping the poverty-environment trap: Exploring the nonlinear relationship between poverty and environmental concern in the Southern African Development Community Countries. <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/122428/>
- Majed, V., & Safari Asl, S. (2019). 05 impact of productivity and institutional quality on environmental quality (evidences from developing economies) . *QJERP*, 27(89), 139-162. [In Persian]
- Mobarak, A., Hojabr Kiani, K., Memarnejad, A., & Peykarjou K. (2018). Investigating the effects of institutional quality and human capital on economic growth. *JPBUD*, 23(1), 117-146. [In Persian]
- Nasrollahi, Zahra, & Ghafari Golak, Marzieh. (2011). The relationship between air pollution and economic growth in 28 provinces of Iran (The case study of CO, SO₂ And NOX). *Knowledge And Development*, 17(33), 164-182. doi.org/10.22067/pm.v17i33.27310 [In Persian]
- Nazari, R., Mahdavi, Adeli, & Dadgar. (2015). Study of the factors influenced environment pollution in Iran during 1974-2013. *Journal of Economic Growth and Development Research*, 6(21), 47-60. [In Persian]
- Nikoukar, Afsaneh. (2021). Investigating the factors affecting rural poverty in provinces of Iran. *Agricultural Economics: Iranian Journal of Agricultural Economics (Economics And Agriculture Journal)*, 15(1), 89-111. DOI: 10.22034/iaes. 2021. 527495.1835 [In Persian]

- Nonejad, M., & Rouzitalab, A. (2018). The effects of economic growth and energy consumption on environmental pollution: A case study of Iran. *Journal of Environmental and Natural Resource Economics*, 2(3), 99-124. DOI: 10.22054/eenr.2017.9069. [In Persian]
- Parry, I. W. H., Heine, D., Lis, E., & Li, S. (2014). Getting energy prices right: From principle to practice. International Monetary Fund.
- Prakash, S. (2009). Poverty and environment linkages in mountains and uplands: Reflections on the 'poverty trap' thesis. 1997.
- Rahmani Fazli, H., Nikbakht, S., & Molabahrami, A. (2019). The effect of the budget on regional inequality of Iran using Panel Spatial Econometrics Model. *Journal of Economic Research and Policies*, 27(89), 399-430. [In Persian]
- Rakshit, B., Jain, P., Sharma, R. et al. (2023). An empirical investigation of the effects of poverty and urbanization on environmental degradation: The case of Sub-Saharan Africa. *Environ Sci Pollut Res*, 30, 51887-51905 <https://doi.org/10.1007/s11356-023-25266-4>
- Rosignoli, F. (2024). *Linking Energy Poverty, Environmental Justice and Forced Displacement: Controversies and Ways Forward*. In: Iglesias Márquez, D., Esteve-Jordà, C., Felipe Pérez, B. (eds) Legal Challenges at the End of the Fossil Fuel Era. Global Issues. Palgrave Macmillan, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-031-61766-9_5
- Shahbazi, K., Hamidi Razi, D., & Feshari, M. (2015). Investigating the factors affecting air pollution emissions in Caspian Sea countries: Panel Spatial Durbin Model. *Journal of Environmental Studies*, 41(1), 107-127. doi: 10.22059/jes.2015.53904 [In Persian]
- Soleimanpouromran, Mahboubeh, Fariba Alidadiyani, Hamidreza Sodagar. (2017). Environment, politics and globalization a historical review on environmental theories. *Journal of Environment and Interdisciplinary Development*, 2(58), 43-56. [In Persian]
- Sterner, T. (2007). Fuel taxes: An important instrument for climate policy. *Energy Policy*, 35(6), 3194-3202.
- Todaro, M. P., & Smith, S. C. (2020). *Economic development*. Pearson education. Web: www.pearson.com/uk
- UNDP. (2020). Human Development Report 2020: The next frontier-Human development and the Anthropocene. United Nations Development Programme. URL: <http://ehemj.com/article-1-1301-en.html>
- Wahyunengseh, R. D., & Hastjarjo, S. (2024). Interconnections of environmental issues, poverty, and media: A comprehensive Bibliometric Analysis (2016-2022). *Oppor Chall. Sustain.*, 3(3), 177-185. <https://doi.org/10.56578/ocs030304>

Income Inequality and Its Implications for the Central Bank's Asset Portfolio

Mahla Afsharpour ¹, Seyed Abdolmajid Jalaei² Hossein Akbarifard³
Mehdi Nejati⁴

1. Ph. D. Candidate, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Corresponding Author, Email: Afshar@aem.uk.ac.ir
2. Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: jalaei@uk.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: hakbarifard@uk.ac.ir
4. Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Iran. Email: mnejati@uk.ac.ir

Abstract

Economic inequality remains one of the most pressing challenges facing contemporary societies, particularly in developing countries, where it can undermine both social cohesion and economic stability. This study investigates the impact of income disparity on the demand for physical and non-physical assets held by central banks. Specifically, it explores whether unequal income and wealth distribution influence demand for such assets. The research comprises two phases: first, a systematic review of the existing literature on economic inequality and central bank asset demand establishes the study's theoretical foundation. Second, empirical analysis is conducted to identify patterns in how inequality affects demand for physical assets, such as gold and foreign currency reserves, and non-physical assets, such as securities. Based on these findings, the study provides recommendations for central bank policies aimed at more effective resource management and the reduction of inequality.

Article information

Review History:

Received: dec. 23, 2024
Revised: Jan. 15, 2025
Accepted: jan. 25, 2025
Published online: sep. 15, 2025

Keywords:

Assets
Central Bank
Demand, Inequality
Quantile Regression

JEL Classification:

E02, E40, E5, E6.

Corresponding Author:

Afshar@aem.uk.ac.ir



Aim and Introduction:

Economic inequality is a significant challenge in contemporary societies, particularly in developing economies, where it threatens the stability of social and economic institutions. This study investigates the impact of income disparity on the demand for physical and non-physical assets held by the central bank, seeking to determine whether unequal income and wealth distribution affect demand patterns for these assets.

The research unfolds in two phases. First, a systematic review of the literature on economic inequality and central bank asset demand provides the theoretical context. Second, a data-driven analysis examines how inequality influences demand for physical assets (e.g., gold, foreign currency reserves) and non-physical assets (e.g., securities). The study concludes with policy recommendations for central banks aimed at optimizing asset allocation and mitigating economic inequality.

Findings:

This study evaluates the capacity of the central banks to influence income inequality and examines how disparity affects demand for different asset classes. Statistical tests reveal that the null hypotheses of equal slope coefficients and symmetry among income deciles are rejected at the 5% significance level, indicating complex, nonlinear relationships between income levels and asset demand.

At lower income levels, increases in income correspond to heightened demand for U.S. dollars; however, this effect reverses at higher income levels. The Gini coefficient also exhibits heterogeneous effects across income deciles—rising inequality increases demand in some deciles while reducing it in others. Income becomes statistically significant only in higher income deciles, positively influencing the demand for British pounds. However, as income disparity widens, demand for pounds may decline.

Regarding the Chinese yuan, income significantly affects demand only in the sixth to ninth deciles. In these groups, higher income levels are associated with increased demand for yuan. Conversely, in the fourth to sixth deciles, the yuan's exchange rate negatively influences demand. The Gini coefficient is significant in most income deciles, further illustrating the multifaceted effects of inequality. The euro exchange rate is also significant in most deciles (except the ninth), exerting a stronger negative effect at higher income levels. Interest rates are significant only in the first through third deciles, where they negatively affect euro demand. For the Swiss franc, income coefficients are generally positive and significant, suggesting that income growth increases demand for francs. However, a negative effect is observed in the ninth decile, potentially due to heightened inequality. The Gini coefficient is significant across all deciles, indicating that inequality tends to reduce demand at lower income levels while increasing it at higher ones.

The Japanese yen's coefficient is significant across all deciles. Increases in the yen's exchange rate typically reduce demand, except at higher income levels,

where positive effects are observed. Rising income decreases demand for yen at lower income levels, increases it at middle levels, and decreases it again at higher levels. Additionally, the global price of gold positively affects yen demand.

Income disparity also affects demand for debt securities. The price of gold significantly influences demand for these instruments, particularly in the seventh to ninth deciles, suggesting that higher gold prices prompt investment diversification.

Demand for money is significantly influenced by income and interest rates across all deciles. Generally, rising income increases money demand, but in higher income deciles, income declines are associated with reduced demand. The Gini coefficient becomes significant from the second decile onward, indicating that individuals in higher-income groups tend to hold more liquidity in response to inequality.

Conclusion:

Income inequality, especially in developing countries such as Iran, poses a fundamental challenge, contributing to uneven wealth distribution, social dissatisfaction, and potential economic crises. As the principal institution of monetary policy, the central bank plays a critical role in mitigating these disparities. Using data from 1971 to 2023 and employing quantile regression analysis, this study examines how demand for central bank assets—including currency, gold, money, and securities—interacts with income inequality in Iran.

The findings demonstrate that foreign reserves, gold, and securities serve as vital instruments for strengthening the financial system and managing liquidity. However, income inequality produces differential effects on asset demand. For example, at lower income levels, demand for foreign reserves and gold rises, while at higher levels, it declines.

To address these dynamics, the central bank can reduce inequality through interest rate adjustments, improved access to credit, and inflation control. Collaboration with the government to identify economic and social priorities and to increase public awareness is also essential. Ultimately, integrating equitable income distribution into economic policymaking is crucial for sustainable development and enhanced public welfare.

نابرابری درآمدهای و پیامدهای آن بر سبد دارایی بانک مرکزی

مهلا افشارپور^۱ , سید عبدالمجید جلائی^۲، حسین اکبری فرد^۳، مهدی نجاتی^۴

۱. دانشجوی دکتری، گروه آموزشی علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران (نویسنده مسئول).
Afshar@aem.uk.ac.ir

۲. استاد، گروه آموزشی علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران.
jalaee@uk.ac.ir

۳. دانشیار، گروه آموزشی علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران.
hakbarifard@uk.ac.ir

۴. دانشیار، گروه آموزشی علوم اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران.
mnejati@uk.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
نابرابری درآمدهای، یکی از چالش‌های اساسی اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، بویژه ایران، است که می‌تواند به نارضایتی اجتماعی و بحران‌های اقتصادی منجر شود. بانک مرکزی به‌عنوان نهاد سیاستگذار پولی، نقش مهمی در مدیریت و کاهش نابرابری دارد. این مطالعه با هدف تحلیل و ارزیابی ظرفیت‌های بانک مرکزی در کاهش نابرابری درآمدهای، تأثیر نابرابری بر تقاضای دارایی‌های مختلف بانک مرکزی شامل ارز، طلا، پول و اوراق بهادار را با استفاده از روش رگرسیون چندک و داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ بررسی کرده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری درآمدهای، تأثیرات ناهمگونی بر تقاضای دارایی‌های بانک مرکزی دارد؛ به‌طوری‌که در دهک‌های پایین درآمدهای، افزایش نابرابری منجر به افزایش تقاضا برای دارایی‌های امن مانند طلا و ارز می‌شود، اما در دهک‌های بالاتر، این تقاضا کاهش می‌یابد. ذخایر ارزی و طلا نقش کلیدی در تقویت نظام مالی و مدیریت نوسانات اقتصادی ایفا می‌کنند، درحالی‌که اوراق بهادار و پول، ابزارهای مؤثری در کنترل نقدینگی و نرخ بهره هستند. سیاست‌های بانک مرکزی مانند تنظیم نرخ بهره و تسهیل اعتبار، می‌تواند به کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد کمک کند. این پژوهش بر اهمیت بهینه‌سازی مدیریت دارایی‌ها و توجه به ملاحظات اجتماعی در سیاستگذاری‌های اقتصادی برای افزایش رفاه عمومی و کاهش نابرابری تأکید دارد. چنانچه، برنامه‌های حمایتی و تسهیلات مالی می‌تواند به ایجاد فرصت‌های شغلی و رشد اقتصادی در مناطق محروم کمک کند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۳ بازنگری: ۱۴۰۳/۱۰/۲۶ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۶ انتشار آنلاین: ۱۴۰۴/۶/۲۵ کلمات کلیدی: بانک مرکزی تقاضا دارایی رگرسیون چندک نابرابری طبقه‌بندی JEL: E02, E40, E5, E6 نویسنده مسئول: Afshar@aem.uk.ac.ir

۱. مقدمه

نابرابری اقتصادی یکی از چالش‌های بنیادینی است که جوامع مدرن، بویژه کشورهای در حال توسعه، با آن روبه‌رو هستند. این مسئله، به دلیل تأثیرات مخرب بر نهادهای اجتماعی و اقتصادی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. شکاف درآمدی، که به تفاوت‌های چشمگیر درآمد میان افراد یا گروه‌های مختلف اجتماعی اشاره دارد، نه تنها بر شاخص‌های اقتصادی، بلکه بر ابعاد اجتماعی نیز تأثیرگذار است. نابرابری درآمدی می‌تواند به افزایش نارضایتی‌های اجتماعی، تشدید نرخ بیکاری، و کاهش رشد اقتصادی منجر شود. پیامدهای این شکاف، گسترده بوده و بر توزیع منابع، سطح رفاه اجتماعی و سیاست‌های اقتصادی تأثیر عمیقی می‌گذارد.

بانک‌های مرکزی، به عنوان نهادهایی کلیدی و معتبر در نظام مالی کشورها، نقشی محوری در کنترل و مدیریت نابرابری اقتصادی دارند. این نهادها، با برخورداری از ابزارهای منحصربه‌فرد، می‌توانند از طریق سیاست‌گذاری‌های مؤثر، نابرابری را کاهش دهند. بررسی ظرفیت‌های بانک مرکزی در کاهش نابرابری اقتصادی، به دو جنبه اساسی بازمی‌گردد: نخست، اثرات اجتماعی و اقتصادی نابرابری که می‌تواند بی‌ثباتی‌های گسترده‌ای ایجاد کند؛ دوم، نقش بانک‌های مرکزی در تدوین سیاست‌های پولی و مالی، که می‌تواند به توزیع عادلانه‌تر منابع و کاهش شکاف درآمدی کمک کند (کیشیشیتا و همکاران، ۲۰۲۳).

در این زمینه، درک تأثیر شکاف درآمدی بر رفتار اقتصادی افراد و نهادها، بویژه در زمینه تقاضا برای دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی بانک مرکزی، ضروری است. دارایی‌های فیزیکی بانک مرکزی نظیر پول، طلا، و ذخایر ارزی، بخشی از ثروت ملی را تشکیل داده و در زمان‌های خاص به عنوان پناهگاهی امن برای حفظ سرمایه در برابر نوسانات اقتصادی عمل می‌کنند. در مقابل، دارایی‌های غیرفیزیکی مانند اوراق بهادار، نمایانگر فرصت‌های سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی هستند (رین و همکاران، ۲۰۲۴).

شایان ذکر است که بانک مرکزی، به عنوان مقام پولی، پیش‌نیازهای ویژه‌ای برای مدیریت دارایی‌های خود دارد. تحلیل رفتار تقاضا برای این دارایی‌ها، بویژه در شرایطی که شکاف درآمدی عمیق‌تر می‌شود، اهمیت بسیاری دارد. عواملی نظیر سیاست‌های پولی و مالی، مشوق‌ها و محرک‌های اقتصادی، نقش مهمی در تخصیص و توزیع این دارایی‌ها ایفا می‌کنند. مطالعه رابطه بین شکاف درآمدی و تقاضا برای دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی، بویژه در فضای اقتصادی کنونی، می‌تواند بینش‌های عمیق و ارزشمندی درباره رفتار اقتصادی و سیاست‌گذاری‌های مالی ارائه دهد. با شناخت

دقیق این رابطه، اقتصاددانان و سیاستگذاران قادر خواهند بود، تمهیدات مؤثری برای کاهش نابرابری‌ها پیشنهاد دهند و همزمان، استراتژی‌هایی بهینه برای مدیریت منابع و دارایی‌ها تدوین کنند. به این ترتیب، هدف اصلی این تحقیق، بررسی تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضا برای دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی بانک مرکزی است. در این مطالعه قصد داریم به این سؤال اساسی پاسخ دهیم که آیا نابرابری در توزیع ثروت و درآمد بر تقاضا برای دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی بانک مرکزی تأثیرگذار است. به عبارت دیگر، این تحقیق به بررسی چگونگی تأثیر شکاف درآمدی و تغییرات در توزیع درآمد بر ذخایر ارزی بانک مرکزی، تقاضای طلا به عنوان منبعی برای ذخیره ارزش، تقاضا برای اوراق بدهی به عنوان ابزاری برای تأمین مالی و تثبیت اقتصادی و نیز تقاضای پول خواهد پرداخت و تلاش می‌کند، پاسخی مستند و مستدل برای این پرسش‌ها ارائه نماید.

برای پاسخ به این سؤال، مقاله شامل چندین مرحله خواهد بود. در مرحله اول، با انجام یک مرور سیستماتیک بر ادبیات موجود در زمینه نابرابری اقتصادی و تقاضا برای دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی بانک مرکزی، به تحلیل‌های پیشین و تجربیات کشورهای مختلف خواهد پرداخت. این مرحله کمک می‌کند تا بستر علمی برای پژوهش ایجاد کرده و نقاط قوت و ضعف رویکردهای مختلف شناسایی گردد. در مرحله دوم، با بررسی و تحلیل داده‌های مرتبط با دارایی‌های بانک مرکزی، سعی به تعیین الگوی مشخصی از تأثیر نابرابری اقتصادی بر تقاضا برای دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی بانک مرکزی می‌گردد. این بخش شامل جمع‌آوری داده‌ها، تحلیل‌های کمی و کیفی و استفاده از مدل‌های آماری خواهد بود. در نهایت، براساس یافته‌های به دست آمده، به پیشنهاد سیاست‌ها و راهکارهایی پرداخته خواهد شد که بانک مرکزی می‌تواند در راستای سیاستگذاری‌های بهینه به کار گیرد.

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. ادبیات نظری

نابرابری درآمدی به عنوان یکی از موضوعات مهم و مورد توجه در مطالعات اقتصادی، تأثیرات گسترده‌ای بر ساختار اقتصادی، اجتماعی و سیاستگذاری‌های کلان دارد. این پدیده که به توزیع نامتعادل درآمد میان گروه‌های مختلف جامعه اشاره دارد، ریشه در عواملی چون تفاوت در دسترسی به فرصت‌های اقتصادی، نابرابری آموزشی، ساختارهای نهادی و تأثیرات سیاست‌های مالی و پولی دارد (پیکتی، ۲۰۱۴). در این میان، بانک مرکزی به عنوان نهادی کلیدی در مدیریت سیاست‌های پولی و ارزی، نقشی مهم در تعدیل یا تشدید این نابرابری ایفا می‌کند. بررسی اثرات نابرابری درآمدی بر سبد دارایی‌های بانک مرکزی و تحلیل پیامدهای آن، موضوعی است که نیازمند تبیین دقیق مبانی نظری و تجربی است.

در ادبیات اقتصادی، نابرابری درآمدی به‌طور عمده از طریق شاخص‌هایی همچون ضریب جینی، شاخص پالما و نسبت درآمد دهک‌های بالا به پایین سنجیده می‌شود (اتکینسون، ۲۰۱۵). این شاخص‌ها ابزارهایی برای ارزیابی شدت نابرابری و تحلیل تغییرات آن در طول زمان فراهم می‌کنند. از سوی دیگر، بانک مرکزی با استفاده از ابزارهایی همچون نرخ بهره، عملیات بازار باز و مدیریت ذخایر ارزی، تلاش می‌کند تا تعادل اقتصادی را حفظ کرده و اهدافی نظیر کنترل تورم، تثبیت نرخ ارز و پایداری اقتصادی را تحقق بخشد (فریدمن، ۱۹۶۸).

ارتباط متقابل میان نابرابری درآمدی و سیاست‌های بانک مرکزی در این راستا، موضوع مطالعات بسیاری بوده است. نابرابری درآمدی از طریق کانال‌های مختلف بر سیاست‌گذاری بانک مرکزی تأثیر می‌گذارد. یکی از این کانال‌ها، تغییر در تقاضای کل است. افزایش نابرابری درآمدی، می‌تواند به کاهش تقاضای کل منجر شود، زیرا گروه‌های کم‌درآمد، بخش بیشتری از درآمد خود را به مصرف اختصاص می‌دهند و در نتیجه، کاهش سهم آن‌ها از درآمد کل، مصرف کل اقتصاد را کاهش می‌دهد (گالبرایت، ۲۰۱۲).

در مقابل، بانک مرکزی ممکن است برای تحریک تقاضای کل، به سیاست‌های انبساطی نظیر کاهش نرخ بهره یا خرید دارایی‌های مالی روی آورد. این اقدامات می‌توانند بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی تأثیرگذار باشند. یکی دیگر از پیامدهای نابرابری درآمدی، تغییر در نرخ بهره تعادلی است. نتایج تحقیقات نشان می‌دهند که در جوامعی با نابرابری بالا، نرخ بهره تعادلی تمایل به کاهش دارد، زیرا تقاضای سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش تقاضای کل و افزایش پس‌انداز از سوی گروه‌های پردرآمد، کاهش می‌یابد (رومر و رومر، ۱۹۹۸). این تغییرات می‌توانند سیاست‌های بانک مرکزی در مدیریت دارایی‌های مالی را تحت تأثیر قرار دهند. به عنوان مثال، کاهش نرخ بهره ممکن است، بانک مرکزی را به خرید اوراق بدهی دولتی با نرخ بهره پایین‌تر سوق دهد که این امر، ترکیب سبد دارایی‌های آن را تغییر می‌دهد.

اثرات متقابل سیاست‌های بانک مرکزی بر نابرابری درآمدی نیز مورد توجه قرار گرفته است. یکی از کانال‌های اصلی این تأثیرگذاری، کانال دارایی است. سیاست‌های پولی انبساطی نظیر کاهش نرخ بهره، می‌تواند به افزایش ارزش دارایی‌های مالی منجر شوند که این امر، به نفع گروه‌هایی با مالکیت بیشتر دارایی‌های مالی است (برنانکه، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، سیاست‌های انقباضی، می‌تواند با کاهش تورم و افزایش نرخ بهره، توزیع درآمد را به سمت گروه‌های کم‌درآمدتر تغییر دهند. این

1. Atkinson (2015).
2. Friedman (1968).
3. Galbraith (2012).
4. Romer & Romer (1998).
5. Bernanke (2015).

تأثیرات، نشان می‌دهند که سیاست‌های بانک مرکزی می‌توانند تأثیرات پیچیده‌ای بر نابرابری درآمدی داشته باشند. نابرابری درآمدی همچنین می‌تواند تصمیم‌گیری‌های بانک مرکزی را در زمینه مدیریت ذخایر ارزی تحت تأثیر قرار دهد. افزایش نابرابری درآمدی ممکن است به تغییر الگوی مصرف و تجارت خارجی منجر شود که این امر نیاز به تنظیم ذخایر ارزی را به‌دنبال دارد (استیگلیتز، ۲۰۱۲). در اقتصادهایی با نابرابری بالا، تقاضا برای واردات کالاهای لوکس افزایش می‌یابد که می‌تواند فشار بر ذخایر ارزی بانک مرکزی را افزایش دهد. این تغییرات ممکن است، بانک مرکزی را به تنوع‌بخشی به ذخایر ارزی و تغییر ترکیب آن‌ها سوق دهد. از سوی دیگر، تجربیات جهانی نیز نشان‌دهنده تأثیرات متقابل نابرابری درآمدی و سیاست‌های بانک مرکزی است. در ایالات متحده، سیاست‌های تسهیل مقداری پس از بحران مالی ۲۰۰۸ منجر به افزایش ارزش دارایی‌های مالی و تشدید نابرابری درآمدی شد (بیونز، ۲۰۱۵). در مقابل، در کشورهای در حال توسعه، سیاست‌های پولی، معمولاً تأثیرات مثبت‌تری بر کاهش نابرابری دارند. به‌عنوان مثال، کاهش نرخ بهره در این کشورها می‌تواند دسترسی به اعتبارات ارزان‌تر را برای گروه‌های کم‌درآمد تسهیل کرده و اشتغال را افزایش دهد (استری و همکاران، ۲۰۱۴). با این حال، تحلیل‌های موجود، نشان می‌دهند که تأثیرات سیاست‌های بانک مرکزی بر نابرابری درآمدی و بالعکس به عوامل متعددی نظیر ساختار نهادی، سطح توسعه اقتصادی و شرایط بازارهای مالی بستگی دارد. در اقتصادهای توسعه‌یافته با نرخ بهره پایین، اثربخشی سیاست‌های پولی بر نابرابری ممکن است محدود باشد، درحالی‌که در اقتصادهای با تورم بالا، این سیاست‌ها می‌توانند تأثیرات قابل توجهی داشته باشند (بلانچارد، ۲۰۱۹).

بنابراین، رابطه میان نابرابری درآمدی و سیاست‌های بانک مرکزی، رابطه‌ای دوسویه و پیچیده است. نابرابری درآمدی می‌تواند از طریق تغییر در تقاضای کل، نرخ بهره تعادلی و الگوی تجارت خارجی بر ترکیب و مدیریت سبد دارایی‌های بانک مرکزی تأثیر بگذارد. در مقابل، سیاست‌های بانک مرکزی نیز می‌توانند از طریق کانال‌های مختلفی نظیر کانال دارایی، کانال درآمدی و کانال اشتغال، بر توزیع درآمد و نابرابری تأثیرگذار باشند. درک بهتر این روابط می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا تصمیمات مؤثرتری در جهت مدیریت نابرابری و بهبود اثربخشی سیاست‌های پولی اتخاذ کنند. در واقع، دولت‌ها در تقاضای خود با یک الگوی تصادفی دریافت و پرداخت مواجه هستند؛ که تعیین ترکیب بهینه براساس انگیزه‌های احتیاطی و مبادلاتی مقامات پولی انجام می‌شود. چنانچه، مدل مورد نظر در این پژوهش، به انگیزه‌های احتیاطی با رویکرد استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مربوط می‌شود که بر مبنای رهیافت میانگین واریانس شکل گرفته است.

-
1. Stiglitz (2012).
 2. Bivens (2015).
 3. Ostry et al. (2014).
 4. Blanchard (2019).

براساس گزارش حساب ترازنامه بانک مرکزی (۱۴۰۲)، اقلام مالی این ترازنامه شامل طلا، حق برداشت مخصوص، پول در گردش و سپرده‌های دیداری، اوراق بدهی و دیگر اقلام مالی است. طلای پولی به طلاهایی اطلاق می‌شود که مقامات پولی بر آن‌ها حق مالکیت قانونی دارند و به‌عنوان ذخیره دارایی نگهداری می‌شود. حق برداشت مخصوص نیز نوعی ذخیره دارایی‌های بین‌المللی است که توسط صندوق بین‌المللی پول ایجاد و برای تکمیل ذخایر سایر اعضای صندوق به آن‌ها تخصیص داده می‌شود. پول در گردش شامل اسکناس و سکه‌های جاری است که به‌عنوان وسیله پرداخت به‌کار می‌رود و در واقع بدهی بانک مرکزی به واحدهای نهادی داخلی محسوب می‌شود.

پول خارجی یا ارز، بدهی واحدهای غیرمقیم به بخش‌های داخلی است. سپرده‌های دیداری شامل انواع سپرده‌ها هستند که بدون جریمه و محدودیت قابل مبادله‌اند و به‌آسانی با چک منتقل می‌شوند؛ این سپرده‌ها نیز به‌طور عمومی به‌عنوان وسیله پرداخت استفاده می‌گردند. اوراق بدهی، اوراق بهاداری است که به دارنده خود، حق دریافت درآمد پولی ثابت را اعطا می‌کند و اصل مبلغ این اوراق باید در سررسید بدون قید و شرط، به دارنده بازپرداخت شود. سایر اقلام مالی حساب ترازنامه ملی ایران شامل وام‌ها، حقوق سهامداران، واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری، طرح‌های بیمه و بازنشستگی، ضمانت استاندارد و سایر حساب‌های دریافتنی یا پرداختنی، ارزش ویژه و کالاهای مصرفی بادوام خانوار است. شایان ذکر است که، در این پژوهش، برای بررسی پول در گردش و سپرده‌های دیداری، از تقاضای پول فریدمن استفاده شده است؛ زیرا نتایج مطالعات نشان داده که ساختار اقتصاد ایران با این نظریه تطابق دارد.

درآمد، مفهومی گسترده است که می‌توان آن را از زوایای مختلف تفسیر کرد. وقتی به نابرابری درآمد اشاره می‌شود، مفهوم خاص‌تری از درآمد مطرح می‌شود. توزیع درآمد به‌نحوه تقسیم درآمد حاصل از تولید، میان عوامل تولید و بخش‌های مختلف اقتصادی اشاره دارد. توزیع نابرابر عوامل تولید به‌طور طبیعی منجر به توزیع نامتناسب درآمد می‌شود. برای سنجش توزیع درآمد، شاخص‌های متنوعی وجود دارد که یکی از مهم‌ترین آنها، شاخص ضریب جینی است. ضریب جینی نشان‌دهنده وضعیت توزیع درآمد در افشار مختلف جامعه است. این ضریب بین صفر تا یک متغیر است؛ به‌طوری‌که هرچه به صفر نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده توزیع عادلانه‌تر ثروت است، و هرچه به یک نزدیک‌تر باشد، به معنای تمرکز ثروت در دست افشار ثروتمند و نابرابری بیشتر در توزیع درآمد است. ضریب جینی به‌عنوان سنج‌ای برای نشان دادن شدت نابرابری به‌طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. تعریف‌های مختلفی برای ضریب جینی وجود دارد، اما ساده‌ترین آن به تفاوت نسبی بین هر دو درآمد ممکن در یک جمعیت اشاره دارد (رضاقلی‌زاده و آقایی، ۱۳۹۴).

$$G = \frac{1}{2n^2y} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (y_i y_j) \quad (۱)$$

بانک مرکزی به عنوان مقام اصلی سیاستگذاری پولی در هر کشور، نه تنها وظیفه حفظ ثبات پولی و کنترل تورم را برعهده دارد، بلکه با در اختیار داشتن ابزارهای مالی و پولی متعدد، می تواند در کاهش نابرابری درآمدی نقش مؤثری ایفا کند. تنظیم نرخ بهره و کنترل حجم نقدینگی، تأثیری مستقیم بر رفتار مصرف کنندگان و سرمایه گذاران در دهک های مختلف درآمدی دارد. بانک مرکزی، از طریق مدیریت تقاضای دارایی های خود مانند طلا، ارز و اوراق بدهی، قادر است به تعدیل توزیع درآمد کمک کند. تغییر در ترکیب این دارایی ها و سیاستگذاری های هدفمند، می تواند فشار اقتصادی وارد بر دهک های پایین تر را کاهش دهد. به عنوان نمونه، افزایش نرخ بهره، ممکن است به کاهش توان خرید دارایی های خاص برای دهک های پایین تر منجر شود. از سوی دیگر، نابرابری درآمدی می تواند زمینه ساز بی ثباتی اقتصادی و اجتماعی شود. در عین حال، اگرچه افراد از تمامی دهک های درآمدی در انتخاب دارایی ها آزاد هستند، اما محدودیت های اقتصادی و اجتماعی، به شدت این انتخاب ها را تحت تأثیر قرار می دهد. به همین دلیل، دهک های پایین درآمدی معمولاً به دلیل محدودیت های مالی، به برخی دارایی ها دسترسی ندارند یا توان خرید آن ها را ندارند.

بانک مرکزی، با بهره گیری از سیاست های پولی و مدیریت دارایی ها، می تواند این شکاف ها را کاهش داده و به توزیع عادلانه تر درآمد کمک کند. این نقش، بخشی از مسئولیت اجتماعی و اقتصادی بانک مرکزی در راستای تقویت ثبات و رفاه عمومی است. بانک مرکزی، با اعمال سیاست های پولی هوشمندانه و مدیریت بهینه دارایی های خود، می تواند در کاهش این نابرابری ها نقش آفرینی کند. کاهش نابرابری درآمدی، مشارکت اقتصادی دهک های پایین تر را افزایش داده و در نهایت، بهره وری و رشد اقتصادی را تقویت می کند. همچنین، بانک مرکزی می تواند با تدوین سیاست های هدفمند، تأثیر منفی تورم بر گروه های آسیب پذیر را کاهش داده و زمینه ای برای دستیابی به عدالت اقتصادی فراهم آورد.

به عبارت دیگر، بانک مرکزی می تواند با تنظیم نرخ بهره و مدیریت نقدینگی، تقاضای دارایی هایی نظیر ارز و طلا را کنترل کرده و نقدینگی را به سوی سرمایه گذاری های تولیدی هدایت کند. همچنین، با وضع مالیات بر تراکنش های سوداگرانه مرتبط با دارایی هایی مانند طلا و ارز، قادر است رفتارهای نابرابری را کاهش دهد. افزون بر این، از طریق افزایش دسترسی دهک های پایین تر به تسهیلات و وام های کم بهره، می تواند مشارکت اقتصادی این اقشار را افزایش داده و سهم آنان را در رشد اقتصادی تقویت کند. چنانچه، تغییر ترکیب دارایی های بانک مرکزی، مانند افزایش سهم اوراق بدهی به جای طلا یا ارز، می تواند اثرات نابرابری بر تقاضای این دارایی ها را کاهش دهد.

بنابراین، بانک مرکزی می تواند با بهره گیری از تأثیر نابرابری بر تقاضای دارایی های خود، سیاستگذاری هایی را اجرا کند که به توزیع درآمدی عادلانه تر منجر شود و ضریب جینی را بهبود بخشد. به این ترتیب، بانک مرکزی علاوه بر اجرای تنظیمات پولی متداول، می تواند نقش فعالی در

توزیع عادلانه‌تر منابع مالی و ارتقاء رفاه عمومی ایفا نماید. این تحقیق، با شناسایی الگوهای تقاضای دهک‌های مختلف و تحلیل رابطه نابرابری درآمدی با دارایی‌های بانک مرکزی، راهکارهای عملی و علمی را برای سیاستگذاری‌های هدفمند ارائه می‌دهد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

برای انجام این پژوهش، مطالعات داخلی و خارجی متعددی مورد بررسی قرار گرفته است که مهم‌ترین آن‌ها در جدول (۱) ارائه شده‌اند. این مطالعات به جنبه‌های مختلفی از نابرابری درآمدی، تأثیرات اقتصادی و سیاست‌های پولی و مالی پرداخته‌اند. با این حال، مطالعه حاضر، از جنبه‌های متعددی نسبت به تحقیقات پیشین متمایز است و نوآوری‌های ویژه‌ای را دربر دارد. این پژوهش به طور خاص، بر تحلیل تأثیر نابرابری درآمدی بر تقاضای بانک مرکزی برای اқلام سبد دارایی‌های خود، از جمله طلا، پول، ذخایر ارزی و اوراق بدهی تمرکز دارد. برخلاف پژوهش‌های گذشته که معمولاً به‌طور جداگانه به مسائل مرتبط با نابرابری یا ترکیب دارایی‌ها پرداخته‌اند، در این مطالعه تلاش می‌شود تا تأثیر نابرابری‌ها را بر تقاضای دارایی‌های مختلف بانک مرکزی بررسی نماید.

یافته‌های این تحقیق می‌تواند روشن کند که چگونه تغییرات ناشی از نابرابری بر سیاست‌های بانک مرکزی و درنهایت، بر رفاه اجتماعی تأثیرگذار است. یکی دیگر از تمایزات این پژوهش، استفاده از روش رگرسیون چندک است که امکان تحلیل دقیق‌تری از تأثیر نابرابری درآمدی در طیف‌های مختلف داده‌ها را فراهم می‌کند. این روش به محقق اجازه می‌دهد تا تأثیرات نابرابری را بر هر یک از اқلام سبد دارایی بانک مرکزی در سطوح مختلف اقتصادی بررسی کند. همچنین، این مطالعه با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران در بازه زمانی گسترده (۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲) انجام شده است که تحلیل روندهای بلندمدت و تغییرات ساختاری اقتصادی را امکان‌پذیر می‌سازد. چنین تمرکز زمانی طولانی‌مدتی در سایر پژوهش‌ها کمتر مشاهده شده است و می‌تواند به ارائه بینش‌های دقیق‌تری در مورد نقش بانک مرکزی در کاهش نابرابری کمک کند.

در نهایت، در این پژوهش با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصادی ایران و پیامدهای سیاست‌های پولی و مالی، تلاش می‌شود تا پیوند میان تصمیمات بانک مرکزی و رفاه اجتماعی را مورد بررسی قرار دهد. نتایج این مطالعه، می‌تواند به سیاست‌گذاران در تدوین سیاست‌های مؤثرتر برای کاهش نابرابری درآمدی و بهبود توزیع ثروت کمک کند و شکاف‌های موجود در ادبیات علمی را پر نماید.

جدول ۱: پیشینه پژوهش

Table.1: Literature Review

پژوهشگر و سال	هدف تحقیق و دوره مورد بررسی	نتایج
ساکیان و همکاران ^۱ (۱۴۰۰)	بررسی نابرابری درآمد و ثروت در ایران بر اساس دهک‌های درآمدی در دوره ۱۳۹۷-۱۳۹۲	بیش از ۵۰ درصد ثروت در دست دهک دهم است. افزایش ثروت ناشی از نرخ پس‌انداز بالا و مالیات پایین بوده است. پیشنهاد شده است که قانون مالیات بر عایدی سرمایه جدی گرفته شود.
پورعبداللهیان و همکاران ^۲ (۱۳۹۵)	بررسی همگرایی بازدهی بازارهای دلار، یورو، سکه تمام بهار آزادی (طرح قدیم و طرح جدید)، نیم سکه، ربع سکه، مسکن و سهام در ایران از سال ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴	وجود همگرایی بازدهی بازار مسکن به متوسط بازدهی سایر بازارها، این همگرایی از نظر آماری معنادار نیست. همچنین، شواهدی از همگرایی در سایر بازارهای مورد بررسی مشاهده نشده است. در نهایت، نتایج تحقیق نشان داده که با توجه به عدم همگرایی در بازارهای بررسی شده، سرمایه‌گذاران می‌توانند با اطمینان به‌دنبال سرمایه‌گذاری در بازارهایی با بازدهی بیشتر باشند زیرا افزایش سرمایه‌گذاری در این بازارها، به کاهش بازدهی آن‌ها در بلندمدت منجر نخواهد شد و در عین حال، استقلال نسبی بین بازارهای مختلف بازدهی در ایران وجود دارد.
فراهتی ^۳ و همکاران (۱۳۹۵)	تحلیل اشتغال و تقاضای مؤثر در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران با مدل SVAR Panel؛ دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۲	در بخش‌های کشاورزی، خدمات، نفت و گاز، ساختمان و صنایع و معادن، افزایش انباشت سرمایه و بهره‌برداری از ظرفیت‌های موجود در بازار کالا می‌تواند منجر به افزایش معنادار اشتغال شود. یافته‌ها نشان‌دهنده آن است که اشتغال در اقتصاد ایران تقاضامحور است که با نظریات پساکنیزنی مطابقت دارد. همچنین، افزایش سهم سود در این بخش‌ها نیز، مطابق با دیدگاه نئوکلاسیک، می‌تواند به دو صورت مستقیم (به‌دلیل جانشینی کار و سرمایه) یا غیرمستقیم (از طریق افزایش انباشت سرمایه یا استفاده از ظرفیت‌های موجود) به افزایش اشتغال کمک نماید.
شاکری و مالکی ^۴ (۱۳۸۸)	بررسی دلایل تغییر در اندیشه توزیع درآمد	این مطالعه به شناسایی هفت عامل تسهیل‌کننده، ازجمله نیازهای دولت‌های رفاه، کاستی‌های نظریه توزیع تابعی، بهبود امکانات سخت‌افزاری و نرم‌افزاری تحلیل درآمد و هزینه، نظریه رشد و نابرابری کوزنتز، نظریه انتخاب فردی فریدمن، نظریه سرمایه انسانی بک و مفهوم توزیع عادلانه راولز، پرداخته است. همچنین، دو عامل بازدارنده شامل جایگاه توزیع تابعی در اندیشه نئوکلاسیک و مکتب کمبریج، و ابهام در تعریف کاربردی عدالت توزیعی نیز مورد بررسی قرار گرفته است.
تقوی ^۵ (۱۳۸۴)	آزمون فرضیه لیندر برای بررسی شکاف درآمد و تجارت؛ دوره ۱۳۵۷-۱۳۵۳ و ۱۳۸۱-۱۳۵۸	نتایج نشان داده است که در دوره اول، ده شریک عمده تجاری ایران شامل کشورهای پیشرفته صنعتی غرب بودند؛ در حالی‌که، در دوره دوم، کشورهای آسیایی جایگزین کشورهای غربی شدند. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که تجارت ایران با کشورهای آسیایی در دوره دوم نسبت به دوره اول افزایش و سهم تجارت با کشورهای اروپایی کاهش یافته است.
یان ^۶ و همکاران (۲۰۲۵)	بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر شکاف درآمد شهری و روستایی در چین بر اساس نظریه تعصب شهری	این پژوهش با الهام از نظریه اقتصاد سیاسی و افزایش شکاف درآمد بین شهرها و روستاها، به تحلیل رفتار، عملکرد و ساختار این شکاف پرداخته و به‌طور کمی اثر رشد اقتصادی را بر آن بررسی کرده است. نتایج نشان داده که هدفگذاری رشد اقتصادی به‌طور قابل‌توجهی به افزایش شکاف درآمد شهری-روستایی در پی انگیزه‌های سیاسی و سیستم پاسخگویی کمک می‌کند و اثرات مکانی-زمانی ناهمگونی را نشان می‌دهد. همچنین، هزینه‌های مالی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت و عدم تطابق نیروی کار در شرایط تعصب شهری، از مکانیزم‌های کلیدی افزایش شکاف درآمد بین شهر و روستا هستند. علاوه بر این، سطح بازاری‌سازی و ساختار فضایی نیز به‌طور قابل‌توجهی بر این رابطه تأثیر دارد.
کولو و آمو بوندزی ^۷ (۲۰۲۴)	بررسی تأثیر تراکنش‌های پول نقد بر نسبت اعتبار به سپرده بانک‌های تجاری غنا و کارایی نرخ سیاست پولی در عصر خدمات با تکنیک‌های ARDL و علیت گرنجر	افزایش تراکنش‌های پول نقد به کاهش نسبت اعتبار به سپرده در بانک‌های تجاری غنا منجر می‌شود و این نشان‌دهنده یک رابطه جایگزینی است. همچنین، نسبت اعتبار به سپرده‌ها تحت تأثیر وام‌های غیرجاری و بازده دارایی‌ها قرار دارد. در حالی که نرخ سیاست پولی تأثیر ناچیزی دارد، شوک مثبت به سیاست پولی، منجر به

1. Sakiyaan et al. (2021).
2. Pourabdalhankouich et al. (2016).
3. Farahati et al. (2016).
4. Shakery & Maleki (2009).
5. Taghavi (2005).
6. Yan et al. (2025).
7. Kulu & Amoo Bondzie (2024).

کاهش نسبت اعتبار به سپرده‌ها و افزایش تراکنش‌های پول نقد و وام‌های غیرجاری می‌شود. این یافته‌ها به تصمیم‌گیرندگان نشان می‌دهد که همکاری بین بانک‌های تجاری و ارائه‌دهندگان خدمات پول‌ساز می‌تواند از طریق قابلیت‌های همکاری افزایش یابد.		
استراتژی کمترین مرکز به‌طور تجربی کارایی بیشتری نسبت به استراتژی بیشتری مرکز دارد؛ بدین معنا که سرمایه‌گذاری در دارایی‌های حاشیه‌ای سودآورتر است. علاوه بر این، در زمان نوسانات اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بازارهای سهام می‌تواند خطرناک باشد و دارایی‌های حاشیه‌ای و قوی احتمالاً بازده بیشتری داشته باشند. این تحقیق بر اهمیت کشورهای در حال توسعه تأکید می‌کند که کمتر تحت تأثیر شوک‌های خارجی قرار دارند و بازارهای مالی آن‌ها احتمالاً پایدارتر باقی می‌مانند. درنهایت، به سرمایه‌گذاران توصیه کردند که باید به نقش کشورهای در حال توسعه توجه بیشتری داشته باشند.	تحلیل شبکه‌های همبستگی مالی و بهینه‌سازی پرتفوی بانک مرکزی؛ شامل ۸۶ دارایی مالی مختلف	وانگ ^۱ و همکاران (۲۰۲۴)
نتایج نشان داده، که از سال ۲۰۱۰ به بعد، افزایش ریسک حاکمیتی منجر به افزایش سهم بانک‌های داخلی از بدهی عمومی و کاهش نگهداری بانک‌های مرکزی از این بدهی‌ها گردیده است. همچنین، افزایش سهم بدهی‌های دولتی به رشد دارایی‌های بانک‌های مرکزی کمک می‌کند. افزایش ریسک برای سرمایه‌گذاران داخلی پس از بحران مالی ۲۰۱۰ بیشتر شده است؛ به‌طوری‌که بانک‌های داخلی، در شرایط ریسک بالاتر، دارایی‌های خود از بدهی عمومی را افزایش می‌دهند. در حالی‌که، بانک‌های مرکزی معمولاً این دارایی‌ها را در شرایط ریسک کاهش می‌دهند. این رفتار نشان می‌دهد که بانک‌های مرکزی به‌صورت استراتژیک پرتفوی خود را برای مدیریت ریسک تنظیم می‌کنند.	بررسی تأثیر ریسک دولتی بر پرتفوی بانک‌های مرکزی در ۳۱ کشور؛ دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۲۲	آفونسو ^۲ و همکاران (۲۰۲۴)
تنوع درآمد به‌طور مثبت بر بازده دارایی‌ها در همه کشورها، در سطوح مختلف حتی با وجود تفاوت‌های اندازه‌ای بین کشورها و گروه‌ها تأثیرگذار است. همچنین، ارزش بازار، درآمدهای بدون بهره و اندازه بانک‌ها تأثیر مثبت بر عملکرد آن‌ها دارند. در مقابل، ریسک نقدینگی و درآمدهای بهره به‌طور منفی با عملکرد بانک‌ها در تمامی کشورها و در تمامی سطوح مرتبط هستند. این نتایج، پیامدهای استراتژیک مهمی برای مدیران، تنظیم‌کننده‌ها و سیاستگذاران به‌همراه دارد، زیرا آن‌ها می‌توانند به تقویت پایداری مالی و بهبود عملکرد بانک‌ها کمک کنند و نقش کلیدی در شکل‌دهی به بازایی سبز و منافع مشترک ایفا نمایند.	بررسی تأثیر تنوع درآمد بر پایداری مالی و بازده دارایی بانک‌های کشورهای آسمان؛ دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹	نجم ^۳ و همکاران (۲۰۲۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳. الگو، داده‌ها و روش پژوهش

مطالعه حاضر بر تحلیل تأثیر نابرابری درآمدی بر تقاضای دارایی‌های کلیدی بانک مرکزی، شامل پول، طلا، اوراق بدهی و ذخایر ارزی، تمرکز دارد. این دارایی‌ها به‌دلیل نقش حیاتی در سیاستگذاری‌های پولی و مالی و تأثیر مستقیم بر رفاه اقتصادی جامعه، انتخاب شده‌اند. هر یک از این دارایی‌ها، دارای ویژگی‌های منحصر به فردی است؛ که آن‌ها را به ابزارهای مؤثر در مدیریت اقتصادی و سیاستگذاری تبدیل می‌کند. بررسی جزئی و دقیق هر یک از این دارایی‌ها، شناسایی رفتار متفاوت آن‌ها و بهینه‌سازی سیاست‌های بانک مرکزی را ممکن می‌سازد. از مهم‌ترین دلایل انتخاب ارزهای مختلف در سید دارایی بانک مرکزی در این پژوهش، می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

- **قابلیت جانشینی:** تحلیل رفتار ارزهای مختلف، امکان شناسایی میزان جانشینی یا مکمل بودن آن‌ها را فراهم می‌کند، که برای مدیریت ذخایر ارزی و سیاستگذاری ارزی اهمیت فراوانی دارد.

۱. Wang et al. (2024).

۲. Afonso et al. (2024).

۳. Najam et al. (2022).

- **تفاوت در رفتار اقتصادی:** ارزها در برابر متغیرهایی مانند نرخ بهره یا نابرابری درآمدی، واکنش‌های متفاوتی نشان می‌دهند. تحلیل جداگانه این رفتارها، به درک عمیق‌تر از روابط اقتصادی کمک می‌کند.
- **کاهش ریسک:** تنوع در سبد ارزها، به کاهش ریسک ناشی از نوسانات ارزی و شرایط بین‌المللی کمک می‌نماید.
- **وابستگی تجاری:** هر ارز با شرکای تجاری خاصی مرتبط است و تحلیل این وابستگی‌ها می‌تواند به بهبود روابط تجاری و تصمیم‌گیری‌های اقتصادی منجر شود.
- **پاسخ به نابرابری درآمدی:** تأثیر نابرابری درآمدی بر تقاضای ارزها ممکن است، بسته به ویژگی‌های هر ارز متفاوت باشد. تحلیل جامع این تفاوت‌ها برای سیاستگذاری مؤثر ضروری است.

شایان ذکر است که در الگوهای کلاسیک تقاضای پول، نظیر بامول-توبین، والن-اسپرینگر و میلر، تمرکز بر پول داخلی با بازدهی صفر است. اما در این مطالعه، هدف، بررسی رفتار بانک مرکزی در مدیریت دارایی‌ها و تأثیر نابرابری درآمدی بر تقاضای آن‌ها است. برخلاف الگوهای سنتی، این پژوهش به جای تحلیل بازدهی و ریسک دارایی‌ها، رفتار تقاضا را براساس کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع مورد بررسی قرار داده است. تحلیل کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع برای دارایی‌های کلیدی بانک مرکزی، ابزار مناسبی برای شناسایی رفتار بازار و طراحی سیاست‌های مؤثر فراهم می‌آورد. علاوه بر این، تحلیل حساسیت تقاضای ارزها نسبت به تغییر نرخ‌های بهره و قیمت آن‌ها، به بانک مرکزی امکان می‌دهد در مواجهه با نوسانات ارزی تصمیم‌گیری بهتری داشته باشد. تحلیل رفتار تقاضای دهک‌های مختلف درآمدی نیز می‌تواند به بانک مرکزی کمک کند تا سیاست‌هایی برای بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری طراحی نماید.

درنهایت، بررسی رابطه بین دارایی‌های مختلف، نظیر ارز، طلا و اوراق بدهی، می‌تواند بانک مرکزی را در مدیریت بهینه سبد دارایی‌ها و کاهش وابستگی به یک دارایی خاص یاری رساند. با توجه به مباحث مطرح شده، مدل توابع تقاضای اقلام سبد دارایی بانک مرکزی به گونه‌ای طراحی شده است که بتواند تعاملات بین نابرابری درآمدی و تقاضای دارایی‌های مختلف را به طور جامع تحلیل کند.

$$X1 = \beta_0 + \beta_1 x1(-1) + \beta_2 y + \beta_3 e1 + \beta_4 r + \beta_5 rb + \beta_6 gp + \beta_7 gini + \varepsilon_0 \quad (2)$$

$$X2 = \beta_8 + \beta_9 x2(-1) + \beta_{10} y + \beta_{11} e2 + \beta_{12} r + \beta_{13} rb + \beta_{14} gp + \beta_{15} gini + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$X3 = \beta_{16} + \beta_{17} x3(-1) + \beta_{18} y + \beta_{19} e3 + \beta_{20} r + \beta_{21} rb + \beta_{22} gp + \beta_{23} gini + \varepsilon_2 \quad (4)$$

$$X4 = \beta_{24} + \beta_{25} x4(-1) + \beta_{26} y + \beta_{27} e4 + \beta_{28} r + \beta_{29} rb + \beta_{30} gp + \beta_{31} gini + \varepsilon_3 \quad (5)$$

$$X5 = \beta_{32} + \beta_{33} x5(-1) + \beta_{34} y + \beta_{35} e5 + \beta_{36} r + \beta_{37} rb + \beta_{38} gp + \beta_{39} gini + \varepsilon_4 \quad (6)$$

$$X6 = \beta_{40} + \beta_{41}x6(-1) + \beta_{42}y + \beta_{43}e6 + \beta_{44}r + \beta_{45}rb + \beta_{46}gp + \beta_{47}gini + \varepsilon_5 \quad (۷)$$

$$X7 = \beta_{48} + \beta_{49}x7(-1) + \beta_{50}y + \beta_{51}e + \beta_{52}r + \beta_{53}rb + \beta_{54}gp + \beta_{55}gini + \beta_{56} \quad (۸)$$

$$wgp + \beta_{57}oil + \varepsilon_6$$

$$X8 = \beta_{58} + \beta_{59}x8(-1) + \beta_{60}y + \beta_{61}e + \beta_{62}r + \beta_{63}rb + \beta_{64}gp + \beta_{65}gini + \varepsilon_7 \quad (۹)$$

$$X9 = \beta_{66} + \beta_{67}x9(-1) + \beta_{68}y + \beta_{69}e + \beta_{70}r + \beta_{71}rb + \beta_{72}gp + \beta_{73}gini + \beta_{74} \quad (۱۰)$$

$$inf + \varepsilon_8$$

جدول ۲: اطلاعات مربوط به متغیرهای مورد استفاده در مدل‌های مطالعه

Table.2: Variable Definitions and Descriptive Statistics for the Econometric Models

نماد	متغیر	نماد	متغیر	نماد	متغیر	نماد	متغیر
x۱	دلار	XV	طلا	E	نرخ ارز موثر	E۱	نرخ دلار
x۲	پوند	x۸	اوراق بدهی بانک مرکزی	Wgp	قیمت جهانی طلا	E۲	نرخ پوند
x۳	یوان	x۹	تقاضای پول	Gp	قیمت طلا	E۳	نرخ یوان
x۴	یورو	Y	درآمد	R	نرخ بهره	E۴	نرخ یورو
x۵	فرانک	Oil	درآمد نفتی	Gini	ضریب جینی	E۵	نرخ فرانک
x۶	ین	rb	نرخ بهره اوراق بدهی	Inf	تورم	E۶	نرخ ین

در این پژوهش، داده‌های اقتصادی ایران از سال ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ مورد بررسی قرار گرفته است. برای جمع‌آوری اطلاعات، از پایگاه‌های معتبر نظیر پایگاه آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی استفاده شده است. به‌منظور تحلیل داده‌ها، پس از نرمال‌سازی آن‌ها، از روش رگرسیون کوانتایل به‌عنوان یک رویکرد علمی و کاربردی بهره گرفته شده است. هدف از این تحلیل، بررسی رفتار دارایی‌های بانک مرکزی با تمرکز بر کاهش نابرابری درآمدی و بهینه‌سازی سیاست‌های اقتصادی بوده است. قبل از انجام تحلیل، تمامی متغیرها نرمال‌سازی شده‌اند تا مشکلات مربوط به تفاوت مقیاس‌ها و پراکندگی داده‌ها به حداقل برسد. این فرایند نه تنها به کاهش تأثیر مقیاس‌های مختلف کمک کرده است، بلکه نیاز به لگاریتم‌گیری را نیز مرتفع ساخته است. در واقع، نرمال‌سازی داده‌ها اجازه می‌دهد ضرایب متغیرها با مقیاس‌های متفاوت به‌درستی مقایسه شوند.

از سویی، لگاریتم‌گیری عمده‌تاً برای کاهش تأثیر متغیرهای با مقیاس بزرگ استفاده می‌شود. با این حال، در مطالعه حاضر، نرمال‌سازی باعث کاهش این تأثیر شده و تفاوت‌های مقیاسی میان متغیرها را تعدیل کرده است. علاوه بر این، برخی از متغیرهای استفاده شده در مطالعه (مانند شاخص‌ها یا متغیرهایی با مقادیر منفی)، قابلیت لگاریتم‌گیری ندارند. و از آنجا که داده‌های اقتصادی مورد استفاده، از منابع معتبر و به‌روز جمع‌آوری شده‌اند، نوسانات طبیعی آن‌ها (مانند نرخ ارز یا درآمد نفتی) درجات مختلفی از مانایی را دارند. در این شرایط، روش رگرسیون چندک به‌دلیل

انعطاف‌پذیری ذاتی، امکان تحلیل این متغیرها را بدون نیاز به هم‌جمعی یا ایستایی کامل فراهم می‌کند.

به عبارت دیگر، هدف اصلی در این مطالعه، تحلیل تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در بخش‌های مختلف توزیع متغیر وابسته است؛ و روش رگرسیون چندک به دلایلی از جمله تحلیل روابط ناهمگن در توزیع، مقاومت در برابر داده‌های پرت و نرمال نبودن جملات اخلاص، انعطاف‌پذیری در مواجهه با درجات مختلف مانایی و عدم نیاز به مفروضات سخت‌گیرانه هم‌جمعی، ابزار مناسبی برای دستیابی به این هدف محسوب می‌شود. از این‌رو، این روش، نه تنها با ماهیت داده‌های مورد بررسی، بلکه با اهداف پژوهش نیز کاملاً همخوانی دارد و به دستیابی به نتایج دقیق و قابل اتکا کمک می‌کند.

۴. نتایج تجربی

اولین قدم در تخمین مدل‌های رگرسیونی، اطمینان از مانایی متغیرها است. برای این منظور، آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته به کار رفته است. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد مطالعه در سطح نامانا هستند و پس از یک بار تفاضل‌گیری، متغیرهای نرخ ارز، درآمد و درآمد نفتی و پس از دو بار تفاضل‌گیری، سایر متغیرها به حالت ایستا می‌رسند. شایان ذکر است که ناپایداری در برخی متغیرها می‌تواند به عدم قطعیت‌های اقتصادی منجر شود.

جدول ۳. نتایج آزمون برابری ضرایب و آزمون تقارن

Table 3: Results of the Coefficient Equality Tests and Symmetry Restriction Tests

مدل	عنوان آزمون	آماره	سطح معناداری	مدل	عنوان آزمون	آماره	سطح معناداری
اول	آزمون برابری ضرایب	58.98	0.007	پنجم	آزمون برابری ضرایب	56.29	0.003
	آزمون تقارن ضرایب	4.43	0.006		آزمون تقارن ضرایب	33.33	0.002
دوم	آزمون برابری ضرایب	58.23	0.003	ششم	آزمون برابری ضرایب	67.94	0.001
	آزمون تقارن ضرایب	32.78	0.000		آزمون تقارن ضرایب	34.72	0.009
سوم	آزمون برابری ضرایب	33.99	0.000	هفتم	آزمون برابری ضرایب	40.13	0.009
	آزمون تقارن ضرایب	21.34	0.003		آزمون تقارن ضرایب	22.41	0.008
چهارم	آزمون برابری ضرایب	58.98	0.000	هشتم	آزمون برابری ضرایب	33.95	0.001
	آزمون تقارن ضرایب	33.05	0.001		آزمون تقارن ضرایب	19.90	0.002
نهم	آزمون برابری ضرایب	38.88	0.004	نهم	آزمون تقارن ضرایب	14.98	0.009

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس جدول (۳)، نتایج آزمون برابری ضرایب شیب، می‌توان در سطح معناداری ۵ درصد، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر برابر بودن ضرایب شیب در بین دهک‌ها، را رد کرد؛ به عبارت دیگر، ضرایب شیب بین دهک‌ها با هم برابر نیستند. و براساس نتایج آزمون تقارن، در سطح معناداری ۵

درصد، فرضیه صفر متقارن بودن ضرایب رگرسیون کوانتایل رد می‌شود؛ زیرا سطح معناداری این آزمون کمتر از ۰/۰۵ است. نتایج آزمون‌های ضرایب شیب و تقارن ضرایب برای مدل‌های پژوهش در جدول (۳) گزارش شده است. مدل‌های معرفی شده در قسمت قبل، به روش رگرسیون چندک تخمین زده شد و نتایج به دست آمده به شرح جداول (۴) تا (۱۲) ارائه شده است.

نتایج برآورد مدل اول در جدول (۴) گزارش شده و در مدل اول، تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضای دلار مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که در دهک‌های ۰/۵ تا ۰/۹، ضریب متغیر درآمد معنادار است. به این ترتیب، در سطوح پایین‌تر درآمد، افزایش درآمد منجر به افزایش تقاضای دلار می‌شود، در حالی که، در سطوح بالاتر، تأثیر منفی نمایان می‌شود. نرخ دلار نیز در دهک‌های ۰/۵ تا ۰/۹ تأثیر معناداری دارد و به‌طور کلی، افزایش نرخ دلار، باعث کاهش تقاضا می‌شود، اما در نهایت، در دهک آخر، این روند تغییر جهت می‌دهد و تقاضا افزایش می‌یابد. همچنین، نرخ بهره در تمامی دهک‌ها بجز دو دهک (ششم و هفتم) معنادار و منفی است، که نشان‌دهنده ارتباط افزایش نرخ بهره با کاهش تقاضای دلار است. تأثیر ضریب جینی (نابرابری درآمدی) نیز در اکثر دهک‌ها معنادار است، به‌طوری که در برخی دهک‌ها، افزایش نابرابری منجر به افزایش تقاضای دلار می‌شود، در حالی که در دهک‌های دیگر این اثر معکوس است. این تأثیرات پیچیده نشان‌دهنده چالش‌هایی برای بانک مرکزی در مدیریت تقاضای ارز به‌دلیل رفتارهای متفاوت در پاسخ به نابرابری درآمدی است.

جدول ۴: نتایج برآورد تابع تقاضای دلار

Table.4: Estimation Results of the U.S. Dollar (USD) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-1.09	-0.36	-0.11	0.12	0.17	1.30	0.70	1.27	-2.69
	سطح معناداری	0.03	0.00	0.07	0.08	0.05	0.07	0.03	0.37	0.01
X1(-1)	ضریب	0.95	0.99	0.98	0.99	1.00	1.03	1.00	0.98	0.79
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	-0.04	0.02	0.01	0.01	0.02	0.05	0.07	0.11	-0.21
	سطح معناداری	0.11	0.08	0.09	0.08	0.04	0.06	0.00	0.00	0.03
E1	ضریب	0.00	-0.02	-0.03	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.08	0.08
	سطح معناداری	0.07	0.08	0.07	0.07	0.01	۰.0	0.05	0.02	0.03
R	ضریب	-0.03	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01
	سطح معناداری	0.03	0.03	0.03	0.03	0.00	0.09	0.07	0.04	0.02
RB	ضریب	0.03	0.02	0.01	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	0.03
	سطح معناداری	0.06	0.17	0.45	0.57	0.82	0.59	0.73	0.57	0.35
GP	ضریب	0.11	0.02	0.04	0.03	0.03	-0.01	0.04	0.07	0.19
	سطح معناداری	0.03	0.53	0.33	0.46	0.60	0.83	0.48	0.57	0.13
GINI	ضریب	1.92	0.54	0.11	-0.36	-0.32	-2.67	-1.40	-2.29	6.65
	سطح معناداری	0.00	0.03	0.04	0.03	0.06	0.08	0.05	0.04	0.01

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل دوم در جدول (۵) گزارش شده است. تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضای پوند، فقط در دهک‌های بالای ۰/۷ تا ۰/۹ معنادار است و این تأثیر در نهایت در دهک آخر، به دلیل شرایط اقتصادی، ممکن است منفی باشد. در دهک‌های ۰/۵ تا ۰/۶، نرخ پوند تأثیر معناداری ندارد و در سطح‌های پایین درآمد، افزایش نرخ پوند منجر به کاهش تقاضا می‌شود. در دهک‌های ۰/۷ تا ۰/۹، ضرایب منفی نشان‌دهنده تأثیرات مختلف افزایش قیمت پوند بر تقاضا است. نرخ بهره در دهک‌های ۰/۱ تا ۰/۵ معنادار و تأثیر منفی آن، کاهش تقاضای پوند را نشان می‌دهد. ضریب قیمت طلا در تمامی دهک‌ها بجز پنجم، معنادار است و اثر واضحی بر جایگزینی طلا به جای پوند دارد. ضریب جینی (نابرابری درآمدی) در اکثر دهک‌ها معنادار است و نشان می‌دهد که نابرابری درآمد می‌تواند بر تقاضای پوند، تأثیر مثبت یا منفی داشته باشد. این مدل نشان می‌دهد که تقاضای پوند تحت تأثیر عوامل اقتصادی و نابرابری درآمدی قرار دارد و این تأثیرات در سطوح مختلف درآمد متفاوت است. در سطوح بالاتر درآمد، افراد تمایل بیشتری به خرید پوند دارند، ولی در برخی سطوح، افزایش شکاف درآمدی ممکن است، منجر به کاهش تقاضا شود. این نوسانات می‌تواند ناشی از تغییرات در ترجیحات مصرف‌کنندگان و وضعیت مالی آن‌ها باشد.

همچنین، در درآمدهای پایین‌تر، افزایش نرخ پوند به کاهش تقاضا منجر می‌شود، در حالی که در دهک‌های بالاتر، ممکن است اعتماد بیشتری به پوند وجود داشته باشد. تأثیر منفی نرخ بهره بر تقاضا، نشان می‌دهد که افزایش نرخ بهره، جذابیت پوند به عنوان گزینه‌ای سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، که اهمیت زیادی برای سیاست‌های پولی دارد. علاوه بر این، تأثیر مثبت و منفی ضریب جینی بر سطوح مختلف درآمد به تغییر رفتار مصرف‌کنندگان نسبت به تقاضای پوند اشاره دارد، که این موضوع برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی بسیار مهم است.

جدول ۵: نتایج برآورد تابع تقاضای پوند

Table 5: Estimation Results of the British Pound Sterling (GBP) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-0.62	-0.21	-0.16	0.02	0.52	1.04	0.43	1.11	-2.87
	سطح معناداری	0.23	0.70	0.82	0.98	0.58	0.15	0.64	0.58	0.02
X2(-1)	ضریب	0.95	0.99	0.98	0.99	1.01	1.03	0.99	0.97	0.78
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.03	0.06	0.10	-0.21
	سطح معناداری	0.73	0.71	0.92	0.92	0.86	0.61	0.04	0.05	0.02
E2	ضریب	-0.03	-0.03	-0.02	-0.03	-0.02	-0.02	-0.02	-0.07	0.08
	سطح معناداری	0.03	0.05	0.00	0.03	0.07	0.07	0.05	0.03	0.03
R	ضریب	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00
	سطح معناداری	0.05	0.02	0.02	0.05	0.06	0.07	0.08	0.91	0.86
RB	ضریب	0.03	0.01	0.02	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	0.03
	سطح معناداری	0.01	0.21	0.29	0.66	0.98	0.59	0.69	0.49	0.38
GP	ضریب	0.07	0.03	0.04	0.04	0.02	0.00	0.07	0.08	0.20
	سطح معناداری	0.00	0.01	0.02	0.04	0.77	0.04	0.01	0.05	0.02
GINI	ضریب	1.01	0.04	0.18	-0.18	-1.03	-2.06	-0.91	-1.85	6.68
	سطح معناداری	0.05	0.83	0.90	0.01	0.05	0.01	0.03	0.01	0.02

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مدل سوم، واکنش تقاضای یوان نسبت به شکاف درآمدی بررسی شده است. نتایج برآورد مدل سوم در جدول (۶) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر متغیر درآمد تنها در دهک‌های ششم تا نهم معنادار است و ضرایب مثبت، گویای این است که با افزایش سطح درآمد، تقاضا برای یوان نیز افزایش می‌یابد. همچنین، نرخ یوان در دهک‌های چهارم تا ششم معنادار بوده و این نتایج نشان‌دهنده آن است که افزایش نرخ یوان در این سطوح درآمدی به کاهش تقاضا برای این ارز منجر می‌شود.

ضریب جینی در تمامی دهک‌ها جز دهک‌های دوم و سوم معنادار است و ضرایب در دهک‌های چهارم تا آخر نشان‌دهنده تأثیر پیچیده نابرابری درآمدی بر تقاضای یوان است؛ به‌طوری‌که ممکن است در برخی سطوح درآمدی، بویژه در سطوح بالاتر، افزایش تقاضا مشاهده شود؛ درحالی‌که، در سطوح دیگر، تأثیرات منفی وجود دارد.

به‌طورکلی، این نتایج بیانگر آن است که تقاضای یوان تحت تأثیر عوامل اقتصادی و نابرابری درآمدی قرار دارد و این تأثیرات در سطوح مختلف درآمدی متفاوت است. ضریب مثبت متغیر درآمد در سطوح بالاتر به وجود تمایل بیشتر برای خرید یوان اشاره دارد که ممکن است ناشی از اطمینان نسبت به اقتصاد چین یا افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات چینی باشد. در سطوح پایین‌تر، ضرایب منفی نرخ یوان، نشان‌دهنده حساسیت بالای تقاضا به تغییرات نرخ ارز است؛ به‌طوری‌که افزایش نرخ یوان، می‌تواند منجر به کاهش تقاضا به‌دلیل افزایش هزینه‌های کالاها و خدمات گردد.

همچنین، نابرابری درآمدی تأثیرات متفاوتی بر تقاضای یوان دارد؛ در برخی سطوح، افزایش نابرابری، ممکن است به افزایش تقاضا بیانجامد، در حالی که در سطوح دیگر، تأثیر منفی دارد. این پیچیدگی‌ها به واکنش‌های متفاوت بانک مرکزی نسبت به تغییرات اقتصادی و نابرابری مرتبط است.

جدول ۶: نتایج برآورد تابع تقاضای یوان

Table 6: Estimation Results of the Chinese Yuan Renminbi (CNY) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-0.11	-0.06	-0.08	0.01	0.36	1.01	1.40	0.65	0.84
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
X3(-1)	ضریب	0.95	0.94	0.97	0.98	0.99	1.00	0.98	0.91	0.71
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	0.01	0.04	0.01	0.00	0.01	0.03	0.08	0.08	0.05
	سطح معناداری	0.86	0.61	0.94	0.99	0.90	0.05	0.02	0.05	0.05
E3	ضریب	-0.07	-0.07	-0.03	-0.02	-0.03	-0.04	-0.05	-0.07	-0.13
	سطح معناداری	0.18	0.18	0.18	0.02	0.02	0.03	0.06	0.22	0.07
R	ضریب	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	سطح معناداری	0.26	0.28	0.54	0.50	0.96	0.82	0.89	0.92	0.61
RB	ضریب	0.01	0.02	0.01	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	0.02
	سطح معناداری	0.06	0.05	0.40	0.48	0.91	0.70	0.60	0.54	0.68
GP	ضریب	0.11	0.09	0.05	0.04	0.03	0.02	0.04	0.13	0.19
	سطح معناداری	0.05	0.09	0.01	0.00	0.02	0.09	0.01	0.02	0.15
GINI	ضریب	-0.21	-0.23	-0.04	-0.18	-0.72	-1.88	-2.70	-0.85	-0.80
	سطح معناداری	0.00	0.09	0.07	0.00	0.00	0.02	0.01	0.01	0.00

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷: نتایج برآورد تابع تقاضای یورو

Table 7: Estimation Results of the Euro (EUR) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-1.12	-0.37	-0.13	0.11	0.17	1.32	0.70	1.25	-2.82
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
X4(-1)	ضریب	0.95	0.99	0.98	0.99	1.00	1.03	1.00	0.98	0.79
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	-0.04	0.02	0.01	0.01	0.02	0.05	0.07	0.11	-0.21
	سطح معناداری	0.61	0.78	0.89	0.88	0.84	0.36	0.40	0.49	0.23
E4	ضریب	0.00	-0.02	-0.03	-0.02	-0.02	-0.03	-0.03	-0.08	0.08
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.02	0.08
R	ضریب	-0.03	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01
	سطح معناداری	0.03	0.00	0.03	0.08	0.50	0.79	0.67	0.84	0.82
RB	ضریب	0.03	0.02	0.01	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	0.03
	سطح معناداری	0.06	0.17	0.45	0.57	0.82	0.59	0.73	0.57	0.35
GP	ضریب	0.11	0.02	0.04	0.03	0.03	-0.01	0.04	0.07	0.19
	سطح معناداری	0.03	0.53	0.33	0.46	0.60	0.83	0.48	0.57	0.13
GINI	ضریب	1.92	0.54	0.11	-0.36	-0.32	-2.67	-1.40	-2.29	6.65
	سطح معناداری	0.00	0.03	0.04	0.03	0.06	0.08	0.05	0.0	0.01

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضای یورو در جدول (۷) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر نرخ یورو در تمامی دهک‌ها بجز دهک نهم معنادار است و ضرایب، نشان‌دهنده تأثیرات متغیر نرخ یورو بر تقاضا است؛ بویژه در سطوح بالاتر که اثرات منفی بیشتری مشاهده می‌شود. همچنین، نرخ بهره تنها در دهک‌های اول تا سوم معنادار است و ضرایب منفی به‌دست آمده، نشان می‌دهند که افزایش نرخ بهره با کاهش تقاضا برای یورو مرتبط است که نشان‌دهنده حساسیت تقاضا به هزینه‌های مالی است.

ضرایب مربوط به نرخ اوراق بدهی و قیمت طلا در تمامی دهک‌ها معنادار نیستند و تأثیری بر تقاضای یورو ندارند. ضریب جینی در همه دهک‌ها بجز دهک پنجم و ششم معنادار است و نشان‌دهنده تأثیر پیچیده نابرابری درآمدی بر تقاضای یورو است. در برخی سطوح درآمدی، بویژه سطوح بالاتر، افزایش نابرابری، ممکن است با افزایش تقاضا همراه باشد. این تحلیل اهمیت عوامل مختلف تأثیرگذار بر تقاضای یورو را برای سیاست‌گذاران بانک مرکزی روشن می‌سازد. ضرایب منفی نرخ یورو نشان می‌دهد که نوسانات آن می‌تواند تأثیرات غیرمستقیم بر تقاضا داشته باشد و آثار منفی در سطوح بالاتر درآمد نیز نشان می‌دهد که در شرایط خاص، افراد ممکن است تمایل به کاهش واردات و خرید یورو داشته باشند. تأثیر نابرابری درآمدی بر تقاضای یورو بسته به سطح درآمد متغیر است و می‌تواند تأثیرات متضادی را به همراه داشته باشد، که حاکی از رابطه پیچیده بین شرایط اجتماعی و اقتصادی و رفتار مصرف‌کنندگان و بانک مرکزی است.

جدول ۸: نتایج برآورد تابع تقاضای فرانک

Table 8: Estimation Results of the Swiss Franc (CHF) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-0.53	-0.03	-0.09	0.07	0.07	1.41	1.12	1.62	-2.60
	سطح معناداری	0.31	0.96	0.89	0.93	0.94	0.10	0.21	0.16	0.07
X5(-1)	ضریب	0.95	1.00	0.98	0.98	0.99	1.02	1.02	0.97	0.81
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	0.02	0.05	0.01	0.01	0.02	0.06	0.08	0.11	-0.15
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
E5	ضریب	-0.04	-0.04	-0.03	-0.03	-0.03	-0.04	-0.03	-0.07	0.04
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
R	ضریب	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01
	سطح معناداری	0.05	0.53	0.36	0.63	0.63	0.81	0.69	0.71	0.77
RB	ضریب	0.03	0.01	0.01	0.01	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	0.03
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
GP	ضریب	0.07	0.02	0.04	0.04	0.03	-0.01	0.00	0.07	0.17
	سطح معناداری	0.06	0.71	0.28	0.41	0.56	0.83	0.98	0.57	0.23
GINI	ضریب	0.83	-0.10	0.06	-0.25	-0.08	-2.72	-2.05	-3.08	5.88
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل پنجم در جدول (۸) گزارش شده است. در مدل پنجم، تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضای فرانک مورد بررسی قرار گرفته که نتایج نشان می‌دهد، ضرایب متغیر درآمد در دهک‌های ۰/۱ تا ۰/۹ معنادار و مثبت هستند. این امر، نشان می‌دهد که با افزایش درآمد، تقاضا برای فرانک بویژه در سطوح پایین‌تر افزایش می‌یابد. در سطح نهم، اثر منفی بر تقاضای فرانک مشاهده می‌شود که ممکن است به نابرابری درآمدی یا عوامل دیگر مرتبط باشد. ضرایب نرخ فرانک در تمامی دهک‌ها عمدتاً منفی هستند، به‌طوری‌که افزایش نرخ فرانک معمولاً با کاهش تقاضا همراه است، بجز در دهک بالایی که ضریب مثبت، نشان‌دهنده تغییر رفتار است. همچنین، نرخ بهره، تأثیر محدودی بر تقاضای فرانک دارد و اثرات مختلطی در دهک‌های مختلف دیده می‌شود. ضریب جینی در تمامی دهک‌ها معنادار است و پیچیدگی‌های نابرابری درآمدی را بر تقاضای فرانک نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که در سطوح پایین‌تر، افزایش نابرابری ممکن است، منجر به کاهش تقاضا و در دهک‌های بالاتر به افزایش آن بیانجامد.

این یافته‌ها تأکید می‌کند که بانک مرکزی باید در سیاست‌گذاری‌های خود به تأثیر عوامل مختلف و شرایط اجتماعی و اقتصادی توجه نماید تا تقاضا برای فرانک را بهینه‌سازی کند.

جدول ۹: نتایج برآورد تابع تقاضای ین

Table.9: Estimation Results of the Japanese Yen (JPY) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-0.56	-0.40	-0.35	-0.32	0.04	1.13	0.59	-0.25	-2.73
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.51	0.93	0.01
X6(-1)	ضریب	1.11	1.00	1.00	1.00	1.02	1.03	1.00	0.89	0.77
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	0.09	0.02	0.01	0.01	0.02	0.03	0.05	-0.07	-0.22
	سطح معناداری	0.39	0.75	0.88	0.91	0.86	0.60	0.69	0.75	0.13
E6	ضریب	-0.09	-0.03	-0.03	-0.02	-0.03	-0.01	-0.02	0.01	0.10
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
R	ضریب	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
RB	ضریب	0.01	0.02	0.01	0.02	0.00	-0.01	-0.01	-0.01	0.01
	سطح معناداری	0.43	0.14	0.30	0.26	0.05	0.00	0.00	0.00	0.62
GP	ضریب	0.04	0.03	0.04	0.04	0.03	-0.01	0.07	0.13	0.17
	سطح معناداری	0.64	0.41	0.29	0.36	0.59	0.82	0.53	0.23	0.11
GINI	ضریب	-0.06	0.40	0.37	0.37	-0.27	-2.27	-1.33	0.74	6.81
	سطح معناداری	0.97	0.73	0.78	0.01	0.00	0.00	0.0	0.02	0.01

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل بررسی تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضای ین در جدول (۹) گزارش شده است. ضرایب متغیر نرخ ین در تمامی دهک‌ها معنادار است و نشان می‌دهد که افزایش نرخ ین معمولاً با کاهش تقاضا برای این ارز در بیشتر سطوح درآمدی ارتباط دارد. با این حال، در سطوح بالاتر، بویژه در دهک نهایی، ضریب مثبت به تغییر رفتار تقاضا در شرایط درآمدی بالا اشاره می‌کند. ضرایب نرخ بهره نیز در تمامی دهک‌ها معنادار هستند، اما مقادیر آن‌ها کوچک است و نشان‌دهنده تأثیر محدود و غالباً منفی نرخ بهره بر تقاضای ین است.

نرخ اوراق بدهی فقط در دهک‌های ۵/۰ تا ۹/۰ معنادار بوده که نشان‌دهنده تأثیر محدود این متغیر بر تقاضا است. ضریب جینی از دهک چهارم به بعد معنادار است و نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی تأثیرات پیچیده‌ای بر تقاضای ین دارد؛ به‌طوری‌که در سطوح میانه، افزایش نابرابری با کاهش تقاضا همراه است، اما در سطوح بالاتر، ممکن است اثرات مثبت ایجاد کند. این نتایج نشان می‌دهند که افزایش ارزش ین می‌تواند به کاهش تقاضا منجر شود. بانک مرکزی با تنظیم نرخ بهره می‌تواند بر تقاضای ین تأثیر بگذارد و حمایت از گروه‌های کم‌برخوردار می‌تواند به تعادل در تقاضا منجر گردد.

جدول ۱۰: نتایج برآورد تابع تقاضای طلا

Table.10: Estimation Results of the Gold (XAU) Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	1.26	1.09	-0.75	-0.74	-0.75	-1.48	-1.60	-1.50	-1.40
	سطح معناداری	0.73	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
X7(-1)	ضریب	0.76	0.90	0.99	0.99	0.99	0.97	0.95	0.97	1.10
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	0.08	-0.04	0.14	0.13	0.10	0.11	0.05	0.02	-0.09
	سطح معناداری	0.85	0.00	0.05	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
E	ضریب	-0.22	-0.04	0.00	0.00	0.00	-0.04	-0.02	-0.02	-0.09
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.58	0.08
R	ضریب	-0.16	-0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.08
	سطح معناداری	0.15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.21
RB	ضریب	0.13	0.06	-0.01	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03	-0.09
	سطح معناداری	0.20	0.27	0.02	0.02	0.07	0.34	0.41	0.16	0.20
GP	ضریب	0.06	0.07	-0.28	-0.29	-0.28	-0.28	-0.28	-0.22	0.06
	سطح معناداری	0.94	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
GINI	ضریب	-5.66	-2.02	-0.53	-0.70	-0.68	0.21	0.62	0.72	1.47
	سطح معناداری	0.13	0.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
WGP	ضریب	2.09	0.00	4.01	4.30	4.21	4.94	4.83	4.12	1.06
	سطح معناداری	0.83	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05
OIL	ضریب	0.20	0.00	-0.04	-0.05	-0.03	-0.02	0.00	0.00	0.05
	سطح معناداری	0.19	0.99	0.00	0.00	0.00	0.79	0.00	0.00	0.00

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل بررسی تأثیر شکاف درآمدی بر تقاضای طلا در جدول (۱۰) گزارش شده است. نتایج حاکی از وجود ضریب معنادار درآمد از دهک دوم تا نهم است. در سطوح پایین درآمد، افزایش درآمد ممکن است به کاهش تقاضا برای طلا منجر شود، اما در سطوح میانه، با افزایش درآمد، تقاضا برای طلا افزایش یافته و دوباره در سطوح بالاتر کاهش می‌یابد.

همچنین، ضرایب نرخ ارز در تمامی دهک‌ها معنادار بوده و نشان‌دهنده تأثیر منفی افزایش نرخ ارز بر تقاضا برای طلا است. نرخ بهره نیز در اکثر دهک‌ها، تأثیر محدود و منفی بر تقاضای طلا دارد و این امر می‌تواند به کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری در طلا در شرایط افزایش نرخ بهره منجر شود. ضریب متغیر نرخ اوراق بدهی تنها در دهک‌های سوم و چهارم معنادار است و نشان‌دهنده تأثیر منفی این نرخ بر تقاضا است. علاوه بر این، قیمت جهانی طلا بجز در دهک اول، اثر مثبت قوی بر تقاضای طلا دارد و تأثیر متغیر درآمدهای نفتی در دهک‌های سوم تا پنجم معنادار است.

ضریب جینی از دهک سوم تا آخر معنادار است و نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی، تأثیرات متنوع و پیچیده‌ای بر تقاضای طلا دارد؛ به این معنا که در سطوح مشخصی، افزایش نابرابری، ممکن است به تقاضای بالاتر برای طلا منجر شود. نتایج این مدل، نشان‌دهنده اهمیت توجه بانک مرکزی به نابرابری‌ها و تغییرات بازار جهانی در سیاستگذاری‌های پولی و مالی است.

نتایج برآورد مدل واکنش تقاضای اوراق بدهی نسبت به شکاف درآمدی در جدول (۱۱) گزارش شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی، تأثیر معناداری بر تقاضای اوراق بدهی نداشته‌اند و تنها ضریب متغیر قیمت طلا در دهک‌های هفتم تا نهم معنادار است. این نتایج، به وضوح نشان‌دهنده این است که بجز قیمت طلا، عوامل دیگر، تأثیر قابل توجهی بر تقاضای اوراق بدهی ندارند. این یافته می‌تواند به بانک مرکزی گوشزد کند که تغییرات چشمگیر در قیمت طلا، ممکن است بر تقاضای اوراق بدهی، بویژه در سطوح بالاتر درآمد، تأثیرگذار باشد.

ضرایب مثبت مربوط به قیمت طلا می‌تواند بیانگر این باشد که در زمان افزایش قیمت طلا، سرمایه‌گذاران به دنبال تنوع در سبد سرمایه‌گذاری خود هستند و تمایل بیشتری برای خرید اوراق بدهی دارند. با این حال، عدم وجود تأثیر معنادار سایر متغیرها می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که تقاضا برای اوراق بدهی تحت تأثیر عوامل اقتصادی و مالی دیگری است که در این تحقیق، مورد بررسی قرار نگرفته‌اند. این موضوع می‌تواند نکته‌ای حیاتی برای سیاست‌گذاری‌های بانک مرکزی باشد تا از تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای دیگر بر تقاضای اوراق بدهی آگاهی یابد و سیاست‌های خود را براساس دیگر عوامل اقتصادی نیز تنظیم کند.

جدول ۱۱: نتایج برآورد تابع تقاضای اوراق بدهی

Table.11: Estimation Results of the Fixed-Income Debt Securities Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	-0.13	0.92	0.30	0.24	0.10	0.05	-0.07	-0.15	-0.48
	سطح معناداری	0.84	0.05	0.43	0.51	0.73	0.87	0.79	0.66	0.23
X8(-1)	ضریب	0.93	0.94	0.93	0.95	0.97	0.97	0.98	1.00	1.05
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Y	ضریب	-0.01	-0.01	-0.03	-0.02	-0.02	-0.02	-0.02	0.01	-0.05
	سطح معناداری	0.84	0.88	0.49	0.65	0.69	0.55	0.48	0.84	0.30
E	ضریب	0.00	0.00	0.01	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	0.00
	سطح معناداری	0.86	0.94	0.56	0.75	0.57	0.56	0.36	0.19	0.97
R	ضریب	0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02
	سطح معناداری	0.48	0.46	0.51	0.15	0.23	0.31	0.29	0.06	0.08
RB	ضریب	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01
	سطح معناداری	0.85	0.69	0.83	0.31	0.67	0.82	0.86	0.32	0.22
GP	ضریب	0.03	0.02	0.05	0.03	0.04	0.05	0.05	0.04	0.03
	سطح معناداری	0.37	0.35	0.06	0.17	0.12	0.07	0.04	0.04	0.04
GINI	ضریب	0.33	-1.74	-0.31	-0.23	0.09	0.17	0.45	0.46	1.03
	سطح معناداری	0.79	0.10	0.71	0.78	0.88	0.77	0.43	0.45	0.18

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج برآورد مدل واکنش تقاضای پول نسبت به شکاف درآمدی، در جدول (۱۲) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهند که ضریب متغیر درآمد و نرخ بهره در تمامی دهک‌ها معنادار بوده و در مقابل، ضرایب متغیرهای نرخ ارز، نرخ اوراق بدهی و قیمت طلا در تمامی دهک‌ها معنادار نبوده‌اند. ضرایب نرخ تورم نیز از دهک دوم به بعد معنادار بوده و ضریب متغیر ضریب جینی از دهک دوم به

بعد معنادار است. نتایج حاکی از تأثیر چشمگیر متغیر درآمد بر تقاضای پول در سراسر دهک‌ها است. ضریب مثبت درآمد در برخی از دهک‌ها، بویژه دهک اول، نشان‌دهنده این است که با افزایش درآمد، تقاضای پول نیز افزایش می‌یابد. این افزایش ممکن است نتیجه توان مالی بیشتر مصرف‌کنندگان برای نگهداری نقدینگی باشد. با این حال، در دهک‌های بالاتر، با کاهش درآمد، تقاضا به سمت کاهش گرایش پیدا می‌کند، که می‌تواند نشان‌دهنده تغییر در رفتار مالی افراد با درآمدهای بالاتر باشد.

تأثیر منفی نرخ بهره در تمامی دهک‌ها نیز موضوعی قابل توجه است. این نتایج حاکی از آن است که با افزایش نرخ بهره، تمایل به نگهداری پول کاهش می‌یابد و بانک مرکزی ممکن است به سرمایه‌گذاری در گزینه‌های دیگر گرایش پیدا کند. بر این اساس، بانک مرکزی می‌تواند با توجه به این روابط، سیاست‌های خود را در زمینه نرخ تورم از دهک دوم به بعد نشان می‌دهد که در شرایط افزایش قیمت‌ها، تقاضای پول ممکن است افزایش یابد، زیرا بانک مرکزی تمایل دارد با نگهداری بیشتر پول به مقابله با نوسانات و عدم اطمینان بپردازد.

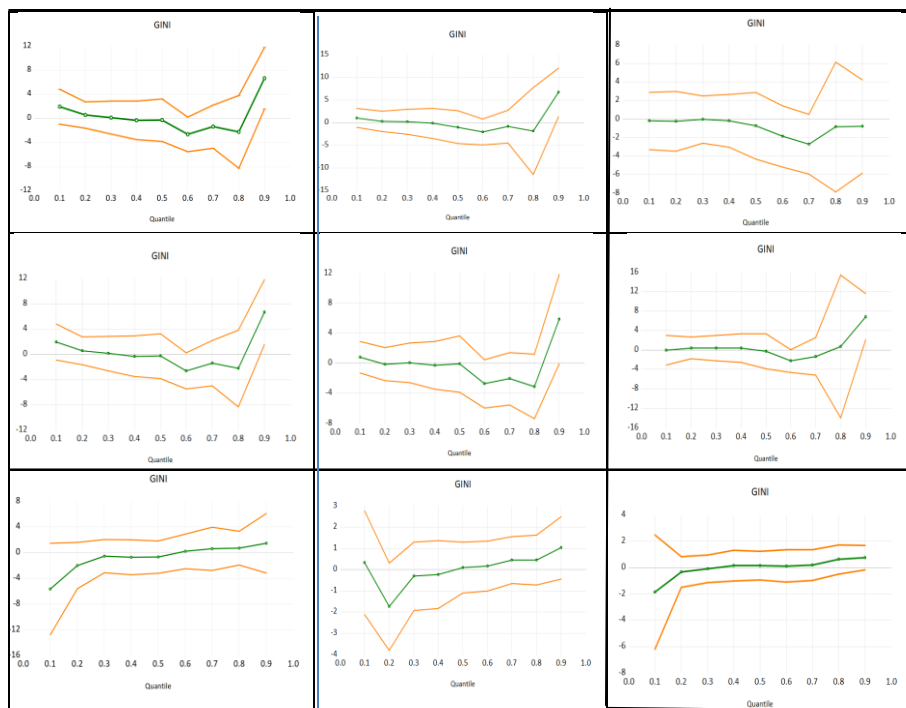
همچنین، ضرایب مربوط به ضریب جینی، نشان می‌دهند که در شرایط نابرابری درآمدی، تقاضای پول ممکن است افزایش یابد. مقادیر مثبت در دهک‌های بالاتر می‌تواند به این معنا باشد که افراد با درآمدهای بالاتر در شرایط نابرابری، تمایل دارند نقدینگی بیشتری را نگهداری کنند تا امنیت مالی خود را تقویت کرده و از آثار منفی نابرابری مصون بمانند.

جدول ۱۲: نتایج برآورد تابع تقاضای پول

Table.12: Estimation Results of the Broad Money (M2) Aggregate Demand Function

نماد	دهک	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.70	0.80	0.90
C	ضریب	0.91	0.26	0.20	0.08	0.06	0.01	-0.04	-0.25	-0.33
	سطح معناداری	0.39	0.35	0.47	0.81	0.84	0.98	0.91	0.47	0.25
X9(-1)	ضریب	0.96	1.00	0.99	0.99	1.00	0.98	0.98	0.98	0.99
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
y	ضریب	0.04	-0.01	-0.02	-0.01	0.00	0.00	-0.01	-0.02	-0.03
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
E	ضریب	-0.06	-0.02	0.00	0.00	-0.01	-0.02	-0.02	-0.03	-0.02
	سطح معناداری	0.55	0.59	0.94	0.85	0.71	0.61	0.51	0.37	0.35
R	ضریب	-0.03	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	سطح معناداری	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
RB	ضریب	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	سطح معناداری	0.56	0.53	0.66	0.71	0.96	0.88	0.76	0.53	0.79
GP	ضریب	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.05	0.06	0.06
	سطح معناداری	0.92	0.89	0.79	0.84	0.76	0.35	0.27	0.14	0.09
GINI	ضریب	-1.85	-0.33	-0.09	0.15	0.16	0.13	0.20	0.62	0.76
	سطح معناداری	0.41	0.58	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
INF	ضریب	0.08	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02
	سطح معناداری	0.51	0.03	0.02	0.00	0.00	0.15	0.15	0.02	0.04

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱. تأثیر ضریب جینی بر دارایی‌های بانک مرکزی

Chart 1: The Effect of the Gini Coefficient on Central Bank Reserve Portfolio Allocation

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نمودار (۱)، تأثیر ضریب جینی بر دارایی‌های بانک مرکزی نمایش داده شده است. نتایج حاکی از این است که از دهک پنجم به بالا، رابطه معناداری بین این دو متغیر وجود دارد و به طور کلی در دهک‌های سطوح بالاتر، تأثیر ضریب جینی بیشتر است. به عبارت دیگر، با افزایش یک درصدی در شاخص ضریب جینی، میزان دارایی‌های بانک مرکزی در دهک‌های بالاتر به اندازه بیشتری نسبت به دهک‌های پایین‌تر افزایش می‌یابد. بنابراین، از آنجا که ضریب جینی، نمایانگر قدرت خرید افراد است، انتظار می‌رود که رشد اقتصادی به بهبود در توزیع درآمد منجر شود؛ اما نتایج به‌دست آمده از برآورد توابع تقاضای دارایی‌های بانک مرکزی، نشان می‌دهد که ضریب جینی افزایش یافته است، که این موضوع، نشان‌دهنده نابرابری بیشتر در توزیع درآمد بوده و به نظر می‌رسد که این وضعیت، به دلیل تورم بالا در اقتصاد ایران در این دوره رخ داده است. بنابراین، می‌توان گفت که نابرابری فزاینده در توزیع درآمد، ممکن است احساس عدم اطمینان اقتصادی را تشدید کند. در چنین شرایطی، امکان

دارد که بانک مرکزی ترجیح دهد به سمت دارایی‌هایی حرکت کند که امنیت بیشتری را فراهم می‌کنند.

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نابرابری درآمدی در عصر کنونی به‌عنوان یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد جهانی، بویژه در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، اهمیت روزافزونی یافته است. این مسئله، نه تنها بر توزیع ثروت تأثیر منفی می‌گذارد، بلکه می‌تواند به نارضایتی‌های اجتماعی، بی‌ثباتی اقتصادی و در نهایت، بحران‌های مالی منجر شود. در چنین شرایطی، بانک مرکزی به‌عنوان نهاد سیاستگذار پولی و ناظر بر نظام مالی، نقشی اساسی در مدیریت و کاهش نابرابری درآمدی ایفا می‌کند. مطالعه حاضر، با هدف بررسی ظرفیت‌های بانک مرکزی در کاهش نابرابری درآمدی و با تمرکز بر تقاضای دارایی‌های مختلف بانک، از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ استفاده نموده است.

در این پژوهش، به بررسی دارایی‌های بانک مرکزی شامل ارز، طلا، پول و اوراق بهادار پرداخته و تأثیرات آن‌ها بر وضعیت اقتصادی کشور ایران را تحلیل نموده‌ایم. یافته‌ها حاکی از این است که ذخایر ارزی به‌عنوان ابزاری برای تقویت نظام مالی و پاسخگویی به نوسانات جهانی عمل می‌کنند. طلا، بویژه در دوران بحران و تورم، منبعی برای حفظ ارزش دارایی‌ها محسوب می‌شود. اوراق بهادار و پول نیز ابزارهای کلیدی بانک مرکزی برای کنترل نقدینگی و تنظیم نرخ بهره است.

نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که مدیریت بهینه این دارایی‌ها می‌تواند تأثیر بسزایی در کاهش نابرابری درآمدی داشته باشد. تحلیل‌های صورت گرفته، بیانگر آن است که نابرابری درآمدی بر تقاضای دارایی‌های بانک مرکزی، تأثیر چشمگیری دارد. به‌طور خاص، افزایش درآمد در دهک‌های پایین باعث افزایش تقاضا برای دلار می‌شود، زیرا افراد کم‌درآمد تمایل دارند در دارایی‌هایی با امنیت بالا سرمایه‌گذاری کنند. این تأثیر در دهک‌های بالاتر درآمد به‌صورت معکوس عمل می‌کند. ارزهای دیگری نظیر پوند و یوان نیز رفتار مشابهی نشان می‌دهند؛ در دهک‌های بالای درآمد، میل به خرید این ارزها بیشتر است.

تقاضای طلا نیز الگوهای مشابهی دارد؛ به‌طوری‌که، در سطوح پایین درآمد، تمایل به خرید طلا کمتر است، اما در سطوح متوسط افزایش می‌یابد و در دهک‌های بالای درآمد دوباره کاهش پیدا می‌کند. این یافته‌ها نشان‌دهنده وجود واکنش‌های متفاوت نسبت به سیاست‌های پولی برای دارایی‌های مختلف است. بر این اساس، بانک مرکزی می‌تواند با استفاده از ابزارهای پولی و اقتصادی متنوع، به کاهش نابرابری درآمدی کمک کند.

تنظیم نرخ بهره، تسهیل اعتبار و ارائه برنامه‌های وام‌دهی با بهره پایین یا بدون بهره، از جمله اقداماتی است که می‌توانند نابرابری را کاهش دهند. این اقدامات، بویژه برای کارآفرینان در مناطق محروم، نقش مهمی در افزایش درآمد و ایجاد اشتغال ایفا می‌کنند.

کنترل تورم و مدیریت نقدینگی از دیگر راهبردهای بانک مرکزی برای بهبود قدرت خرید اقشار کم‌درآمد است. در کنار این اقدامات، همکاری با دولت در شناسایی نیازهای اجتماعی و اقتصادی و تخصیص منابع مالی برای حمایت از گروه‌های آسیب‌پذیر نیز می‌تواند مؤثر باشد. نقش آموزشی و اطلاع‌رسانی بانک مرکزی نیز بسیار حائز اهمیت است. ارتقاء آگاهی عمومی درباره فرصت‌های اقتصادی، شرایط بازار و اعتبارات مالی، می‌تواند مشارکت اقشار مختلف در فعالیت‌های اقتصادی را افزایش داده و به کاهش نابرابری کمک کند. این هدف می‌تواند از طریق برگزاری کارگاه‌ها، وبینارها و انتشار اطلاعات مالی در رسانه‌ها و وبسایت‌های رسمی بانک تحقق یابد.

درنهایت، بانک مرکزی باید در سیاستگذاری‌های خود ملاحظات اجتماعی و اقتصادی را مدنظر قرار دهد. کنترل نابرابری درآمدی باید به‌عنوان یکی از اولویت‌های اصلی در برنامه‌ریزی‌های کلان اقتصادی تلقی شود. نهادهای مرتبط با بانک مرکزی می‌توانند با ایجاد نظام مالی فراگیر و عادلانه، به کاهش شکاف‌های اجتماعی و بهبود شرایط اقتصادی برای همه اقشار جامعه کمک کنند. توجه به توزیع عادلانه درآمد، علاوه بر کمک به رفاه عمومی، شکاف‌های اجتماعی را نیز کاهش می‌دهد. به این ترتیب، بانک مرکزی می‌تواند با بهینه‌سازی مدیریت دارایی‌های خود و اتخاذ سیاست‌های هوشمندانه، به رشد پایدار و عادلانه اقتصادی و ارتقاء رفاه عمومی کمک شایانی نماید.

سپاسگزاری:

نویسندگان این اثر مراتب تشکر و قدردانی خود را از مسئولان محترم و داوران مجله ابراز می‌دارند و از حمایت‌ها و نظرات ارزشمند آن‌ها در بهبود کیفیت این پژوهش قدردانی می‌کنند.

تأییدیه های اخلاقی:

موردی وجود ندارد.

منابع مالی:

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد و تمامی هزینه‌ها و فعالیت‌ها از منابع شخصی تأمین شده است.

تعارض منافع:

نویسندگان تأکید می‌کنند که هیچ گونه تضاد منافع در ارتباط با این پژوهش وجود ندارد و کلیه موارد مرتبط با تحقیق به صورت شفاف و بدون تعارض منافع انجام شده است.

مشارکت نویسندگان:

تمامی نویسندگان این اثر در مراحل مفهوم‌سازی و نگارش مقاله مشارکت فعال داشته‌اند. هر یک از نویسندگان ضمن تأکید بر محتوای مقاله، در خصوص تمامی جنبه‌های تحقیق توافق کامل دارند و مسئولیت کلی مقاله را بر عهده می‌گیرند.

References

- Afonso, A., Alves, J., & Monteiro, S. (2024). Banks' portfolio of government debt and sovereign risk: From safe havens to stormy seas. *Finance Research Letters*, 70, Article 106277. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106277>
- Atkinson, A. B. (2015). *Inequality: What can be done?*. Harvard University Press.
- Bernanke, B. S. (2015). *The Courage to Act: A Memoir of a Crisis and its Aftermath*. W. W. Norton & Company.
- Bivens, J. (2015). Gauging the impact of the Fed on inequality during the Great Recession. *Economic Policy Institute*. https://files.epi.org/2015/quantitative_easing-and-inequality-josh-bivens.pdf
- Blanchard, O. (2019). Public debt and low interest rates. *American Economic Review*, 109(4), 1197-1229.
- Farahati, M., Abnoori, I., Madah, M., & Soori, A. (2016). The relationship between employment, income distribution, and effective demand in Iran: A post-Keynesian PSVAR approach. Unpublished doctoral dissertation, Faculty of Economics, Management, and Administrative Sciences, PhD in Economic Sciences (Econometrics). [In Persian]
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1-17.
- Galbraith, J. K. (2012). *Inequality and instability: A study of the world economy just before the great crisis*. Oxford University Press.
- Heathcote, J., Perri, F., & Violante, G. L. (2010). Unequal we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967-2006. *Review of Economic Dynamics*, 13(1), 15-51.
- Kishishita, D., Yamagishi, A., & Matsumoto, T. (2023). Overconfidence, income-ability gap, and preferences for income equality. *European Journal of Political Economy*, 77, Article 102279. <https://doi.org/10.1016/j.euroeco.2023.102279>
- Kulu, E., & Amoo Bondzie, E. (2024). Mobile money, credit to deposit ratio and monetary policy: Empirics from Ghana. *Transnational Corporations Review*, 16(3), Article 200060. <https://doi.org/10.1080/19186444.2024.200060>
- Najam, H., Abbas, J., Álvarez-Otero, S., Dogan, E., & Sial, M. S. (2022). Towards green recovery: Can banks achieve financial sustainability through income diversification in ASEAN countries?. *Economic Analysis and Policy*, 76, 522-533. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.04.017>
- Noor Mohammadi, K., Arab, M. A., Mehregan, N., & Partoui Bamdad. (2020). Analyzing the impact of government spending on income inequality in the provinces of Iran using the GMM method. *Quarterly Journal of Financial Economics*, 53, 1-19. [In Persian]

- Ostry, J. D., Berg, A., & Tsangarides, C. G. (2014). Redistribution, inequality, and growth. *IMF Staff Discussion Note*.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Harvard University Press.
- Pourabdolkouich, M., Asgharpour, H., & Masoumzadeh, S. (2016). Examining the convergence of asset market returns in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, 3(3), 115-132. [In Persian]
- Razaqali Zadeh, M., & Aghaei, M. (2015). Investigating the impact of direct taxes on income distribution in Iran. *Strategic Council Magazine*, 84, 129-156. [In Persian]
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (1998). Monetary policy and the well-being of the poor. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 84(1), 21-49.
- Sakiyaan, M., Mahmoudzadeh, M., Gholam Abri, A., & Mousavi, M. H. (2021). Analyzing the income and wealth gap in Iran: A Piketty approach. *Quarterly Journal of Econometric Modeling*, 6(1), 1-20. [In Persian]
- Shakery, A., & Maleki, A. (2009). The evolution of income distribution thought in the twentieth century: From functional distribution to quantifiable income distribution. *Economic Research Review*, 9(4). [In Persian]
- Stiglitz, J. E. (2012). *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*. W. W. Norton & Company.
- Taghavi, M. (2005). Relative income gap and the direction of foreign trade in the Iranian economy (1974-2005). *Quarterly Scientific Research Journal of Social Welfare*, 4(17). [In Persian]
- Wang, G.-J., Huai, H., Zhu, Y., Xie, C., & Salah Uddin, G. (2024). Portfolio optimization based on network centralities: Which centrality is better for asset selection during global crises?. *Journal of Management Science and Engineering*, 9(3), 348-375. <https://doi.org/10.1016/j.jmse.2024.04.004>
- Yan, D., Sun, W., Li, P., Liu, C., & Li, Y. (2025). Effects of economic growth target on the urban-rural income gap in China: An empirical study based on the urban bias theory. *Cities*, 156, Article 105518. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2024.105518>.

Contents	Page
■ Analysis of the Threshold Effect of Macroeconomic Uncertainty on Business Cycles in Iran Sharareh Shirmohammadi (M.A.), Hossein Sharifi Renani (Ph.D.) and Sara Ghobadi (Ph.D.).....	1
■ The Indirect Effects of Globalization on Sustainable Resource Management: A PSTR Approach Afsaneh Mafi Asl (M.A.), Hassan Khodavaishi (Ph.D.) and Yusef Mohammadzadeh (Ph.D.)	39
■ Tax Indicator and Institutional Quality in Selected Oil-Rich Countries Roghaye Shojaeddin (M.A.) and Majid sameti (Ph.D.)	73
■ Estimating the Behavioral Function of Money Supply in the Iranian Economy: Considering the Endogeneity of Money and the Role of the Exchange Rate Hassan Ardizi (M.A.), Hossein Samsami (Ph.D.), Forough Esmaeili Sadrabadi (Ph.D.) and Parviz Davoodi (Ph.D.)	105
■ The Role of R&D Investment in Iran's Economy: A Dynamic Input-Output Approach Simin Azizmohamadi (M.A.) and Fatemeh Bazzazan (Ph.D.)	129
■ Analyzing and Forecasting Bitcoin Price Trends: A Comparative Study of Linear and Nonlinear Models Minoo Nazifi Naeini (M.A.), Rasoul Bakhshi Dastjerdi (Ph.D.) and S.Abbas Hosseini Ghaffar (Ph.D.)	157
■ Simulating the Effects of Sanction Shocks on Iranian Macroeconomic Variables: A DSGE Method Seyyed Reza Nakhli (Ph.D.) and Farideh Khodadadi (Ph.D.)	189
■ Investigating the Effect of Poverty on Environmental Degradation through Institutional Quality, Restrictive Regulations, and Energy Prices in Iranian Provinces Using a Spatial Panel Approach Morteza Afghah (Ph.D.), Yaghoub Andayesh (Ph.D.), Amin Mansouri (Ph.D.) and azin khoramzadeh (M.A.)	227
■ A Dynamic and Comparative Analysis of the Impact of Financial Development on Energy Demand in Developing and Advanced Countries: Emphasizing the Roles of Stock and Money Markets Zeinab Jahani (M.A.), Ali Falahati (Ph.D.) and Jamal Soleimani (M.A.)	257
■ Drivers of Productivity Growth in Iran's Mining Sector Mohammad Javad Haddadi (M.A.), Mahmood Mahmoodzadeh (Ph.D.) and Masoud Soufimajidpour (Ph.D.)	287
■ Optimizing Iran's Monetary and Fiscal Policy under Conditions of Fiscal Dominance Ali Sobhani (M.A.) and Ali Taiebnia (Ph.D.)	313
■ Income Inequality and Its Implications for the Central Bank's Asset Portfolio Mahla Afsharpour (M.A.), Seyed Abdolmajid Jalaei (Ph.D.), Hossein Akbarifard (Ph.D.) and Mehdi Nejati (Ph.D.)	339

In the name of Allah
**Quarterly Journal of
Economic Research and Perspectives**

Publisher: **The Economic Research Institute (ERI)
Tarbiat Modares University.**

Editor in Chief: **Majid Sameti**, Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Editorial Board Members: **Majid Ahmadian**, Professor of Energy Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
Hossein Asgharpour, Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran
Abbas Assari Arani, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Yadoallah Dadgar, Professor of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
Morteza Ezzati, Associate Professor of Economics, Research Institute of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Abdolmajid Jalaiee, Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran
Saeid Rasekhi, Professor of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
Srdjan Redzepagic, Professor of Economics, University Côte d'Azur (University Nice Sophia Antipolis) Nice, France
Hossein Sadeghi, Associate Professor of Energy Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Mostafa Salimifar, Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
Majid Sameti, Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Mansour Zaranejad, Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
Kazem Yavari, Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran

Associate Editors: **Ali Mohammad Ahmadi**, Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Lotfali Agheli, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Morteza Ezzati, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Amir Hossein Mozayani, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Manager in charge: **Parastoo Mohammadi**, Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Editorial Coordinator: Maryam Talebi

Address: The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University
P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran
Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923
Website : Ecor.modares.ac.ir



Quarterly Journal Of

Economic Research and Perspectives

Vol. 25, No. 4, Winter, 2025

eISSN:3115-8846
pISSN:3115-9168



Iranian e-commerce
scientific association

- **Analysis of the Threshold Effect of Macroeconomic Uncertainty on Business Cycles in Iran**
Sharareh Shirmohammadi (M.A.), Hossein Sharifi Renani (Ph.D.) and Sara Ghobadi (Ph.D.)1
- **The Indirect Effects of Globalization on Sustainable Resource Management: A PSTR Approach**
Afsaneh Mafi Asl (M.A.), Hassan Khodavaishi (Ph.D.) and Yusef Mohammadzadeh (Ph.D.)39
- **Tax Indicator and Institutional Quality in Selected Oil-Rich Countries**
Roghaye Shojaeddin (M.A.) and Majid sameti (Ph.D.)73
- **Estimating the Behavioral Function of Money Supply in the Iranian Economy: Considering the Endogeneity of Money and the Role of the Exchange Rate**
Hassan Ardizi (M.A.), Hossein Samsami (Ph.D.), Forough Esmaeily Sadrabadi (Ph.D.) and Parviz Davoodi (Ph.D.)105
- **The Role of R&D Investment in Iran's Economy: A Dynamic Input-Output Approach**
Simin Azizmohamadi (M.A.) and Fatemeh Bazzazan (Ph.D.)129
- **Analyzing and Forecasting Bitcoin Price Trends: A Comparative Study of Linear and Nonlinear Models**
Minoo Nazifi Naeini (M.A.), Rasoul Bakhshi Dastjerdi (Ph.D.) and S.Abbas Hosseini Ghaffar (Ph.D.) 157
- **Simulating the Effects of Sanction Shocks on Iranian Macroeconomic Variables: A DSGE Method**
Seyyed Reza Nakhli (Ph.D.) and Farideh Khodadadi (Ph.D.)189
- **Investigating the Effect of Poverty on Environmental Degradation through Institutional Quality, Restrictive Regulations, and Energy Prices in Iranian Provinces Using a Spatial Panel Approach**
Morteza Afghah (Ph.D.), Yaghoob Andayesh (Ph.D.), Amin Mansouri (Ph.D.) and azin khoramzadeh (M.A.)227
- **A Dynamic and Comparative Analysis of the Impact of Financial Development on Energy Demand in Developing and Advanced Countries: Emphasizing the Roles of Stock and Money Markets**
Zeinab Jahani (M.A.), Ali Falahati (Ph.D.) and Jamal Soleimani (M.A.)257
- **Drivers of Productivity Growth in Iran's Mining Sector**
Mohammad Javad Haddadi (M.A.), Mahmood Mahmoodzadeh (Ph.D.) and Masoud Soufimidpour (Ph.D.)287
- **Optimizing Iran's Monetary and Fiscal Policy under Conditions of Fiscal Dominance**
Ali Sobhani (M.A.) and Ali Taiebnia (Ph.D.) 313
- **Income Inequality and Its Implications for the Central Bank's Asset Portfolio**
Mahla Afsharpour (M.A.), Seyed Abdolmajid Jalaei (Ph.D.), Hossein Akbarifard (Ph.D.) and Mehdi Nejati (Ph.D.)339