پژوهشکده اقتصاد
دانشگاه تربیت مدرس

فصلنامه علمی

پژوهش ها و چشم اندازهای اقتصادی

سال بیست و ششم ـ شماره اول ـ بهار ۱۴۰۵

شاپا الکترونیکی: ۸۸۴۶-۳۱۱۵
شاپا چاپی: ۹۱۶۸-۳۱۱۵

انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

بررسی تأثیر تکانه فناوری بر نابرابری درآمدی در ایران با کاربرد الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه
مسعود صالحی رزوه، علی حسین صمدی، حمزه شیخانی ۱

نگاشت- نقشه کاملی از کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال با در نظر گرفتن شرایط کنونی کشور، با استفاده از رویکرد تحلیل و توسعه و گزینه های استراتژیک (SODA)
حسن عرب عامری، منصور مومنی، محمود دهقان نیری ۳۹

ارزیابی تأثیر سیاست یارانه‌ای بازسازی مسکن بر کارآیی انرژی در شهر شیراز: رویکرد مدل سازی عامل محور
زهرا محزون، زهرا دهقان شبانی، کریم اسلاملویان، شکوفه فرهمند ۶۹

اثر نرخ هزینه تامین مالی بر سرمایه گذاری بنگاه های تولیدی در ایران
سجاد ابراهیمی ۱۰۷

تحلیل اثرات پویایی متغییرهای نهادی و عوامل درون بانکی برثبات نظام بانکی ایران ، شواهدی از رویکردPMG.
حمید نصیری ، زهرا کریمی تکانلو، حسین اصغرپور ۱۳۱

تحلیل پایداری بدهی های دولت در ایران در نیم قرن اخیر
احمد قدسی دهقی، رضا زمانی، محمد قاسمی ششده ۱۵۹

نوسانات اشتغال و دستمزد و ذخایر بانک مرکزی
مهلا افشار پور، سید عبدالمجید جلائی، حسین اکبری فرد، مهدی نجاتی ۱۹۹

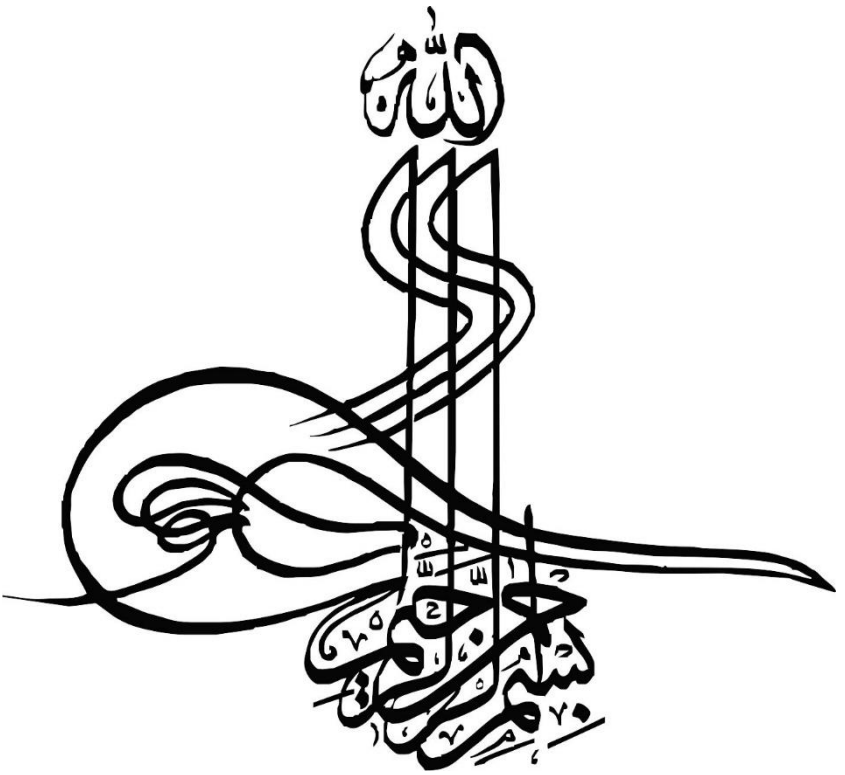
بررسی تاثیر شاخص قیمت کامودیتی ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه سازی بورس تهران
محمدپارسا احترامی، فاتح حبیبی، رامین امانی ۲۲۹

بررسی کارایی مدل های چرخش رژیم در بازار ارز با رویکرد عامل بنیان و لحاظ نا همگنی رفتاری عاملان اقتصادی در ایران
اصغر ابوالحسنی هستیانی، بیتا شایگانی، مژگان معلمی، سعیده رحیمی بافرانی ۲۶۹

تعیین یارانه فناوری اطلاعات و ارتباطات جهت تحقق اهداف زیست محیطی هیئت بین دولتی تغییر اقلیم در ایران و کشورهای خاورمیانه: رهیافت RICE
ندا جمشیدی، روح اله شهنازی، ابراهیم هادیان، سکینه اوجی مهر ۲۹۹

بررسی نقش کیفیت نهادی در تعدیل اثرات عدم قطعیت سیاستهای اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران
علی سایه میری ،جواهر لطیفی، اسماء بشیرخانی، فهیمه سیفی، وحید زارعی ۳۳۱

محاسبه ردپای آب مجازی در تجارت با شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران:رهیافت داده، ستانده
محمد رحیمی قاسم آبادی، رضا زنبیل زاده، زین العابدین صادقی، محسن زاینده رودی ۳۵۷


الله
بسم الله الرحمن الرحيم

فصلنامه پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصـادی

فصلنامه علمی ـ پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و ششم ـ شماره اول ـ بهار ۱۴۰۵

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرّس

مدیر مسئول: پرستو محمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران - ایران

سردبیر: مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان – اصفهان - ایران

هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

حسین اصغرپور
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

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 عصاری آرانی
دانشیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران - ایران

مرتضی عزتی
دانشیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران - ایران

کاظم یاوری
دانشیار دانشگاه یزد – یزد - ایران

Srdjan Redzepagic
Professor of Economics - University Côte d'Azur (University Nice Sophia Antipolis)
Nice - France

دبیران تخصصی: (به ترتیب حروف الفبا)

علی‌محمد احمدی
استادیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران – ایران

لطفعلی عاقلی
دانشیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران - ایران

مرتضی عزتی
دانشیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران - ایران

امیرحسین مزینی
دانشیار دانشگاه تربیت مدرس – تهران - ایران

تیم پشتیبانی کننده:

کارشناس فصلنامه: آرزو تهرانی
صفحه آرایی: آرزو تهرانی

ویراستار فارسی: سیدمحمدحسن مصطفوی
ویراستار انگلیسی: محمدحسین آقاجانی

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 می گردد:

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 بین المللی 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 سازمان های بین المللی یونسکو و آیسسکو گردیده است

نشانی:تهران، تقاطع بزرگراه‌های شهیدچمران و جلال آل‌احمد، دانشگاه تربیت مدرّس،
پژوهشکده اقتصاد دفتر فصلنامه پژوهش ها و چشم‌اندازهای اقتصادی، کد پستی ۱۴۱۱۷۱۳۱۱۶
تلفن : ۸۲۸۸۳۹۰۷ دورنگار:۸۲۸۸۳۹۲۳ پست‌الکترونیکی: 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 **۳۵۰** 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 **11.5** و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه **10.5** باشد.
قلم پاورقی فارسی B Nazanin معمولی با اندازه **10.5** و قلم لاتین Times New Roman معمولی با اندازه **9** باشد.
تمام عددهای داخل متن (به جز پانویس انگلیسی) و جدولها به انگلیسی باشند.
۲- فایل اصل مقاله در قالب word و مطابق با فرمت نشریه به راهنمای نویسندگان در سایت فصلنامه مراجعه فرمایید.
۳ـ 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
۴ـ 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 می‌باشد.
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 (طبقه‌بندی موضوعی) در انتهای واژگان کلیدی؛ برای طبقه‌بندی JEL می‌توانید از آدرس اینترنتی https://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html استفاده نمایید.
۵ـ در سازماندهی مقاله، این ترتیب رعایت شود: عنوان مقاله، نام نویسندگان، چکیده فارسی، واژگان کلیدی، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، متن مقاله، نتیجه‌گیری، فهرست منابع و مآخذ و چکیده انگلیسی کوتاه و چکیده انگلیسی مبسوط.
۶ـ 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، ج۱، ص ۱۱) در صورت تکرار بلافاصله همان منبع، کلمه همان با شمارهٔ جلد و صفحه آورده شود.
تمامی منابع باید براساس استاندارد رفرنس‌نویسی APA باشد. لیست منابع باید ابتدا به‌ترتیب 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) پی‌نوشتهای توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.
درج شناسه DOI (درصورت 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 کرده‌اند، می‌باشد. اسامی سازمان‌های تامین‌کننده باید به‌طور 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 نمی‌شود.
مسئولیت صحت مطالب به عهده نویسنده(گان)است.
هیأت تحریریه در رد و ویرایش مقالات مجاز است.

فصلنامه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
سال بیست و ششم ـ شماره اول ـ بهار ۱۴۰۵

فهرست مطالب

عنوان **صفحه**

بررسی تأثیر تکانه فناوری بر نابرابری درآمدی در ایران با کاربرد الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه
مسعود صالحی رزوه، علی حسین صمدی، حمزه شیخانی..... ۱
نگاشت- نقشه کاملی از کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال با در نظر گرفتن شرایط کنونی کشور، با استفاده از رویکرد تحلیل و توسعه و گزینه های استراتژیک (SODA)
حسن عرب عامری، منصور مومنی، محمود دهقان نیری..... ۳۹
ارزیابی تأثیر سیاست یارانه‌ای بازسازی مسکن بر کارآیی انرژی در شهر شیراز: رویکرد مدل‌سازی عامل‌محور
زهرا محزون، زهرا دهقان شبانی، کریم اسلاملویان، شکوفه فرهمند..... ۶۹
اثر نرخ هزینه تامین مالی بر سرمایه گذاری بنگاه های تولیدی در ایران
سجاد ابراهیمی..... ۱۰۷
تحلیل اثرات پویایی متغییرهای نهادی و عوامل درون بانکی برثبات نظام بانکی ایران ، شواهدی از رویکرد.PMG
حمید نصیری ، زهرا کریمی تکانلو، حسین اصغرپور..... ۱۳۱
تحلیل پایداری بدهی های دولت در ایران در نیم قرن اخیر
احمد قدسی دهقی، رضا زمانی، محمد قاسمی ششده..... ۱۵۹
نوسانات اشتغال و دستمزد و ذخایر بانک مرکزی
مهلا افشار پور، سید عبدالمجید جلائی، حسین اکبری فرد، مهدی نجاتی ۱۹۹
بررسی تاثیر شاخص قیمت کامودیتی ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه سازی بورس تهران
محمدپارسا احترامی، فاتح حبیبی، رامین امانی ۲۲۹
بررسی کارایی مدل های چرخش رژیم در بازار ارز با رویکرد عامل بنیان و لحاظ نا همگنی رفتاری عاملان اقتصادی در ایران
اصغر ابوالحسنی هستیانی، بیتا شایگانی، مژگان معلمی، سعیده رحیمی بافرانی ۲۶۹
تعیین یارانه فناوری اطلاعات و ارتباطات جهت تحقق اهداف زیست محیطی هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم در ایران و کشورهای خاورمیانه: رهیافت RICE
ندا جمشیدی، روح اله شهنازی، ابراهیم هادیان، سکینه اوجی مهر..... ۲۹۹
بررسی نقش کیفیت نهادی در تعدیل اثرات عدم قطعیت سیاستهای اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران
علی سایه میری ،جواهر لطیفی، اسماء بشیرخانی، فهیمه سیفی، وحید زارعی..... ۳۳۱
محاسبه ردپای آب مجازی در تجارت با شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران:رهیافت داده، ستانده
محمد رحیمی قاسم آبادی، رضا زنبیل زاده، زین العابدین صادقی، محسن زاینده رودی..... ۳۵۷

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 1-38

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27933

Investigating the Effect of Technology Shock on Income Inequality in Iran: An Application of the Computable General Equilibrium Model

Masoud Salehi Rezveh [1], Ali Hossein Samadi [2], Hamzeh Sheikhiani [3]

1. Ph.D. of Economics, Researcher at the Islamic Sciences and Culture Academy, Qom, Iran. (Corresponding Author) Email: m.salehir88@gmail.com
2. Professor of Economics, Shiraz University, Department of Economics, College of Economics, Management, and Social Sciences, Shiraz, Iran. Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir
3. Ph.D. of Economics, Graduate of Shiraz University, Department of Economics, College of Economics, Management, and Social Sciences, Shiraz, Iran. Email: sheikhiani_kaki@yahoo.com

Abstract

In the era of the knowledge-based economy, despite the increasing speed of knowledge production and innovation, concerns about their effects on income inequality have also intensified. Regarding the causes of this phenomenon, the theories of skill-biased technological change (SBTC) and North–South trade (NST) have been proposed. The theory of SBTC seeks to explain the persistently widening wage gap between low-skilled and high-skilled workers in recent decades. Since the late 1970s, relative wages in labor markets have undergone major changes, steadily widening the wage gap in favor of more skilled workers. This theory suggests that technology substitutes for low-skilled labor, reducing employment shares and wages for low-skilled workers. Conversely, high-skilled jobs, for which technology is complementary, experience increased wages and employment shares.

Article information

Review History:
Received: sep. 30, 2024
Revised: oct. 26, 2024
Accepted: oct. 28, 2024
Published online: dec.06, 2025

Keywords:
Technology shock
income inequality
technology spillover
computable general equilibrium model
Iran

JEL Classification:
B5 ، C6 ، F6 ، D310

Corresponding Author:
m.salehir88@gmail.com

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Aim and Introduction:

In the era of a knowledge-based economy, despite the increasing speed of knowledge production and innovation, concerns about their effects on income inequality have also grown. Two major theories explain the causes of this phenomenon: skill-biased technological change (SBTC) and North–South trade (NST). The SBTC theory seeks to explain the persistent widening of the wage gap between low-skilled and high-skilled workers in recent decades. Since the late 1970s, relative wages in labor markets have undergone major shifts, steadily widening the wage gap in favor of more skilled workers. This theory posits that technology substitutes for low-skilled labor, reducing employment shares and wages for such workers. By contrast, high-skilled occupations, for which technology acts as a complement, experience increased wages and employment shares.

Regarding the effect of trade expansion on income inequality, three main theoretical approaches have been proposed. The first approach—the neoclassical theory of international trade (the Heckscher–Ohlin standard model)—attributes trade between countries to comparative advantage resulting from differences in the abundance of production factors and inputs. The second approach, the new theory of international trade, explains trade relations among countries with similar factor endowments. Unlike the first approach, it assumes imperfect competition in the goods market and is used to explain trade among developed countries and trade within industries. The third approach focuses on technological change as a driver of trade patterns (Gorji & Borhanipour, 2008, p. 103).

In this study, the effects of trade expansion on income inequality are examined through the lens of technological progress. Trade expansion fosters knowledge and technology transfer, and by increasing innovation in the recipient (destination) country, it enhances productivity, added value, and production (Das, 2012, p. 621). This effect is especially evident in developing countries that rely heavily on research and innovation originating in developed economies (Piva, 2004, p. 1). Many economists regard the transfer of knowledge and technology through trade expansion as one of the key mechanisms influencing income inequality. Technological progress can affect skill premiums—and consequently income inequality—through three channels: knowledge spillovers, spatial agglomeration effects of innovation, and skill-biased technological change.

Methodology:

To investigate and empirically analyze the effect of technology shock on income inequality in Iran, this research employs the computable general equilibrium (CGE) model. Specifically, the Partnership for Economic Policy one-period, one-country model (PEP-1-1) is used. This model comprises 98 equations and is divided into four blocks: price, production and trade, institutions, and system constraints. Necessary modifications were made to the standard model equations to align them with the structure of Iran’s economy. The PEP-1-1 model is based

on data from the social accounting matrix (SAM) and incorporates economic activities, goods, production factors, and institutions.
To achieve the objectives of this study, scenarios were simulated by altering the value of the technology spillover coefficient and examining its effects on the Gini coefficient and the ratio of expenditures of the tenth to the first income decile, both indicators of income inequality. According to Briguglio (2008), the base value of the technology spillover coefficient for Middle East and North Africa (MENA) countries is 0.0062. In the simulation, this coefficient was incrementally increased by 0.1, 0.25, 0.3 and 0.5 to assess its impact.

Results and Discussion:
A comparison of simulation results for urban and rural areas reveals that, in both areas, increasing the technology spillover coefficient up to 0.25 reduces income inequality. Beyond this threshold, however, further increases in the spillover level lead to higher inequality. Based on the hypothesis of technology–skill complementarity, in Iran, an initial rise in the technology spillover coefficient increases productivity, production, and income, thereby reducing the wage gap. Once the spillover surpasses the 0.25 level, however, the absence of the basic skills required by advanced technologies, combined with a high degree of substitutability between unskilled labor and capital, leads to higher unemployment among low-skilled workers, reduced income levels, and greater income inequality.

Conclusion:
Although higher levels of technology have the potential to reduce income inequality by increasing productivity and creating employment opportunities, their effects are complex and contingent upon factors such as the education and skill levels of the labor force, the nature of technological change, and the regulatory environment. Policymakers should take these factors into account and implement measures to ensure a homogeneous and inclusive distribution of the benefits of technological advancement.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۱ تا ۳۸
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27933

بررسی تأثیر تکانه فناوری بر نابرابری درآمدی در ایران با کاربرد الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه

مسعود صالحی‌رزوه[۱]، علی‌حسین صمدی[۲]، حمزه شیخیانی[۳]

۱. دکترای اقتصاد، پژوهشگر پژوهشگاه علوم و فرهنگ اسلامی قم، ایران. (نویسنده مسئول)
m.salehir88@gmail.com

۲. استاد تمام اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
asamadi@rose.shirazu.ac.ir

۳. دکترای اقتصاد، فارغ التحصیل گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
sheikhiani_kaki@yahoo.com

چکیده

در عصر اقتصاد دانش بنیان، با وجود افزایش سرعت تولید دانش و نوآوری، نگرانی در مورد اثرگذاری آن بر نابرابری درآمدی نیز افزایش یافته و در مورد علل این پدیده، نظریات تغییر در فناوری مهارت‌محور[۱] (SBTC) و تجارت شمال-جنوب[۲] (NST) مطرح شده است. هدف از نگارش مقاله حاضر، این است که با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، به بررسی تأثیر تکانه انتقال فناوری از طریق تجارت بر نابرابری درآمد در ایران بپردازیم. برای این هدف، با وارد کردن تکانه‌های مختلف فناوری به ضریب سرریز فناوری، اثرات آن بر ضریب جینی و نسبت هزینه دهک دهم به دهک اول مورد بررسی قرار گرفته است. مقایسه نتایج شبیه‌سازی مناطق شهری و روستایی، نشان می‌دهد که در هر دو منطقه، افزایش سرریز فناوری تا نقطه ۰/۲۵ موجب کاهش نابرابری می‌شود. پس از این نقطه، افزایش سطح سرریز فناوری، موجب افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد. این نتیجه، بیانگر این واقعیت است که گرچه افزایش سطح فناوری، پتانسیل کاهش نابرابری درآمد از طریق افزایش بهره‌وری و ایجاد شغل را دارد، اما اثرات آن پیچیده و مشروط به عوامل مختلفی مانند سطح تحصیلات و مهارت‌های نیروی کار، ماهیت تغییرات فناوری و محیط نظارتی است. سیاستگذاران باید این عوامل را در نظر بگیرند و اقداماتی را برای اطمینان از توزیع یکنواخت و فراگیر مزایای بهبود فناوری انجام دهند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۷/۹
بازنگری: ۱۴۰۳/۸/۵
پذیرش: ۱۴۰۳/۸/۷
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۵

کلمات کلیدی:
تکانه فناوری
نابرابری درآمد
سرریز فناوری
مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبه
ایران

طبقه‌بندی JEL:
B5 ،C6 ،F6 ،D310

نویسنده مسئول:
m.salehir88@gmail.com

1. kill-biased technological change
2. North–South trade

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

فناوری از ابتدای تاریخ بشریت، توسعه‌یافته و بی‌وقفه تکامل داشته و در صد سال گذشته، پیشرفت‌های فنّاوری با سرعت باورنکردنی نسبت به زمان‌های قبل افزایش‌یافته است. فناوری شامل کاربرد علم به‌ویژه برای اهداف صنعتی یا تجاری و استفاده از روش‌ها و محتوای علمی به‌منظور دستیابی به هدف تجاری یا صنعتی و ایجاد «نوآوری» در ماشین‌آلات تولیدی، روش‌های تولید و محصولات به‌منظور افزایش حجم یا کارآیی تولید است که همگی منجر به مزیت‌های رقابتی و افزایش سود می‌شود. بنابراین، تغییرات فنّاورانه، نقش کلیدی در افزایش نرخ رشد اقتصاد در سطح کلان و سود و سهم بازار بنگاه‌ها در سطح خرد ایفا می‌کند (چالیشکان[1]، ۲۰۱۵: ۶۵۰).

تغییرات فنّاورانه، موتور رشد اقتصادی بوده و چشم‌انداز رفاه را با تقویت خودکارسازی[2]، ایجاد امکانات اضافی برای تولید محصولات و خدمات جدید، کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل، افزایش کارآیی مدیریت اطلاعات و ارتباطات و ... می‌گشاید. اما با وجود پیشرفت‌های مهم در رفاه مادی و امید به زندگی در بسیاری از کشورها، هنوز مشکلات همیشگی از قبیل بحران‌های اقتصادی و نابرابری فزاینده وجود دارد. از آخرین انقلاب فناوری دیجیتال، نگرانی در مورد چگونگی توزیع مزایای فناوری مطرح‌شده است: آیا مزایای فناوری به‌طور مساوی در کل جامعه توزیع می‌شوند یا فقط در تعداد کمی از افراد متمرکز شده‌اند. این نگرانی با این واقعیت پشتیبانی می‌شود که افزایش سریع نابرابری درآمد همراه با تغییرات سریع فنّاورانه که از دهه ۱۹۸۰ شروع شده است، ادامه دارد (پرمانا، لانتو و سوهارتو[3]، ۲۰۱۸: ۵۱).

ادبیات اقتصادی در واقع، چندین رویکرد متفاوت در مورد سهم تغییرات فنّاورانه در نابرابری ارائه می‌دهد. از یک سو، فناوری‌های جدید، پتانسیل ایجاد فرصت‌های جدید و افزایش بهره‌وری را دارد که منجر به رشد اقتصادی و درآمد بالاتر برای افراد می‌شود. این امر، می‌تواند با ایجاد مشاغل بیشتر و افزایش دستمزد کارگران، به کاهش نابرابری درآمد کمک کند. فناوری‌های جدید همچنین می‌تواند منجر به توسعه صنایع و بخش‌های جدید شود که می‌تواند فرصت‌هایی را برای کارآفرینی و ایجاد مشاغل جدید فراهم نماید. این امر، می‌تواند به افراد کمک کند تا از نردبان درآمد بالاتر بروند و نابرابری درآمد را کاهش دهند.

با این حال، اثرات تغییرات فناوری بر نابرابری درآمد، همیشه مثبت نیست. در برخی موارد، فناوری می‌تواند منجر به جابه‌جایی مشاغل خاص- به‌ویژه مشاغلی که معمولی و کم‌مهارت هستند- شود. این امر، می‌تواند منجر به از دست دادن شغل برای اقشار خاصی از جامعه و افزایش نابرابری درآمد

1. Çalışkan (2015).
2. Automation
3. Permana, Lantu & Suharto (2018).

گردد. پیشرفت فنّاوری و توسعه هوش مصنوعی و ربات‌ها، بهره‌وری نیروی کار را به‌طور تصاعدی افزایش داده و باعث کاهش شدید چگالی نیروی کار[1] می‌شود. چشمگیرترین تغییرات توسط کارگران کم‌مهارت به‌عمل می‌آید، زیرا سهم آن‌ها می‌تواند به‌راحتی با خطوط خودکار جایگزین شود؛ بنابراین، درآمد آن‌ها پایدار نخواهد بود. فرایندهای تعدیل و تنظیم عمدتاً توسط افراد بسیار ماهر ارائه می‌گردد که می‌توانند در مقایسه با زمان کنونی حتی درآمد بیشتری داشته باشند. چنین تغییراتی منجر به اختلاف طبقاتی[2] چشمگیر در جامعه می‌شود (خرلاموا، استاویتسکی و زروتیادیس[3]، ۲۰۱۸: ۷۸).

علاوه بر این، مزایای فناوری‌های جدید، همیشه به‌طور مساوی توزیع نمی‌شود. در بسیاری از موارد، پاداش‌های فناوری به افرادی تعلق می‌گیرد که قبلاً ثروتمند بوده یا به منابعی مانند سرمایه و آموزش دسترسی دارند. این امر، می‌تواند نابرابری درآمد را با تمرکز بیشتر ثروت و درآمد در دست عده معدودی تشدید کند. همچنین، فناوری می‌تواند تحت تأثیر عواملی باشد که به نابرابری درآمد کمک می‌کند. برای مثال، در دسترس بودن منابع مالی و منابع برای تحقیق و توسعه و همچنین دسترسی به تحصیلات و آموزش، می‌تواند برای گروه‌ها یا مناطق خاصی محدود شود و به فرصت‌های نابرابر برای نوآوری و کارآفرینی منجر گردد.

به‌طورکلی، اثرات تغییرات فناوری بر نابرابری درآمد، به عوامل مختلفی از جمله ماهیت تغییرات فناوری، توزیع منافع آن و بافت نهادی و اجتماعی- اقتصادی گسترده‌تر بستگی دارد (هوآنگ و لی[4]، ۲۰۲۴: ۲). مهم است که این عوامل را در نظر بگیریم تا اطمینان حاصل کنیم که تغییرات فناوری، به‌جای تشدید نابرابری درآمد، به کاهش آن کمک می‌کند

با توجه به ابعاد پیچیده و چندوجهی اثرات تغییرات فناوری بر نابرابری درآمد، در این پژوهش برآنیم تا با استفاده از داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی[5] (SAM) سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس، به بررسی این موضوع در ایران بپردازیم. برای رسیدن به این هدف، از یک الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه[6] (CGE) استفاده می‌شود.

این مقاله در ۵ بخش ساماندهی شده است. در بخش دوم، پیشینه و سوابق پژوهش ارائه می‌شود. بخش سوم، به مبانی نظری اختصاص دارد. در بخش چهارم، به روش تحقیق پژوهش، معرفی داده‌ها و نتایج شبیه‌سازی پرداخته می‌شود و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

1. Labour Intensity
2. Stratification
3. Kharlamova, Stavytskyy & Zarotiadis (2018).
4. Hoang & Le (2024).
5. Social Accounting Matrix
6. Computable General Equilibrium Model

۲. پیشینه و سوابق پژوهش درباره موضوع

ریاحی و قانعی راد (۱۳۸۹)، با توجه به پارادوکس موجود در رویکردهای چندگانه توسعه در خصوص رابطه نوآوری و نابرابری، به بررسی این ارتباط برای ۱۱۳ کشور با استفاده از گزارش سال ۲۰۰۹ توسعه انسانی برنامه توسعه ملل متحد و گزارش رقابت‌پذیری جهانی ۲۰۱۰-۲۰۰۹ اجتماعی اقتصادی جهان و با رگرسیون چندگانه گام به گام[1]، پرداخته و رابطه منفی بین نوآوری و نابرابری را نشان داده‌اند. از آنجا که پایین بودن قابلیت‌های انسانی و اجتماعی، کاهش نوآوری و تشدید نابرابری‌ها در ابعاد مختلف مادی و انسانی را در پی خواهد داشت، تأکید این مقاله بر لزوم توجه بیشتر به ارتقاء قابلیت‌های انسانی در سیاستگذاری‌ها است.

شاه‌آبادی و ساری‌گل (۱۳۹۲)، با یک تحلیل آماری، به بررسی تأثیر نوآوری بر نابرابری درآمد کشورهای OPEC و کشورهای توسعه‌یافته منتخب طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ و با استفاده از آمار و اطلاعات موجود در پایگاه‌های اطلاعاتی از قبیل بانک جهانی پرداختند. نتایج مطالعه، حاکی از آن است که وضعیت کشورهای OPEC در مقایسه با کشورهای OECD در شاخص‌های ضریب جینی و نوآوری ضعیف و نامطلوب بوده که این امر ناشی از فقدان هماهنگی سیاست‌های کلان اقتصادی با سیاست‌های علمی و پژوهشی است. همچنین براساس نتایج به‌دست‌آمده، بیشتر کشورهایی که در حمایت از فعالیت‌های نوآورانه موفق‌تر عمل کرده‌اند، دارای توزیع درآمد بهتری هستند.

امانی و احمدزاده (۱۴۰۱)، به بررسی تأثیر فناوری، نوآوری و جهانی‌سازی بر نابرابری درآمدی در سه گروه از کشورهای با درآمد پایین (۱۹ کشور)، درآمد متوسط (۶۳ کشور) و درآمد بالا (۴۱ کشور)، طی دوره زمانی سال ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹ با استفاده از رگرسیون چندکی در داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که فناوری و نوآوری در تمامی دهک‌های مربوط به هر سه گروه درآمدی، دارای تأثیر منفی و معنادار در جهت کاهش نابرابری درآمدی است.

خارلاموا، استاویتسکی و زاروتیادیس[2](۲۰۱۸)، تأثیر تغییرات تکنولوژیکی بر نابرابری درآمد را با استفاده از ترکیبی از رگرسیون و تحلیل خوشه‌ای بررسی کرده و نشان می‌دهند که کشورهای اروپای مرکزی و انگلیس، در چنان سطحی از توسعه و بازتوزیع درآمد در اقتصاد هستند که هر تغییر در بهره‌وری نیروی کار، با تعمیق نابرابری درآمد قابل‌ملاحظه‌ای همراه نیست؛ ولی کشورهای پیرامونی به‌دلیل وابستگی زیاد به اقتصادهای بزرگ‌تر و نبود سازوکار پیشرفته بازتوزیع درآمد، تحت تأثیر تغییرهای فناوری قرار دارند. به‌عبارتی، تغییر فناوری در کشورهای توسعه‌یافته‌تر بر نابرابری درآمد،

1. Stepwise
2. Kharlamova, Stavytskyy & Zarotiadis (2018).

اثر کمتری دارد و در کشورهایی با نابرابری درآمد عمیق‌تر، تغییرهای فناوری بر نابرابری، اثر بیشتری دارد که می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

پرمانا، لانتو و سوهارتو[1] (۲۰۱۸)، با استفاده از رگرسیون داده های تابلویی اثرات ثابت متشکل از ۲۸ کشور اتحادیه اروپا برای دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴، نشان دادند که نوآوری ممکن است شکاف توزیع درآمد را از طریق سازوکار تغییر در فناوری مهارت‌محور[2] (SBTC) و دیدگاه شومپیتری از رانت کارآفرینانه[3] افزایش دهد. مهم‌تر از آن، این مطالعه اولین مطالعه‌ای است که نشان می‌دهد، نه‌تنها سطح نوآوری برای توزیع درآمد مهم است، بلکه چگونگی تخصصی یا متنوع شدن فعالیت‌های نوآوری نیز اهمیت دارد. تمرکز فعالیت‌ها در چند بخش محدود (برای‌مثال، افزایش تخصص در فناوری) نیز ممکن است به افزایش نابرابری درآمد منجر شود.

لاو، نسیم و ترینوگروهو[4](۲۰۲۰)، به بررسی تأثیر نوآوری بر نابرابری درآمد در بیست و سه کشور توسعه‌یافته با استفاده از یک تخمین‌زن میانگین گروهی تابلویی می‌پردازند که وابستگی مقطعی را در نظر می‌گیرد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که نوآوری، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. نویسندگان همچنین بررسی کردند که آیا رابطه نابرابری نوآوری- درآمد تابع سطح جهانی‌شدن و توسعه مالی یک کشور است؟ یافته‌ها نشان می‌دهد که شرایط تعامل بین نوآوری با این دو متغیر، تأثیر مثبتی بر نابرابری درآمد دارد، درحالی‌که نوآوری نتوانست نابرابری درآمد را کاهش دهد، جهانی‌شدن و توسعه مالی نیز باعث نابرابری درآمد می‌شود.

چلیک و ساین[5](۲۰۲۲)، به بررسی رابطه علیت بین فناوری، نوآوری و نابرابری درآمد برای کشورهای گروه ۷ پرداخته‌اند. برای این هدف، از رویکرد آزمون علیت گرنجری داده‌های تابلویی بوت استرپ[6] و مجموعه داده‌ها بین سال‌های ۱۹۸۱ و ۲۰۱۵ استفاده شده است. نتایج نشان داده است که رابطه علیت دو طرفه در کشورهای G7 بجز فرانسه وجود ندارد. نکته جدید این مقاله، بررسی علیت دو طرفه و تأثیر مالیات بر درآمد در فناوری، نوآوری و نابرابری درآمد است. تصور می‌شود که یافته‌های به‌دست‌آمده، ممکن است نقش مهمی در تعیین سیاست‌های توزیع درآمد برای سیاستگذاران داشته باشد.

وهیبه و دینا[7] (۲۰۲۳)، در مقاله خود، به دنبال اثبات ارتباط بین نابرابری، رشد اقتصادی و تغییرات فناورانه می‌باشند. بدین منظور، دو مطالعه اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های تابلویی برای

1. Permana, Lantu & Suharto (2018).
2. Skill-biased Technological Change
3. Entrepreneurial Rent
4. Law, Naseem &Trinugroho (2020).
5. Çelik & Sayın (2022).
6. Application of the Bootstrap Panel Granger Causality Test
7. Wahiba & Dina (2023).

مجموعه‌ای از کشورهای آفریقایی در دوره‌های ۲۰۱۹-۱۹۹۲ و ۲۰۱۹-۱۹۹۵ انجام دادند. نتایج مطالعات، نشان می‌دهد که تغییرات فناورانه، کانالی است که از طریق آن، سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی و همچنین نابرابری تأثیر می‌گذارد. این نتیجه را می‌توان با این واقعیت توضیح داد که درصورت وجود تغییرات فناورانه، فقط کارگران ماهر می‌توانند از آن بهره‌مند شوند، درحالی‌که کارگران غیرماهر در جستجوی شغلی که به مهارت کمتری نیاز دارد، به‌طور موقت بیکار می‌شوند.

شیائو و همکاران[1](۲۰۲۴)، در مطالعه‌ای، به‌دنبال درک رابطه بین نوآوری فناوری و نابرابری درآمد با تأکید بر پیامدهای گسترده‌تر این تأثیر متقابل بر تعاملات انسان و فناوری در محیط‌های مختلف اجتماعی- اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی بین کشوری از ۵۹ کشور (۳۱ کشور توسعه‌یافته و ۲۸ کشور درحال‌توسعه) از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۲۰، و تخمین‌زن میانگین گروهی با اثرات همبسته مشترک[2] (CCEMG) بوده‌اند. نتایج این پژوهش، نشان داد که نوآوری فناورانه، درحالی‌که به‌دلیل پتانسیل آن برای پر کردن شکاف‌های ارتباطی و عملیاتی اعلام شده است، ناخواسته نابرابری‌های درآمدی را تشدید می‌کند و تأثیری آشکار در اقتصادهای توسعه‌یافته دارد. علاوه بر این، تعاملات بین نوآوری فناورانه و متغیرهایی مانند رشد اقتصادی، جهانی‌شدن و تجارت صادراتی، پیچیدگی‌های بیشتری ازجمله اثرات بازدارنده و سریع بر روی رابطه اولیه را ایجاد می‌کند. این یافته‌ها، ماهیت دو لبه پیشرفت‌های فناوری را روشن می‌کند و بر نیاز به سیاستگذاری آگاهانه که از مزایای نوآوری استفاده می‌کند و در عین حال، پیامدهای ناخواسته اجتماعی- اقتصادی آن را کاهش می‌دهد، تأکید می‌کند.

به‌طورکلی، بررسی مطالعات تجربی مرتبط با موضوع پژوهش حاضر، بیانگر آن است که مطالعات زیادی درخصوص بررسی اثرات تغییرات فناوری بر نابرابری درآمد انجام شده است. نکته مهمی که در این زمینه باید بدان توجه داشت، آنکه بخش زیادی از مطالعات انجام شده در این زمینه، صرفاً با یک تحلیل تجربی و براساس الگوهای تک معادله‌ای اقتصادسنجی صورت گرفته است؛ اما تمرکز اصلی این پژوهش، بررسی موضوع تحقیق از حیث نظری بوده و به‌دنبال تقویت جنبه نظری تحقیق می‌باشد. از طرفی، جهت بررسی اثرگذاری تکانه فناوری بر نابرابری درآمد، به‌طور معمول، با استفاده از دو رویکرد الگوهای اقتصادسنجی و تعادل عمومی قابل‌محاسبه، می‌توان به این هدف دست یافت.

از آنجا که تکانه فناوری می‌تواند بر همه بخش‌های اقتصادی و ارتباطات بین بخشی از جمله تجارت، تولید، مصرف، درآمدهای دولت، تراز پرداخت‌ها، جریان سرمایه و نرخ‌های دستمزد اثرگذار باشد (کاکبورن، دکالو و روبیکو[3]، ۲۰۰۸)، به‌کارگیری یک الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه، مفید به نظر می‌رسد. یکی از دلایل انتخاب روش الگوهای تعادل عمومی قابل محاسبه در ارزیابی سیاست‌های

1. Xiao et al. (2024).
2. Common Correlated Effects Mean Group
3. Cockburn, Decaluwé & Robichaud (2008).

مختلف، عملکرد نامناسب روش‌های اقتصادسنجی در تحلیل سیاست‌های شبیه‌سازی شده و همچنین نبود داده‌های سری زمانی و یا به‌طورکلی، داده‌های مناسب می‌باشد. پارامترهای الگوی CGE بدون نیاز به داده‌های سری زمانی طولانی و تنها با داده‌های حساب‌های ملی مقطعی و داده‌های بخشی تولید، توزیع درآمد و مصرف برآورد می‌شوند. در الگوهای اقتصادسنجی، تکانه‌ها و تغییرات به‌صورت برونزا تعریف می‌شوند، درحالی‌که در الگوی CGE، تغییرات به‌صورت درونزا در نظر گرفته می‌شوند. بر این اساس، در این مقاله با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، به بررسی موضوع تحقیق پرداخته خواهد شد.

۳. مبانی نظری

در عصر اقتصاد دانش بنیان، با وجود افزایش سرعت تولید دانش و نوآوری، نگرانی در مورد اثرگذاری آن بر ساختار دستمزد و لذا بر نابرابری درآمدی نیز افزایش یافته است. از اواخر دهه ۱۹۷۰، کشورهای OECD، شاهد افزایش در دستمزد و نابرابری بیکاری بین کارگران ماهر و غیرماهر بوده‌اند. در همین دوره، اقتصاد جهانی تغییرات عمده فناوری و افزایش قابل‌توجه در تجارت شمال-جنوب (NST) را تجربه کرده است. بر این اساس، مشخصاً به دو توضیح در مورد علل این پدیده می‌توان اشاره کرد: اول، نظریه تغییر در فناوری مهارت‌محور (SBTC) و دوم، نظریه تجارت شمال-جنوب که در آن «جنوب» (کشورهای نوظهور) کشورهای با نیروی کار غیرماهر و با دستمزد پایین مشخص می‌شود (چاسو، دومونت و هلیر[1]، ۲۰۰۸: ۴۱۰).

۳-۱. نظریه تغییر در فناوری مهارت‌محور

نظریه تغییر در فناوری مهارت‌محور در چند دهه اخیر، به‌دنبال توضیحی برای افزایش مداوم شکاف دستمزد بین کارگران کم‌مهارت و با مهارت بوده است. عمدتاً از اواخر دهه ۱۹۷۰، دستمزدهای نسبی در بازارهای کار دستخوش تغییرات عمده‌ای شده است که باعث افزایش مداوم شکاف دستمزدها به نفع کارگران ماهرتر شده است. این شکاف را پاداش صلاحیت[2] می‌نامند (پاوچنیک[3]، ۲۰۱۷).

این نظریه، بیان می‌کند که تغییرات فناورانه به‌جای تأثیر یکنواخت بر همه کارگران، ممکن است دارای مهارت «سوگیرانه» باشد؛ برای کارگران با مهارت بالا مفید است، اما به کارگران با مهارت پایین آسیب می‌رساند. به‌بیان‌دیگر، پیشرفت‌های فناوری، ممکن است سهم اشتغال و دستمزدِ گروه‌های مهارتی مختلف را تغییر دهد. این نظریه بیان می‌کند که فناوری، جایگزینِ نیروی کار کم‌مهارت

1. Chusseau, Dumont & Hellier (2008).
2. Qualification Premium
3. Pavcnik (2017).

می‌شود و سهم اشتغال افراد با مهارت پایین و همچنین دستمزد آن‌ها را کاهش می‌دهد، درحالی‌که دستمزدها و سهم اشتغال را برای افراد با مهارت بالا افزایش می‌دهد (ویولانته[1]، ۲۰۰۸: ۲).

از دهه ۱۹۹۰، اقتصاددانان به‌دنبال توضیحی برای این واقعیت بودند که پیشرفت فناوری، دیگر در توزیع درآمد حاصل از کار خنثی نیست. نظریه اقتصادی، فناوری تولید را تابعی می‌بینند که توضیح می‌دهد چگونه مجموعه‌ای از نهاده‌های تولید را می‌توان به محصول تبدیل کرد و تغییر فنی را به‌عنوان تغییر در تابع تولید، یعنی تغییر در محصول برای نهاده‌های معین، تعریف می‌کند. معیار سنتی تغییر فناوری در سطح اقتصاد، که توسط سولو[2] (۱۹۵۷) معرفی شد، بهره‌وری کل عوامل[3] (TFP) است. سولو بهبود بهره‌وری کل عوامل را به‌عنوان افزایش در محصول تعریف می‌کند که نرخ‌های نهایی تبدیل را برای نهاده‌های معین دست‌نخورده می‌گذارد. بنابراین، تغییر در بهره‌وری کل عوامل، شکلی از تغییر فنی خنثی از عوامل است.

برای اهداف توضیحی، فرض کنید که تابع تولید کل با بازدهی ثابت به مقیاس و به شکل کاب-داگلاس با دو عامل تولید سرمایه کل (K) و خدمات نیروی کار کل (L) به‌صورت $Y = AK^{\alpha} L^{1-\alpha}$ باشد، که در آن Y محصول کل، α کشش تولید نسبت به سرمایه و A همان TFP یا بهره‌وری کل عوامل است. اگر بازارهای تولید و نهاده رقابتی باشند، آنگاه سهم درآمدی که به سرمایه می‌رسد، برابر با α است. بینش اساسی سولو (۱۹۵۷)، این است که با تخمین α و اندازه‌گیری (Y، K، L) از حساب‌های ملی، تغییرات فنی خنثی را می‌توان به‌صورت «پسماند»[4] کمی‌سازی کرد. این رویکرد هوشمندانه و خردمندانه برای حسابداری رشد، برای دهه‌ها بر ادبیات تسلط داشته و یک اجماع قاطع را ایجاد کرده است که پیشرفت‌های فناوری خنثی، منبع اصلی رشد درآمد سرانه هستند. با این‌حال، یک واقعیت کلیدی که اخیراً از داده‌ها ظاهرشده است، محدودیت‌های این مفهوم‌سازی از تغییرات فنی را برجسته می‌کند. از اواسط دهه ۱۹۷۰، به‌رغم افزایش عمده در عرضه نسبی مهارت‌ها، دستمزد نیروی کار ماهر نسبت به نیروی کار غیرماهر، به‌طور چشمگیری افزایش یافته است. ترکیب دستمزد بالاتر و عرضه رو به رشد، این معنی را می‌دهد که تقاضای نسبی برای نیروی کار با مهارت بالا حتی سریع‌تر از عرضه افزایش یافته است (پرمانا، لانتو و سوهارتو، ۲۰۱۸: ۵۳). با توجه به حرکات مشاهده شده در مقادیر نسبی، این تغییرات قیمت را نمی‌توان با حرکات «در طول تابع تولید» ایجاد کرد. تغییرات فنی خنثی، طبق تعریف، درمورد تغییرات در قیمت‌های نسبی ساکت است. بنابراین، برای درک این تحولات اخیر، باید مفهوم تغییر فنی عامل محور[5] را معرفی کرد (ویولانته، ۲۰۰۸: ۲).

1. Violante (2008).
2. Solow (1957).
3. Total Factor Productivity (TFP)
4. Residual
5. Factor-biased Technical Change

در اینجا، فناوری‌های جدید، مکمل مهارت‌ها تلقی می‌شوند. از این‌رو، فردی که سطح تحصیلاتش بالاتر باشد، پاداش می‌گیرد.

برای این منظور، تابع تولید کل را با قرار دادن نهاده نیروی کار، L، یک تابع کشش ثابت جایگزینی (CES) از نیروی کار ماهر و غیر ماهر، L_s و L_u، با بهره‌وری خاص عامل A_s و A_u تعمیم می‌دهیم (همان، ۲) :

$$L = [(A_s L_s)^{\sigma} + (A_u L_u)^{\sigma}]^{\frac{1}{\sigma}}, \sigma \leq 1 \quad (۱)$$

در این مرحله، لازم نیست مشخص شود که چه عاملی یک کارگر را ماهرتر از دیگری می‌کند: این عامل می‌تواند تحصیلات، توانایی ذاتی یا تجربه باشد. (لگاریتم) نرخ نهایی تبدیل (MRT) بین دو نهاده نیروی کار عبارت است از:

$$ln(MRT_{s,u}) = \sigma \ln\left(\frac{A_s}{A_u}\right) + (1-\sigma)\ln(\frac{L_u}{L_s}) \quad (۲)$$

که در آن، تغییر در نسبت $\left(\frac{A_s}{A_u}\right)$ نوعی تغییر فنی عامل محور است، زیرا نرخ‌های نهایی تبدیل را در یک نسبت نهاده معین تغییر می‌دهد.

به‌طورخاص، تحت فرض پارامتریک تجربی قابل‌قبول $\sigma > 0$ ، اگر $\frac{A_s}{A_u}$ افزایش یابد، تغییرات فنی، مهارت‌محور خواهد شد. بنابراین، تغییر فنی مهارت‌محور باعث افزایش بهره‌وری نسبی نیروی کار ماهر می‌شود که تقاضای نسبی آن و با ثبات سایر شرایط، پاداش مهارت[1] را افزایش می‌دهد.

تحقیقات اقتصادسنجی و مطالعات موردی، یک همبستگی آماری بین استفاده از فناوری‌های جدید و سهم اشتغال کارگران ماهر (بارتل و لیختنبرگ[2]، ۱۹۸۷) و سهم دستمزد آن‌ها در صنایع را نشان می‌دهند (آتور و همکاران[3]، ۱۹۹۸). نتایج این مطالعات، به‌طور قاطع ثابت می‌کنند که فناوری‌های جدید با نیروی کارِ باصلاحیت بیشتر و دستمزد بهتر به کار گرفته می‌شوند، اما در توضیح دلیل آن، ناکام هستند. این سؤال عمیق‌تر نیازمند یک نظریه کمّی بوده که حول یک سازوکار اقتصادی صریح ساخته شده است.

تعداد زیادی از الگوهای اقتصادی در ادبیات، اصولی را برای SBTC فراهم می‌کنند. ایده اصلی همه این نظریه‌ها، مکمل بودن فناوری-مهارت است و سه فرمول جایگزین دارد.

فرمول اول، براساس یک ویژگی مشخص از اقتصاد ایالات متحده پس از جنگ ساخته شده است. کاهش شدید قیمت نسبی باکیفیت ثابتِ تجهیزات سرمایه‌گذاری (گوردون[4] ۱۹۹۰؛ گرین وود و

1. Skill Premium
2. Bartel & Lichtenberg (1987).
3. Autor et al. (1998).
4. Gordon (1990).

همکاران[1]، ۱۹۹۷)، به‌ویژه برای فناوری‌های اطلاعات مشهود است. کروسل و همکاران[2] (۲۰۰۰)، استدلال می‌کنند که ارزان شدن قابل‌توجه تجهیزات سرمایه‌ای[3]، نیرویی است که در پشت SBTC قرار دارد. این کاهش قیمت، منجر به افزایش استفاده از تجهیزات سرمایه‌ای در تولید می‌شود. در نتیجه، مکمل بودن سرمایه-مهارت در تولید، رشد سریع‌تر موجودی تجهیزات، تقاضای نسبی برای نیروی کار ماهر و به‌نوبه خود، پاداش مهارت را افزایش می‌دهد.

به‌طور واضح‌تر، این نویسندگان تابع تولید کل را به شکل رابطه (۳) تعمیم می‌دهند:

$$Y = K_s^{\alpha}\left[\gamma[\mu(K_e)^{\rho} + (1-\mu)(L_s)^{\rho}]^{\frac{\sigma}{\rho}} + (1-\lambda)(L_u)^{\sigma}\right]^{\frac{1-\alpha}{\sigma}} \qquad (۳)$$

که در آن، K_s سرمایه ساختارها[4] و K_e تجهیزات سرمایه‌ای را نشان می‌دهد. رفتار بیشینه‌سازی سود شرکت‌های قیمت‌پذیر، نشان می‌دهد که پاداش مهارت (و MRT بین نهاده‌های نیروی کار) به‌صورت تقریبی، عبارت است از:

$$ln\left(\frac{w_s}{w_u}\right) \simeq \lambda\frac{\sigma-\rho}{\rho}\ln\left(\frac{K_e}{K_e}\right)^{\rho} + (1-\sigma)\ln(\frac{L_n}{L_s}) \qquad (۴)$$

اگر $\sigma > \rho$، همان‌طور که توسط کروسل و همکاران تخمین زده می‌شود، تقاضای نسبی برای مهارت‌ها با موجودی تجهیزات سرمایه‌ای افزایش می‌یابد. تفاوت معادلات (۲) و (۴) نشان می‌دهد، مکمل سرمایه-مهارت، با جایگزینی یک روند پسماند مشاهده نشده ($\frac{A_s}{A_u}$) با روند افزایشی واقعی در نسبت تجهیزات به نیروی کار ماهر، ظرفیت اقتصادی[5] به مفهوم SBTC می‌دهد (گلدین و کاتز[6]، ۱۹۹۸).

فرمول دوم از دیدگاه نلسون-فلپس در مورد سرمایه انسانی الهام گرفته شده است (نلسون و فلپس[7]، ۱۹۶۶: ۷۰). آن‌ها معتقدند، آموزش افراد موجب افزایش تعداد نوآوران شده و فرایند انتشار فناوری را سرعت می‌بخشد. از نظر آن‌ها، نیروی کار تحصیل‌کرده با تغییرات فناوری، بهتر کنار می‌آید. کارگران ماهر، کمتر تحت تأثیر آشفتگی ایجاد شده توسط تغییرات فناوری‌های بزرگ قرار می‌گیرند؛ زیرا

1. Greenwood et al. (1997).
2. Krusell et al. (2000).
3. Equipment Capital
4. Structures Capital
5. Economic Content
6. Goldin & Katz (1998).
7. Nelson & Phelps (1966).

یادگیریِ دانش اضافی موردنیاز برای پذیرش یک فناوری جدید، برای کارگران هزینه کمتری دارد (گرین وود و یوروک اوغلو[1] ۱۹۹۷؛ کاسلی[2] ۱۹۹۹؛ گالور و موآو[3] ۲۰۰۰).

این نسخه از فرضیه مکمل بودن فناوری-مهارت، با تأکید بر اهمیت یادگیری در طول دوره‌های تغییرات فنی شدید، با کاهش سرعت بهره‌وری کل عوامل که بیشتر اقتصادهای توسعه‌یافته در دهه ۱۹۸۰ تجربه کردند، مطابقت دارد. با ورود فناوری‌های جدید اطلاعات، بهره‌وری کل می‌تواند به‌طور موقت کاهش یابد؛ زیرا کارگران و شرکت‌ها یاد می‌گیرند که چگونه روش‌های جدید تولید را در بهترین حالت خود به‌کارگیرند (هورنشتاین و کروسل[4] ۱۹۹۶؛ آگیون[5]، ۲۰۰۲).

حدس نلسون-فلپس، حاکی از آن است که افزایش پاداش مهارت گذرا است. تنها در مرحله پذیرش اولیه یک فناوری جدید است که کسانی که سریع‌تر تطبیق می‌یابند، می‌توانند از مزایایی بهره ببرند. با گذشت زمان، کارگران زیادی وجود خواهند داشت که یاد می‌گیرند چگونه با فناوری جدید کار کنند تا تفاوت دستمزد را جبران کنند.

سومین فرمول‌سازی این فرضیه، توسط میلگروم و رابرتز[6] (۱۹۹۰) انجام شده است. این نویسندگان استدلال می‌کنند که فناوری اطلاعات، هزینه‌های ذخیره‌سازی داده‌ها، ارتباطات و نظارت بر فعالیت‌های درون بنگاه را کاهش می‌دهد و باعث تغییر به سمت یک طراحی سازمانی جدید می‌شود. کارگران دیگر وظایف معمول و تخصصی را انجام نمی‌دهند، اما اکنون مسئولیت طیف وسیعی از وظایف را در گروه‌ها برعهده دارند. بنابراین، کارگرانِ سازگاری که دارای مهارت‌های عمومی هستند و در فعالیت‌های چندوظیفه‌ای مهارت بیشتری دارند، از این تحول سود می‌برند. به‌عبارت‌دیگر، تغییر در فناوری، باعث ایجاد یک تغییر سازمانی می‌شود که همراه با سوگیری مهارتی است (ویولانته، ۲۰۰۸: ۶-۱).

شواهد اقتصاد خردی منطبق با تمام این فرمول‌بندی‌های فرضیه مکمل بودن فناوری-مهارت، توسط اتور و همکاران[7] (۲۰۰۳)، ارائه شده است. این نویسندگان براساس داده‌های مربوط به محتوای مهارت و وظایف مشاغل مختلف، نیازمندی‌های شغلی را به وظایف «روتین» و «غیرروتین» تقسیم کردند و نشان دادند که از دهه ۱۹۷۰، نهاده نیروی کار، با وظایف تحلیلی و تعاملیِ غیرروتین نسبت به کارهای

1. Greenwood and Yorukoglu (1997).
2. Caselli (1999).
3. Galor & Moav (2000).
4. Hornstein & Krusell (1996).
5. Aghion (2002).
6. Milgrom & Roberts (1990).
7. Autor et al. (2003).

معمول شناختی و دستی، به‌شدت افزایش یافته است. نویسندگان، این یافته‌ها را به‌عنوان شواهدی تفسیر می‌کنند که نشان می‌دهد، فناوری اطلاعات، جایگزین نیروی کار غیرماهر شده است که در کارهای ساده و تکراری‌تر - که بیشتر مستعد کامپیوتری شدن هستند - به‌کار گرفته می‌شوند و مکمل کارگرانی هستند که دارای مهارت‌های حل مسئله تعمیم‌یافته، ارتباطات پیچیده و مهارت‌های تحلیلی هستند.

برای مثال، اجرای یک فناوری هدف عمومی[۱] (GPT)[۲] نمونه روشنگرانه‌ای از SBTC را ارائه می‌دهد. GPT یک فناوری است که بر تمام صنایع تأثیر می‌گذارد (برسناهان و تراجتنبرگ[۳]، ۱۹۹۵؛ هلپمن[۴]، ۱۹۹۸). با این‌حال، معرفی یک GPT جدید در تولید، یک فرایند تعدیلِ پرهزینه است که مستلزم استفاده موقت از کارشناسان ماهر برای تطبیق سازمان و نیروی انسانی شرکت با الگوهای فناوری جدید است (هلپمن و تراجتنبرگ[۵]، ۱۹۹۸). درنتیجه، منابع به‌طور موقت از تولید خارج می‌شوند تا برای انطباق استفاده شوند و این باعث کاهش بهره‌وری می‌شود (گرین وود و یوروک اوغلو[۶]، ۱۹۹۷). به‌علاوه، سازگاری با فناوری جدید در درجه اول مستلزم استفاده از کارگران ماهر است که به‌طور موقت پاداش مهارت را افزایش می‌دهند (کاسلی[۷]، ۱۹۹۹؛ جاکوبز و ناهویس[۸]، ۲۰۰۲).

از آنجایی‌که معرفی ICT به‌عنوان یک GPT در نظر گرفته می‌شود، این توضیحی برای افزایش پاداش مهارت و معمای بهره‌وری سولو ارائه می‌دهد. در همین راستا، گالور و موآو[۹] (۲۰۰۰)، الگویی از پیشرفت فناوری درونزا را توسعه می‌دهند که در آن، انتقال به وضعیت یکنواخت با افزایش نابرابری دستمزدها در درون گروه‌ها و همچنین بین گروه‌ها مشخص می‌شود (چاسو، دومونت و هلیر، ۲۰۰۸: ۴۳۱).

در قالب الگویی که نابرابری، هم از توانایی شخصی (مهارت) و هم، از انتقال بین نسلی سرمایه انسانی خاص (مربوط به بخش) ناشی می‌شود، گالور و تسیدون[۱۰] (۱۹۹۷)، نشان می‌دهند که یک تغییر عمده فناوری، نابرابری را براساس توانایی شخصی افزایش می‌دهد، درحالی‌که نوآوری‌های ساده

---

۱. فناوری هدف عمومی (GPT) به مجموعه‌ای از فناوری‌ها اطلاق می‌شود که کاربردهای گسترده‌ای در صنایع و بخش‌های مختلف دارند. نمونه‌هایی از GPT شامل اینترنت و هوش مصنوعی است.

2. General Purpose Technology
3. Bresnahan & Trajtenberg (1995).
4. Helpman (1998).
5. Helpman & Trajtenberg (1998).
6. Greenwood & Yorukoglu (1997).
7. Caselli (1999).
8. Jacobs & Nahuis (2002).
9. Galor & Moav (2000).
10. Galor & Tsiddon (1997).

فناوری، نابرابری مبتنی بر توانایی را محدود می‌کند، اما انتقال منشأ و درنتیجه، نابرابری پایدارتر را تقویت می‌کند (همان، ۴۳۱).

علاوه بر تغییر فناوری مهارت‌محور، نقش رانت کارآفرینانه معرفی شده توسط شومپیتر[1] (۱۹۴۲)، به‌عنوان عامل تعیین‌کننده شکاف فزاینده کسب درآمد بین گروه برتر و بقیه جمعیت است. افزایش نابرابری درآمد، ممکن است ناشی از رانت‌های انحصاری کسب شده توسط کارآفرینان به‌دلیل فعالیت‌های نوآورانه‌شان باشد که توسط آگیون و همکاران[2] (۲۰۱۵) و جونز و کیم[3] (۲۰۱۴)، پیشنهاد شده است. هر دو مطالعه بر نقش نوآوری و تلاش‌های کارآفرینانه تأکید می‌کنند. این امر، نه‌تنها پاداش مهارت بین کارگران با مهارت بالا و کارگران کم‌مهارت است که افزایش نابرابری درآمد را تعیین می‌کند، بلکه سهم نابرابری درآمد بین کارآفرینان و کل کارگران را نیز تعیین می‌کند (آگیون و همکاران ۲۰۱۵).

افزایش نرخ نوآوری و بهره‌وری تحقیق و توسعه، باعث می‌شود برخی از سهم‌های درآمد کل از کارگران به کارآفرینان تغییر کند. درنتیجه، سهم درآمد کارآفرینان که فقط در تعداد کمی از افراد متمرکز است، افزایش می‌یابد. به گفته شومپیتر (۱۹۴۲)، نیروی تحول‌آفرین نوآوری، به کارآفرینان اجازه می‌دهد تا از درجاتی از رانت انحصاری برخوردار شوند. شومپیتر (۱۹۴۲)، از این به‌عنوان "جوایز ارائه شده توسط جامعه سرمایه‌داری به نوآوران موفق" یاد می‌کند (پرمانا، لانتو و سوهارتو، ۲۰۱۸: ۵۳).

۲-۳. تجارت شمال- جنوب (NST)[4]

درخصوص تأثیر گسترش تجارت بر نابرابری درآمد، سه رویکرد اصلی وجود دارد. رویکرد اول، نظریه نئوکلاسیک تجارت بین‌الملل (الگوی استاندارد هکشر- اوهلین) است که به فرض مهم وجود رقابت کامل در بازار کالا و تولید استوار است. این نظریه، علت برقراری تجارت بین کشورها را وجود مزیت نسبی ناشی از اختلاف کشورها در فراوانی عوامل و نهاده‌های تولید می‌داند. رویکرد دوم (نظریه جدید تجارت بین‌الملل)، به تبیین روابط تجاری بین کشورهای با فراوانی عوامل مشابه می‌پردازد. برخلاف رویکرد اول، این رویکرد برفرض وجود رقابت ناقص در بازار کالاها مبتنی است و در تبیین پدیده تجارت بین کشورهای توسعه‌یافته و تجارت بین صنایع، کاربرد دارد. در رویکرد سوم، تغییرات فناوری مورد توجه قرار می‌گیرد (گرجی و برهانی پور، ۱۳۸۷: ۱۰۳). در این بخش، اثرات گسترش تجارت بر نابرابری درآمد براساس رویکرد پیشرفت فناوری مورد بررسی قرار می‌گیرد.

---

1. Schumpeter (1942).
2. Aghion et al. (2015).
3. Jones & Kim (2014).
4. North-South Trade

بیشتر اقتصاددانان، تغییرات فناوری را مهم‌ترین نیروی محرکه فرایند رشد اقتصادی می‌دانند. تا اواسط دهه ۱۹۸۰، نظریه رشد، فرض می‌کرد که رشد اقتصادی و تغییرات فنی، به‌صورت برونزا تعیین می‌شوند؛ بعدها تحت یک تغییر اساسی فراتر از رویکرد پسماند سولو، پیشرفت فناوری درونزا فرض شد (رومر[1]، ۱۹۸۶ و ۱۹۹۰). گروسمن و هلپمن[2] (۱۹۹۱)، این رویکرد را گسترش دادند و نظریه رشد درونزا را در یک اقتصاد باز، تحت این فرض که کالاها شامل دانش فنی هستند که کشورهای خارجی می‌توانند از طریق واردات و تجارت بین‌المللی به دست آورند، بسط دادند. بنابراین، گسترش تجارت بین کشورها، موجب انتقال دانش و فناوری شده و با افزایش نوآوری در کشور دریافت‌کننده فناوری (مقصد)، بهره‌وری، ارزش‌افزوده و تولید در این کشور را افزایش خواهد داد (داس[3]، ۲۰۱۲: ۶۲۱). این امر، به‌ویژه برای کشورهای درحال‌توسعه که به‌شدت بر تحقیقات و نوآوری‌های ناشی از کشورهای توسعه‌یافته تکیه می‌کنند، صادق است (پیوا[4]، ۲۰۰۴: ۱).

از سویی، بیشتر اقتصاددانان، انتقال دانش و فناوری به‌واسطه گسترش تجارت را، یکی از مهم‌ترین تبیین‌های مربوط به نابرابری درآمد می‌دانند. پیشرفت فناوری از طریق سه کانال سرریز دانش[5]، اثرات تجمیع فضایی نوآوری[6] و تغییرات در فناوری مهارت‌محور، می‌تواند بر پاداش مهارت و درنتیجه، نابرابری درآمد تأثیر بگذارد.

سرریز دانش، ممکن است به کارگرانی که مهارت‌های کمتری دارند، اجازه دهد تا از افراد بسیار ماهر بیاموزند و بهره‌وری خود را افزایش دهند (گلیزر[7]، ۱۹۹۹) که منجر به نوآوری فناورانه و همچنین کاهش نابرابری درآمدی می‌شود. برخی از محققان، بر این باورند که در محیط‌های نوآورانه و غنی از دانش، افرادی که سطح مهارت‌های پایین‌تری دارند، ممکن است بیشتر بیاموزند و از نوآوری بهره ببرند، اما برخی دیگر، بر این باورند که روشن نیست که دانش حاصل از نوآوری، به‌اندازه کافی برای افزایش بهره‌وری برای گروه‌های کم‌مهارت استفاده شود و بنابراین، کارگران با مهارت پایین، در مشاغلی نخواهند بود که بتوانند از این دانش جدید بهره‌مند شوند (لی و رودریگز پوز، ۲۰۱۳: ۳).

اگر توابع تولید شمال، به شکل رابطه (۵) باشند:

$$Y_i = A_i F_i (H_i, L_i) \, , i = 1, 2 \qquad (۵)$$

توابع تولید جنوب، به شکل رابطه (۶) خواهد شد:

$$Y_i = \lambda A_i F_i (H_i, L_i) \, , 0 < \lambda < 1 \qquad (۶)$$

1. Romer (1986 and 1990).
2. Grossman & Helpman (1991).
3. Das (2012).
4. Piva (2004).
5. Knowledge Spillovers
6. Spatial Agglomeration Effects of Innovation
7. Glaeser (1999).

که در آن، اولاً، یک کارگر (ماهر یا غیرماهر) از جنوب، λ برابر کارگر از شمال است و ثانیاً، این امر، منجر به $w_L^S = \lambda w_L^N$ و $w_H^S = \lambda w_H^N$ در هر دو منطقه می‌شود که درواقع، امتیاز (پاداش) مهارت یکسانی را نشان می‌دهد. اکنون فرض کنید سرریزهای فناوری از شمال به جنوب ضریب λ را افزایش دهد. نتیجه، افزایش وزنِ جنوب است که منجر به افزایش برخورداری جهانیِ نیروی کارِ غیرماهر و بنابراین، افزایش پاداش مهارت در شمال و جنوب می‌شود. به‌علاوه، اگر در بخش غیرمهارت‌محور که جنوب در آن تخصص دارد، پیشرفت فناوری فراگیر شود، آنگاه پاداش مهارت در شمال افزایش می‌یابد؛ زیرا اکنون این منطقه مزیت‌های نسبی عاملی و فنی را در بخش مهارت‌محور ترکیب می‌کند. درنتیجه، سرریزهای فناورانه از شمال به جنوب، معمولاً پاداش مهارت را در شمال افزایش می‌دهند (چاسو، دومونت و هلیر، ۲۰۰۸: ۴۳۵).

دومین کانالی که از طریق آن، فناوری‌های جدید می‌تواند بر پاداش مهارت و درنتیجه نابرابری درآمد تأثیر بگذارد، اثرات تجمیع فضایی نوآوری است (ون رینن[1]، ۱۹۹۶؛ فاجیو و همکاران[2]، ۲۰۰۷؛ اچوررى-کارول و آیالا[3]، ۲۰۰۹). تجمیع به‌طور معمول، اشاره به تمرکز فضایی فعالیت اقتصادی در یک منطقه دارد. در این حالت، به‌دلیل اینکه فعالیت‌های اقتصادی در یک محل واقع شدند، منجر به کاهش هزینه‌ها می‌گردد.

فناوری‌های جدید، می‌تواند دستاوردهای بزرگی ایجاد کند که احتمالاً برای کسانی که مهارت‌های تکمیلی دارند یا کسانی که در بخش‌های نوآورانه کار می‌کنند، جذاب باشد، که منجر به مهاجرت نیروی کار می‌شود؛ اما تأثیر مهاجرت بر نابرابری مبهم است. برای شهرهایی که ساکنان بسیار ماهر کمی دارند، اما مهاجرت با مهارت بالا را تجربه می‌کنند، فناوری‌های جدید، ممکن است ابتدا نابرابری را افزایش دهد، اما پس از یک سطح آستانه مشخص، ممکن است شروع به کاهش نابرابری کند.

الگوهای سنتی بازار کار، نشان می‌دهد که این فرایند مهاجرت، دستمزد افراد بسیار ماهر را کاهش می‌دهد. در مقابل، الگوهای جدیدتر مبتنی بر بازدهی‌های فزاینده، نشان می‌دهند که وقتی مهاجرانِ بسیار ماهر جمع می‌شوند، بازدهی فزاینده به مقیاس وجود خواهد داشت و مهاجران با مهارت بیشتر، منجر به افزایش حتی بیشتر در نوآوری می‌شوند (پوگا[4]، ۲۰۰۲). گروهی از نوآوران مرفه در بازار کار، هم ساختار شغلی و هم دستمزد افراد با سطح مهارت پایین را تغییر می‌دهند، زیرا ثروت برای یک

1. Van Reenen (1996).
2. Faggio et al. (2007).
3. Echeverri-Carroll & Ayala (2009).
4. Puga (2002).

گروه، ممکن است بازار کار را برای دیگران منحرف کند و مشاغلی را در زمینه خدمات شخصی با دستمزد پایین ایجاد می‌کنند (مانینگ[1]، ۲۰۰۴؛ کاپلانیس[2]، ۲۰۱۰) و درنهایت، سطح کلی نابرابری درآمد را تغییر می‌دهند (لی و رودریگز پوز، ۲۰۱۳: ۲).

سومین کانالی که از طریق آن فناوری‌های جدید، می‌تواند بر پاداش مهارت و درنتیجه نابرابری درآمد تأثیر بگذارد، تغییرات در فناوری مهارت‌محور است. انتشار تسهیل شده فناوری در سراسر جهان در سال‌های اخیر، با گسترش تجارت در ارتباط است. درحالی‌که گاهی اوقات تفکیک اثرات ایجادشده به‌طور جداگانه توسط این دو پدیده فناوری و باز بودن، دشوار است (لال[3]، ۲۰۰۲)، ممکن است پیامدهای آن بر توزیع درآمد و اثرات مهارت، متفاوت باشد.

در نظریه تجارت، قضیه استالپر-ساموئلسون[4] (۱۹۴۱)، پیش‌بینی می‌کند که باز بودن تجارت، درآمد صاحبان عوامل فراوان را افزایش و درآمد صاحبان عوامل کمیاب را کاهش می‌دهد. کشورهای درحال‌توسعه در مقایسه با اقتصادهای توسعه‌یافته، نسبتاً دارای نیروی کار غیرماهر هستند. درنتیجه، انتظار می‌رود واردات کشورهای درحال‌توسعه به صاحبان سرمایه و نیروی کار ماهر آسیب برساند، درحالی‌که صادرات این کشورها باید به نفع افراد غیرماهر باشد (برعکس در مورد اقتصادهای توسعه‌یافته صادق است). بنابراین، تجارت باید نابرابری درآمد را در اقتصادهای توسعه‌یافته افزایش دهد و آن را در کشورهای درحال‌توسعه کاهش دهد (رووني و لی[5]، ۲۰۰۳). با این‌حال، هر زمان که انتقال فناوری مطرح می‌شود، مسائل می‌تواند مسیر دیگری را طی کند. (برمن[6]، ۲۰۰۰). اگر انتقال فناوری حتی در کشورهای درحال‌توسعه به نفع افراد ماهر باشد، همان‌طور که معمولاً در کشورهای پیشرفته انجام می‌شود، تقاضای بیشتری برای کارگران نسبتاً ماهر در کشورهای درحال‌توسعه وجود خواهد داشت که احتمالاً باعث ایجاد عدم تطابق مهارت (بیکاری) و یا افزایش پراکندگی دستمزدها بین دسته‌های مختلف کارگران و نرخ رشد کندتر درآمد سرانه می‌شود (پیوا ،۲۰۰۴: ۳). برای به‌کارگیری پیشرفت فناوری در تولید، نیاز به نیروی کار بسیار ماهر خواهد بود. با آزادسازی تجاری، کشورهای توسعه‌یافته که در تولید کالاهای سرمایه‌بر مزیت نسبی دارند، به تولید و صادرات این کالاها اقدام خواهند کرد که به استفاده گسترده‌تر از سرمایه در خط تولید نیاز خواهد داشت. این آزادسازی بر اساس درجهٔ بالای مکمل بودن بین کارگران ماهر و سرمایه و نیز درجهٔ بالای جانشینی بین نیروی کار غیرماهر و سرمایه، باعث افزایش تقاضا و دستمزد نیروی کار بسیار ماهر و کاهش

1. Manning (2004).
2. Kaplanis (2010).
3. Lall (2002).
4. Stolper-Samuelson (1941).
5. Reuveny & Li (2003).
6. Berman (2000).

تقاضا و دستمزد نیروی کار کم‌مهارت شده و به این‌ترتیب، شکاف دستمزدی بین کارگران بسیار ماهر و کم‌مهارت افزایش خواهد یافت (آگنور[1]، ۲۰۰۰: ۵۳۰). درنتیجه، نابرابری درآمد در این کشورها افزایش پیدا خواهد کرد (گرجی و برهانی پور، ۱۳۸۷: ۱۰۵).

فناوری‌های پیشرفته، علاوه بر کشورهای توسعه‌یافته در کشورهای درحال‌توسعه نیز از عوامل تشدید نابرابری‌ها در بازارهای کار به‌شمار می‌رود. چگونگی این امر را به‌طور خلاصه می‌توان این‌گونه بیان کرد که ابداعات و تغییرات فناوری در کشورهای پیشرفته به‌سرعت به‌سوی فناوری‌های مهارت‌بر حرکت می‌کند. درعین‌حال، فناوری‌های قدیمی‌تر که می‌توانست نیروی کار با مهارت کار کمتر را به‌خدمت بگیرد، به کشورهای درحال‌توسعه انتقال‌یافته که این امر، شکاف دستمزدی در کشورهای درحال‌توسعه را نیز تشدید می‌کند؛ زیرا این فناوری‌ها برای کشورهای مذکور، فناوری مهارت‌بر محسوب شده و باعث افزایش تقاضا و بهره‌وری کارگران ماهر و کاهش تقاضا برای کارگران غیرماهر که - در این کشورها فراوان‌اند - می‌شود و با افزایش نابرابری دستمزدها، نابرابری درآمد نیز بیشتر می‌شود (همان: ۱۰۶)

۴. روش‌شناسی پژوهش، معرفی داده‌ها و نتایج شبیه‌سازی

الگوهای تعادل عمومی قابل‌محاسبه، الگوهای عددی بزرگی هستند که نظریه‌های اقتصادی را با داده‌های واقعی اقتصاد ترکیب می‌کنند تا تأثیر تکانه‌های سیاستی را بر اقتصاد استخراج نمایند (فلاحتی و همکاران، ۱۴۰۱: ۵۶).

الگوی تعادل عمومی استاندارد برای تجزیه و تحلیل ایستای مقایسه‌ای به‌کار می‌رود؛ بدین معنا که تأثیر یک یا ترکیبی از تکانه‌ها به‌وسیله مقایسه وضعیت الگو قبل و بعد از تکانه مورد بررسی قرار می‌گیرد. این تکانه‌ها می‌تواند شامل تغییر در بهره‌وری عوامل، تغییر در نرخ‌های مالیات مستقیم، عوارض تجاری، قیمت‌های جهانی، هزینه‌های حمل‌ونقل و تغییر در پرداخت‌های انتقالی از سوی دولت یا جهان خارج به خانوارها باشد. هدف از نگارش مقاله حاضر، بررسی گسترش تجارت بر نابرابری درآمد با رویکرد تغییر فناوری است. در این مقاله، تکانه شامل افزایش سطح فناوری است.

۴-۱. درخت فناوری و توابع تولید آشیانه‌ای[2]

از آنجا که تصمیم تولیدکننده در مورد میزان نهاده و محصول، به فناوری تولید بستگی دارد، در اینجا چگونگی فرایند فناوری، در یک الگوی استاندارد تعادل عمومی قابل‌محاسبه بررسی می‌شود. فناوری، فرایند تولید را با استفاده از نهاده‌های واسطه و اولیه توضیح می‌دهد. الگوی تعادل عمومی

1. Agenor (2000).
2. Technology Tree and Nested Production Function

قابل‌محاسبه، تابع تولید را به قسمت‌هایی تجزیه می‌کند، به‌طوری‌که در یک نمودار، این الگوها به یک درخت وارونه شبیه هستند. درخت فناوری، ترسیمی از فناوری فرضی بنگاه هر صنعت و نشان-دهنده ساختار آشیانه‌ای تولید یک بنگاه اقتصادی، در الگوهای تعادل عمومی است (برفیشر[1]، ۱۳۹۲: ۱۵۴).

شکل ۱ درخت فناوری را نشان می‌دهد که از نوع الگوهای استاندارد تعادل عمومی قابل‌محاسبه است. این نمودار، سه سطح از فرایند تولید را نشان می‌دهد. در سطح بالای درخت فناوری، تولید بخشی از هر فعالیت، با ترکیب ارزش‌افزوده و مصرف نهاده‌های واسطه‌ای با نسبت ثابت به‌دست می‌آید. به‌عبارت‌دیگر، دو نهاده ذکر شده، مکمل هم بوده و با تابع لئونتیف و کشش جانشینی صفر با هم ترکیب می‌شوند.

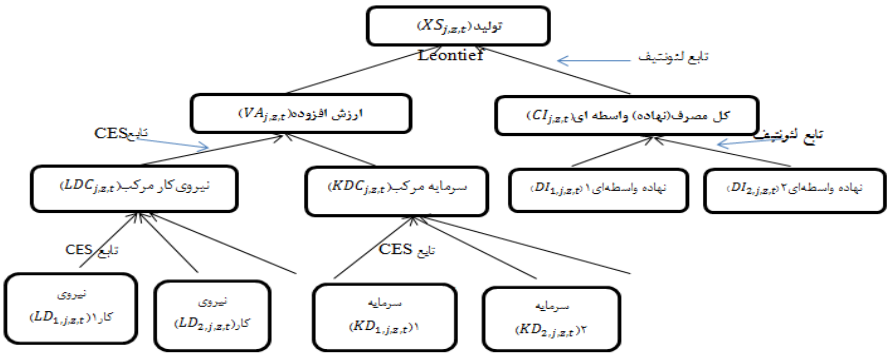
در سطح میانی درخت فناوری، ارزش‌افزوده هر صنعت شامل ترکیبی از نیروی کار مرکب و سرمایه مرکب است که با تابع کشش جانشینی ثابت(CES) باهم ترکیب‌شده‌اند. در این سطح، بنگاه‌ها با بیشینه کردن سود و یا کمینه کردن هزینه، در نقطه‌ای اقدام به استخدام عامل تولید می‌کنند که در آن، قیمت عامل تولید مساوی تولید نهایی آن می‌شود. با داشتن یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت، هر کالا براساس نسبت نیروی کار به سرمایه، کاربر و یا سرمایه‌بر است.

بخشی از عوامل تولید در داخل تولید و بخشی دیگر، از خارج وارد می‌شود. همچنین عوامل تولید وارداتی به‌صورت منابعی برای صادرکنندگان مورد استفاده قرارگرفته و بنگاه‌ها برای تولید، نسبتی از عوامل تولید داخلی و وارداتی را ترکیب می‌کنند.

در سطح پایین درخت فناوری از سمت ارزش‌افزوده (سمت چپ درخت فناوری)، سرمایه مرکب، ترکیبی از بخش‌های مختلف سرمایه است که با کشش جانشینی ثابت باهم ترکیب می‌شوند.

براساس درخت فناوری، به بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های مختلف تولیدی تکانه وارد می‌شود. تکانه فناوری با تأثیر بر سرریز فناوری، بهره‌وری تولید را افزایش می‌دهد و با افزایش بهره‌وری، ارزش‌افزوده و تولید بنگاه افزایش خواهد یافت. فرایند فناورانه برای یک بنگاه، اثر خارجی به‌حساب می‌آید که موجب بهبود بهره‌وری نهاده‌ها و کاهش هزینه‌ها می‌شود. سرریز فناوری می‌تواند دو اثر مستقیم و غیرمستقیم داشته باشد. اثر مستقیم انتقال فناوری، به‌صورت بهبود بهره‌وری است که منجر به افزایش ارزش‌افزوده می‌شود و اثر غیرمستقیم، به‌صورت سرریز دانش حاصل از فرایند یادگیری است که بستگی به قدرت جذب کشور مقصد دارد (جلایی و گرگینی، ۱۳۹۲: ۴۲).

1. Burfisher (2013).



شکل ۱: ساختار درخت تولید

Figure 1: Production Tree Structure

منبع: دکالو و همکاران (۲۰۱۳)

۲-۴. ساختار الگو

برای تعریف الگوی تعادل عمومی، الگوهای مختلفی ارائه شده است. الگوی مشارکت سیاست اقتصادی[1]، یکی از الگوهای تعادل عمومی است که توسط دکالو و همکاران (۲۰۱۳) ارائه شده و شامل نسخه‌های یک دوره‌ای-یک کشوری[2]، چند دوره‌ای-یک کشوری[3]، چند کشوری-یک دوره‌ای[4] و الگوی پویای بازگشتی چند کشوری-چند دوره‌ای[5] می‌شود. در این مطالعه، از الگوی استاندارد یک دوره‌ای-یک کشوری استفاده شده که ۹۸ معادله دارد و به چهار بلوک قیمت[6]، تولید و تجارت[7]، نهادها[8] و قیدهای سیستم[9] تقسیم شده و تعدیلات لازم در معادلات الگوی استاندارد به‌منظور هماهنگی آن با اقتصاد ایران، صورت گرفته است.

الگوی استاندارد یک دوره‌ای-یک کشوری، بر اساس اطلاعات ماتریس حسابداری اجتماعی[10] طراحی شده و شامل فعالیت‌های اقتصادی، کالاها، عوامل تولید و نهادها می‌شود. در این الگو، کالای تولید

1. Partnership for Economic Policy (PEP)
2. PEP-1-1
3. PEP-t-1
4. PEP-w-1
5. PEP-w-t
6. Price Block
7. Production and Trade
8. Institutions
9. System Constraint
10. SAM

شده با استفاده از نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای در تابع تبدیل با کشش ثابت[1] (CET) به کالای صادراتی و کالای بازاری داخلی تبدیل می‌شود. بنگاه‌ها نیز با حداقل‌سازی هزینه و یا حداکثرسازی سود خود، در نقطه‌ای عوامل تولید را استخدام می‌کنند که در آن، قیمت عامل تولید با تولید نهایی آن برابر باشد. با داشتن یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت، هر کالا براساس نسبت نیروی کار به سرمایه، کاربر و یا سرمایه‌بر است.

مصرف‌کنندگان کالاهای مرکب که ترکیبی از کالاهای وارداتی و کالاهای ساخت داخل می‌باشند را خریداری می‌کنند. ترکیب واردات و تولید داخلی، توسط یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت[2] (CES) که به تابع آرمینگتون[3] معروف است، مشخص می‌شود. کشور مورد نظر یک «کشور کوچک» است که گیرنده قیمت‌های جهانی صادرات و واردات در سطح ثابتی است. با برقراری تعادل در قیدهای سیستم، شامل تعادل در بازار عوامل تولید، تعادل در بازار کالاهای مرکب، تعادل در بازار خارجی، تعادل در بخش دولتی و تعادل پس‌انداز-سرمایه‌گذاری، تعادل در کل سیستم برقرار می‌گردد. معادلات این الگو در بسته نرم‌افزاری GAMS به زبان برنامه‌نویسی تبدیل شده و با این نرم‌افزار، معادلات الگو به‌طور همزمان حل می‌شوند.[4]

در این مقاله، با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه، الگوی داس (۲۰۱۵) و مطالعه صمدی و همکاران (۱۳۹۸)، تأثیر تکانه فناوری بر نابرابری درآمدی بررسی شده است. براساس مطالعات داس (۲۰۱۲ و ۲۰۱۵)، وقتی تکانه مثبت فناوری اتفاق بیافتد، هرچه وضعیت شاخص‌های نهادی بهبود یابد، افزایش بهره‌وری بیشتر و کاهش نابرابری درآمدی بیشتر می‌شود. ارتباط بین ظرفیت فناوری و کاهش نابرابری درآمد، هم از لحاظ نظری و هم از لحاظ کار عملی و آماری، موضوعی پیچیده است. دایک[5](۲۰۰۱)، نشان داده که اگر حجم بالایی از فناوری‌های جدید برای تقویت خط‌مشی توسعه اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و عناصر محیطی مورد استفاده قرار گیرد، فقر و نابرابری در طول ۵۰ سال آینده از بین خواهد رفت. پیشرفت فناوری، می‌تواند با افزایش بهره‌وری، سایر مشکلات اقتصادی را برطرف نماید. انتقال و سرریز فناوری نیز از دو طریق تجارت و سرمایه‌گذاری صورت می‌گیرد.

---

1. Constant Elasticity of Transformation (CET)
2. Constant Elasticity of Substitution
3. Armington Function
4. با توجه به تعداد بالای معادلات الگوی تحقیق و به‌جهت جلوگیری از طولانی شدن گزارش تحقیق، از ذکر آن‌ها در اینجا پرهیز می‌شود و به منابع ارجاع داده شده است.
5. Dyke (2001).

ورود عوامل نهادی در این مقاله، براساس مطالعات داس (۲۰۱۲، ۲۰۱۵) و همچنین مطالعه داس و پاول[1] (۲۰۰۰) و میجل و تونگرن[2] (۱۹۹۹) است که بر همین اساس، تأکید این مقاله بر انتقال فناوری از طریق تجارت بین‌الملل است. به همین دلیل در الگوی پیشنهادی، تأثیر سرریز فناوری از طریق رابطه مبادله بازرگانی مورد تحلیل قرار گرفته و سپس تأثیر عوامل نهادی بر آن بررسی‌شده است. شاخص رابطه مبادله بازرگانی، مقدار دانش سرریز شده از کشور مبدأ به کشور مقصد را برای به‌کارگیری در تولیدات داخلی آن، اندازه می‌گیرد. اگر X_{ns}، صادرات از کشور مبدأ به کشور مقصد، Y_s تولید داخلی کشور مقصد، n نشان‌دهنده کشور مبدأ و s نشان‌دهنده کشور مقصد تجارت باشد، شدت رابطه مبادله بازرگانی، عبارت خواهد بود از:

$$E_{ns} = \frac{X_{ns}}{Y_s} \quad 0 \leq \mathrm{E_{ns}} \leq 1 \qquad (۷)$$

تجارت با انتقال و افزایش سرریز فناوری به داخل، موجب افزایش بهره‌وری در کلیه بخش‌های تولیدی خواهد شد. داس (۲۰۱۵)، بهره‌وری کل عوامل تولید را ترکیبی از فناوری و نهادها دانسته و در معادلات تعریف شده، برای نشان دادن این رابطه، از تأثیر تجارت بر پارامتر جذب قدرت دانش استفاده کرده است.

شاخص ظرفیت جذب[3] (AC)، شاخص جذب نوآوری[4] (ICC)، شاخص دسترسی به فناوری[5] (TA) در کنار پارامتر نهادی- اجتماعی[6] (SIP) و تابع مسافت و یادگیری[7] (LeAD)، می‌توانند پارامتر جذب قدرت دانش ($LeAP = \theta_s$)[8] را تعیین کنند. میزان بهره‌مند شدن یک کشور از نوآوری‌های فنی، به عوامل مختلفی بستگی دارد. ظرفیت جذب یا میزان مهارت نیروی کار برای استفاده از فناوری نوظهور و پیشرفته، یکی از این عوامل است که به‌میزان آموزش و تعداد سال‌های تحصیلی بستگی دارد. برای محاسبه شاخص جذب نوآوری، می‌توان از نسبت سهم پرداختی به نیروی کار ماهر و غیرماهر استفاده کرد.

---

1. Das & Powell (2000).
2. Meijl & Tongeren (1999).
3. Absorptive Capacity
4. Innovation Capability Index
5. Technology Availability
6. Socio-institutional Parameter
7. Learning Effects and Distance Function
8. Learning-enabled Absorption Parameter

یکی دیگر از عوامل مؤثر بر پارامتر جذب قدرت دانش، شاخص دسترسی به فناوری است که قرابت فرهنگی بین دو کشور و درجه پیوستگی اجتماعی و پذیرش فناوری جدید را تعیین می‌کند و نسبت مستقیم با شاخص توسعه منابع انسانی[1] دارد و کیفیت و سطح زندگی افراد و میزان فقر را نشان می‌دهد.

بر همین اساس، پارامتر جذب قدرت دانش معرفی‌شده توسط داس(۲۰۱۵) عبارت است از:

$$LeAP_{ns} = \mathrm{AC}_s . ICC_{ns} . TA_{ns} . SIP_{ns} . LeAD_{ns} \quad (۸)$$

که در این رابطه داریم:

$$SIP_{ns} = \mathrm{GP}_{ns} . \mathrm{C}_{ns} . \mathrm{T}_{ns} \quad (۹)$$

در این معادلات، LeAP پارامتر جذب قدرت دانش، AC ظرفیت جذب فناوری، ICC شاخص جذب نوآوری، TA شاخص دسترسی به فناوری، GP پارامتر حکمرانی[2]، C رقابت پذیری ملی[3]، T شاخص شفافیت و ادراک فساد[4] و LeAD تابع مسافت و اثر یادگیری است.SIP نیز پارامتر نهادی اجتماعی است.

در نتیجه داریم:

$$LeAP_{ns} = \mathrm{AC}_s . ICC_{ns} . TA_{ns} . \mathrm{GP}_{ns} . \mathrm{C}_{ns} . \mathrm{T}_{ns} . LeAD_{ns} \quad (۱۰)$$

که در آن:

$$LeAD_{ns} = R\&D_{ns}^{\beta_{ns}} . HD_{ns}^{\Phi_{ns}} . Disemb_{ns} . D_{ns} \quad (۱۱)$$

$$D_{ns} = \exp[-\frac{d_{ns}}{d_{ns}^{max}}] \quad (۱۲)$$

در این معادله، $R\&D$ شاخص تحقیق و توسعه، HD پارامتر نزدیکی دوطرفه[5]، $Disemb$ شاخص دستیابی به فن افزار[6] و D_{ns} مسافت دوطرفه بین کشور مبدأ و مقصد است. برای محاسبه آن d_{ns}، فاصله بین کشور مبدأ و مقصد و d_{ns}^{max}، بزرگ‌ترین فاصله مطلق بین هر جفت از مناطق تجاری است. اگر دو کشور همجوار باشند، مقدار D_{ns}، برابر ۱ خواهد بود و هر چه دو کشور از هم دور باشند، این مقدار به صفر نزدیک خواهد شد. علاوه بر آن، Φ_{ns} کشش $TFP/R\&D$ با سرمایه انسانی،

1. Human Development Index (HDI)
2. Governance Parameter
3. National Competitiveness
4. Corruption Perception Index
5. Bi-lateral Proximity Parameter

۶ . آن بخش مملوس از فناوری که خود را در اشیاء مجسم می‌سازد، به فن افزار، فناوری تجسم‌یافته در اشیاء سخت‌افزار یا امکانات گفته می‌شود.

β_{ns} کشش TFP نسبت به $R\&D$ خارجی است. TFP بهره‌وری کل عوامل تولید است. درنتیجه، خواهیم داشت:

$$LeAP_{ns} = \mathrm{AC}_s.ICC_{ns}.TA_{ns}.\mathrm{GP}_{ns}.\mathrm{C}_{ns}.\mathrm{T}_{ns}.R\&D_{ns}^{\beta_{ns}}.HD_{ns}^{\Phi_{ns}}.Disemb_{ns}.D_{ns} \quad (۱۳)$$

با جایگذاری این مقادیر در معادله سرریز فناوری، خواهیم داشت:

$$\gamma\mathrm{ijns}=\mathrm{E}_{\mathrm{ijns}}^{1-(\mathrm{AC}_s.ICC_{ns}.TA_{ns}.SIP_{ns}.LeAD_{ns})} \quad (۱۴)$$

که در آن، γijns پارامتر سرریز فناوری و E_{ijns} شاخص شدت رابطه تجارت یا شاخص تجسم[1] است که شدت رابطه مبادله برای نهاده‌های خاص[2] را نشان می‌دهد.

بنابراین، جریان فناوری ناشی از تجارت و افزایش سطح بهره‌وری ناشی از آن، به‌میزان سرریز فناوری و آن‌هم به شاخص‌های نهادی- اجتماعی بستگی دارد. علاوه بر آن، پارامتر جذب قدرت دانش (و مؤلفه‌های تعیین‌کننده آن)، با شاخص بهره‌وری نیز رابطه دارد:

$$a_{js}= E^{1-\ LeAP_{ns}}a_{in} \quad (۱۵)$$

در این رابطه a_{js} درصد تغییر در بهره‌وری کشور مقصد و a_{in} درصد تغییر در بهره‌وری کشور مبدأ است. درصد تغییرات بهره‌وری (a_{js}) به‌صورت رابطه (۱۶) قابل تعدیل است:

$$a_{js}=\mathrm{E}_{\mathrm{ijns}}^{1-(\mathrm{AC}_s.ICC_{ns}.TA_{ns}.SIP_{ns}.LeAD_{ns})}a_{in}, 0 \le 1-LeAP_{ns} \le 1 \quad (۱۶)$$

برای ورود بهره‌وری به تابع تولید، باید معادله (a_{js}) وارد تابع ارزش‌افزوده در الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه دکالو و همکاران (۲۰۱۳) شود. برای این کار، باید برای هر عامل تولید، یک درصد تغییر در بهره‌وری تعریف کرده و برای این امر، $(1+a_{js})$ را در بهره‌وری کل عوامل تولید ضرب کنیم. در این صورت، خواهیم داشت:

$$VA_j = (1+a_{j,s})B_j^{VA}\left[\beta_j^{VA}LDC_j^{-\rho_j^{VA}} + \left(1-\beta_j^{VA}\right)KDC_j^{-\rho_j^{VA}}\right]^{\frac{-1}{\rho_j^{VA}}} \quad (۱۷)$$

که در آن، $KDC_{j,}^{-\rho_j^{VA}}$، تقاضا برای سرمایه مصرفی توسط صنعت i، $LDC_j^{-\rho_j^{VA}}$، تقاضا برای نیروی کار مرکب صنعت i، B_j^{VA}، بهره‌وری و ρ_j^{VA}، پارامتر کشش با شرط $-1 < \rho_j^{VA} < \infty$ است. در

1. Embodiment Index
2. Term of Trade Intensity for Different Specific Material Inputs

این معادله B_j^{VA} پارامتر مقیاس است که نماد مقدار بهره‌وری در تابع ارزش‌افزوده است (هاسین و همکاران، ۲۰۱۰: ۹)[1].

علاوه بر آن، با توجه به رابطهٔ $XS_j = min\left[\frac{CI_j}{io_j}, \frac{VA_j}{v_j}\right]$ در معادلات تولید الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه دکالو و همکاران (۲۰۱۳)، می‌توان نتیجه گرفت که افزایش ارزش‌افزوده، می‌تواند موجب افزایش تولید شود.

قابل ذکر است، از آنجا که تغییرات ساختاری می‌تواند بر بخش‌های مختلف اقتصاد تأثیرگذار باشد، در الگوی ارائه شدهٔ فوق، تأثیر این تغییرات مدنظر قرار گرفته است. بررسی مطالعه داس و پاول (۲۰۰۰) و میجل و تونگرن (۱۹۹۹)، نشان می‌دهد که آن‌ها در ابتدا دو عامل ظرفیت جذب و تشابه ساختاری را بر سرریز فناوری مؤثر می‌دانند. سپس مطالعات بعدی داس (۲۰۰۷ و ۲۰۱۲)، متغیر تشابه ساختاری را به دو عامل تناسب فناوری و حکمرانی خوب تجزیه کرده و شاخص پذیرش اجتماعی را به آن‌ها اضافه کرده و در نتیجه عوامل مؤثر بر سرریز فناوری و پارامتر کسب از دو عامل به چهار عامل افزایش می‌یابند. اثرگذاری این عوامل بر سرریز فناوری، نشان دهنده تأثیر تغییرات ساختاری بر بخش‌های مختلف اقتصاد می‌باشد.

برای محاسبه ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری نیز از رابطه (۱۸) استفاده شده است:

$$\text{Gconvert(r)}=\text{Ginitial(r)}*\frac{e^{-g\gamma(r).\eta(r)}}{Yinitial(r).e^{-g\gamma(r).\eta(r)}+1} \qquad (۱۸)$$

که در این رابطه، Gconvert(r) ضریب جینی تغییریافته در اثر ورود «پارامتر جذب قدرت دانش» و شاخص‌های نهادی به الگو برای کشور مبدأ است. Ginitial(r) ضریب جینی اولیه کشور مبدأ،g نرخ نسبی متوسط کاهش ضریب جینی به علت رشد تجارت (نسبت به تولید ناخالص داخلی)، Y سطح درآمد آستانه فقر، $\gamma(r)$ ضریب سرریز فناوری و $\eta(r)$ کشش فقر است. برای کشور مقصد نیز می‌توان رابطه ضریب جینی را به‌صورت (۱۹) نشان داد:

$$\text{Gconvert(S)} = \text{Ginitial(S)} * \frac{e^{-g\gamma(S).\eta(S)}}{Yinitial(S).e^{-g\gamma(S).\eta(S)}+1} \qquad (۱۹)$$

روابط فوق نشان می‌دهد، بهره‌وری به ضریب سرریز فناوری و آن‌هم به مقدار پارامتر جذب قدرت دانش و درنتیجه، به مقادیر شاخص‌های ظرفیت جذب، تناسب فناوری، تناسب ساختاری و شاخص حکمرانی بستگی دارد. ضریب جینی نیز به‌دلیل ارتباط با ضریب سرریز فناوری به شاخص‌های نهادی ذکر شده وابسته است.

1. Hassine, Robichaud & Decaluwe (2010).

۳-۴. معرفی داده‌ها و یافته‌های تحقیق

در تحلیل الگوهای تعادل عمومی، بخش‌های مختلفی مورد توجه هستند. یکی از این بخش‌ها که طراحی آن بر نتایج شبیه‌سازی تأثیر زیادی دارد، قواعد بستن الگو است. قواعد بستن، روش‌هایی است که برای تعیین درونزایی یا برونزایی متغیرهای مختلف اقتصادی در چهارچوب الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه وجود دارد. قاعده بستن الگوی تعادل عمومی در مقاله حاضر، بستن تعادلی الگوی دکالو و همکاران (۲۰۱۳) به‌صورت ایستا است که براساس اهداف تحقیق و مطالعه تحقیقات مشابه انجام شده در کشور، انتخاب شده است. با توجه به تعدد متغیرهای اقتصادی در الگوی تعادل عمومی قابل‌محاسبه، باید برخی از این متغیرها به‌صورت برونزا تعیین شوند. علاوه بر آن، در این مقاله، اثرات تکانه فناوری، با مقادیر ۰/۱، ۰/۲۵، ۰/۳و ۰/۵ درصد مورد بررسی قرار گرفته است.

الگوی PEP-1-1 یک الگوی همگن است و در بستار این الگو، نرخ ارز اسمی به‌عنوان شمارشگر[۱] الگو تعریف شده است.[۲] برای این کار، ارزش نرخ ارز باید ثابت و برونزا در نظر گرفته شود. عرضه نیروی کار نیز برونزا است (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳: ۵۵). قیمت‌های جهانی واردات و صادرات برونزا فرض شده و تغییر در اموال و دارایی‌ها و حداقل مصرف برای خانوارها ثابت در نظر گرفته می‌شود. همچنین مخارج دولت و تراز حساب‌جاری نیز برونزا در نظر گرفته می‌شود. همان‌طور که قبلاً بیان شد، عرضه سرمایه به نوع انتخاب الگو بستگی دارد. اگر سرمایه بین صنایع درحرکت باشد (kmob=1)، آنگاه عرضه سرمایه ثابت در نظر گرفته می‌شود و اگر سرمایه بین صنایع درحرکت نباشد (kmob=0)، آنگاه تقاضای سرمایه ثابت در نظر گرفته می‌شود.

در الگوهای تعادل عمومی قابل‌محاسبه، فقط قیمت‌های نسبی مهم هستند و تغییر در ارزش شمارشگر نباید بر سطح متغیرها اثرگذار باشد و همه قیمت‌ها و ارزش اسمی متغیرها باید به نسبت شمارشگر تغییر یابند (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۶۳).

ساختار الگوهای تعادل عمومی قابل‌محاسبه، براساس ماتریس حسابداری اجتماعی پایه‌گذاری شده که شرایط اولیه اقتصادی را توصیف می‌کند و به‌کارگیری این الگوها، به اصول مقداردهی (کالیبراسیون) [۳] متکی است. منظور از مقداردهی، تعیین ارزش‌های عددی پارامترهای مختلف توابع سازگار با تعادل اولیه ماتریس حسابداری اجتماعی است. بعضی مواقع، داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی برای مقداردهی همه پارامترها کافی نیست. به‌عنوان نمونه، برای استفاده از کشش جانشینی

---

۱. Numeraire

۲. انتخاب شمارشگر در الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، اختیاری است؛ اما تفسیر نتایج آن بسته به نوع انتخاب شمارشگر، می‌تواند سخت و یا آسان باشد.

3. Calibration

ثابت یا سیستم مخارج خطی، باید پارامترهای کشش جانشینی یا کشش درآمدی تخمین زده شود. مقدار پارامترها را باید از منابع مطالعاتی دیگر یا با استفاده از تخمین‌های اقتصادسنجی به‌دست آورد. به‌دلیل اثرپذیری نتایج الگو از این پارامترها، انتخاب و تعیین مقادیر آن‌ها، از اهمیت خاصی برخوردار است (ان نابی، کاکبرن و دکالو، ۲۰۰۸: ۱۲۰)[1].

تعیین پارامترها در عمده الگوهای تعادل عمومی به کمک مقداردهی است، اما تعداد محدودی مطالعه نیز وجود دارد که از روش اقتصادسنجی برای به‌دست آوردن پارامترها استفاده می‌کنند (خوش‌کلام و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۲). این مقاله از نوع مقداردهی است که مقدار پارامترهای آن از مطالعات قبل گرفته شده است. به همین منظور، در جدول یک کشش‌های جانشینی و قیمتی از مطالعه طباطبایی و همکاران (۱۳۹۵) و کشش تبدیل از مطالعه مهدوی (۱۳۹۳) برای کالیبراسیون استفاده شده و مقادیر کشش‌های جانشینی، کشش‌های تبدیل و قیمتی در جدول (۱) آورده شده است. استفاده از داده‌های جدول (۲)، یکی دیگر از محدودیت‌های این مقاله است.

از آنجا که داده‌های مشابهی برای ایران وجود ندارد، از داده‌های مطالعه داس (۲۰۱۵) استفاده به‌عمل آمده که در آن، این مقادیر برای کشورها و مناطق جغرافیایی متعدد استخراج و ارائه شده است. برای ایران این داده‌ها ارائه نشده و نزدیک‌ترین داده‌ها، مربوط به کشورهای منا است که تشابه بیشتری با وضعیت اقتصادی ایران دارند و ایران نیز یکی از کشورهای عضو منا می‌باشد.

جدول ۱: کشش‌های جانشینی، تبدیل و قیمتی

Table 1: Substitution, Transformation, and Price Elasticities

کشش جانشینی	مقدار
کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه	1
کشش جانشینی بین مواد اولیه	0
کشش جانشینی بین صادرات و فروش در بازار داخل	2
کشش جانشینی سرمایه مرکب	1
کشش جانشینی نیروی کار مرکب	1
کشش تبدیل صادرات و عرضه داخلی	1
کشش قیمتی تقاضا برای صادرات	-./59

منبع: کشش‌های جانشینی و قیمتی: طباطبایی و همکاران (۱۳۹۵) و کشش تبدیل: مهدوی (۱۳۹۳)

1. Annabi, Cockburn & Decaluwe (2008).

جدول ۲: پارامترهای الگو

Table 2: Model Parameters

پارامتر	عنوان پارامتر	مقدار
AC_s	ظرفیت جذب	0.481806
$LeAD_{ns}$	پذیرش اجتماعی	0.208292
GP_{ns}	حکمرانی خوب	0.039797
SIP_{ns}	تناسب فناوری	0.13
E_{rs}	شاخص شدت تجارت	0.294053
Aggregate Spillover	سرریز فناوری	0.29607
$LeAP_{ns}$	کسب فناوری	0.006228

منبع: داس، ۲۰۱۵

نتایج شبیه‌سازی به تفکیک مناطق شهری و مناطق روستایی ارائه شده است. برای رسیدن به اهداف این مقاله، سناریو به‌صورت تغییر مقدار ضریب سرریز فناوری و تأثیر آن بر ضریب جینی و نسبت هزینه دهک دهم به دهک اول، به‌عنوان شاخص‌های نابرابری درآمدی محاسبه شده و در این سناریو در ابتدا، مقدار ضریب سرریز فناوری براساس مطالعه بریگاگلیو[1] (۲۰۰۸) برابر ۰/۰۰۶۲ بوده که برای کشورهای منا برآورد شده است.

سپس، مقدار ضریب سرریز فناوری به‌ترتیب، به‌میزان ۰/۱، ۰/۲۵، ۰/۳ و ۰/۵ افزایش یافته و ضریب جینی و نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول به‌عنوان شاخص‌های نابرابری محاسبه گردیده و برای محاسبه این شاخص‌ها، ابتدا برای هر یک از مقادیر بیان شده، یک کالیبراسیون انجام و پس از آن، با استفاده از نرم‌افزار اکسل، هر یک از ضرایب جینی و نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول جمعیتی، برآورد شده است.

نتایج شبیه‌سازی در مناطق شهری، نشان می‌دهد که با افزایش ضریب سرریز فناوری از ۰/۰۰۶۲ به ۰/۱ و ۰/۲۵، نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول در مناطق شهری، از ۹/۹۷۳۵ به ۹/۷۲۵۴ و ۹/۷۲۰۸ کاهش می‌یابد. همچنین ضریب جینی در مناطق شهری نیز به‌ترتیب، از ۰/۳۵۸۰۶ به ۰/۳۵۷۹۴ و ۰/۳۵۷۸۸ کاهش می‌یابد. این نتیجه، نشان می‌دهد که با افزایش سرریز فناوری تا ۰/۲۵، نابرابری کاهش می‌یابد.

افزایش ضریب سرریز فناوری از ۰/۲۵ به ۰/۳و ۰/۵ موجب افزایش نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول در مناطق شهری، به ۹/۷۳۵۳ و ۱۰/۰۵۵۷شده است. ضریب جینی نیز به‌ترتیب، به ۰/۳۵۸۰۶ و ۰/۳۶۴۱۴ افزایش می‌یابد. نتایج حاصله نشان می‌دهد، با افزایش سرریز فناوری از ۰/۲۵ به بالا، نابرابری افزایش می‌یابد.

1. Briguglio (2008).

جدول ۳: نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول و ضریب جینی در مناطق شهری

Table 3: The ratio of expenditure of the tenth decile to the first decile and the Gini coefficient in urban areas

مقدار پارامتر جذب قدرت دانش (θ_S)	نسبت دهک‌ها در خانوارهای شهری	ضریب جینی در خانوارهای شهری
0.0062	9.735369	0.358061719
0.1	9.725417	0.3579417
0.25	9.720884	0.357887307
0.3	9.735351	0.358061506
0.5	10.05571	0.364149115

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج شبیه‌سازی در مناطق روستایی، نشان می‌دهد که با افزایش ضریب سرریز فناوری از ۰/۰۰۶۲ به ۰/۱ و ۰/۲۵، نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول در مناطق شهری، از ۸/۴۰۴۹ به ۸/۳۹۳۸ و ۸/۳۸۹۵ کاهش می‌یابد. ضریب جینی در مناطق روستایی نیز به‌ترتیب، از ۰/۳۳۳۱۰ به ۰/۳۳۲۹ و ۰/۳۳۲۸ کاهش می‌یابد. این نتیجه، نشان می‌دهد که با افزایش سرریز فناوری تا نقطه ۰/۲۵، نابرابری کاهش می‌یابد.

افزایش ضریب سرریز فناوری از ۰/۲۵ به ۰/۳و ۰/۵، موجب افزایش نسبت مخارج دهک دهم به دهک اول در مناطق روستایی، به ۸/۴۰۴۹۶ و ۸/۸۰۲۷ شده است. ضریب جینی نیز به‌ترتیب، به ۰/۳۳۳۱۰و ۰/۳۳۸۷۸ افزایش می‌یابد. نتایج حاصله، نشان می‌دهد با افزایش سرریز فناوری از ۰/۲۵ به بالا، نابرابری افزایش می‌یابد.

جدول ۴: نابرابری در خانوارهای روستایی

Table 4: Inequality in rural households

مقدار پارامتر جذب قدرت دانش (θ_S)	نسبت دهک‌ها در خانوارهای روستایی	ضریب جینی در خانوارهای روستایی
0.0062	8.404987	0.333103741
0.1	8.393829	0.3329306
0.25	8.389517	0.332856688
0.3	8.404966	0.333103423
0.5	8.8027193	0.338787205

مأخذ: محاسبات تحقیق

مقایسه نتایج شبیه‌سازی مناطق شهری و روستایی، نشان می‌دهد که تغییرات نابرابری همسو بوده و در هر دو منطقه، افزایش سرریز فناوری تا نقطه ۰/۲۵، موجب کاهش نابرابری می‌شود. پس از این نقطه، افزایش سطح سرریز فناوری، موجب افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف اصلی از پژوهش حاضر، بررسی تأثیر انتقال فناوری از طریق تجارت بر نابرابری درآمد با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه بوده و سناریو به صورت تغییر مقدار ضریب سرریز فناوری و تأثیر آن بر ضریب جینی و نسبت هزینه دهک دهم به دهک اول نشان داده شده است. مقایسه نتایج شبیه‌سازی مناطق شهری و روستایی، نشان می‌دهد که تغییرات نابرابری همسو بوده و در هر دو منطقه، نقطه آستانه‌ای برای سرریز فناوری ۰/۲۵ است. پس از این نقطه، افزایش سطح سرریز فناوری، موجب افزایش نابرابری درآمدی خواهد شد. براساس فرضیه مکمل بودن فناوری-مهارت، با آزادسازی تجاری، درجهٔ بالای مکمل بودن بین کارگران ماهر و سرمایه و نیز درجهٔ بالای جانشینی بین نیروی کار غیرماهر و سرمایه، باعث افزایش تقاضا و دستمزد نیروی کار بسیار ماهر و کاهش تقاضا و دستمزد نیروی کار کم‌مهارت شده و به این‌ترتیب، شکاف دستمزدی بین کارگران بسیار ماهر و کم‌مهارت افزایش خواهد یافت و درنتیجه، نابرابری درآمد افزایش پیدا خواهد کرد. در ایران در ابتدا با افزایش ضریب سرریز فناوری، سرمایه مکمل نیروی کار بوده و موجب افزایش بهره‌وری، تولید و درآمد و کاهش شکاف دستمزد می‌گردد. با عبور سرریز فناوری از نقطه ۰/۲۵، به‌دلیل فقدان مهارت‌های اساسی مورد نیاز فناوری‌های پیشرفته و یا عدم برخورداری فارغ‌التحصیلان دانشگاهی از جایگاه مناسب و متناسب با نوع تحصیلات و مهارت خود در اشتغال، درجهٔ بالای جانشینی بین نیروی کار غیرماهر و سرمایه، منجر به بیکاری نیروی کار، کاهش سطح درآمد و افزایش نابرابری درآمدی می‌گردد.

در اینجا نقش سرمایه انسانی-که اغلب توسط سطح تحصیلات مشخص می‌شود- به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده نابرابری مورد تأکید است. می‌توان انتظار داشت با افزایش سرمایه انسانی، درآمد افراد دارای سرمایه انسانی و سهم آنان از درآمد ملی افزایش یافته و در نتیجه منجر به بهبود توزیع درآمد گردد.

در بحث سرمایه انسانی باید همزمان به عرضه و تقاضای سرمایه انسانی توجه کرد. برای مثال، با توجه به اینکه در بیشتر کشورهای در حال توسعه، طرف عرضه سرمایه انسانی بسیار بزرگتر از طرف تقاضا است(به دلیل بسترسازی افزایش عرضه آن توسط دولت با اتکا به درآمدهای ناشی از فروش ثروت های طبیعی)، شاهد اثرگذاری مطلوب متغیر سرمایه انسانی بر برابری درآمدی نیستیم(شاه آبادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۷۲). بر پایهٔ گزارش "مجمع جهانی اقتصاد"، در سال ۲۰۱۹ میلادی، ایران با امتیاز ۵۷/۹ جایگاه ۹۲ را در بعد مهارت‌ها در گروه سرمایه انسانی در میان ۱۴۱ کشور دارد. بر اساس این گزارش، جایگاه ایران از دیدگاه "سرآمدی مؤسسه‌های پژوهشی" (رتبهٔ ۱۵ جهان بر پایهٔ شمار مؤسسه‌های کشور در سیاهٔ "رتبه‌بندی مؤسسه‌های سکیمگو") و "انتشارات علمی" (رتبهٔ ۴۲ جهان بر پایهٔ شمار انتشارات و استناد به آنها در پایگاه "اسکوپوس": میانگین ۲۰۱۶ تا ۲۰۱۸ میلادی)

خوب است. ولی جایگاه ایران در سنجه‌هایی همانند "آسانی یافتن کارکنان ماهر" (رتبهٔ ۱۰۳ جهان) ، "کیفیت آموزش حرفه‌ای" (رتبهٔ ۱۱۵ جهان)، "تفکر انتقادی در آموزش" (رتبهٔ ۱۲۸ جهان)، و "مهارتهای دانش‌آموختگان" (رتبهٔ ۱۳۶ جهان) بر پایهٔ دیدگاه مشارکت‌کنندگان در "پیمایش دیدگاه مدیران کسب و کارها" بسیار پایین‌تر است. این ناهماهنگی و ناهمسانی میان این دو دسته از سنجه‌ها می‌تواند گویای پیوند کم‌توان میان مؤسسه‌های آموزشی پژوهشی و بازار کار و صنعت باشد. لذا فقدان مهارت‌های اساسی مورد نیاز برای دستیابی به مشاغل باکیفیت باعث می‌شود، کارگران قادر به دستیابی به پتانسیل کامل تولیدی خود نباشند و یا در جایگاه مناسب خود قرار نگرفته اند. این عدم انطباق منجر به عدم برخورداری از مزایای فناوری‌های پیشرفته و پیچیده شده است.

همچنین بر پایهٔ گزارش سال ۲۰۱۲ بانک جهانی از شاخص اقتصاد دانش بنیان[1] (KEI)، ایران با کسب امتیاز ۳/۹۱ در بین ۱۴۶ کشور، جایگاه ۹۴ جهان را به‌دست آورده است. امتیاز ایران از ۱۰ در چهار حوزهٔ رژیم اقتصادی و نهادی، آموزش و مهارت، زیرساخت‌های اطلاعاتی و ارتباطاتی و نظام نوآوری، به ترتیب ۰/۷، ۴/۶، ۵/۳ و ۵ بوده است. این نتایج نشان می‌دهد، هرچند ایران از لحاظ شاخص نوآوری، زیرساخت ارتباطی و اطلاعاتی و آموزش نیروی انسانی در سطح متوسطی قرار دارد، اما از لحاظ مشوق‌های اقتصادی و نظام نهادی در شرایط نامطلوبی بوده است. براساس دیدگاه عجم اوغلو و جانسون، برخورداری از مزایای فناوری در بین تمامی کارگران و با مهارت‌های مختلف، بستگی به چگونگی تغییر فناوری و عوامل نهادی مانند قوانین، هنجارها و انتظارات حاکم بر نحوه رفتار مدیریت با کارگران دارد (عجم اوغلو و جانسون، ۱۴۰۲: ۳۱-۲۹).

کیفیت نهادی ضعیف در ایجاد زیرساخت‌های نیازسنجی مهارتی و توانمندسازی مهارتی، مانع از تقسیم مزایای فناوری در بین همه افراد جامعه شده است. نهادها می‌توانند با ارائه آموزش‌ها و مشاوره‌های لازم، ارتقای مهارت‌های کارکنان و کارآفرینان را ترویج کنند. این اقدامات می‌توانند به افزایش سطح توانمندی افراد و افزایش فرصت‌های شغلی برای اقشار مختلف جامعه منجر شود و به کاهش نابرابری درآمدی کمک کنند. لذا با توجه به نقطه آستانه‌ای ۰/۲۵ برای سرریز فناوری در ایران، در صورتی امکان افزایش و عبور از این نقطه آستانه‌ای جهت بهره‌مندی از مزایای سرریز فناوری خواهد بود که همراه با تقویت عوامل نهادی و توانمندسازی و مهارت‌افزایی افراد برای ورود به بخش‌های مختلف کارآفرینی و تولیدی باشد. در غیر این صورت، تکانه فناوری با توجه به فرضیه مکمل بودن فناوری - مهارت، منجر به تشدید شکاف دستمزد خواهد شد.

1. Knowledge Based Economy Index

۶. محدودیت‌های تحقیق

این مطالعه، دارای سه محدودیت اصلی می‌باشد:

۶-۱. نبود ماتریس حسابداری اجتماعی به‌روز برای اقتصاد ایران؛

۶-۲. نبود داده‌های مربوط به متغیرهای تشکیل‌دهنده سرریز فناوری که به اجبار از داده‌های مربوط به کشورهای منا در مطالعه داس (۲۰۱۵) استفاده شده است؛

۶-۳. نبود فرمول‌های مناسب الگوهای تعادل عمومی برای اقتصاد ایران که در این مطالعه، از الگوی تعادل عمومی PEP استفاده شده است.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: تعارض منافع بین نویسندگان وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول ۵۰ درصد و نویسندگان دوم و سوم هریک ۲۵ درصد سهم در نگارش مقاله دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Acemoglu, D. & Autor, D. (2011). Handbook of Labor Economics. Chapter 12 - Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings, Vol. 4, Part B, 1043-1171. https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02410-5

Acemoglu, D. & Johnson, S. (2023). Power and Progress: Our Thousand-Year Struggle over Technology and Prosperity. Translated by Mirjavad Seyed Hosseini, Ketab Parse Publishing House, Tehran. [In Persian]

Agenor, P. (2000). The Economics of Ajustment and Growth. Academic Press, San Diego.

Amani, R., & Ahmadzadeh, K. (2022). Investigating the Impact of Technology, Innovation and Globalization on Income Inequality. Journal of Economic Research (Tahghighat- E- Eghtesadi), 57(2), 221-257. doi: 10.22059/jte.2023.348637.1008720 [In Persian]

Annabi, N., Cockburn, J., & Decaluwe, B. (2008). Functional Forms and Parametrization of CGE Models, Trade Liberalization and Poverty: A CGE Analysis of the 1990s Experience in Africa and Asia. Chapter 1.Poverty and Economic Policy (PEP) Research Network, 119-158.

Burfisher, Mary E. (2013). Introduction to Computable General Equilibrium Models. Translator: Bazazan, Fatemeh. and Soleimani Mohed, Maryam, Tehran: Ney Publishing. [In Persian]

Çalışkan, Kesici Hülya (2015). Technological change and economic growth. Procedia Social and Behavioral Sciences,Vol. 195, 3 July, 649-654. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.06.174

Çelik, O., & Sayın, F. (2022). The technology, innovation, and income inequality nexus: An investigation on G7 countries. Innovation: The European Journal of Social Science Research. https://doi.org/10.1080/13511610.2022.2092077.

Chusseau, N., Dumont, M., & Hellier, J. (2008). Explaining rising inequality: Skill-biased technical change and north-south trade. Journal of Economic Surveys, Wiley Blackwell, Vol. 22(3), 409-457. doi:10.1111/j.1467-6419.2007.00537.x

Cockburn, J., Decaluwé, B., & Robichaud, V. (2008). Trade Liberalization and Poverty: A CGE Analysis of the 1990s Experience in Africa and Asia. Chapter 1. Poverty and Economic Policy (PEP) Research Network, 437- 458.

Das, G. G. (2012). Globalization, socio-institutional factors and north-south knowledge diffusion: Role of India and China as southern growth progenitors. Technological Forecasting & Social Change, 79, 620-637. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2322296

Das, G. G. (2015). Why some countries are slow in acquiring new echnologies? A model of Trade-led Diffusion and absorption. Journal of Policy Modeling, 37(1), 65- 91. doi:10.1016/j.jpolmod.2015.01

Das, G. G., & Powell, A. A. (2000). Absorption Capacity Stryctural Ssimilarity And Embodied Technology Spillovers in a Macro Model: An Implementation within the GTAP Framework. Center of policy studies, Monash University.

Decaluwe, B., Lemelin, A., Robichaud, V., & Maisonnave, H. (2013). The PEP Standard Single-Country Static CGE model, Retrived from http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd

Dyke, N. B. (2001). Attacking global poverty: Technology for economic and social uplift. Aspen Institute Conference Report on International Peace, Security and Prosperity, August 18-20, Aspen, Colorado.

Echeverri-Carroll, E., Ayala, S. G. (2009) Wage differentials and the spatial concentration of high-technology industries. Papers in Regional Science, 88, 623-641.

Faggio, G., Salvanes, K. G., & Van Reenen, J. (2007) The evolution of inequality in productivity and wages: Panel Data evidence. CEP Discussion Paper, 821.

Falahati, Z., Khalili Araghi, M., Barkhordari Dorbash, S., & Mehrara, M. (2022). The impact of exchange rate shokes on Iran's income distribution: A Computable General Equilibrium model. The Journal of Economic Policy, 14(27), 39-83. doi: 10.22034/epj.2022.17930.2294. [In Persian]

Gorji, E., & Borhanipour, M. (2008). Globalization and income distribution in Iran. Iranian Journal of Economic Research, 10(34), 99-124. [In Persian]

Hassin, N. B., Ronichaud. V., & Decaluwe, B. (2010). Agricultural trade lineralization, productivity gain and poverty alleviation: A General Equilibrim Analysis. ERF 16th. Annual Conference, Egypt.

Hoang, T.K. and Le, Q.H. (2024). The impact of technical change on income inequality in Vietnam. Journal of Economics and Development, Ahead-of-print. https://doi.org/10.1108/JED-03-2024-0087

Jalaee, S. A. (2013). The investigation of foreign trade effect on income distribution between each urban income deciles of Iran. Journal of Economics and Regional Development, 20(5). doi: 10.22067/erd.v1392i5.30536. [In Persian]

Kharlamova, G., Stavytskyy, A., & Zarotiadis, G. (2018). The impact of technological changes on income inequality: The EU states case study. Journal of International Studies, 11(2), 76-94. doi:10.14254/2071-8330.2018/11-2/6

Khushkalam Khosrowshahi, M. (2014). Understanding of Computable General Equilibrium (CGE) models and comparative analysis with other models. Islamic Council Research Center, Serial No. 13630. [In Persian]

Law, S. H., Naseem, N. A. M., Lau, W. T., & Trinugroho, I. (2020). Can innovation improve income inequality? Evidence from panel data. Economic Systems, 44(4), 100815. https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2020.100815

Lee, N., & Rodriguez-Pose, A. (2013). Innovation and spatial inequality in Europe and USA. Journal of Economic Geography, 13(1), 1-22. doi.org/10.1093/jeg/lbs022

Mahdavi, R. (2014). The investigation of impact of complement policy for energy price policy reform on transport sector in Iran by Computable General Equilibrium. Iranian Energy Economics, 3(12), 178-145. [In Persian]

Majdzadeh Tabatabaei, S., Hadian, E., & Zibaei, M. (2015). determining proper subsidy to renewable energy in Iran: A hybrid approach of CGE model. Iranian Energy Economics, 5(17), 129-167.
doi: 10.22054/jiee.2016.7172. [In Persian]

Meijl, H., & Tongeren, F. (1999). Trade, technology spillovers, and food production in China. Weltwirtschaftliches Arch. Band, Vol, 134, 443-449.

Permana, M., Lantu, D., and Suharto, Y. (2018). The effect of innovation and technological specialization on income inequality. Problems and Perspectives in Management, 16(4), 51-63.

Piva, Mariacristina. (2004). The impact of technology transfer on employment and income distribution in developing countries: A survey of theoretical models and empirical studies. Working Paper, Available at SSRN: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.907473

Riyahi, Parisa, & Ghanee Rad, Mohammad Amin. (2011). Looking at science and technology through the lens of human development: Relationship between innovation and inequality. Roshd-e-Fanavari, 25(7), 48-58. [In Persian]

Samadi, A. H., Hadian, E., rostamzadeh, P., & sheikhiani, H. (2019). The effects of trade liberalization on income inequality under resistance economy: A Computable General Equilibrium approach (Case study of Iran). Economics Research, 19(74), 39-80.
doi: 10.22054/joer.2019.11246. [In Persian]

Shahabadi, Abolfazll, & Sarygol, Sara. (2013),Comparative study of the effect of innovation on income inequality. Roshd-e-Fanavari, 35(9), 2-14. [In Persian]

Shahabadi, A., Amiri, B., & Sarigol, S. (2016). Institutions and Income Equality (Case Study: Selected Non-Aligned Movement Countries). Economics Research, 16 (61), 155–179.
doi: 10.22054/joer.2016.5292. [In Persian]

Sheikhiani, H., & Samadi, A. (2021). The impact of tariff rates in the industry sector on the households welfare in Iran, with emphasizing the role of the resistance economy. Journal of Industrial Economics Researches, 5(15), 11-28.
doi: 10.30473/indeco.2021.58398.1250. [In Persian]

Van Reenen, J. (1996). The creation and capture of rents: Wages and innovation in a panel of U.K. companies. The Quarterly Journal of Economics, 111: 195-226.
https://doi.org/10.2307/2946662

Violante, G. L. (2008). Skill-Biased Technical Change. The New Palgrave Dictionary of Economics, 1-6.
doi:10.1057/978-1-349-95121-5_2388-1

Wahiba, N. F., & Dina, M. (2023). Technological Change, Growth and Income Inequality. International Journal of Economics and Financial Issues, 13(1), 121-131. DOI: https://doi.org/10.32479/ijefi.13831

Xiao, A., Zeshui Xu, Marinko Skare, Yong Qin, & Xinxin Wang. (2024). Bridging the digital divide: The impact of technological innovation on income inequality and human interactions. Palgrave Communications, Humanit Soc Sci Commun, Vol. 11(1), 1-18. https://doi.org/10.1057/s41599-024-03307-8

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 39-67

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27935

Mapping Income Generation through Digital Currencies in Iran Using the Strategic Options Development and Analysis (SODA) Approach

Hasan Arabameri [1], Mansour Momeni [2], Mahmoud Dehghan Nayeri [3]

1. Ph.D. Student in Industrial Management, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: hasanarabameri@ut.ac.ir
2. Professor, Department of Industrial Management, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran,Iran. Email: Iran,mmomeni@ut.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Industrial Management, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran. Iran. Email: mdnayeri@modares.ac.ir

Abstract

Iran is a vast country endowed with abundant natural and God-given resources—including oil, gas, minerals, seas, and forests—that create substantial potential for economic development. However, a new global phenomenon, namely digital currencies, particularly the cryptocurrency mining industry, has emerged as an area that, given Iran's economic conditions, should be considered by the government as a major source of national income. In recent years, the issue of digital currencies, owing to their decentralized nature, has become one of the country's important strategies for revenue generation. The purpose of this study is to map out strategies for generating income from digital currencies using the Strategic Options Development and Analysis (SODA) approach. During the implementation of SODA's six main stages, the researchers collected qualitative data through expert interviews and developed and analyzed the final map using Explorer Decision software. Accordingly, six key strategic options for income generation were identified: 1) Large-scale investment in the construction and procurement of equipment required for digital currencies, 2) Formulation of new policies and guidelines for digital currencies, 3) Establishment of support and investment funds, 4) Implementation of an appropriate taxation and insurance system, 5) Development of infrastructure and technological platforms, and 6) Promotion of international discourse to expand global trade exchanges. By focusing on these options, specific strategies were developed for each to strengthen the key themes of the final map and, at a higher level, to achieve the intended goals.

Article information

Review History:

Received: jan. 19, 2025
Revised: jan. 27, 2025
Accepted: feb. 10, 2025
Published online: des.06, 2025

Keywords:

Digital Currencies
Iran's Economic Conditions
Mapping
Strategic Options Development and Analysis (SODA)

JEL Classification:

E49, O11, C50, C44

Corresponding Author:

hasanarabameri@ut.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 39-67

Aim and Introduction:
Iran is a vast country rich in natural and God-given resources such as oil, gas, mines, sea and forest, which always creates potential for the economic development of the country, but a new phenomenon called digital currencies and especially the cryptocurrency mining industry in It has been suggested to the world that according to Iran's economic conditions, it is necessary to be considered as a main source of income for the country under consideration. In recent years, the topic of digital currencies, due to its decentralized nature, can be one of the country's important strategies for earning money. Therefore, considering the current conditions of the country, earning money through digital currencies is introduced as the main goal of this research. Achieving this goal is realized by mapping a complete map of the current state of the country and digital currencies, and by using the strategic options analysis and development (SODA) approach. During the implementation of the six main stages of SODA, researchers collected research data through interviews with experts and drew and analyzed the final map using Explorer Decision software. Based on this: the goals, important issues and key options affecting earning money through digital currencies were identified and finally six key options were determined that would enable the realization of the goals and important issues. Also, focusing on these options, strategies were developed and presented for each one.

Methodology:
In terms of research philosophy, the current research is a qualitative research with an inductive approach, and in terms of orientation, because the research is done with the aim of enjoying the results of the findings to solve the existing problems in a specific field, it is applied. In this research, due to the intertwined nature of the problem and the emphasis on framing the problem and providing an agreed solution and commitment, the strategic options analysis and development.

Results and Discussion:
Considering the agreed plan; 1- Big investment in the construction and purchase of devices and equipment needed for digital currencies 2- New policies and guidelines for digital currencies 3- Formation of support and investment funds 4- Applying appropriate tax and insurance system 5- Development of infrastructures and technological platforms 6- Development of international discourse in order to expand commercial exchanges with other countries, have the greatest impact on the most key issue identified in the previous stage, i.e. "Development of exchanges, Iranian platforms and the formation of a national cryptocurrency". and are considered as

important options. In the strategic options analysis and development approach, as the name suggests, our focus should be on strengthening these key options that have a significant impact on important issues, and important issues also lead to achieving the goal at a higher level.

Conclusion:

From the point of view of researchers, the government should seriously support blockchain and cryptocurrency technology, because blockchain and cryptocurrency technology, due to the use of a distributed database and lack of control by a central system, can open the way for governments under sanctions to deal with financial sanctions and be a bank, although this effect is not comprehensive. This issue will create a new opportunity in the field of internet businesses, fintech and the use of various types of distributed application software. Therefore, legislation is the first priority. Currently, due to the growing nature of this technology and the lack of complete and clear laws and policies in the countries of the world, a cautious and at the same time supportive policy should be provided for the use of cryptocurrencies and to create the basis for the growth and development of blockchain technology and cryptocurrencies in the country.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۳۹ تا ۶۷
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27935

نگاشت نقشه کاملی از کسب درآمد از طریق ارزهای‌دیجیتال با درنظر گرفتن شرایط کنونی کشور، با استفاده از رویکرد تحلیل و توسعه گزینه‌های استراتژیک (SODA)

حسن عرب‌عامری[۱]، منصور مومنی[۲]، محمود دهقان نیری[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) hasanarabameri@ut.ac.ir
۲. استاد، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران. mmomeni@ut.ac.ir
۳. دانشیار، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. mdnayeri@modares.ac.ir

چکیده

ایران کشوری وسیع و سرشار از منابع طبیعی و خدادادی از جمله نفت، گاز، معادن، دریا و جنگل است که همواره توان بالقوه‌ای را برای توسعهٔ اقتصادی کشور ایجاد می‌کند، اما پدیده جدیدی به‌نام ارزهای دیجیتال و به‌خصوص صنعت استخراج رمزارز در دنیا مطرح شده است که با توجه به شرایط اقتصادی ایران لازم است به‌عنوان یک منبع اصلی کسب درآمد برای کشور مدنظر حاکمیت قرار گیرد. در سال‌های اخیر، موضوع ارزهای‌دیجیتال به سبب ویژگی غیرمتمرکز بودن، می‌تواند یکی از راهبردهای مهم کشور برای کسب درآمد، مطرح شود. بنابراین با درنظر گرفتن شرایط کنونی کشور، کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال، هدف اصلی این پژوهش معرفی می‌گردد. دستیابی به این هدف، با نگاشت نقشهٔ کاملی از وضعیت کنونی کشور و ارزهای دیجیتال، و با استفاده از رویکرد تحلیل و توسعه گزینه‌های استراتژیک محقق می‌شود. پژوهشگران در حین اجرای شش مرحله اصلی SODA، به جمع‌آوری داده‌های تحقیق از طریق مصاحبه با خبرگان پرداخته و با استفاده از نرم افزار Decision Explorer نقشه نهایی را ترسیم و تجزیه و تحلیل کردند. بر این اساس: اهداف، موضوعات مهم و گزینه‌های کلیدی تأثیرگذار بر کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال، شناسایی شد و درنهایت، شش گزینه کلیدی که موجبات تحقق اهداف و و طرح موضوعات مهم را فراهم می‌آورند، مشخص گردید. همچنین با تمرکز بر این گزینه‌ها، برای هر کدام، استراتژی‌هایی تدوین و ارائه گردید.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۳۰
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۸
پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۲۲
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۵

کلمات کلیدی:
ارزهای‌دیجیتال
شرایط اقتصادی ایران
نگاشت نقشه
تحلیل و توسعه گزینه‌های استراتژیک

طبقه‌بندی JEL:
E49, O11, C50, C44

نویسنده مسئول:
hasanarabameri@ut.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

اگرچه صنعت کریپتوکارنسی[1] هنوز در روزهای ابتدایی توسعه خود قرار دارد، اما کشورهای زیادی هستند که با ارزهای دیجیتال، پول درمی‌آورند. ارزهای دیجیتال بیش از یک دهه است که با سرعت غیرقابل وصفی در رتبه‌های نخست سرمایه‌گذاری در دنیای امروز تبدیل شده‌اند و یک روش محبوب برای کسب درآمد آنلاین به‌شمار می‌روند. بازار ارزهای دیجیتال بسیار سودآورند و با روش‌های مختلف می‌توان از آن‌ها پول درآورد، از سرمایه‌گذاری گرفته تا تجارت و ترید. در سال‌های اخیر، تحریم‌های بین‌المللی باعث محدودیت تبادلات مالی و بانکی در سیستم‌های مالی بین‌المللی شده و این محدودیت‌ها، موجب عدم بازگشت درآمدهای ارزی به کشور گردیده است. اعمال تحریم‌ها از طریق شناسایی سریع شرکت‌ها و حتی افراد طرف معامله با ایران از طریق مکانیزم‌های شناسایی تراکنش‌های مالی امکان‌پذیر گشته است.

امکان شناسایی تراکنش‌های مالی با استفاده از قوانین و ابزارهای گروه FATF[2] و تأثیرپذیری سوئیفت[3] به‌عنوان مرکز جهانی ارتباطات مالی بین بانکی از تهدیدات آمریکا امکان‌پذیر گشته است. هرچند این ابزارها با عناوینی مانند مبارزه با پولشویی و تروریسم بیان می‌شوند، ولی در واقع، ابزارهایی با کاربرد دوگانه در دست کشورهای قدرتمند و استکباری است که از آن، برای تحت فشار قرار دادن کشورهای مستقل نیز استفاده می‌کنند. سیستم سوئیف توسط یک مرکز کنترل می‌شود و می‌تواند تمام مبادلات مالی بین‌المللی را کنترل کند (پالمیه وهمکاران،۲۰۲۰).

کشورهای بزرگی از جمله ایران و روسیه توسط دیگر کشورها تحریم شده‌اند. تحریم‌ها انواع مختلفی از جمله تحریم تسلیحات و مواد مرتبط، مسدود کردن دارایی‌ها، محدودیت‌های صادرات و واردات، ممنوعیت‌های مالی، ممنوعیت کمک‌های فنی دارند (محرابی،۲۰۲۳).

تحریم‌های مالی از جمله مهم‌ترین تحریم‌هایی هستند که کشورهای تحریم کننده سعی دارند با افزایش فشار اقتصادی، حاکمیت کشورهای تحریم شده را مجبور به پذیرفتن قوانین خود کنند. پیوسته این سؤال مطرح بوده است که چه اقداماتی از طرف کشور تحریم شونده باید صورت گیرد که موجب خنثی شدن تحریم‌ها گردد؟ چرا دو کشوری که از لحاظ منابع و امکانات وضعیت مشابهی دارند، تحریم‌ها یکی را از پای درمی‌آورد ولیکن اثرات چندانی بر دیگری نمی‌گذارند؟ جواب این سؤالات را باید در پیداکردن راهی دانست که کشور سربلند از تحریم‌ها، برای دور زدن تحریم‌ها از آن استفاده می‌کند.

---

1. Cryptocurrency
2. Financial Action Task Force
3. Swift
4. Palmié et al. (2020)

یکی از مهمترین راهکارها برای دور زدن تحریم‌ها، استفاده از ارزهای دیجیتال برای مبادلات تجاری با خارج و رشد صنعت استخراج رمزارز به‌منظور کسب درآمد (کوین‌های[1] بیشتر) می‌باشد. اخیرا با ظهور و پیدایش تکنولوژی بلاک‌چین[2]، امکان مبادلات بین‌المللی از طریق رمزارزها یا همان ارزهای رمزنگاری شده فراهم گشته است. بلاک‌چین یک مفهوم کلیدی است که رمزارزها را برای اولین بار امکان‌پذیر ساخت. بلاک‌چین یک تکنولوژی برای انتقال امن نمونه‌های منحصربه‌فرد از ارزش (مانند پول، دارایی، قراردادها، و اوراق‌هویت) از طریق اینترنت، بدون اینکه شخص واسطهٔ انتقال را تأیید یا بررسی نماید، می‌باشد (اسوان ۲۰۱۸)[3].

ویژگی غیرمتمرکز بودن رمزارزها، لزوم وجود سیستم‌های کنترلی متمرکز مانند سوئیفت را از بین می‌برد. در این سیستم، در عین حال که تراکنش‌ها با امنیت بالا اتفاق می‌افتد، هیچ اطلاعی در مورد افراد مبادله کننده و شیء مبادله شده وجود ندارد (بست، ۲۰۱۸)[4]. این ویژگی ناشناس بودن هویت طرف‌های مبادله‌کننده در رمزارزها، امکان عدم شناسایی توسط شخص ثالث را فراهم نموده (ادهمی، ۲۰۱۸) و بنابراین، امکان مقابله با تحریم‌های مالی که از طریق شناسایی تراکنش‌ها انجام می‌شود را فراهم‌آورده است.

روسیه یکی از کشورهایی است که درگیر تحریم‌ها شده و برای دور زدن تحریم‌ها به سراغ بازار کریپتو آمده است تا از طریق ماین کردن و همچنین فروش نفت و دریافت رمزارز در قبال آن، اثر تحریم‌ها بر اقتصاد خود را کم‌رنگ‌تر کند. کشور اوکراین نیز پس از جنگ با روسیه ارتباط بیشتری با بازار ارزهای دیجیتال برقرار کرد. کمک‌های مالی که توسط دیگر کشورها به اوکراین انجام شد، از طریق بیت‌کوین صورت گرفته است. در مقطع کنونی و در شرایطی که انتقال پول با سختی‌هایی در کشور همراه است، استفاده از ارزهای رمزپایه می‌تواند کارآمد باشد.

با وجود آنکه از سال ۱۳۹۲ بحث بیت‌کوین مطرح شده، اما همچنان بانک مرکزی سیاست مشخصی را دنبال نکرده، در حالی که ترکیه اقداماتی را انجام داده و امکان تبدیل بیت‌کوین به لیر ترکیه در فرودگاه خود را فراهم کرده است. برخی از کشورها هم بیت‌کوین را به‌عنوان کالا در نظر گرفته و از آن مالیات می‌گیرند و بنابراین لازم است، متناسب با ورود جدی به بلاک‌چین در بخش قوانین و مقررات مربوطه نیز اقدامات لازم را انجام دهیم (محمدی سمچولی،۲۰۲۰).

همان‌طور که مطرح شد، یکی از بارزترین ویژگی‌های رمزارزها، غیرمتمرکز بودن آن‌ها می‌باشد که باعث می‌شود در مقابل تحریم‌ها و یا بلوکه شدن مقاوم باشند. بنابراین، با ایجاد و توسعه صرافی‌ها و پلتفرم‌های ایرانی، کاربران می‌توانند به‌راحتی و در فضایی بدون واسطه خارجی و با امنیت زیاد و با

1. Coins
2. Blockchin
3. Swan (2018).
4. Best (2018).

خیالی راحت در حوزه ارزهای دیجیتال معامله کنند. همچنین از آنجایی که این تحریم‌ها بر روی صرافی‌های خارجی اعمال می‌شوند، فعالیت کاربران ایرانی در صرافی‌های داخلی، بهترین راهکار برای کاهش ریسک بلوکه شدن دارایی‌های دیجیتال می‌باشد و به این ترتیب، ریسک‌های ناشی از تحریم‌ها کاهش می‌یابد. برای برون رفت از شرایط نامناسب ایجاد شده توسط تحریم‌ها و یا کاهش فشار آن‌ها، ضروری است که راهکارهایی اتخاذ گردد.

با توجه به شرایط کنونی اقتصاد کشور و وضعیت بحرانی ناشی از تحریم‌های آمریکا و متحدانش علیه ایران، ورود به عرصه ارزهای دیجیتال، به سبب ویژگی غیرمتمرکز بودن و عدم‌ردیابی آسان آن‌ها، می‌تواند توسط دولتمردان ایران به‌کار گرفته شود. بنابراین، کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال در شرایط کنونی کشور، هدف اصلی این پژوهش می‌باشد. در واقع، اصلی‌ترین هدف پژوهش حاضر را می‌توان ساخت‌دهی به فرایندی دانست که موجب ایجاد راهکارهایی به‌منظور تحقق دور زدن تحریم‌های ظالمانه و کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال گردد.

این پژوهش از این جهت که قصد دارد با روش نگاشت شناختی SODA[1] راهکاری ارائه دهد، دارای اهمیت است. برای این کار، پژوهشگران از علم تحقیق در عملیات نرم یا روش‌های ساختاردهی مسئله، که رویکردی سیستمی برای مواجهه با موقعیت‌های مسئله‌زا است، استفاده می‌کنند. از آنجاکه در بین انواع پارادایم‌های تحقیق در عملیات نرم، رویکرد تحلیل و توسعه گزینه‌های استراتژیک تأکید بیشتری بر عمل‌گرایی، فردگرایی و ادراک افراد دارد و هدف آن ساخت‌دهی به مسئله مورد توافق در زمانی است که دیدگاه‌های متفاوت و چندگانه برای رسیدن به هدف مشترک وجود دارد (حسین زاده و همکاران، ۲۰۱۷)، در این پژوهش، از آن استفاده شده است.

۲. مروری بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. مبانی نظری پژوهش

۲-۱-۱. ارزهای دیجیتال و تفاوت آن‌ها با ارزهای معمولی

تئوری پول مجازی و یا همان پول رمزنگار[2] شده برای اولین بار در سال ۱۹۹۸ توسط "وی دای[3]" مطرح شد تا اینکه در سال ۲۰۰۹ توسط فردی (یا گروهی) با نام "سانوشی ناکاموتو[4]" به واقعیت پیوست. این پول مجازی که بیت‌کوین نام دارد، بر بستر بلاک‌چین قرار داشته و قابل‌استخراج است (محمدی سمچولی،۲۰۲۰). در سال‌های اخیر، با رشد سریع معاملات غیرنقدی جهانی، ارزهای

1. strategic options development and analysis
2. Cryptocurrency
3. Wi Dai
4. Satoshi Nakamoto

دیجیتال رشد چشمگیری داشته و مورد توجه گسترده صنعت قرار گرفته‌اند (لینو ژو،۲۰۲۱)[۱]. ارز دیجیتال، شکل خاصی از پول دیجیتال و بر پایه علم رمزنگاری، ایجاد شده است. بیشتر ارزهای دیجیتال برای بهره‌مند شدن از ویژگی‌های اساسی مانند غیرمتمرکز بودن، شفافیت و تغییرناپذیر بودن، از بلاک‌چین استفاده می‌کنند (ملک پور،۲۰۲۰).

ماهیت غیرمتمرکز ارزهای دیجیتال، به این معنی است که هیچ نهاد، گروه یا سازمانی آن‌ها را کنترل نمی‌کند. همچنین آن‌ها را می‌توان به‌صورت مستقیم و بدون دخالت هرگونه واسطه‌ای در اینترنت به شخص دیگری ارسال کرد. یعنی برای ارسال ارزهای دیجیتال به یکدیگر، نیازی به افتتاح حساب بانکی، استفاده از خدمات بانک‌ها یا هر سازمان واسطه دیگری نخواهید داشت. بلاک‌چین‌های عمومی که اکثر ارزهای دیجیتال از آن استفاده می‌کنند، قابلیت مشاهده تمامی تراکنش‌ها را چه برای افرادی که در شبکه حضور دارند و چه برای افراد خارج از شبکه فراهم می‌کند (ملک پور، ۲۰۲۰).

همچنین با فناوری بلاک‌چین، می‌شود دارایی‌ها را به توکن‌های دیجیتال تبدیل و آن‌ها را به‌صورت یک دارایی قابل‌انتقال عرضه کرد. به‌عنوان مثال، می‌توان ارزش یک خانه را به هزاران توکن دیجیتال تبدیل کرد و آن‌ها را نسبت به بودجه متقاضیان به فروش رساند تا افراد زیادی (حتی از کشورهای دیگر) بتوانند در آن خانه سرمایه‌گذاری کنند. محل نگهداری بلاک‌چین‌ها را در اصطلاح "دفتر کل توزیع شده" می‌نامند. این دفتر کل برای همه اعضای شبکه و با جزئیات در دسترس است و حتی حساب کتاب‌ها برای همه به صورت شفاف وجود دارد. این شبکه در واقع زنجیره‌ای از رایانه‌هایی است که درستی تراکنش‌های صورت گرفته بین شما و طرف مقابل‌تان را تأیید می‌کنند و پس از تأیید، آن را نیز به بلاک‌چین اضافه می‌کنند (روزالس،۲۰۲۱). به‌طورکلی، دو نوع کوین یا ارز دیجیتال داریم:

کوین‌های قابل استخراج: همان‌طور که عنوان این نوع از رمزارزها نشان می‌دهد، کوین‌های قابل استخراج، کوین‌هایی هستند که از طریق فرایندی موسوم به ماینینگ، ایجاد می‌شوند. این کوین‌ها ایجاد شده و به ماینرها به‌عنوان پاداش ایجاد بلوک در بلاک‌چین اعطاء می‌شوند.

کوین‌های غیرقابل استخراج: همان‌طور که عنوان این بخش نشان می‌دهد، این دسته از رمزارزها کوین‌هایی هستند که قابل استخراج نیستند. در این نوع از رمزارزها، کاربران نمی‌توانند با استفاده از توان رایانه‌های خود کوین‌های جدیدی را استخراج یا ایجاد کنند. بنابراین، کوین غیرقابل استخراج در واقع، تنها به‌عنوان یک ارز دیجیتال در حال گردش است و کاربران فقط می‌توانند با خرید از صرافی یا از طریق سایر کانال‌های خرید موجود، این کوین‌ها را به‌دست آورند.

مسلّماً، هم کوین‌های قابل استخراج و هم کوین‌های غیرقابل استخراج، تأثیرات زیادی بر کسب درآمد از محل رمزارز و دور زدن تحریم ها دارند و هرگز نمی‌توان، منکر تأثیرات یکی از آن‌ها شد. بسیاری از ارزهای دیجیتال از روش ماینینگ استفاده نمی‌کنند؛ چون این روش، انرژی زیادی مصرف

---

۱. Lin,and Xue (2021)

می‌کند. در مقابل، بیشتر کوین‌ها از ماینینگ استفاده می‌کنند تا اطمینان حاصل شود که کوین‌ها به صورت یکنواخت‌تری توزیع می‌شود و شبکه، غیرمتمرکز باقی می‌ماند. هرکدام از آن‌ها ویژگی‌های خاص و منحصربه‌فرد خود را دارند (صابریان، ۲۰۲۲)؛ اما در این پژوهش، مسئله کمی متفاوت است و باید به این نکته مهم توجه داشت که درصورت تأمین برق لازم برای استخراج، تأثیرات کوین‌های قابل‌استخراج به‌دلیل کسب درآمد مستقیم از ماینرها، بر مسئله پژوهش، بیشتر است.

همان‌طور که گفته شد، ارزهای دیجیتال در بستر اینترنت، مورد معامله قرار می‌گیرند، اما ارزهای فیات[1] (همان پول‌های معمولی مانند ریال و دلار و ...) در بستر حقیقی رد و بدل می‌شوند. ارزهای دیجیتال با ارزهای فیات تفاوت‌های بسیار زیادی دارند. برخی از این تفاوت‌ها در جدول ۱ آمده است:

جدول ۱: تفاوت‌های ارزهای رایج با رمزارزها (Ghazi Rezaei, 2020)

Table 1: Differences between conventional currencies and cryptocurrencies (Ghazi Rezaei, 2020)

ویژگی	ارز دیجیتال	ارزهای رایج
مبنای فیزیکی	الکترونیکی (بلاک‌چین)	اسکناس و سکه
مرکزیت	غیرمتمرکز (شبکه بلاک‌چین)	متمرکز (بانک‌های مرکزی و دولت‌ها)
حریم خصوصی	تراکنش‌ها ناشناس	تراکنش‌ها قابل‌ردیابی
سرعت تراکنش	آنی	ممکن است زمان‌بر باشد
هزینه تراکنش	عموماً کمتر	ممکن است بیشتر باشد، به‌خصوص برای تراکنش‌های بین‌المللی
نوسانات	بالا	نسبتاً پایین
پذیرش	در حال توسعه	گسترده
امنیت	رمزنگاری قوی	اقدامات امنیتی سنتی
قوانین	در حال توسعه	توسط دولت‌ها تنظیم می‌شود.

1. Fiat Currency
2. Rosales (2021).

۲-۱-۲. ارزهای دیجیتال و تأثیرات آن بر اقتصادکشور

به‌طورکلی، رمزارزها بسیار فراتر از یک نوآوری مالی‌اند و شکل اجتماعی، فرهنگی و فناوری پیشرفت هستند. ارزهای دیجیتال از طریق ویژگی قابل دسترس خود، می‌توانند تأثیر بسزایی بر روی اقتصاد داشته باشند (محرابی، ۲۰۲۳). تأثیر اقتصادی ارزهای دیجیتال، گستردگی زیادی دارد و جنبه‌های مختلفی را دربر می‌گیرند. ارزهای دیجیتال، علاوه بر اقتصاد، تأثیرات فراوانی بر سایر جنبه‌های زندگی دارند و به‌طورکلی، می‌توان گفت، نقش زیادی را در دنیای امروز ایفا می‌کنند. شناخت ابعاد مختلف تأثیر اقتصادی ارزهای دیجیتال، می‌تواند به معامله‌گران و تحلیلگران این حوزه برای انجام معاملات و تشخیص بهتر شرایط، کمک بزرگی کند.

اثر ارزهای دیجیتال بر اقتصاد ایران، موضوعی که همه اعم از مردم عادی و اقتصاددانان و متخصصان، نظرات متفاوتی راجع به آن بیان می‌کنند. اقتصاد ایران به دلایل مختلف (که یکی از آن دلایل، تحریم‌های اعمال شده بر کشور است)، حال و روز چندان خوبی ندارد. در چنین شرایطی، با کاهش درآمد نفتی و محدود شدن منابع ارزی ایران، دولت باید سعی کند از هر روشی برای دور زدن تحریم‌ها استفاده کند. بنابراین، انتظار می‌رود، مبادلات نفتی به‌جای دلار با بیت‌کوین انجام شوند (محمد حسینی، ۲۰۲۴).

مهم‌ترین آثار به‌کارگیری رمزارزها برای ایران، عبارتند از: افزایش سرعت و کاهش هزینه انجام مبادلات، افزایش صادرات، تولید ناخالص داخلی، اشتغال و سرمایه‌گذاری داخلی، توسعه تجارت بین‌الملل، بهبود نقل و انتقالات بین‌المللی و رشد و رونق اقتصادی کشور و مهم‌ترین تهدیدات آن، عبارتند از: مصرف بالای انرژی، پول‌شویی، اقدامات مجرمانه و غیرقانونی و عدم امکان نظارت دولت می‌باشد (عظیمی،۲۰۲۳).

۲-۱-۳. تأثیرات تحریم‌ها بر متغییرهای پولی مالی

تحریم، عبارت است از عمل یا فعالیتی که توسط یک یا چند بازیگر بین‌المللی، علیه یک یا چند کشور دیگر با هدف مجازات این کشورها و محروم کردن آن‌ها از بعضی مبادلات و همچنین مجبور کردن آن‌ها به پذیرفتن قوانین تعیین شده از سوی آن‌ها می‌باشد. کشورهای بزرگی از جمله ایران و روسیه توسط دیگر کشورها تحریم شده‌اند. تحریم‌ها انواع مختلفی ازجمله تحریم تسلیحات و مواد مرتبط، مسدود کردن دارایی‌ها، محدودیت‌های صادرات و واردات، ممنوعیت‌های مالی، ممنوعیت کمک‌های فنی که راهکارهای متعددی نیز در زمینه دور زدن تحریم‌ها وجود دارد (محرابی، ۲۰۲۳). تحریم‌ها همواره یک چالش بزرگ برای اقتصاد کشورها بوده‌اند و برای مقابله با آن‌ها، نیاز به بررسی دقیق و پیش‌بینی بازار رمزارز در آینده است. پیش‌بینی دقیق بازار رمزارز می‌تواند به ما کمک کند تا بتوانیم استراتژی‌های مناسبی برای مقابله با تحریم‌ها و حفاظت از اموال دیجیتال خود را طراحی کنیم. این تحلیل‌ها می‌توانند ما را راهنمایی کنند تا بتوانیم تأثیرات منفی تحریم‌ها را کاهش دهیم و به بهترین شکل از بازارهای رمزارز استفاده کنیم.

۲-۲. پیشینه پژوهش

با توجه به اینکه پژوهش‌ها در حوزه رمزارزها جدید هستند، شکاف‌های پژوهشی زیادی در ادبیات موجود وجود دارد و در میان پژوهش‌های خارجی، کمتر کسی به‌صورت مستقیم، به بررسی بسترهای لازم برای امکان استفاده از رمزارزها در حوزه تبادلات مالی بین‌المللی برای عبور از تحریم اقتصادی پرداخته است و چند موردی هم که وجود دارد، مربوط به پژوهش‌های داخلی است که به ذکر چند مورد از آن‌ها می‌پردازیم:

کوربت و همکاران (۲۰۱۸)، یک بررسی اصولی از مقالات تجربی مبتنی بر موضوعات اصلی بازار رمزارزها که از زمان توسعه رمزارزها در سال ۲۰۰۹ ایجاد شده است، انجام دادند. همچنین باوجود تمجید از رشد قیمت شگفت‌انگیز تا اوایل سال ۲۰۱۹، رمزارزها را در معرض اتهام به‌علت پتانسیل استفاده غیرقانونی از ویژگی ناشناس بودن آن در یک سیستم تبادل پیشرفته، در جهت رشد جرائم سایبری می‌دانند.

بوری (۲۰۱۹) برای رمزارزهایی مانند بیت‌کوین، اتر، ریپل و لایت‌کوین، اقدام به بررسی ریسک دامنه در بازار رمزارزها نموده است. همچنین او بیان می‌کند که رمزارزهای موجود، به‌شدت همبسته هستند، اما با دیگر دارایی‌ها مانند طلا، که اغلب با آن‌ها مقایسه می‌شوند، همبستگی ضعیفی نشان می‌دهند.

کیو و همکاران (۲۰۱۹)، پژوهشی را انجام دادند که نشان داد، رمزارزها می‌توانند تحول عظیمی در ابزارهای کسب‌وکار مجازی و تجارت الکترونیک ایجاد کنند. ویژگی غیرمتمرکز بودن ثبت و تأیید تراکنش‌ها در رمزارزها، لزوم وجود سیستم‌های کنترلی متمرکز مانند سوئیفت را از بین می‌برد.

روزالس (۲۰۲۱)، در مقاله‌ای، به اهمیت ارزهای رمزنگاری شده در کشور ونزوئلا توجه کرده است. او در این مقاله، به منابع انرژی و پویایی نیروی کار مرتبط با اکوسیستم ارزهای رمزنگاری شده، اهمیت می‌دهد.

اما محققان حین جستجو به دو مورد تحقیق داخلی دست یافتند که تقریباً هم موضوع پژوهش حاضر بوده و بحث دور زدن تحریم‌ها، به‌وسیله ارزهای دیجیتال را مطرح می‌کردند:

محمدی سمچولی (۱۳۹۸)، در پژوهشی، به بررسی استخراج بیت‌کوین و ارائه راهکاری برای معضل تحریم‌های ارزی پرداخت و به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاری در این بخش، می‌تواند منجر به نوعی صادرات مجازی برق گردد که با آن می‌توان ارز مجازی بیت‌کوین به‌دست آورد. همچنین بابازاده و همکاران (۱۴۰۰)، تحقیقی با موضوع مدل مفهومی شاخص‌های تسهیل‌کننده استفاده از رمزارز، در مبادلات بین‌المللی در شرایط تحریم، انجام دادند. آن‌ها با کمک روش دلفی[1] به شناسایی شاخص‌های تسهیل‌کننده استفاده از رمزارزها در مبادلات بین‌المللی پرداخته و به این نتیجه دست‌یافتند که رمزارزها، بستر خوبی برای دور زدن تحریم‌ها هستند.

---

1. Delphi Method
2. Corbet et al. (2018).
3. Borri (2019).
4. Que et al. (2019).
5. Rosales (2021).

با بررسی انتقادی پژوهش‌های گذشته، آنچه بیشتر به‌عنوان شکاف پژوهش‌های یادشده مطرح می‌شود، این است که هیچ‌یک از پژوهش‌های انجام شده، جامعیت پژوهش حاضر را ندارند. جمع‌آوری مطالب به‌روز و مبتلابه کشور، شناسایی و انتخاب ۱۱ خبره و کارشناس در زمینه ارزهای دیجیتال و از همه مهم‌تر، شکل منحصربه‌فرد پیاده سازی روش SODA، باعث شده است تا نتایجی به‌دست آید که ضمن بررسی و تشریح تمام ابعاد و جزئیات مسئله پژوهش، بهترین راهکارهای کاربردی را ارائه دهد. این موضوع به‌عنوان نوآوری و وجه تمایز پژوهش حاضر با پژوهش‌های فوق، در نظر گرفته می‌شود.

۳. روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر فلسفه پژوهش، پژوهشی کیفی با رویکرد استقرایی بوده و از نظر جهت‌گیری، چون با هدف برخورداری از نتایج یافته‌ها برای حل مسائل موجود در یک زمینه خاص به تحقیق پرداخته می‌شود، کاربردی است. در این تحقیق، با توجه به ماهیت درهم تنیده مسئله و تأکید بر ساخت‌دهی مسئله و ارائه راه‌حل مورد توافق و تعهد، از رویکرد تحلیل و توسعه گزینه‌های استراتژیک استفاده شده است (ادن و همکاران،۲۰۰۱)[1].

منابع پژوهش حاضر را علاوه بر مطالعات کتابخانه‌ای و جستجو در اینترنت، خبرگان و صاحب‌نظران در حیطه فعالیت‌های ارزهای دیجیتال تشکیل می‌دهند. گردآورندگان این پژوهش به‌عنوان تسهیل‌گران روش SODA هستند که به جمع‌بندی درست و منطقی مصاحبه‌ها و جلسات تشکیل شده می‌پردازند. در این پژوهش، نمونه‌برداری از جامعه آماری به‌صورت نظری انجام شده است. نمونه‌برداری نظری، فرایند جمع‌آوری داده برای تولید نظریه است که با کمک آن تحلیلگر، به‌طور همزمان داده‌هایش را جمع‌آوری، کدگذاری و تحلیل کرده و تصمیم می‌گیرد به منظور بهبود نظریه خود تا هنگام ظهور آن، در آینده چه داده‌هایی را جمع‌آوری و در کجا آن‌ها را پیدا کند. معیار قضاوت در مورد زمان متوقف کردن نمونه برداری نظری، "کفایت نظری" مقوله‌ها یا نظریه است و به وضعیتی اشاره دارد که در آن، هیچ داده بیشتری یافت نمی‌شود که پژوهشگر به‌وسیله آن، بتواند ویژگی‌های مقوله را رشد دهد. به موازاتی که پژوهشگر داده‌های مشابه را بارها و بارها مشاهده می‌کند، از لحاظ تجربی، اطمینان حاصل می‌کند که یک مقوله به کفایت رسیده است. زمانی که مقوله‌ای کفایت لازم خود را کسب کرد، هیچ‌چیز باقی نمی‌ماند جز اینکه پژوهشگر به سراغ گروه‌های جدیدی از داده در مورد مقوله‌های دیگر برود و تلاش کند آن مقوله‌ها نیز کفایت لازم را به‌دست آورند (لی، ۲۰۰۱)[2].

1. Eden et al. (2001).
2. Lee (2001).

در این پژوهش نیز داده‌ها به روش مصاحبه با هدایت کلیات و به‌صورت نیمه ساختاریافته گردآوری شد که در زمان انجام مصاحبه‌ها، سعی گردید با استفاده از نظر مصاحبه‌شوندگان، افراد دیگری به فهرست مصاحبه‌ها اضافه گردند تا بر غنای کار افزوده گردد و مطابق تعریف، نمونه‌گیری نظری تا زمانی که مقوله‌ها به کفایت نظری برسند، ادامه یابد. به این منظور، فرایند مصاحبه‌ها تا جایی ادامه یافت که مقوله‌ها تکراری شد و مفهوم جدیدی در مصاحبه‌ها استخراج نشد، بنابراین معیار کفایت نظری داده‌ها برآورده گردید که در مجموع ۱۱ منبع مصاحبه شونده از متولیان ارزهای دیجیتال در نقاط مختلف کشور، مورد بررسی و تحلیل قرار گرفتند.

۱-۳. مبانی نظری روش SODA

SODA روشی مناسب برای حل مسائل پیچیده است؛ زیرا از نگاشت‌شناختی برای شناخت مسئله و آنچه که ممکن است در مورد آن رخ‌دهد، استفاده می‌کند. ریشه نگاشت‌شناختی در روان‌شناسی، شناختی است که سعی در درک نحوه تفکر انسان‌ها و تعبیر آن‌ها از تجربیات‌شان دارد. این روش بر اساس تئوری ساختاردهی شخصی، جامعه‌شناسی تعاملات اجتماعی و تحقیق در عملیات شکل گرفته است. ساختاردهی شخصی، تلاشی است برای درک راه‌هایی که هر یک از ما جهان را تجربه می‌کنیم و همچنین برای درک رفتار افراد از آن استفاده می‌کنیم (عادل آذر و همکاران، ۲۰۱۹).

ادن با توجه به این نظریه و توجه به روش‌هایی که به درک و تعبیر دید دیگران از واقعیت کمک می‌کند، رویکرد SODA را ارائه داد. این رویکرد شامل دو متدولوژی SODA I و SODA II است. هر دو متدولوژی توسط ادن و اکرمن ارائه شده اند. SODA I بر مبنای یکی کردن نقشه‌های شناختی فردی برای کمک به گروه‌ها در مسائل پیچیده است. SODA II نقشه‌های فردی را کنار گذاشته و از فناوری پشتیبانی تصمیم گروهی برای ساخت نمودارهای علّی، مستقیماً توسط گروه استفاده می‌کند. هر دو متدولوژی بر حضور یک تحلیلگر یا تسهیل‌کننده برای کمک به ساخت نقشه‌های شناختی و راهنمایی گروه برای رسیدن به درک مشترک و توافق تأکید می‌کنند. تحلیلگر با افراد به روش نیمه مستقیم مصاحبه نموده و تلاش می‌کند، نموداری شامل مفاهیم ذهنی افراد و ارتباطات این مفاهیم ترسیم نماید (عادل آذر و هکاران، ۲۰۱۶).

در این پژوهش با توجه به موقعیت مسئله از روش SODA I استفاده شده است. عموماً هر کدام از روش‌های تحقیق در عملیات نرم، با یک نرم‌افزار خاص اجرا می‌شود که در این بخش، از نرم‌افزار Decision Explorer برای تجزیه و تحلیل نگاشت نهایی استفاده شده است.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها و پیاده‌سازی روش SODA

مراحل رویکرد تحلیل وتوسعه گزینه‌های استراتژیک به‌منظور پایش نقشه دور زدن تحریم‌های آمریکا و متحدانش علیه ایران و کسب درآمد از طریق ارزهای‌دیجیتال، به‌شرح زیر انجام شده است:



شکل ۱: مراحل اجرای روش SODA

Figure 1:Stages of implementing the SODA method

منبع: عادل آذر و همکاران، ۲۰۱۶

۱. مصاحبه فردی: اساس رویکرد SODA در ذهنیت‌گرایی فردی ریشه دارد. هر یک از افراد نسبت به واقعیت مسئله، نگرش ذهنی و شخصی خود را دارند و خرد و تجربه خبرگان، عنصر کلیدی در تصمیم‌گیری مطمئن است (زاهدی و همکاران، ۲۰۱۷). هدف در این مرحله، درک ذهن فرد مصاحبه شونده است (مروتی شریف آبادی، ۲۰۲۰) .در این مرحله، به موقعیت مسئله وارد شده و به‌کمک مصاحبه و نشست‌های مختلف با تک تک خبرگان، اطلاعات مورد نیاز پیرامون ارزهای دیجیتال و صنعت استخراج، از هرخبره جمع‌آوری گردید.

۲. تشکیل نقشه مربوط به هر خبره: در این مرحله، مطابق با داده‌های جمع‌آوری شده از طریق مصاحبه با هریک از خبرگان، نگاشت هر خبره تشکیل داده می‌شود. جهت استخراج نگاشت، مفاهیم اصلی شناسایی شده و طی چند جلسه با خبرگان نوع روابط این مفاهیم، مشخص شده است.

۳. ادغام نقشه‌ها و تشکیل نقشه تجمیع شده: پس از مرحله دوم و اتمام مصاحبه‌های انجام شده و کنار هم قرار دادن نگاشت‌های به دست آمده در این مرحله، تسهیلگر نگاشت‌ها را تجمیع می‌کند و نگاشت کل را به‌دست می‌آورد. در این مرحله، مفاهیم و روابط میان آن‌ها که از مصاحبه‌های جداگانه با خبرگان حاصل شد، در کنار یکدیگر قرار گرفت، روابط ترکیب و ادغام و درنهایت، تبدیل به یک نقشه واحد شد. نگاشت نهایی به‌دست آمده در این پژوهش، در شکل ۲ قابل مشاهده است.

۴. تشکیل کارگاه: پس از ترسیم نقشه ادغام شده کارگاه (جلسه‌ای از افراد خبره با تسهیلگران) تشکیل می‌شود و افراد خبره با یکدیگر به تبادل نظر و اصلاح نقشه ادغام شده می‌پردازند. هدف اصلی در این مرحله، درک این نکته برای افراد خبره و درگیر در حل مسئله می‌باشد که افکار آن‌ها قابل پیوند خوردن با یکدیگر است[1].



شکل ۲: ادغام نقشه‌ها

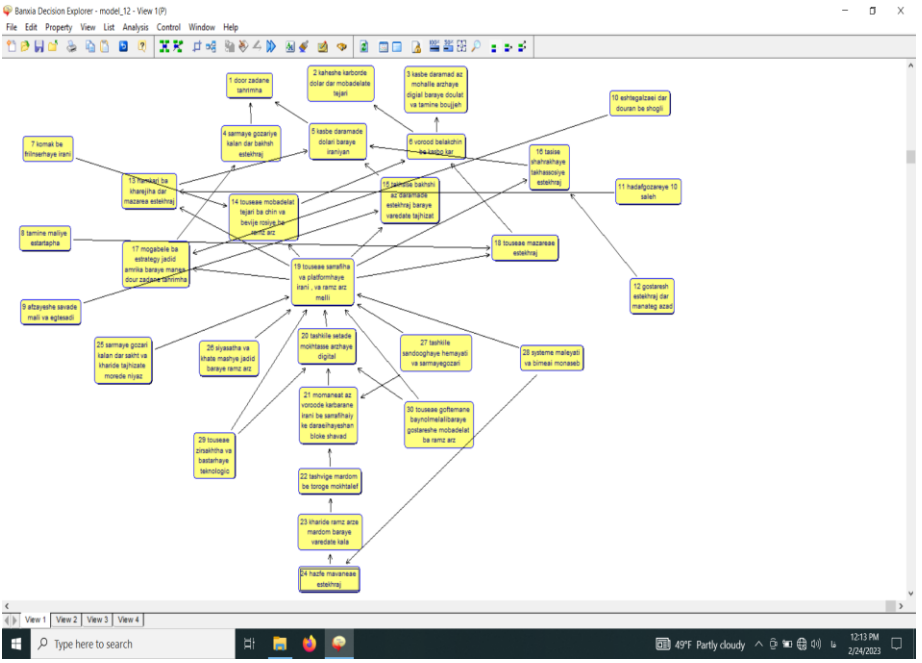
Figure 2: Map integration

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. مدل‌سازی: در این مرحله، تسهیلگر با استفاده از نرم‌افزار Explorer Decision مدل مسئله را تشکیل می‌دهد. نگاشت نهایی این پژوهش که در محیط نرم‌افزار DE ترسیم شده، در شکل ۳ قابل مشاهده است.

1. Williams and Hummelbrunner (2010).

۶. تجزیه‌وتحلیل: در این مرحله، با استفاده از نرم‌افزار Explorer Decision نگاشت به‌دست آمده از مراحل قبل، تجزیه‌وتحلیل می‌شود. در این تجزیه و تحلیل، اجزای نگاشت تهیه شده در رویکرد SODA شامل اهداف، موضوعات‌مهم، گزینه‌های کلیدی مشخص می‌شوند.



شکل ۳: نگاشت نهایی در نرم‌افزار

Figure 3: Final mapping in the softwae

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱-۴. اجزای نگاشت تهیه شده در رویکرد SODA

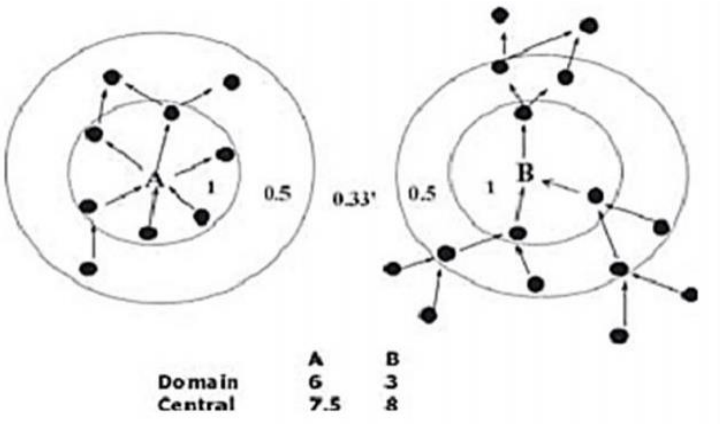
اهداف[1]: در نگاشت همواره یک هدف وجود ندارد، بلکه می‌تواند چندین هدف وجود داشته باشد؛ اهدافی که به‌وسیله یکدیگر حمایت می‌شوند (امین طهماسبی و همکاران، ۲۰۲۰). یک نقطه شروع مشخص برای شناسایی اهداف، بررسی نقاط بالایی مدل است، نودهایی که ارتباطی از آن‌ها به سمت دیگر نودها خارج نشده است، اهداف می‌باشند. با توجه به نقشه به‌دست آمده در مرحله قبل: "دور زدن تحریم‌های آمریکا و متحدانش"، "کاهش به‌کارگیری دلار در مبادلات تجاری خارجی و افزایش ارزش ریال" و "کسب درآمد از محل ارزهای دیجیتال برای دولت (تأمین بودجه کشور)" به‌عنوان اهداف شناسایی شده‌اند.

1. Goals

موضوعات کلیدی[1]: مرحله بعدی، شناسایی موضوعات کلیدی است. موضوعات می‌توانند به‌عنوان مواردی دیده شوند که نیاز به صرف منابع (زمان و پول) دارند و از بین این موضوعات کلیدی، مهمترین آن‌ها برای ما اهمیت دارند (زاهدی و همکاران، ۲۰۱۷) . دو تحلیل برای شناسایی موضوعات کلیدی وجود دارد که عبارتند از:

۱- تحلیل دامنه‌ای: در این تحلیل، تعداد ورودی و خروجی‌های هر گره مشخص می‌شود و در اصل، شلوغ بودن هر گره را محاسبه می‌کند. هر چه عدد به‌دست آمده برای هر گره بیشتر باشد، آن گره به‌عنوان گره مهم در نظر گرفته می‌شود.

۲- تحلیل مرکزی: دومین روش تحلیل گره‌های مهم، تحلیل مرکزی است که ساختار مدل را به گونه‌ای بررسی می‌کند که مشخص کند، کدام اظهار نظرات، مرکزیت بیشتری دارند[2]. باید توجه داشت که نتایج حاصل از تجزیه‌وتحلیل روش دوم، دید دقیق‌تری از موارد کلیدی نسبت به روش اول ارائه می‌دهد. علت این است که نتایج حاصل از تحلیل دامنه‌ای می‌تواند تحت تأثیر این مطلب باشد که یکی از شرکت‌کنندگان، وقت بیشتری را روی یکی از اظهار نظرات گذاشته است. برای درک این تجزیه و تحلیل، ساختار مدل مولکولی شکل ۴ را در نظر می‌گیریم. گره A با چندین پیکان به گره‌های مجاور خود متصل شده است و گره B با پیکان‌های کمتری به گره‌های مجاور آن در دایره اول متصل شده است، ولی با این حال در تحلیل مرکزی، این گره به‌عنوان گره مرکزی و مهم در نظر گرفته شده است.



شکل۴: مقایسه تحلیل دامنه‌ای و مرکزی

Figure 4: Comparition of range analysis and central analysis

منبع: عادل آذر و همکاران، ۲۰۱۶

1. Kay Issues
2. Eden, Colin et al. (2001).

در این پژوهش، با شناسایی آن دسته از اظهارنظرهایی که کدام گره‌ها در هر دو تحلیل دامنه‌ای و مرکزی، بیشترین امتیاز را به‌دست آورده‌اند، می‌توان اطمینان بیشتری در مشخص کردن موضوعات مهم (گره‌های مهم) حاصل کرد. نتایج حاصل از تحلیل دامنه‌ای و مرکزی در جدول ۲ قابل مشاهده است:

جدول ۲: تحلیل دامنه‌ای و مرکزی

Table 2: Range analysis and central analysis

ردیف	تحلیل دامنه‌ای	امتیاز	تحلیل مرکزی	امتیاز
1	توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و تشکیل رمزارز ملی	13	توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و تشکیل رمزارز ملی	19
2	کسب درآمد دلاری برای ایرانی‌هایی که در این بخش فعالیت می‌کنند.	4	توسعه مزارع استخراج رمزارز	13
3	الزام ورود بلاک‌چین به کسب و کارهای کشور	4	توسعه مبادلات تجاری با چین و بویژه روسیه از طریق ارزهای دیجیتال	13
4	تشکیل ستاد مختص ارزهای دیجیتال و الزام به همکاری سازمان‌ها و وزارتخانه‌های مرتبط	4	تشکیل ستاد مختص ارزهای دیجیتال و الزام به همکاری سازمان‌ها و وزارتخانه‌های مرتبط	12
5	همکاری با کشورهای خارجی برای توسعه مزارع استخراج رمزارز	3	مقابله با استراتژی‌های جدید آمریکا که می‌خواهند مانع دور زدن تحریم‌ها از طریق رمزارز شوند.	12
6	توسعه مبادلات تجاری با چین و بویژه روسیه از طریق ارزهای دیجیتال	3	تأسیس شهرک‌های صنعتی مختص استخراج رمزارز	12
7	تخصیص بخشی از درآمد تولیدکنندگان رمزارز برای واردات دستگاه‌ها و تجهیزات مورد نیاز	3	تخصیص بخشی از درآمد تولیدکنندگان رمزارز برای واردات دستگاه‌ها و تجهیزات مورد نیاز	12
8	تأسیس شهرک‌های صنعتی مختص استخراج رمزارز	3	همکاری با کشورهای خارجی برای توسعه مزارع استخراج رمزارز	12
9	مقابله با استراتژی‌های جدید آمریکا که می‌خواهند مانع دور زدن تحریم‌ها از طریق رمز ارز شوند.	3	توسعه گفتمان بین‌المللی در جهت گسترش مبادلات خارجی با ارزهای دیجیتال	11
10	توسعه مزارع استخراج رمز ارز	3	توسعه زیرساخت‌ها و بسترهای تکنولوژیکی ارزهای دیجیتال	11
۱۱	ممانعت از ورود کاربران ایرانی در صرافی‌های خارجی که ممکن است دارایی‌هایشان بخاطر تحریم بلوکه گردد.	3	به‌کارگیری سیستم مالیاتی و بیمه‌ای مناسب و کارا	11
12	دور زدن تحریم‌های آمریکا و متحدانش	2	تأسیس صندوق‌های حمایتی و سرمایه‌گذاری برای کمک به صنعت مذکور	11
13	سرمایه‌گذاری کلان دولت در بخش استخراج رمزارز	2	سیاست‌ها و خط‌مشی‌های جدید در مورد ارزهای دیجیتال شکل بگیرد.	10
14	تشویق مردم کشور به حوزه ارزهای دیجیتال از طرق مختلف، مثلاً دادن سوبسید به استخراج خانگی	2	سرمایه‌گذاری کلان در ساخت و خرید تجهیزات و دستگاه‌های رمزارز	10

ردیف	تحلیل دامنه‌ای	امتیاز	تحلیل مرکزی	امتیاز
15	خرید رمزارز استخراج شده مردم و اعطای مجوز استفاده از آن برای واردات و صادرات	2	کسب درآمد دلاری برای ایرانی‌هایی که در این بخش فعالیت می‌کنند.	9
16	حذف موانع استخراج رمز ارزها	2	ممانعت از ورود کاربران ایرانی در صرافی-های خارجی که ممکن است دارایی‌هایشان به‌دلیل تحریم بلوکه گردد.	8
17	تأسیس صندوق‌های حمایتی و سرمایه‌گذاری برای کمک به صنعت مذکور	2	الزام ورود بلاک‌چین به کسب و کارهای کشور	8
18	به‌کارگیری سیستم مالیاتی و بیمه‌ای مناسب و کارا	2	حذف موانع استخراج رمزارزها	7
19	توسعه زیرساخت‌ها و بسترهای تکنولوژیکی ارزهای دیجیتال	2	سرمایه‌گذاری کلان دولت در بخش استخراج رمزارز	7
20	توسعه گفتمان بین‌المللی در جهت گسترش مبادلات خارجی با ارزهای دیجیتال	2	گسترش استخراج رمزارز در مناطق آزاد تجاری کشور	6
21	کاهش ارزش دلار به‌دلیل استفاده کمتر در مبادلات خارجی و بالتبع افزایش ارزش ریال	1	هدفگذاری حداقل ۱۰ ساله برای استخراج و تملیک رمزارزها	6
22	کسب درآمد از محل ارزهای دیجیتال برای دولت (تأمین بودجه کشور)	1	اشتغال‌زایی برای کشور در شرایطی که با بحران اشتغال مواجه هستیم.	6
23	کمک به فریلنسرهای ایرانی برای کارکردن با مؤسسات خارجی	1	افزایش سواد مالی و اقتصادی مردم	6
24	تأمین مالی استارتاپ‌ها از طریق ارزهای دیجیتال	1	تأمین مالی استارتاپ‌ها از طریق ارزهای دیجیتال	6
25	افزایش سواد مالی و اقتصادی مردم	1	کمک به فریلنسرهای ایرانی برای کارکردن با مؤسسات خارجی	6
26	اشتغال‌زایی برای کشور در شرایطی که با بحران اشتغال مواجه هستیم.	1	دور زدن تحریم‌های آمریکا و متحدانش	5
27	هدفگذاری حداقل ۱۰ساله برای استخراج و تملیک رمزارزها	1	خرید رمزارز استخراج شده مردم و اعطای مجوز استفاده از آن برای واردات و صادرات	4
28	گسترش استخراج رمزارز در مناطق آزاد تجاری کشور	1	تشویق مردم کشور به حوزه ارزهای دیجیتال از طرق مختلف، مثلاً دادن سوبسید به استخراج خانگی	4
29	سرمایه‌گذاری کلان در ساخت و خرید تجهیزات و دستگاه‌های رمز ارز	1	کسب درآمد از محل ارزهای دیجیتال برای دولت (تأمین بودجه کشور)	3
30	سیاست‌ها و خط‌مشی‌های جدید در مورد ارزهای دیجیتال شکل بگیرد.	1	کاهش ارزش دلار به‌دلیل استفاده کمتر در مبادلات خارجی و بالتبع افزایش ارزش ریال	3

با توجه به تجزیه وتحلیل فوق: ۱- توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و تشکیل رمز ارزملی؛ ۲- توسعه مزارع استخراج؛ ۳- توسعه مبادلات تجاری با چین و بویژه روسیه از طریق ارزهای دیجیتال؛ ۴- تشکیل ستاد مختص ارزهای دیجیتال؛ ۵- مقابله با استراتژی‌های جدید آمریکا که می‌خواهند مانع دور زدن تحریم‌ها از طریق رمزارز گردند؛ ۶- تشکیل شهرک‌های صنعتی مختص استخراج؛ ۷- تخصیص بخشی از درآمد تولیدکنندگان رمزارز برای واردات دستگاه‌ها و تجهیزات مورد نیاز؛ ۸- همکاری با کشورهای خارجی برای توسعه مزارع استخراج، به‌ترتیب، به‌عنوان موضوعات مهم در نظر گرفته می‌شوند.

همان‌طور که مشخص است، "توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و تشکیل رمزارز ملی" به‌عنوان مهم‌ترین عامل در به نتیجه رسیدن دور زدن تحریم‌ها و کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال، به‌تنهایی می‌تواند باعث موفقیت و شکست کل زنجیره شود، بنابراین، بررسی راه‌های مختلف برای توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و رمزارز ملی و همچنین شناسایی عوامل کلیدی تأثیرگذار بر آن حیاتی است که در مرحله بعد، به این مهم پرداخته می‌شود.

گزینه‌ها[1]: نقاط پایینی مدل به‌طور معمول گزینه‌های ما هستند که از بین این گزینه‌ها، گزینه‌های مهم برای ما حائز اهمیت هستند. گزینه‌های مهم، آن دسته از گزینه‌هایی هستند که تأثیرات بیشتری روی موضوعات و اهداف می‌گذارند.

با ملاحظه نقشه مورد توافق: ۱- سرمایه‌گذاری کلان در ساخت و خرید دستگاه‌ها و تجهیزات مورد نیاز ارزهای دیجیتال؛ ۲- سیاست‌ها و خط‌مشی‌های جدید برای ارزهای دیجیتال؛ ۳- تشکیل صندوق‌های حمایتی و سرمایه‌گذاری؛ ۴- به‌کارگیری سیستم مالیاتی و بیمه‌ای مناسب و کارا؛ ۵- توسعه زیرساخت‌ها و بسترهای تکنولوژیکی؛ ۶- توسعه گفتمان بین‌المللی در جهت گسترش مبادلات تجاری با سایر کشورها، دارای بیشترین تأثیر بر کلیدترین موضوع شناسایی شده در مرحله قبل یعنی " توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و تشکیل رمزارز ملی" هستند و به‌عنوان گزینه‌های مهم در نظر گرفته می‌شوند. در رویکرد تحلیل و توسعه گزینه‌های استراتژیک، همان‌گونه که از نام آن پیدا است، تمرکز ما باید بر تقویت این گزینه‌های کلیدی باشد که تأثیر قابل‌توجهی بر موضوعات مهم دارند و موضوعات مهم نیز در سطح بالاتر به نوبه خود، موجب رسیدن به هدف می‌شوند.

۲-۴. یافته‌های پژوهش

با بررسی نگاشت نهایی مسئله، می‌توان به همه اهداف پژوهش رسید. در این نقشه، سطح‌بندی دور زدن تحریم‌ها و کسب درآمد از طریق ارزهای دیجیتال، ارتباط بین همه اجزای تشکیل‌دهنده آن و مؤلفه‌های استراتژیک، مشخص شد که بعد از معلوم شدن موضوعات و گزینه‌های مهم، خبرگان می‌توانند استراتژی‌های خود را برای رسیدن به هدف بیان کنند. در ادامه، ضمن بحث راجع به

1. Options

گزینه‌های کلیدی مستخرج از نقشه به مهم‌ترین راهبردهای مورد توافق خبرگان درباره این گزینه‌ها پرداخته می‌شود.

۱. سرمایه‌گذاری کلان در ساخت و خرید دستگاه‌ها و تجهیزات مورد نیاز ارزهای دیجیتال

امروزه در کشور جایگاه خاصی برای سرمایه‌گذاری در ساخت و خرید دستگاه‌ها و تجهیزات ارزهای دیجیتال مشخص نشده است. پرواضح است که سرمایه‌گذاری در این بخش، می‌تواند با خلق توان بالقوه، از طریق کسب درآمد برای دولت و مردم، به رشد اقتصادی کشور کمک کند. در این میان، حاکمیت کشور از طریق بانک‌ها، مؤسسات اعتباری و نهادهای پولی باید مسئولیت تأمین سرمایه‌های این بخش را برعهده گیرد. اهمیت این بحث به‌خصوص در کشور ما که در شرایط تحریمی قرار دارد، خیلی بیشتر است، زیرا همزمان با رشد صنعت استخراج در کشور، تقاضا برای ساخت و یا خرید تجهزات استخراج رمزارز نیز افزایش می‌یابد و این امر، سرمایه‌گذاری کلان در این بخش را می‌طلبد. مسلماً تأمین سرمایه ساخت و یا خرید تجهیزات و دستگاه‌های ارزهای دیجیتال (به‌خصوص استخراج)، نقش مهمی در توسعه صرافی‌ها، پلتفرم‌های ایرانی و تشکیل رمزارز ملی دارد که این نیز رسیدن به اهداف نقشه ادغامی را افزایش می‌دهد. راهبرد مورد توافق خبرگان در این زمینه به شرح زیر است:

- اجبار بانک‌ها و مؤسسات مالی به تخصیص بخشی از منابع پولی خود در دادن تسهیلات به سازندگان و واردکنندگان تجهیزات مذکور؛
- به‌کارگیری ظرفیت‌های دانشگاه‌های صنعتی برای ساخت تجهیزات مذکور؛
- به‌کارگیری راهبردهای تجاری‌سازی این فناوری؛
- زمینه‌سازی برای جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ساخت تجهیزات و دستگاه‌های مربوطه.

۲. سیاست‌ها و خط‌مشی‌های جدید برای ارزهای دیجیتال

امروزه سیاست‌ها و قوانین جدید در حوزه بلاک‌چین و ارزهای دیجیتال در حال افزایش است و هر کشوری متناسب با شرایط خاص سیاسی، اجتماعی و اقتصادی خود، سیاست و خط‌مشی ویژه‌ای را در این حوزه اتخاذ می‌کند. اگر به اقدامات اخیر دولت‌ها در سرتاسر جهان نگاهی داشته باشیم، به وضوح می‌توانیم این مطلب را مشاهده کنیم (آستانه، ۲۰۲۲). به‌دلیل شرایط خاص تحریمی، مبادلات تجاری ایران با دنیا مختل شده است و بنابراین، نیاز به استفاده از ارزهای دیجیتال (به‌دلیل ویژگی عدم‌متمرکز بودن) در مبادلات تجاری و فروش نفت، بیش از همیشه لازم و ضروری به نظر می‌رسد. رشد سریع استفاده از بیت‌کوین، موجب شد طی کمتر از دو سال، سیاستگذاری بیت‌کوین در مرکز توجه سیاستگذاران کشورهای مختلف قرار بگیرد. براساس مطالب فوق، مهم‌ترین راهبردهای مورد توافق خبرگان به شرح زیر است:

- الگوبرداری از سیاست‌ها و رویه‌هایی که در سایر کشورها، بهترین نتیجه را داشته است؛
- اجرای کامل سیاست‌ها و خط‌مشی‌های نوشته شده در سند تحول دولت مردمی، بخش ارزهای (ارزش‌های) دیجیتال و درصورت لزوم بازنگری در برخی سیاست‌ها؛
- سیاست‌ها و قوانین باید شفاف و متناسب با شرایط کشور بوده و ضمانت اجرا داشته باشد.

۳. تشکیل صندوق‌های حمایتی و سرمایه‌گذاری

صندوق سرمایه‌گذاری به‌عنوان یکی از کاراترین گزینه‌های حمایتی و سرمایه‌گذاری غیرمستقیم در بورس و ارزهای دیجیتال به‌حساب می‌آید. این صندوق‌ها برای افرادی مناسب‌اند که از دانش کافی برای سرمایه‌گذاری برخوردار نیستند یا به‌دلیل مشغله کاری، امکان تحلیل و بررسی بازار را ندارند. صندوق‌های سرمایه‌گذاری، دارایی‌های خرد افراد را در صندوق جمع‌آوری کرده و توسط تیمی متشکل از تحلیلگران حرفه‌ای و با تجربه، مدیریت می‌کنند. آن‌ها با مدیریت درست دارایی‌های اعضاء و پرداخت سود، به رونق بازار کریپتوکارنسی کمک می‌کنند[۱].

به‌طورکلی، جنس این بازار (رمزارزها) متفاوت با بازار سهام است و با ریسک‌های کاملاً متفاوتی روبرو است. همچنین در این میان، برخی از مباحث فقهی جدی هم در خصوص آن وجود دارد که در سازمان بورس مطرح و اکنون در حال بررسی آن هستند. با توجه به وجود چنین مسائلی، تاکنون تصمیم جدی درخصوص معامله رمزارزها در بازار سرمایه گرفته نشده و به جمع‌بندی نهایی نرسیده است. در این شرایط، اگر کشور بخواهد با گسترش ارزهای دیجیتال درآمدی کسب کند و تحریم‌ها را دور بزند، به صندوق‌های حمایتی سرمایه‌گذاری نیاز دارد. براساس مطالب بیان شده، راهبردهای اساسی خبرگان در این بخش به شرح زیر بیان گردید:

- با توجه به اختلاس‌هایی که در برخی صندوق‌ها اتفاق افتاده است، باید اعتماد مردم به صندوق‌های حمایتی ارزهای دیجیتال را افزایش داد؛
- کمک به تأمین منابع مالی و سرمایه‌ای و همچنین منابع فیزیکی و ساختاری این صندوق‌ها؛
- افزایش تعاملات و ارتباطات بین صندوق‌ها؛
- حمایت و مشارکت دولت در این صندوق‌ها.

۴. به‌کارگیری سیستم مالیاتی و بیمه‌ای مناسب و کارا

الف) سیستم مالیاتی مناسب و کارا برای رمزارزها: قانونی بودن یا نبودن رمزارزها یا ارزهای دیجیتال مانند بیت‌کوین، اتریوم و ... به حاکمیت هر کشور بستگی دارد. در دنیای ارزهای دیجیتال و با ظهور ناگهانی و چشمگیر آن‌ها، برخی از این ارزها قانونی و برخی غیرقانونی هستند. پس قوانین مالیاتی

۱- روشن، محمد و همکاران. (۱۳۹۸). «بررسی وضعیت فقهی و حقوقی بیت‌کوین». نشریه دانشکده حقوق دانشگاه تهران.

مقرر برای ارزهای دیجیتال در هر کشور متفاوت است. به‌عنوان مثال در کشور چین، مؤسسات مالی که دولتی هستند، امکان تراکنش‌های کریپتو را ندارند، با وجود اینکه چین یک کشور توسعه یافته است؛ اما در همین کشور، نگهداری ارزهای مجازی توسط هر فرد و یا ماینینگ یا استخراج ارزهای دیجیتال کاملاً قانونی است. پس می‌توان گفت که ارزهای دیجیتال هم مشمول مالیات می‌شوند ولی این شمول، بستگی به درآمد یا سود و زمان نگهداری ارزهای دیجیتال در کیف پول شما دارد و همچنین کشوری که در آن زندگی می‌کنید (روشن و همکاران، ۲۰۲۰).

ب) سیستم بیمه‌ای مناسب و کارا برای ارزهای دیجیتال: همان‌طور که همه ما می‌دانیم، کریپتو نه تنها یک دارایی فرّار است، بلکه اتفاقات غیرمنتظره‌ای نیز ممکن است برای آن رخ دهد. اگر تغییر ناگهانی در بازار یا هک کردنی در کار نباشد، ممکن است نوعی اشکال در یک قرارداد هوشمند یا کلاهبرداری اتفاق بیافتد. با وجود انبوهی از موارد غیرمنتظره که هر لحظه ممکن است رخ دهند، چه کسی جرات ارائه بیمه کریپتو را دارد؟ آیا این بیمه مانند بیمه معمولی کار می‌کند یا مدل جدیدی در حال ارائه است؟ اینها تنها بخشی از سؤالاتی است که در هنگام تحقیق در مورد رمز ارزها پیش می‌آید. بنابراین با توجه به این اصل کلی که در ارزهای دیجیتال، هم سود وجود دارد و هم زیان، لازم است با سیستم مالیاتی مناسب از کسانی که سود کرده‌اند، مالیات گرفته شود و با سیستم بیمه‌ای مناسب یاریگر زیان دیده‌ها باشیم. راهبردهای مورد توافق خبرگان در این زمینه نیز شامل مراحل زیر است:

- به‌کارگیری روش‌هایی که هم‌اکنون در کشورهای پیشرو صنعت ارزهای دیجیتال انجام می‌شود؛
- استفاده از سیستم مشاوره‌ای مناسب برای مردم و نظام بخشیدن به سیستم مالیاتی و بیمه‌ای مذکور؛
- دولت کنترل‌کننده و ناظر باشد، نه اینکه ورود مستقیم به بازار بیمه داشته باشد.

۵. توسعه زیرساخت‌ها و بسترهای تکنولوژیکی

ارزهای دیجیتال به‌ویژه ارزهایی که دارای مکانیسم پرداخت "غیر متمرکز" هستند و براساس الگوی یک دفتر کل توزیع شده کار می‌کنند، برای استفاده در سطح مالی و اقتصادی، به زیرساخت و بسترهای تکنولوژیکی زیادی نیاز دارند. اقتصاد جهانی در میانه یک انقلاب فناوری قرار دارد و اقتصاد هر کشوری برای ارائه ارز دیجیتال، باید از نظر فناوری مورد نیاز برای طراحی در یک سطح بسیار بالا قرار بگیرد تا بتواند سیستم و تکنولوژی عرضه کننده ارز دیجیتال را بدون کم کاستی و با ضریب امنیتی بسیار بالا ارائه دهد (همان). بنابراین، صنعت یا اقتصاد ارزهای دیجیتال، برای بقاء و توسعه خود در هر جایی از دنیا، نیاز به ساختارها و بسترهای تکنولوژیکی دارد که بدون آن‌ها خیلی راحت

از صحنه رقابتی اقتصاد جهان طرد می‌شود. براساس مطالب فوق، راهبردهای مورد توافق خبرگان در زمینه به شرح زیر می‌باشد:

- با توجه به حجم زیاد بازیگران حوزه ارزهای دیجیتال، کاربرد وسیع الگوریتم‌های اجماع و بلاک‌چین در ثبت معاملات، پیچیدگی زنجیره انجام معامله و تسویه پایاپای معاملات، نیاز به ایجاد کدهای احراز هویت و توکن‌های کاربردی و معاوضه دارایی‌های فلزی با ارز دیجیتال، باید این فناوری ساده‌سازی شود تا در کمترین زمان و هزینه معاملات انجام گردد؛
- نگاه تکنولوژیکی به موضوع ارزهای دیجیتال توسط حاکمیت کشور؛
- انعطاف‌پذیری و بهبود مستمر این صنعت؛
- افزایش میزان سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه این صنعت.

۶. توسعه گفتمان بین‌المللی در جهت گسترش مبادلات تجاری با سایر کشورها

اهمیت سیاست خارجی صرفاً در برقراری روابط خارجی دو یا چندجانبه، منطقه‌ای، بین‌المللی یا تبادل هیات‌های سیاسی، اقتصادی، فرهنگی، نظامی، امنیتی یا پارلمانی نیست، بلکه فراهم کردن زمینه برقراری گفتمان، رساندن پیام واضح اهداف عالیه دولت و حکومت به طرف مقابل برای کسب حداکثری منافع ملی با استفاده از تمامی ابزارهای موجود یا حتی خلق آن ابزارها است (دهشیری، ۲۰۰۲) . با توجه به استفاده گسترده از ارزهای دیجیتال در مبادلات خارجی و کسب درآمد بیشتر، نیاز به گفتمان بین‌المللی برای کشور در شرایط تحریمی بیش از پیش احساس می‌گردد. با توسعه گفتمان بین‌المللی، می‌توانیم رضایت برخی از کشورها (به‌خصوص کشورهای همسایه) را برای استفاده از ارزهای دیجیتال برای مبادلات تجاری به‌دست آوریم. خبرگان در این زمینه نیز به راهبردهایی دست یافته‌اند که شامل موارد زیر هستند:

- به‌هنگام و به موقع‌بودن گفتمان با کشور مدنظر؛
- استانداردسازی و تعیین خط‌مشی گفتمان بین‌المللی متناسب با هر کشور با استراتژی برد-برد؛
- تقویت دیپلماسی کشور به‌خصوص استفاده از ظرفیت‌های سفارتخانه و کنسولگری‌های جمهوری اسلامی ایران در سایر کشورها.

۷. نتایج، محدودیت‌ها و پیشنهادات آتی

رمزارزها به ایران فرصتی را برای دور زدن تحریم‌ها، افزایش ذخایر و تقویت تجارت، به‌ویژه با کشورهای تحت تحریم و منزوی، می‌بخشد. درنتیجه، دولت باید از سرکوب ماینرهای داخلی به ارائه پشتیبانی قانونی و مبتنی بر انرژی کنترل شده حرکت کند. فناوری بلاک‌چین، با توجه به ظرفیتی که برای انجام مبادلات مالی به‌صورت ناشناس و غیرقابل ردیابی فراهم می‌آورد، به طرق مختلفی مورد استفاده

دولت‌های تحت تحریم قرار می‌گیرد و پتانسیلی را فراهم می‌آورد که بتوان به مقابله با این اقدام یک‌جانبه دولت‌های قدرتمند به‌خصوص ایالات متحده پرداخت. از جمله این اقدامات می‌توان به سرمایه‌گذاری در رمزارزها، استخراج رمزارزها، انجام امور پرداخت از این طریق و دور زدن شبکه سوئیفت و همچنین تولید رمزارزهای ملی اشاره کرد که اگرچه هرکدام نقاط ضعف خود را دارند، اما در مجموع به حل بسیاری از مشکلات مالی ناشی از تحریم یاری می‌رسانند. پارامترهای لازم برای تسهیل استفاده از رمزارزها برای مقابله با تحریم را می‌توان در موارد زیر طبقه‌بندی کرد: قانون‌گذاری، ایجاد زیرساخت‌های نرم‌افزاری و سخت‌افزاری، ایجاد رمزارزهای ملی، ترویج استفاده از رمزارز و حمایت از استخراج رمزارزها.

پژوهش حاضر، هم از جنبه کاربرد نظری و هم از جنبه کاربرد عملی، دارای نوآوری است. در بخش نظری، با به‌کارگیری روش SODA و نرم‌افزار Explorer Decision دانش و بینش جدیدی را برای خوانندگان و به‌خصوص استادان و دانشجویان فراهم می‌کند و در بخش عملی دستاوردهای مهمی را برای مدیران و سیاستگذاران ایران به‌منظور کاهش اثرات مخرب تحریم‌ها بر اقتصاد کشور ارائه می‌دهد. روش‌های تحقیق در عملیات نرم و به‌خصوص SODA مدت‌ها است که در جهان و ایران، برای تصمیم‌گیری در مورد مسائل پیچیده اجتماعی، به‌کارگرفته شده‌اند، اما در ایران برای اولین بار است که از روش SODA به‌منظور تصمیم‌گیری در مورد مقابله با تحریم‌های ظالمانه آمریکا و متحدانش استفاده شده است؛ اما در عین حال، محققان با چالش‌ها و محدودیت‌هایی نیز برخورد کردند، ازجمله: در برقراری جلسات مصاحبه با ۱۱مصاحبه شونده، چالش‌های مالی مکانی وجود داشت که سبب طولانی‌تر شدن فرایند کاری گردید و مهم‌تر اینکه هر چند امکان داشت نتایج حاصله از مصاحبه‌ها بیشتر جوششی و برآیندی باشد تا آگاهانه و عمدی، اما محققان نهایت تلاش خود را در جهت انجام یک مصاحبه علمی انجام دادند تا هیچ عامل خارجی نتواند بر دقت و درستی پاسخ‌های مصاحبه‌شوندگان اثر منفی بگذارد.

همچنین امکان دسترسی به ریزاطلاعات مرتبط با تحریم‌ها، به دلیل محرمانه بودن و پراکندگی بیش از حد پایگاه‌های اطلاعاتی، وجود نداشت. از دید پژوهشگران، دولت باید به‌صورت جدی از تکنولوژی بلاک‌چین و رمزارز حمایت کند، چراکه تکنولوژی بلاک‌چین و رمزارزها، با توجه به استفاده از پایگاه داده توزیع شده و عدم کنترل توسط یک سیستم مرکزی، می‌تواند راهگشای دولت‌های تحت تحریم جهت مقابله با تحریم‌های مالی و بانکی باشد، هرچند این تأثیر، فراگیر جامع نباشد. این مسئله، علاوه بر امکان دور زدن تحریم، فرصت جدیدی را در حوزه کسب و کارهای اینترنتی، فین

تک و استفاده از انواع نرم‌افزارهای کاربردی توزیع شده، ایجاد خواهد کرد. بنابراین، قانونگذاری در اولویت اول قرار دارد.

در حال حاضر، با توجه به درحال رشد بودن این تکنولوژی و نبود قوانین و سیاست‌های کامل و روشن در کشورهای جهان، می‌باید سیاست محتاطانه و در عین حال حمایتی برای استفاده از رمزارزها و ایجاد زمینه رشد و توسعه تکنولوژی بلاک‌چین و رمزارزها در کشور فراهم شود، تا به مرور زمان با روشن شدن ابعاد قضیه و کسب تجارب از مسائل آینده کشور و جهان، قوانین به‌روز شده و سیاست روشنی در این زمینه اتخاذ شود. جهت استفاده از مزایای رمزارز و در امان ماندن از نوسانات زیاد قیمت آن، باید ایجاد رمزارز ملی در دستور کار بانک مرکزی قرار گیرد.

از آنجا که مسئله دور زدن تحریم‌ها از اهمیت زیادی برخوردار می‌باشد، بهتر است در پژوهش‌های آتی، از سایر روش‌های تحقیق در عملیات نرم مثل: رویکرد گزینه استراتژیک ۱(SCA)، سیستم‌های ابتکاری انتقادی ۲(CSH)، تحلیل استواری ۳(RA) و ... استفاده شود و نتایج به‌دست آمده از آن را با پژوهش مذکور مقایسه کرد و یا در کنار روش انتخابی، یکی از متدهای تصمیم‌گیری که بتواند گزینه‌های به‌دست آمده را رتبه‌بندی و سنجش کند، به‌کار گرفته شود.

سپاسگزاری: از تمامی افرادی که ما را در پدید آوردن مقاله کمک کردند متشکریم.

تأییدیه‌های اخلاقی: تمام تاییدیه‌های اخلاقی و حقوق انس‌ها و حیوانات رعایت شده است.

تعارض منافع: هیچ‌گونه تعارض منافعی بین نویسندگان در این تحقیق وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: مقدمه، ادبیات موضوع، روش تحقیق، نتیجه گیری و ... توسط همه نویسندگان انجام شده است.

منابع مالی / حمایت‌ها: پدید آورندگان این مقاله هیچ گونه حمایت مالی را از سازمان یا نهاد دولتی و خصوصی دریافت نکرده اند.

1. Strategic choice Approach
2. Critical Systems Heuristics
3. Robustness Analysis

References

Adhami, S., Giudici, G., & Martinazzi, S. (2018). Why do businesses go crypto? An empirical analysis of initial coin offerings. *Journal of Economics and Business*, 100, 64-75.

Amin Tahamasbi, Hamzeh, & Razavi Nasab, Seyyed Jamaluddin. (2020). Improving the use of CNG fuel in the transportation sector using the analysis and development of strategic options. *Energy Planning Policy Research Quarterly*, Year 5, No. 15, 145-169. [In Persian]

Antulio, Rosales. (2021). Unveiling the power behind cryptocurrency mining in Venezuela: A fragile energy infrastructure and precarious labor. *Energy Research & Social Science*. Elsevier. Vol. 19, 102167.

Astaneh, Mojtabi. (2022). The government's transformation document for cryptocurrencies was published: Soft for accepting digital currencies?. Tehran, Iran. [In Persian]

Azar، Adel, Khosravani، Farzaneh, & Jalali Reza. (2019). *Research on Soft Operations, Structuring Approach to the Problem*. Industrial Management Organization publications, Third edition of 2019, Tehran, Iran. [In Persian]

Azar, Adel, Najafi-Tawana, Saeed, & Ghorbani Hossein. (2016). Mapping the monitoring map of the quality process of statistical items of the Statistical Center of Iran using the approach of analyzing and developing strategic options. *Research Institute of Humanities and Cultural Studies*, Vol. 19, No. 4, Tehran. Iran [In Persian]

Azimi, Masoumeh and Bahraini, Seyyed Sadegh. (2022). Examining the impact of using digital currencies on Iran's economic prosperity during international sanctions. *The 5th. International Conference on Developments in Management, Economics and Accounting*, Tehran, https://civilica.com/doc/ 1270460) [In Persian]

Babazadeh, Youssef, Faqhi-Farahmand, Nasser, Pasbani, Mohammad, & Alavi-Metin, Yaqoub. (2023). Conceptual model of indicators facilitating the use of cryptocurrencies in international exchanges under sanctions. *Journal of International Business Management*, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Year 4, No. 1, 167-188. [In Persian]

Best, J. (2018). *Blockchain and Cryptocurrency*. In Breaking Digital Gridlock, Website: Improving Your Bank's Digital Future by Making Technology Changes Now. John Wiley & Sons.
https://doi.org/doi:10.1002/9781119421900.ch6

Bob, Williams and Richard Hummelbrunner. (2010). *Systems Concepts in Action: A Practitioer'S Toolkit*. Stanford Business Books, ISBN 978-0-8047-7062-0 (cloth :alk. paper)-ISBN 978-0-8047-7063-

Borri, N. (2019). Conditional tail-risk in cryptocurrency markets. *Journal of Empirical Finance*, 50, 1-19

Corbet, S., Lucey, B., Urquhart, A., & Yarovaya, L. (2018). Cryptocurrencies as a financial asset: A systematic analysis. *International Review of Financial Analysis* https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.09.00

Deshiri, Mohammad Reza. (2002). Globalization and national identity. *Journal of National Studies*, No. 5, Tehran, Iran. [In Persian]

Eden, C. and Akermann, F. (2001). Strategic options development and analysis the principles in: Rational analysis for a problematic world revisited problem structuring methods for complexity uncertainty and conflict United Kingdom Wiley 21-42. https://www.researchgate.net/publication/226119758_Strategic_ Options_Development_and_Analysis

Ghazi Rezaei, Atefeh. (2020). What is the difference between digital currency and ordinary money? Comprehensive blockchain and digital currency information base. Tehran, Iran

Hosseinzadeh, Mahnaz, Mehrgan, Mohammad Reza. (2017). Designing a multiple methodology framework for operations research using the social network analysis approach. *Journal of New Researches in Decision Making*, No. 1, 47-70. [In Persian]

Lee, J. (2001). A grounded theory integration and internalization in ERE adoption and use. https://www.researchgate.net/publication/280150284_A_ grounded theory_Integration_and_internalization_in_ERP_adoption_and_use

Lin, Tan, & Liyan, Xue. (2021). Research on the development of digital currencies under the COVID-19 epidemic. *PROCEDIA COMPUTER SCIENCE*, VOL. 187, 89-96.

Malekpour, Nima. (2020) What is digital currency encyclopedia?. http://arzdigital.com [In Persian]

Mehrabi, Alireza. (2023). Bypassing digital financial sanctions, training and analysis of financial markets, Mehrabi Educational Team, Tehran, Iran. [In Persian]

Mohammad hossaini, Roya. (2024). Getting to know the theories of the effect of digital currencies on Iran's economy. Capital Khaneh, Tehran, Iran. [InPersian]

Mohammadi Samcholi, Ali Akbar. (2020). Examining bitcoin mining and providing a solution to the problem of currency sanctions. *International Conference on World Economy and Sanctions*, Tehran, Iran. [In Persian]

Morovvati Sharif-Abadi Ali, Mofattehzadeh Elham, & Hosseini Zeinab. (2020). Identifying and examining the key success factors of start-ups with the approach of analyzing and developing strategic options. University Scientific Association, Yazd University,Yazd, Iran. [In Persian]

Movasseghi, Bahareh. (2022). Problems of electricity shortage and bitcoin mining. *Khorasan Magazine*, Tehran, Iran. [In Persian]

Nouri, Fatemeh, Khademian, Mahmoud, & Kosha, Abutaleb. (2022). Identifying the legal nature of cryptocurrencies with their structural analysis in Iran's legal system. *Legal Journal of Justice* [In Persian]

Palmié, M., Wincent, J., Parida, V., & Caglar, U. (2020). The evolution of the financial technology ecosystem: An introduction and agenda for future research on disruptive innovations in ecosystems. *Technological Forecasting and Social Change*, 151, 119779.

Qiu, T., Zhang, R., & Gao, Y. (2019). Ripple vs. SWIFT: Transforming cross border remittance using blockchain technology. *Procedia Computer Science*, 147, 428-434.

Roshan, Mohammad, Mozafi, Mostafa, & Mirzaei, Haniyeh. (2020). *Review of the Jurisprudential and Legal Status of Bitcoin*. Tehran University Law School publication. [In Persian]

Sabrian, Ali. (2022). How to mine and types of digital currencies that can be mined. Capital Khaneh, Tehran, Iran. [In Persian]

Sarmayex site content production team. (2019). policy of Iran and other countries regarding cryptocurrencies. Tehran, Iran. www.sarmayex.com [In Persian]

Swan. M. (2018). Chapter five-blockchain for business: Next-generation enterprise artificial intelligence systems. In P. Raj & G. C. Deka (Eds.), *Advances in Computers*, Vol. 111, 121-162, Elsevier.

Vice President of Infrastructure Research and Production Affairs of the Ministry of Foreign Exchange: Legislation in Different Countries and Proposals for Iran, Office of Communications and Modern Technologies Studies, 2017, serial number 16042, subject code 280, Tehran, Iran. [In Persian]

Zahedi, Amirahsan, Mirghafouri, Seyyed Habibullah, & Maruti Sharifabadi, Ali. (2018). Integrated mapping of innovation level development and commercialization of knowledge-based companies using the approach of analysis and development of strategic options. *Innovation Development Management Quarterly*, Vol. 5, No. 3. [In Persian]

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 69-106

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27938

Assessing the Impact of Residential Building Retrofit Subsidies on Energy Efficiency in Shiraz: An Agent-Based Modeling Approach

Zahra Mahzoon [1], Zahra Dehghan Shabani [2], Karim Eslamloueyan [3] Shekoofeh Farahmand [4]

1. Ph.D Candidate in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: zahramahzoon.zm@gmail.com
2. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author) Email: zdehghan@shirazu.ac.ir
3. Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: keslamlo@rose.shirazu.ac.ir
4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: Sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

Abstract

The residential sector in Iran accounts for approximately 30% of the country's total final energy consumption, making it the largest energy-consuming sector. This highlights the sector's low energy efficiency. To address this issue, the present study examines the impact of an incentive-based subsidy policy on improving energy efficiency in residential buildings in Shiraz, using an agent-based modeling (ABM) approach. The primary objective is to develop a strategy that encourages building owners to retrofit their properties through subsidies, balancing governmental interests and owner satisfaction while minimizing potential conflicts. In this research, the government, building owners, and residential buildings are modeled as key agents. The decision-making behaviors of the government and owners are simulated using principal-agent theory, and the subsidy policy is optimized accordingly. Simulation results for the period 2021–2031 indicate that the optimized subsidy policy reduces energy consumption by 22.2% and enhances energy efficiency by 22.8% in retrofitted residential buildings. Furthermore, assuming a 10% annual increase in energy prices and conducting sensitivity analyses on five key parameters—homeownership rate, retrofitting demand rate, owner cost coefficient, economic benefit coefficient, and environmental benefit coefficient—the study finds that energy efficiency improvements are inversely related to owner costs but positively correlated with energy prices, homeownership rates, retrofitting needs, and economic and environmental benefits. These findings can inform the design of more effective energy optimization policies for the residential sectorr.

Article information

Review History:
Received: jan. 24, 2025
Revised: feb. 02, 2025
Accepted: feb. 12, 2025
Published online: des.07, 2025

Keywords:
Agent-Based Modeling (ABM)
Subsidy Policy
Energy Efficiency
Shiraz

JEL Classification:
R20, H2, Q48

Corresponding Author:
zdehghan@shirazu.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 69-106

Aim and Introduction:

Observations of energy consumption in both developed and developing countries reveal a gap between optimal and actual energy use, known as the energy efficiency gap. This issue has gained significant attention in recent years due to the growing global energy crisis. One of the main contributors to this gap is the presence of market barriers to energy efficiency, which can be divided into energy market barriers and market failures. Market barriers refer to factors that hinder improvements in energy efficiency, such as the low prioritization of energy issues, limited access to capital, and imperfect energy-efficiency markets. Market failures, including incentive misalignment, information asymmetry, externalities, and unpriced public goods, further restrict efficient energy use.

In the context of energy efficiency, market failures often involve incentive misalignment and information asymmetry—core aspects of the principal-agent problem. Incentive misalignment occurs when contracting parties pursue conflicting objectives, whereas information asymmetry arises when parties possess unequal levels of relevant information. Numerous studies have examined the relationship between principal-agent theory and energy efficiency, demonstrating that insufficient investment in energy efficiency can often be explained within this framework.

Market failures necessitate government intervention because they lead to inefficient resource allocation. According to neoclassical economics, addressing these failures can improve Pareto efficiency. In Iran, the residential sector accounts for approximately 30% of total final energy consumption, with natural gas and electricity serving as the dominant energy carriers. The residential and commercial sectors together contribute around 22% of total CO_2 emissions, with natural gas being the primary source. Given these figures, enhancing energy efficiency in residential buildings is essential to reducing overall energy consumption and greenhouse gas emissions.

Globally, governments have implemented various measures to improve building energy efficiency, including financial incentives, regulatory frameworks, and assessment-based policies. However, a persistent challenge in policy implementation lies in the differing objectives and information levels between governments and building owners. While governments aim to maximize social welfare, building owners prioritize personal utility, creating potential conflicts of interest. To mitigate this issue, governments must design effective policies that incentivize building owners to adopt energy-efficiency improvements.

This study investigates the impact of retrofit subsidies for residential buildings on energy efficiency—specifically, natural gas and electricity consumption—within the principal-agent framework using an agent-based modeling approach.

Methodology:

This study develops an agent-based model to analyze the decision-making behaviors of various building owners and to optimize incentive policies for energy-efficiency retrofits, considering both building conditions and owner characteristics. Agent-based modeling has been identified as an effective method

for addressing agency problems because it allows for the analysis of motivations and behaviors of self-interested participants. This approach enables the identification of optimal solutions to agency problems by simulating dynamic negotiations, interactions, and conflicts among stakeholders.

Results and Discussion:
Simulation results for the period 2021–2031 indicate that providing optimal subsidies to building owners reduces energy consumption by 22.2% following retrofitting and increases energy efficiency by 22.8% in residential buildings. Assuming a 10% annual increase in energy prices and conducting sensitivity analyses on five parameters—homeownership rate, retrofitting demand rate, owner cost coefficient, economic benefit coefficient, and environmental benefit coefficient—show that energy efficiency improvement is inversely related to the owner cost coefficient and directly related to energy prices, homeownership rates, retrofitting demand rates, and economic and environmental benefit coefficients. These results can serve as a foundation for designing more effective policies aimed at optimizing energy consumption in the residential sector.

Conclusion:
This study investigates the impact of government subsidy incentive policies on improving energy efficiency in residential buildings in Shiraz using agent-based modeling. The primary goal is to develop a policy framework that encourages building owners to renovate their properties through subsidies in a manner that maximizes both government benefits and owners' utility. Specifically, the proposed model accounts for the diverse characteristics of buildings and their owners, providing policy recommendations tailored to different contexts based on these attributes.
The model employs a principal-agent theory-based approach to address agency problems in the renovation and energy-efficiency improvement process. Unlike previous studies that rely on empirical or econometric methods, which often fail to uncover the internal logic of these issues, this study models decision-making behavior within the principal-agent framework and simulates it on an agent-based platform.
The findings demonstrate that offering subsidies to building owners who accept government proposals for renovation results in substantial reductions in energy consumption and notable improvements in energy efficiency over the simulation period (2021–2031). Overall, this study confirms that agent-based modeling is a powerful tool for analyzing and designing optimal policies in the domain of building energy efficiency. Incentive-based policies are shown to play a pivotal role in achieving both environmental and economic objectives.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۶۹ تا ۱۰۶
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27938

ارزیابی تأثیر سیاست یارانه‌ای بازسازی مسکن بر کارآیی انرژی در شهر شیراز: رویکرد مدل‌سازی عامل‌محور

زهرا محزون[۱]، زهرا دهقان‌شبانی[۲]، کریم اسلاملوئیان[۳]، شکوفه فرهمند[۴]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
zahramahzoon.zm@gmail.com

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران (نویسنده مسئول).
zdehghan@shirazu.ac.ir

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
keslamlo@rose.shirazu.ac.ir

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران.
Sh.farahmand@ase.ui.ac.ir

چکیده

بخش مسکونی در ایران، با سهم حدود ۳۰ درصدی از کل مصرف نهایی انرژی، بیشترین سهم مصرف انرژی را به‌خود اختصاص داده است. این امر، نشان‌دهندهٔ سطح پایین کارآیی انرژی در این بخش است. در این راستا، در پژوهش حاضر، به بررسی تأثیر سیاست تشویقی پرداخت یارانه بر بهبود کارآیی مصرف انرژی در ساختمان‌های مسکونی شهر شیراز با استفاده از روش مدل‌سازی عامل‌محور می‌پردازیم. هدف اصلی از این مطالعه، ارائهٔ راهکاری مؤثر برای تشویق مالکان به بازسازی ساختمان‌ها از طریق پرداخت یارانه است، به‌گونه‌ای که همزمان، منافع دولت و مطلوبیت مالکان به حداکثر برسد و تعارض اهداف بین این دو طرف کاهش یابد. در این پژوهش، دولت، مالکان و ساختمان‌های مسکونی به‌عنوان عوامل اصلی در مدل‌سازی عامل‌محور تعریف شده‌اند. رفتارهای تصمیم‌گیری دولت و مالکان با استفاده از نظریه نمایندگی، مدل‌سازی و سیاست تشویقی پرداخت یارانه بهینه‌سازی شده است. نتایج شبیه‌سازی در بازهٔ زمانی ۱۴۰۰ تا ۱۴۱۰ نشان می‌دهد که اجرای سیاست تشویقی پرداخت یارانهٔ بهینه به مالکان، منجر به کاهش ۲۲/۲ درصدی مصرف انرژی و بهبود ۲۲/۸ درصدی کارآیی انرژی در ساختمان‌های مسکونی پس از بازسازی می‌شود. همچنین، با در نظر گرفتن افزایش سالانهٔ ۱۰ درصدی قیمت انرژی و انجام تحلیل حساسیت بر روی پنج پارامتر کلیدی (نرخ مالکیت مسکن، نرخ نیاز به بازسازی، ضریب هزینه مالک، ضریب منفعت اقتصادی و ضریب منفعت زیست‌محیطی)، نتایج نشان می‌دهند که بهبود کارآیی انرژی با ضریب هزینه مالک، رابطهٔ معکوس و با قیمت انرژی، نرخ مالکیت مسکن، نرخ نیاز به بازسازی و ضرایب منفعت اقتصادی و زیست‌محیطی، رابطهٔ مستقیم دارد. این یافته‌ها می‌توانند به‌عنوان راهنمایی برای طراحی سیاست‌های مؤثرتر در حوزهٔ بهینه‌سازی مصرف انرژی در بخش مسکونی مورد استفاده قرار گیرند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۰۵
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۱۴
پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۲۴
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۶

کلمات کلیدی:
مدل عامل‌محور
سیاست پرداخت یارانه
کارآیی انرژی
شیراز

طبقه‌بندی JEL:
Q48, H2, R20

نویسنده مسئول:
zdehghan@shirazu.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

مشاهدات مصرف انرژی در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه، حاکی از آن است که شکافی بین مصرف بهینه[1] و واقعی[2] انرژی وجود دارد. این موضوع که در مطالعات، از آن به شکاف کارآیی انرژی[3] یاد می‌شود، با جدی‌تر شدن بحران انرژی در سال‌های اخیر، بسیار مورد توجه قرار گرفته است. یکی از مهم‌ترین علل این موضوع، موانع بازاری پیش روی کارآیی انرژی می‌باشد که به دو بخش موانع بازار[4] بخش انرژی و شکست بازار[5] تقسیم می‌شوند. در بازار انرژی، اصطلاح مانع بازار به هر عامل مرتبط با بازار اشاره دارد که از بهبود کارآیی انرژی[6] (EER) جلوگیری می‌کند (حسین‌زاده بحرینی و همکاران، ۱۳۹۲). در ادبیات کارآیی انرژی موانع بازاری مختلفی بر سر راه افزایش سطوح کارآیی انرژی معرفی می‌شود. این مطالعات وجود طیف وسیعی از موانع بازار را تجزیه و تحلیل کرده‌اند که مهم‌ترین این موارد شامل اولویت پایین مسئلهٔ انرژی، دسترسی به سرمایه و بازارهای ناقص برای کارآیی انرژی است.

در کنار موارد ذکر شده، معمولاً زیرمجموعه‌ای از موانع بازار به نام شکست‌های بازار نیز معرفی می‌شود. در زمینهٔ کارآیی انرژی، شکست بازار به این معنا است که به‌جای تخصیص کارآمد منابع، انرژی بیشتری برای سطح خدمات مرتبط مصرف می‌شود. این شکست‌های بازار شامل شکاف انگیزه‌ها، اطلاعات نادرست و ناکافی (عدم تقارن اطلاعات)، اثرات خارجی و کالاهای عمومی قیمت‌گذاری نشده است. یکی از مواردی که در بررسی شکست‌های بازار با توجه به شکاف کارآیی انرژی مورد توجه قرار می‌گیرد، شکاف انگیزه‌ها و عدم تقارن اطلاعات است که برای حل آن، مسئلهٔ کارگزار-کارفرما[7] مطرح می‌شود. شکاف انگیزه‌ها زمانی اتفاق می‌افتد که دو طرف یک قرارداد، اهداف یا انگیزه‌های متفاوتی داشته باشند. در عدم تقارن اطلاعات نیز طرف‌های یک قرارداد، مانند خرید کالا یا خدمات، به سطوح مختلفی از اطلاعات مربوط به موضوع مورد نظر دسترسی دارند (آژانس بین‌المللی انرژی[8] ، ۲۰۰۷).

راهکار مقابله با این مشکلات، بررسی کارآیی انرژی در چهارچوب مسئلهٔ کارگزار-کارفرما است. بسیاری از پژوهشگران، تلاش کردند تا ارتباط بین نظریه کارگزار-کارفرما و کارآیی انرژی را به‌طور دقیق مشخص کنند. مطالعات آن‌ها نشان می‌دهد که مشکل سرمایه‌گذاری ناکافی برای افزایش کارآیی انرژی را اغلب اوقات در چهارچوب مساله کارگزار-کارفرما می‌توان مورد بررسی قرار داد (حسین‌زاده بحرینی و همکاران، ۱۳۹۲). با توجه به موارد ذکر شده، موانع کارآیی انرژی ناشی از

1. Optimal
2. Actual
3. Energy-Efficiency Gap
4. Market Barriers
5. Market Failures
6. Energy-Efficiency retrofit
7. Principal-Agent problem
8. International Energy Agency (2007).

شکست بازار، به وضوح مستلزم مداخله سیاست عمومی است؛ زیرا طبق اقتصاد نئوکلاسیک، شکست‌های بازار منجر به تخصیص ناکارآمد منابع می‌شوند. بنابراین، طبق این نظریه، مداخله دولت، ضروری است که می‌تواند کارآیی پارتو را به‌دنبال داشته باشد. براساس اطلاعات آژانس بین‌المللی انرژی تا پایان سال ۲۰۲۲، بخش خانگی در ایران، حدود ۳۰ درصد از کل مصرف نهایی انرژی را به خود اختصاص داده است که بالاترین سهم را نسبت به سایر بخش‌ها دارد. براساس آخرین اطلاعات ترازنامه انرژی در سال ۱۴۰۰، گاز طبیعی و برق، به‌ترتیب، با سهم‌های ۸۲/۳ و ۱۲/۴ درصد در سال ۱۴۰۰، بیشترین سهم را نسبت به سایر حامل‌های انرژی[۱] در تأمین انرژی بخش خانگی دارند. همچنین بخش خانگی و تجاری، سهم حدود ۲۲ درصدی در انتشار گاز دی‌اکسید کربن را دارد و گاز طبیعی با سهم ۶۶ درصدی در انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن، سهم بسزایی در آلودگی محیط زیست دارد[۲].

بنابراین، رویکرد بهبود کارآیی انرژی (که به‌طور خاص در این مطالعه، حامل‌های انرژی گاز طبیعی و برق بررسی شده است) برای ساختمان‌های مسکونی در ایران، امری ضروری بوده و تأثیر بسزایی بر کل مصرف انرژی کشور و نیز به واسطهٔ مصرف غالب انرژی‌های فسیلی، بر میزان تولید گازهای گلخانه‌ای و آلودگی هوا خواهد داشت. تاکنون سیاست‌های مختلفی از طرف دولت‌ها به منظور بهبود کارآیی انرژی ساختمان‌ها در سراسر جهان اجرا شده است. از جملهٔ این سیاست‌ها می‌توان به سیاست‌های حمایت مالی، سیاست‌های مبتنی بر مقررات، سیاست‌های مبتنی بر ارزیابی و ... اشاره کرد. مسئله‌ای که بر سر راه اجرای موفق سیاست‌های دولتی وجود دارد، این است که دولت و مالکان ساختمان، یعنی دو طرف درگیر در یک قرارداد، اهداف و سطوح اطلاعات متفاوتی دارند. هدف دولت، حداکثرسازی منفعت حاصل از اجرای سیاست‌ها است، در حالی که هدف مالکان ساختمان‌ها، حداکثرسازی مطلوبیت خودشان است. به بیان دیگر، منافع کارفرما و کارگزار یعنی دولت و مالکان ساختمان‌ها، متفاوت و حتی متناقض است. دولت اطلاعات کاملی از تصمیمات و تلاش‌های مالکان برای بهبود کارآیی انرژی ساختمان‌ها ندارد. بنابراین، دولت باید یک قرارداد کارآمد، یعنی سیاستی را اعمال کند تا مالکان ساختمان‌ها را ترغیب کند که تلاش بیشتری را در جهت بهبود کارآیی مصرف انرژی ساختمان‌ها انجام دهند.

در این راستا، هدف اصلی از این تحقیق، بررسی سیاست پرداخت یارانه به مالکان ساختمان‌ها برای بازسازی ساختمان‌های مسکونی و تأثیر آن بر بهبود کارآیی مصرف انرژی (به‌طور مشخص، گاز

---

۱. سهم فرآورده‌های نفتی، زغال سنگ و منابع تجدیدپذیر قابل احتراق در بخش خانگی، به‌ترتیب، ۵، ۰/۱ و ۰/۱ درصد است.

۲. در ترازنامه انرژی، تنها سهم سوخت‌های فسیلی در انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای آورده شده و سهم برق لحاظ نشده است.

طبیعی و برق) بخش خانگی در چهارچوب مسئلهٔ کارگزار-کارفرما با استفاده از مدل‌سازی عامل‌محور است.

ساختار این مقاله، بدین ترتیب است که ابتدا به بررسی پیشینه پژوهش مرتبط با موضوع مورد بررسی و مبانی نظری می‌پردازیم. در ادامه، مدل پژوهش معرفی می‌گردد و نتایج شبیه‌سازی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۲. پیشینه پژوهش

در این بخش، به تعدادی از مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور درخصوص مصرف انرژی بخش ساختمان، مطالعات مبتنی بر الگوی عامل‌محور و مطالعات مرتبط با سیاست‌های دولت پرداخته شده است.

۲-۱. مطالعات داخلی

۲-۱-۱. مطالعات مرتبط با مصرف انرژی بخش ساختمان

رضایی‌نسب و همکاران (۱۴۰۲)، در مطالعه خود، امکان طراحی ساختمان با مصرف انرژی خالص صفر در جنوب دریای خزر را بررسی کردند. آن‌ها پیکربندی‌های مختلفی مانند دیوارها، پنجره‌ها، و سایبان‌ها را تحلیل کرده و دریافتند که با بهینه‌سازی این متغیرها، مصرف برق تا ۲۰ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، استفاده از پنل‌های خورشیدی بر روی نما و پشت بام، ۸۸/۲ درصد از نیاز برق ساختمان را تأمین می‌کند. با این حال، دستیابی به مصرف انرژی صفر برای یک ساختمان سه طبقه ممکن نبود، اما برای ساختمان یک طبقه با پانل‌های خورشیدی مناسب، این هدف قابل تحقق است.

رهنما (۱۳۹۸)، در پژوهش خود، اثر راهکارهای بهسازی بر مصرف انرژی یک مجتمع مسکونی ۱۳۸ واحدی در تبریز را بررسی کرده و وضعیت این ساختمان ۸ طبقه‌ای و ۹ ساله، از طریق شبیه‌سازی با نرم‌افزار دیزاین بیلدر تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که عایق‌کاری دیوارها به‌عنوان مؤثرترین راهکار می‌تواند مصرف انرژی را بین ۲۷ تا ۳۴ درصد کاهش دهد، اما پرهزینه‌ترین گزینه است. ترکیب چندین راهکار بهینه‌سازی نیز توانست مصرف انرژی را تا ۵۶/۵ درصد کاهش دهد.

جان‌زاده و زندیه (۱۳۹۵)، به بررسی کاهش مصرف انرژی و جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر در واحدهای مسکونی صفر انرژی در قزوین پرداخته‌اند. روش پژوهش آن‌ها بر پایه ترکیبی از روش توصیفی-تحلیلی، روش پژوهشی علی و شبیه‌سازی می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که استفاده از عایق‌های حرارتی، سایه‌بان مناسب و تهویه طبیعی می‌تواند به ترتیب ۳۳، ۲,۱ و ۱۲ درصد در مصرف انرژی صرفه‌جویی کند.

۲-۲. مطالعات خارجی

۲-۲-۱. مطالعات مرتبط با مصرف انرژی بخش ساختمان

آگوستینو و همکاران[1] (۲۰۲۴)، تأثیر دستورالعمل "خانه‌های سبز" اروپا بر بهبود کلاس انرژی ساختمان‌های مسکونی در ایتالیا را بررسی کردند. این مطالعه، سه نوع ساختمان (مستقل، ردیفی و آپارتمانی) در مناطق مختلف آب‌وهوایی (پالرمو، ناپل و میلان) را تحلیل کرده و سه اقدام بازسازی شامل عایق‌کاری حرارتی، جایگزینی دیگ گاز با پمپ حرارتی و نصب سیستم فتوولتائیک را پیشنهاد می‌کنند تا ساختمان‌ها به کلاس انرژی D برسند. نتایج نشان داد که هزینه بازسازی در آپارتمان‌ها کمتر است و ساختمان‌های مناطق گرم‌تر به‌راحتی به کلاس‌های انرژی بالاتر می‌رسند. همچنین، بر اهمیت تنظیم مشوق‌های اقتصادی متناسب با نوع ساختمان و شرایط محلی تأکید شده است.

کادریک و همکاران[2] (۲۰۲۲)، در پژوهش خود، پتانسیل صرفه‌جویی انرژی در ساختمان‌های مسکونی بوسنی و هرزگوین را ارزیابی کردند. نتایج نشان می‌دهد که بازسازی در خانه‌های تک‌خانواری صرفه‌جویی انرژی زیادی به‌همراه دارد، اما هزینه آن ۲/۸ برابر بیشتر از خانه‌های چندخانواری و آپارتمانی است و به‌دلیل توان مالی کمتر شهروندان بوسنی، حمایت‌های یارانه‌ای دولتی ضروری است. بازسازی در خانه‌های تک‌خانواری به‌دلیل قیمت پایین زغال‌سنگ و چوب مقرون‌به‌صرفه نیست، در حالی‌که ساختمان‌های بلندمرتبه با استفاده از گاز طبیعی سودآوری بیشتری دارند. این پژوهش به کشورهای با درآمد پایین و متوسط توصیه می‌کند، بازسازی انرژی را به سیاست ملی تبدیل کنند.

لیو و همکاران[3] (۲۰۱۵)، در مطالعه خود، تأثیر مشارکت عمومی در مراحل مختلف بازسازی بر صرفه‌جویی انرژی را در سه محله پکن بررسی و سه مدل بازسازی شامل رهبری دولت مرکزی، دولت محلی و مدل ترکیبی را ارزیابی کردند. داده‌ها از طریق مصاحبه جمع‌آوری شد و نشان داد که مشارکت ساکنان در مراحل پیش از بازسازی و انتخاب فناوری، نقش مهمی در موفقیت پروژه دارد. این مطالعه بر اهمیت توجه به نیازهای مختلف ساکنان و تقویت آموزش و ارتباطات در فرایند بازسازی تأکید می‌کند تا از سوءاستفاده از فناوری‌ها و کاهش حمایت‌های آینده جلوگیری شود.

۲-۲-۲. مطالعات مبتنی بر الگوی عامل‌محور

چن و همکاران [4](۲۰۲۳)، با استفاده از مدل‌سازی بازی تکاملی و عامل‌محور، تصمیم‌گیری مالکان خانه‌ها برای پذیرش بازسازی به‌منظور بهبود کارآیی انرژی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که مشوق‌های دولتی، به پذیرش بازسازی کمک می‌کنند، اما به دوره طولانی‌مدت و تعاملات اجتماعی نیاز دارند. کاهش هزینه‌های بازسازی، مؤثرتر از مشوق‌های مالی است و در پروژه‌های با عدم قطعیت

1. Agostino et al. (2024).
2. Kadrić et al. (2022).
3. Liu et al. (2015).
4. Chen et al (2023)

بالا، نتایج بهتری دارد. همچنین، عدم قطعیت و ریسک می‌تواند تصمیمات مالکان را مختل کند و اندازه شبکه بر اثربخشی مشوق‌ها تأثیر دارد. مطالعه، بر اهمیت مدیریت ریسک و جمع‌آوری داده‌های تجربی برای اعتبارسنجی مدل تأکید می‌کند.

ناگلی و همکاران [۱](۲۰۲۰)، با استفاده از مدل‌سازی عامل‌محور، توسعه بلندمدت ساختمان‌های مسکونی در سوئیس را از نظر ساخت‌وساز، بازسازی و جایگزینی سیستم‌های گرمایشی شبیه‌سازی کردند. در این مطالعه، تأثیر سیاست‌های مختلف بر مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای را ارزیابی شد. نتایج نشان داد که سیاست‌های اقلیمی فعلی سوئیس مؤثر بوده، اما برای دستیابی به اهداف کاهش انتشار تا سال ۲۰۵۰، حذف سیستم‌های گرمایشی فسیلی ضروری است. سیاست‌های مالی مانند مالیات کربن و یارانه‌ها در آغاز مفید هستند، اما برای حذف کامل سوخت‌های فسیلی، اقدامات نظارتی بیشتری در بلندمدت نیاز است. یادگیری فناوری و گسترش نظارت می‌تواند به کاهش تدریجی یارانه‌ها کمک کند.

کائو و همکاران [۲](۲۰۱۷)، با استفاده از مدل‌سازی عامل‌محور، به شبیه‌سازی به‌کارگیری محصولات روشنایی با بهره‌وری بالا در بخش مسکونی پرداختند. نتایج نشان داد که بدون هیچ سیاستی، کاهش ۳۰ درصدی در مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای تا سال ۲۰۳۵ امکان‌پذیر است؛ اما با ممنوعیت استفاده از محصولات روشنایی رشته‌ای، می‌توان به کاهش ۶۵ درصدی مصرف انرژی و ۷۰ درصدی انتشار گازهای گلخانه‌ای دست یافت.

کوالسکا پیزالسکا و همکاران [۳](۲۰۱۴)، با استفاده از مدل‌سازی عامل‌محور، پویایی نظرات مصرف‌کنندگان درباره تغییر به سمت تعرفه‌های برق پویا را بررسی کردند. نتایج نشان داد که به دلیل سطح بالای بی‌تفاوتی در بازارهای خرده‌فروشی برق، نظرات مشتریان ناپایدار و متغیر است. شبیه‌سازی‌ها نشان دادند که کاهش بی‌تفاوتی و کاهش زمان تصمیم‌گیری مصرف‌کنندگان می‌تواند شکاف بین قصد و رفتار واقعی آن‌ها را کاهش دهد.

۳-۲-۲. مطالعات مرتبط با سیاست‌های دولت

هی و چن[۴](۲۰۲۱)، تأثیر سیاست‌های یارانه‌ای دولت برای ترویج ساختمان‌های سبز را بررسی کردند. آن‌ها چهار طرح یارانه‌ای شامل حمایت از توسعه‌دهندگان، مصرف‌کنندگان، هر دو گروه و عدم پرداخت یارانه را تحلیل کردند. نتایج نشان داد که یارانه‌ها انگیزه قوی برای توسعه ساختمان‌های سبز ایجاد می‌کنند و بیشترین رفاه اجتماعی با تخصیص یارانه به هر دو گروه حاصل می‌شود.

---

1. Nageli et al. (2020).
2. Cao et al. (2017).
3. Kowalska-Pyzalska et al. (2014).
4. He & chen (2021).

همچنین، تأثیر یارانه‌ها بر مصرف‌کنندگان، بیشتر از تولیدکنندگان بوده و بر اهمیت رفتار مصرف‌کننده در بازار ساختمان‌های سبز تأکید دارد.

فنگ و همکاران[1] (۲۰۲۰)، با بررسی سه مرحله توسعه ساختمان‌های سبز در چین و استفاده از یک مدل بازی سه مرحله‌ای، مکانیزمی برای انتخاب واحدهای ساختمانی تحت کنترل دولت ارائه کردند. آن‌ها نشان دادند که یارانه‌های دولتی به توسعه ساختمان‌های سبز کمک می‌کند، اما یارانه به خریداران تأثیر زیادی ندارد، زیرا خریداران نسبت به این ساختمان‌ها، منفعل هستند.

لیانگ و همکاران[2] (۲۰۱۹)، در مطالعه خود، یک مدل عامل‌محور برای سیاست‌گذاری در بهبود کارآیی انرژی ساختمان‌ها ارائه می‌دهند. این مدل، دولت و مالکان ساختمان‌ها را به‌عنوان عامل تعریف کرده و رفتارهای تصمیم‌گیری آن‌ها با مسئلهٔ کارگزار-کارفرما مدل‌سازی و سیاست تشویقی تحت شرایط مختلف بهینه‌سازی شده است. برای بررسی کارآیی مدل پیشنهادی، سه سناریوی سیاستی شامل سیاست مدل پیشنهادی، سیاست تشویقی در شانگهای و شنزن چین، مقایسه شد. نتایج نشان می‌دهد که سیاست تشویقی براساس مدل پیشنهادی، بهترین عملکرد را در صرفه‌جویی انرژی و بازده سرمایه‌گذاری دارد. تحلیل حساسیت نیز نشان می‌دهد که دولت باید به قیمت انرژی توجه بیشتری داشته باشد.

۳-۲. جمع‌بندی مطالعات و نوآوری پژوهش

با توجه به مطالعات صورت گرفته، ملاحظه می‌گردد که مطالعات انجام شده در ایران، عمدتاً به بررسی عوامل مؤثر بر مصرف انرژی و صرفه‌جویی در مصرف انرژی پرداخته‌اند؛ اما در هیچ‌یک از مطالعات، به سیاست‌های دولتی که در زمینه بهبود کارآیی مصرف انرژی در بخش ساختمان، می‌تواند صورت بگیرد، پرداخته نشده است. علاوه بر این، اکثر مطالعات قبلی صورت گرفته، از دیدگاه کلان انجام شده و عوامل خرد را نادیده گرفته‌اند؛ یعنی موضوع بهبود کارآیی انرژی را از دیدگاه مالکان ساختمان و رفتار تصمیم‌گیری آن‌ها بررسی نکرده‌اند. همچنین، شرایط ساختمان و تفاوت‌های فردی مالکان ساختمان در نظر گرفته نشده است. در واقع، شرایط ساختمان (به‌عنوان مثال، انواع کاربری ساختمان‌ها) و ویژگی‌های مالکان ساختمان‌ها می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی بر تصمیم‌گیری در مورد فرایند بازسازی ساختمان برای بهبود کارآیی انرژی تأثیر بگذارد. بنابراین، نادیده گرفتن نقش حیاتی مالکان ساختمان‌ها و تنوع آنها، منجر به نتایج نامنظم و اثربخشی پایین سیاست‌های دولت می‌شود.

نوآوری پژوهش حاضر در حوزه مدل‌سازی است. نوآوری نسبت به مطالعات داخلی، این است که تاکنون در ایران، سیاست‌های دولتی به‌منظور بهبود کارآیی مصرف انرژی ساختمان‌ها و همچنین

1. Feng et al. (2020)
2. Liang et al. (2019)

الگوی عامل‌محور و چهارچوب کارگزار-کارفرما که در آن امکان قرار گرفتن کارگزاران مختلف در کنار یکدیگر همراه با تضاد منافع وجود دارد، استفاده نشده است.

در حوزه مطالعات خارجی، مطالعه لیانگ و همکاران (۲۰۱۹)، نزدیک‌ترین مطالعه به پژوهش حاضر است. وجه تمایز پژوهش حاضر، در این است که علاوه بر تحلیل کارآیی انرژی ساختمان‌های مسکونی پس از بازسازی، این کارآیی را با وضعیت عدم انجام بازسازی مقایسه کرده و برای دوره زمانی ۱۴۰۰ تا ۱۴۱۰ پیش‌بینی می‌کند. همچنین، سیاست افزایش در قیمت انرژی برق و گاز طبیعی در طول دوره شبیه‌سازی، به‌صورت جداگانه بررسی می‌گردد و اثر آن بر بهبود کارآیی انرژی بیان می‌شود. در این پژوهش، مصرف انرژی ساختمان‌ها در دو حالت بازسازی و عدم بازسازی بررسی شده است و توزیع دقیق‌تری از مساحت ساختمان‌ها و کارآیی انرژی به ازای هر مترمربع ارائه می‌شود. همچنین، مالکان ساختمان‌ها با سطوح مختلف ترجیحات ریسکی در نظر گرفته شده‌اند و مدل براساس شرایط ایران، بومی‌سازی شده است.

۳. مبانی نظری

۱-۳. شکست بازار و کارآیی انرژی

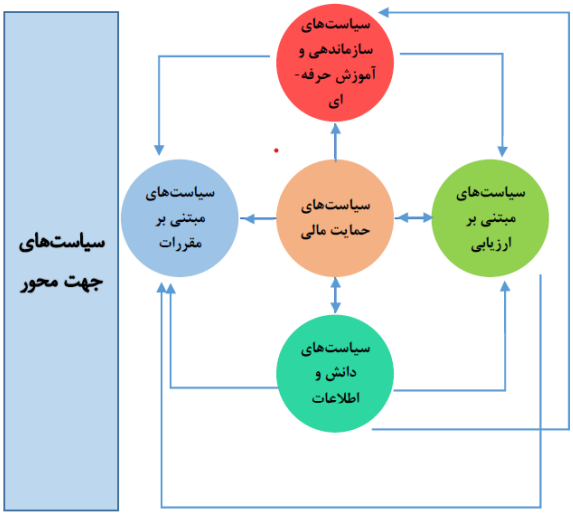
بررسی شکاف در حوزه‌ی کارآیی انرژی (شکاف بین مصرف واقعی و بهینهٔ انرژی)، نشان می‌دهد که شکست‌ها و موانع متعدد بازاری، منجر به شکاف کارآیی انرژی می‌شود. «شکست‌های بازار»، زمانی اتفاق می‌افتد که در نحوهٔ عملکرد بازارها نقصی وجود داشته باشد و یک یا چند فرض اقتصاد نئوکلاسیک را نقض کند. شکست بازار، می‌تواند ناشی از شکاف انگیزه‌ها، اطلاعات نادرست و ناکافی (عدم تقارن اطلاعات)، اثرات خارجی و کالاهای عمومی قیمت‌گذاری نشده باشد (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۰۷). اقتصاددانان نئوکلاسیک، استدلال می‌کنند که وجود شکست‌های بازار، پیش‌نیاز مداخله دولت در بازار است. بنابراین، سیاست‌های امکان‌پذیر و کم‌هزینه باید در دسترس باشد که بتواند این شکست های بازار را از بین ببرد یا جبران کند.

«موانع بازار»، به موانعی اشاره دارد که مبتنی بر شکست بازار نیستند، اما منجر به تضعیف انتشار و پذیرش نوآوری‌های انرژی کارآمد می‌شوند. شناخت موانع بر سر راه فناوری‌های انرژی پاک اهمیت ویژه‌ای دارد، چراکه استفادهٔ کارآمدتر از منابع انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از مصرف سوخت‌های فسیلی، در راستای منافع جامعه است. این موانع عبارتند از: اولویت پایین مسئلهٔ انرژی، دسترسی به سرمایه و بازارهای ناقص برای کارآیی انرژی (براون[1]، ۲۰۰۱).

تاکنون سیاست‌های مختلفی در کشورهای جهان برای بهینه‌سازی مصرف انرژی ساختمان‌ها به‌کار گرفته شده است که می‌توان آن‌ها را در ۶ گروه سیاست‌های جهت‌محور، سیاست‌های مبتنی بر مقررات، سیاست‌های مبتنی بر ارزیابی، سیاست‌های حمایت مالی، سیاست‌های سازماندهی و

1. Brown (2001)

آموزش حرفه‌ای و سیاست‌های دانش و اطلاعات طبقه‌بندی کرد (لیو و همکاران[1]، ۲۰۲۰). روابط بین شش سیاست در شکل ۱ خلاصه شده است.



شکل ۱: ارتباط بین سیاست‌های بهینه‌سازی ساختمان

Figure 1: The relationship between building optimization policies

منبع: لیو و همکاران، ۲۰۲۰

سیاست‌های جهت‌محور، جهت‌ها و نقشه راه‌های آینده را برای ارتقاء ساختمان‌ها و مصرف بهینه انرژی ارائه می‌دهد. بر همین اساس، سیاست‌های جهت‌محور، پایه و اساس سیاست‌های مبتنی بر مقررات، سیاست‌های مبتنی بر ارزیابی، سیاست‌های حمایت مالی، سیاست‌های دانش و اطلاعات و سیاست‌های سازماندهی و آموزش حرفه‌ای است. سیاست‌های مبتنی بر مقررات، برای دستیابی به اهداف دولت از طریق قوانین، کدها، مقررات و استانداردها استفاده می‌شود. این سیاست‌ها الزامات مربوط به عملکرد انرژی ساختمان را تعیین می‌کند که محرک اصلی برای بهینه‌سازی ساختمان‌های موجود برای بهبود عملکرد آنها است. با این وجود، اجرای سیاست‌های مبتنی بر مقررات به‌دلیل موانع مختلف، مانند هزینه اولیه بالا، اثربخشی کمتری دارد. برای غلبه بر موانع اجرایی، سیاست‌های مالی مؤثر نشان داده شده است.

بائک و پارک [2](۲۰۱۲)، تأکید کردند که یارانه‌ها یا مشوق‌های دیگر برای به حداقل رساندن مقاومت ساکنان در برابر اقدامات نظارتی، اثربخش است. علاوه بر این، اجرای مؤثر مقررات متکی به

1. Liu et al. (2020)
2 . Baek & Park. (2012)

متخصصان آموزش دیده است که با بهینه‌سازی ساختمان‌ها آشنا هستند و در کنار آن، افزایش آگاهی عموم مردم با استفاده از کمپین‌های اطلاعاتی ضروری است. در همین راستا، دستیابی به اجرای مؤثر سیاست‌های مبتنی بر مقررات، نیازمند منابع مالی، ارزیابی، متخصصان و اطلاعات می‌باشد. انواع مختلفی از سیاست‌های مالی مانند یارانه، معافیت یا کسر مالیات، اجرای مالیات کربن و صندوق‌ها[1] وجود دارد. چنین سیاست‌هایی، انگیزه و تمایل ذی‌نفعان بهینه‌سازی (به‌عنوان مثال، مالکان، کاربران و پیمانکاران ساختمان) را برای اجرای بهینه‌سازی در ساختمان و حمایت از آن‌ها برای اتخاذ فناوری‌های پیشرفته فراهم می‌کند.

علاوه بر این، آموزش حرفه‌ای، بهبود آگاهی عمومی و انجام ممیزی انرژی نیز نیاز به حمایت مالی دارد. به عبارت دیگر، سیاست‌های مالی بر اجرای مؤثر سایر سیاست‌ها و همچنین کارآیی فرایند بهینه‌سازی تأثیر می‌گذارد. سیاست‌های مبتنی بر ارزیابی، مانند ارزیابی ساختمان و برچسب‌گذاری بهره‌وری انرژی، می‌تواند بر بهبود فرایند بهینه‌سازی ساختمان تأثیر بگذارد. ابزارهای ارزیابی بسیاری ایجاد شده است که می‌تواند به شناسایی پتانسیل‌های بهینه‌سازی ساختمان‌های موجود کمک کند و از اجرای ابزارهای مبتنی بر مقررات و ابزارهای مالی پشتیبانی کند. ارزیابی قبل از بهینه‌سازی عملکرد انرژی ساختمان می‌تواند به تصمیم‌گیری در مورد بهینه‌سازی ساختمان کمک کند. نتایج ارزیابی همچنین یک مرجع مفید برای توسعه استراتژی‌های بهینه‌سازی ایجاد می‌کند. علاوه بر این، ارزیابی‌های قبلی می‌تواند به ارزیابی اثربخشی راهبردهای بهینه‌سازی و اعطای برچسب بهره‌وری انرژی کمک کند. سیاست‌های سازماندهی و آموزش حرفه‌ای مربوط به تأسیس انجمن‌های تخصصی مربوطه و ارائه متخصصان توانمند (به‌عنوان مثال، پیمانکاران، معماران و مشاوران) در بهینه‌سازی ساختمان است و به آن‌ها کمک می‌کند تا بتوانند خدمات حرفه‌ای با کیفیت بالا را به مالکان ساختمان‌ها ارائه دهند. بنابراین، از سیاست‌های سازماندهی و آموزش حرفه‌ای برای حمایت از سیاست‌های مبتنی بر مقررات و ارزیابی استفاده می‌شود. از سیاست‌های دانش و اطلاعات برای افزایش دانش و آگاهی ذی‌نفعان در زمینه بهینه‌سازی، به‌ویژه برای مالکان ساختمان استفاده می‌شود. به‌عنوان مثال، این سیاست‌ها می‌تواند به افزایش تمایل مالکان ساختمان‌ها برای دستیابی به بهینه‌سازی از طریق به اشتراک گذاشتن تجربه موفق و مزایای آن کمک کند. از همه مهم‌تر، چنین سیاست‌هایی می‌تواند برای پیوند دادن سیاست‌های مختلف بهینه‌سازی ساختمان‌های مختلف و انتشار سیاست‌های مربوط به عموم مردم مورد استفاده قرار گیرد. بسیاری از مطالعات قبلی، نشان می‌دهد که دسترسی آسان به اطلاعات بازسازی ساختمان در مورد اقدامات، یارانه‌ها، وام‌ها، کارشناسان توانمند و قابل اعتماد و گزینه‌های بهینه‌سازی بسیار مهم است (لیو و همکاران، ۲۰۲۰).

1. Funds

۲-۳. راهکارهای بهسازی مصرف انرژی ساختمان

با بهره‌گیری از روش‌های بهسازی، می‌توان به‌طور قابل‌توجهی میزان مصرف انرژی در ساختمان‌های موجود را کاهش داد. بهسازی به معنای تقویت، ارتقا و بهبود وضعیت ساختمان موجود با افزودن تجهیزات جدید یا تغییرات جزئی در ساختار آن است، بدون آنکه تغییرات عمده‌ای در ظاهر و شکل کلی ساختمان ایجاد شود. این تغییرات کوچک می‌توانند به‌طور چشمگیری بر عملکرد ساختمان تأثیر گذاشته و بازدهی انرژی آن را افزایش دهند (پراساد و همکاران[1]، ۲۰۰۹).

فناوری‌های بهسازی را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد: مدیریت سمت عرضه، مدیریت سمت تقاضا و تغییر الگوهای مصرف انرژی، یعنی عوامل انسانی. بر همین اساس، ما و همکاران[2] (۲۰۱۲)، در مطالعهٔ خود، یک دسته‌بندی اصلی از فناوری‌های بهسازی ساختمان مطابق با جدول ۱ ارائه می‌دهند.

جدول ۱: دسته بندی فناوری‌های بهسازی ساختمان

Table 1: Building retrofit technology categories

کاهش تقاضای گرمایش و سرمایش ساختمان (مدیریت طرف تقاضا)	عوامل انسانی (الگوهای مصرف انرژی)
- عایق‌کاری پوسته ساختمان (دیوار، سقف و ...) - بهسازی پنجره‌ها (چند جداره شدن، سیستم سایبان‌ها و ...) - سقف سرد و پوشش‌های سرد - کاهش نشت و نفوذ هوا	- الزامات آسایش - الگوهای رفتاری ساکنان - مدیریت و نگهداری - فعالیت‌های ساکنان - دسترسی به کنترل‌ها
تجهیزات انرژی کارآمد و کم‌مصرف (مدیریت طرف تقاضا)	**فناوری‌های انرژی تجدیدپذیر و بهسازی سیستم‌های الکتریکی (مدیریت طرف عرضه)**
- ارتقاء سیستم‌های کنترلی و روشنایی - تهویه طبیعی - ارتقاء سیستم‌های روشنایی - ذخیره‌سازی حرارتی - تجهیزات کارآمد انرژی - بازیافت حرارت	- سیستم‌های حرارتی خورشیدی - سیستم‌های تولید برق بادی - سیستم‌های زیست‌توده و زمین‌گرمایی - سیستم برق زمین‌گرمایی - بهسازی سیستم‌های الکتریکی

منبع: ما و همکاران، ۲۰۱۲

۳-۳. نظریه نمایندگی و مسئله کارگزار-کارفرما

ادبیات کارگزار-کارفرما به تجزیه و تحلیل موقعیت‌هایی می‌پردازد که در آن، قرارداد بین کارگزار و کارفرما تحت اطلاعات نامتقارن منعقد می‌شود. به بیان دیگر، مشکلات مربوط به موقعیت‌هایی را که یکی از طرفین، اطلاعاتی در اختیار دارد که طرف دیگر از آن‌ها بی‌اطلاع است، شناسایی می‌کند و

1. Prasad, et al. (2009)
2. Ma et al. (2012)

بهترین قرارداد را در چنین محیط‌هایی پیدا می‌کند. در قرارداد بین کارگزار و کارفرما، کارگزار اقداماتی را از طرف کارفرما انجام می‌دهد و در ازای آن، پول دریافت می‌کند. کارگزار و کارفرما می‌توانند افراد، مؤسسات، سازمان‌ها یا مراکز تصمیم‌گیری باشند. راه‌حل‌های بهینه، سازوکارهایی را پیشنهاد می‌دهند تا منافع کارگزار را با منافع کارفرما هماهنگ کنند. این نظریه، با توجه به رفتار و اطلاعات طرفین قرارداد، ویژگی‌های قراردادهای بهینه و متغیرهای تأثیرگذار بر این ویژگی‌ها را تحلیل می‌کند. این رویکرد، رابطه نزدیکی با نظریه بازی و طراحی مکانیسم دارد، چراکه رفتار استراتژیک کارگزارانی که اطلاعات خاصی در اختیار دارند را تجزیه و تحلیل می‌کند و مکانیسم‌هایی را پیشنهاد می‌کند که ناکارآمدی ناشی از چنین رفتار استراتژیک را به حداقل می‌رساند (ماچو اشتادلر و پرز-کاستریلو[1]، ۲۰۱۲).

دو شرط مهم در نظریه نمایندگی در روابط بین کارفرما و کارگزار حاکم است. اول این‌که فرض می‌کند که «کارگزاران مستقل‌اند و به‌دنبال حداکثرسازی منافع خود به بهای هزینه‌های کارفرما هستند». به عبارت دیگر، یک فرض کلی مبتنی بر تعارض هدف بین کارگزار و کارفرما وجود دارد. ادبیات کارآیی انرژی، از این مشکل تعارض هدف به‌عنوان شکاف انگیزه‌ها یاد می‌کند. دومین شرط در روابط بین کارگزار و کارفرما، مشکل عدم تقارن اطلاعاتی بین دو طرف است. در علم اقتصاد، عدم تقارن اطلاعات، زمانی وجود دارد که یکی از طرفین معامله، اطلاعات مربوطه را در اختیار داشته باشد، اما نتواند یا تمایلی به انتقال این اطلاعات به طرف دیگر نداشته باشد. معمولاً فروشنده بیشتر از خریدار در مورد محصول اطلاعات دارد. در نتیجهٔ این دو شرط، دو مشکل انتخاب بد و مخاطرهٔ اخلاقی ایجاد می‌شود. مشکل انتخاب بد، زمانی رخ می‌دهد که یکی از طرفین قبل از انعقاد قرارداد، فرصت‌طلبانه عمل کند. از طرف دیگر، مشکل مخاطره اخلاقی زمانی رخ می‌دهد که یک طرف پس از امضای قرارداد، فرصت طلبانه عمل کند (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۰۷).

برای بررسی مسئلهٔ کارگزار-کارفرما باید از چهارچوب نظری نظریه نمایندگی استفاده کرد. این نظریه تلاش می‌کند تا بتواند به داخل جعبه سیاه روابط بین بازیگران اقتصادی نگاهی داشته باشد. محققان بسیاری برای اعمال دیدگاه نظریه نمایندگی در کارآیی انرژی استفاده کرده‌اند. در این مطالعات به نظر می‌رسد، اجماعی وجود دارد که برخی از مشکلات سرمایه‌گذاری در کارآیی انرژی، ممکن است از طریق مسئله کارگزار-کارفرما فهمیده شود. در واقع، در زمینه کارآیی انرژی، ارتباط نظریه نمایندگی کاملاً واضح می‌باشد (حسین‌زاده بحرینی و همکاران، ۱۳۹۲).

در اقتصاد نئوکلاسیک، مسئله کارگزار-کارفرما بر اساس رابطهٔ بین کارگزار و کارفرما، به‌منظور افزایش کارآیی اقتصادی مطرح می‌شود. در زمینهٔ کارآیی انرژی، تعریف این مسئله با تمرکز بر رابطهٔ

1. Macho-Stadler & Pérez-Castrillo (2012).

بین کارگزار و کارفرما و درک چگونگی تأثیر کارآیی انرژی بر روی سیستم، توسعه پیدا می‌کند. رابطهٔ بین دولت و مالکان ساختمان‌ها در بهبود کارآیی انرژی، یک مسئلهٔ رایج نمایندگی است. در این پژوهش، دولت یک کارفرما است که بهبود کارآیی انرژی را به مالکان ساختمان‌ها واگذار، و سیاست تشویقی پرداخت یارانه را اعمال می‌کند. اهداف کارفرما و کارگزار، یعنی دولت و مالکان ساختمان‌ها متفاوت است. هدف دولت، حداکثرسازی منفعت حاصل از این سیاست‌ها است، در حالی که هدف مالکان ساختمان‌ها، حداکثر سازی مطلوبیت خودشان است. به‌علاوه منافع کارفرما و کارگزار می‌تواند متناقض باشد. پرداخت یارانه، به‌عنوان هزینه‌ای برای دولت است، اما منافع مالکین را به‌دنبال دارد. همچنین، عدم تقارن اطلاعات بین دولت و مالکان وجود دارد. اطلاعات دولت راجع به تصمیمات و تلاش‌های مالکان روی بهبود کارآیی انرژی کامل نیست.

بنابراین، دولت باید یک قرارداد کارآمد، یعنی سیاستی را ایجاد کند که مالکان ساختمان‌ها را به تلاش بیشتر جهت بهبود کارآیی انرژی تشویق کند. برای رسیدن به این هدف، تعادل بهینه بین دولت و مالکان باید مشخص شود. در سیاست تشویقی پرداخت یارانه، هدف دولت، به حداکثر رساندن کارآیی و اثربخشی سیاست‌های تشویقی خود است که به‌عنوان منافع حاصل از بازسازی (صرفه‌جویی در انرژی) منهای مشوق‌های پرداختی از طرف دولت تعریف می‌شود. هدف مالکان ساختمان‌ها، حداکثرسازی منافع خود است که به‌عنوان صرفه‌جویی در قبض انرژی حاصل از بازسازی به‌علاوهٔ مشوق دولتی منهای هزینهٔ بازسازی تعریف شده است.

در مسئلهٔ کارگزار-کارفرما، دو محدودیت وجود دارد (ماچو اشتادلر و پرز-کاستریلو، ۲۰۱۲):

۱) محدودیت عقلانیت فردی[1] (IR)، به این معنی که منفعت بازیکنان، باید بیش از حد آستانه باشد؛

۲) محدودیت سازگاری انگیزه[2] (IC)، به این معنی که انتخاب بهینه برای دولت، باید با تصمیمات مالکان سازگار باشد (لیانگ و همکاران، ۲۰۱۹).

۴. روش شناسی پژوهش

۴-۱. مدل‌سازی عامل‌محور

مدل‌سازی عامل‌محور[3] (ABM)، یک رویکرد مدل‌سازی بوده که به‌دلیل پیچیدگی روزافزون دنیای امروز، به‌طور گسترده‌ای مورد استفاده قرار گرفته است. مدل‌های عامل‌محور، ریشه در سیستم‌های پیچیده تطبیق‌پذیر[4] (CAS) دارند. این مدل‌ها بر این اصل استوارند که «سیستم‌ها از پایین به بالا ساخته می‌شوند». حوزه سیستم‌های پیچیده تطبیق‌پذیر، به مطالعه ظهور رفتارهای پیچیده،

1. Individual Rationality
2. Incentive Compatibility
3. Agent-Based Modelling
4. Complex Adaptive Systems

تطبیق‌پذیری و پیدایش سیستم‌های پیچیده می‌پردازد. مدل‌سازی عامل‌محور، یک روش محاسباتی و شبیه‌سازی است که می‌تواند برای بررسی عامل‌هایی که در یک محیط با هم تعامل دارند، استفاده شود. یک مدل عامل‌محور، دارای عناصر کلیدی شامل عامل‌ها، محیط، روابط و شیوه واکنش است (پرنگ و همکاران، ۱۴۰۳).

مدل‌های عامل‌محور، عملیات همزمان و تعاملات بین چندین عامل را برای بازسازی رفتار یک پدیده پیچیده، نشان می‌دهند. این مدل‌ها معمولاً با هدف دستیابی به درکی عمیق‌تر از برخی جنبه‌های خاص یک سیستم واقعی ساخته می‌شوند. برای آسان‌تر شدن فهم این فرایند، بخشی از پیچیدگی‌های سیستم هدف به‌طور عمدی در حین ساخت مدل حذف می‌گردد و فقط به جنبه‌های اساسی و مهم سیستم واقعی توجه می‌شود، درحالی‌که سایر جزئیات نادیده می‌ماند. این فرایند ساده‌سازی، که فقط ویژگی‌های مهم را حفظ کرده و فرضیاتی درباره جنبه‌های ناشناخته مطرح می‌کند، «انتزاع[1]» نامیده می‌شود.

با این حال، همان‌طور که گالان و همکاران[2] (۲۰۰۹)، بیان می‌کنند، اگر سطح انتزاع نتواند هدف اصلی مدل‌سازی را بازتاب دهد، نمی‌توان آن را به‌عنوان یک مدل معتبر در نظر گرفت. برخلاف سایر پارادایم‌های مدل‌سازی که در آن‌ها پیدا کردن ارتباط بین سیستم تحلیل شده و نمایش مدل شده آن همیشه آسان نیست که مدل‌سازی عامل‌محور، این فرایند را تسهیل می‌کند، زیرا یک ارتباط مستقیم بین موجودیت‌های مدل و موجودیت‌های سیستم واقعی وجود دارد و همچنین تعاملات در مدل با تعاملات در سیستم واقعی همخوانی دارد (گالان و همکاران، ۲۰۰۹).

۲-۴. مدل پژوهش

عامل‌ها معمولاً ذی‌نفعان و موضوعات کلیدی در مسائل تحقیق را نشان می‌دهند. اگرچه ذی‌نفعان متعددی در مسئلهٔ بهبود کارآیی انرژی ساختمان‌ها وجود دارد، اما مالکان ساختمان‌ها و دولت، مهم‌ترین نقش را در تصمیم‌گیری در مورد راه‌اندازی عملیات بازسازی، ایفا می‌کنند (مارچیوری و هان[3]، ۲۰۱۰). با توجه به اینکه ویژگی‌های ساختمان می‌تواند به شکل چشمگیری بر سیاست‌های بهبود کارآیی انرژی تأثیر بگذارد، ساختمان‌ها نیز به‌عنوان عوامل انتخاب می‌شوند. به‌طور خلاصه، این مدل سه نوع عامل را به‌صورت زیر در نظر می‌گیرد:

۱- عامل مالک ساختمان، نقش مهمی در مدل دارد. مالکان تصمیم می‌گیرند که آیا یک پروژهٔ بازسازی راه‌اندازی شود یا خیر. اگر به مالکان طرح‌هایی برای بازسازی پیشنهاد شود، آنها منافع خود را از انجام این کار ارزیابی خواهند کرد. اگر منافع مالکان بالاتر از حد آستانه‌ای باشد، مالکان

1. Abstraction
2. Galan-*et-al*. (2009)
3. Marchiori & Han (2010)

ساختمان‌ها بازسازی را انجام می‌دهند. از آنجایی که شرایط ساختمان‌ها و مالکان ساختمان‌ها متفاوت است، آن‌ها تصمیمات متفاوتی در مورد بازسازی خواهند گرفت تا مطلوبیت خود را به حداکثر برسانند.

۲- سیاست‌های مختلفی که توسط دولت اتخاذ می‌شود، می‌تواند بر منافع اقتصادی مالکان از بازسازی و تصمیم‌گیری آن‌ها در مورد شروع فرایند بازسازی تأثیر بگذارد. در مقابل، دولت می‌تواند منافع حاصل از صرفه‌جویی در انرژی را دریافت کند. هدف دولت بهینه‌سازی منافع حاصل از سیاست‌ها است.

۳- از آنجا که مصرف انرژی ساختمان، با توجه به بسیاری از شرایط محیط‌زیستی و بازسازی، در طول زمان تغییر می‌کند، بنابراین در این مطالعه، ساختمان یک نوع عامل محسوب می‌شود.

تصمیم‌گیری عامل‌ها

در این بخش، مدل پایه‌ای از مطالعه لیانگ و همکاران (۲۰۱۹) و براساس سیاست تشویقی پرداخت یارانه برگرفته شده است. مدل شامل پنج نوع متغیر، یعنی متغیرهای مالک، دولت، ساختمان، متغیر محیطی و متغیر واسطه‌ای است. متغیرهای محیطی، بستگی به وضعیت خارجی دارد که توسط عوامل موجود در فرایند بازسازی قابل تغییر نیست و متغیرهای واسطه‌ای برای تسهیل در محاسبات استفاده می‌شود. متغیرهای مدل در قالب جدول ۲ ارائه شده است.

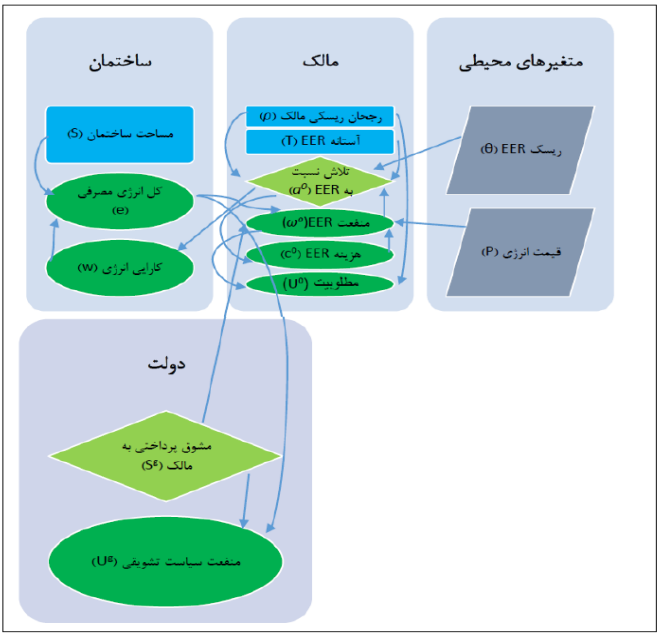
جدول ۲: تعریف متغیرها در مدل

Table 2: Defining variables in the model

نوع	متغیر	تعریف
مالک	a^o	تلاش مالک نسبت به بازسازی
	C^o	هزینه مالک از بازسازی
	ω^o	منفعت اقتصادی مالک از بازسازی
	U^o	مطلوبیت مالک
	ρ	رجحان ریسکی
	ω_0^o	آستانه مالک
دولت	U^g	منفعت دولت
متغیرهای محیطی	S^g	مشوق‌ها یا یارانه‌های دولتی به مالکان
	θ	توزیع احتمال عدم قطعیت برونزا
	p	قیمت انرژی
متغیرهای واسطه‌ای	β^o	ضریب مشوق
	b^0	ضریب هزینه مالک
	π_{ec}	منفعت اقتصادی حاصل از بازسازی
	π_{en}	منفعت زیست‌محیطی حاصل از بازسازی
	k_{ec}	ضریب منفعت اقتصادی حاصل از بازسازی
	k_{en}	ضریب منفعت زیست‌محیطی حاصل از بازسازی

ماخذ: طراحی شده برای این پژوهش

متغیرهای یک عامل، می‌تواند متغیرهای دیگر را تحت تأثیر قرار دهد و همچنین می‌تواند تحت تأثیر متغیرهای دیگر قرار گیرد. عوامل با اعمال خود و تغییرات متغیرها، با یکدیگر تعامل دارند. فعل و انفعالات بین عامل‌ها و متغیرها مطابق با شکل ۲ ارائه شده است. جعبه‌های بزرگ سه نوع عامل (یعنی ساختمان، مالک و دولت) و متغیرهای محیطی را نشان می‌دهد.



شکل ۲: متغیرها و فعل و انفعالات عامل در مدل

Figure 2: Variables and agent interactions in the model

مأخذ: طراحی شده برای این پژوهش

تصمیمات بهینه

در یک ساختمان، مصرف انرژی (e) را می‌توان به‌صورت مساحت ساختمان (S) ضرب‌در کارآیی انرژی در هر متر مربع (w) تعریف کرد:

$$e = S*w \qquad (۱)$$

منفعت اقتصادی صرفه‌جویی در انرژی (π_{ec})، تفاوت مصرف انرژی پس از بازسازی (e_{after}) و مصرف انرژی پیش از بازسازی (e_{pre}) ضرب‌در قیمت انرژی (p) است:

$$\pi_{ec} = (e_{pre} - e_{after})*p \qquad (۲)$$

منافع اقتصادی بازسازی یعنی π_{ec} بستگی به تلاش مالکان ($k_{ec}\ a^o$) و عدم اطمینان برونزا (θ) دارد. k^o_{ec} ضریب منفعت اقتصادی است. π_{ec} را می‌توان با معادله (۳) محاسبه کرد:

$$\pi_{ec} = k_{ec}^{o}\ a^{o} + \qquad (۳)$$

به‌طور مشابه، منافع زیست‌محیطی بازسازی یعنی π_{en}، بستگی به تلاش مالکان ($a^{o}k_{en}^{o}$) و عدم اطمینان برونزای θ دارد. k_{en}^{o} ضریب منفعت زیست‌محیطی است. π_{en} را می‌توان طبق معادله (۴) محاسبه کرد:

$$\pi_{en} = k_{en}^{o}\ a^{o} + \theta \qquad (۴)$$

برای تشویق مالکان به تلاش بیشتر نسبت به بازسازی و دستیابی به آثار بهتر، مشوق‌ها باید با منافع زیست‌محیطی یعنی π_{en} همبستگی مثبت داشته باشند. β^{o} ضریب مشوق یارانه و α^{o} عرض از مبدا است که مقدار آن پس از حل مسئلهٔ بهینه‌یابی در معادله (۱۵)، به‌دست می‌آید. هرچه β^{o} بیشتر باشد، دولت یارانه بیشتری برای نتایج بازسازی مشابه خواهد داد. این قرارداد تشویقی خطی در معادله (۵) نشان داده شده است:

$$s^{g} = \alpha^{o} + \beta^{o}\pi_{en} \qquad (۵)$$

$$\alpha^{o}=\omega_{0}^{o} + \frac{1}{2}\rho\beta^{o2}\sigma^{2} - \frac{(k_{ec}^{o}+\beta^{o}k_{en}^{o})^{2}}{2b^{o}}$$

تصمیمات بهینه برای مالکان ساختمان‌ها

منافع اقتصادی مالک (ω^{o}) را می‌توان به‌عنوان سود اقتصادی ناشی از بازسازی (π_{ec}) به‌علاوه مشوق‌های دولتی (S^{g}) منهای هزینه‌های مالک در بازسازی (c^{o}) تعریف کرد:

$$\omega^{o} = \pi_{ec} + S^{g} - c^{o} \qquad (۶)$$

همچنین، تابع هزینه به‌صورت یک تابع درجه دوم تعریف شده است:

$$c^{o} = \frac{1}{2}b^{o}a^{o2} \qquad (۷)$$

جایی که b^{o} ضریب هزینه مالک است. تابع هزینه یک تابع محدب است، به این معنا که هزینه نهایی با تلاش افزایش می‌یابد و با افزایش تلاش، کارآیی نهایی کاهش می‌یابد.

با جایگزینی معادله (۳)، (۵) و (۷) در معادله (۶)، معادله (۶) را می‌توان به‌صورت معادله (۸) نوشت:

$$\omega^{o} = k_{ec}^{o}a^{o} + \theta + \alpha^{o} + \beta^{o}(k_{en}^{o}a^{o} + \theta) - \frac{1}{2}b^{o}a^{o2} \qquad (۸)$$

با فرض اینکه مالک ریسک‌گریز است و ریسک‌گریزی مطلق ثابت دارد، تابع مطلوبیت مالکان عبارت است از:

$$U^{o} = -e^{\rho\omega} \quad . \quad \rho = -\frac{U^{o\prime\prime}}{U^{o\prime}} \qquad (۹)$$

ρ ضریب ریسک‌گریزی مطلق است که درجه ثابتی از ریسک‌گریزی را نشان می‌دهد. هرچه مقدار ρ بیشتر باشد، ریسک‌گریزی مالکان بیشتر است. معادل اطمینان مالکان، منفعت انتظاری مالکان

منهای حق بیمه $\frac{1}{2}\rho\beta^{o2}\sigma^2$ بوده، که معادل با هزینه ریسک مالکان است. هرچه $\frac{1}{2}\rho\beta^{o2}\sigma^2$ بیشتر باشد، هزینه ریسک مالکان بیشتر است. مطلوبیت انتظاری مالکان در معادله (۱۰) ملاحظه می‌شود.

$$E(U^o) = E(\omega^o) - \frac{1}{2}\rho\beta^{o2}\sigma^2$$
$$= k_{ec}^o a^o + \alpha^o + \beta^o k_{en}^o a^o - \frac{1}{2} b^o a^{o2} - \frac{1}{2}\rho\beta^{o2}\sigma^2 \quad (۱۰)$$

هدف مالکان حداکثرسازی مطلوبیت خود است. بنابراین، با مشتق‌گیری از رابطهٔ (۱۰) نسبت به a^o، میزان تلاش بهینهٔ مالک به‌دست می‌آید:

$$a^o = \frac{k_{ec}^o + \beta^o k_{en}^o}{b^o} \quad (۱۱)$$

تصمیمات بهینه برای دولت

با فرض اینکه دولت ریسک‌خنثی باشد، تابع منفعت دولت (U^g)، منفعت زیست‌محیطی ناشی از بازسازی (π_{en})، منهای مشوق‌های مالکان (s^g) است:

$$U^g = \pi_{en} - s^g \quad (۱۲)$$
$$\pi_{en} = k_{en}^o\, a^o + \theta$$

دولت با ذخیرهٔ انرژی حاصل از بازسازی، می‌تواند منافع زیست‌محیطی به‌دست آورد. در واقع، منافع اصلی دولت، صرفه‌جویی در انرژی و درنتیجه، بهبود محیط‌زیست است. هرچه صرفه‌جویی در انرژی بیشتر باشد، دولت می‌تواند منافع بیشتری را به‌دست آورد. هدف دولت، حداکثرسازی کارآیی حاصل از سیاست تشویقی است که به‌عنوان منافع صرفه‌جویی انرژی حاصل از بازسازی منهای مشوق‌های پرداختی، تعریف می‌شود.

معادل اطمینان دولت، منفعت انتظاری دولت است که در معادله (۱۳) نشان داده شده است:

$$E(U^g) = E(\pi_{en} - s^g) \quad (۱۳)$$

با جایگزینی معادله (۴) و (۵) در معادله (۱۳)، معادله (۱۳) را می‌توان به فرم زیر تبدیل کرد:

$$E(U^g) = E\left(\pi_{en} - \alpha^o - \beta^o(k_{en}^o\, a^o + \theta)\right)$$
$$= -\alpha^o + (1-\beta^o)k_{en}^o\, a^o \quad (۱۴)$$

تحت اطلاعات ناقص، دولت با مشکل نحوه انتخاب کارآمدترین مشوق برای ایجاد انگیزه در مالکان برای بازسازی و بهینه‌سازی منفعت خود مواجه است. این مسئله کارگزار-کارفرما را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$max\ E(U^g) = max(-\alpha^o + (1-\beta^o)k_{en}^o\, a^o)$$
$$\alpha^o . \beta^o . a^o$$
St:
(IR): $E(U^o) \geq \omega_0^o$
(IC): $a^o = \frac{k_{ec}^o + \beta^o k_{en}^o}{b^o}$ (۱۵)

با حل مسئلهٔ بهینه‌سازی، می‌توان ضریب مشوق بهینه β^0 را محاسبه کرد. بنابراین، ضریب مشوق بهینه توسط معادله (۱۶) تعریف می‌شود که در مدل‌سازی عامل‌محور اعمال می‌گردد.

$$\beta^o = \frac{k_{en}^{o2}}{b^o \rho \sigma^2 + k_{en}^{o2}} \quad (۱۶)$$

در معادله (۱۶)، k_{en}^o نمایانگر ضریب منفعت زیست‌محیطی، b^o ضریب هزینه مالک، ρ ضریب ریسک‌گریزی مطلق (رجحان ریسکی مالک) و σ انحراف معیار عدم اطمینان برونزا است. مدل این پژوهش، برگرفته از مطالعه لیانگ و همکاران (۲۰۱۹) است که با استفاده از مدل عامل‌محور، اثر سیاست‌های تشویقی بهینه دولت (یارانه) بر کارآیی مصرف انرژی ساختمان‌ها را با سیاست‌های یارانه‌ای در دو شهر شانگهای و شنزن چین مقایسه می‌کند.

در پژوهش حاضر به‌دنبال آن بودیم که با پیشنهاد سیاست تشویقی پرداخت یارانه به مالکان ساختمان‌ها، آن‌ها را جهت بازسازی ساختمان‌های مسکونی خود ترغیب کند، به‌نحوی که هم منفعت دولت و هم مطلوبیت مالکان به حداکثر مقدار خود برسد. وجه تمایز پژوهش حاضر، این است که علاوه بر بررسی کارآیی انرژی ساختمان‌های مسکونی پس از بازسازی، کارآیی انرژی این ساختمان‌ها را با وضعیت عدم‌پذیرش بازسازی نیز مقایسه و برای بازه زمانی ۱۴۰۰ تا ۱۴۱۰ پیش‌بینی می‌کند. همچنین مصرف انرژی آن‌ها در دو حالت بازسازی و عدم‌پذیرش بازسازی مقایسه می‌شود. به‌علاوه، توزیع دقیق‌تری از مساحت ساختمان‌ها و کارآیی انرژی در هر مترمربع از ساختمان‌ها ارائه می‌دهد و مالکان ساختمان‌ها با رجحان ریسکی متفاوت درنظر گرفته می‌شوند.

۳-۴. پارامترها و متغیرهای مدل

در این مدل، فرض می‌شود ۱۰۰۰ خانه مسکونی در شهر شیراز وجود دارد که مالکیت هر خانه متعلق به یک فرد است. اطلاعات مربوط به توزیع مساحت ساختمان‌های مسکونی شهر شیراز (S) و نحوه تصرف افراد در ساختمان‌های مسکونی شهر شیراز براساس آخرین اطلاعات آماری مربوط به سرشماری سال ۱۳۹۵ از سایت مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به مصرف برق و گاز هر خانوار در شهر شیراز از سالنامه آماری شهرداری شیراز جمع‌آوری، و توزیع کارآیی انرژی یا مصرف انرژی در هر مترمربع از ساختمان‌های مسکونی شهر شیراز (w) با استفاده از داده‌های مربوط به مصرف برق و گاز هر خانوار در شهر شیراز و توزیع مساحت ساختمان‌های مسکونی مربوط به هر خانوار محاسبه

شده است[۱]. همچنین با توجه به مسئلهٔ بازسازی، ساختمان‌های مسکونی مربوط به سال ۱۳۹۵ شهر شیراز که احتمالاً نیاز به بازسازی دارند، در نظر گرفته شده است. با احتمال ۴۵ درصد، مالکان این ساختمان‌ها در خانه‌های خود ساکن هستند و احتمال اینکه این خانه‌ها نیاز به بازسازی داشته باشند، ۵۰ درصد است. ضریب منفعت اقتصادی (k_{ec}^{o}) حاصل از عایق‌کاری دیواره‌های ساختمان به‌عنوان فرایند بازسازی براساس نظر نخبگان برابر با ۰/۲ و ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o}) براساس اطلاعات ترازنامه انرژی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰ برابر با ۰/۱ درنظر گرفته شده است[۲]. انحراف معیار عدم اطمینان (σ)، ضریب هزینه نهایی (b^{o})، حد آستانه‌ای مالکان برای پذیرش بازسازی (ω_0^{o}) و احتمال عدم قطعیت برونزا (θ)، براساس مطالعه لیانگ و همکاران (۲۰۱۹)، به‌ترتیب برابر با ۳، ۰/۵ و ۰ و توزیع نرمال با میانگین ۰ و انحراف معیار σ درنظر گرفته شده است. رجحان ریسکی مالکان (ρ) دارای توزیع یکنواخت در بازه (۵ و ۰) است. پیش بینی قیمت انرژی (برق و گاز طبیعی بخش خانگی) برای سال‌های ۱۴۰۰ تا ۱۴۱۰ بر اساس داده‌های قیمت انرژی بخش خانگی گردآوری شده از ترازنامه انرژی در فاصله سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۹ به‌وسیلهٔ کتابخانه پرافیت[۳] در پایتون انجام شده است. برای تسهیل محاسبات، قیمت انرژی در سال ۱۴۰۰ به ۱ ریال بر کیلووات ساعت نرمال شده و قیمت سال‌های بعد نیز به همین نسبت تغییر کرده است. سایر متغیرها با استفاده از روابط تعریف شده درون مدل مقداردهی می‌شوند. اجرای مدل در نسخه حرفه‌ای نرم‌افزار انی‌لاجیک[۴] انجام، و مقادیر این پارامترها و متغیرها در جدول ۳ ارائه شده است.

---

۱. اطلاعات مربوط به تعداد واحدهای مسکونی با جمعیت ۱ خانوار، ۲ خانوار، ۳ خانوار و ۴ خانوار به‌ازای مساحت‌های مختلف (حداقل مساحت ۵۰ متر و حداکثر مساحت ۵۰۰ متر) موجود است. با داشتن اطلاعات مصرف برق و گاز طبیعی به‌ازای هر خانوار، متوسط مصرف برق و گاز به‌ازای زیربناهای مختلف محاسبه شده است. به‌عنوان نمونه، متوسط مصرف در واحدهای مسکونی ۵۰ متری عبارت است از:

(متوسط تعداد خانوارهای ساکن در واحدهای ۵۰ متری) × (کل واحدهای مسکونی ۵۰ متری /(مصرف برق و گاز ۱ خانوار))

حال با تقسیم کردن متوسط مصرف در واحدهای مسکونی به‌ازای زیربناهای مختلف بر مساحت واحدهای مسکونی، کارآیی انرژی در هر مترمربع به‌دست می‌آید.

۲. سهم گاز طبیعی در بخش خانگی در انتشار گاز دی‌اکسید کربن طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۰، به عنوان ضریب منفعت زیست‌محیطی در نظر بوده، و این ضریب از طریق رابطه زیر محاسبه شده است:

سهم زیربخش خانگی و تجاری در انتشار دی اکسید کربن × سهم گاز طبیعی در انتشار دی‌اکسید کربن × سهم بخش خانگی نسبت به کل بخش خانگی و تجاری در مصرف نهایی گاز طبیعی = ۰/۲۴× ۰/۵۸× ۰/۸۷ = ۰/۱

3. prophet
4. Anylogic

جدول ۳: پارامترها و متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

Table 3: Research parameters and variables

پارامتر-متغیر	نماد	نوع/ توزیع	ارزش/ بازه	منبع
مساحت ساختمان‌های مسکونی	S	عدد صحیح/ توزیع تجربی[1]	[30, 700]	سرشماری سال 1395، مرکز آمار ایران
احتمال سکونت افراد در ساختمان‌های مسکونی متعلق به خود		عدد حقیقی	0.45	سرشماری سال 1395، مرکز آمار ایران
احتمال نیاز ساختمان‌های مسکونی به بازسازی		عدد حقیقی	0.50	به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات، این عدد با مشورت با نخبگان درنظر گرفته شده است.
کارآیی انرژی	w	عدد حقیقی/ توزیع یکنواخت[2]	(49, 500)	محاسبه با استفاده از داده‌های مربوط به مصرف برق و گاز هر خانوار در شهر شیراز و توزیع مساحت ساختمان‌های مسکونی مربوط به هر خانوار
ضریب منفعت اقتصادی	k_{ec}	عدد حقیقی	0.2	نظر نخبگان
ضریب منفعت زیست‌محیطی	k_{en}	عدد حقیقی	0.1	محاسبه شده با استفاده از اطلاعات ترازنامه انرژی سال‌های 1386 تا 1400
انحراف معیار عدم اطمینان	σ	عدد صحیح	3	مطالعه لیانگ و همکاران (2019)
ضریب هزینه نهایی	b^o	عدد حقیقی	0.5	مطالعه لیانگ و همکاران (2019)
حد آستانه‌ای مالکان برای پذیرش بازسازی	ω_0^o	عدد صحیح	0	مطالعه لیانگ و همکاران (2019)
احتمال عدم قطعیت برونزا	θ	عدد حقیقی/ توزیع نرمال	$(\sigma, 0)$	مطالعه لیانگ و همکاران (2019)
رجحان ریسکی مالکان	ρ	عدد حقیقی/ توزیع یکنواخت	(0, 5)	به‌طور تصادفی برای هر مالک عددی بین 0 و 5
قیمت انرژی	p	عدد حقیقی		داده‌های قیمت انرژی (برق و گاز) بخش خانگی ترازنامه انرژی در فاصله سال‌های 1387 تا 1399- پیش‌بینی قیمت انرژی به‌وسیلهٔ کتابخانه پرافیت در پایتون

مأخذ: طراحی شده برای این پژوهش

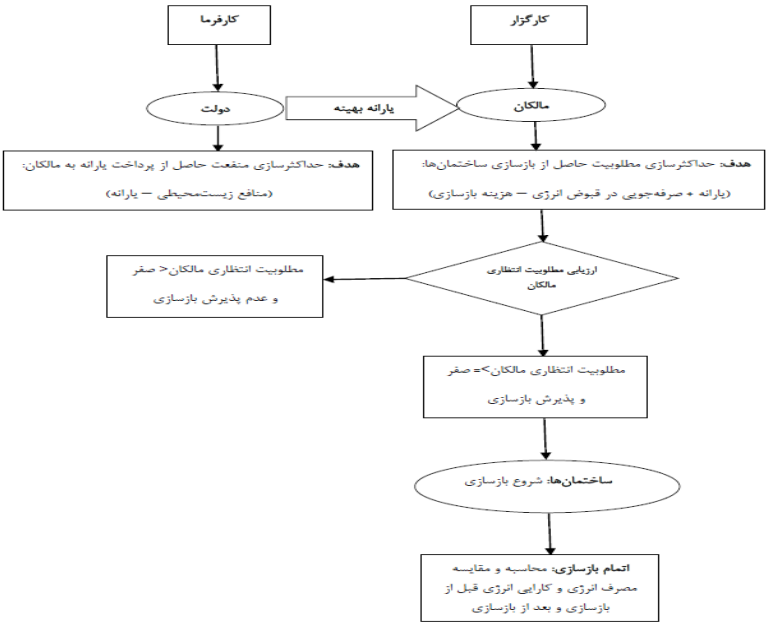
1. Empirical Distribution
2. Uniform Distribution

۵. نتایج

چهارچوب مدل پژوهش حاضر در شکل ۳ ارائه شده است. همان‌گونه که پیش‌تر بیان شد، عامل‌های مورد استفاده در این مدل شامل دولت، مالکان ساختمان‌ها و ساختمان‌های مسکونی متعلق به این مالکان می‌باشد. دولت به‌عنوان کارفرما فرایند بازسازی ساختمان‌های مسکونی را به مالکان ساختمان‌ها به‌عنوان کارگزار واگذار می‌کند. هدف دولت، حداکثرسازی منفعت حاصل از پیشنهاد سیاست یارانه به مالکان ساختمان‌ها است و هدف مالکان ساختمان‌ها، حداکثرسازی مطلوبیت خود از پذیرش فرایند بازسازی ساختمان‌ها است. بر همین اساس، دولت به مالکان ساختمان‌ها نرخ یارانه بهینه $\beta^o = \frac{k_{en}^{o2}}{b^o \rho \sigma^2 + k_{en}^{o2}}$ که در معادله (۱۶) به‌دست آمد را پیشنهاد می‌دهد. مالکان ساختمان-هایی که در خانه‌های متعلق به خود ساکن هستند و خانه‌هایشان نیازمند بازسازی است، پیشنهاد دولت را ارزیابی می‌کنند. چنان‌چه مطلوبیت انتظاری مالکان بزرگتر یا مساوی حد آستانه‌ای صفر باشد، پیشنهاد دولت را می‌پذیرند و پیغام شروع بازسازی از هر مالک به ساختمان متعلق به آن مالک ارسال می‌شود، درغیر این صورت، پیشنهاد دولت را رد می‌کنند و این مالکان از مدل حذف می‌شوند.

پس از ارسال پیغام شروع بازسازی از مالکان به ساختمان‌ها، فرایند بازسازی شروع و فرض می‌شود پس از حداکثر ۶ ماه بازسازی ساختمان‌ها اتمام می‌یابد و از این مرحله به بعد، محاسبات مربوط به مقایسه مصرف انرژی و کارآیی انرژی قبل از بازسازی و بعد از بازسازی، انجام می‌گردد.

نتایج حاصل از شبیه‌سازی، نشان می‌دهد که از تعداد ۱۰۰۰ مالک اولیه، ۲۰۹ نفر از مالکانی که در خانه‌های خود ساکن هستند و خانه‌هایشان نیازمند بازسازی است، پیشنهاد دولت برای دریافت یارانه و بازسازی ساختمان را می‌پذیرند. نتایج حاکی از آن است که دولت با طراحی کارآمد سیاست پرداخت یارانه به مالکان ساختمان‌های نیازمند بازسازی، در اجرای این سیاست موفق عمل کرده است. به بیان دیگر، با وجود تعارض اهداف و منافع بین دولت و مالکان ساختمان‌ها، دولت با پرداخت یارانه بهینه به مالکان ساختمان‌ها علاوه بر اینکه آن‌ها را به اقدام برای بازسازی ساختمان‌ها ترغیب نموده، همزمان منافع خود و همچنین منافع مالکان ساختمان‌ها را تأمین کرده است.



شکل ۳: چارچوب الگوی عامل‌محور

Figure 3: Agent-based modeling framework

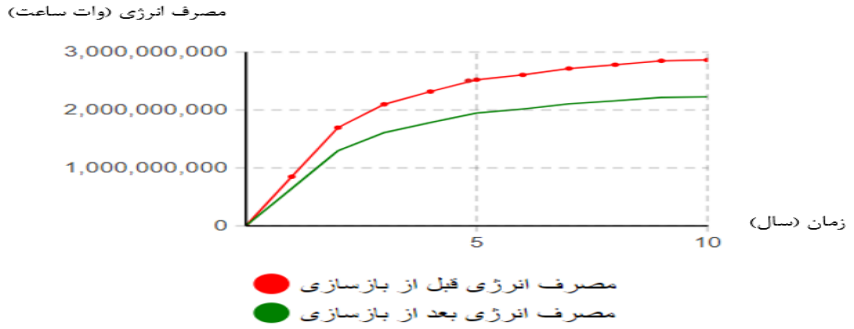
مأخذ: طراحی شده برای این پژوهش

شکل ۴، نمودار مقایسه مصرف انرژی برای سال‌های ۱۴۰۱ تا ۱۴۱۰ را قبل از بازسازی و بعد از بازسازی ساختمان‌ها نشان می‌دهد. به‌عبارت دیگر، مالکان ساختمان‌هایی که بازسازی را انجام می‌دهند، چنان‌چه بازسازی را نمی‌پذیرفتند، چه تغییری در میزان مصرف انرژی ساختمان‌ها به‌وجود می‌آورد. با توجه به اینکه بازسازی ساختمان‌ها در سال ۱۴۰۰ صورت می‌گیرد، محاسبات مربوط به مقایسه مصرف انرژی از ابتدای سال ۱۴۰۱ تا انتهای سال ۱۴۱۰ در نظر گرفته شده است.

محور افقی این نمودار، گام‌های زمانی به‌صورت سالانه و محور عمودی، مصرف انرژی را برحسب وات ساعت نشان می‌دهد. داده‌های مصرف انرژی در این نمودار، به‌صورت تجمعی بوده، یعنی مصرف انرژی در هر سال، مصرف انرژی همان سال به‌علاوهٔ مصرف انرژی در سال‌های قبل است.

ملاحظه می‌گردد که در طول دوره شبیه‌سازی، مصرف انرژی پس از بازسازی نسبت به مصرف انرژی قبل از بازسازی، کاهش یافته است. براساس اطلاعات جدول ۴، ملاحظه می‌گردد که در همهٔ سال‌ها در طول دوره شبیه‌سازی، مصرف انرژی بعد از بازسازی نسبت به مصرف انرژی قبل از بازسازی، کاهش یافته است. در پایان دوره ده سالهٔ شبیه‌سازی به میزان ۶۳۵ میلیون وات ساعت صرفه‌جویی

در مصرف انرژی صورت می‌گیرد. به بیان دیگر، یک کاهش ۲۲/۲ درصدی در مصرف انرژی پس از بازسازی خانه‌های مسکونی نسبت به حالت قبل از بازسازی، به وجود می‌آید.



شکل ۴: نمودار مصرف انرژی قبل از بازسازی و بعد از بازسازی

Figure 4: Pre-retrofit and post-retrofit energy consumption chart.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴: روند تغییرات مصرف انرژی، قبل از بازسازی و بعد از بازسازی

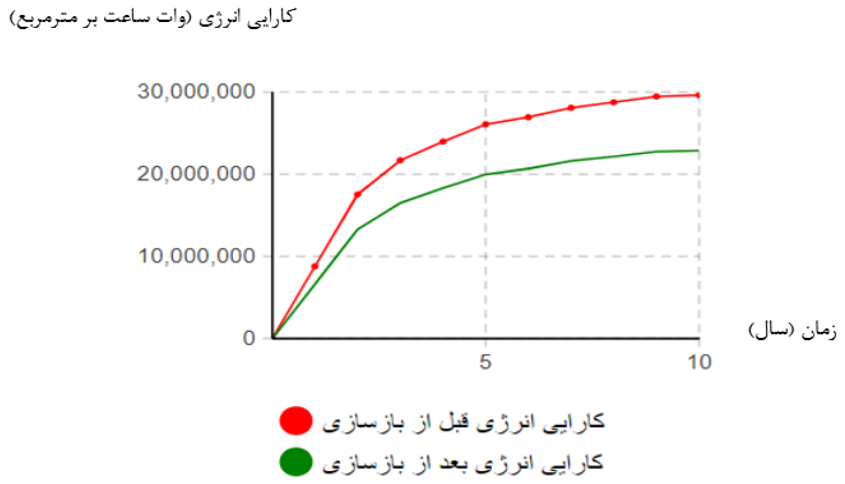
Table 4: Pre-retrofit and post-retrofit energy consumption trends.

سال	مصرف انرژی قبل از بازسازی (میلیون وات ساعت)	مصرف انرژی بعد از بازسازی (میلیون وات ساعت)	صرفه‌جویی مصرف انرژی (میلیون وات ساعت)	درصد تغییر در مصرف انرژی پس از بازسازی نسبت به قبل از بازسازی
1401	849	644	-205	-24.1
1402	847	652	-195	-23.0
1403	403	314	-89	-22.1
1404	220	174	-46	-20.9
1405	204	164	-40	-19.6
1406	83	68	-15	-18.1
1407	111	91	-20	-18.0
1408	65	53	-12	-18.5
1409	68	57	-11	-16.2
1410	14	12	-2	-14.3
دوره ده ساله	2864	2229	-635	-22.2

مأخذ: محاسبات پژوهش

شکل ۵، نمودار مقایسه کارآیی انرژی (مصرف انرژی در هر مترمربع از ساختمان‌ها) را برای سال‌های ۱۴۰۱ تا ۱۴۱۰ قبل از بازسازی و بعد از بازسازی ساختمان‌ها، نشان می‌دهد. داده‌های کارآیی انرژی به‌صورت تجمعی بوده، یعنی کارآیی انرژی در هر سال، کارآیی انرژی همان سال به‌علاوهٔ کارآیی انرژی در سال‌های قبل است. محور افقی این نمودار، گام‌های زمانی به‌صورت سالانه و محور عمودی، کارآیی انرژی یا مصرف انرژی در هر مترمربع از ساختمان‌ها را برحسب وات ساعت بر مترمربع نشان می‌دهد. ملاحظه می‌گردد که در طول دوره شبیه‌سازی، مصرف انرژی در هر مترمربع، پس از بازسازی نسبت به مصرف انرژی در هر مترمربع، قبل از بازسازی، کاهش یافته است که نشان‌دهندهٔ بهبود کارآیی انرژی در این ساختمان‌های مسکونی است.

براساس اطلاعات جدول ۵، ملاحظه می‌گردد که در همهٔ سال‌ها در طول دوره شبیه‌سازی، مصرف انرژی در هر مترمربع از ساختمان‌های مسکونی، بعد از بازسازی نسبت به مصرف انرژی در هر مترمربع قبل از بازسازی، کاهش یافته است. در پایان دوره ده سالهٔ شبیه‌سازی به میزان ۶/۷۵ میلیون وات ساعت بر مترمربع بهبود کارآیی انرژی صورت گرفته است. به بیان دیگر، یک بهبود ۲۲/۸ درصدی در کارآیی انرژی پس از بازسازی خانه‌های مسکونی نسبت به حالت قبل از بازسازی، به وجود می‌آید.



شکل ۵: نمودار کارآیی انرژی، قبل از بازسازی و بعد از بازسازی

Figure 5: Pre-retrofit and post-retrofit energy efficiency chart.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵: روند تغییرات کارآیی انرژی، قبل از بازسازی و بعد از بازسازی

Table 5: Pre-retrofit and post-retrofit energy efficiency trends.

سال	کارآیی انرژی قبل از بازسازی (میلیون وات ساعت بر مترمربع)	کارآیی انرژی بعد از بازسازی (میلیون وات ساعت بر مترمربع)	بهبود کارآیی انرژی (میلیون وات ساعت بر مترمربع)	درصد تغییر در کارآیی انرژی پس از بازسازی نسبت به قبل از بازسازی
1401	8.79	6.61	-2.18	-24.8
1402	8.76	6.69	-2.07	-23.6
1403	4.16	3.22	-0.94	-22.6
1404	2.28	1.80	-0.48	-21.1
1405	2.11	1.68	-0.43	-20.4
1406	0.85	0.69	-0.16	-18.8
1407	1.15	0.94	-0.21	-18.3
1408	0.67	0.55	-0.12	-17.9
1409	0.71	0.58	-0.13	-18.3
1410	0.15	0.12	-0.03	-20.0
دوره ده‌ساله	29.6	22.9	-6.75	-22.8

مأخذ: محاسبات پژوهش

۱-۵. اعتبارسنجی نتایج

به منظور تأیید پایداری مدل و شناسایی عوامل حساس بر بهبود کارآیی انرژی، در این بخش، ابتدا اثر افزایش سالیانه ۱۰ درصدی در قیمت انرژی و سپس تحلیل حساسیت بر روی پنج پارامتر نرخ مالکیت مسکن، نرخ نیاز به بازسازی، ضریب هزینه مالک (b^o)، ضریب منفعت اقتصادی (k_{ec}^o) و ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^o) که در نتیجهٔ بازسازی ساختمان‌ها نصیب مالکان و دولت می‌شود، صورت می‌گیرد. با توجه به رابطهٔ (۱۱) یعنی $a^o = \frac{k_{ec}^o + \beta^o k_{en}^o}{b^o}$ که در آن، a^o تلاش بهینهٔ مالک در فرایند بازسازی را نشان می‌دهد، تغییر هر یک از ضرایب b^o، k_{ec}^o و k_{en}^o می‌تواند به‌طور مستقیم بر تلاش بهینه مالک در فرایند بازسازی و درنتیجه، بهبود کارآیی انرژی تأثیرگذار باشد.

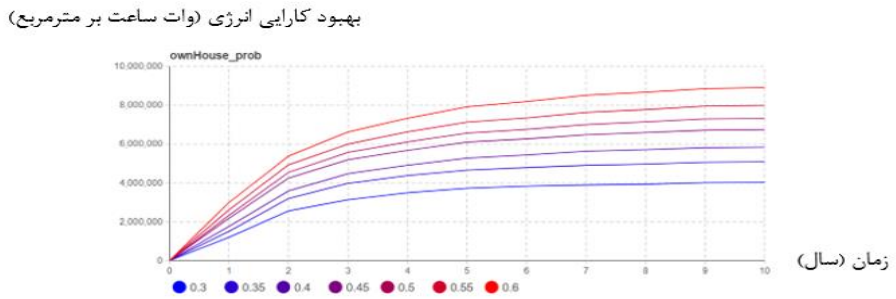
جدول ۶: مقایسه بهبود کارآیی انرژی در سناریوی پایه و سناریوی افزایش ۱۰ درصدی قیمت انرژی

Table 6: Energy efficiency improvement: Baseline vs. 10% energy price increase scenario

	سناریو پایه	سناریوی افزایش 10 درصدی قیمت انرژی	تغییرات
بهبود کارآیی انرژی در پایان دوره ده ساله شبیه‌سازی (میلیون وات ساعت بر مترمربع)	-6.75	-7.88	-1.13
درصد تغییر کارآیی انرژی پس از بازسازی نسبت به قبل از بازسازی	-22.8	-26.6	-3.8

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج شبیه‌سازی سناریوی پایه در جدول ۵، ملاحظه شد که در پایان دوره ده سالهٔ شبیه‌سازی به‌میزان ۶/۷۵ میلیون وات ساعت بر مترمربع بهبود کارآیی انرژی صورت گرفته است و یک بهبود ۲۲/۸ درصدی در کارآیی انرژی پس از بازسازی خانه‌های مسکونی نسبت به حالت قبل از بازسازی به وجود می‌آید. حال چنان‌چه یک افزایش ۱۰ درصدی در قیمت انرژی در طول دوره ۱۴۰۰ تا ۱۴۱۰ لحاظ شود، در پایان دوره ده سالهٔ شبیه‌سازی به میزان ۷/۸۸ میلیون وات ساعت بر مترمربع بهبود کارآیی انرژی صورت می‌گیرد و یک بهبود ۲۶/۶ درصدی در کارآیی انرژی پس از بازسازی خانه‌های مسکونی نسبت به حالت قبل از بازسازی به‌وجود می‌آید. به بیان دیگر، با افزایش قیمت انرژی، بهبود کارآیی انرژی به میزان ۳/۸ درصد معادل با ۱/۱۳ میلیون وات ساعت بر مترمربع افزایش می‌یابد. این نتایج حاکی از آن است که با افزایش قیمت انرژی و به‌دنبال آن، افزایش هزینه‌های خانوارها در پرداخت قبوض انرژی، انگیزهٔ بازسازی ساختمان‌های مسکونی و صرفه‌جویی در مصرف انرژی قوی‌تر شده و بهبود کارآیی انرژی افزایش می‌یابد.



شکل ۶: تحلیل حساسیت نرخ مالکیت مسکن بر بهبود کارآیی انرژی

Figure 6: Sensitivity analysis of homeownership rate on energy efficiency improvement

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۶، نتایج تحلیل حساسیت نرخ مالکیت مسکن بر بهبود کارآیی انرژی را نشان می‌دهد. محور افقی، نشان‌دهندهٔ طول دورهٔ ده سالهٔ شبیه‌سازی و محور عمودی، بهبود کارآیی انرژی است. نرخ مالکیت مسکن با گام‌های ۰/۰۵ در فاصله ۰/۳ تا ۰/۶ در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که بهبود کارآیی انرژی با نرخ مالکیت مسکن، رابطه مستقیم دارد و به عبارت دیگر، با افزایش تعداد مالکانی که در خانه‌های متعلق به خود ساکن هستند، خانه‌های بیشتری بازسازی می‌شوند و به دنبال آن، نمودار بهبود کارآیی انرژی در سطح بالاتری قرار می‌گیرد.

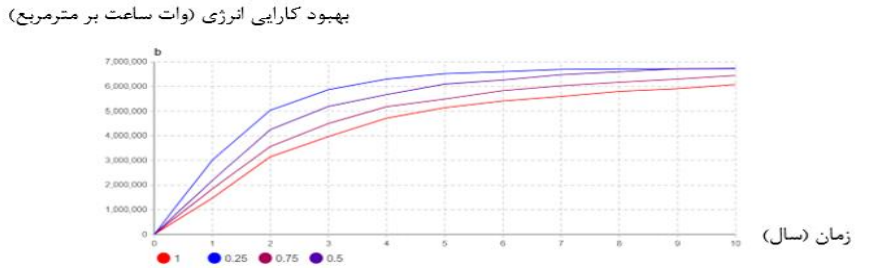


شکل ۷: تحلیل حساسیت نرخ نیاز به بازسازی بر بهبود کارآیی انرژی

Figure 7: Sensitivity analysis of renovation rate on energy efficiency improvement

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۷، نتایج تحلیل حساسیت نرخ نیاز به بازسازی بر بهبود کارآیی انرژی را نشان می‌دهد. محور افقی، نشان‌دهندهٔ طول دورهٔ ده سالهٔ شبیه‌سازی و محور عمودی، بهبود کارآیی انرژی است. برای نرخ نیاز به بازسازی، ۵ حالت ۰/۳، ۰/۴، ۰/۵، ۰/۶ و ۰/۷ در نظر گرفته شده است. نتایج حاکی از آن است که با افزایش نرخ نیاز به بازسازی، مالکان بیشتری برای بازسازی خانه‌های مسکونی خود اقدام می‌کنند و در نتیجهٔ آن، نمودار بهبود کارآیی انرژی در سطح بالاتری قرار می‌گیرد. به بیان دیگر، بهبود کارآیی انرژی با نرخ نیاز به بازسازی مسکن، رابطه مستقیم دارد.



شکل ۸: تحلیل حساسیت ضریب هزینه مالک (b^o) بر بهبود کارآیی انرژی

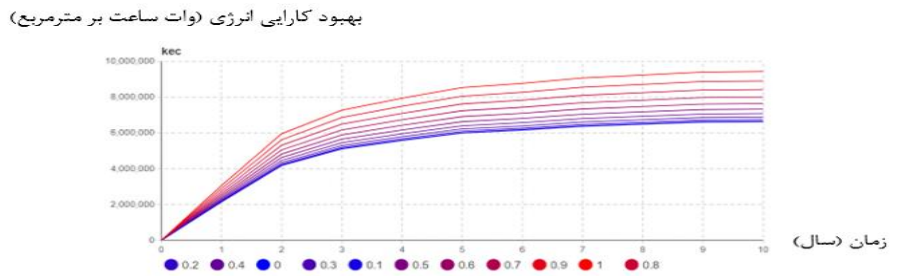
Figure 8: Sensitivity analysis of the owner's cost coefficient (b^o) on energy efficiency improvement

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۸، نتایج تحلیل حساسیت ضریب هزینه مالک (b^o) بر بهبود کارآیی انرژی را نشان می‌دهد. محور افقی، نشان‌دهندهٔ طول دورهٔ ده سالهٔ شبیه‌سازی و محور عمودی، بهبود کارآیی انرژی است. ۴ حالت یعنی (b^o) برابر با ۰/۲۵، ۰/۵، ۰/۷۵ و ۱ در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که با

افزایش ضریب b^o، نمودار بهبود کارآیی انرژی در سطح پایین‌تری قرار می‌گیرد. به‌عبارت دیگر، بهبود کارآیی انرژی با ضریب هزینه مالک، رابطه معکوس دارد، زیرا با افزایش ضریب هزینه مالک (b^o)، طبق رابطهٔ $a^o = \frac{k_{ec}^o + \beta^o k_{en}^o}{b^o}$ تلاش مالکان (a^o) برای اجرای فرایند بازسازی کاهش می‌یابد.

همچنین افزایش ضریب b^o، هزینه‌های بالاتر فرایند بازسازی را به‌همراه دارد که مانعی برای صرفه‌جویی در انرژی ایجاد می‌کند. برای کنترل عامل حساس هزینه، دولت باید تلاش کند تا هزینه‌های مالکان برای اجرای بازسازی را کاهش دهد. بنابراین، با افزایش هزینه‌ها و کاهش تلاش مالکان در اقدام به بازسازی، بهبود کارآیی انرژی کاهش می‌یابد.

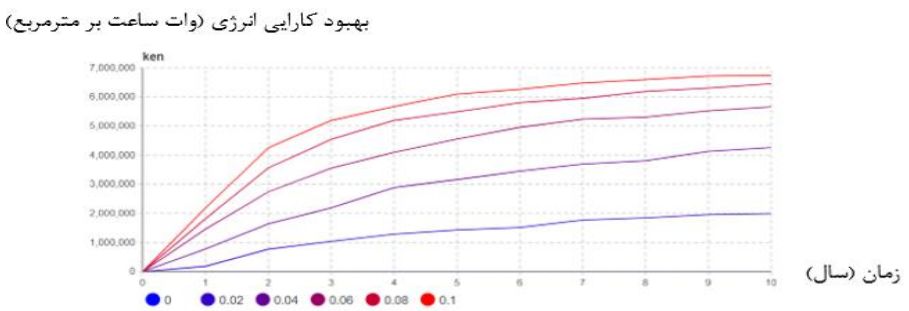


شکل ۹: تحلیل حساسیت ضریب منفعت اقتصادی (k_{ec}^o) بر بهبود کارآیی انرژی

Figure 9: Sensitivity analysis of the economic benefit coefficient (k_{ec}^o) on energy efficiency improvement

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۹، نتایج تحلیل حساسیت ضریب منفعت اقتصادی (k_{ec}^o) بر بهبود کارآیی انرژی را نشان می‌دهد. محور افقی، نشان‌دهندهٔ طول دورهٔ ده سالهٔ شبیه‌سازی و محور عمودی، بهبود کارآیی انرژی است. ضریب منفعت اقتصادی (k_{ec}^o) با گام‌های ۰/۱ در فاصله ۰ تا ۱ در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که بهبود کارآیی انرژی با ضریب منفعت اقتصادی (k_{ec}^o)، رابطه مستقیم دارد. با افزایش k_{ec}^o، طبق رابطهٔ $a^o = \frac{k_{ec}^o + \beta^o k_{en}^o}{b^o}$، تلاش مالکان برای اجرای فرایند بازسازی افزایش می‌یابد، چرا که با افزایش این ضریب، منفعت اقتصادی بیشتری با اجرای بازسازی ساختمان‌ها نصیب مالکان می‌شود. بنابراین، با افزایش تلاش مالکان برای اجرای بازسازی ساختمان، بهبود کارآیی انرژی نیز بیشتر می‌گردد.



شکل ۱۰: تحلیل حساسیت ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o}) بر بهبود کارآیی انرژی

Figure 10: Sensitivity analysis of the environmental benefit coefficient (k_{en}^{o}) on energy efficiency improvement

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱۰، نتایج تحلیل حساسیت ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o}) بر بهبود کارآیی انرژی را نشان می‌دهد. محور افقی، نشان‌دهندهٔ طول دورهٔ ده سالهٔ شبیه‌سازی و محور عمودی، بهبود کارآیی انرژی است. ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o}) با گام‌های ۰/۰۲ در فاصله ۰ تا ۰/۱ در نظر گرفته شده است. نتایج نمودار، حاکی از آن است که رابطه مستقیم بین بهبود کارآیی انرژی و ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o}) وجود دارد. بهبود کارآیی انرژی نسبت به تغییرات k_{en}^{o} بسیار حساس است. به‌عنوان نمونه با افزایش ضریب k_{en}^{o} از ۰/۰۲ به ۰/۰۴، بهبود کارآیی انرژی در انتهای دوره شبیه‌سازی حدود ۲ برابر شده است. علت این حساسیت بالا، آن است که ضریب k_{en}^{o} از یک طرف در رابطه $a^{o} = \frac{k_{ec}^{o} + \beta^{o} k_{en}^{o}}{b^{o}}$ با افزایش تلاش مالکان، منجر به بهبود کارآیی انرژی می‌شود. از طرف دیگر، ضریب k_{en}^{o} در رابطه مربوط به ضریب یارانه بهینه دولت یعنی $\beta^{o} = \frac{k_{en}^{o2}}{b^{o}\rho\sigma^{2} + k_{en}^{o2}}$ نیز حضور دارد. در این رابطه، با افزایش ضریب منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o})، منفعت بیشتری در نتیجهٔ بازسازی ساختمان‌ها نصیب دولت می‌شود،

در نتیجه دولت ترغیب می‌شود که یارانه بیشتری را به مالکان ساختمان‌ها پیشنهاد دهد و مجدداً تلاش مالکان را جهت اجرای بازسازی ساختمان‌ها تقویت می‌کند. بنابراین، با افزایش تلاش مالکان برای اجرای بازسازی ساختمان، بهبود کارآیی انرژی نیز افزایش می‌یابد. به‌طورکلی، ملاحظه می‌گردد که ضرایب منفعت اقتصادی (k_{ec}^{o}) و منفعت زیست‌محیطی (k_{en}^{o}) که عمدتاً مرتبط با توسعه فناوری و وضعیت ساختمان‌ها است، می‌توانند نقش بسزایی در بهبود کارآیی انرژی ایفا کنند.

۶. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، تأثیر سیاست تشویقی یارانه دولت بر بهبود کارآیی مصرف انرژی در ساختمان‌های مسکونی شهر شیراز با استفاده از مدل‌سازی عامل‌محور بررسی شده است. هدف اصلی از این پژوهش، ارائه راهکاری برای ترغیب مالکان ساختمان‌ها به بازسازی با بهره‌گیری از سیاست یارانه‌ای است، به‌طوری‌که هم منافع دولت و هم مطلوبیت مالکان به حداکثر برسد. به‌طور خاص، مدل پیشنهادی می‌تواند ویژگی‌های مختلف ساختمان‌ها و مالکان ساختمان‌ها را در نظر بگیرد و پیشنهادات سیاستی را برای ساختمان‌ها و مالکان ساختمان‌های مختلف با توجه به ویژگی‌های مختلف آن‌ها ارائه دهد.

این مدل، رویکردی مبتنی بر نظریه کارگزار-کارفرما را برای رسیدگی به مسئله نمایندگی در فرایند بازسازی و بهبود کارآیی انرژی در ساختمان‌ها ارائه می‌دهد. اکثر مطالعات قبلی، مسئله نمایندگی را از طریق مطالعات تجربی و روش‌های اقتصادسنجی تحلیل می‌کنند که نمی‌تواند منطق درونی این مسئله را آشکار کند. در این مطالعه، رفتار تصمیم‌گیری بر اساس نظریه کارگزار-کارفرما مدل‌سازی، و با روش عامل‌محور، شبیه‌سازی شده است.

در مدل پژوهش، سه عامل دولت، مالکان ساختمان‌های مسکونی و ساختمان‌های مسکونی درنظر گرفته شده است. آمار و اطلاعات مورد نیاز مربوط به توزیع مساحت ساختمان‌ها، توزیع کارآیی انرژی و نحوه تصرف افراد در خانه‌های مسکونی از سایت مرکز آمار ایران و سایت شهرداری شیراز گردآوری شده است. دولت به‌عنوان کارفرما، فرایند بازسازی ساختمان‌های مسکونی را به مالکان ساختمان‌ها به‌عنوان کارگزار واگذار می‌کند. هدف اصلی دولت، حداکثرسازی منافع ناشی از ارائه سیاست یارانه به مالکان ساختمان‌ها بوده، در حالی که هدف مالکان ساختمان‌ها، حداکثرسازی مطلوبیت خود از مشارکت در فرایند بازسازی ساختمان‌ها است. بر این اساس، دولت نرخ یارانه بهینه‌ای را به مالکان ساختمان‌ها پیشنهاد می‌دهد.

مالکان ساختمان‌هایی که در منازل خود سکونت دارند و خانه‌هایشان به بازسازی نیاز دارند، پیشنهاد دولت را بررسی می‌کنند. درصورتی‌که مطلوبیت انتظاری مالکان برابر یا بیشتر از یک حد آستانه‌ای صفر باشد، پیشنهاد دولت را می‌پذیرند و اقدام به بازسازی می‌کنند. نتایج حاصل از شبیه‌سازی برای بازه ۱۴۰۰ تا ۱۴۱۰، نشان می‌دهد که دولت با طراحی سیاست کارآمد پرداخت یارانه به مالکان ساختمان‌های نیازمند بازسازی، توانسته در اجرای این سیاست، عملکرد موفقی داشته باشد و به‌رغم تضاد منافع میان دولت و مالکان ساختمان‌ها، دولت با ارائه یارانه بهینه، نه‌تنها مالکان

را به بازسازی ساختمان‌ها ترغیب کرده، بلکه منافع خود و مالکان را نیز به‌طور همزمان تأمین کرده است.

همچنین در پایان دوره ده سالهٔ شبیه‌سازی یک کاهش ۲۲/۲ درصدی در مصرف انرژی و بهبود ۲۲/۸ درصدی در کارآیی انرژی پس از بازسازی خانه‌های مسکونی نسبت به حالت قبل از بازسازی به وجود می‌آید. افزایش سالیانه ۱۰ درصدی در قیمت انرژی و سپس تحلیل حساسیت بر روی پنج پارامتر نرخ مالکیت مسکن، نرخ نیاز به بازسازی، ضریب هزینه مالک (b^o)، ضریب منفعت اقتصادی (k^o_{ec}) و ضریب منفعت زیست‌محیطی (k^o_{en}) بر روی بهبود کارآیی انرژی، نشان می‌دهد که بهبود کارآیی انرژی، با ضریب هزینه مالک، رابطه معکوس و با قیمت انرژی، نرخ مالکیت مسکن، نرخ نیاز به بازسازی و ضرایب منفعت اقتصادی و منفعت زیست‌محیطی، رابطه مستقیم دارد.

اگرچه نتایج نشان می‌دهد که سیاست ارائه شده توسط مدل پیشنهادی، موفق عمل کرده است، اما موانع عملی در اجرای این سیاست نیز باید مورد توجه قرار گیرد. از جملهٔ این موانع، آن است که اطلاعات مربوط به مساحت، سال ساخت، نحوه تصرف مالکان و مصرف انرژی تک‌تک خانه‌های مسکونی به صورت مستقل در دسترس نیست. چنان‌چه این اطلاعات مربوط به خانه‌های مسکونی در پایگاه‌های داده‌ای مجزا و دقیق ثبت شوند، نتایج بهتری حاصل می‌شود.

در مورد محدودیت‌های تحقیق، مشابه مدل‌های مبتنی بر نظریه کلاسیک نمایندگی، در این مطالعه فرض می‌شود که تمام ذی‌نفعان در تصمیم‌گیری‌های خود، به‌صورت عقلانی عمل می‌کنند. با این حال، در دنیای واقعی، تصمیم‌گیری ذی‌نفعان ممکن است تحت تأثیر عوامل غیرعقلانی مانند احساسات شخصی قرار گیرد.

در مطالعات آینده، باید رفتارهای غیرعقلانی ذی‌نفعان به‌طور عمیق‌تری تحلیل شود. همچنین، ضروری است که عوامل اجتماعی و روان‌شناختی مؤثر بر رفتار مالکان نیز در نظر گرفته شود. در نهایت، ویژگی‌های ذی‌نفعان که در این مدل تعریف شده‌اند، ممکن است به‌طور کامل تمام ویژگی‌های رفتار ذی‌نفعان را در برخی از موارد پیچیده نمایندگی نکنند. در مطالعات آینده، ویژگی‌ها و عملکردهای بیشتری از رفتار ذی‌نفعان می‌تواند اضافه شود تا دقت نتایج بهبود یابد.

در انتها با توجه به تأثیر سیاست پرداخت یارانه بر بازسازی، با پیاده‌سازی این پیشنهادات، می‌توان به بهبود کارآیی انرژی در مسکن‌های شهر شیراز و تسهیل فرایند بازسازی کمک کرد:

تدوین برنامه جامع یارانه‌های بازسازی مسکن: با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود که یک برنامه جامع و مدون برای ارائه یارانه‌های بازسازی مسکن در شهر شیراز تدوین شود. این برنامه، باید شامل جزئیاتی مانند میزان یارانه، نحوه پرداخت، شرایط دریافت و معیارهای ارزیابی باشد.

هدفمند کردن یارانه‌ها: برای افزایش اثربخشی یارانه‌ها، پیشنهاد می‌شود که این یارانه‌ها به‌صورت هدفمند و با توجه به نوع ساختمان، میزان مصرف انرژی و سایر عوامل مرتبط پرداخت شوند. به‌عنوان مثال، ساختمان‌های قدیمی‌تر و با مصرف انرژی بالاتر، می‌توانند از یارانه‌های بیشتری برخوردار شوند. پیشنهاد دیگر، این است که یارانه‌های نقدی با تسهیلات کم‌بهره برای نوسازی و بهینه‌سازی مصرف انرژی ترکیب شوند.

ارائه مشاوره‌های فنی و آموزشی: علاوه بر پرداخت یارانه، پیشنهاد می‌شود که مالکان ساختمان‌ها از مشاوره‌های فنی و آموزشی در زمینه بهینه‌سازی مصرف انرژی بهره‌مند شوند. این مشاوره‌ها، می‌توانند شامل راهنمایی در مورد انتخاب تجهیزات مناسب، نحوه اجرای صحیح عملیات بازسازی و سایر موارد مرتبط باشند.

ارزیابی و پایش مستمر: برای اطمینان از اثربخشی برنامه یارانه‌های بازسازی مسکن، پیشنهاد می‌شود که عملکرد این برنامه به‌صورت مستمر ارزیابی و پایش شود. این ارزیابی می‌تواند شامل بررسی میزان صرفه‌جویی انرژی، رضایت مالکان و سایر شاخص‌های مرتبط باشد.

آگاهی‌بخشی و فرهنگ‌سازی: برگزاری کارگاه‌های آموزشی برای مالکان درباره مزایای بهینه‌سازی انرژی و توسعه کمپین‌های اطلاع‌رسانی در رسانه‌ها برای استفاده از فناوری‌های کارآمد انرژی، می‌تواند مشوق افراد برای اقدام به بازسازی ساختمان‌های مسکونی باشد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۰,۷)، نویسنده دوم (۰,۴)، نویسنده سوم (۰,۴) و نویسنده چهارم (۰,۴)

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Baek, C., & Park, S. (2012). Policy measures to overcome barriers to energy renovation of existing buildings. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *16*(6), 3939-3947. doi:10.1016/j.rser.2012.03.046

Brown, M. A. (2001). Market failures and barriers as a basis for clean energy policies. *Energy policy*, *29*(14), 1197-1207. doi:10.1016/S0301-4215(01)00067-2

Chen, R., Fan, R., Yao, Q., & Qian, R. (2023). Evolutionary dynamics of homeowners' energy-efficiency retrofit decision-making in complex network. *Journal of Environmental Management*, *326*, 116849. doi: 10.1016/j.jenvman.2022.116849

D'Agostino, D., Minelli, F., Minichiello, F., & Russo, N. (2024). The impact of the new EPBD "Green Houses" in the Italian building context: Technical-economic analysis on improving the energy class of existing buildings. In *E3S Web of Conferences* (Vol. 523, p. 04005). EDP Sciences. doi:10.1051/e3sconf/202452304005

Feng, Q., Chen, H., Shi, X., & Wei, J. (2020). Stakeholder games in the evolution and development of green buildings in China: Government-led perspective. *Journal of Cleaner Production*, *275*, 122895. doi:10.1016/j.jclepro.2020.122895

Galán, J. M., Izquierdo, L. R., Izquierdo, S. S., Santos, J. I., Del Olmo, R., López-Paredes, A., & Edmonds, B. M. (2009). Errors and artefacts in agent-based modelling. *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, *12*(1), 1-1. doi: No DOI available

He, L., & Chen, L. (2021). The incentive effects of different government subsidy policies on green buildings. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *135*, 110123. doi: 10.1016/j.rser.2020.110123

Hosein Zade Bahreini, M. H., Naji, A. A., & Khadivy Rofougar, S. (2013). Examining the principal-agent problem as one of the market barriers to reduce energy consumption between traveler cars in Mashhad city. *Journal of Energy Planning And Policy Research*, (1), 29-56. doi: No DOI available [In Persian]

IEA. (2007). Mind the Gap: Quantifying Principal-Agent Problems in Energy Efficiency. doi:10.1787/9789264038950-en

Janzadeh, Amir Hossein, & Zandie, Mehdi. (2016). Feasibility study of a zero energy neighborhood in Qazvin. *Journal of Energy Planning and Policy Research*, *2*(3), 103-132. doi: No DOI available [In Persian]

Kadrić, D., Aganovic, A., Martinović, S., Delalić, N., & Delalić-Gurda, B. (2022). Cost-related analysis of implementing energy-efficient retrofit measures in the residential building sector of a middle-income country-A case study of Bosnia and Herzegovina. *Energy and Buildings*, *257*, 111765. doi: 10.1016/j.enbuild.2021.111765

Kowalska-Pyzalska, A., Maciejowska, K., Suszczyński, K., Sznajd-Weron, K., & Weron, R. (2014). Turning green: Agent-based modeling of the adoption of dynamic electricity tariffs. *Energy Policy*, *72*, 164-174. doi: 10.1016/j.enpol.2014.04.021

Liang, X., Yu, T., Hong, J., & Shen, G. Q. (2019). Making incentive policies more effective: An agent-based model for energy-efficiency retrofit in China. *Energy Policy*, *126*, 177-189. doi:10.1016/j.enpol.2018.11.029

Liu, G., Li, X., Tan, Y., & Zhang, G. (2020). Building green retrofit in China: Policies, barriers and recommendations. *Energy Policy*, *139*, 111356. doi: 10.1016/j.enpol.2020.111356

Liu, W., Zhang, J., Bluemling, B., Mol, A. P., & Wang, C. (2015). Public participation in energy saving retrofitting of residential buildings in China. *Applied energy*, *147*, 287-296. doi: 10.1016/j.apenergy.2015.02.090

Ma, Z.J., Cooper, P., Daly, D., & Ledo, L. (2012). Existing building retrofits: methodology and state-of-the-art. *Energy Build*. *55*, 889-902. doi: 10.1016/j.enbuild.2012.08.018

Macho-Stadler, I., & Pérez-Castrillo, D. (2012). *Principal-Agent Models*. Springer, New York. doi:10.1007/978-0-387-30440-3_416

Marchiori, A., & Han, Q. (2010). Distributed wireless control for building energy management?. In: *Proceedings of the 2nd. ACM Workshop on Embedded Sensing Systems for Energy-Efficiency in Building*. ACM, Zurich, Switzerland, 37-42. doi:10.1145/1878431.1878441

Nägeli, C., Jakob, M., Catenazzi, G., & Ostermeyer, Y. (2020a). Policies to decarbonize the Swiss residential building stock: An agent-based building stock modeling assessment. *Energy Policy*, *146*, 111814. doi: 10.1016/j.enpol.2020.111814

Parang, S., dehghan shabani, Z., Hadian, E., & Asgary, A. (2024). Tax on vacant houses and housing price bubble in Shiraz. *The Economic Research*, *24*(4), 271-300. doi: 10.22034/24.4.271 [In Persian]

Prasad, D., Teo, M., & Dave, M. (2009). Retrofitting Residential Housing and Precincts: Current Practice, New Strategies and Training Responses. doi: No DOI available

Rezaeinasab, S., Tayefi Nasrabadi, A., Asadi, S., & Haj Seiyed Taghia, S. A. (2023). Investigating the potential of designing net-zero energy buildings using photovoltaic installation with considering urban development plans requirements. *Ferdowsi Civil Engineering*, *36*(1), 51-68. doi: 10.22067/jfcei.2023.79510.1190 [In Persian]

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 107-130

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27939

Effect of Financing Cost on Investment in Iranian Firms

Sajad Ebrahimi [1]

1. Assistant Professor, Department of monetary and currency policies, Monetary and banking research institute, Tehran, Iran. (Corresponding Author) Email: s.ebrahimi@mbri.ac.ir

Abstract

Iran's financing system is primarily bank-based, so the cost of capital largely depends on bank loan rates, which are administratively set by government executive orders. At times these loan rates have been lower than the inflation rate. This raises an important question: under these conditions, how does the cost of financing affect corporate investment? To explore this, I analyzed financial statements of 401 firms for the years 1383–1402 using a dynamic panel GMM estimator. The results show that the cost of financing has a negative and statistically significant effect on firms' investment rates. Further analysis indicates that this effect is significant only when the real cost of financing is positive; it disappears when the real interest rate is negative. The findings also suggest that the financing rate's impact on investments in fixed assets (machinery, land, and buildings) is smaller than its effect on investments in financial assets

Article information

Review History:

Received: jan. 18, 2025

Revised: feb. 10, 2025

Accepted: feb. 22, 2025

Published online: des.07, 2025

Keywords:

Investment

Interest rate

Cost of Capital

Uncertainty

JEL Classification:

D25, E22, G11, C23

Corresponding Author:

s.ebrahimi@mbri.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 107-130

Aim and Introduction:
Investment is a key driver of economic growth in developing countries, and Iran has experienced persistently low or negative investment rates over the past decade. Identifying the determinants of investment, therefore, is crucial for economic policy-making in Iran. A large body of literature emphasizes the cost of capital as a major determinant of firms' investment decisions, with interest rate changes serving as a primary channel through which the cost of capital varies. In Iran, administrative ceilings on bank loan rates have often produced negative real lending rates when inflation outpaces nominal interest rates. This study investigates whether financing costs and bank loan rates influence corporate investment under these institutional conditions. In other words, this paper aims to address the question of whether the negative relationship between interest rates and investment rates remains significant in a situation where real interest rates are negative. Also, this paper investigates whether the effect of interest rate on investments depends on the type of investment..

Methodology:
The analysis is based on a firm-level panel of 401 companies listed on the Iranian stock markets, covering the period 2004–2023. The key variables—financing cost and investment rate—are constructed from firms' financial statements. The Investment rate is obtained by dividing net capital expenditures by total assets. Using data from cash flow statements, total investment is decomposed into investment in fixed assets and investment in financial assets. For financing cost, in addition to the bank loan rate (which is uniform across firms at each date), two firm-specific financing-rate indices are applied in the model to capture heterogeneity in financing rate. Although it has been shown that the average of both firm-specific financing-rate indices is highly correlated with the bank interest rate, and firm-level indices besides changes in the bank rate include heterogeneity at the firm level. Firm-level uncertainty is computed following Gilchrist et al. (2014). The estimated empirical model is a dynamic investment equation:

$$Ik_{it} = \beta_1 Ik_{it-1} + \beta_2 Sk_{it} + \beta_3 Cf_{it} + \beta_4 \mathrm{Uncert}_{it} + \beta_1 fcr_{it} + \gamma_j + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

Where Ik_{it} is firm *i*'s investment rate at time *t*; Sk_{it} denotes sales value to total assets; Cf_{it} represents operating cash flow to total assets, Uncert_{it} is the firm-level uncertainty index, fcr_{it} is the firm-specific financing rate, and γ_j and θ_t represent industry and time fixed effects, respectively. The model is estimated using the Arellano–Bover/ Blundell–Bond GMM framework, with two-step estimates reported to improve efficiency..

Results and Discussion:
The baseline results show that the financing rate exerts a negative and statistically significant effect on firms' overall investment rates, which is consistent with the neoclassical theory of investment. To explore whether this effect depends on the real lending rate environment, the financing variable is interacted with dummy variables indicating periods of positive and negative real loan rates. The results

reveal that the negative impact of financing costs on investment is restricted to periods of positive real loan rates and disappears when real rates turn negative. This finding remains credible when firm-level financing indices are used instead of the bank loan rate. According to the estimated coefficients of other variables (see Table 1), the uncertainty index has a significant negative effect on investment, while lower operating cash flow also reduces investment, which is consistent with internal-finance constraints. Comparing the effect of financial cost on different investment types shows that the elasticity of fixed-asset investment with respect to the financing rate is smaller than that of financial-asset investment. Thus, changes in loan rates affect firms' financial investments more strongly than their tangible investments in machinery, land, and buildings. Moreover, fixed-asset investment exhibits stronger persistence: its lagged value is a significant predictor, implying that past capital commitments influence current investment decisions..

Conclusion:

This study examines the relationship between bank loan rates, firm-level financing costs, and corporate investment in Iran. The main contribution of this study is addressing this relationship under financial repression conditions (Interest rate ceilings and negative real interest rates) in a developing country. The findings suggest that the effectiveness of interest rate on investment, as a key monetary transmission mechanism to the real economy, depends on the real interest rate regime. When nominal loan rates fall below inflation—yielding negative real lending rates—variations in financing costs or bank loan rates do not have a significant effect on investment activity. Consequently, contractionary monetary policy that raises nominal loan rates fails to generate the expected dampening effects on investment and output during periods of negative real interest rates. On the other hand, using expansionary monetary policy to stimulate the real sector through investment when the real interest rate is negative also cannot work. So, policymakers should therefore take the real-rate environment into account when evaluating the real-sector implications of interest rate adjustments.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۱۰۷ تا ۱۳۰
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27939

اثر نرخ هزینه تأمین مالی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدی در ایران

سجاد ابراهیمی[۱]

۱. استادیار گروه سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی و بانکی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). s.ebrahimi@mbri.ac.ir

چکیده

با توجه به بانک محور بودن نظام تأمین مالی در ایران، نرخ هزینه تأمین سرمایه در ایران تا حدود زیادی به نرخ سود تسهیلات بانکی وابسته است که اولاً، به‌صورت دستوری تعیین می‌شود و ثانیاً، در برخی دوره‌ها پایین‌تر از تورم بوده است. سؤالی که در این شرایط اهمیت دارد، این است که: آیا نرخ هزینه تأمین مالی، در این شرایط می‌تواند بر روی تغییرات سرمایه‌گذاری شرکتی مؤثر باشد یا خیر؟ برای پاسخ به این سؤال از داده‌های صورت‌های مالی ۴۰۱ شرکت در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ و در قالب برآورد مدل رگرسیون پانل پویا GMM استفاده شده است. براساس نتایج به‌دست آمده از برآورد کلی نرخ هزینه تأمین مالی، اثر منفی و معنی‌داری بر روی نرخ سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد؛ اما برآوردهای بیشتر، نشان می‌دهد که این اثرگذاری مربوط‌به دوره‌هایی است که نرخ هزینه تأمین مالی به‌صورت حقیقی مثبت است و در دوره‌هایی که نرخ بهره حقیقی منفی است، این اثر معنی‌دار مشاهده نمی‌شود. بنابراین، سیاستگذار باید درنظر داشته باشد که اثرگذاری تغییر نرخ بانکی بر بخش حقیقی از کانال سرمایه‌گذاری، به مثبت یا منفی بودن نرخ حقیقی بستگی دارد. به‌علاوه، یافته‌ها نشان می‌دهد، اثر نرخ تأمین مالی بر روی سرمایه‌گذاری بر روی دارایی‌های ثابت (ماشین‌الات، زمین و ساختمان) کمتر از سرمایه‌گذاری‌های بر روی دارایی مالی است.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۹
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۲۲
پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۴
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۶

کلمات کلیدی:
سرمایه‌گذاری
نرخ بهره حقیقی
نرخ سود بانکی
تأمین مالی

طبقه‌بندی JEL:
D25, E22, G11, C23

نویسنده مسئول:
s.ebrahimi@mbri.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری، یکی از اصلی‌ترین محرک‌های رشد در کشورهای در حال توسعه به‌شمار می‌آید. بر اساس آمار بانک مرکزی، در بازه ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۲ متوسط نرخ رشد حقیقی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص ایران، منفی ۴ درصد بوده است. نرخ منفی سرمایه‌گذاری در ایران همزمان با افزایش تحریم‌ها، نشان می‌دهد که مهم‌ترین عامل کاهش سرمایه‌گذاری در کشور، گسترش نااطمینانی در محیط اقتصاد ایران بوده است. با این حال اگرچه نااطمینانی عامل مهمی در توضیح کاهش سرمایه‌گذاری است، اما تنها عامل نیست و بررسی سایر عوامل مؤثر بر رفتار سرمایه‌گذاران، می‌تواند تحلیل جامع‌تری بر روی تغییرات این متغیر مهم ارائه دهد.

یکی از عواملی که براساس تئوری‌های سرمایه‌گذاری بر میزان سرمایه‌گذاری اثر معکوس دارد، هزینه تأمین مالی وجوه لازم برای سرمایه‌گذاری است. منابع مالی مورد نیاز برای سرمایه‌گذاری شرکتی، اگر از منابع داخل شرکت نباشد (منابع حاصل از فعالیت‌های عملیاتی)، باید از منابع بیرونی تأمین شود و در اینجا، نرخ تأمین مالی اهمیت زیادی پیدا می‌کند و هزینه تأمین مالی، یکی از اصلی‌ترین موارد اثرگذار بر روی میزان سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌شود. با توجه به اینکه ساختار نظام تأمین مالی در اقتصاد ایران، بانک محور است، می‌توان گفت که نرخ هزینه تأمین مالی نیز وابستگی زیادی به نرخ سود بانکی در ایران دارد.

نرخ سود بانکی در ایران دو ویژگی مهم دارد: اول اینکه، به‌صورت دستوری تعیین می‌شود و حاصل سیاستگذاری غیرمستقیم سیاستگذار پولی و یا برخورد نیروهای عرضه و تقاضا نیست، بلکه با بخشنامه و به‌صورت دستوری ابلاغ می‌شود؛ دوم آنکه، در بیشتر دوره‌ها، نرخ بهره حقیقی، منفی بوده، به عبارت دیگر، نرخ سود سپرده و تسهیلات در بیشتر دوره‌ها از تورم کمتر بوده است. چنین شرایطی که در ادبیات به‌عنوان سرکوب مالی[1] خوانده می‌شود، نرخ بهره را از حالت تعادلی که ماحصل برخورد عرضه و تقاضا است، خارج می‌کند و می‌تواند اثر عوامل مختلف که در تئوری‌های سرمایه‌گذاری با پیش‌فرض وجود تعادل مطرح می‌شود را زیر سؤال ببرد.

در واقع، زمانی‌که نرخ تسهیلات به‌صورت مصنوعی پایین نگه‌داشته می‌شود، میزان تقاضا از میزان عرضه بیشتر می‌شود و در بازار تسهیلات، همواره مازاد تقاضا وجود دارد و دسترسی به تأمین مالی با مشکل مواجه می‌گردد. از طرف دیگر، اگر نرخ تعیین شده پایین‌تر از تورم انتظاری باشد، نرخ سود حقیقی منفی می‌شود و گیرنده آن، از رانتی برخوردار خواهد بود. لذا مشخص است که کارکردهای اقتصاد متعارف در شرایط سرکوب مالی و نرخ بهره حقیقی منفی، تا حدود زیادی تحت تأثیر قرار می‌گیرد و لازم است روابط بین متغیرهای کلیدی در چنین شرایطی نیز مورد آزمون قرار گیرد.

---

1. Financial Repression

به‌عبارت دیگر، در ادبیات به تفصیل به رابطه بین نرخ تأمین مالی و سرمایه‌گذاری پرداخته شده است و اما شرایط متفاوت نرخ‌های بازار پول و شرایط تأمین مالی در ایران، می‌تواند شناختی متفاوت از موضوع ارائه دهد. بنابراین اینکه در چنین شرایطی که اخذ تسهیلات یک رانت به شمار می‌رود، آیا با افزایش نرخ سود بانکی، باز هم شاهد کاهش میزان سرمایه‌گذاری شرکت هستیم یا خیر؟ سؤالی است که لازم است به‌صورت تجربی و با اتکا به داده‌ها پاسخ داده شود.

به این منظور از داده‌های ۴۰۱ شرکت در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده شده است. در ادامه، ابتدا ادبیات موضوع مربوط به نظریه‌های سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه، مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه در داخل و خارج از کشور مرور می‌شود. در بخش بعدی، داده‌ها و روش آماری که برای بررسی فرضیه‌ها و پاسخ به سؤال مورد استفاده قرار گرفته، تشریح و سپس نتایج برآوردها ارائه می‌گردد. بخش انتهایی مقاله نیز به نتیجه‌گیری و جمع‌بندی اختصاص دارد.

۲. ادبیات موضوع

نظریه‌های متعددی به شناسایی رفتار بنگاه‌ها و شرکت‌های تولیدی درخصوص سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند و عوامل اثرگذار متعددی بر روی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در قالب‌های مختلف بیان شده است.

یکی از نظریه‌های مهم توضیح‌دهنده سرمایه‌گذاری، مدل نئوکلاسیک است که توسط یورگنسن[1] (۱۹۶۳) توسعه داده شد. بر این اساس، فرض می‌شود، شرکت‌ها در راستای حداکثرسازی سود، میزان سرمایه‌گذاری خود را در سطحی تعیین می‌کنند که تولید نهایی سرمایه با ارزش ضمنی اجاره خدمات سرمایه برابر باشد. لذا هر عاملی که هزینه اجاره خدمات سرمایه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مانند هزینه سرمایه، نرخ بهره، نرخ استهلاک، قیمت کالاهای سرمایه‌گذاری و ساختار مالیاتی کسب و کار، بر سرمایه‌گذاری اثرگذار خواهد بود (یورگنسن،۱۹۶۳). نتایج مطالعاتی نظیر یورگنسن و سیبرت[2] (۱۹۶۸) نشان دادند که تئوری نئوکلاسیک، که مبتنی بر حداکثر سازی ارزش شرکت است، بهتر از نظریه‌های جایگزین در توضیح رفتار سرمایه‌گذاری عمل می‌کند. در حالت تعمیم یافته‌تر این نظریه، می‌توان عواملی که بر هزینه سرمایه و بازده نهایی مورد انتظار سرمایه‌گذاری مؤثر هستند، مانند هزینه تعدیل، عدم تقارن اطلاعاتی و نااطمینانی را بر سرمایه‌گذاری مؤثر دانست (لی و هال[3]، ۲۰۲۰).

نظریه مطرح دیگر درخصوص سرمایه‌گذاری، نظریه شتاب[4] است. این نظریه که در ابتدا توسط کلارک (۱۹۱۷) مورد بحث قرار گرفت، بیان می‌کند که مخارج سرمایه مستقیماً با تغییرات در تولید یا فروش مرتبط است (کلارک، ۱۹۱۷). این نظریه نشان می‌دهد که شرکت‌ها در پاسخ به تقاضای رو

1. Jorgenson (1963).
2. Jorgenson & Siebert (1968).
3. Li & Hall (2020).
4. Accelerator Theory

به رشد، سرمایه‌گذاری را افزایش خواهند داد (چنری، ۱۹۵۲). دلالت مستخرج از این نظریه، این است که مخارج سرمایه‌گذاری، تابعی از خروجی‌های اقتصاد کلان، یعنی تقاضا و درآمد است. در دوره‌های با نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و درآمد بالا، تقاضا برای کالاهای صنعتی افزایش می‌یابد. در چنین شرایطی، بخش شرکتی یا با افزایش قیمت محصولات و یا با افزایش ظرفیت تولید از طریق سرمایه‌گذاری، به چنین افزایش تقاضا پاسخ می‌دهد. براساس تئوری شتاب دهنده، شرکت‌ها معمولاً افزایش تولید را از طریق سرمایه‌گذاری سرمایه و درنتیجه، افزایش سودآوری انتخاب می‌کنند. با توجه به آن، می‌توان درک کرد که عوامل کلان اقتصادی، به‌عنوان مثال، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و درآمد، می‌تواند سرمایه‌گذاری بیشتری را در بخش صنعت ایجاد کند.

در این راستا، مطالعه فاروق[1] و همکاران (۲۰۲۱)، به صراحت، نقش محوری عوامل اقتصاد کلان در تعیین تصمیمات سرمایه‌گذاری سرمایه را نشان داده است. اصل شتاب، به این دلیل اتفاق می‌افتد که کسب‌وکارها باید محتاط باشند تا از انجام سرمایه‌گذاری‌های بزرگ و با هزینه ثابت در پاسخ به جهش‌های کوتاه‌مدت تقاضا اجتناب کنند. اگر افزایش تقاضای مصرف‌کننده سریع و پایدار باشد، آنگاه کسب‌وکارهای بیشتری در سرمایه‌گذاری‌های جدید سرمایه‌گذاری خواهند کرد، زیرا سرمایه‌گذاری‌ها برای افزایش تولید، اغلب به هزینه‌های ثابت قابل‌توجهی نیاز دارند و ساخت آن، زمان می‌برد (گرونفلد، ۱۹۶۰).

گسترش سرمایه‌گذاری سرمایه ثابت در مواجهه با افزایش موقت یا کاهش تقاضا، می‌تواند یک اشتباه پرهزینه باشد؛ بنابراین، کسب و کارها تمایل دارند سرمایه‌گذاری‌های جدید پرهزینه در ظرفیت توسعه یافته را کاهش یا حذف کنند، اگر انتظار کاهش تقاضا را داشته باشند (دوزنبری، ۱۹۵۸؛ مایر و کوه، ۱۹۵۷). این مشاهدات، بخشی از پایه و اساس نظریه اقتصاد کلان کینزی رکود را تشکیل می‌دهد.

نظریه q توبین[2]، یکی دیگر از نظریات مهم در مورد سرمایه‌گذاری است که توسط جیمز توبین در اواخر دهه ۱۹۶۰ ارائه شد. این نظریه، چهارچوبی را برای درک چگونگی تصمیم‌گیری شرکت‌ها برای سرمایه‌گذاری براساس رابطه بین ارزش بازار یک شرکت و هزینه جایگزینی سرمایه ارائه می‌دهد. نسبت q توبین به‌عنوان نسبت ارزش بازار دارایی‌های یک شرکت به هزینه جایگزینی آن دارایی‌ها تعریف می‌شود. وقتی این نسبت بزرگ‌تر از یک باشد ($q > 1$)، نشان می‌دهد که بازار، دارایی‌های شرکت را بیشتر از هزینه جایگزینی آن‌ها ارزش می‌دهد و شرکت‌ها را تشویق می‌کند تا در سرمایه جدید سرمایه‌گذاری کنند تا ارزش سهامداران را به حداکثر برسانند (توبین، ۱۹۶۹؛ برینارد و توبین[3]، ۱۹۶۸).

1. Farooq et al. (2021).
2. Tobin's q
3. Brainard & Tobin (1968).

اهمیت q توبین در توانایی آن برای پیوند بازارهای مالی با تصمیمات سرمایه‌گذاری واقعی نهفته است، که نشان می‌دهد نوسانات قیمت سهام می‌تواند مستقیماً بر رفتار سرمایه‌گذاری شرکت تأثیر بگذارد. در این نظریه، فرض می‌شود که شرکت‌ها زمانی سهام سرمایه خود را افزایش می‌دهند که q نهایی (ارزش بازار نهایی ایجاد شده توسط یک واحد سرمایه اضافی)، از میانگین q تجاوز کند، در نتیجه اطمینان حاصل شود که تصمیم‌های سرمایه‌گذاری با حداکثر کردن ارزش بازار همسو می‌شوند (هایاشی، ۱۹۸۲). نتایج مطالعات تجربی، نشان داده‌اند که q توبین یک پیش‌بینی‌کننده مهم سرمایه‌گذاری است، اگرچه اثربخشی آن می‌تواند بسته به شرایط بازار و عوامل خاص شرکت متفاوت باشد (باندل و همکاران[۱]،۱۹۹۲ و گوسیو و همکاران[۲] ۲۰۰۲).

در مقابل نظریه نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری که هزینه سرمایه را اصلی‌ترین عامل مؤثر در تصمیمات سرمایه‌گذاری معرفی می‌کند، نظریه جریان نقدی[۳] مطرح می‌شود که براساس آن، تصمیمات سرمایه‌گذاری شرکت، عمدتاً به‌جای هزینه سرمایه یا سایر عواملی که در تئوری نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری تأکید شده است، توسط جریان نقدی در دسترس تعیین می‌شود (یورگنسن و سیبرت، ۱۹۶۸). این نظریه، نشان می‌دهد که شرکت‌ها وقتی منابع مالی داخلی کافی داشته باشند، بیشتر احتمال دارد سرمایه‌گذاری کنند، زیرا این امر اتکای آن‌ها به تأمین مالی خارجی پرهزینه را کاهش می‌دهد (فزاری و همکاران[۴]، ۱۹۸۸).

علاوه بر عوامل اشاره شده در مطالعات مختلف، اثر عوامل متعدد دیگر بر سرمایه‌گذاری بررسی شده که از مهم‌ترین آنها، می‌توان به نااطمینانی، ترجیحات مدیریتی در شرکت، عدم تقارن اطلاعات و کیفیت حکمرانی شرکتی اشاره کرد.

همان‌طور که اشاره شد، هزینه سرمایه مهم‌ترین عامل اثرگذاری بر سرمایه‌گذاری است و یکی از اصلی‌ترین عواملی که بر آن اثر می‌گذارد، نرخ بهره می‌باشد. لذا رابطه نرخ بهره و سرمایه‌گذاری در مطالعات بسیاری مورد تأکید قرار گرفته و یکی از اصلی‌ترین نمودهای رابطه نرخ بهره و سرمایه‌گذاری، در بررسی مکانیسم‌های انتقال پولی است. کانال نرخ بهره، یکی از مستقیم‌ترین و اصلی‌ترین مکانیسم‌های انتقال پولی است که از طریق آن، سیاست پولی بر بخش حقیقی اثرگذار خواهد بود. با تعدیل نرخ بهره سیاستی توسط بانک مرکزی، نرخ در بازار پولی تغییر کرده و نرخ تسهیلات را برای مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران تغییر می‌دهد. به‌طور مثال، سیاست پولی انقباضی که با افزایش نرخ بهره همراه خواهد بود، می‌تواند هزینه قرض‌گیری را بالا برده و از این طریق بر سرمایه‌گذاری و مصرف

۱. Blundell et al. (1992).

۲. Guiso et al. (2002).

۳. cash flow theory

۴. Fazzari et al. (1988).

اثر منفی داشته باشد[۱]. از این رو، رابطه منفی نرخ بهره و مخارج سرمایه‌گذاری را می‌توان یکی از اصلی‌ترین رابطه‌های مکانیسم انتقال پولی دانست (گلچریست و زکروسک[۲]،۲۰۰۷). لذا شدت و ضعف این رابطه، می‌تواند بر کارآیی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی مؤثر باشد.

۳. مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات تجربی، عوامل متعددی را به‌عنوان عوامل اثرگذار بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها شناسایی کردند. برخی مطالعات مانند باگات و اوبراجا[۳] (۲۰۱۳)، پاچکو[۴](۲۰۱۷) و مونوسا و مجونی[۵](۲۰۱۸)، بر ویژگی‌های بنگاه مانند سودآوری، اندازه بنگاه، میزان بدهی و وضعیت نقدینگی را از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری برشمردند. برخی مطالعات دیگر مانند فاروق و همکاران (۲۰۲۱) و خان[۶] (۲۰۱۵)، به اثر وضعیت اقتصاد کلان بر سرمایه‌گذاری تأکید کردند و متغیرهایی مانند تورم، رشد اقتصادی و ... را بر میزان مطلوب و محقق شده سرمایه‌گذاری مؤثر دانستند.

از طرفی نرخ بهره یک متغیر کلان است که می‌تواند آثار کلان داشته و همچنین می‌تواند در سطح خرد بر هزینه سرمایه تأثیرگذار باشد. لذا مطالعات متعددی، اثر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری را تأیید کردند (مطالعاتی مانند الوارز[۷]، ۲۰۱۰؛ کاجوروا و لینیرتوا[۸]، ۲۰۱۸؛ خورشید[۹]، ۲۰۱۵). در این راستا، بروشچر و همکاران[۱۰] (۲۰۱۷)، نشان دادند که سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولیدی، به نرخ بهره وام‌های بانکی حساس هستند. به‌علاوه، گویسو و همکاران[۱۱](۲۰۰۲)، با به‌کارگیری اطلاعات بیش از ۳۰ هزار بنگاه‌های تولیدی ایتالیایی، نشان دادند که حساسیت سرمایه‌گذاری بر نرخ بهره و هزینه سرمایه، زمانی که با داده‌های خرد به درستی شناسایی شود و مشکلات درونزایی برآوردها برطرف شود، بسیار بالا خواهد بود.

در مقابل، نتایج برخی مطالعات نشان دادند که در شرایط مختلف، این امکان وجود دارد که نرخ سرمایه‌گذاری، به تغییرات نرخ بهره حساس نباشد. شارپ و سوارز[۱۲](۲۰۱۳)، نشان دادند که

---

۱. Beyer et al. (2017); Banque de France (2021).
2. Gilchrist & Zakrajsek (2007).
3. Bhagat & Obreja (2013).
4. Pacheco (2017).
5. Mondosha & Majoni (2018).
6. Khan (2015).
7. Alvarez (2010).
8. Kajurová & Linnertová (2018).
9. Khurshid (2015).
10. Brutscher et al. (2017).
11. Guiso et al. (2002).
12. Sharpe & Suarez (2013).

برنامه‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، عمدتاً به تغییرات نرخ بهره غیرحساس است و عدم حساسیت سرمایه‌گذاری به نرخ بهره، در شرایطی است که بنگاه‌ها از نقدینگی خوبی برای تأمین مالی داخلی طرح‌های خود برخوردارند. همچنین لین و رزوال[1](۲۰۱۵)، با بررسی اطلاعات بنگاه‌های استرالیایی نشان دادند که چون بنگاه‌ها نرخ بازدهی مبنا[2] برای سرمایه‌گذاری‌ها را بالا در نظر می‌گیرند و دوره بازپرداخت را کوتاه لحاظ می‌کنند، عملاً تغییرات نرخ بهره، اثری بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاری آنها ندارد. این مطالعات نشان می‌دهند که حساسیت شرکت‌ها به نرخ تسهیلات وابسته به شرایط است و تحت شرایطی ممکن است این حساسیت از بین برود. حالت تعمیم یافته این مطلب در مطالعات متعددی دنبال شده است.

به عبارت دیگر، مطالعات متعددی، عوامل مختلفی را در درجه حساسیت سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها به نرخ بهره و نرخ سود تسهیلات مؤثر دانستند. بوتزن و همکاران[3](۲۰۰۱)، با بررسی داده‌های خرد بنگاه‌های بلژیکی، نشان دادند که نرخ بهره، اثر معنی‌داری بر روی سرمایه‌گذاری دارد و این اثر در بنگاه‌های کوچک‌تر و بنگاه‌های مربوط به بخش صنعت و ساختمان شدیدتر است. همچنین کاجوروا و لینیرتوا (۲۰۱۸)، با بررسی اطلاعات شرکت‌های جمهوری چک، نشان دادند که درجه تحریک سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها به تغییر نرخ بهره، به اندازه بنگاه، فرصت‌های سرمایه‌گذاری بنگاه، میزان بدهی بلندمدت و وضعیت نقدینگی آنها وابسته است.

کریم (۲۰۱۲) و کریم و ازمن-ساینی[4](۲۰۱۳)، با بررسی بنگاه‌های مالزی، به نقش اندازه بنگاه در اثرگذاری نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری تأکید کردند. آنها یافتند که بنگاه‌های کوچک‌تر به‌واسطه محدودیت مالی که دارند، به تغییرات سیاست پولی و نرخ بهره، واکنش بیشتری نشان می‌دهند. باردواج و کومار (۲۰۲۰) نیز با بررسی اطلاعات شرکت‌های هندی، بر نقش اندازه بنگاه بر رابطه نرخ بهره و سرمایه‌گذاری تأکید کردند.

برخی مطالعات نیز نوع سررسید بدهی‌های بنگاه‌ها را در درجه حساسیت سرمایه‌گذاری بر نرخ بهره مؤثر دانستند. گرینوود[5] (۲۰۰۲)، نشان داد که بنگاه‌های با سطح بالای بدهی کوتاه‌مدت، در مقایسه با بنگاه‌های با بدهی بلندمدت، حساسیت بیشتری نسبت به نرخ بهره دارند. ساندمو و درز[6] (۱۹۷۱) نیز نشان دادند که رابطه بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت وجود دارد، ولی در بلندمدت، این رابطه وجود ندارد. بنابراین، می‌توان گفت که در بیشتر مطالعات، رابطه بین نرخ بهره و سرمایه‌گذاری، مشروط به شرایط شده و با تغییر شرایط، میزان آن نیز تغییر می‌کند.

---

1. Lane & Rosewall (2015).
2. Hurdle rate
3. Butzen et al. (2001).
4. Karim & Azman-Saini (2013).
5. Greenwood (2002).
6. Sandmo & Dreze (1971).

در ایران نیز مطالعاتی به نحوه رفتار شرکت‌ها در خصوص سرمایه‌گذاری و عوامل مؤثر بر آن پرداخته‌اند.

عبدی و همکاران[1](۱۳۹۷)، با بررسی داده‌های ۲۵۸ شرکت بورسی، به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی از طریق کاهش اثر محدودیت‌های مالی، باعث افزایش سرمایه‌گذاری شرکت‌ها می‌شود. به‌علاوه، اینکه اثر توسعه مالی بر روی شرکت‌های بزرگ، بیشتر از شرکت‌های کوچک‌تر است.

حافظیان و همکاران[2](۱۳۹۹) نیز با بررسی اطلاعات شرکت‌های بورسی، به‌دنبال آزمون کانال ترازنامه‌ای سیاست‌های پولی بر سرمایه‌گذاری بودند. براساس یافته‌های این پژوهش نسبت جریان نقدینگی و اهرم مالی، به‌ترتیب، اثر مثبت و منفی بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها دارد.

فروغی و صادقی (۱۳۹۲) نیز با بررسی اطلاعات شرکت‌های تولیدی ایرانی، به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها به جریان نقدی علمیاتی به‌صورت معنی‌داری وابسته است، اما شاخص‌های فرصت‌های سرمایه‌گذاری و هزینه تأمین مالی، اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری ندارند.

رحیمی و حری[3](۱۳۹۴) و لونی و همکاران[4](۱۴۰۰) نیز با بررسی اطلاعات شرکت‌های بورسی بر اثر منفی نااطمینانی متغیرهای اقتصاد کلان نظیر تورم و نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری شرکتی در ایران تأکید کردند.

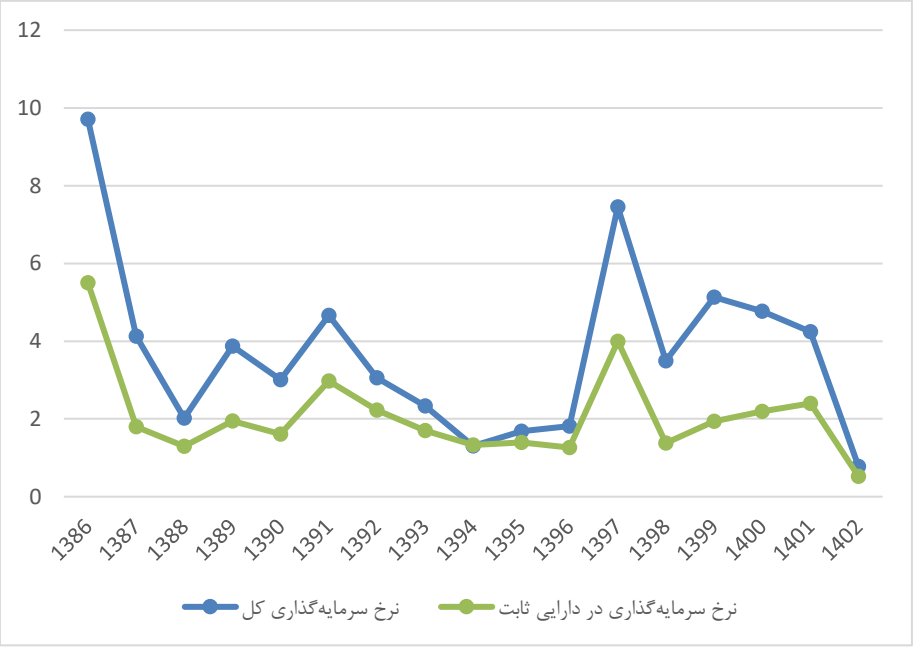
نکته مغفول مانده در پژوهش‌های داخلی، این است که اثر نرخ بانکی بر سرمایه‌گذاری با داده‌های خرد و در سطح بنگاه مورد بررسی قرار نگرفته است. بنابراین، لازم است که بررسی رفتار سرمایه‌گذاری شرکت‌های ایرانی با تأکید به چگونگی واکنش به تغییرات نرخ سود بانکی، بیشتر مورد توجه قرار گیرد که در این مطالعه، به آن پرداخته می‌شود.

۴. داده‌ها و مدل

برای بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری شرکتی در ایران، از اطلاعات شرکت‌های پذیرفته شده در بورس و فرابورس ایران استفاده شده است. به این منظور، از اطلاعات صورت‌های مالی سالانه (شامل ترازنامه، صورت سود وزیان و جریان وجوه نقد) ۴۰۱ شرکت در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده شده است. رویکرد آماری بررسی سؤال در این نمونه، به‌صورت پانل غیرمتوازن بوده است[5].

1. Abdi et al. (2018).
2. Hafezian et al. (2020).
3. Rahimi & Horry (2015).
4. Loni et al. (2021).
۵. البته برای حذف نسبی عدم توازن در داده‌ها شرکت‌هایی که در دوره مورد بررسی، کمتر از ۸ سال داده داشتند، از نمونه حذف شدند.

برای محاسبه نرخ سرمایه‌گذاری (Ik) شرکت‌های بورسی در هر دوره از خالص خرید دارایی‌های ثابت و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده شده است. این داده‌ها در صورت‌های جریان وجوه نقد، به‌تفکیک خرید و فروش گزارش می‌شوند. برای به‌دست آوردن نرخ سرمایه‌گذاری خالص دارایی‌های ثابت و سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به ارزش دارایی‌ها در دوره قبل تقسیم می‌شود. در نمودار ۱ متوسط وزنی[۱] نرخ سرمایه‌گذاری شرکت‌های بورسی و نرخ سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت در بازه ۱۳۸۶ تا ۱۴۰۲ ترسیم شده است. متوسط نرخ سرمایه‌گذاری کل در این شرکت‌ها در دوره مورد بررسی، ۵ درصد بوده که ۲/۵ درصد آن، مربوط به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت بوده است.



نمودار ۱: نرخ سرمایه‌گذاری متوسط شرکت‌های بورسی در بازه ۱۴۰۲-۱۳۸۶ (درصد)

Chart 1: Average investment rate of listed companie, 2007-2023 (%)

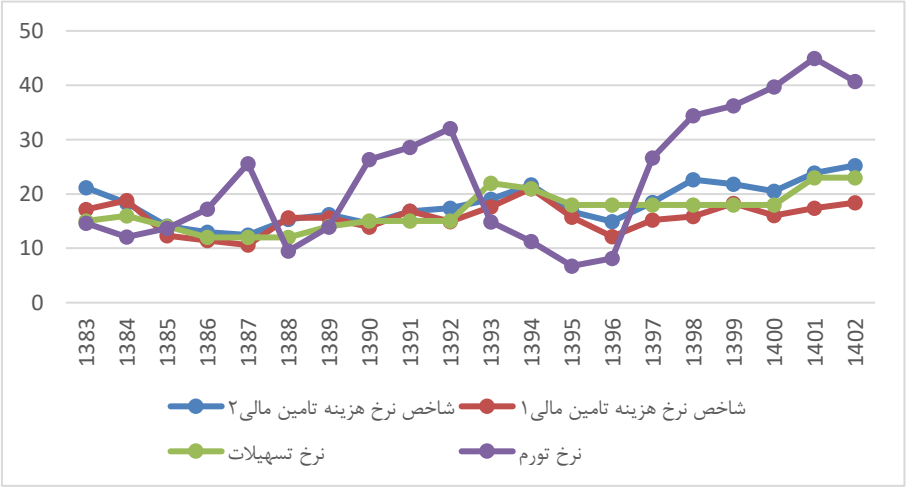
متغیر اساسی دیگری که در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد، شاخص نرخ هزینه تأمین مالی (fcr) است. برای محاسبه نرخ مؤثر تأمین مالی در بنگاه‌ها، از سه روش زیر استفاده می‌شود. در روش اول، از تقسیم سود پرداختی بابت تسهیلات مالی (که درصورت جریان وجوه نقد گزارش

۱. وزن در اینجا اندازه بنگاه (ارزش دارایی) لحاظ شده است.

می‌شود) بر مانده تسهیلات کوتاه‌مدت و بلندمدت دوره قبل، نرخ مؤثر هزینه تأمین مالی به‌دست می‌آید.

در روش دوم، این نرخ از تقسیم آیتم هزینه مالی (که درصورت سود و زیان شرکت‌ها گزارش می‌شود) بر مانده تسهیلات کوتاه‌مدت و بلندمدت دوره قبل محاسبه می‌شود و در روش سود، نرخ سود تسهیلات بانکی که به‌صورت دستوری تعیین می‌شود، ملاک قرار می‌گیرد. شاخص محاسبه شده در روش اول و دوم در طول بنگاه‌ها نیز تغییر می‌کند، ولی شاخص سوم برای بنگاه‌ها در یک سال یکسان است و تنها در طول زمان تغییر می‌کند. نمودار ۲، متوسط وزنی نرخ مؤثر هزینه تأمین مالی شرکت‌ها، نرخ سود تسهیلات مصوب و نرخ تورم را نشان می‌دهد.

دو نکته اصلی این نمودار، این است که اولاً، دو شاخص محاسبه شده براساس صورت‌های مالی تقریبا هم‌جهت و هم‌راستای تغییرات نرخ سود تسهیلات بانکی تغییر می‌کنند و در سطحی در نزدیکی این نرخ هستند؛ ثانیا در بیشتر دوره‌های مورد بررسی، نرخ‌های تأمین مالی محقق شده پایین‌تر از تورم بوده و به عبارت دیگر، در این دوره‌ها، نرخ حقیقی تأمین مالی برای شرکت‌ها منفی شده است. در چنین شرایطی که مولد شرایط سرکوب مالی در اقتصاد ایران است، می‌توان انتظار داشت که قواعد اقتصادی در حالت نرمال برقرار نباشد و به‌طور مثال، رابطه منفی نرخ بهره و سرمایه‌گذاری وجود نداشت باشد[۱].



نمودار ۲: متوسط شاخص‌های برآوردی نرخ هزینه تأمین مالی و نرخ تورم ۱۴۰۲-۱۳۸۶ (درصد)

Chart 2 : Average Estimated Financing Cost and Inflation Rates, 2007–2013(%)

۱. چون گرفتن تسهیلات بانکی در شرایط نرخ حقیقی منفی، رانت به حساب می‌آید و هر افزایشی در نرخ بهره که نرخ بهره را در همان دامنه منفی نگه‌دارد، می‌تواند در تصمیمات بنگاه نادیده گرفته شود.

۱-۴. معرفی مدل

به منظور شناسایی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذای در سطح شرکت‌ها، با توجه به مطالعات انجام شده و تئوری‌های موجود، رابطه زیر در نظر گرفته شده است:

$$Ik_{it} = \beta_1 Ik_{it-1} + \beta_2 Sk_{it} + \beta_3 Cf_{it} + \beta_4 \text{Uncert}_{it} + \beta_1 fcr_{it} + \gamma_j + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن، Ik_{it} نسبت سرمایه‌گذاری به سرمایه (از نسبت خالص خرید دارایی‌های ثابت و سایر سرمایه‌گذاری‌ها به ارزش کل دارایی‌های دوره قبل) بنگاه i در سال t است. fcr_{it} شاخص نرخ هزینه تأمین مالی بنگاه i در زمان t است که در قسمت بالا توضیح داده شد. به‌علاوه γ_j و θ_t اثرات ثابت در سطح صنعت و اثرات ثابت زمانی است. همچنین Sk_{it} نسبت ارزش فروش در دوره t به ارزش دارایی دوره t-1 در بنگاه i (به‌عنوان پروکسی برای فرصت‌های سرمایه‌گذاری بنگاه) Cf_{it} نسبت جریان نقدی به ارزش دارایی دوره t-1 در بنگاه i، Uncert_{it} شاخص نااطمینانی برای بنگاه i در دوره t است. همان‌طور که در ادبیات اشاره شده است[۱] که پیرو مطالعه گیلچریست و همکاران[۲] (۲۰۱۴)، برپایه بازدهی روزانه قیمتی سهام شرکت‌ها محاسبه می‌شود. فرضی که در اینجا وجود دارد، این است که تمام نااطمینانی اثرگذار بر روی بنگاه، اثر خود را از طریق نوسانات قیمتی سهام آن نشان می‌دهد. این روش در دو مرحله تعریف می‌شود که در مرحله اول، تمام بخش‌های قابل پیش‌بینی بازدهی روزانه قیمت سهام شرکت‌ها با به‌کارگیری مدل چهار عاملی فاما فرنچ که توسط کارهارت[۳] (۱۹۹۷) معرفی شده، حذف می‌شود:

$$(R_{i,td} - r_{td}^f) = \alpha_i + \beta_i f_{td} + u_{itd} \quad (۲)$$

که در آن، td نماگر روزهای معاملاتی است، $R_{i,td}$ بازده روزانه سهام بنگاه i و r_{td}^f بازده بدون ریسک است. f_{td} نشان‌گر عوامل چهارگانه که شامل پاداش اندازه بنگاه، پاداش ارزش بنگاه (نسبت ارزش

---

۱. یکی از متغیرهای اثرگذار بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، نااطمینانی است. نااطمینانی در دو سطح بنگاه و کل اقتصاد قابل تعریف است. نااطمینانی که در کل اقتصاد وجود دارد، برای تمام بنگاه‌ها یکسان است و با لحاظ اثر ثابت زمانی در مدل لحاظ شده است. نااطمینانی در سطح بنگاه از بنگاهی به بنگاه دیگر، تغییر می‌کند که دراین مطالعه، با رویکرد گیلچریست و همکاران (۲۰۱۴)، محاسبه می‌شود. در ادامه متن، این روش محاسبه نااطمینانی توسط فرمول‌های ۲ و ۳ تشریح می‌شود.

2. Gilchrist et al. (2014).

3. Carhart (2014).

دفتری به ارز بازار)[۱]، پاداش ریسک بازار (اختلاف بازدهی با بازدهی بازار) و پاداش اختلاف بازدهی برنده و بازنده[۲] است. در مرحله دوم، از فرمول نااطمینانی هر فصل برای بنگاه i محاسبه می‌شود:

$$\sigma_{it} = \sqrt{1/D_t \sum_{d=1}^{D_t} (\hat{u}_{i,td} - \bar{u}_{it})^2} \qquad (۳)$$

که در آن، $\hat{u}_{i,td}$ باقیمانده برآورد OLS رابطه ۲ است و $\bar{u}_{it} = 1/D_t \sum_{d=1}^{D_t} \hat{u}_{i,td}$ است و D_t تعداد روزهای کاری در فصل t است. البته با این روش نااطمینانی به تفکیک فصل‌ها استخراج می‌شود، ولی باتوجه به سالانه بودن برآورد، این متغیر به متغیر سالانه تبدیل می‌شود.

۵. نتایج

با توجه به مطالعات متعدد مانند گیلچریست و همکاران (۲۰۱۴) و ترن[۳](۲۰۱۴)، در رابطه ۱ وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی وارد شده، لذا در برآورد این رابطه، از مدل پانل پویای GMM پیشنهادی آرلانو و بور[۴](۱۹۹۵) استفاده به‌عمل آمده و البته، حالت ایستا و بدون لحاظ وقفه متغیر وابسته نیز برآورد، و نتایج آن در پیوست گزارش شده است (نتایج به‌دست‌آمده، هم‌راستا با تصریح اصلی می‌باشد). در این روش، برای برآورد کم‌تورش‌تر انحراف‌معیارها از برآورد قوی[۵] و دومرحله‌ای استفاده شده، همچنین برای آزمون متغیرهای ابزاری (که از میان وقفه‌های متغیرهای توضیحی انتخاب شدند) از آزمون هنسن[۶] استفاده شده است؛ به‌گونه‌ای که اگر احتمال آماره بیشتر از ۵ درصد بود، فرض صفر آزمون مبنی بر صحیح بودن قیود شناسایی بیش از حد[۷]رد نمی‌شود و به عبارت دیگر، ابزارهای انتخابی با اجزای خطا، غیرهمبسته هستند و می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد.

نتایج برآوردهای مدل اصلی در سه ستون جدول ۱ گزارش شده است. تفاوت ستون‌های (۱)، (۲) و (۳) تعریف متغیر نرخ هزینه تأمین مالی(fcr) است که به ترتیب، تعریف اول (سود پرداختی بابت تسهیلات مالی بر مانده تسهیلات)، تعریف دوم (هزینه مالی به مانده تسهیلات) و تعریف سوم که نرخ سود تسهیلات بوده، آورده شده است. با توجه به اینکه تعریف سوم از نرخ تأمین مالی (نرخ سود تسهیلات مصوب بانکی)، تنها در طول زمان تغییر می‌کند، قابلیت به‌کارگیری اثرات ثابت زمانی در

---

۱. در صرف اندازه بازار و ارزش بازار بنگاه‌ها براساس این دو معیار تفکیک می‌شوند و اختلاف بازدهی گروه بالاتر و پایین‌تر از نظر این معیارها، به‌عنوان صرف آن عامل لحاظ می‌شود.

۲. براساس عملکرد بازده گذشته، سهم شرکت‌ها به دو گروه بازنده و برنده تقسیم می‌شوند و اختلاف آنها ملاک قرار می‌گیرد.

3. Tran
4. Arellano & Bover
5. robust
6. Hansen
7. overidentifying restrictions

رگرسیون وجود ندارد (به‌دلیل هم‌خطی حذف می‌شود) و به همین دلیل، متغیر تغییرات ارزش دلاری درآمدهای نفتی به مدل اضافه شده که آثار اقتصاد کلان را جذب کند[۱].

براساس نتایج این جدول، فرضیه این پژوهش مبنی بر اثرگذاری منفی نرخ هزینه تأمین مالی بر سرمایه‌گذاری رد نمی‌شود[۲]. بنابراین، زمانی که کل دوره مورد بررسی، ملاک قرار می‌گیرد، افزایش در نرخ سود تسهیلات بانکی و یا افزایش نرخ تأمین مالی شرکت‌ها، می‌تواند اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داشته باشد. بررسی معنی‌داری سایر متغیرها نیز نشان می‌دهد که نااطمینانی (در سطح شرکت‌ها)، اثر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری دارد. همچنین افزایش جریان وجوه نقد عملیاتی (Cf) در شرکت به افزایش سرمایه‌گذاری منتج می‌شود. همچنین نرخ سرمایه‌گذاری کل در هر سال به نرخ سرمایه‌گذاری سال قبل خود، وابسته نیست.

جدول ۱: نتایج برآورد رگرسیون پانل پویا GMM (متغیر وابسته نرخ سرمایه‌گذاری کل)

Table 1: GMM Dynamic Panel Regression Results: Total Investment Rate (Dependent Variable)

	(1)	(2)	(3)
lag(Ik)	0.029 (0.57)	0.076 (1.42)	0.026 (0.55)
Sk	0.018 (0.81)	0.019 (0.84)	0.090*** (4.48)
Cf	0.32*** (2.98)	0.22** (2.10)	0.34*** (2.80)
Uncert	-0.012* (-1.65)	-0.020** (-2.10)	-0.0064** (-2.36)
fcr	-0.23*** (-3.19)	-0.26** (-2.33)	
lr			-0.26* (-1.80)
oilrg			0.0056 (0.81)
Const.	0.17 (1.55)	0.23 (1.15)	-0.015 (-0.18)
تعداد بنگاه‌ها	219	222	238
hansen_pvalue	0.063	0.086	0.63
آماره خودهمبستگی AR(1) آرلانو و باند (pvalue)	-4.99 (0.00)	-5.04 (0.00)	-3.95 (0.00)
Time-fixed effect	yes	yes	No
Industry-fixed effect	yes	yes	Yes

۱. تغییرات درآمدهای نفت، هم می‌تواند تا حدودی رکود و رونق بخش واقعی را نمایندگی کند و هم، تأثیر تحریم‌ها را نشان می‌دهد.

۲. برای برطرف کردن مشکل درونزایی احتمالی، برآورد با وقفه متغیرهای توضیحی نیز انجام شد که در جدول پ۲ پیوست گزارش شده است. نتایج این برآوردها مؤید نتایج اصلی گزارش شده در متن است.

- اعداد داخل پرانتز آماره t است. *، ** و *** به‌ترتیب، نشان‌دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. تفاوت ستون‌های (۱)، (۲) و (۳) تعریف متغیر fcr است که به‌ترتیب، تعریف اول تا سوم نرخ هزینه تأمین مالی آورده شده است. برآورد دو مرحله‌ای است.

همان‌طور که در تعاریف متغیرها در بخش قبل اشاره شد، تعریفی که از سرمایه‌گذاری در جدول ۱ استفاده شده، شامل تمام انواع سرمایه‌گذاری اعم از دارایی ثابت یا دارایی مالی بوده است. برای اینکه مشخص شود که اثر تغییر نرخ سود بانکی و نرخ تأمین مالی، چه اثری بر خالص خرید دارایی ثابت دارد، در جدول ۲، متغیر وابسته نرخ سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت لحاظ شده است. براساس نتایج برآوردها، می‌توان گفت که نرخ سود تسهیلات بانکی و یا نرخ تأمین مالی بر روی این نوع سرمایه‌گذاری نیز اثر منفی دارد، اما با مقایسه ضرایب نرخ تأمین مالی در جدول ۲ و جدول مشخص است که کشش سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت نسبت به نرخ هزینه تأمین مالی کمتر از سرمایه‌گذاری مالی بوده و همچنین نرخ سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت، برخلاف نوع دیگر سرمایه‌گذاری، به وقفه خود وابسته است.

جدول ۲: نتایج برآورد رگرسیون پانل پویا GMM (متغیر وابسته نرخ سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت)

Table 2: GMM Dynamic Panel Regression Results: Fixed asset investment rate (Dependent Variable)

	(1)	(2)	(3)
lag(Ik)	0.19*** (4.31)	0.22*** (3.91)	0.22*** (4.08)
lag(Sk)	0.017 (1.62)	0.016 (1.10)	0.050*** (4.30)
lag(Cf)	0.33*** (4.82)	0.19** (2.35)	0.051 (1.02)
lag(Uncert)	0.0077 (0.83)	0.0060 (0.58)	0.0034- (-1.61)
lag(fcr)	-0.17*** (-2.81)	-0.16** (-1.97)	
lr			-0.17** (-2.04)
oilrg			0.00036 (0.070)
Const.	-0.0075 (-0.20)	0.042 (0.64)	0.045- (-0.89)
تعداد بنگاه‌ها	219	222	238
hansen_pvalue	0.58	0.27	0.80
آرلانو و باندAR(1)آماره خودهمبستگی (pvalue)	-6.22 (0.00)	-5.85 (0.00)	-5.65 (0.00)
Time-fixed effect	yes	yes	no
Industry-fixed effect	yes	yes	Yes

- اعداد داخل پرانتز آماره t است. *، ** و *** به‌ترتیب، نشان‌دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. تفاوت ستون‌های (۱)، (۲) و (۳) تعریف متغیر fcr است که به‌ترتیب، تعریف اول تا سوم نرخ هزینه تأمین مالی آورده شده است. برآورد دو مرحله‌ای است.

همان‌طور که اشاره شد در برخی دوره‌ها نرخ سود تسهیلات بانکی و به تبع آن نرخ هزینه تأمین مالی کمتر از تورم بوده و همین امر نرخ حقیقی را منفی کرده است. سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا اثر منفی افزایش نرخ هزینه تأمین مالی بر سرمایه‌گذاری در زمانی که نرخ حقیقی منفی هست نیز ادامه دارد. برای پاسخ به این سؤال متغیر مجازی dumi به گونه‌ای تعریف شده که اگر نرخ واقعی هزینه تأمین مالی در شرکت i در دوره t مثبت بوده این متغیر برابر ۱ و برای دوره‌های منفی برابر ۰ بوده است. ضریب متغیر تعاملی حاصل از این متغیر مجازی و نرخ هزینه تأمین مالی (fcr*dumi) اثر نرخ تأمین مالی در دوره‌هایی که نرخ حقیقی مثبت است را نشان می‌دهد و ضریب fcr اثر نرخ در زمانی که نرخ حقیقی منفی است را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج گزارش شده در دو ستون اول جدول ۳ اثر نرخ هزینه تأمین مالی در دوره‌هایی که نرخ حقیقی مثبت است منفی و معنی دار است اما اثر این متغیر در زمانی که نرخ حقیقی منفی است معنی‌دار نیست. همین فرآیند زمانی که نرخ تسهیلات بانکی به‌عنوان متغیر نرخ هزینه تأمین مالی است طی شده و نتایج در ستون سوم جدول ۳ گزارش شده است. بر اساس این نتایج نیز افزایش در نرخ تسهیلات بانکی زمانی می‌تواند بر سرمایه‌گذاری اثر معکوس داشته باشد که نرخ حقیقی آن مثبت باشد.

جدول ۳: نتایج برآورد رگرسیون پانل پویا GMM با متغیر مجازی نرخ مؤثر منفی تسهیلات (متغیر وابسته نرخ سرمایه‌گذاری کل)

Table 3: GMM Dynamic Panel Regression Results: Total Investment Rate (Dependent Variable) with Negative Effective Facility Rate Dummy

	(1)	(2)	(3)
lag(Ik)	0.073	0.036	0.098
	(1.48)	(0.90)	(1.13)
Sk	0.025*	0.029*	0.046***
	(1.84)	(1.72)	(3.37)
Cf	0.46***	0.41***	0.0075
	(5.47)	(5.12)	(0.049)
Uncert	-0.0064***	-0.012	0.0013-
	(-2.95)	(-1.38)	(-0.44)
Fcr	0.20	0.42	
	(1.40)	(1.62)	
fcr*dumi	-0.29*	-0.52*	
	(-1.89)	(-1.92)	
Dumi	0.045	0.048	

	(1)	(2)	(3)
	(1.04)	(0.77)	
Lr			-0.012
			(-0.095)
lr*dum			-0.080**
			(-2.00)
Oilrg			0.0013
			(0.17)
Const.	-0.061*	-0.015	-0.048
	(-1.68)	(-0.20)	(-1.26)
تعداد بنگاه‌ها	219	222	238
hansen_pvalue	0.97	0.94	0.62
آرلانو و باندAR(1)آماره خودهمبستگی (pvalue)	-5.64 (0.00)	-2.54 (0.01)	-3.27 (0.00)
Time-fixed effect	Yes	yes	No
Industry-fixed effect	Yes	yes	Yes

- اعداد داخل پرانتز آماره t است. *، ** و *** به‌ترتیب، نشان‌دهنده سطح معنی‌داری در ۱۰، ۵ و ۱ درصد هستند. تفاوت ستون‌های (۱)، (۲) و (۳) تعریف متغیر fcr است که به‌ترتیب، تعریف اول تا سوم نرخ هزینه تأمین مالی آورده شده است. برآورد دو مرحله‌ای است.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری، متغیر کلیدی برای ایجاد رشد و توسعه اقتصادی به‌حساب می‌آید که در ایران در بیش از یک دهه اخیر، نرخ رشد منفی داشته است. لذا اهمیت دارد که مؤلفه‌های اثرگذار آن مورد بررسی قرار گیرد و مشخص شود، به غیر از نااطمینانی‌های محیط اقتصاد ایران که سهم عمده‌ای در این روند نزولی داشته است، نقش عوامل دیگر به چه صورت است. نظریه‌های مختلف نظیر نظریه نئوکلاسیک، نظریه شتاب، نظریه q توبین و ... عوامل اثرگذار مختلفی بر روی سرمایه‌گذاری شرکت‌ها معرفی می‌کنند. یکی از مهم‌ترین عوامل، هزینه سرمایه است که به‌طور مستقیم تحت تأثیر نرخ بهره است.

در ایران، نرخ سود بانکی به‌صورت دستوری پایین‌تر از میزان تعادلی تعیین، و در برخی دوره‌ها، نرخ سود حقیقی منفی می‌شود. سؤالی که در این پژوهش به‌دنبال پاسخ به آن هستیم، این است که: آیا در چنین شرایطی هم تغییر در نرخ هزینه تأمین مالی و نرخ سود تسهیلات بانکی می‌تواند بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها تأثیر معنی‌داری داشته باشد یا خیر؟

برای این منظور، ابتدا با بررسی مطالعات تجربی و نظریه‌های مرتبط عوامل مؤثر بر نرخ سرمایه‌گذاری شرکتی شناسایی، و برای پاسخ به سؤال پژوهش، از داده‌های سالانه ۴۰۱ شرکت پذیرفته شده در بورس

و فرابورس در بازه ۱۳۸۳ تا ۱۴۰۲ استفاده شد. یکی از نوآوری‌های این مقاله، محاسبه نرخ هزینه تأمین مالی به‌تفکیک شرکت از دو روش مختلف با استفاده از صورت‌های مالی شرکت‌ها بوده است. ترسیم شاخص‌های نرخ هزینه تأمین مالی در نمودار ۲ و مقایسه آنها با نرخ سود تسهیلات بانکی، نشان می‌دهد که بخش عمده‌ای از تغییرات هزینه تأمین مالی بنگاه‌ها توسط نرخ سود تسهیلات توضیح داده می‌شود.

همچنین در این پژوهش با به‌کارگیری داده‌های صورت‌های جریان وجوه نقد، نرخ سرمایه‌گذاری به‌تفکیک نرخ سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت و نرخ سرمایه‌گذاری کل (شامل دارایی ثابت و دارایی مالی) محاسبه، و در نمودار ۱ ترسیم شده است. به‌علاوه با استفاده از داده‌های بازده روزانه سهام شرکت‌ها و با رویکرد ارائه شده در مقاله گیلچریست و همکاران (۲۰۱۴)، شاخص نااطمینانی برای هر شرکت ساخته شد.

برای شناسایی عوامل مؤثر بر نرخ سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، از مدل پانل پویای GMM استفاده شده، و از وقفه متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی، بهره‌گیری به‌عمل آمده و این مدل، به‌صورت دو مرحله‌ای و با روش آرلانو و بور (۱۹۹۵) برآورد شده و آزمون هانسن برای ارزیابی ابزارها مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس نتایج برآورد کلی افزایش در نرخ سود تسهیلات بانکی و یا افزایش نرخ هزینه تأمین مالی شرکت‌ها، می‌تواند اثر منفی بر سرمایه‌گذاری داشته باشد. برآوردهایی که امکان بررسی این اثر در دوره‌های نرخ حقیقی مثبت و منفی تسهیلات را فراهم می‌کند، نشان می‌دهد که اثر منفی نرخ تسهیلات بانکی یا نرخ تأمین مالی، تنها در دوره‌هایی است که نرخ سود حقیقی مثبت است.

بررسی معنی‌داری سایر متغیرها نیز نشان می‌دهد که نااطمینانی (در سطح شرکت‌ها)، اثر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری دارد. همچنین افزایش جریان وجوه نقد عملیاتی (Cf) در شرکت به افزایش سرمایه‌گذاری منتج می‌شود. همچنین نرخ سرمایه‌گذاری کل در هر سال، به نرخ سرمایه‌گذاری سال قبل خود وابسته نیست؛ در حالی که نرخ سرمایه‌گذاری بر دارایی‌های ثابت وابسته به وقفه خود است. همچنین کشش سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت نسبت به نرخ هزینه تأمین مالی، کمتر از سرمایه‌گذاری مالی است. بنابراین، با تغییر نرخ سود بانکی، سرمایه‌گذاری مالی واکنش بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت نشان می‌دهد.

پیشنهاد سیاستی که می‌توان از یافته‌های این پژوهش ارائه کرد، این است که سیاستگذار پولی باید توجه داشته باشد که تغییر سقف نرخ سود تسهیلات در زمانی که نرخ حقیقی آن مثبت است، با زمانی که این نرخ منفی است، نتایج متفاوتی دارد. زمانی که نرخ حقیقی تسهیلات مثبت است، آثار منفی افزایش نرخ تسیهلات بر سرمایه‌گذاری بیشتر خواهد بود و سیاستگذار باید عوارض منفی این سیاست در بخش واقعی اقتصاد را در اجرای سیاست، مدنظر داشته باشد. همچنین در این شرایط،

کاهش نرخ نیز می‌تواند آثار مثبتی بر روی سرمایه‌گذاری داشته باشد؛ اما براساس نتایج زمانی که نرخ حقیقی تسهیلات منفی است، تغییر در این نرخ، اثر معنی‌داری بر نرخ سرمایه‌گذاری ندارد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.
تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.
تعارض منافع: موردی وجود ندارد.
سهم نویسندگان: مقاله یک نوسنده دارد.
منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Abdi, E., Khodadad kashi, F., Mosavi Jahromi, Y. (2018). The effect of financial development on the investment of the companies listed on the Tehran stock exchange. *Journal of Economic Modeling Research*, *9*(33) :7-42. doi: 10.29252/jemr.9.33.7 [In Persian]

Alvarez, L. H. (2010). Irreversible capital accumulation under interest rate uncertainty. *Mathematical Methods of Operations Research*, 72, 249-271.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29-51.

Banque de France. (2021). Monetary Policy Transmission. Retrieved from https://abceconomie.banquefrance.fr/sites/default/files/medias/documents/eeb_ transmission_pol_mon_en.pdf

Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1988). Credit, money, and aggregate demand. *The American Economic Review*, *78*(2), 435-439.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *The American Economic Review*, *79*(1), 14-31.

Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, *9*(4), 27-48.

Beyer, A., Nicoletti, G., Papadopoulou, N., Papsdorf, P., Rünstler, G., Schwarz, C., Sousa, J., & Vergote, O. (2017). The transmission channels of monetary, macro-and microprudential policies and their interrelations. *European Central Bank Occasional Paper Series*, No 191.

Bhagat, S., & Obreja, I. (2013). Employment, corporate investment and cash flow uncertainty. Corporate Investment and Cash Flow Uncertainty (April 26, 2013).

Bhardwaj, P., & Kumar, A. (2020). Determinants of firm-level investment in India: Does size matter?. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, *13*(2), 140-160.

Blundell, R., Bond, S., Devereux, M., & Schiantarelli, F. (1992). Investment and Tobin's Q: Evidence from compam panel data. *Journal of Econometrics*, *51*(1-2), 233-257.

Boivin, J., Kiley, M. T., & Mishkin, F. S. (2011). How has the monetary transmission mechanism evolved over time?. In: *Handbook of Monetary Economics* (Vol. 3, pp. 369-422). Elsevier.

Brainard, W. C., & Tobin, J. (1968). Pitfalls in financial model building. *American Economic Review*, *58*(2), 99-122.

Brutscher, P. B., Heipertz, J., & Hols, C. (2017). Loan characteristics, firm preferences and investment: Evidence from a unique experiment (No. 2017/03). *EIB Working Papers*.

Butzen, P., Fuss, C., Vermeulen, P., & Worms, A. (2001). The interest rate and credit channels in Belgium: An investigation with micro-level firm data. *NBB Working Paper*, No. 18.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, *52*(1), 57-82.

Chenery, H. B. (1952). Overcapacity and the acceleration principle. *Econometrica*, *20*(1), 1-28.

Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A New Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, *37*(4), 1661-1707.

Clark, J. M. (1917). Business acceleration and the law of demand: A technical factor in economic cycles. *Journal of Political Economy*, *25*(3), 217-235.

Dusenberry, J. S. (1958). *Business Cycles and Economic Growth*. McGraw-Hill.

Farooq, U., Ahmed, J., & Khan, S. (2021). Do the macroeconomic factors influence the firm's investment decisions? A generalized method of moments (GMM) approach. *International Journal of Finance & Economics*, *26*(1), 790-801.

Farooq, U., Tabash, M. I., Al-Naimi, A. A., & Drachal, K. (2022). Corporate investment decision: A review of literature. *Journal of Risk and Financial Management*, *15*(12), 611.

Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1988*(1), 141-206.

Frésard, L., & Valta, P. (2016). Financing constraints and investment: Evidence from the stock market. *Journal of Financial Economics*, *121*(2), 308-329.

Foroghi, D. and Sadeghi, M. (2013). Relationships among idiosyncratic uncertainty, managerial flexibility and capital investment within the companies listed in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, *4*(13), 29-52.
doi: 10.22103/jak.2013.55 [In Persian]

Gilchrist, S., & Zakrajsek, E. (2007). Investment and the cost of capital: New evidence from the corporate bond market. *NBER Working Paper*, (w13174).

Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics* (No. w20038). National Bureau of Economic Research.

Greenwood, R. M. (2002). Evidence for a debt financing channel in corporate investment. *Available at SSRN 406704*.

Grunfeld, Y. (1960). *The Determinants of Corporate Investment*. In A. C. Harberger (Ed.), The demand for durable goods (pp. 211-266). University of Chicago Press.

Guiso, L., Kashyap, A. K., Panetta, F., & Terlizzese, D. (2002). Investment and demand: A study of the Italian manufacturing sector. *Journal of Financial Economics*, *65*(1), 1-39.

Hafezian, F., Zamanian, G., & Shahraki, J. (2020). financial constraint and investment and the firm balance sheet channel of monetary policy transmission. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, *17*(4), 113-136. doi: 10.22055/jqe.2020.29878.2102 [In Persian]

Jorgenson, D. W. (1963). Capital theory and investment behavior. *The American Economic Review*, *53*(2), 247-259.

Jorgenson, D. W., & Siebert, C. D. (1968). A comparison of alternative theories of corporate investment behavior. *The American Economic Review*, *58*(4), 681-712.

Kajurová, V., & Linnertová, D. (2018). Loose monetary policy and corporate investment of manufacturing firms in the Czech Republic. *Review of Economic Perspectives*, *18*(4), 371-385.

Karim, Z. A., & Azman-Saini, W. N. W. (2013). Firm-level investment and monetary policy in Malaysia: Do the interest rate and broad credit channels matter?. *Journal of the Asia Pacific Economy*, *18*(3), 396-412.

Khan, F. R. (2015). Socio-Economic Factors influencing Entrepreneurship Development: An Empirical study across the Small & Medium Enterprises of Chennai, State of Tamil Nadu, India. *International Journal of Students' Research in Technology & Management*, *2*(3), 89-94.

Khurshid, A. (2015). The effect of interest rate on investment; Empirical evidence of Jiangsu Province, China. *Journal of International Studies*, Vol *8*(1).

Koyck, L. M. (1954). *Distributed Lags and Investment Analysis*. North-Holland.

Lane, K., & Rosewall, T. (2015). Firms' investment decisions and interest rates. *RBA Bulletin*, 1-7.

Li, D., & Hall, B. H. (2020). Depreciation of business R&D capital. *Review of Income and Wealth*, *66*(1), 161-180.

Meyer, J. R., & Kuh, E. (1957). *The Investment Decision: An Empirical Study*. Harvard University Press.

Mondosha, M., & Majoni, A. (2018). The impact of leverage on investment decisions for South African firms with different growth opportunities. *Journal of Economic and Financial Sciences*, *11*(1), 1-7.

Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, *103*(3), 624-660.

Pacheco, L. (2017). Investment determinants at the firm-level: The case of Portuguese SMEs. *International Journal of Business Science and Applied Management*, *12*(1), 1-15.

Rahimi, E., & Horry, H. R. (2016). Effects of exchange rate and inflation uncertainty on investment opportunities of companies listed in Tehran stock exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, *6*(23), 125-146. doi: 10.22103/jak.2016.1430 [In Persian]

Loni, S., Abbasian, E., & Haji, G. (2021). The effect of economic policy uncertainty on corporate investment: Evidence from companies listed on the Tehran stock exchange. *Financial Research Journal*, *23*(2), 249-268. doi: 10.22059/frj.2021.310437.1007069 [In Persian]

Sharpe, S. A., & Suarez, G. A. (2013). *The Insensitivity of Investment to Interest Rates: Evidence from a Survey of CFOs* (No. 2014-2). Board of Governors of the Federal Reserve System (US).

Tran, T. L. (2014). Uncertainty and investment: Evidence from a ustralian firm Panel Data. *Economic Record*, *90*, 87-101.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 131-158

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27940

Analysis of the Dynamic Effects of Institutional Variables and Intra-Bank Factors on the Stability of the Iranian Banking System: Evidence from the PMG Approach

Hamid Nasiri [1], Zahra Karimi Tekanlou [2], Hossein Asgharpour [3]

1. PhD Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: hnasiri714@gmail.com
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. (Corresponding Author) Email: z.karimi@tabrizu.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Tabriz, Iran. Email: asgharpurh@gmail.com

Abstract

Institutional quality has been recognized as one of the key factors influencing the stability of the banking system in economic studies. This study examines the short-term and long-term effects of various institutional quality indicators and intra-bank factors on the stability of the Iranian banking system. To this end, panel data related to 18 banks listed the Tehran Stock Exchange from 2008 to 2022 were collected and analyzed using the Pooled Mean Group (PMG) approach with Stata and EViews software. The results indicate that the rule of law has a positive and significant relationship with banking stability in both the short and long term. Conversely, the corruption index and economic policy uncertainty exhibit a negative and significant relationship with the banking stability index in the long term. In addition, credit risk and liquidity risk negatively and significantly affect the stability of the banking sector in the long term, though their short-term effects are statistically insignificant. The inflation rate and bank size also have negative and significant long-term relationships with banking stability, while the economic growth rate has a positive and significant long-term effect. These findings highlight the importance of improving institutional quality and reducing economic risks to enhance the stability of Iran's banking system.

Article information

Review History:

Received: jan. 27, 2025

Revised: feb. 16, 2025

Accepted: feb. 26, 2025

Published online: des.07, 2025

Keywords:

Banking System Stability

Institutional Variables

Financial Risks

PMG Model

JEL Classification:

G21, G28, C33, E6

Corresponding Author:

z.karimi@tabrizu.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 131-158

Aim and Introduction:
The confirmed causal relationship between economic growth and banking stability established in economic literature underscores the importance of examining the factors influencing the stability of the banking system. Due to its functional nature, the banking system is continually exposed to various risks that can alter its performance and stability.
Institutional quality is one of the key indicators identified by economic and banking scholars as influencing banking system stability in recent studies. The role of institutional variables in economic growth and their impact on banking stability has been emphasized extensively. Institutional deficiencies and the absence of an enabling environment for productive economic activities can lead to declines in production and profitability, reduced economic growth, and an increase in non-performing loans—ultimately diminishing banking stability.
According to financial economists, efficient and high-quality institutions play a crucial role in managing financial market risks. In the absence of an appropriate legal and regulatory framework, depositors' lack of confidence in the banking system weakens the ability of financial markets to attract and retain capital. This can result in capital outflows and reduced domestic investment opportunities.
Accordingly, present study aims to examine the effects of various institutional quality indicators, along with intra-bank and macroeconomic variables, on the stability of the Iranian banking system.

Methodology:
To achieve this aim, panel data for 18 banks listed on the Tehran Stock Exchange from 2008 to 2022 were collected and analyzed using the PMG approach. The analyses were conducted with Stata and EViews software.

Results and Discussion:
The empirical findings reveal that the rule of law has a positive and significant relationship with banking stability in both the short and long term. In contrast, the corruption index and economic policy uncertainty have a negative and significant relationship with the banking stability index in the long term. These results suggest that improving institutional quality promotes financial innovation and reduces credit allocation costs, thereby enhancing the stability of the banking system, facilitating economic growth, and mitigating systemic risk.
Moreover, credit risk and liquidity risk have negative and significant effects on banking sector stability in the long run, but are insignificant in the short run. The significant long-term negative impacts of these risks can be attributed to the increase in opportunity costs arising from liquidity constraints and problematic receivables. Liquidity risk stemming from uncertainty about future withdrawals and the potential for unexpected deposit outflowscompels banks to maintain high-liquidity, low-yield assets, increasing opportunity costs and reducing overall stability. The negative long-term impact of credit risk can be explained by the accumulation of non-performing loans and blocked assets, which decrease profitability and, consequently, banking.

Furthermore, inflation rate and bank size exhibit negative and significant long term relationships with banking stability, while the economic growth rate exerts a positive and significant long-term effect.

Conclusion:

The stability and sustainability of the banking system and the identification of factors influencing it have become central concerns among scholars and policymakers in recent years. A stable and efficiently functioning banking system is essential for achieving sustainable economic growth, whereas instability can produce adverse macroeconomic, social, and political consequences stemming from crises within the financial system.

The results of this study that institutional quality indicators have significant effects on banking stability. Specifically, low economic policy uncertainty is associated with strong institutional quality and low levels of corruption. Therefore, improving institutional quality indicators can enhance banking system stability by fostering economic growth and promoting macroeconomic prosperity. Policymakers should prioritize controlling corruption, strengthening the rule of law, and minimizing economic uncertainty to safeguard depositors, borrowers, and investors. These findings underscore the importance of institutional reform and risk mitigation in promoting the stability of Iran's banking system

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۱۳۱ تا ۱۵۸
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27940

تحلیل اثرات پویای متغیرهای نهادی و عوامل درون بانکی بر ثبات نظام بانکی ایران؛شواهدی از رویکرد PMG[۱]

حمید نصیری[۲]، زهرا کریمی‌تکانلو[۳]، حسین اصغرپور[۴]

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای حمید نصیری به راهنمایی دکتر زهرا کریمی تکانلو و مشاوره دکتر حسین اصغرپور می باشد.

۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. hnasiri714@gmail.com
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. (نویسنده مسئول) z.karimi@tabrizu.ac.ir
۴. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران. asgharpurh@gmail.com

چکیده

کیفیت نهادی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر ثبات نظام بانکی در مطالعات اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. این پژوهش، با هدف بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت شاخص‌های مختلف کیفیت نهادی و عوامل درون‌بانکی بر ثبات نظام بانکی ایران انجام شده است. برای این منظور، داده‌های ترکیبی مربوط به ۱۸ بانک فعال دولتی و خصوصی طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۴۰۱ جمع‌آوری و با رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و با استفاده از نرم‌افزار Stata و Eviews تحلیل شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حاکمیت قانون، رابطه مثبت و معناداری با ثبات بانکی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد. همچنین شاخص فساد و نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، رابطه منفی و معناداری با شاخص ثبات بانکی در بلند مدت دارند. علاوه بر این، ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی، اثرات منفی و معناداری بر ثبات بخش بانکی در بلندمدت دارند؛ اما در کوتاه‌مدت، تأثیر معناداری ندارند. همچنین، نرخ تورم و اندازه بانک در بلندمدت، رابطه منفی و معناداری دارند، اما نرخ رشد اقتصادی، دارای اثر مثبت و معناداری در بلندمدت بر ثبات بانکی دارد. این یافته‌ها بر اهمیت بهبود کیفیت نهادی و کاهش ریسک‌های اقتصادی در تقویت ثبات نظام بانکی ایران، تأکید دارند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۸
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۱/۲۸
پذیرش: ۱۴۰۳/۱۲/۸
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۶

کلمات کلیدی:
ثبات بانکی
متغیرهای نهادی
ریسک‌های مالی
مدل PMG

طبقه‌بندی JEL:
G21, G28, C33, E63

نویسنده مسئول:
z.karimi@tabrizu.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

ساختار مالی سالم، پیش‌نیازی اساسی برای هر اقتصاد پایدار است. وجود یک نظام مالی کارآمد و در رأس آن، یک نظام بانکی پایدار و با عملکرد مناسب، لازمه تحقق رشد و شکوفایی اقتصادی است. نتایج مطالعات انجام شده[۱]، نشان می‌دهند که رابطه‌ای علّی و دوطرفه بین رشد اقتصادی و ثبات نظام بانکی وجود دارد. صنعت بانکداری به‌دلیل ماهیت واسطه‌گری که دارد، می‌تواند با سامان‌دهی و مدیریت مناسب ترازنامه خود در سمت منابع و مصارف، زمینه‌های رشد و شکوفایی اقتصاد را فراهم آورد. در مقابل، بی‌ثباتی و ورشکستگی سیستم بانکی باعث کاهش شدید عرضه منابع مالی، کاهش اعطای اعتبارات و وام‌های بانکی به تولیدکنندگان شده و در نهایت فشار بر بنگاه‌ها و خانوارها برای تعدیل ترازهای مالی خود را به دنبال دارد. این شرایط می‌تواند کاهش حجم تولید، درآمد و ثروت را در پی داشته باشد و تأثیر منفی بر رشد و توسعه اقتصادی بگذارد (اولوکویو، اف و همکاران[۲]، ۲۰۲۱).

تجربیات اقتصادی کشورها، به‌ویژه در دو دهه اخیر، نشان می‌دهد که ثبات اقتصادی کشورها وابسته به ثبات مالی آن‌ها است. شواهد تاریخی، تأکید دارند که سیستم‌های بانکی ضعیف و شکننده، توانایی بهبود اقتصادی در کشورهای در حال توسعه را به‌شدت محدود می‌کنند (بیگلری[۳]، ۱۳۹۳). از جمله این مشکلات، می‌توان به هزینه‌های مالی بحران، زیان‌های تولید، افزایش بدهی‌های عمومی و افزایش وام‌های غیرقابل وصول اشاره کرد (لیون و والنسیا[۴]، ۲۰۱۳). علاوه بر نقش ثبات بانکی در توسعه اقتصادی پایدار، این نظام در کاهش ریسک سیستمی و حفظ امنیت اجتماعی و سیاسی نیز نقش بسزایی دارد. جلوگیری از بروز بحران‌های مالی که می‌توانند به بحران‌های سیاسی و اجتماعی منجر شوند، اهمیت بررسی و اطمینان از ثبات و سلامت نظام بانکی را کاملاً توجیه‌پذیر می‌کند.

در سال‌های اخیر، نقش متغیرهای نهادی در رشد اقتصادی و تأثیر آن‌ها بر ثبات نظام بانکی مورد تأکید قرار گرفته است. مشکلات نهادی و فراهم نبودن بستر مناسب برای فعالیت های مولد بنگاه های اقتصادی می‌تواند موجب کاهش تولید و سودآوری، افت رشد اقتصادی و افزایش نکول وام‌های بانکی شوند که درنهایت، منجر به کاهش ثبات بانکی خواهد شد. به اعتقاد اقتصاددانان مالی، نهادهای کارآمد و با کیفیت، نقش بسزایی در مدیریت ریسک بازارهای مالی دارند. در غیاب یک چهارچوب قانونی و نظارتی مناسب، عدم اطمینان سپرده‌گذاران به سیستم بانکی، موجب تضعیف شدید توانایی

---

۱. به مطالعه سیدنظام‌الدین ملکیان و همکاران (۱۳۹۴)؛ سلمانی و امیری (۱۳۸۸) مراجعه شود.

2. Olokoyo, F., Ibhagui, O., Babajide, A., Yinka-Banjo, C. (2021).

3. Biglari (2012).

4. Laeven, L., & Valencia, F. (2013).

بازارهای مالی در جذب سرمایه می‌شود. این امر، می‌تواند به خروج سرمایه از کشور و کاهش فرصت‌های سرمایه‌گذاری داخلی منجر شود. (لاو و آزمان ساینی[1]، ۲۰۰۸).

هدف از مطالعه حاضر، بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کیفیت نهادی بر ثبات نظام بانکی کشور برای دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۷ بر اساس داده‌های پانلی و رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) می‌باشد. برای این منظور، از شاخص‌های کیفیت نهادی که توسط کافمن و همکاران[2] (۲۰۱۱) معرفی شده در کنار شاخص ادراک فساد، شاخص نااطمینانی اقتصادی برگرفته از بانک جهانی استفاده شده است.

در ادامه، ادبیات موضوع که در برگیرنده مبانی نظری مرتبط با موضوع پژوهش و پیشینه مطالعات مرتبط انجام شده، ارائه می‌گردد. سپس روش اقتصادسنجی و متغیرهای به‌کار گرفته شده در مدل توضیح داده می‌شود؛ ادامه پژوهش به گزارش نتایج برآورد، تفسیر یافته‌ها و نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲. مبانی نظری

۲-۱. مفهوم ثبات بانکی و عوامل مؤثر بر آن

بروز اختلال در نظام بانکی به عنوان مهم‌ترین منبع تأمین مالی در کشور[3]، می‌تواند اثرات مخربی بر بخش حقیقی اقتصاد گذاشته و تبعات اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی زیانباری به‌همراه داشته باشد. شیناسی[4] (۲۰۰۴)، ثبات مالی را بیان کننده ممانعت از داخل شدن عناصر اصلی سیستم مالی در یک سری عدم تعادل‌هایی می داند که به‌صورت دوره‌ای، کارآیی اقتصاد را تهدید می‌نمایند. وی ثبات مالی را شرط لازم برای ارزیابی، شناسایی و مدیریت درست ریسک مالی (اعتباری، نقدینگی و بازار)، جهت حداکثر نمودن کارآیی اقتصاد می‌داند. براساس دیدگاه علاود و آل صادق[5] (۲۰۰۸) در تعریف ثبات و پایداری مالی، دو گرایش عمده وجود دارد: گرایشی که به‌دنبال ناپایداری مالی، و گرایشی که به‌دنبال تعریف پایداری مالی است. به نظر آن‌ها یک نظام مالی، زمانی با ثبات است که قابلیت تسهیل عملکرد اقتصاد و رفع عدم تعادل‌های ملی درونزا و یا پیشی‌بینی نشده را داشته باشد.

---

1. Law & Azman-Saini (2008).
2. Kaufman et al. (2011).
۳. به گزارش روابط عمومی بانک مرکزی و براساس گزارش معاونت اقتصادی کشور، جایگاه نظام بانکی در تأمین مالی اقتصاد به‌رغم تنگناهای اعتباری شبکه بانکی، حدود ۸۰ درصد است (شورای پول و اعتبار، ۱۳۹۶).
4. Schinasi, J. G. (2004).
5. Alawode, & Al Sadek (2008).

در گرایش مقابل، میشکین[1] (۲۰۱۰)، ثبات مالی را وضعیتی می‌داند که بحران‌های مالی سیستماتیک، ثبات اقتصاد کلان را تهدید ننماید. بر این اساس، ثبات مالی و در رأس آن، ثبات سیستم بانکی را می‌توان به عنوان توانایی مؤسسات مالی برای مقاومت در برابر شوک‌های اقتصادی، جذب تأثیرات بحران‌های مالی و ارزیابی و مدیریت ریسک‌ها تعریف کرد.

در یک نگاه کلی، برخی از مهم‌ترین متغیرهایی[2] که در مطالعات چندین سال اخیر به آنها توجه شده که بر ثبات بانکی تأثیرگذارند، می‌توان به شرح زیر دسته‌بندی کرد:

۱- رقابت بانکی (پوستین چی و همکاران، ۱۳۹۴؛ دول[3] ۲۰۱۰ ، گوتز[4] ۲۰۱۶؛ البیتی و همکاران[5] ۲۰۱۹)؛

۲- ماهیت بانکداری (اسلامی و متعارف) (شایگانی و عبداللهی آرانی،۱۳۹۰؛ دباغ و همکاران، ۱۳۹۸؛ اعوانی و همکاران، ۱۳۹۹؛ سیهاک و هسه[6]، ۲۰۰۸؛ کسری و آزهرا[7]، ۲۰۲۰؛ عبدالسلامه و همکاران[8]، ۲۰۱۰)؛

۳- چهارچوب نظارتی (سامانی پور و همکاران، ۱۳۹۹؛ شاهچراغی، ۱۳۹۲؛ کوهی لیلان و همکاران، ۱۳۹۹؛ طاهری، ۱۳۹۹؛ مستک احمدا و مالکیب[9]، ۲۰۱۷)؛

۴- سرمایه اجتماعی (ذوالفقاری و اسدی، ۱۳۹۷؛ جین و همکاران[10]، ۲۰۱۷)؛

۵- اندازه بانک (شاهچرا و نوربخش، ۱۳۹۵؛ آدوسی[11]، ۲۰۱۵)؛

۶- تامین مالی مجدد (آرنولد و سودهازن[12]، ۲۰۱۷)؛

۷- شفافیت (نییر[13]، ۲۰۰۵)؛

---

1. Mishkin (2010).

۲. تأکید فراوان بر تبیین عوامل مؤثر بر ثبات سیستم بانکی به این دلیل است که سیستم مالی در بسیاری از کشورها، بانک محور است (بارال[2]، ۲۰۰۵).

3. Doll (2010).
4. Martin Goetz (2016).
5. Albaity et al. (2019).
6. Cihak , M. & Hesse, H. (2008).
7. Rahmatina Akasri, & Chairilisa Azzahra (2020).
8. Omneya Abdelsalama, Marwa Elnahass, Habib Ahmed and Julian Williams (2010)
9. M. Mostak Ahamed, Sushanta Mallick (2017).
10. Jin et al. (2017).
11. Michael Adusei (2015).
12. Ivo, J.M. Arnold, & Beau Soederhuizen (2017).
13. Erlend, W. Nier (2005).

۸- ریسک های بانکی (رضایی و قراباغلو شهابی، ۱۳۹۹؛ اسدی و همکاران، ۱۳۹۹؛ رادفر و همکاران ۱۳۹۸؛ گودرزی فراهانی و همکاران، ۱۴۰۱؛ بزرگ اصل و همکاران، ۱۳۹۷؛ کبیر حسن و همکاران[1]، ۲۰۱۹؛ ژنگمنگ چای و همکاران[2]، ۲۰۲۲؛ دیجیبال و زاقدودی[3]ف ۲۰۲۰؛ حقیقت و همکاران، ۱۴۰۱؛ طاهری)؛

۹- کارآیی (افشاری و همکاران، ۱۴۰۱)؛

۱۰- حاکمیت شرکتی (صادقی عمروآبادی و عمادی، ۱۳۹۸)؛

۱۱- خلق نقدینگی (ایزدخواه و همکاران، ۱۴۰۱)؛

۱۲- بیمه سپرده (اسید و همکاران[4]، ۲۰۱۴؛ دمیر گوک کانت و دیتراجیاچه[5]، ۲۰۰۲؛ آنزینر و همکاران[6]، ۲۰۱۲، عالم و همکاران[7]، ۲۰۲۱، سولیچ نیکولای و همکاران[8]، ۲۰۲۲، امیری و توفیقی، ۱۳۹۶)؛

۱۳- کیفیت نهادی (برمپی و همکاران[9]، ۲۰۱۸؛ هوآ و وانگب[10]، ۲۰۱۶؛ ایجاز سید و همکاران[11]، ۲۰۲۲؛ رستم زاده و همکاران، ۱۳۹۷؛ اسید و همکاران[12]، ۲۰۱۴)؛

۱۴- قیمت های بین‌المللی نفت (افشاری و همکاران، ۱۳۹۳؛ نظریان و بهزادی راد، ۱۳۹۵؛ خانی و همکاران، ۱۳۹۸؛ نادعلیزاده و همکاران، ۱۳۹۸؛ مبخوط و همکاران[13]، ۲۰۲۲؛ آلبولسکو[14]، ۲۰۲۲؛

---

1. M. Kabir Hassan, Ashraf Khan, & Andrea Paltrinieri (2019).
2. Zhengmeng Chai et al. (2022).
3. Djebali and Zaghdoudi (2020).
4. Essid et al. (2014).
5. Demirguc-Kunt, A., & Detragiache, E. (2002).
6. Anginer D., Demirguc-Kunt, A., & Zhu, M. (2012).
7. Nafis Alam, Ganesh Sivarajah and Muhammad Ishaq Bhatti (2019).
8. Stella Suljić Nikolaj, Bojana Olgić Draženović, & Vesna Buterin (2022).
9. Theodora Bermpei, Antonios Kalyvas, & Thanh Cong Nguyen (2018).
10. Xiaohui Houa, & Qing Wangb (2016).
11. Aijaz Syed et al. (2022).
12. Essid et al. (2014).
13. Hashed Mabkhot, Hamid Abdulkhaleq, & Hasan Al-Wesabi (2022).
14. Claudiu Tiberiu Albulescu (2022).

آیک ایکه[1]، ۲۰۲۲؛ خاندلوال و همکاران[2]، ۲۰۱۶؛ الخزعلی و میرزایی[3]، ۲۰۱۷؛ میاجیما[4]، ۲۰۱۷؛ لی و لی[5]، ۲۰۱۹، همیلتون[6]، ۱۹۹۶؛ ۲۰۰۳).

۲-۲. میزان اثربخشی کیفیت نهادی بر ثبات بانکی

بنابر تعریف بانک جهانی[7]، کیفیت نهادی عبارت است از: ۱- اتخاذ سیاست‌های از قبل تعیین شده، آشکار و صریح دولت که شفافیت فعالیت‌های دولت را نشان می‌دهد؛ ۲- پاسخگویی دستگاه‌های اجرایی در قبال فعالیت‌هایشان؛ ۳- بوروکراسی شفاف؛ ۴- برابری همۀافراد در برابر قانون؛ ۵- مشارکت مردم در امور اجتماعی و سیاسی و ...

بانک جهانی برای تعیین کیفیت نهادی از ۶ شاخص حکمرانی شامل: ۱- حق پاسخگویی و اظهار نظر؛ ۲- اثر بخشی دولت؛ ۳- ثبات سیاسی؛ ۴- حاکمیت قانون؛ ۵- کیفیت قوانین و مقررات؛ ۶- کنترل فساد استفاده کرد. شاخص‌های بیان شده حاصل تلاش سه تن از محققان بانک جهانی کافمن، کری و لوباتون[8] (۲۰۱۱) است که یافته‌های مؤسسات بین‌المللی مختلف از جمله EIU و ICRG (راهنمای بین المللی ریسک کشوری) و بنیاد هریتیج را با یکدیگر ادغام کرده و شاخص‌های جدیدی را با توجه به وضعیت سیاسی، اقتصادی و اجتماعی کشورها با نام شاخص حکمرانی معرفی کرده‌اند.

در این مطالعه، برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی، از شاخص حاکمیت قانون[9] به پیروی از مطالعه هو و وانگ[10] (۲۰۱۶)، استفاده شده است. دلیل استفاده از شاخص حاکمیت قانون، وجود همبستگی بالا بین شاخص‌های حکمرانی است که در جدول ۱، نتایج آن گزارش شده است:

1. Robert Ike Eke (2022).
2. Khandelwal et al. (2016).
3. Al-Khazali and Mirzaei (2017).
4. Miyajima (2017).
5. Lee and Lee (2019).
6. Hamilton (2003).
7. World Bank
8. Kaufmann, D. Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011).
9. Rule of law
10. Xiaohui Hou, & Qing Wang (2016).

جدول ۱: نتایج آزمون هم‌خطی شاخص‌های حکمرانی

Table 1: Results of the collinearity test of governance indicators

	GEF	PS	COR	RQ	RL	VA
GEF	1.000	*	*	*	*	*
PS	0.6814	1.000	*	*	*	*
COR	0.6549	0.7903	1.000	*	*	*
RQ	0.6063	0.6131	0.3005	1.000	*	*
RL	0.4048	0.2365	-0.1409	0.7795	1.000	*
VA	0.2342	0.1441	0.3352	0.6473	0.8872	1.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شاخص حاکمیت قانون بین بازه $-2.5 \leq insq \leq +2.5$ $(0 \leq insq \leq 100)$ است که ۲/۵- نشان‌دهنده ضعیف‌ترین و ۲/۵+ نشان‌دهنده قوی‌ترین وضعیت کیفیت نهادی است. میانگین کیفیت نهادی برای ایران ۰/۸۵- است، که نشان‌دهنده ضعیف بودن وضعیت کیفیت نهادی در ایران می‌باشد.

اهمیت کیفیت نهادی برای سیستم بانکی به نظریات رشد – مالی بر می‌گردد. بسیاری از مطالعات نظری، داشتن نظام بانکی باثبات و کارا را لازمه رشد و توسعه اقتصادی می‌دانند؛ که این اهمیت در کشورهای درحال توسعه که دارای بازارهای مالی پویا و فعال نمی‌باشند و بخش اعظم تأمین مالی تولید توسط نظام بانکی صورت می‌گیرد، داری اهمیت دو چندان است.

در طرف مقابل، مطالعات جدید بر اهمیت و تأثیرگذاری نهادها بر نظام بانکی تأکید کرده‌اند. به‌نوعی می‌توان اذهان کرد، کیفیت نهادی، حلقه بازخوردی بین رشد و توسعه اقتصادی و نظام بانکی است. برخی از مطالعات به‌صورت مستقیم، به بررسی تأثیر کیفیت نهادی بر ثبات بانکی پرداخته‌اند.

ایجاز سید و همکاران[1] (۲۰۲۲)، وجود رابطه نامتقارنی بین کیفیت نهادی و ثبات بانکی را به‌اثبات می‌رساند.

اسید و همکاران[2] (۲۰۱۴)، بیان می‌کنند، بهبود کیفیت نهادی، شرط اساسی برای دستیابی به ثبات بانکی است.

برمپی و همکاران[3] (۲۰۱۸)، متوجه می‌شوند که کیفیت نهادی، تأثیر مقررات بانکی بر ثبات، بیشتر تأثیر بر ثبات سود و سودآوری به‌جای تأثیر بر سرمایه‌گذاری است.

1. Aijaz Syed et al. (2022).
2. Essid et al. (2014).
3. Theodora Bermpei, Antonios Kalyvas, & Thanh Cong Nguyen (2018).

کلمپ و هان[1] (۲۰۱۴)، بهبود کیفیت نهادی را عامل مهمی در کاهش ریسک بانکی می‌دانند. بوشمن و ویلیام[2] (۲۰۱۲)، ساختار نهادی قوی را پیش‌نیاز کاهش مطالبات مشکوک‌الوصول و درنتیجه، زمینه‌ساز افزایش ثبات بانکی بیان می‌کنند.

هو و وانگ (۲۰۱۶)، معتقدند که افزایش سهم بانک‌های خصوصی در نظام بانکی تأثیر منفی بر ثبات نظام بانکی دارد؛ بنابراین بهبود کیفیت نهادی همراه با افزایش حقوق اعتباری و حاکمیت قانون در کشور می‌تواند به کاهش ریسک و افزایش ثبات بانک‌ها کمک کند.

فازیو و همکاران[3] (۲۰۱۸)، طرفدار این بودند که، کشورهایی با کیفیت نهادی صحیح و سطوح فساد پایین، سیاست‌های دولت را در مقایسه با کشورهایی با کیفیت نهادی ضعیف و سطوح فساد بالا به‌نحو احسن اجرا می‌کنند. بنابراین، کیفیت نهادی به کاهش هزینه‌های نظارتی کمک می‌کند. علاوه بر این، ثبات نظام بانکی را با اقدامات نظارتی پایین نیز ارتقا می‌دهد. همچنین باعث افزایش کارآیی و بهره‌وری کارگران می‌شود و در نتیجه، شانس ثبات بانکی افزایش می‌یابد.

۳-۲. تأثیر نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر ثبات بانکی

نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی، به ناتوانی عوامل اقتصادی در پیش‌بینی قطعی این موضوع اشاره دارد که، چه زمانی و اینکه چگونه یک دولت، سیاست‌های اقتصادی خود را تغییر خواهد داد (گولن و یون[4]، ۲۰۱۶). این اثرگذاری بر ثبات بانکی از سه طریق می‌تواند به‌وقوع بپیوندد: اول، نا اطمینانی‌های اقتصادی بالا، اختلالات اقتصادی ایجاد می‌کنند و این نااطمینانی های خرد و کلان، یک اثر سرریز بر ثبات و کارآیی بانکی ایجاد می‌کنند (بوردو و همکاران[5]، ۲۰۱۶)؛ دوم، نا اطمینانی سیاست‌های اقتصادی، با توقف پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت، ظرفیت کسب درآمد بانک را کاهش می‌دهد، که درنهایت، منجر به کاهش رشد اعتبار و درنتیجه، بر سودآوری بانک تأثیر می‌گذارد؛ سوم، نا اطمینانی‌های بالاتر، عدم تقارن اطلاعاتی را ایجاد می‌کند که باعث ایجاد ابهام در اندازه‌گیری عملکرد شرکت می‌شود و منجر به رفتار گله‌ای در بین بانک‌ها می‌گردد (ایجاز سید و همکاران[6]، ۲۰۲۲).

1. Klomp and Haan
2. Bushman and William (2012).
3. Fazio, D.M., Silva, T.C., Tabak, B.M., & Cajueiro, D.O. (2018).
4. Gulen, H., & Ion, M. (2016).
5. Bordo, M.D., Duca, J.V., & Koch, C.(2016).
6. Aijaz Syed et al. (2022).

۴-۲. شاخص ادراک فساد[1]

فساد را شامل اقدامات نفع‌طلبانهٔ سیاستمداران، تجار و مستخدمان دولتی می‌دانند که به طریق ناشایست و غیرقانونی و با سوء استفاده از مقام و شغل دولتی و خصوصی صورت می‌گیرد[2] (لهو و کبوی[3]، ۲۰۰۵). سطح فساد از دو طریق می‌تواند باعث کاهش ثبات بانکی شود، اول، با افزایش وام‌های معوق و دوم با کاهش سود بانکی. گاهی اوقات وام‌گیرندگان از روش‌های فاسد برای گرفتن وام بیش از ظرفیت پرداخت خود استفاده می‌کنند، که در این‌صورت وام‌های معوق ممکن است، افزایش یابند. از این رو، به‌دلیل این‌گونه وام‌گیرندگان، درصد وام‌های نکول شده، افزایش می‌یابد. گاهی اوقات، بانکداران از شیوه‌های فاسد برای تصویب وام برای مشتریان بد استفاده می‌کنند که درنهایت، کارآیی و سود بانکی را کاهش می‌دهد. این شیوه‌ها در بلندمدت، با ایجاد بی‌ثباتی، بخش بانکی را مختل می‌کند (ایجاز سید و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

پیشینه مطالعات داخلی

جواهری و همکاران[5] (۱۳۹۹) در مطالعه خود، به بررسی تأثیر کیفیت نهادها بر توسعه مالی کشورهای در حال توسعه در دو گروه منتخب از کشورهای در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۹ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM-SYS) پرداختند. یافته‌های آنها حاکی از این بود که، بهبود کیفیت نهادها منجر به ارتقاء سطح توسعه مالی در کشورهای مورد مطالعه شده و سیاستگذاران باید سیاست مناسبی در جهت بهبود کیفیت نهادها اتخاذ نمایند.

عزیزی و همکاران[6] (۱۳۹۹) در مطالعه خود، به بررسی تأثیر کیفیت نهادی بر توسعه مالی در کشورهای منطقه اوراسیا پرداخته‌اند. برای این منظور، شاخص توسعه مالی برای ۲۷ کشور در حال توسعه منطقه اوراسیا طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۸ با استفاده روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در نظر گرفتند. نتایج حاصل از مطالعه آنها، نشان داد که کیفیت بالای نهادها، دموکراسی

---

1 . Corruption Perceptions Index

۲. این شاخص تحت عنوان شاخص درک فساد (CPI: Index Perception Corruption) توسط مؤسسه بین‌المللی شفافیت (International Transparency) و دانشگاه Passau کشور آلمان محاسبه می‌شود. این مؤسسه یک نهاد مدنی (Civil) است که در سال ۱۹۹۳ با هدف مبارزه با فساد تأسیس شد و در حال حاضر، نزدیک به ۱۴ شعبه فعال و یا در شرف تأسیس در مناطق مختلف جهان دارد (دل انگیزان و همکاران، ۱۳۹۲).

3. Lho, K. and Cabuay, J. (2005).
4. Aijaz Syed et al. (2022).
5. Javaheri et al. (2019).
6. Azizi et al. (2019).

بالاتر و حمایت حقوق مالکیت، اثر مثبت و معنی‌داری بر توسعه در کشورهای مورد بررسی داشته است.

رستم زاده و همکاران[1] (۱۳۹۷) در مطالعه خود، با عنوان "کیفیت نهادی، افزایش سهم بانک‌های خصوصی و ثبات نظام بانکی در ایران" برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۸۰ با استفاده از داده‌های ترکیبی نامتوازن و رویکرد گشتاور تعمیم یافته و رگرسیون انتقال ملایم ترکیبی، به این نتیجه رسیدند که با افزایش سهم بانک‌های خصوصی در نظام بانکی، ثبات بانکی کاهش یافته و افزایش کیفیت نهادی می‌تواند این رابطه را بهبود ببخشد. همچنین نتایج با استفاده از روش انتقال ملایم ترکیبی، نشان می‌دهد که کیفیت نهادی یک مقدار آستانه‌ای برای تأثیر بر رابطه بین این دو دارد.

خداپرست و همکاران[2] (۱۳۹۵) در مطالعه خود، تأثیرپذیری توسعه مالی کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی از کیفیت نهادی را برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ با استفاده از روش پانل دیتا مورد بررسی قرار دادند. یافته های آن‌ها نشان داد که میانگین شاخص‌های حکمرانی و کنترل فساد، تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص اعتبار دارند. علاوه بر این، شاخص اثر بخشی دولت بر شاخص نقدینگی، اثر مثبت و معنی‌داری دارد؛ از این رو، بهبود کیفیت نهادی می‌تواند برای ارتقاء توسعه مالی، بسیار حیاتی باشد.

مطالعات خارجی

ایجاز سید و همکاران[3](۲۰۲۲) در مطالعه خود، تأثیر عدم اطمینان سیاست اقتصادی، کیفیت نهادی و سطح فساد را بر ثبات بانکداری هند و رشد خدمات مالی دیجیتال برای بازه زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۹ با رویکرد NARDL بررسی می‌کنند. نتایج تأخیر توزیع خودرگرسیون غیرخطی بلندمدت، یک رابطه نامتقارن بلندمدت بین متغیرهای توضیحی (عدم قطعیت سیاست اقتصادی، کیفیت نهادی و سطح فساد) و متغیرهای نتیجه (خدمات بانکداری دیجیتال و ثبات بانکی) را اثبات می‌کند.

برمپی و همکاران[4] (۲۰۱۸) در مطالعه خود، دنبال پاسخ به این سؤال بودند که: آیا کیفیت نهادی، تأثیر مقررات و نظارت بانکی بر ثبات بانک را تقویت می‌کند یا تضعیف؟ برای این منظور، از نمونه‌ای آماری ۱۰۵۰ بانک تجاری از ۶۹ اقتصاد نوظهور و در حال توسعه برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۴ با رویکرد گشتاور تعمیم یافته (GMM) استفاده کردند و نشان دادند که پاسخ به این سؤال، به نوع کیفیت نهادی و نوع مقررات بانکی بستگی دارد. آنها متوجه می‌شوند که، کیفیت نهادی تأثیر مقررات بانکی بر ثبات بیشتر تأثیر بر ثبات سود و سودآوری به‌جای تأثیر بر سرمایه‌گذاری است.

1. Rostamzadeh et al. (2018).
2 . Khodaparast et al (2016).
3. Aijaz Syed et al. (2022).
4. Theodora Bermpei, Antonios Kalyvas, & Thanh Cong Nguyen (2018).

هو و وانگ[1] (۲۰۱۶) در مقاله خود، با عنوان "کیفیت نهادی، خصوصی سازی بانکی و ثبات بانک: شواهدی از چین"، از داده‌های آماری مربوط به ۵۷ بانک چینی برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۳ و بهره‌گیری از رویکرد گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، می‌پردازند. نتایج مطالعهٔ آنها نشان می‌دهد که خصوصی سازی بانکی به طور اجتناب‌ناپذیری تأثیر منفی بر ثبات بانک ندارد. علاوه بر این، بهبود کیفیت نهادی می‌تواند تأثیر نامطلوب خصوصی سازی بانکی بر ثبات بانک را به‌طورکلی کاهش دهد.

اسید و همکاران[2] (۲۰۱۴) در مقاله خود، با عنوان "کیفیت نهادی و بی‌ثباتی بانکی: مطالعه بین کشوری از کشورهای در حال ظهور"، با استفاده از یک مطالعه تجربی شامل ۵۲ کشور نوظهور از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۹ با استفاده از رویکرد لاجیت، نشان می‌دهند که بی‌ثباتی بانکی به‌طور گسترده با انواع عوامل کلان اقتصادی، مالی و به‌ویژه نهادی مرتبط است. نتیجه‌گیری اصلی آنها تصریح می‌کند که تقویت کیفیت نهادی، شرط ضروری برای تضمین ثبات بانکی است.

کلمپ و هان[3] (۲۰۱۴) در مطالعه خود، با استفاده از داده‌های بیش از ۴۰۰ بانک از حدود ۷۰ کشور غیرصنعتی برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۲۰۰۲ و با بهره جستن از رویکرد گشتاور تعمیم یافته (GMM) به این نتیجه رسیدند که، مقررات و نظارت دقیق‌تر، ریسک بانکی را کاهش می‌دهد. همچنین مقررات نقدینگی و محدودیت‌های عملکردی نیز ریسک بانکی را محدود می‌کند، درصورتی‌که سطوح بالای کیفیت نهادی حاکم باشد.

۳. مدل تجربی، روش و داده‌ها

۳-۱. معرفی مدل و متغیرها

هدف اصلی از پژوهش حاضر، بررسی اثرات پویای متغیرهای نهادی و عوامل درون بانکی بر ثبات نظام بانکی کشور ایران است. با توجه به هدف مطالعه، به پیروی از ایجاز سید و همکاران[4](۲۰۲۲)، مدل تجربی شماره یک در نظر گرفته شده است که با استفاده از رویکرد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) برآورد می‌گردد.

$$LZ - score_{i.t} = \beta_1 LZ - score_{i.t-1} + \beta_2 linsq_{it} + \beta_3 lwui_{it} + \beta_4 lcpi_{it} + \beta_5 lCR_{it} + \beta_6 lLR_{it} + \beta_7 loil_{it} + \beta_8 inf_{it} + \beta_9 GDPgr_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{مدل (۱)}$$

در این معادلات، $lZ - score_{i.t}$ نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی شاخص ثبات نظام بانکی است که از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$Z - score_{it} = \frac{CAP_t + ROA_t}{\sigma ROA_t} \quad (۱)$$

1. Xiaohui Houa, Qing Wangb (2016).
2. Essid et al. (2014).
3. Klomp and Haan (2014).
4. Aijaz Syed et al. (2022).

در رابطه بالا، CAP نشان دهنده نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌های بانک، ROA_t بازده دارایی‌های بانک و σROA_t انحراف معیار بازدهی دارایی‌های بانک می باشد. امتیاز Z بالاتر با افزایش ثبات بانک همراه است (احتمال نکول بانک کاهش می‌یابد). داده‌های مربوط به شاخص امتیاز Z از ترازنامه بانک‌ها استخراج شده است.

$linsq_{it}$ بیانگر شاخص کیفیت نهادی است. برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی، از شاخص حاکمیت قانون[1] به پیروی از مطالعه هو و وانگ[2] (۲۰۱۶)، استفاده شده است.

(LWUI) بیانگر شاخص نا اطمینانی جهانی (WUI: Wrold Uncertainty Index) است که توسط اهیر و همکاران[3] (۲۰۱۸) با استفاده از بررسی فضای نااطمینانی در گزارشات فصلی واحد اطلاعات اکونومیست (Economist Intelligence Unit) برای هر کشور تعیین شده است. مطابق ادبیات، افزایش شاخص نااطمینانی، می‌تواند اثر منفی بر ثبات نظام بانکی بگذارد.

($lcpi_{it}$) بیانگر شاخص ادراک فساد می‌باشد که مطابق با ادبیات، افزایش فساد می‌تواند زمینه ساز کاهش ثبات در نظام بانکی شود.(Llr) بیانگر ریسک نقدینگی است و به‌صورت نسبت دارایی‌های نقد بانک (موجودی نقد + مطالبات از بانک مرکزی + مطالبات از بانک‌ها + اوراق مشارکت و اقلام در راه) به کل دارایی‌های بانک به‌دست می‌آید.

(lCR) بیانگر ریسک اعتباری می‌باشد و عبارت است از نسبت تسهیلات غیرجاری (تسهیلات سررسید گذشته + معوق و مشکوک‌الوصول) به جمع کل دارایی‌های بانک. مطابق با ادبیات نظری، نسبت به اثرات قطعی ریسک اعتباری و نقدینگی، اتفاق نظر وجود نداشته، ولی در مجموع، انتظار اثر منفی بر ثبات بانکی را می‌توان برای هر دو ریسک متصور شد.

(lSIZE) بیانگر اندازه بانک است که به‌صورت لگاریتم جمع کل دارایی‌های بانک به‌دست می‌آید و بنابر ادبیات نظری، دارای اثرات منفی بر ثبات نظام بانکی به‌دلیل ایجاد نوسان‌پذیری بالا در سیستم بانکی است.

(GDPgr) بیانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و معیاری برای رشد اقتصادی است. (Inf) لگاریتم طبیعی شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد که معیاری برای سنجش ریسک اقتصادی است. (loil) بیانگر لگاریتم قیمت نفت خام ایران می‌باشد. داده‌های مربوط به نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت خام سنگین ایران، از بانک مرکزی جمهوری اسلامی برای دوره مورد مطالعه به‌دست آمده است.

1. Rule of law
2. Xiaohui Hou, & Qing Wang (2016).
3. Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2018).

۲-۳. روش پژوهش

در این مطالعه، به منظور بررسی اثرات پویای شاخص‌های کیفیت نهادی و عوامل درون بانکی بر ثبات نظام بانکی در ایران، داده‌های مربوط به ۱۸ بانک[۱] فعال دولتی و خصوصی برای دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۷ انتخاب شده و جهت برآورد مدل، از روش میانگین گروهی تلفیقی[۲] (PMG) در نرم افزار Stata 17 استفاده شده است. برای تعیین عوامل تأثیرگذار بر ثبات بانکی معمولاً به مدل‌های گشتاورهای تعمیم یافته GMM متوسل می‌شوند.

در این پژوهش، از یک برآوردگر پانل میانگین گروهی تلفیقی PMG استفاده می‌شود. از آنجایی که بسیاری از سری‌های زمانی متغیرهای مورد استفاده ثابت نیستند و از مرتبه ۱ I(1) انباشته هستند، بنابراین، این عامل برآوردگرهای GMM را ناسازگار می‌کند. از سوی دیگر، PMG از بعد مقطعی، برای به‌دست آوردن تخمین‌های دقیق‌تر، از میانگین پارامترهای بلندمدت استفاده می‌کند و با سوگیری متغیر حذف شده سروکار دارد. بنابراین، هر دو رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین ثبات بانک و متغیرهای مستقل برآورد می‌شوند.

در الگوهای پانل پویا، مشاهدات سری زمان T و تعداد مشاهدات مقطعی N نسبتاً بزرگ هستند. در بیشتر کاربردهای این مدل‌ها، پارامترهای مورد نظر، اثرات بلندمدت و سرعت تعدیل به سمت بلندمدت هستند. به‌دلیل وجود ناهمگونی بالقوه و وابستگی مقطعی داده‌های پانل، برآوردگر PMG توسط پسران و همکاران[۳] (۱۹۹۹) ارائه گردید که امکان بررسی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد نظر را فراهم می‌کند. این تخمین‌گر، پارامترهای بلندمدت را در گروه‌های کشوری ثابت کنترل می‌کند و در عین حال، اجازه می‌دهد تخمین‌های کوتاه مدت، واریانس خطاها و رهگیری‌ها متفاوت باشند. تخمین‌زن‌های PMG و MG هر دو براساس رویکرد حداکثر درست‌نمایی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌باشد و با در نظر گرفتن تعادل بلندمدت و محاسبه ناهمگنی پویا از فرایند تعدیل انجام می‌شود. برآوردگر PMG ارائه توسط پسران و همکاران (همان)، یک چهارچوب تأخیر توزیعی خودرگرسیون (ARDL) را فرض می‌کند که برای مشخصات پانل پویا ARDL (P, q_1,…, q_k) طراحی شده است:

$$z_{i.t} = \sum_{j=1}^{p} \lambda_{i.j} z_{i.t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{i.j}^{`} X_{i.t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i.t} \qquad (۲)$$

---

۱. نمونه مربوط به بانک‌ها شامل بانک تجارت، توسعه صادرات، پست بانک، اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد، رفاه، سامان، سرمایه، سینا، صادرات، ملت، کارآفرین، ایران زمین، خاورمیانه، شهر، دی و گردشگری می‌باشد.

2. Pooled Mean Group

3. Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.P. (1999).

که در آن: z امتیاز Z است، i تعداد گروه‌ها (بانک‌ها) و t تعداد دوره‌ها (سال)، $X_{i.t}$ بردار k×1 متغیرهای توضیحی است، $\delta_{i.j}$ ضرایب هستند، $\lambda_{i.j}$ ضرایب متغیرهای وابسته به‌صورت اسکالرها هستند، μ_i جملات ثابت در هر مقطع و $\varepsilon_{i.t}$ جملات اخلال می‌باشد. اگر متغیرها I(1) از مرتبه اول انباشته باشند، معادله بالا را می‌توان به یک مدل تصحیح خطا (ECM) تبدیل کرد، که در آن، متغیرهای کنترلی اضافی ممکن است معرفی شوند (بلکبرن و فرانک[1]، ۲۰۰۷).

$$\Delta z_{i.t} = \rho_i\left(z_{i.t-j} - \acute{\theta}_i X_{i.t}\right) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{i.j} \Delta z_{i.t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta^*_{i.j}\, \Delta X_{i.t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma^*_{i.j}\, \Delta Y_{i.t-j} + \mu_i + \varepsilon_{i.t} \quad (۳)$$

جایی که: ρ_i سرعت تصحیح خطای عبارت تعدیل است (که باید منفی و به‌طور قابل‌توجهی با صفر متفاوت باشد تا وجود یک رابطه بلندمدت تأیید شود)، $\acute{\theta}_i$ بردار است که روابط بلندمدت بین متغیرها را توضیح می‌دهد، $Y_{i.t}$ بردار k×1 متغیرهای کنترل است، $\lambda^*_{i.j}$، $\delta^*_{i.j}$ و $\gamma^*_{i.j}$ ضرایب کوتاه‌مدت هستند. همان‌طور که پسران و همکاران (۱۹۹۹) بیان می‌کنند، حتی در مورد نمونه‌های کوچک، پارامترهای بلندمدت از ECMها معتبر هستند. با این حال، با توجه به تعداد بالای متغیرهای کنترلی که استفاده می‌شود، از این رو، آنها در رابطه کوتاه‌مدت، یکی یکی معرفی می‌گردند تا درجات آزادی از دست نرود.

۴. نتایج و بحث

۴-۱. آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی

در مرحله اول و پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین مورد آزمون قرار گیرد، زیرا عدم مانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این مطالعه، به منظور آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی، از روش لین و چو[2] (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین[3] (۲۰۰۳) و ADF-Fisher استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها بیانگر نامانایی متغیرها است. در این صورت، چنانچه مقادیر احتمال کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد. نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۲ ارائه شده است.

1. Blackburne III, E.F. and Frank, M.W.(2007).
2. Lin and Chu (2004).
3. Im, Pesaran and Shin (2004).

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد

Table 2: Unit root test results

متغیر	ADF		IPS		LLC		نتایج
	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	عرض از مبدأ	روند و عرض از مبدأ	
در سطح							
Log Z-score	50212 (0.581)	47.320 (0.985)	-0.2608 (0.397)	-0.5126 (0.304)	0.2048 (0.581)	-1.3982 (0.081)	نامانا
Log wui	5.2812 (1.000)	4.2112 (1.000)	4.3355 (1.000)	4.5906 (1.000)	3.4006 (0.999)	9.5586 (1.000)	نامانا
Log cpi	241.101 (0.000)	14.648 (0.999)	-15.4128 (0.000)	1.7695 (0.961)	-23.4473 (0.000)	-4.6965 (0.000)	مانا
Log insq	62.9510 (0.003)	1.8993 (0.000)	-3.4124 (0.000)	-13.038 (0.000)	-5.5099 (0.000)	-21.913 (0.000)	مانا
Log size	63.081 (0.003)	54.7782 (0.023)	-1.2082 (0.113)	-1.2431 (0.106)	-2.2670 (0.001)	0.0143 (0.505)	مانا
Log cr	38.4712 (0.358)	43.0390 (0.195)	0.2903 (0.614)	-0.7050 (0.240)	-1.1318 (0.128)	-3.1670 (0.000)	نامانا
Log lr	53.4810 (0.030)	62.2917 (0.004)	-1.6337 (0.050)	-2.7435 (0.000)	-3.1638 (0.000)	-5.2397 (0.000)	مانا
Log inf	0.1418 (1.000)	17.4406 (0.996)	9.7323 (1.000)	1.2018 (0.886)	9.7492 (1.000)	2.0470 (0.979)	نامانا
Log oilr	57.883 (0.000)	53.9613 (0.027)	-3.0286 (0.000)	-2.4510 (0.007)	-4.4392 (0.000)	-3.6973 (0.000)	مانا
gdpgr	115.570 (0.000)	72.8418 (0.000)	-7.4351 (0.000)	-3.9352 (0.000)	-11.7512 (0.000)	-9.7759 (0.000)	مانا
تفاضل مرتبه اول							
Log Z-score	128.593 (0.000)	96.906 (0.000)	-8.140 (0.000)	-6.118 (0.000)	-11.167 (0.000)	12.289 (0.000)	مانا
Log wui	78.765 (0.000)	90.032 (0.000)	-4.784 (0.000)	-2.507 (0.006)	-.1391 (0.082)	-9.507 (0.000)	مانا
Log cr	169.818 (0.000)	11.693 (0.000)	-10.5042 (0.000)	-4.5869 (0.000)	-14.1435 (0.000)	-11.0187 (0.000)	مانا
Log inf	-3.5124 (0.000)	95.3685 (0.000)	-3.5124 (0.000)	-6.0071 (0.000)	-3.9733 (0.000)	-2.5044 (0.000)	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز، نشان‌دهنده سطح معنی‌داری هستند.

تمامی متغیرها نامانا با یک بار تفاضل‌گیری مانا هستند و برآورد منجر به رگرسیون کاذب نمی‌شود.

۲-۴. آزمون هم‌انباشتگی داده‌های ترکیبی

اقدام بعدی پیش از برآورد مدل‌ها، بررسی آزمون هم‌انباشتگی است. هدف اصلی از بررسی هم‌انباشتگی، این است که اگرچه اکثر سری زمانی اقتصادی نامانا و دارای روند تصادفی می‌باشند، اما امکان دارد ترکیب خطی این متغیرها در بلندمدت مانا و بدون روند تصادفی باشند.

جدول ۳: نتایج آزمون هم انباشتگی کائو

Table 3: Results of the Kao cointegration test

آماره ADF	Statistic	P-value
مدل 1	-1.6249	0.0521
مدل 2	3.1550	0.0008
مدل 3	3.1138	0.0009
مدل 4	2.1962	0.0140
مدل 5	2.8272	0.0023
مدل 6	2.6523	0.0040

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج ارائه شده در جدول (۳)، فرضیه صفر بر عدم وجود هم‌انباشتگی در تمام مدل‌های مورد بررسی رد می‌گردد. به عبارت دیگر، ترکیب این متغیرها در بلندمدت ایستا است و رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود. بنابراین، بدون نگرانی از وجود رگرسیون کاذب، مدل‌ها برآورد می‌گردند.

۳-۴. برآورد مدل و یافته ها

نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب بهینه بین رهیافت میانگین گروهی تلفیقی (PMG) و میانگین گروهی (MG) برای هر شش مدل انجام شد. براساس نتایج آزمون و آماره کی دو، رهیافت میانگین گروهی تلفیقی، تخمین کاراتری نسبت به میانگین گروهی برای هر شش مدل نتیجه می‌دهد. نتایج در جدول شماره (۳) گزارش شده است.

پس از حصول اطمینان از پایای متغیرها و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و نبود رگرسیون کاذب، الگوی تجربی تحقیق با استفاده از روش میانگین گروهی تلفیقی (PMG) برای مدل‌های مختلف برآورد و نتایج برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

جدول ۴: نتایج برآورد مدل میانگین گروهی تلفیقی (PMG)

Table 4: Results of the estimation of the pooled group mean (PMG) model

نتایج برآورد بلند مدت						
متغیرها	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4	مدل 5	مدل 6
lwui	-0.0171 (0.000)	*	*	*	*	*
Linsq	*	0.0446 (0.022)	*	*	*	*
lci	*	*	-0.0825 (0.001)	*	*	*
LOIL	*	*	*	0.1811 (0.000)	*	*
LLR	*	*	*	*	-0.1121 (0.000)	*

نتایج برآورد بلند مدت						
متغیرها	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4	مدل 5	مدل 6
LCR	*	*	*	*	*	-0.0216 (0.002)
lsize	-0.6078 (0.000)	-0.5160 (0.000)	-0.4833 (0.000)	-0.4560 (0.000)	-0.1209 (0.002)	0.3457 (0.001)
gdpgr	0.0059 (0.000)	0.0060 (0.000)	0.0016 (0.000)	0.0236 (0.000)	0.0015 (0.799)	0.0018 (0.002)
inf	-0.0365 (0.000)	-0.0804 (0.000)	-0.0464 (0.000)	-0.2303 (0.000)	-0.0527 (0.000)	-0.1436 (0.000)
ECM	-0.4831 (0.000)	-0.3757 (0.000)	-0.5289 (0.000)	-0.2815 (0.000)	-0.4887 (0.000)	-0.3602 (0.000)
نتایج برآورد کوتاه مدت						
متغیرها	مدل 1	مدل 2	مدل 3	مدل 4	مدل 5	مدل 6
lwui	0.0137 (0.181)	*	*	*	*	*
Linsq	*	0.0229 (0.403)	*	*	*	*
lci	*	*	0.0372 (0.478)	*	*	*
LOIL	*	*	*	-0.1236 (0.000)	*	*
LLR	*	*	*	*	-0.0199 (0.730)	*
LCR	*	*	*	*	*	*
lsize	0.1431 (0.619)	-0.0867 (0.753)	0.1269 (0.646)	0.2086 (0.467)	1.0307 (0.088)	0.2810 (0.299)
gdpgr	0.0014 (0.140)	*	0.0015 (0.035)	-0.0010 (0.215)	-0.0024 (0.855)	*
inf	0.3036 (0.005)	0.3351 (0.008)	0.3472 (0.000)	0.5198 (0.000)	0.2484 (0.071)	0.4252 (0.000)
C	0.6620 (0.000)	1.3623 (0.000)	0.8103 (0.000)	1.3060 (0.000)	1.4886 (0.000)	1.3654 (0.000)
Hausman test	9.27 (0.99)	3.99 (0.55)	3.64 (0.60)	3.79 (0.57)	5.57 (0.35)	5.16 (0.39)

مأخذ: یافته های تحقیق

اعداد داخل پرانتز، نشان‌دهنده سطح اطمینان است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

طبق دیدگاه اقتصاددانان حوزه مالی، کیفیت نهادهای یک کشور می‌تواند بر سطح ثبات بانکی تأثیرگذار باشد؛ برای این منظور، در این مطالعه به بررسی تأثیر کیفیت‌های نهادی که شامل شاخص حکمرانی، شاخص نااطمینانی اقتصادی و شاخص ادراک فساد در کنار عوامل درون بانکی و متغیرهای کنترلی در سطح اقتصاد کلان بر ثبات نظام بانکی ایران، با استفاده از روش میانگین گروهی تلفیقی

(PMG) در شش مدل مجزا و با استفاده از داده‌های ترازنامه‌ای مربوط به ۱۸ بانک فعال دولتی و خصوصی در قالب داده‌های ترکیبی برای دوره زمانی ۱۴۰۱–۱۳۸۷پرداخته شده است.

نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل‌ها، نشان داد که شاخص‌های مربوط به کیفیت نهادی به‌طور معناداری بر ثبات بانکی در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیرگذار هستند؛ نتایج تخمین شاخص‌های مربوط به متغیرهای نهادی، رفتاری مطابق با انتظار دارد؛ به‌طوری‌که، افزایش شاخص حاکمیت قانون، تأثیر مثبت و معناداری در سطح یک درصد بر شاخص ثبات بانکی در بلندمدت دارد، اما در کوتاه‌مدت، رفتار مثبت آن به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. شاخص مربوط به ادارک فساد و نااطمینانی اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر ثبات بانکی در بلندمدت از خود ثبت کرده‌اند که نشان می‌دهد، بهبود کیفیت نهادها در کشور، باعث رشد نوآوری مالی و کاهش هزینه‌های تخصیص اعتبارات خواهد شد که می‌تواند منجر به افزایش ثبات نظام بانکی شده و سبب تسهیل رشد اقتصادی و کاهش ریسک سیستماتیک در نظام بانکی شود.

نتایج برآورد مربوط به ریسک اعتباری و ریسک نقدینگی، نشان از تأثیر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانکی در بلندمدت دارد. علت این اثرات را می‌توان در این موضوع دانست که وجود ریسک نقدینگی (نااطمینانی از آینده و احتمال بانک برای مراجعه غیرمنتظره مشتریان جهت دریافت سپرده‌های خود)، بانک را به‌منظور داشتن شرایط لازم برای مواجهه با چنین ریسکی، ناچار به افزایش دارایی‌های با قدرت نقدشوندگی بالا و بدون بازده، بیشتر می‌کند که همین امر، سبب افزایش هزینه فرصت از دست رفته شده و منجر به کاهش ثبات بانکی می‌شود. همچنین دلیل این اثر منفی را می‌توان در عدم مدیریت مناسب ریسک نقدینگی توسط بانک‌ها جستجو کرد. همچنین تأثیر منفی ریسک اعتباری بر ثبات بانکی را می توان در اثری که افزایش هزینه فرصت مطالبات معوق و مشکوک‌الوصول و دارایی‌های بلوکه شده که منجر به کاهش سودآوری بانک و درنهایت، کاهش ثبات بانکی می‌شود، دانست. اثر منفی ریسک نقدینگی در کوتاه‌مدت به لحاظ آماری بی‌معنی می‌باشد.

اندازه بانک به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر ثبات بانکی، رفتار متفاوتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر شش مدل برآورد شده، دارد. اثر مثبت و معنی‌دار اندازه بانک با ثبات بانکی از این جهت است که بانک‌های بزرگ‌تر در مقایسه با بانک‌های کوچک (درصورتی که در مقیاس بهینه اقتصادی خود عمل کنند)، به‌لحاظ داشتن فرصت‌های بیشتر در موقعیت بهتری به لحاظ سودآوری قرار داشته و می‌تواند منجر به افزایش ثبات بانک شود، قابل توجیه است، که این رابطه مثبت و معنی‌دار با گسترش بهبود در شرایط کیفیت نهادی کشور می‌تواند ثبیت شود و افزایش یابد. از طرفی دیگر، رابطه منفی و معنی‌دار اندازه بانک در بلندمدت نشان دهنده این امر است که با افزایش اندازه بانک، نوسان‌پذیری بانک‌ها به‌دلیل گسترش ریسک‌های بانکی افزایش یافته و بی‌ثباتی بیشتری برای نظام بانکی ایجاد می‌کند. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص معرف رشد اقتصادی در هر دو مدل، نشان‌دهنده اثر مثبت و معنی‌داری این متغیر در سطح معنی‌داری یک درصد است. این اثر مثبت را می‌توان چنین تلقی کرد که، با افزایش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، توان بازپرداخت تسهیلات دریافتی توسط بنگاه‌های اقتصادی و مردم به‌دلیل رونق اقتصادی ایجاد شده ناشی از آن، افزایش یافته و همین امر، سبب افزایش ثبات نظام بانکی می‌شود.

علاوه بر نرخ رشد اقتصادی، قیمت نفت خام سنگین به‌عنوان متغیر کنترل، تأثیر مثبت بر ثبات بانکی در بلندمدت داشته و این تأثیرگذاری به‌لحاظ آماری در سطح یک درصد معنی‌دار است. شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان شاخص معرف نرخ تورم، اثر منفی و معنی‌داری بر ثبات بانکی در بلندمدت دارد. این اثر منفی را می‌توان چنین بیان کرد که، تورم باعث کاهش انگیزه پس انداز و انگیزه مضاعف تسهیلات گیرندگان به دلیل نرخ بهره حقیقی، منفی، و سبب انحراف منابع مالی می‌شود. همین امر، سبب کاهش منابع بانکی در مقابل افزایش مصارف به‌دلیل پرداخت تسهیلات و گسترش ریسک‌های بانکی می‌شود؛ نتیجه این فعل و انفعالات، سبب کاهش ثبات بانکی خواهد شد؛ اما رفتار نرخ تورم بر ثبات بخش بانکی در کوتاه مدت، مثبت ولی به لحاظ آماری بی‌معنی است.

الگوی تصحیح خطای برداری (ECM) که ارتباط دهنده نوسانات کوتاه مدت متغیرها با مقادیر بلندمدت تعادلی آنها می‌باشد، در هر شش مدل برآورد شده، به‌صورت میانگین برابر ۰/۴۰- است که نشان می‌دهد هر سال ۴۰ درصد از عدم تعادل یک دوره، در دوره بعد تعدیل می‌شود که به نسبت، ضریب تعدیل به سمت تعادل سریع است.

به‌طور خلاصه، از آنجایی که اقتصاد ایران به‌واسطه روابط سیاسی و تحریم‌هایی که توسط جوامع بین‌الملل وضع شده است، همواره در معرض بروز انواع شوک‌های برونزا قرار دارد و از این رو، مقامات و سیاستگذاران اقتصادی کشور، باید تمهیدات لازم به‌منظور افزایش کیفیت نهادها را در دستور کار خود قرار دهند تا از این طریق، بتوانند ثبات بخش بانکی که لازمه رشد اقتصادی پایدار است را فراهم کنند.

شایان توجه است که، محدودیت‌های موجود در زمینه دسترسی به ترازنامهٔ برخی از بانک‌ها، مخصوصاً بانک‌های دولتی، اعتبار یافته‌های پژوهش را دستخوش تغییر کرد. چه بسا، افزایش حجم نمونه و طول بازه زمانی مورد بررسی، به تأیید یافته‌های پژوهش حاضر کمک شایانی کند؛ همچنین، امکان برآورد اثرات نامتقارن متغیرهای نهادی با استفاده از مدل‌های غیرخطی را فراهم آورد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: بین نویسندگان تعارض منافع وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم (۲۵ درصد).

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Afshari, Azadeh, Ghobadi, Sara, & Sharifi Renani, Hossein. (2012). Investigating the effect of banking sector development indicators on the stability of Iranian banks, with emphasis on the efficiency factor. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Year 23, Issue 1, 249-273. 20.1001.1.17356768.1402.23.1.10.2 [in Persian]

Ahadifar, Alireza, Ranjpour, Reza, Zahra, Karimi, & Haghighat, Jafar. (2012). Investigating the factors on banking fraud in selected Iranian banks; Group models approach with heterogeneous coefficients. *Economic Research Journal*, Vol. 21, Issue 81, 11-44. https://doi.org/10.22054/joer.2022.61082.974 [in Persian]

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2018). The World Uncertainty Index. Data access from
https://DOI.org/10.3390/su14063238

Albaity, M., Mallek, R. S., & Noman, A. H. M. (2019). Competition and bank stability in the MENA region: The moderating effect of Islamic versus conventional banks. *Emerging Markets Review*, 38: 310-325. https://DOI.org/10.1016/j.ememar.2019.01.003

Al-Khazali, O.M. and Mirzaei, A. (2017). The impact of oil price movements on bank non-performing loans: Global evidence from oil-exporting countries. *Emerging Markets Review*, 31, 193-208.
DOI: 10.1016/j.ememar.2017.05.006

Al-Khouri, R., Arouri, H. (2016). The simultaneous estimation of credit growth, valuation, and stability of the Gulf Cooperation Council banking industry. *Econ. Syst.* 40, 499-518.
DOI: 10.1016/j.ecosys.2015.12.005

Alodayni, S. (2016). Oil Prices, credit risks in banking systems and macro-financial linkages across GCC oil exporters. *International Journal of Financial Studies, Int. 4*(4), 23, 1-14.
https://DOI.org/10.3390/ijfs4040023

Anginer, D., Demirguc-Kunt, A., Zhu M. (2012). How does deposit insurance affect bank risk? Evidence from the recent crisis. *Policy Research Working Paper Series*, Vol. 6289, The World Bank, 1-29.
DOI: 10.1016/j.jbankfin.2013.09.013

Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error component models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51. https://DOI.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 97, 58-277.
https://DOI.org/10.2307/2297968

Asadi, Zahra, Yavari, Kazem and Hassan Heydari (2018). Investigating the effects of liquidity and credit risk on Iranian banking stability using the Z-score index. *Scientific Journal of Economic Policy*, Year 12, Issue 22. 10.22034/EPJ.2020.10430.1832 [in Persian]

Ashena, Malihe. (2019). Symmetrical and asymmetric effects of economic uncertainty on money demand in Iran, *Two Quarterly Scientific Journals (Scientific-Research Article)*, Year 7, Issue 1, 3-27. https://sid.ir/paper/1042439/fa [in Persian]

Azizi, Zahra, Barari, Asiyeh, & Ahmadpour Kacho, Ali (2019), The impact of institutional quality on financial development, case study: Developing countries in the Eurasian region. *Bi-Quarterly Journal of Economic Policy Studies*, Vol. 8, No. 1, 247-274. [in Persian]

Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Q. J. Econ*, 131, 1593-1636.
https://DOI.org/10.1093/qje/qjw024

Baltagi, H. (2001). *Econometric analysis of panel data (2d Ed)*. New York: John Wiley & Sons. https://library.wbi.ac.id/repository/27.pdf

Baltagi, H. (2008). Forecasting with Panel Data. *Journal of Forecasting*, 153-173. DOI: 10.1002 /for. Doi: 10.1002 /for.

Baral K. J. (2005). Health checks up of commercial banks in the framework of CAMEL: A case study of Joint Venture Banks in Nepal". *The Journal of Nepalese Business Studies*, 1(2).
DOI: 10.52547/qjerp.30.101.271

Beckmann, J., Czudaj, L.R. and Arora, V. (2020). The relationship between oil prices and exchange rates: Revisiting theory and evidence. *Energy Economics*, 88, 104772. DOI: 10.1016/j.eneco.2020.104772

Berggren, N., H. Jordahl., & M. Elinder. (2009). Trust and growth: A shaky relationship. *Empirical Economics*, *35*(2), 251-74.

Bermpei, T., Kalyvas, A., Nguyen, T.C. (2018) Does institutional quality condition the effect of bank regulations and supervision on bank stability? Evidence from emerging and developing economies. *Int. Rev. Financ. Anal.*, 59, 255-275.
https://DOI.org/10.1016/j.irfa.2018.06.002

Biglari, Hamid. (2014). Lessons from banking crises for the financial system. *Quarterly Journal of Trends*, Year 21, No. 65 and 66, Spring and Summer 2014, 11-34. https://elmnet.ir/doc/358817-70255 [in Persian]

Blackburne III E.F. and Frank, M.W. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *Stata Journal*, 7, 197-208. https://EconPapers.repec.org

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic Panel Data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143. https://DOI.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8

Bordo, M.D., Duca, J.V., & Koch, C. (2016). Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U.S. evidence over several decades. *J. Financ. Stab.*, 26, 90-106.
https://DOI.org/10.1016/j.ribaf.2024.102539

Boyd, J., De Nicoló, G. and Jalal, A. (2006). Bank risk-taking and competition revisited: New theory and new evidence. *IMF Working Paper*, 06/297. https://DOI.org/10.1016/j.enpol.2008.06.006

Bushman, R. & Williams, C. (2012). Accounting discretion, loan loss provisioning and discipline of banks risk-taking. *Journal of Accounting and Economics*, 54, 1-18. https://DOI.org/10.1016/j.jacceco.2012.04.002

Caglayan, M., & Xu, B. (2018) Economic policy uncertainty effects on credit and stability of financial institutions. *Bull. Econ. Res.*, 71, 342-347.
DOI:10.1111/boer.12175

Claudiu Tiberiu Albulescu. (2022). Bank financial stability and international oil prices: Evidence from listed Russian public banks
https://DOI.org/10.1080/00128775.2022.2064876.

Cong, R.-G., Wei, Y.-M., Jiao, J.-L., Fan, Y., (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, 36, 3544-3553.
https://DOI.org/10.1016/j.enpol.2008.06.006

Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E. (2002). Does deposit insurance increases banking system stability? An empirical investigation. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, 1373-1406.
https://DOI.org/10.1016/S0304-3932(02)00171

Djebali, N., and Zaghdoudi, K., (2020). Threshold effects of liquidity risk and credit risk on bank stability in the MENA region. *Journal of Policy Modeling*, Vol. 42, Issue 5, 1049-1063.
https://DOI.org/10.1016/j.jpolmod.2020.01.013

Drobetz,W., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Janzen, M. (2018) Policy uncertainty, investment, and the cost of capital. *J. Financ. Stab.*, 39, 28-45. https://DOI.org/10.1007/s11156-022-01046-y

Engle, j. h. and C. W. J. Granger (1991). *Co-integration and Error Correction: Relationships, Estimation and testing in Long-run Economic Relationships*. New York: Oxford University Press. https://global.oup.com

Essid, Z., Boujelbene, Y., & Plihon, D. (2014). Institutional quality and banking instability: Cross-countries evidence in emerging countries. *Working Papers*, 56, 56251. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/56251

Fazio, D.M., Silva, T.C., Tabak, B.M., & Cajueiro, D.O.(2018) Inflation targeting and financial stability: Does the quality of institutions matter? *Econ. Model*, 71, 1-15. https://DOI.org/10.1016/j.econmod.2017.09.011

Goodarzi Farahani, Yazdan, Adeli, Omid Ali and Maryam Ahmadi. (2012). The impact of banking stability on liquidity and credit risks in Iranian banks; Panel Smooth Transition Regression approach. *Alzahra University Financial Management Strategy Quarterly*, Year 10, Issue 39, 55-74. 10.22051/JFM.2023.40509.2696 [in Persian]

Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *J. Rev. Financ. Stud*., *29*(3). https://DOI.org/ 10.1016/j.iRL.2013.01.003.

Hamilton, J.D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Economics*, 113, 363-398. https://DOI.org/10.1016/S0304-4076(02)00207-5

Hamilton, J.D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38, 215-220. https://DOI.org/10.1016/S0304-3932(96)01282-2

Hesse, H. and Poghosyan, T. (2016). Oil prices and bank profitability: Evidence from major oil exporting countries in the Middle East and North Africa. *IMF Working Paper*, No. 09/220. DOI:10.1057/978-1-137-52246-7_12

Hesse, H., & Čihák, M. (2007). Cooperative banks and Önancial stability. *IMF Working Paper*, No. 7/02. https1//www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html.

https1//www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html.

Heydarpour, Afshin, & Pourshahabi, Farshid. (2012). Explaining the effects of economic uncertainty on macroeconomic variables (Case study, Iran). *Quarterly Journal of Parliament and Strategy*, 71, 125-148. https://sid.ir/paper/224670/fa [in Persian]

Hoffmann, P. (2011). Determinants of the profitability of the US banking industry. *International Journal of Business and Social Science*, Vol. 2, 22-45. https://DOI.org/10.1016/j.enpol.2008.06.006

Hou, X., & Wang, Q. (2016). Institutional quality and banking marketization and bank stability: Evidence from China. *Economic Systems*, 40, 539-551. DOI: 10.1016/j.ecosys.2016.01.003

Im, K., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (1997). *Testing for unit roots in heterogeneous panels.* University of Cambridge.

http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304-4076(03)00092-7

Jahangardi, Esfandiar, & Abdolshah, Fatemeh. (2017). The impact of macroeconomic variables on the stability of Iranian banks. *Economic Policy*, No. *18*(9), 205-229. 10.29252/JEP.9.18.205 [in Persian]

Jannati Meshkani, Abolfazl, Arbabian, Shirin and Khojasteh, Zeinab (2016). The impact of macroeconomic factors on banking stability and risk. *Quarterly Journal of Monetary and Banking Research*, Year 9, Issue 29, 487-511. https://sid.ir/paper/263729/fa [in Persian]

Javaheri, Bakhtiar, Ahmadzadeh, Khalid, & Shahvaisi, Homeira. (2019). Investigating the impact of institutional quality on financial development in developing countries. *Journal of Applied Economic Theories*, Vol. 7, Issue 4, 251-270. 10.22034/ECOJ.2021.40508.2669 [in Persian]

Kaufmann, D. Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, *3*(2), 220-246.
https://DOI.org/10.1017/S1876404511200046

Khandelwal, P., Miyajima, K. and Santos, A.O. (2016). The impact of oil prices on the banking system in the GCC. *IMF Working Paper*, WP/16/161. http://dx.DOI.org/10.2139/ssrn.3325838

Khodaparast Mashhadi, Mehdi, Fallahi, Mohammad Ali, & Rajabzadeh Moghani, Nahid. (2016). Studying the role of institutional quality on financial development in selected member countries of the Organization of the Islamic Conference. *Quarterly Journal of Monetary and Financial Economics (formerly Knowledge and Development)*, Year 22, No. 11.
https://DOI.org/10.22067/pm.v23i11.19433 [in Persian]

Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature*, 46, 871-909.
DOI: 10.1257/jel.46.4.871

Klomp, J., & Haan, J. (2014). Bank regulation and the quality of institutions and banking risk in emerging and developing countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, *50*(6), 19-40.
DOI:10.1080/1540496X.2014.1013874

Law, S.H., & Azman-Saini, W.N.W. (2008). The quality of institutions and financial development. https://ideas.repec.org/p/pra/mprapa/12107.html

Lee, C.-C. and Lee, C.-C. (2019). Oil price shocks and Chinese banking performance: Do country risks matter?. *Energy Economics*, 77, 46-53.
https://DOI.org/10.1016/j.eneco.2018.01.010

Lee, C.-C., Lee, C.-C., & Ning, S.-L. (2017). dynamic relationship of oil price shocks and country risks. *Energy Economics*, *66*(C), 571-581.
https://DOI.org/10.1016/j.eneco.2017.01.028

Lho, K. and Cabuay, J. (2005). *Corruption in the Korean Public and Private Sectors*. In Nicholas Tarling (Ed.), Corruption and Good Governance in Asia, New York, Routledge.
https://DOI.org/10.4324/9780203029343

Mabkhot, H., Al-Wesabi, & H.A.H. (2022). Banks Financial Stability and Macroeconomic Key Factors in GCC Countries. *Sustainability*, 14(23), 15999. https://DOI.org/10.3390.

Malekian, Nizamuddin, & Izadi, Mohammad Reza (2015). Studying the relationship between financial system development and economic growth. *Iranian Quarterly Journal of Economic Research*, Vol. 20, No. 62, 139-162. https://DOI.org/10.22054/ijer.2015.2493 [in Persian]

Manuscript of Gashti, Samaneh, & Gorjizadeh, Davud. (1402). A study of the theories of financial transparency and institutional quality in the banking industry. *Quarterly Journal of Accounting and Management Perspectives*, Vol. 6, No. 80, Spring 1402, Vol. 3, 25-39. https://ensani.ir/fa/article/542537/ [in Persian]

Mare, D. S. Moreira, F., & Rossi, R. (2017). Nonstationary z-score measures. *European Journal of Operational Research*, *260*(1): 348-358. https://DOI.org/10.1016/j.ejor.2016.12.

Mehrara, Mohsen, & Bahlolvand, Elaha. (2015). Factors affecting the credit risk of banks in Iran. *Economic studies and policies*. 11(2), 27-26. 10.22080/IEJM.2017.9744.1468 [in Persian]

Mehrara, Mohsen, & Behlulvand, Elahe (2016). Investigating the factors affecting liquidity risk in the banking industry based on the Bayesian approach: A case study of Iranian banks. *Journal of Macroeconomics*, Year 11, No. 22. 10.22080/IEJM.2017.9744.1468 [in Persian]

Mehregan, Nader, & Keramatfar, Mehdi. (2014). *Capitalism: Rise, Betrayal, Services*. Noor Alam Publishing House. https://agahbookshop.com [in Persian]

Meshkin, Frederick S. (2010). *Economics of Money and Banking and Financial Markets, Hossein Ghazawi; Higher Institute of Banking Education of Iran.* Central Bank of the Islamic Republic of Iran. https://press.ibi.ac.ir/book_398108.html

Miah, M., Kabir, N. and Safiullah, M.D. (2020). Switching costs in Islamic banking: The impact on market power and financial stability. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 28, 100-112. DOI: 10.1016/j.jbef.2020.100409

Michael, Adusei. (2015). The impact of bank size and funding risk on bank stability, *Cogent Economics & Finance*, 3(1): 1111489. https://DOI.org/10.1080/23322039.2015.1111489

Mir Bagheri Heer, Mirnaser, Nahidi Amirkhaiz, Mohammad Reza and Shakohi Fard, Siamak. (2015). Evaluating the financial stability and explaining the

factors affecting the financial stability of the country's banks. *Financial and Economic Policy Quarterly*, *4*(15), 42-23. http://qjfep.ir/article-۴۴۴-۱-fa.html [in Persian]

Mirzaei, Esmail, Mohammadi, Teymur and Shakeri, Abbas. (2016). The relationship between banks' non-performing loans and macroeconomic conditions: A Panel Vector Autoregression approach. *Quarterly Journal of Economic Research*, *16*(60), 183-220. https://DOI.org/10.22054/joer.2016.4205 [in Persian]

Miyajima, K. (2017). An empirical investigation of oil-macro-financial linkages in Saudi Arabia. Review of Middle East economics and finance, *13*(2). https://DOI.org/10.1515/rmeef-2017-0018. https://DOI.org/10.1515/rmeef-2017-0018.

Mohammadi, Timur, Nazman, Hamid, & Khodaparast, Younes. (2013). Investigating the dynamic causal relationship between financial development, trade openness and economic growth; A case comparison of two oil-producing countries, Iran and Norway. *Iranian Quarterly Journal of Energy Economics*, Year 3, Issue 10, 151-178. https://jiee.atu.ac.ir/article_537.html [in Persian]

Nadalizadeh, Amneh, Kiani, Kambiz, & Hosseini, Shamsuddin. (2019). The impact of oil price movements on bank non-performing loans: The case of Iran. *Business and Oil Review*, No. 3, 63-78. http://ecor.modares.ac.ir/article-18-44890-fa.html [in Persian]

Ngepah, Nicholas, Margarida Liandra Andrade da Silva, and Charles Shaaba Saba. (2022). The impact of commodity price shocks on banking system stability in developing countries. *Economies*, 10, 91. https://DOI.org/10.3390/ economies10040091.

North, D. (1996). Institutions, organizations and market competition. *Working Paper*, 9612005https://EconPapers.repec.org/RePEc:wpa:wuwpeh:9612005.

Olokoyo, F., Ibhagui, O., Babajide, A., & Yinka-Banjo, C. (2021). The impact of macroeconomic variables on bank performance in Nigeria. *Sav. Dev.*, 43, 31-47.

Pashazadeh, Leila, Asgharpour, Hossein, Sojoodi, Sakineh and Karimi Tekanloo, Zahra. (2013). Interactive effects of monetary and macroprudential policies on banking system stability, Evidence from the Iranian economy. *Quarterly Journal of Economic Modeling*, Vol. 17, Issue 61, Spring 2013, 1-26. 10.30495/eco.2023.1993582.2778 [in Persian]

Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Discussion Paper Series. https://repec.iza.org/dp1240.pdf.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, *22*(2), 265-312. https://DOI.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Oxford University Press.

Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of American Statistics Association*, 94, 621-634. https://DOI.org/10.2307/2670182

Pierre, Monnin, & Terhi Jokipii. (2010). The impact of banking sector stability on the real economy. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 32, 1-16.

Rahmatina, A. & Kasri, Chairilisa Azzahra. (2020). Do Islamic banks more stable than conventional banks? Evidence from Indonesia, *Jurnal Ekonomi & Keuangan Islam*, Vol. 6, No. 2, July 2020: 149-164. https://DOI.org/10.20885/jeki.vol6.iss2.art6

Rezaei, Nader, & Qarabaghlu Shahabi, Alireza. (2019). The effect of liquidity risk and credit risk on banking stability. *Financial and Economic Policy Quarterly*. *8*(30), 26-7. [in Persian]

Rodrik, D., Subramanian, A., & Trebbi, F. (2005). Institutions rule: The primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth*, *9*(2): 131-165. https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp02189.pdf

Salmani, Behzad, & Amiri, Behzad. (2009). Financial development and economic growth: The case of developing countries. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, pp. 125-145. https://doi.org/10.22055/jqe.2009.10689[in Persian]

Schinasi, G. (2004). Defining financial stability. *IMF Working Paper*, 04/187. https://www.imf.org/External/Pubs/NFT/2005/SFS/eng/sfs.pdf

Shahchera, Mahshid, & Nourbakhsh, Fatemeh. (2016). Bank size and stability of banking performance in the country's banking network. *Quarterly Journal of Monetary and Banking Research*, Year 9, Issue 29, 427-456. https://www.sid.ir/paper/263726/fa [in Persian]

Syed, A.A., Kamal, M.A., Ullah, A., & Grima, S.(2022). An Asymmetric Analysis of the Influence That Economic Policy Uncertainty, Institutional Quality, and Corruption Level Have on India's Digital Banking Services and Banking Stability. *Sustainability* 2022, 14, 3238. https://DOI.org/10.3390/su14063238.

Van Duuren, T., De Haan, J., & Van Kerkhoff, H. (2020). Does institutional quality condition the impact of financial stability transparency on financial stability? *Appl. Econ. Lett.* 2020, 27, 1635-1638. https://DOI.org/10.1080/13504851.2019.1707762

Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews, 24*(3), 297-316.

Zamanzadeh, H., & Al-Husseini, S. (2016). *Iran's Economy: In Straits of Development*. 1st. Edition. Tehran, Iran, Central Press [in Persian].

Zolfaghari, Mehdi and Zahra Asadi. (2019). Investigating the effect of social capital on banking stability in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Year 19, Issue 3, 85-108. [in Persian]

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 159-198

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27941

Analysis of Government Debt Sustainability in Iran Over the Past Half-Century

Ahmad Ghodsi Dehaghi [1], Reza Zamani [2], Mohammad Ghasemi [3]

1. Ph.D. Student, Department of Economic Planning and Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: ghodsi70@gmail.com
2. Assistant Professor, Department of Economic Planning and Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. E-mail: e_reza_z@yahoo.com
3. Assistant Professor, Department of Economic Planning and Development, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. E-mail: mohghasemi@atu.ac.ir

Abstract

The primary objective of this study is to examine the sustainability of government debt in Iran over the past half-century. Debt sustainability is assessed using the fiscal reaction function approach, employing the vector autoregression (VAR) method for the period 1974-2023. Additionally, a government budget deficit index is defined and calculated, and government debt is estimated using a new method for the period 1974-2014. The findings indicate that a positive shock to government debt initially increases the budget deficit. However, over time, the rate of increase in the deficit declines, and in the long run, the deficit decreases. In other words, the government responds to rising debt by reducing the budget deficit, implying that government debt in Iran is sustainable in the long-term horizon. Furthermore, the study finds that an increase in government debt does not affect the output gap, suggesting that expansionary fiscal policies through debt accumulation have not contributed to long-term economic growth in Iran

Article information

Review History:

Received: feb. 11, 2025

Revised:mar. 02, 2025

Accepted: apr. 08, 2025

Published online: des.07, 2025

Keywords:

Government Debt Sustainability

Government Debt

Budget Deficit

Output Gap

Vector Autoregression (VAR)

JEL Classification:

H63, H62, O49

Corresponding Author:

ghodsi70@gmail.com

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 159-198

Aim and Introduction:
The primary objective of this study is to examine the sustainability of government debt in Iran over the past half-century. Government debt sustainability is a key topic in macroeconomics and public finance, focusing on a government's ability to manage and repay its debt in the long run without experiencing a financial crisis. This issue has gained increasing importance, particularly following global and regional financial crises in recent decades.
In this research, government debt sustainability is analyzed using data from the past fifty years. The time series of government debt (1974-2014) is estimated while considering that a portion of the budget deficit has been financed through the banking system. By employing different definitions of the budget deficit, the time series of the Iranian government's budget deficit (or surplus) is calculated and utilized. Specifically, the budget deficit is defined as the portion of government budget resources financed through debt issuance (borrowing).

Methodology
This study analyzes the sustainability of government debt using the fiscal reaction function approach. According to this approach, government debt is considered sustainable if the government responds to an increase in the debt-to-GDP ratio by raising the budget surplus-to-GDP ratio (or reducing the budget deficit-to-GDP ratio).
To assess debt sustainability, three key variables are incorporated into the model: the government debt-to-GDP ratio, the budget surplus-to-GDP ratio, and the output gap. Given the time-series nature of the data, the model is estimated using the VAR method. Moreover, since the total government debt for a given year is determined in the following year and the annual budget is approved in the preceding year, two lags are included in the estimation process.

Results and Discussion
After estimating the model using the VAR method, impulse response functions (IRFs) were derived to analyze how each of the three variables—government budget surplus, government debt-to-GDP ratio, and output gap—responds to shocks in these variables.
The results indicate that following a one-standard-deviation positive shock to the government debt-to-GDP ratio, the budget deficit initially increases but gradually declines in the medium term, eventually converging to a balanced budget in the long run. This finding suggests that, over the 50-year period examined, government debt in Iran has remained sustainable.
Moreover, the output gap appears to be neutral in response to positive shocks in government debt and budget surplus, implying that changes in government debt or budget surplus have neither stimulated economic growth nor induced recessions in Iran over the past half-century. This result aligns with the classical economic perspective that long-term economic growth is driven by productivity improvements rather than expansionary fiscal policies such as increased budget deficits or government debt accumulation.

Additionally, a positive shock to the output gap initially leads to an increase in the government budget surplus, followed by a slight decline that eventually dissipates over time. This response can be explained by the rise in government revenues—particularly from taxes and oil exports—during economic booms in Iran. Furthermore, a positive output gap shock leads to a reduction in government debt in the first two years, followed by a slight increase, and eventually has a neutral effect on the debt-to-GDP ratio.

Conclusion

This study employed the fiscal reaction function approach to analyze the sustainability of government debt in Iran. The calculations indicate that the highest debt-to-GDP ratio occurred during the Iran–Iraq War, reaching 114% in 1988. Moreover, this ratio exceeded 50% only during the 1979-1992 period and has not returned to such levels since.

To calculate the government budget deficit, revenues from the privatization of state-owned enterprises and withdrawals from the Currency Reserve Fund were subtracted from the operating and capital balance deficit (or added to the surplus). The results show that during most years of the 2000s, when oil revenues surged, the government recorded a budget surplus. In contrast, in the remaining years of the past half-century, the government faced a budget deficit.

The IRF analysis reveals that although a positive shock to the government debt-to-GDP ratio initially increases the budget deficit ratio in the short run, this effect gradually diminishes, and in the long run, the budget deficit ratio declines as the debt-to-GDP ratio rises. This finding supports the conclusion that government debt in Iran has remained sustainable over the past 50 years. Additionally, the results indicate that an increase in the output gap leads to a reduction in the budget deficit, which is consistent with expectations, as economic booms generate higher tax and oil revenues.

Furthermore, the findings demonstrate that an increase in the budget deficit-to-GDP or debt-to-GDP ratio has a neutral effect on the output gap, implying that expansionary fiscal policies—through higher deficits or government borrowing—have not contributed to long-term economic growth in Iran.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۱۵۹ تا ۱۹۸
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27941

تحلیل پایداری بدهی‌های دولت در ایران در نیم قرن اخیر

احمد قدسی دهقی[۱]، رضا زمانی[۲]، محمد قاسمی ششده[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران .(نویسنده مسئول) ghodsi70@gmail.com
۲. استادیار، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. e_reza_z@yahoo.com
۳. استادیار، گروه برنامه‌ریزی و توسعه اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. mohghasemi@atu.ac.ir

چکیده

هدف اصلی از این تحقیق، بررسی پایداری بدهی‌های دولت در نیم قرن اخیر است. بر همین اساس، پایداری بدهی‌ها مبتنی بر رویکرد تابع واکنش مالی و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری برای بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۵۳ بررسی شده است. همچنین شاخص کسری بودجه دولت تعریف و محاسبه و بدهی‌های دولت نیز با روشی جدید برای بازه ۱۳۹۳-۱۳۵۳ تخمین زده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که یک شوک مثبت به بدهی‌های دولت، باعث می‌شود که در کوتاه‌مدت، کسری بودجه افزایش یابد، اما به مرور، از میزان افزایش در کسری بودجه کاسته شده و در بلندمدت، کسری بودجه کاهش می‌یابد. در واقع، دولت با کاهش کسری بودجه، به افزایش بدهی‌ها واکنش نشان می‌دهد؛ بدین معنا که در اقتصاد ایران و در افق بلندمدت، بدهی‌های دولت، پایدار است. همچنین در این تحقیق، ملاحظه شد که افزایش بدهی‌ها تأثیری بر شکاف تولید ندارد و این امر، نشان می‌دهد که سیاست‌های انبساط مالی از طریق ایجاد بدهی، تأثیری بر رشد اقتصادی بلندمدت در ایران نداشته است.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۲۳
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۲/۱۲
پذیرش: ۱۴۰۴/۱/۱۹
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۶

کلمات کلیدی:
پایداری بدهی‌های دولت
بدهی دولت
کسری بودجه
شکاف تولید
خودرگرسیون برداری

طبقه‌بندی JEL:
H63, H62, O49

نویسنده مسئول:
ghodsi70@gmail.com

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. بر اساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

پایداری بدهی دولت، به توانایی یک کشور در مدیریت بدهی‌های خود بدون نیاز به افزایش مداوم بدهی یا ایجاد بحران مالی اطلاق می‌شود. برمبنای یک اجماع گسترده، بدهی عمومی زمانی پایدار تلقی می‌شود که دولت با احتمال بالایی توان پرداخت تعهدات مالی فعلی و آتی خود را داشته باشد، بدون آنکه ناچار به اتخاذ سیاست‌های نامطلوب شود (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۳). توسعه ادبیات پایداری بدهی، عمدتاً به دهه ۸۰ میلادی باز می‌گردد؛ پس از دو برهه بحران بدهی آمریکای لاتین در دهه ۱۹۸۰ و بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸، توجه بسیاری از پژوهشگران به مسأله پایداری بدهی‌های دولت جلب شد (ویلمز و زتلمایر[1]، ۲۰۲۲).

توانایی بازپرداخت بدهی، مبتنی بر پیش‌بینی وضعیت بودجه دولت در آینده‌ای نامحدود است و به همین دلیل، امکان صورت‌بندی آن در قالب دلالت‌های عملیاتی مشخص وجود ندارد؛ بنابراین، رویکردهای موجود برای ارزیابی پایداری بدهی، عمدتاً بر شرایط کافی (نه لازم) برای تأمین توانایی بازپرداخت بدهی‌ها متمرکز شده‌اند. از آنجا که می‌توان شرایط متعددی را برای این منظور در نظر گرفت، ادبیات مربوط به پایداری بدهی، رویکردی متنوع و چندوجهی را اتخاذ کرده است (دبرون و همکاران[2]، ۲۰۲۰). دولت‌ها در مواجهه با افزایش بدهی‌ها، به سیاست‌های مختلفی همچون افزایش مالیات‌ها، فروش دارایی، کاهش هزینه‌های عمومی یا ایجاد تورم با پولی نمودن کسری بودجه روی می‌آورند. چگونگی واکنش مالی دولت‌ها به تغییرات سطح بدهی، تبعات مختلفی داشته و تحلیل این رفتار، می‌تواند به ارزیابی میزان پایداری مالی کشورها کمک کند.

بدهی دولت‌ها هر سال به اندازه کسری بودجه به‌علاوه بهره بدهی سال قبل افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، برخی تعهدات وجود دارد که در قالب بودجه مصوب بر دوش دولت قرار داده می‌شود و بدون انجام عملیات هزینه‌ای بر حجم بدهی‌های دولت می‌افزاید. در کشورهایی که دولت‌ها اتکای زیادی به درآمدهای غیرمالیاتی مانند فروش نفت و سایر دارایی‌ها دارند، ریسک تأمین هزینه‌های دولت به علت ناپایدار بودن منابع بودجه بالاتر است (آرزکی و بلانچارد[3]، ۲۰۱۴) و به همین دلیل، احتمال افزایش قابل توجه کسری بودجه بیشتر است. بودجه دولت ایران نیز به علت وابستگی به فروش نفت همین شرایط را دارد. کاهش درآمدهای نفتی ناشی از نوسانات قیمت یا تحریم‌ها (مانند محدودیت‌های اعمال‌شده بر صادرات نفت) و نیز ضعف نظام مالیاتی، مستقیماً کسری بودجه را افزایش می‌دهد. لذا به‌دلیل وابستگی بالای اقتصاد ایران به درآمدهای حاصل از فروش دارایی و محدودیت‌های ایجادشده در مسیر تأمین مالی دولت، ارزیابی پایداری بدهی‌های دولت را حائز اهمیت می‌سازد.

---

1. Willems & Zettelmeyer (2022).
2. Debrun et al. (2020).
3. Arezki & Blanchard (2014).

علاوه بر کسری بودجه، نرخ بهره حقیقی نیز بر میزان رشد بدهی‌های دولت و پایداری آن اثرگذار است. دستیابی به پایداری بدهی دولت در کشورهایی که نرخ بهره واقعی بالاتر از نرخ رشد اقتصادی بوده، دشوار است. به همین دلیل، اریجان و همکاران[1] (۲۰۲۲) به‌منظور تحقق پایداری بدهی عمومی در ترکیه پیشنهاد نمودند که شوراهای مالی[2] به‌عنوان نهادهای عمومی مستقل تأسیس شوند تا انگیزه‌های سیاستگذاران را بهبود بخشیده و آن‌ها را به سمت اتخاذ سیاست‌های بهینه در حوزه تأمین مالی دولت و مالیات‌ستانی هدایت کنند.

در پژوهش حاضر، از رویکرد تابع واکنش مالی استفاده شده است که واکنش دولت به انباشت بدهی‌ها را می‌سنجد. رویکرد مورد استفاده مبتنی بر مطالعات بوهن[3] (۲۰۰۸ و ۱۹۹۸) است. او نشان داد که واکنش مثبت مازاد بودجه دولت به افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، معیاری برای پایدار تلقی نمودن بدهی دولت است. در این پژوهش، از داده‌های نیم قرن اخیر (۱۴۰۲-۱۳۵۳) برای ارزیابی پایداری بدهی‌های دولت ایران استفاده شده است. روش مورد استفاده در این مطالعه، مدل خودرگرسیون برداری (VAR) بوده که امکان تحلیل پویایی‌های بین متغیرهای اقتصادی را فراهم می‌آورد. علاوه بر این، شاخص کسری بودجه دولت، محاسبه و روند بدهی‌های عمومی کشور تخمین زده شده است. نتایج این پژوهش، می‌تواند به سیاستگذاران اقتصادی در اتخاذ تصمیمات مالی بهتر، تنظیم سیاست‌های مالی مناسب و مدیریت کارآمدتر بدهی‌های عمومی کمک کند. همچنین، یافته‌های این مطالعه به درک بهتری از تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر پایداری بدهی‌ها و رشد اقتصادی ایران منجر خواهد شد.

نوآوری این پژوهش، لحاظ این نکته در تخمین سری زمانی بدهی‌های دولت در سال‌های فاقد داده رسمی (۱۳۹۳-۱۳۵۳) بوده که همواره بخشی از کسری بودجه دولت از طریق نظام بانکی تأمین مالی می‌شده است. همچنین در این مطالعه، تعاریف مختلف از کسری بودجه به‌صورت شفاف ارائه شده و درنهایت، سری زمانی کسری (مازاد) بودجه دولت در ایران با در نظر گرفتن این تعریف که کسری بودجه بخشی از منابع بودجه دولت می‌باشد که از طریق ایجاد بدهی (استقراض) تأمین گردیده، محاسبه شده و مورد استفاده قرار گرفته است.

ساختار مطالعه به این شکل است که پس از نگاهی به مطالعات مرتبط با پایداری بدهی‌های دولت در داخل و خارج، ساختار قدیمی و جدید گزارشگری بودجه در ایران و سهم هر یک از اجزای بودجه دولت در طول زمان مورد واکاوی قرار گرفته و ضمن تبیین و ارزیابی سه تعریف متفاوت از کسری بودجه، سری زمانی کسری بودجه، محاسبه شده است. از آنجا که تا سال ۱۳۹۴، آماری از رقم بدهی‌های دولت موجود نیست، در ادامه، سری زمانی بدهی‌های دولت برای این سال‌ها محاسبه شده

1. Eğrican et al. (2022).
2. Fiscal Councils (FC)
3. Bohn (1998 & 2008).

است. سپس ادبیات نظری مرتبط با تابع واکنش مالی بررسی شده و مدل پژوهش با استفاده از روش خودرگرسیون برداری تخمین زده شده و نتایج توابع واکنش آنی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند. درنهایت، نتایج حاصل درخصوص تحلیل پایداری بدهی‌ها ارائه شده است.

۲. پیشینه پژوهش

در قسمت اول این بخش، ابتدا مطالعات خارجی مورد بررسی قرار گرفته، در بخش دوم پژوهش‌های داخلی مرتبط به‌صورت جامع مرور، و سپس نکات متمایز پژوهش حاضر در جهت تکمیل پژوهش‌های قبلی داخلی تشریح شده است.

۲-۱. مطالعات خارجی

یکی از مشهورترین مقالات این حوزه، پژوهش بوهن (۱۹۹۸) با عنوان «رفتار بدهی عمومی و کسری‌ها در ایالات متحده» است. او نشان داد که مازاد بودجه در آمریکا، تابعی صعودی از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی است. اگر هزینه‌های زمان جنگ و نوسانات دوره‌ای کنترل شود، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی به میانگین خود باز می‌گردد. پاسخ مثبت مازاد بودجه به تغییرات بدهی، نشان داد که سیاست مالی ایالات متحده، محدودیت بودجه بین زمانی را برآورده می‌کند.

کیا[1] (۲۰۰۸)، به بررسی پایداری مالی سه کشور مصر، ایران و ترکیه با استفاده از روش‌های هم‌انباشتگی و هم‌انباشتگی چندگانه پرداخته، همچنین برای آزمون پایداری سیاست مالی در ایران، براساس مدل هموارسازی مالیاتی بارو، یک مدل توسعه داده است. بر این اساس، مشخص شد که فرایند بودجه‌ریزی مالی در مصر و ترکیه به‌طور ضعیف پایدار است، اما در ایران نه.

هوی[2] (۲۰۱۳)، مجموعه وسیعی از آزمون‌های اقتصادسنجی را برای بررسی کامل پایداری مالی در مالزی به‌کار می‌گیرد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی چندجانبه، نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی بین خطاهای هم‌انباشته، مخارج واقعی دولت و درآمد واقعی دولت است. در همین حال، تحلیل‌های استاندارد هم‌انباشتگی، نشان می‌دهد که فرایند مالی فقط پایداری ضعیف را برآورده می‌کند. مهم‌تر از همه، نتایج حاصل از یک مدل پایداری مالی که درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز را دربر می‌گیرد، از این دیدگاه که فرایند مالی پایدار است، با قدرت حمایت نمی‌کند.

گوش و همکاران[3] (۲۰۱۳)، به‌دنبال پاسخ این سؤال هستند که بدهی عمومی تا چه حد می‌تواند افزایش یابد، بدون آنکه تسویه‌شوندگی مالی به خطر بیافتد؛ آنها این سؤال را با استفاده از یک مدل تصادفی نکول دولتی پاسخ می‌دهند که در آن، سرمایه‌گذاران ریسک‌خنثی به دولتی که «خستگی مالی» نشان می‌دهد و ترازهای بودجه نمی‌تواند همگام با افزایش بدهی حرکت کند، وام می‌دهند.

1. Kia (2008).
2. Hui (2013).
3. Ghosh et al. (2013).

درنتیجه، دولت با یک محدودیت بدهی درونزا مواجه است که بیش از آن نمی‌تواند بدهی را بغلتاند. در ادامه، با استفاده از داده‌های ۲۳ اقتصاد پیشرفته در دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰، شواهدی از یک تابع واکنش مالی با این ویژگی‌ها پیدا کرده و از آن برای محاسبه «فضای مالی» استفاده می‌کنند، که به‌عنوان تفاوت بین نسبت بدهی فعلی و مرز بدهی تخمینی تعریف می‌شود.

موپونگا و له‌روکس[1] (۲۰۱۶)، در مقاله خود، با عنوان «تحلیل نظری و تجربی بنیان‌های پویایی‌های بدهی عمومی در زیمبابوه»، معادله پویایی‌های بدهی مبتنی بر قید بودجه بین زمانی دولت را برای پی بردن به عواملی که بدهی عمومی را تحت تأثیر قرار می‌دهند، مشخص می‌کنند. نتایج نشان می‌دهند که پویایی‌های بدهی در زیمبابوه به‌صورت گسترده‌ای از تعدیل‌های عظیم انباره-جریان برای تأمین مخارج مرتبط سیاسی و اجتماعی تشکیل شده است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که شکاف تولید، اثر قابل‌توجهی بر پویایی‌های بدهی عمومی در زیمبابوه داشته است. به این ترتیب، نتایج بر نیاز به مدیریت محتاطانه بدهی برای محافظت در برابر تغییرات غیرمنتظره در بدهی عمومی تأکید می‌کند.

جیووانی و همکاران[2] (۲۰۱۶)، با توسعه مدل DIGNAR[3] که یک مدل DSGE برای کشورهای در حال توسعه دارای منابع طبیعی است، به بررسی اثرات سرمایه‌گذاری عمومی بر رشد اقتصادی و پایداری بدهی پرداختند. آن‌ها نشان دادند که در این کشورها حتی با وجود صندوق ذخیره ارزی، برنامه‌های بلندپروازانه برای افزایش سریع سرمایه‌گذاری عمومی همراه با استقراض بیشتر، ممکن است ریسک‌های پایداری بدهی را به‌ویژه در شرایطی که کارآیی سرمایه‌گذاری کاهش یابد یا درآمدهای آتی از منابع طبیعی کمتر از حد انتظار باشد، افزایش دهد.

بکیراج و همکاران[4] (۲۰۱۸)، در پژوهش خود درخصوص کشورهای OECD با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۱ به بررسی این سؤال پرداختند که: واکنش دولت‌ها به افزایش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی چه بوده است؟ آیا اقدامات اصلاحی را در پیش گرفته‌اند یا اینکه اجازه رشد بیشتر به بدهی‌ها داده‌اند؟ نتایج آنها نشان می‌دهد که دولت‌ها اقدامات بلندمدتی که با افزایش بدهی مقابله کند، انجام نمی‌دهند و قید بودجه بین زمانی را هم برآورده نمی‌سازند. در کوتاه‌مدت یک پاسخ سیاست مالی متقارن که از شکاف تولید بهره‌برداری می‌کند، توسط بخشی از طبقه سیاسی این کشورها ظهور می‌کند: هنگامی که شکاف تولید مثبت است، با کسری و بدهی جدید مداخله می‌کند، اما زمانی که وضعیت معکوس می‌شود، اصلاح متقارن را اتخاذ نمی‌کند.

---

1. Mupunga, & Le Roux (2016).
2. Giovanni et al. (2016).
3. Debt, Investment, Growth, and Natural Resources
4. Beqiraj et al. (2018).

آلبرولا و همکاران[1] (۲۰۲۲)، سیاست پولی را در مدلی از تحلیل پایداری بدهی تصادفی ادغام کردند و تأثیر سیاست‌های غیرمتعارف را بر پویایی‌های بدهی‌های دولت ارزیابی نمودند. آنها نشان دادند که برنامه خرید اضطراری مربوط به پاندمی بانک مرکزی اروپا[2] (PEPP) به‌طور قابل‌توجهی پایداری بدهی را برای کشورهای منطقه یورو با انباره بدهی بالا بهبود می‌بخشد. بدون این برنامه خرید، بدهی با احتمال زیاد در مسیر افزایشی (ناپایدار) قرار می‌گیرد، در حالی که با خرید دارایی، پایدار بوده و انتظار می‌رود، نسبت بدهی تا حدود سال ۲۰۳۰ به سطح قبل از همه‌گیری بازگردد.

کیافی و همکاران[3] (۲۰۲۴)، اثرات مخارج دولتی یعنی مصرف و سرمایه‌گذاری دولت را بر تولید و پایداری بدهی عمومی سنجیدند. آنها از رویکرد پیش‌بینی‌های محلی[4] بر روی داده‌های ۱۴ کشور عضو OECD در بازه زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۷ استفاده نمودند. نتایج نشان داد که اگرچه تمامی شوک‌های سیاست مالی نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهند، اما سرمایه‌گذاری دولت، مؤثرترین ابزار برای بهبود پایداری بدهی عمومی محسوب می‌شود.

۲-۲. مطالعات داخلی

موسوی محسنی و طاهری (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی پایداری مالی دولت در ایران» با استفاده از آزمون‌های هم‌جمعی، پایداری مالی را برای دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۴۳ بررسی نمودند. الگوی مورد استفاده آنها مبتنی بر مدل بوهن (۱۹۹۸) و مدل هموارسازی مالیاتی بارو[5] بوده و با توجه به فروشنده نفت بودن ایران و حجم قابل توجه درآمد نفتی از کل درآمد دولت، مورد تعدیل قرار گرفته است. نتایج این مطالعه، نشان داده که فرایند مالی در ایران پایدار نبوده است.

مؤتمنی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهش خود با عنوان «بررسی پایداری مالی دولت ایران با روش هم‌جمعی چندجانبه»، به بررسی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۰ پرداختند و نتیجه گرفتند که دولت در مقیاس بودجه عمومی در وضعیت پایداری مالی قرار ندارد، اما در صورتی که حق‌الضرب به مجموعه درآمدهای دولت اضافه شود، شرایط پایداری مالی تأمین می‌شود؛ بنابراین، دولت تنها با اتکا به تورم، قادر به بازپرداخت بدهی‌های خود خواهد بود.

افشاری و همکاران (۱۳۹۱)، در تحقیقی با عنوان «بررسی پایداری مالی در ایران»، روش هم‌جمعی و هم‌جمعی چندگانه مانند انگل-گرنجر، یوهانسن-یوسیلیوس و مدل هموارسازی مالیاتی

1. Alberola et al. (2022).
2. Pandemic Emergency-Purchase Programme
3. Ciaffi et al. (2024).
4. Local Projections approach
5. Barro

بارو را برای ارزیابی سیاست مالی در ایران به‌کار گرفتند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که فرایند مالی در ایران پایدار نیست و درآمدها و مخارج دولت، مستقل از هم هستند.

زارعی و نائینی (۱۳۹۲)، در مطالعه خود با عنوان «آزمون پایداری مالی در ایران»، سیاست‌های مالی دولت ایران را در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر اساس مطالعه همیلتون و فلوین[1] (۱۹۸۶) بررسی نموده‌اند. در این پژوهش، بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای مخارج و درآمدهای دولت در دوره زمانی ۱۳۷۰-۱۳۸۹ با تواتر فصلی نشان داد که پایداری مالی در ایران ضعیف بوده و نویسندگان نتیجه گرفته‌اند که دولت حتی با استفاده از درآمدهای حق‌الضرب و نفت، در بلندمدت نتوانسته است مخارجش را از محل درآمدهای خود تأمین مالی نماید. نتایج تحلیل کوتاه‌مدت ایشان نیز نشان داد که ایران بدون استفاده از درآمدهای نفتی در دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ در وضعیت ناپایداری مالی قرار داشته و حتی با وجود درآمدهای نفتی، سیاست‌های مالی دولت، تنها در سال‌های ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۹ از ثبات برخوردار بوده است.

حیدری و همکاران (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران»، به بررسی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۷ پرداخته و ضمن استفاده از چهارچوب تحلیلی بوهن (۱۹۹۸)، تابع واکنش مالی را تخمین زده و نشان دادند که در کوتاه‌مدت، پایداری بدهی به‌صورت ضعیف در اقتصاد ایران وجود دارد، اما در بلندمدت، بدهی پایدار نیست و نتیجه گرفتند که دولت به‌منظور کاهش خطر بحران بدهی می‌باید تنوع منابع درآمدی خود را افزایش داده و از وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی بکاهد.

کمیجانی و گودرزی (۱۳۹۴)، نیز در مطالعه خود با عنوان «پایداری مالی دولت در اقتصاد ایران با رویکرد مدل هم‌انباشتگی»، از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۰ و رویکرد مدل‌های هم‌انباشتگی پویا و روش حداقل مربعات معمولی پویا استفاده نمودند. به این منظور، سه حالت مختلف از درآمدهای دولت شامل: الف) درآمد مالیاتی؛ ب) مالیات و درآمد نفتی؛ ج) مالیات، درآمد نفتی و حق‌الضرب بر روی هزینه‌ها برازش شد که به‌ترتیب، منتج به پایداری مالی ضعیف، پایداری مالی قوی و ناسازگاری در پایداری مالی دولت گردیده‌اند.

کریمی پتانلار و همکاران (۱۳۹۶)، نیز در پژوهشی با عنوان «پایداری بدهی دولت در ایران: شواهد جدید از تابع واکنش مالی»، با استفاده از روش هم‌انباشتگی یوهانسن - یوسیلیوس و داده‌های

1. Hamilton & Flavin (1986).

بازه زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰، به بررسی پایداری دولت در قالب تابع واکنش مالی پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که واکنش دولت به انواع بدهی به صورت ضعیف پایدار بوده است. همچنین نشان دادند که سیاست‌های مالی دولت، واکنش موافق چرخه‌ای به نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی داشته است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۶)، در پژوهش دیگری با عنوان «پایداری بدهی دولت در ایران: شواهدی از الگوی رگرسیون آستانه‌ای»، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) استفاده نموده و به بررسی پایداری بدهی دولت در قالب تابع واکنش مالی پرداختند. نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که اگر نسبت بدهی خارجی دولت به تولید ناخالص داخلی کمتر از ۳/۹ درصد باشد، واکنش دولت در برابر بدهی داخلی از پایداری لازم برخوردار نیست و درصورتی‌که این نسبت بزرگتر از ۳/۹ درصد باشد، واکنش دولت به بدهی به‌صورت ضعیف پایدار است.

فلاحتی و همکاران (۱۳۹۶)، در تحقیقی با عنوان «بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی گذرا در اقتصاد ایران»، به بررسی پایداری مالی و شوک‌های مالی در اقتصاد ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۷ با استفاده از آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر و آزمون هم‌جمعی یوهانسن پرداختند. بررسی رابطهٔ بین درآمدها و مخارج دولت با استفاده از آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر، نشان داد که با افزایش درآمدها، مخارج بیشتر افزایش پیدا می‌کند. همچنین نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌جمعی، حاکی از آن بوده که سیاست مالی در ایران ناپایدار است. نتایج حاصل از برآورد توابع واکنش مالی نیز بیانگر آن است که تعدیلات بدهی بیشتر در سمت مخارج دولت اتفاق می‌افتد؛ یعنی با افزایش بدهی، مخارج بیشتر از درآمدها افزایش می‌یابد که تأییدی بر وجود ناپایداری مالی در ایران است. در بخش دوم این مطالعه، با استفاده از مدل خود توضیح برداری و توابع عکس‌العمل آنی، به بررسی اثر بلندمدت شوک‌های مالی گذرا بر روی سه متغیر تغییرات درآمدهای غیرنفتی، تغییرات مخارج دولتی و تغییرات درآمدهای نفتی پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های مالی گذرا در بلندمدت بر روی متغیرهای یادشده، اثری ندارند.

ممی‌پور و گودرزی (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی پایداری مالی دولت در ایران با استفاده از آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ»، به بررسی وضعیت پایداری مالی دولت در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ پرداختند. نتایج از آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی در طی دوره زمانی مورد بررسی، وضعیت مالی دولت را در حالت ناپایدار قرار می‌دهد. دیگر نتایج، حاکی از آن است که افزایش بدهی دولت در یک مقطع زمانی معین، در طی زمان از بین نرفته و روی بدهی‌های سال‌های بعد انباشت شده است.

معماریان و همکاران (۱۴۰۱)، با استفاده از رویکرد بوهن (۲۰۰۸)، به برآورد تابع واکنش تراز بودجه دولت به انباشت بدهی‌ها با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری پرداختند. نتایج نشان می‌داد که تراز بودجه دولت به انباشت بدهی‌هایش، واکنش نشان نمی‌دهد و بنابراین، شرط کافی برای پایداری بدهی‌های دولت برقرار نیست.

ساعدی و درگاهی (۱۴۰۱)، با استفاده از برآورد یک الگوی اتورگرسیون با وقفه‌های توزیع شده، نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی را برای ۵ سال پیش‌بینی نموده و سپس نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی و پایداری مالی دولت را با به‌کارگیری برخی از قواعد مالی، مورد تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که نسبت مانده بدهی در سال‌های آتی، دارای روند افزایشی بوده که می‌تواند زمینه بروز ناپایداری مالی دولت باشد.

عقیلی‌فر و همکاران (۱۴۰۳)، نیز با استفاده از داده‌های بازه ۱۴۰۰-۱۳۴۹ و به کارگیری مدل‌های واکنش مالی با پارامتر متغیر در زمان و تغییر رژیم مالی مارکوف-سوئیچینگ، نشان دادند که سیاست مالی در ایران، ناپایدار است.

بررسی مطالعات داخلی بالا، نشان می‌دهد که تاکنون تلاش‌های پژوهشی ارزنده متعددی جهت بررسی پایداری بدهی‌های دولت صورت گرفته است، اما به‌دلیل محدودیت‌های مختلف، اغلب مطالعات انجام‌شده درخصوص داده‌های سری زمانی بدهی دولت، صراحت نداشته یا صرفاً بدهی دولت به بانک‌ها و یا بانک مرکزی را به‌جای کل بدهی‌های دولت در نظر گرفته‌اند.

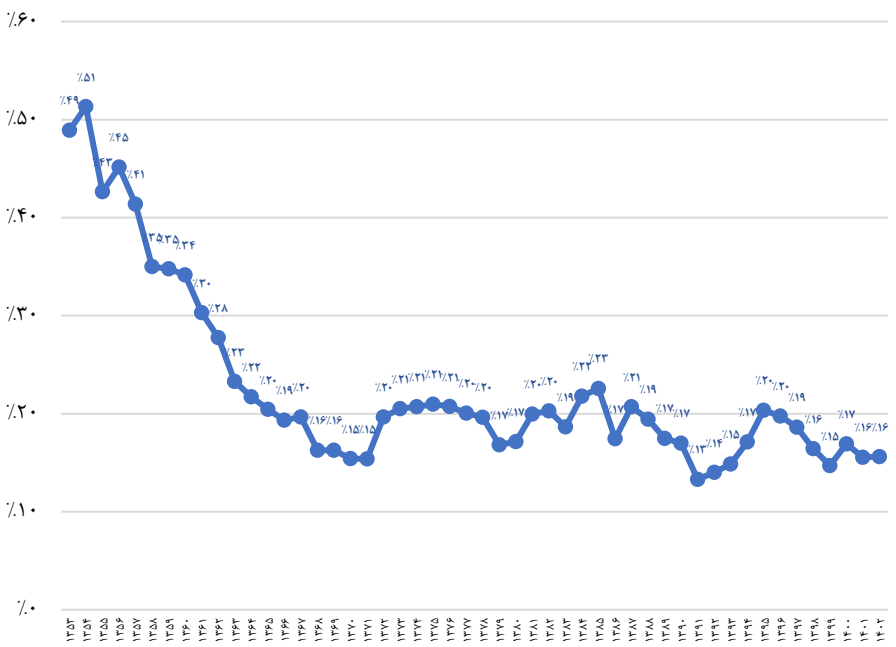
در پژوهش حاضر، تلاش شده است که با تکمیل روش موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸)، سری زمانی بدهی‌های دولت ایران برای سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۳ تخمین زده شده و در مدل پژوهش مورد استفاده قرار گیرد. علاوه بر این، در بسیاری از پژوهش‌های قبلی مانند مطالعهٔ معماریان (۱۴۰۱)، متغیر کسری تراز عملیاتی به‌عنوان کسری بودجه دولت مورد استفاده قرار گرفته است، اما در این پژوهش، کسری بودجه، مورد بحث قرار گرفته و با ارائه شاخص، تصریح و محاسبه شده و مورد استفاده قرار گرفته است.

۳. تصریح و محاسبه متغیرهای پژوهش

۳-۱. بودجه دولت و کسری آن در ایران

۳-۱-۱. بودجه دولت و ساختار آن

نگاهی به نسبت عملکرد بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی در ایران طی نیم قرن اخیر، نشان می‌دهد که این نسبت در دهه پنجاه شمسی در اوج بوده و از اواسط دهه پنجاه شمسی، روند نزولی به خود گرفته، به‌طوری‌که از ۵۱ درصد در سال ۱۳۵۴ به ۱۵درصد در سال ۱۳۷۱ رسیده و پس از آن همواره بین ۱۳ الی ۲۳ درصد در نوسان بوده است (نمودار ۱).



نمودار ۱: نسبت بودجه دولت[۱] به تولید ناخالص داخلی در ایران (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

Chart 1: Government Budget as a Percentage of GDP in Iran (1974–2023)

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی و محاسبات تحقیق

---

۱. با توجه به تغییر نحوه گزارش‌دهی بودجه دولت و گزارش نشدن بودجه به روش قدیم (GFS1986) از سال ۱۳۹۲ به بعد، مبنای محاسبه بودجه دولت در نمودار بالا به‌صورت زیر است:

از سال ۱۳۵۳ تا سال ۱۳۹۱، رقم بزرگ‌تر بین دو متغیر درآمدها و پرداخت‌ها در نظر گرفته شده، یعنی در سال‌هایی که بودجه با کسری مواجه بوده، پرداخت‌ها و در سال‌هایی که بودجه با مازاد مواجه بوده درآمدها به عنوان بودجه دولت در نمودار قرار گرفته است.

از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۲ نیز که منابع و مصارف بودجه صرفاً به روش جدید (GFS2001) گزارش شده است، منابع بودجه (که معادل مصارف نیز هست) یعنی سه عنصر ستون سمت راست جدول ۱ (درآمدهای عمومی، واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و واگذاری دارایی‌های مالی)، به‌عنوان بودجه دولت در نمودار گزارش شده است. اختلاف عددی این دو حالت، ناشی از جزء تملک دارایی‌های مالی است که در ساختار قدیم گزارش نمی‌شده و صرفاً عدد خالص واگذاری دارایی‌های مالی آن سال‌ها در دسترس است. این اختلاف در بازه ۱۴۰۲-۱۳۸۰ به طور میانگین برابر با ۱/۳ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است.

برای آنکه بتوان تعریف درستی از کسری بودجه ارائه نمود، ابتدا بهتر است که نگاهی به ساختار گزارش‌گری بودجه در ایران انداخت. در ساختار فعلی (GFS2001)، مجموع منابع و مصارف بودجه دولت مساوی بوده و هر کدام به سه بخش متناظر به صورتی که در جدول ۱ آمده است، افراز می‌شود[۱].

جدول ۱: ساختار فعلی گزارش‌گری بودجه (*GFS2001*) در ایران

Table 1: The Current Structure of Budget Reporting (GFS 2001) in Iran

منابع	مصارف
درآمدهای عمومی (درآمد مالیاتی و سایر)	پرداخت‌های هزینه‌ای (جاری)
واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (فروش نفت، گاز و میعانات)	تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (پرداخت‌های عمرانی)
واگذاری دارایی‌های مالی	تملک دارایی‌های مالی

منبع: داده‌های بانک مرکزی

در ساختار قدیم گزارش‌گری بودجه (GFS1986)، بودجه شامل دو بخش نامساوی درآمدها و پرداخت‌ها بوده است (جدول ۲) و اختلاف این دو عدد به صورت تراز بودجه (کسری یا مازاد) گزارش می‌شده است[۲].

جدول ۲: ساختار قدیم گزارش‌گری بودجه (*GFS1986*) در ایران

Table 2: The Former Budget Reporting Framework in Iran (GFS 1986)

درآمدها	پرداخت‌ها
درآمد نفت	پرداخت‌های جاری
درآمد مالیاتی	پرداخت‌های عمرانی (معادل تملک دارایی‌های سرمایه‌ای)
سایر درآمدها	
پرداخت‌ها - درآمدها = تراز بودجه	

منبع: داده‌های بانک مرکزی

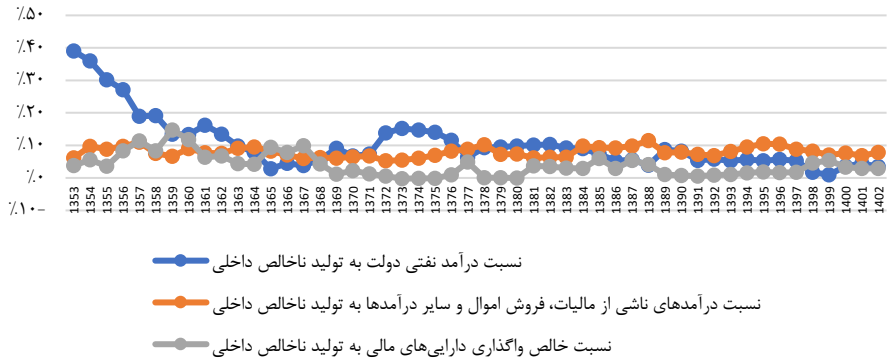
واکاوی و مقایسه ارقام گزارش‌شده بودجه دولت براساس دو ساختار گزارش‌گری در سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ که با هر دو روش گزارش شده است، ضروری بوده و کمک می‌کند تا ارقام سری‌های زمانی مربوط به بودجه و اجزای آن در بازه زمانی ۱۴۰۲-۱۳۵۳ با وحدت رویه احصا شده و در پژوهش حاضر، به‌کار گرفته شوند. چنین مقایسه‌ای دو نکته را نشان می‌دهد. اول، در ساختار قدیم، رقم مربوط به واگذاری دارایی مالی، صرفاً به‌صورت خالص در داده‌های بودجه منعکس شده (که برابر با قرینه تراز بودجه است)، اما در ساختار جدید، ارقام ناخالص نیز (شامل واگذاری و تملک دارایی‌های مالی) به‌تفکیک گزارش می‌شوند؛ به همین دلیل، مجموع منابع بودجه در ساختار گزارش‌گری قدیم

---

۱. در بخش سری‌های زمانی بانک مرکزی، از سال ۱۳۸۰ به بعد، داده‌های بودجه دولت، به این صورت محاسبه و گزارش شده است.

۲. محاسبه داده‌های بودجه دولت در بخش سری‌های زمانی بانک مرکزی براساس این روش تا سال ۱۳۹۱ انجام و گزارش شده است.

به اندازه تملک دارایی‌های مالی کمتر محاسبه می‌شود. دوم، مجموع درآمد مالیاتی و سایر درآمدها در ساختار قدیم معادل مجموع درآمدهای عمومی و منابع ناشی از فروش اموال منقول و غیرمنقول (به‌عنوان یکی از دو جزء واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) است. توجه به این نکات، یکپارچه‌سازی داده‌های سری زمانی بودجه و ترسیم نمودار ۲ و نمودار ۳ را امکان‌پذیر نموده است. این دو نمودار به ترتیب، نسبت اجزای منابع بودجه به تولید ناخالص داخلی و سهم اجزای منابع بودجه از کل را نشان می‌دهند. در این تقسیم‌بندی، منابع بودجه به سه قسمت «درآمد نفتی»، «درآمدهای ناشی از مالیات، فروش اموال منقول و غیرمنقول و سایر درآمدها» و «خالص واگذاری دارایی‌های مالی» افراز شده است[۱]. طبق نمودار ۲، مشاهده می‌شود که نسبت درآمد نفتی دولت به تولید ناخالص داخلی پرنوسان‌ترین جزء بودجه دولت در نیم قرن اخیر بوده است. این نسبت از ۳۹ درصد در سال ۱۳۵۳ که قله تاریخی آن است، به‌طور پیاپی کاهش یافته تا در دوره جنگ تحمیلی به ۳ درصد در سال ۱۳۶۵ رسیده است. سپس این نسبت افزایش یافته و بالاترین سطح خود تا کنون را در بازه ۵ ساله ۱۳۷۶-۱۳۷۲ با متوسط ۱۳/۹ درصد ثبت نموده و پس از آن در بازه ۲۱ ساله ۱۳۹۷-۱۳۷۷ روند نسبتاً باثباتی را با متوسط ۷/۱ درصد داشته و نهایتاً در ۵ سال منتهی به ۱۴۰۲، با کاهشی قابل‌توجه رقم متوسط ۲/۹ درصد را تجربه کرده است.



نمودار ۲: نسبت اجزای منابع عملکرد بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

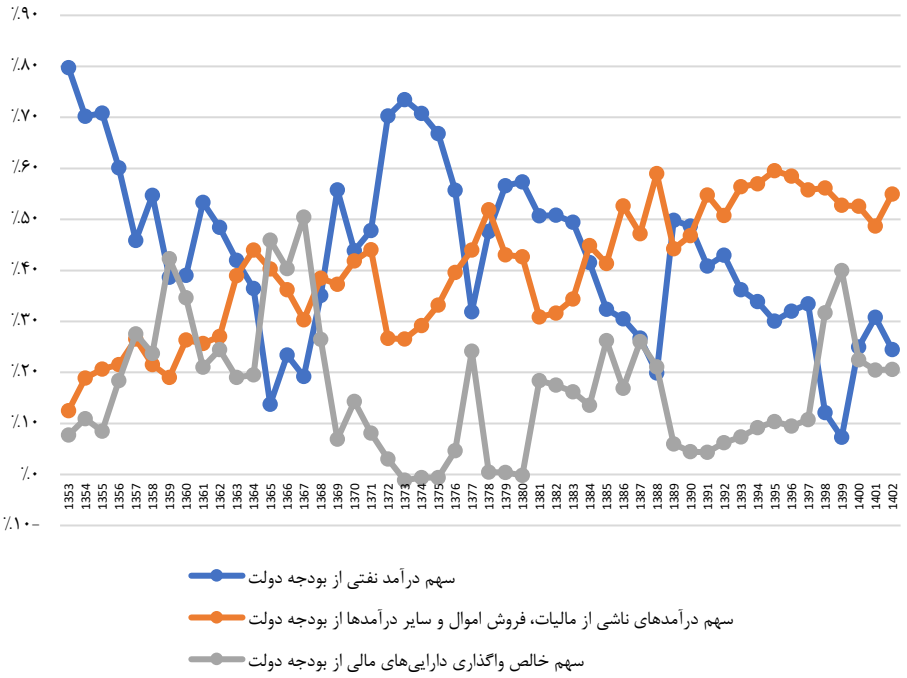
Chart 2: Actual Government Budget Revenue Components as a Ratio to GDP in Iran (1974–2023)

منبع: داده‌های بانک مرکزی

---

۱. از سال ۱۳۸۰ که محاسبات منابع و مصارف بودجه دولت بر مبنای استاندارد جدید GFS2001 صورت گرفته است، امکان در نظر گرفتن رقم ناخالص تملک دارایی‌های مالی در محاسبات مربوط به منابع و مصارف بودجه بر اساس آمارهای رسمی وجود دارد که برای حفظ یکپارچگی داده‌ها از در نظر گرفتن آن، خودداری شده است.

درآمدهای دولت از محل مالیات، فروش اموال و سایر، به‌طور نسبی باثبات‌ترین جزء اجزای بودجه دولت در طول زمان بوده است. نسبت این درآمدها به تولید ناخالص داخلی در نیم قرن اخیر به‌طور متوسط ۸ درصد و بین ۵/۲ درصد الی ۱۱/۵ درصد در نوسان بوده است. نسبت خالص واگذاری دارایی‌های مالی (کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای) به تولید ناخالص داخلی نیز نسبتاً پرنوسان بوده و ارقامی از ۰/۲ درصد- تا ۱۴/۷ درصد را به خود دیده است.



نمودار ۳: سهم اجزای منابع بودجه دولت از کل بودجه (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

Chart 3: Shares of Government Budget Revenue Components in Total Government Budget, Iran (1974–2023)

منبع: داده‌های بانک مرکزی

۲-۱-۳. کسری بودجه

کسری بودجه دولت را می‌توان به سه شکل مختلف تعریف نمود. نخست معادل دانستن کسری بودجه با کسری تراز عملیاتی، یعنی درآمدهای دولت (شامل مالیات و تعرفه واردات) منهای هزینه‌های جاری دولت[۱]. این تعریف، سایر اجزای بودجه دولت از جمله فروش نفت، پرداخت‌های عمرانی و درآمد حاصل از واگذاری‌ها را در بر نمی‌گیرد. مهم‌ترین دلیلی که برای این رویکرد در تعریف کسری بودجه

۱. در شرایطی که درآمد دولت بیشتر از هزینه‌ها باشد، مازاد تراز عملیاتی ایجاد می‌شود.

عنوان می‌شود، آن است که بودجه دولت نباید به منابع حاصل از فروش دارایی‌ها مانند نفت وابسته باشد. گرچه این تعریف به لحاظ رویکردی که درخصوص درآمدهای دولت اتخاذ می‌کند، قابل دفاع است، اما در عمل بیانگر واقعیت «کسری» بودجه نیست. تعریف دوم، کسری بودجه را معادل کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای (حاصل جمع تراز عملیاتی و خالص واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای که از لحاظ قدر مطلق برابر است با خالص واگذاری دارایی‌های مالی) در نظر می‌گیرد. در این حالت، مجموع هزینه‌های جاری و عمرانی، از مجموع منابع حاصل از درآمد مالیاتی و فروش نفت کسر می‌گردد. این تعریف دامنه بزرگ‌تری از منابع و مصارف دولت را دربر می‌گیرد، اما درآمدهای ناشی از واگذاری دارایی‌های دولت در قالب سهام شرکت‌ها را شامل نمی‌شود و همچنان قابلیت بهبود دارد.

می‌باید متذکر شد که در ساختار قدیم گزارشگری عملکرد بودجه (GFS1986)، اطلاعات بودجه عمومی دولت در دو بخش درآمدها و پرداخت‌ها ارائه می‌شد. درآمدها شامل درآمد نفت، درآمد مالیاتی و سایر درآمدها و پرداخت‌ها شامل پرداخت‌های جاری و پرداخت‌های عمرانی بود. با کسر پرداخت‌ها از درآمدها، کسری (مازاد) بودجه به‌دست می‌آمد. رقم حاصل که در داده‌های رسمی به‌عنوان کسری (مازاد) بودجه ذکر شده، مساوی همان تراز عملیاتی و سرمایه‌ای در ساختار جدید (GFS2001) گزارشگری عملکرد بودجه بوده و این نکته توسط لامعی (۱۳۸۴) نیز مورد اشاره قرار گرفته است.

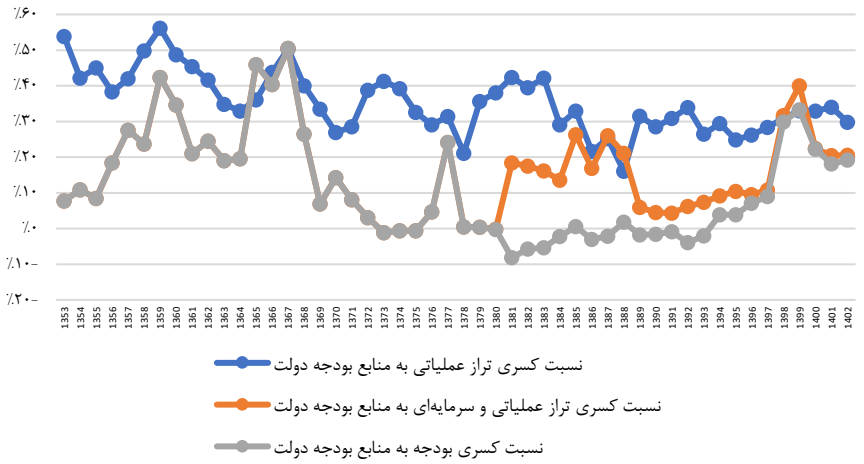
تعریف سوم از کسری بودجه، به این صورت است: «کسری بودجه، معادل بخشی از منابع بودجه دولت است که از طریق ایجاد بدهی (استقراض) تأمین شده است[۱]؛ به عبارت دیگر، کسری بودجه هزینه‌های جاری و عمرانی دولت منهای کلیه درآمدهای مالیاتی، فروش نفت و فروش سایر دارایی‌ها (بجز اوراق بدهی که ماهیت استقراضی دارد) می‌باشد». طبق این تعریف، تراز بودجه دولت برابر است با تراز عملیاتی و سرمایه‌ای به‌اضافه درآمدهای ناشی از فروش سهام شرکت‌های دولتی یا دیگر دارایی‌ها که در بخش واگذاری دارایی‌های مالی عملکرد بودجه گزارش می‌شود.

در این پژوهش، از میان سه تعریف ارائه شده، تعریف سوم از کسری بودجه انتخاب شده است؛ زیرا «کسری» یا «مازاد» بایستی منجر به استقراض بیشتر یا انباشت منابع مازاد (تسویه بدهی‌های قبلی) گردد. بنابراین، بهتر است هنگام تعریف کسری بودجه، درآمدهای ناشی از فروش دارایی‌ها (مانند نفت، املاک و سهام) و هزینه‌های عمرانی را نیز در نظر گرفت. ضمن آنکه در این پژوهش، مطالعه اثرات متقابل میان بدهی دولت و کسری بودجه مورد نظر است و آنچه که از ناحیه عملیات بودجه‌ای بر انباشت بدهی‌های دولت افزون می‌گردد، ناظر به تعریف سوم از کسری بودجه است.

---

۱. ماهیت ایجاد این بدهی می‌تواند بدهکار شدن به بانک‌ها یا سایر اشخاص به صورت مستقیم یا در قالب فروش اوراق بدهی باشد.

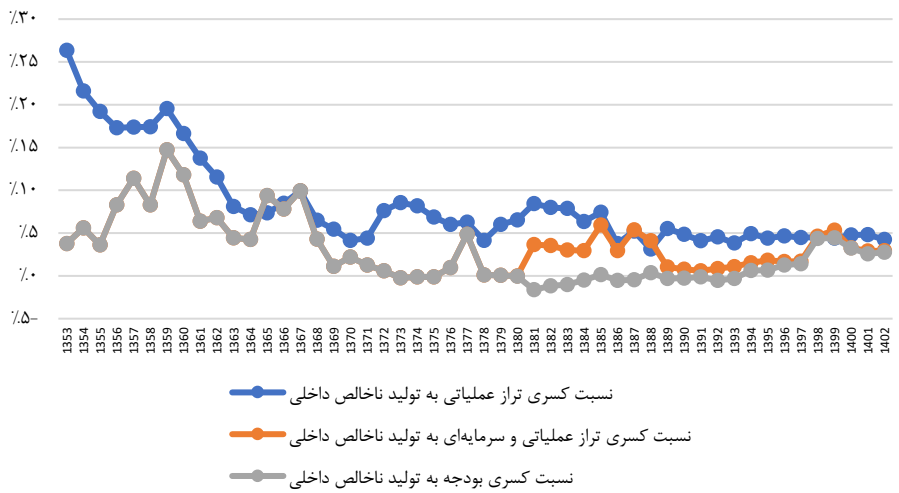
نمودار ۴ و نمودار ۵ به‌ترتیب، نسبت تراز بودجه به تولید ناخالص داخلی و سهم تراز بودجه از کل را براساس هر یک از سه تعریف بالا نمایش می‌دهند. همان‌طور که این نمودارها نشان می‌دهند، با توجه به آنکه آماری از واگذاری سهام شرکت‌های دولتی یا برداشت از صندوق ذخیره ارزی در سال‌های قبل از ۱۳۸۰ موجود نیست، در عمل، تعریف دوم و سوم از کسری بودجه از ابتدا تا سال ۱۳۷۹ رقم یکسانی را حاصل خواهند نمود. همچنین مشاهده می‌شود که در نیم قرن اخیر، تراز عملیاتی بودجه، همواره با کسری مواجه بوده است. تراز عملیاتی و سرمایه‌ای نیز در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۳ و ۱۳۸۰ با مازادی بین ۰/۰۳ درصد تا ۰/۲ درصد تولید ناخالص داخلی مواجه شده و در الباقی سال‌ها دچار کسری بوده است. تراز بودجه نیز عمدتاً در سال‌های بازه ۱۳۹۲-۱۳۸۰ دارای مازاد، و در اغلب سال‌های دیگر، با کسری مواجه بوده است. حداکثر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی، به‌ترتیب، مربوط به سال‌های ۱۳۵۷، ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ و حداکثر سهم کسری بودجه از کل منابع بودجه دولت، به‌ترتیب، مربوط به سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳۶۵ و ۱۳۶۷ بوده است.



نمودار ۴: نسبت کسری تراز عملیاتی، کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای و کسری بودجه به کل منابع عملکرد بودجه دولت (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

Chart 4: Ratios of the Operational Balance Deficit, the Operational and Capital Balance Deficit, and the Budget Deficit to Total Actual Government Budget (1974–2023)

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، وزارت اقتصاد و دارایی و یافته‌های پژوهش



نمودار ۵: نسبت کسری تراز عملیاتی، کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای و کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

Chart 5: Ratios of the Operational Balance Deficit, the Operational and Capital Balance Deficit, and the Overall Budget Deficit to GDP, Iran (1974–2023)

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی، وزارت اقتصاد و دارایی و یافته‌های پژوهش

۲-۳. محاسبه سری زمانی بدهی دولت در ایران

از سال ۱۳۹۴ وزارت اقتصاد و دارایی اقدام به تجمیع و محاسبه بدهی‌های دولت ایران نمود. در پژوهش حاضر، جهت تکمیل سری زمانی بدهی دولت در نیم قرن اخیر (۱۴۰۲-۱۳۵۳)، برای سال‌های ۱۳۹۴ به بعد از داده‌های اعلامی وزارت اقتصاد و دارایی استفاده شده و برای سال‌های قبل از ۱۳۹۴، سری زمانی بدهی دولت تخمین زده شده است. به منظور انجام چنین تخمینی، از روش ارائه شده توسط موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) با اعمال یک تعدیل کمک گرفته شده است. روش آنان به این صورت بوده است که کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای هر سال به انباره بدهی سال قبل با لحاظ نرخ بهره اضافه می‌شود. همچنین مقادیر افزایش بدهی دولت به بانک‌ها و مقادیر افزایش بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی، به مقادیر بدهی هر سال اضافه شده و مقادیر درآمد دولت از محل واگذاری سهام شرکت‌های دولتی و برداشت از صندوق ذخیره ارزی (در سال‌هایی که دولت از این محل‌ها درآمد داشته است)، از مقدار بدهی هر سال کسر شده است. بر این اساس، بدهی دولت از رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$d_t = d_{t-1}(1 + r_t) + pb_t + \dot{db}_t - r_t * db_{t-1} + SSO_t \quad (۱)$$

که در آن، d_t بدهی دولت، r_t نرخ بهره، pb_t کسری بودجه دولت، db_t بدهی دولت به بانک‌ها، $\dot{db}_t$ تغییرات بدهی دولت به بانک‌ها و SSO_t ارزش روز بدهی ایجاد شده برای دولت به تأمین اجتماعی در سال t ام است.

در پژوهش حاضر، برای محاسبه سری زمانی بدهی دولت، اولاً، نکته مورد اشاره معماریان (۱۴۰۱) در خصوص لزوم محاسبه بدهی دولت به شبکه بانکی به صورت ناخالص لحاظ شده، ثانیاً، این مسأله مورد توجه بوده که بخشی از افزایش بدهی دولت به بانک‌ها، ناشی از کسری بودجه است. در انجام محاسبات مربوط به بدهی دولت می‌باید این نکته را در نظر داشت که بدهی‌های دولت به‌طورکلی دو منشأ دارند: اول، بدهی حاصل از انجام عملیات هزینه‌ای دولت است؛ در این حالت، هنگام فراتر رفتن هزینه‌ها از درآمدها، دولت دچار کسری بودجه شده و نهایتاً، ناچار به استقراض می‌گردد که این استقراض، عمدتاً از شبکه بانکی صورت می‌گرفته است؛ دوم، بدهی‌هایی است که از جنس تعهدات قرار داده‌شده بر دوش دولت هستند. این قسم بدهی‌ها مستقیماً ارتباطی با هزینه‌کرد بودجه دولت ندارند. بدهی دولت به سازمان تأمین اجتماعی و بخشی از بدهی دولت به شبکه بانکی (که بعضاً ناشی از ضمانت برخی تسهیلات بانکی مصوب یا عهده‌دار شدن پرداخت مابه‌التفاوت نرخ بهره تسهیلات است) از این نوع هستند. نکته‌ای که باید به آن توجه نمود، این است که مانده بدهی دولت به شبکه بانکی از هر دو منشأ مذکور افزایش می‌یافته است، هم کسری بودجه و هم تعهدات مالی خارج از عملیات هزینه‌ای دولت.

بنابراین، بخشی از افزایش بدهی دولت به بانک‌ها ناشی از کسری بودجه است؛ به همین علت، محاسبه حاصل جمع «کسری بودجه» و «افزایش بدهی دولت به بانک‌ها» جهت محاسبه میزان «افزایش بدهی دولت در یک سال»، عدد بدهی انباشته را بیشتر از آنچه که در واقعیت هست، برآورد می‌سازد؛ زیرا در این صورت، به اندازه میزانی از کسری بودجه که در آن سال با استقراض از بانک‌ها تأمین شده است، در تخمین بدهی انباشته، دو بار محاسبه می‌گردد.

بنابراین در این پژوهش، جهت محاسبه سری زمانی بدهی‌های دولت برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۳، فرض شده است که هر سال a درصد ($0<a<100$) از کل افزایش بدهی غیربهره‌ای دولت به شبکه بانکی، مربوط به کسری بودجه سال قبل بوده باشد؛ در این صورت، با لحاظ این نکته در رابطه ۱، میزان بدهی دولت در هر سال از رابطه ۲ قابل محاسبه است:

$$d_t = d_{t-1}(1 + r_t) + pb_t + (1 - a)\left(\dot{db}_t - r_t * db_{t-1}\right) + SSO_t \quad (۲)$$

برای به‌دست آوردن تخمینی از مقدار a، از مقادیر موجود بدهی دولت در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است، به‌گونه‌ای که حاصل جمع مربعات خطای تخمین در این سال‌ها حداقل

گردد. بر این اساس، مقدار a برابر با ۶۳/۵ درصد به‌دست می‌آید؛ یعنی با فرض آنکه سالانه ۶۳/۵ درصد از افزایش بدهی دولت به شبکه بانکی مربوط به عملیات هزینه‌ای دولت (کسری بودجه) باشد، محاسبه سری زمانی بدهی دولت از سال ۱۳۵۳ تاکنون به کمک رابطه ۲، نزدیک‌ترین اعداد به اعداد بدهی دولت در سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۸ را حاصل خواهد نمود (جدول ۳).

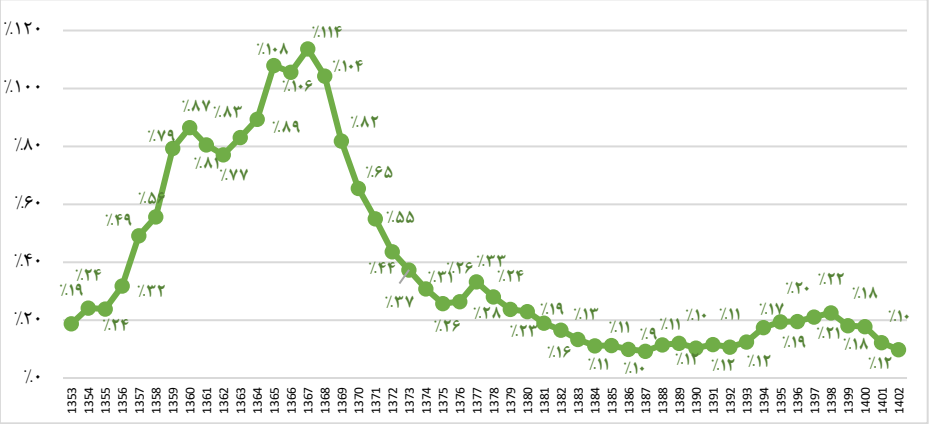
جدول ۳: مقایسه اعداد تخمینی بدهی دولت با اعداد واقعی (۱۳۹۴-۱۳۹۸) بر اساس مقدار ۶۳/۵٪=*a*

Table 3: Comparison of Estimated and Actual Government Debt Figures (2015–2019) Based on the Assumption $a = 63.5\%$

سال	عدد بدهی دولت، محاسبه‌شده براساس روش تخمینی با a=۰۶۳٫۵ (میلیارد ریال)	عدد بدهی دولت، محاسبه شده توسط وزارت اقتصاد و دارایی (میلیارد ریال)	اختلاف عدد تخمین با عدد وزارت اقتصاد و دارایی (درصد)
1394	1986578	2058000	-3.5
1395	2508588	2711000	-7.5
1396	3308058	3162000	4.6
1397	4363374	4420000	-1.3
1398	6437856	5950000	-8.2

مأخذ: داده‌های وزارت اقتصاد و دارایی و یافته‌های پژوهش

نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (۱۴۰۲-۱۳۵۳) در نمودار ۶ نشان داده شده است. بیشترین میزان بدهی به تولید ناخالص داخلی در ایران، مربوط به اواخر دوره جنگ تحمیلی است که در سال ۱۳۶۷ (۱۱۴ درصد) به اوج رسیده و کمترین مقدار آن، مربوط به سال ۱۳۸۷ (۹ درصد) بوده است.



نمودار ۶: نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

Chart 6: Government Debt (% of GDP) (1974–2023)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴. ادبیات نظری

در ارزیابی پایداری بدهی‌های دولت، همواره می‌باید به سه نکته توجه داشت. اول، برخلاف افراد یا شرکت‌ها، دولت‌ها معمولاً نه می‌میرند و نه ناپدید می‌شوند؛ بنابراین، در عمل هیچ سررسید مشخصی برای تسویهٔ تمامی بدهی‌های دولت نمی‌توان در نظر گرفت. به عبارت دیگر، باید امکان غلطاندن مداوم بدهی عمومی را در نظر داشت؛ دوم، هیچ روند ورشکستگی مشخصی برای دولت‌ها وجود ندارد که به طلبکاران اجازه دهد اموال دولت‌ها را مصادره کنند؛ سوم، دولت‌ها توانایی خلق پول را دارند و می‌توانند بدهی‌های غیرخارجی خود را از طریق خلق نقدینگی پرداخت کنند (دبرون و همکاران، ۲۰۲۰).

با در نظر داشتن نکات بالا، در تحلیل‌های کلاسیک پایداری بدهی دولت، پایداری بدهی یک معادله اساسی را در بنیاد خود دارد که عبارت است از قید بودجه (بین زمانی) دولت (رایس، ۲۰۲۲). این معادله، رابطه میان درآمدها، هزینه‌ها و بدهی سال قبل و سال فعلی دولت را برقرار می‌سازد؛ به این صورت که بدهی هر سال، معادل است با مجموع بدهی سال گذشته، بهره بدهی سال گذاشته و کسری بودجه (هزینه دولت منهای درآمد دولت).

۴-۱. قید بودجه بین زمانی دولت

در ادبیات موضوع، فرض بر آن است که بدهی‌های دولت ناشی از کسری بودجه دولت است. رابطه میان بدهی و بودجه دولت را می‌توان به‌صورت زیر نوشت (لنکستر و همکاران[1]، ۲۰۲۰):

$$G_t + (1 + i_t)D_{t-1} = T_t + D_t \qquad (۳)$$

که در آن، G_t مخارج دولت، T_t درآمدهای دولت، D_t بدهی دولت در پایان دوره t و i_t نرخ بهره در دوره t است. بر این اساس، اگر P_t به‌عنوان کسری بودجه تعریف گردد ($P_t \equiv G_t - T_t$)، می‌توان گفت که بدهی هر سال، معادل بدهی سال قبل با لحاظ بهره سالانه ($i_t D_{t-1}$) به علاوه کسری بودجه خواهد بود:

$$D_t = (1 + i_t)D_{t-1} + P_t \qquad (۴)$$

از آنجا که کمیت‌های کلانی مانند بدهی عمومی، مخارج دولت و درآمد مالیاتی در قیاس با میزان تولید ناخالص داخلی معنا می‌یابند، معمولاً طرفین رابطه ۴ را بر تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری

1. Lankester-Campos et al. (2020).

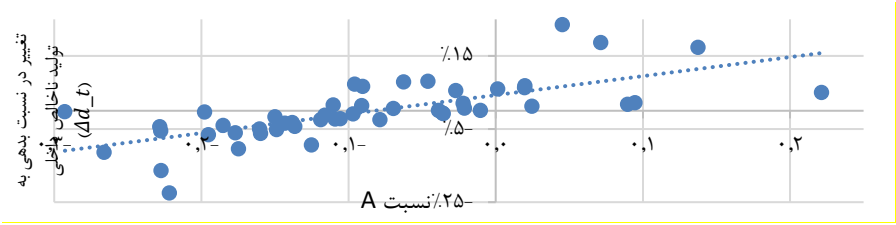
(Y_t) تقسیم می‌کنند. فرض بر آن است که Y_t با نرخ θ_t رشد می‌کند؛ بنابراین، رابطه ۴ را می‌توان به شکل زیر بازنویسی نمود:

$$\frac{D_t}{Y_t} = (1+i_t)\frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}\frac{Y_{t-1}}{Y_t} + \frac{P_t}{Y_t}$$
$$d_t = \left(\frac{1+i_t}{1+\theta_t}\right) d_{t-1} + p_t \qquad (۵)$$

که در آن، d_t نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی و p_t نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی است. رابطه ۵ نشان می‌دهد که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی به دو صورت کلی می‌تواند کاهش (یا افزایش) یابد. نخست، افزایش رشد اقتصادی یا سطح بالای تورم (θ_t بالا) می‌تواند سطح بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را با وجود نرخ بهره اسمی مثبت کاهش دهد؛ دوم، وجود مازاد بودجه ($p_t < 0$) نیز می‌تواند نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را کاهش دهد و بالعکس. با استفاده از رابطه ۵ می‌توان تغییرات نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را به صورت زیر به‌دست آورد که در آن $pb_t = -p_t$ نسبت مازاد بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی است:

$$\Delta d_t = \frac{i_t-\theta_t}{1+\theta_t} d_{t-1} - pb_t \qquad (۶)$$

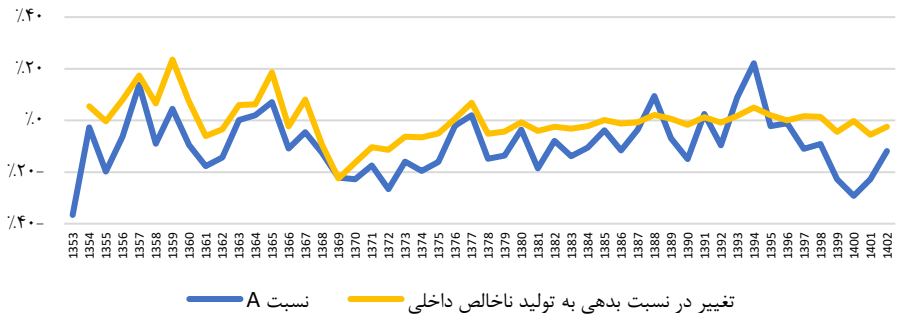
اگر عبارت $\frac{i_t-\theta_t}{1+\theta_t}$، A نامیده شود، طبق رابطه ۶ روشن است که با افزایش (کاهش) A، تغییر در نسبت بدهی (Δd_t) افزایش (کاهش) می‌یابد. این افزایش (کاهش) می‌تواند ناشی از افزایش (کاهش) نرخ بهره اسمی (i_t) یا کاهش (افزایش) در رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری (θ_t) باشد. نمودار ۷ وجود همبستگی میان نسبت A و تغییرات نسبت بدهی دولت را به‌خوبی نشان می‌دهد. طبق نمودار ۸ نیز مشاهده می‌شود که اوج تاریخی نسبت A مربوط به سال ۱۳۹۴ بوده که در آن سال، رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری (θ_t) در پایین‌ترین سطح خود قرار داشته و ۱/۷ درصد و نرخ بهره اسمی (i_t) نیز برابر با ۲۰ درصد بوده و در این سال، نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی ۵ درصد افزایش یافته است.



نمودار ۷: نمودار همبستگی نسبت $A = \frac{i_t-\theta_t}{1+\theta_t}$ و تغییر در نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (Δd_t) در ایران (۱۴۰۲-۱۳۵۴)

Chart 7: Correlation between A_t and Δd_t in Iran (1975–2023)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

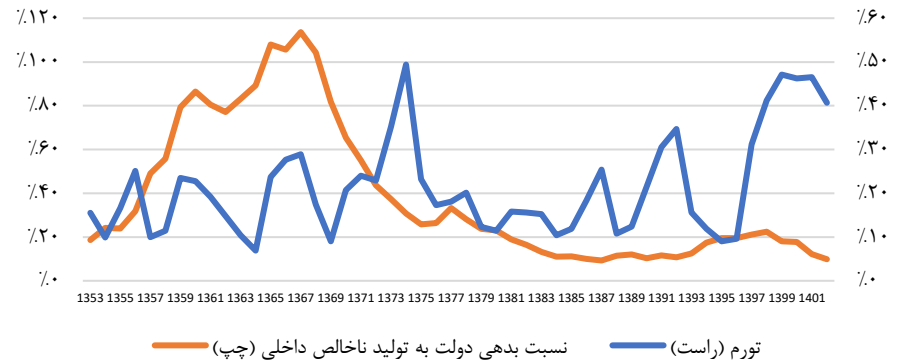


نمودار ۸: نسبت $A = \frac{i_t - \theta_t}{1+\theta_t}$ و تغییر در نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (Δd_t) در ایران (۱۴۰۲-۱۳۵۳)

Chart 8: The Ratio $A = \frac{i_t - \theta_t}{1+\theta_t}$ and Change in the Government Debt-to-GDP Ratio (Δd_t) in Iran (1974–2023)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری (θ_t) خود شامل دو جزء رشد اقتصادی (g_t) و تورم (π_t) است[1]، افزایش نرخ رشد اقتصادی یا تورم، منجر به کاهش در نسبت بدهی می‌گردد. بنابراین، یکی از راه‌های کاهش نسبت بدهی دولت، افزایش تورم است. نمودار ۹ نشان می‌دهد که در دهه‌های اخیر، تورم‌های بالا، یکی از راه‌های کاهش نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در ایران بوده است.



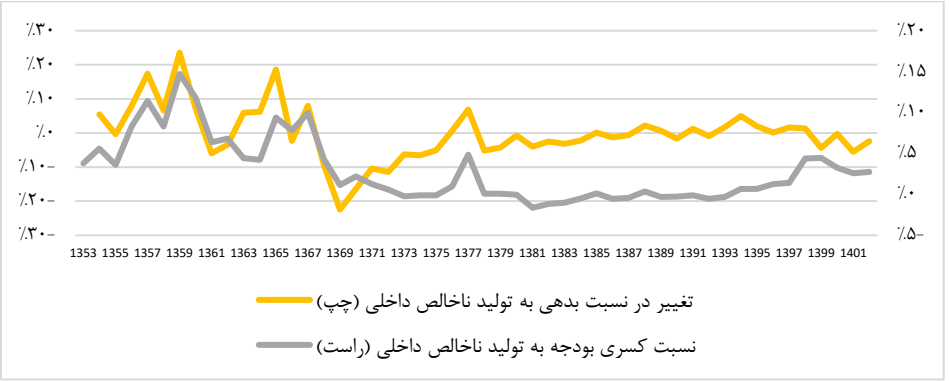
نمودار ۹: تورم و نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی

Chart 9: Inflation and the Government Debt-to-GDP Ratio

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی و یافته‌های پژوهش

1. $\theta_t = (1+g_t)(1+\pi_t)$

علاوه بر عوامل مورد اشاره، کسری بودجه نیز بر تغییرات نسبت بدهی دولت اثرگذار است. در نمودار ۱۰ این دو متغیر ترسیم شده‌اند. همان‌طور که انتظار می‌رود، بین تغییرات نسبت بدهی و کسری بودجه، همبستگی مشاهده می‌شود. با افزایش کسری بودجه، نسبت بدهی به تولید افزایش یافته است. همچنین حداکثر تاریخی هر دو سری زمانی در سال ۱۳۵۹ که کسری بودجه معادل ۱۴/۷ درصد تولید ناخالص داخلی بوده و نسبت بدهی به تولید افزایشی معادل ۱۱/۸ درصد داشته، واقع شده و منطبق بوده است. باید به این نکته نیز توجه داشت که بدهی‌های دولت در ایران، علاوه بر کسری بودجه و نسبت A که مورد اشاره قرار گرفتند، به تعهدات فرابودجه‌ای دولت که لزوماً در کسری بودجه منعکس نمی‌شوند نیز وابسته است.



نمودار ۱۰: نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی و تغییر در نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (Δd_t) در ایران

Chart 10: The Budget Deficit-to-GDP Ratio and Change in the Government Debt-to-GDP Ratio (Δd_t) in Iran

مأخذ: یافته‌های پژوهش و داده‌های بانک مرکزی

یکی از معیارهای کلیدی برای بررسی پایداری بدهی دولت، شرط ترنسورسالیتی[1] است. این شرط بیان می‌کند که ارزش حال بدهی دولت در بی‌نهایت باید به صفر میل کند. شرط ترانسورسالیتی تضمین می‌کند که دولت نمی‌تواند بدهی را به‌طور نامحدود به آینده منتقل کند و ملزم است که منابع کافی برای بازپرداخت آن فراهم کند. این شرط از دو جهت حائز اهمیت است: نخست، دولت نمی‌تواند صرفاً با انتشار بدهی جدید، بهره بدهی‌های قبلی را پرداخت کند (پرهیز از بازی پانزی[2])؛ دوم، بدهی در چهارچوب بین دوره‌ای برقرار است، یعنی حتی اگر بدهی اسمی افزایش یابد، تا زمانی که نرخ رشد بدهی به گونه‌ای باشد که ارزش حال آن به صفر میل کند، پایداری حفظ می‌شود. این

1. Transversality
2. Ponzi Game

شرط، بیان می‌دارد که برای حفظ توان پرداخت دولت، میزان بدهی نباید از ارزش حال کلیه تراز بودجه‌های آتی بیشتر باشد. به‌عبارت‌دیگر، کسری‌های بودجه باید درنهایت، به‌طور کامل با مازادهای بودجه جبران شوند. بنابراین، شرط توان پرداخت[1] دولت به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$d_t \leq \frac{pb_{t+1}}{\left(\frac{1+i_{t+1}}{1+\theta_{t+1}}\right)} + \frac{pb_{t+2}}{\left(\frac{1+i_{t+1}}{1+\theta_{t+1}}\right)\left(\frac{1+i_{t+2}}{1+\theta_{t+2}}\right)} + \cdots \quad (۷)$$

ارزیابی رابطه بالا، مستلزم پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی از جمله تراز بودجه دولت در یک افق زمانی نامحدود است، اما در عمل، با توجه به عدم قطعیت‌های متفاوتی که وجود دارد، پیش‌بینی نرخ اسمی رشد اقتصادی، نرخ بهره و تراز بودجه دولت امکان‌پذیر نیست.

اگر واکنش تراز بودجه دولت به بدهی به‌صورت $pb_t = \rho d_{t-1}$ در نظر گرفته شود، از رابطه (۶) می‌توان نتیجه گرفت که اگر این واکنش بدهی ناشی از بهره بدهی را جبران کند (یعنی $\Delta d_t < 0$)، که لازمه آن برقراری شرط $\rho > \frac{r-\theta}{1+\theta}$ است، نسبت بدهی به یک میانگین تاریخی بازخواهد گشت و مسیر بدهی دولت پایدار می‌شود. این میانگین توسط مقادیر بلندمدت و پایدار تفاضل نرخ بهره و رشد اسمی اقتصاد و تراز بودجه تعیین می‌شود.

با توجه به چالش‌هایی که پیش‌بینی ارزش فعلی ترازهای اولیهٔ آتی در یک افق زمانی نامحدود دارد، در عمل ارزیابی ثبات مسیر پویای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی، هسته اصلی چهارچوب‌های پایداری بدهی محسوب می‌شود.

با استفاده از رابطه ۶ و با قرار دادن $\Delta d_t = 0$، نسبت مازاد بودجه‌ای که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی را ثابت نگه‌می‌دارد به‌دست می‌آید:

$$pb_t = \frac{i_t-\theta_t}{1+\theta_t} d_{t-1} \quad (۸)$$

رابطه ۸ را می‌توان براساس مقادیر حقیقی رشد اقتصادی (g_t) و نرخ بهره حقیقی (r_t) نیز بازنویسی نمود[2]:

$$pb_t = \frac{r_t-g_t}{1+g_t} d_{t-1} \quad (۹)$$

رابطه ۹ نشان می‌دهد که هر چه میزان نرخ بهره حقیقی بالاتر و هر چه میزان رشد اقتصادی کمتر باشد، نسبت مازاد بودجه بالاتری جهت ثابت نگه‌داشتن نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی مورد نیاز است.

---

1. Solvency Condition

۲. تبدیل متغیرهای اسمی به متغیرهای حقیقی براساس عملیات جبری زیر امکان‌پذیر شده است:

$$\frac{i_t-\theta_t}{1+\theta_t} = \frac{(1+i_t)-(1+\theta_t)}{1+\theta_t} = \frac{(1+r_t)(1+\pi_t)-(1+g_t)(1+\pi_t)}{(1+g_t)(1+\pi_t)} = \frac{r_t-g_t}{1+g_t}$$

اقتصاددانان در عمل، استفاده از آزمون‌های اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های سری زمانی واقعی گذشته را برای بررسی پایداری بدهی پیشنهاد کرده‌اند. این آزمون‌ها نشان می‌دهند که آیا رفتار بدهی عمومی و تراز بودجه دولت در گذشته با توان پرداخت بدهی سازگار بوده است یا خیر.

شاخه‌ای از پژوهش‌ها بر ویژگی آماری مانایی دو سری زمانی بدهی دولت و تراز بودجه دولت متمرکز است. همیلتون و فلوین (۱۹۸۶)، در مطالعه‌ای پیشگامانه استدلال کردند که اگر شرط توان پرداخت بدهی برقرار باشد، مانایی در سری زمانی تراز بودجه به این معنا است که بدهی عمومی نیز باید مانا باشد. ترهان و والش[1] (۱۹۸۸) نیز نشان دادند که حتی اگر بدهی و تراز بودجه نامانا باشند، توان پرداخت بدهی مشروط بر اینکه این دو سری زمانی با هم حرکت کنند (یعنی هم‌انباشتگی داشته باشند) و افزایش بدهی با افزایش تراز بودجه همراه باشد، همچنان برقرار خواهد بود.

۲-۴. تابع واکنش مالی

بون (۱۹۹۸)، در مقاله‌ای برجسته، ابراز داشت که آزمون‌هایی که صرفاً بر ویژگی‌های سری زمانی بدهی و تراز بودجه متکی هستند، شرایط تعادل عمومی را که سیاست مالی را به سایر بخش‌های اقتصاد مرتبط می‌کند، نادیده می‌گیرند. رویکرد پایداری مبتنی بر مدل بون، برآورد یک رابطه شرطی بین بدهی دولت و تراز بودجه را پیشنهاد می‌کند. این کار با یک مدل تک‌معادله‌ای انجام می‌شود که در آن، تراز بودجه دولت بر حسب بدهی دولت، نوسانات موقتی مخارج دولت (f_t) و تولید ناخالص داخلی (y_t) توضیح داده می‌شود:

$$pb_t = \beta_0 + \beta_1 f_t + \beta_2 y_t + \rho d_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

بون نشان داد که واکنش مثبت تراز بودجه به بدهی دولت (یعنی $\rho > 0$) برای برقراری شرط توان پرداخت بدهی در یک مدل تعادل عمومی تحت مفروضات معقول کافی است. از این آزمون به‌طور گسترده در ادبیات اقتصادی برای ارزیابی اینکه آیا سیاست مالی «مسئولانه» بوده و با توان پرداخت بدهی سازگار است، استفاده شده است. به عبارت دیگر، کاهش کسری (افزایش مازاد) بودجه دولت در واکنش به افزایش نسبت بدهی‌هایش، شرط کافی برای پایداری بدهی‌های دولت است (بون، ۲۰۰۸). مندوزا و استری[2] (۲۰۰۸) نیز با استفاده از داده‌های اقتصادهای نوظهور و پیشرفته طی یک دوره‌ی ۲۵ ساله از اوایل دهه ۱۹۹۰ نشان دادند که سیاست مالی بسیاری از کشورها (نه‌تنها ایالات

1. Trehan & Walsh (1988).
2. Mendoza & Ostry (2008).

متحده که توسط بون بررسی شده بود)، با توان پرداخت بدهی سازگار به نظر می‌رسد. همچنین، آنان نتیجه گرفتند که اقتصادهای نوظهور، معمولاً واکنش قوی‌تری به تحولات بدهی نشان می‌دهند.

در مطالعات متأخر مانند برگر و همکاران[1] (۲۰۱۲) و لنکستر و همکاران (۲۰۲۰)، علاوه‌بر دو متغیر نسبت تراز بودجه به تولید ناخالص داخلی و نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، متغیر شکاف تولید نیز در نظر گرفته شده و تابع واکنش مالی به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$pb_t = \alpha_1 + \alpha_2 pb_{t-1} + \alpha_3 d_{t-1} + \alpha_4 Y_t + \epsilon_t \qquad (۱۱)$$

که در آن، Y_t شکاف تولید است. این متغیر در معادله گنجانده شده است تا اثر چرخه‌های تجاری بر درآمدهای مالیاتی (و درنتیجه، بر تراز بودجه دولت) را کنترل نموده و بهتر بتوان تأثیر بدهی‌ها بر تغییرات تراز بودجه دولت را اندازه‌گیری نمود. در قسمت بعدی، مفهوم و نحوه محاسبه شکاف تولید توضیح داده می‌شود.

۳-۴. شکاف تولید و برآورد آن

شکاف تولید، به تفاوت میان تولید واقعی و میزان تولید بالقوه اقتصاد اشاره دارد. این مفهوم به تحلیل وضعیت چرخه‌های اقتصادی (رونق یا رکود) کمک می‌کند. منظور از تولید بالقوه، سطحی از تولید است که اقتصاد در شرایط استفاده کامل از منابع (بدون فشار تورمی یا رکود) می‌تواند داشته باشد. یکی از متداول‌ترین روش‌ها برای محاسبه شکاف تولید، استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات است. این روش به این صورت است که مقادیر یک سری زمانی مانند تولید ناخالص داخلی را به دو مؤلفه که یکی جزء روندی و دیگری جزء چرخه‌ای است، تجزیه می‌کند؛ یعنی:

$$y_t = g_t + c_t \qquad (۱۰)$$

که در آن، y_t سری زمانی اصلی (تولید بالفعل)، g_t جزء روندی (تولید بالقوه) و c_t جزء چرخه‌ای (شکاف تولید) است. با حل مسأله بهینه‌سازی زیر در دوره زمانی $t = 1, \dots, T$، مقادیر g_t به دست خواهد آمد:

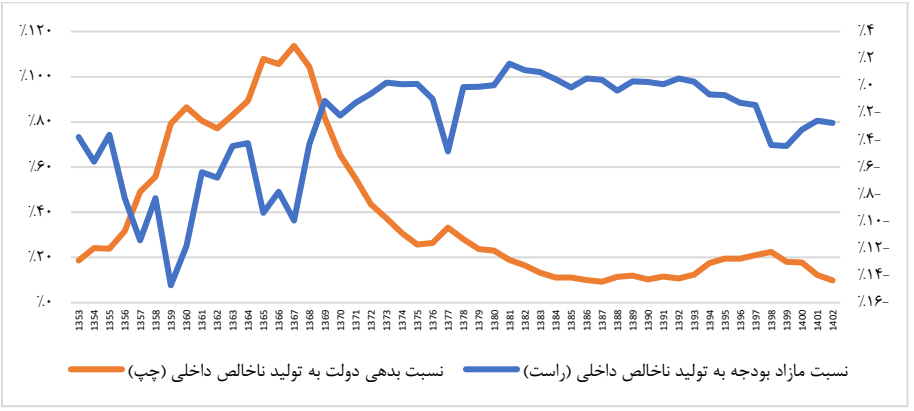
$$\min_{g_t} \left\{ \sum_{t=1}^{T} \left(y_t - g_t\right)^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T} \left[\left(g_t - g_{t-1}\right) - \left(g_{t-1} - g_{t-2}\right)\right]^2 \right\} \qquad (۱۱)$$

1. Burger et al. (2012).

و به این صورت، مقادیر c_t از رابطه $c_t = y_t - g_t$ قابل محاسبه خواهد بود. λ نیز پارامتر هموارسازی است که مقادیر بهینه آن طبق مطالعه هودریک و پرسکات[1] (۱۹۹۷) برای سری‌های زمانی فصلی و سالانه، به‌ترتیب، برابر ۱۶۰۰ و ۱۰۰ در نظر گرفته شده است.

۵. برآورد مدل و تفسیر نتایج

در این پژوهش، برای تحلیل پایداری بدهی دولت، با استفاده از رویکرد تابع واکنش مالی، از روش خودرگرسیون برداری استفاده شده است. به این منظور، سه متغیر سری زمانی نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت تراز بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید در مدل در نظر گرفته شده‌اند. نمودار ۱۱، دو متغیر اصلی این مطالعه یعنی نسبت مازاد بودجه و نسبت بدهی دولت را نشان می‌دهد.



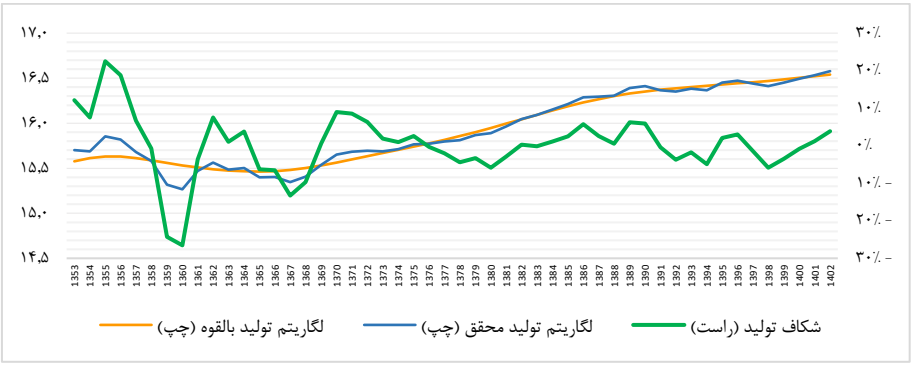
نمودار ۱۱: نسبت بدهی دولت و مازاد بودجه به تولید ناخالص داخلی

Chart 11: Government Debt-to-GDP and Budget Surplus-to-GDP Ratios

منبع: یافته‌های پژوهش بر اساس داده‌های بانک مرکزی و وزارت اقتصاد

جهت محاسبه شکاف تولید، با استفاده از نرم‌افزار Eviews فیلتر هودریک-پرسکات بر روی لگاریتم سری زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ با پارامتر هموارسازی λ=100 اعمال شده است. نمودار ۱۲، مقادیر شکاف تولید را همراه با مقادیر واقعی و بالقوه تولید در طول بازه زمانی پژوهش نشان می‌دهد. در اینجا، مقادیر شکاف تولید در واقع درصد تفاوت میزان تولید بالفعل اقتصاد را با مقادیر بالقوه نشان می‌دهد.

1. Hodrick & Prescott (1997).



نمودار ۱۲: شکاف تولید، تولید بالقوه و تولید محقق شده[۱]

Chart 12: Output Gap, Potential Output, and Actual Output

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نگاهی به فراز و فرودهای نمودار شکاف تولید در ایران، نشان می‌دهد که در سال‌های آغازین و انتهایی جنگ تحمیلی، شکاف تولید به‌طور قابل توجهی منفی بوده که به منزله رکود اقتصادی و افت سطح تولید نسبت به توان تولیدی اقتصاد در این دوره‌ها است. همچنین با توجه به شکاف تولید مثبت در سال‌های آغازین دهه ۵۰ و نیمه اول دهه ۷۰، به نظر می‌رسد که همبستگی مثبتی میان درآمد نفتی کشور با دوره‌های رونق اقتصادی وجود دارد.

۱-۵. آزمون مانایی

ابتدا به کمک آزمون ریشه واحد و آزمون ریشه واحد با نقطه شکست، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون مانایی سری زمانی‌های مورد استفاده، در جدول ۴ به نمایش گذاشته شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون‌های مانایی

Table.4: Results of Stationarity Tests

نام متغیر	ماهیت متغیر	نتیجه آزمون مانایی	احتمال آزمون دیکی‌فولر
BALANCE	نسبت مازاد بودجه به تولید ناخالص داخلی	مانا در سطح (با استفاده از آزمون ریشه واحد با نقطه شکست)	0.00
DEBT	نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی	مانا در سطح (با استفاده از آزمون ریشه واحد با نقطه شکست)	0.00
GDPGAP	شکاف تولید	مانا در سطح	0.00

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. مشاهده می‌شود که در واقع، مقادیر شکاف تولید از تفاضل دو متغیر دیگر به‌دست آمده است.

با توجه به آنکه هر سه سری زمانی براساس آزمون دیکی-فولر در سطح مانا هستند، روش خودرگرسیون برداری، مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

از آنجا که دو سری از سری‌های زمانی به‌کاررفته در مدل، با استفاده از آزمون ریشه واحد با نقطه شکست مانا شناسایی شده‌اند، دو متغیر مجازی براساس سال‌های نقطه شکست در نظر گرفته شده است. نقطه شکست آزمون ریشه واحد نسبت مازاد بودجه، دقیقاً همزمان با سال پایانی جنگ تحمیلی (۱۳۶۷) که نسبت کسری بودجه در حداکثر محل خود قرار داشته (نمودار ۵) و پس از آن سال با کاهش مواجه شده، به دست آمده است.

۲-۵. تعیین وقفه بهینه

جهت تعیین وقفه بهینه، لازم است آزمون شناسایی وقفه بهینه برای مدل پژوهش صورت پذیرد. نتایج آزمون مذکور، در جدول ۵ قابل مشاهده است.

جدول ۵: نتایج آزمون شناسایی وقفه بهینه

Table 5: Optimal Lag Length Selection Results

AIC	SC	HQ	وقفه
-7.91	-7.55	-7.77	0
-11.70	-10.98	-11.43	1
-12.07	*-11.00	-11.67	2
-12.22	-10.78	*-11.68	3
*-12.31	-10.52	-11.64	4

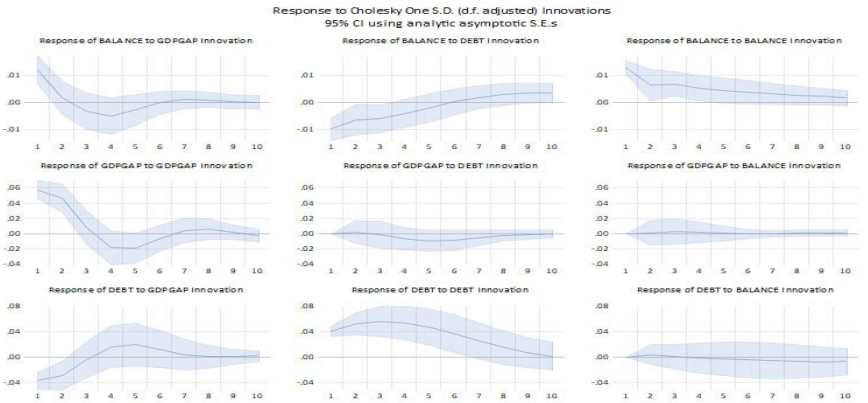
مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، هر یک از سه معیار، یکی از وقفه‌های ۲، ۳ و ۴ را به‌عنوان وقفه بهینه معرفی نموده‌اند.

لازم است به این نکته توجه شود که بدهی دولت در پایان سال t، در سال t+1 محاسبه شده و در این سال بودجه سال t+2 تدوین شده و به تصویب مجلس می‌رسد. بنابراین، درصورتی‌که سیاستگذار مالی، هنگام تنظیم بودجه، نسبت به حجم بدهی‌های دولت حساس بوده و بخواهد آن را در تصمیمات خود لحاظ نماید، واکنش او در عمل، با دو سال وقفه همراه خواهد بود. به همین دلیل در این پژوهش، از ۲ وقفه استفاده شده است.

۳-۵. توابع واکنش آنی و تفسیر نتایج

پس از تخمین مدل به روش خودرگرسیون برداری با ۲ وقفه، توابع واکنش آنی هر یک از سه متغیر مازاد بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی‌های دولت به تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید نسبت به تکانه‌های وارده به همین متغیرها، به‌دست آمده و در شکل ۱ نمایش داده شده است.



شکل ۱: واکنش نسبت مازاد بودجه به تکانه‌های وارده

Figure 1: Impulse Responses of the Budget Surplus-to-GDP Ratio to Shocks

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مشاهده می‌شود که با وارد آمدن تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار به نسبت بدهی‌های دولت، ابتدا کسری بودجه افزایش، اما در میان‌مدت، به‌تدریج کاهش می‌یابد و در بلندمدت بودجه به سطح بودجه متوازن می‌رسد. یافته‌های تحقیق، نشان می‌دهد که در بازه زمانی ۵۰ ساله که در این تحقیق بررسی شد، بدهی‌های دولت پایدار است.

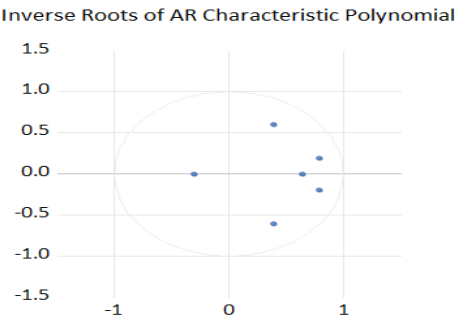
شکاف تولید نسبت به تکانه مثبت بدهی‌های دولت و مازاد بودجه، واکنشی نشان نداده و خنثی است. این نکته، بیانگر آن است که افزایش بدهی‌های دولت یا مازاد بودجه، اثری در جهت ایجاد رونق یا رکود اقتصادی در ایران در نیم قرن اخیر نداشته است. این یافته تا حدودی مؤید این گزاره کلاسیک است که در بلندمدت، رشد اقتصادی از طریق افزایش بهره‌وری ایجاد می‌شود و نه سیاست‌های مالی انبساطی (سولو[1]، ۱۹۵۶) مانند افزایش کسری بودجه یا بدهی‌های دولت.

همچنین با وارد آمدن تکانه مثبت شکاف تولید، مازاد بودجه دولت در ابتدا، افزایش و سپس کمی کاهش می‌یابد و نهایتاً، اثر آن از بین می‌رود. با توجه به افزایش درآمدهای مالیاتی یا نفتی دولت در دوره‌های رونق اقتصادی در ایران، چنین واکنشی قابل توضیح است. در این مورد، نتیجه پژوهش با یافته‌های معماریان و همکاران (۱۴۰۱) سازگار است. آنها به این نتیجه رسیدند که با شوک

1. Solow (1956).

مثبت شکاف تولید، کسری تراز عملیاتی بودجه دولت کاهش می‌یابد. ضمناً تکانه مثبت شکاف تولید در دو سال اول با کاهش بدهی‌ها، سپس اندکی افزایش بدهی همراه بوده و نهایتاً، اثر خنثی بر نسبت بدهی‌های دولت داشته است.

نتایج آزمون‌های پایداری و خودهمبستگی نیز حاکی از پایداری و اعتبار مدل است. همان‌طور که در شکل ۲ مشاهده می‌شود، کلیه ریشه‌های مشخصه مدل داخل دایره واحد قرار دارند.



شکل ۲: ریشه‌های مشخصه مدل

Figure 2: Inverse Roots of the Characteristic Polynomial

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳ نیز نتیجه آزمون خودهمبستگی را نشان می‌دهد. از آنجا که مقادیر احتمالی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ هستند، فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی تأیید می‌شود.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 01/27/25 Time: 00:01
Sample: 1353 1402
Included observations: 48

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	14.39755	9	0.1089	1.670225	(9, 82.9)	0.1093
2	5.894010	9	0.7505	0.650289	(9, 82.9)	0.7509

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	14.39755	9	0.1089	1.670225	(9, 82.9)	0.1093
2	22.88115	18	0.1952	1.315757	(18, 88.2)	0.1980

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

شکل ۳: نتیجه آزمون خودهمبستگی

Figure 3: Serial Correlation Test Results

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین شکل ۴، وضعیت نرمالیتی داده‌ها را نشان می‌دهد. با توجه به ضرایب به‌دست‌آمده، فرضیه صفر مبنی بر نرمالیتی داده‌ها رد نمی‌شود؛ بنابراین، داده‌ها از لحاظ تست‌های چولگی، کشیدگی و جارک-برا با توزیع نرمال سازگار هستند.

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal
Date: 03/29/25 Time: 00:41
Sample: 1353 1402
Included observations: 48

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.616831	3.043842	1	0.0810
2	-0.211325	0.357267	1	0.5500
3	0.495121	1.961161	1	0.1614
Joint		5.362270	3	0.1471

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.396986	0.315195	1	0.5745
2	4.028432	2.115343	1	0.1458
3	3.446326	0.398414	1	0.5279
Joint		2.828952	3	0.4188

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.359038	2	0.1865
2	2.472610	2	0.2905
3	2.359574	2	0.3073
Joint	8.191222	6	0.2244

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

شکل ۴: نتیجه آزمون‌های نرمالیتی

Figure 4: Residual Normality Test Results

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۶. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، جهت تحلیل پایداری بدهی‌های دولت، رویکرد تابع واکنش مالی مورد استفاده قرار گرفت. بر این اساس، درصورتی‌که دولت در اثر افزایش نسبت بدهی‌هایش به تولید ناخالص داخلی، اقدام به کاهش نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی یا افزایش نسبت مازاد بودجه نماید، در این‌صورت می‌توان گفت که بدهی دولت پایدار است و نسبت بدهی به سطوح بحرانی نخواهد رسید. اگر دولت نسبت به افزایش نسبت بدهی بی‌تفاوت بوده و یا همزمان با افزایش نسبت بدهی اقدام به افزایش کسری بودجه نماید، روند صعودی بدهی‌ها می‌تواند منجر به ناپایداری و بحران گردد.

سری زمانی بدهی دولت مورد استفاده در این پژوهش شامل دو بخش است: نخست، سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۹۴ که در آن سال‌ها، از داده‌های محاسبه‌شده توسط وزارت امور اقتصادی و دارایی استفاده شده است؛ دوم، سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۳ که بدهی دولت در آن سال‌ها توسط نهادهای رسمی محاسبه و گزارش نشده است و به همین دلیل، با الگوبرداری از روش موسوی نیک و باقری پرمهر (۱۳۹۸) و با لحاظ این نکته که بخشی از کسری بودجه دولت از محل استقراض از نظام بانکی تأمین می‌شود، بدهی‌های دولت مورد محاسبه قرار گرفته است. بر این اساس، بالاترین میزان نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در ایران مربوط به دوره جنگ تحمیلی بوده و این نسبت تنها در بازه ۱۳۷۱-۱۳۵۸ بالاتر از ۵۰ درصد بوده و پس از آن هرگز به این مقادیر نرسیده است. داده‌های کسری بودجه دولت نیز به معنای بخشی از منابع بودجه دولت که از طریق ایجاد بدهی (استقراض) تأمین شده، تعریف شده و مورد محاسبه قرار گرفته است. بر این اساس، منابع حاصل از واگذاری شرکت‌های

دولتی یا برداشت از صندوق ذخیره ارزی از کسری تراز عملیاتی و سرمایه‌ای کسر (یا به مازاد تراز عملیاتی و سرمایه‌ای اضافه) شد. مشاهده شد که در عمده سال‌های دهه ۸۰ که همزمان با افزایش درآمدهای نفتی نیز بوده است، دولت دارای مازاد بودجه بوده و در الباقی سال‌های نیم قرن اخیر، بودجه دولت با کسری مواجه بوده است.

مدل پژوهش شامل سه متغیر سری زمانی نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، نسبت مازاد بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید است که با استفاده از روش خودرگرسیون برداری برآورد شد. نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل نمودارهای کنش-واکنش، نشان داد که گرچه در کوتاه‌مدت، با وارد آمدن یک تکانه مثبت به نسبت بدهی‌های دولت، نسبت کسری بودجه افزایش می‌یابد، اما این نسبت، به‌تدریج کاسته شده و در بلندمدت، با افزایش نسبت بدهی دولت، نسبت کسری بودجه کاهش می‌یابد که این امر، حاکی از پایداری بدهی‌های دولت ایران در نیم قرن اخیر است. ضمناً مشاهده شد که با افزایش شکاف تولید، کسری بودجه دولت کاهش می‌یابد که با توجه به افزایش درآمد مالیاتی یا درآمد نفتی دولت در دوره‌های رونق اقتصادی، اتفاقی مورد انتظار است.

علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که افزایش نسبت کسری بودجه یا بدهی‌های دولت، اثری خنثی بر شکاف تولید دارد که بیانگر آن است که سیاست‌های مالی انبساطی از مسیر افزایش کسری بودجه یا بدهی‌های دولت، در بلندمدت، تأثیری بر افزایش رشد اقتصادی در ایران نداشته است.

نتایج به‌دست‌آمده دو دلالت سیاستی را ایجاب می‌کند: اولاً، از آنجا که بدهی دولت در ایران در بلندمدت پایدار بوده است، با فرض امتداد وضعیت گذشته، دولت‌ها در کوتاه‌مدت و هنگام مواجهه با مشکلات مالی نظیر کاهش درآمد نفتی، می‌توانند اقدام به افزایش بدهی‌های خود با انتشار اوراق بدهی جهت تأمین هزینه‌های دولت نمایند؛ ثانیاً، از آنجا که مطابق نتایج این پژوهش، سیاست افزایش کسری بودجه یا بدهی دولت در بلندمدت اثری بر ایجاد رونق اقتصادی نداشته است، بهتر است دولت‌ها توان خود را بر فراهم نمودن زمینه رشد بهره‌وری و سرمایه‌گذاری متمرکز سازند؛ با این حال، باید توجه داشت که ممکن است کیفیت هزینه‌های دولت (سهم سرمایه‌گذاری از کل بودجه) بر نرخ رشد اقتصادی اثرگذار باشد و این موضوع می‌تواند به‌طور جداگانه مورد بررسی قرار بگیرد.

ضمناً چون می‌باید در بیان این ادعا که کلیه تغییرات کسری بودجه ناشی از تصمیم اراده‌مندانه دولت است، محتاط بود. بررسی این مسأله که تغییرات بدهی دولت تا چه میزان ارادی و چه‌قدر ناشی از عوامل خارج از اراده مستقیم دولت است، می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی باشد.

از سوی دیگر همان‌طور که در این پژوهش اشاره شد، کاهش یا افزایش نسبت بدهی دولت علاوه بر کسری بودجه تحت تأثیر عواملی چون نرخ بهره، رشد اقتصادی و تورم نیز قرار دارد که واکاوی سهم هر یک از این عوامل، کمک شایانی به شناخت بهتر پویایی‌های بدهی دولت در ایران خواهد نمود.

سپاسگزاری: نویسندگان، مراتب سپاسگزاری و قدردانی صمیمانه خود از همکاران محترم فصلنامه پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی بابت پیگیری‌های مجدانه و داوران محترم این مقاله بابت نظرات ارزشمندشان که موجب بهبود کیفیت محتوای آن شد را اعلام می‌دارند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده آقای احمد قدسی است.

سهم نویسندگان در مقاله: نگارش متن مقاله (نویسنده اول)، راهنمایی و نگارش چکیده و برخی از نتایج (نویسنده دوم)، راهنمایی و مشاوره (نویسنده سوم).

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Afshari, Z., Shirinbakhsh, Sh. A., & Beheshti, M. (2012). Examining fiscal sustainability in Iran. *Economic Research Journal*, *12*(45), 27-54. [In Persian] sid.ir/paper/499006/fa

Alberola, E., Cheng, G., Consiglio, A., & Zenios, S. A. (2022). Debt sustainability and monetary policy: The case of ECB asset purchases. Available at SSRN 4254184. DOI.org/10.2139/ssrn.4254184

Aqilifar, H., Piraei, Kh., Zare, H., & Ebrahimi, M. (2024). Fiscal stability in Iran: A markov-Switching fiscal regime changes models and time-varying parameter models' approach. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *25*(1). [In Persian] DOI.org/10.22034/25.1.183

Arezki, R., & Blanchard, O. (2014, December 22). Seven questions about the recent oil price slump. *IMF Blog*. https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2014/12/22/seven-questions-about-the-recent-oil-price-slump

Beqiraj, E., Fedeli, S., & Forte, F. (2018). Public debt sustainability: An empirical study on OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 58, 238-248. DOI.org/10.1016/j.jmacro.2018.10.002

Bohn, H. (1998). The behavior of U.S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, *113*(3), 949-963. DOI.org/10.1162/003355398555793

Bohn, H. (2008). *The Sustainability of Fiscal Policy in the United States*. In R. Neck & J. E. Sturm (Eds.), *Sustainability of Public Debt* (pp. 15-49). MIT Press. DOI.org/10.7551/mitpress/9780262140980.003.0002

Ciaffi, G., Deleidi, M., & Di Domenico, L. (2024). Fiscal policy and public debt: Government investment is most effective to promote sustainability. *Journal of Policy Modeling*, *46*(6), 1186-1209. DOI.org/10.1016/j.jpolmod.2024.07.002

Debrun, X., Ostry, J. D., Willems, T., & Wyplosz, C. (2020). *Debt Sustainability*. In S. A. Abbas, A. Pienkowski, & K. Rogoff (Eds.), *Sovereign Debt: A Guide for Economists and Practitioners* (pp. 151-191). Oxford University Press. DOI.org/10.1093/oso/9780198850823.003.0005

Eğrican, A. T., Caner, S., & Togan, S. (2022). Reforming public debt governance in Turkey to reach debt sustainability. *Journal of Policy Modeling*, *44*(5), 1057-1076. DOI.org/10.2139/ssrn.4709797

Falahati, A., Fattahi, Sh., Heydari Dizgarani, A., & Shokri, N. (2017). Examining fiscal sustainability and transitory fiscal shocks in Iran's economy. *Financial Economics*, *11*(41), 123-154. [In Persian] sid.ir/paper/229147/fa

Ghosh, A. R., Kim, J. I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D., & Qureshi, M. S. (2013). Fiscal fatigue, fiscal space and debt sustainability in advanced economies. *The Economic Journal*, *123*(566), F4-F30. DOI.org/10.1111/ecoj.12010

Hamilton, J. D., & Flavin, M. (1986). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. In: *National Bureau of Economic Research Cambridge*, Mass., USA.
DOI.org/10.3386/w1632

Heydari Dizgarani, A., Fattahi, Sh., & Askari, A. (2014). Examining government debt sustainability in Iran's economy. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, *2*(6), 67-86. [In Persian]
noo.rs/rK98a

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, 1-16.
DOI.org/10.2307/2953682

Hui, H. C. (2013). Fiscal sustainability in Malaysia: A re-examination. Available at SSRN 2995417. International Monetary Fund 2002. "Assessing Sustainability," *IMF Policy Paper*.
DOI.org/10.2139/ssrn.2995417

International Monetary Fund. (2013). Staff guidance note for public debt sustainability analysis in market-access countries (*IMF Policy Paper*).
DOI.org/10.5089/9781498341844.007

Jafari Samimi, A., Karimi, S., & Montazeri Shourkachali, J. (2017). Government debt sustainability in Iran: Evidence from a threshold regression model. *Economics and Modelling*, *8*(30), 31-61. [In Persian]
DOI.isc.ac/dor/20.1001.1.24765775.1396.8.30.2.8

Karimi Potanlar, S., Jafari Samimi, A., & Montazeri Shoorekchali, J. (2017). Government debt sustainability in Iran: New evidence from a Fiscal Reaction Function (FRF). *Monetary & Financial Economics*, *24*(13), 1-29. [In Persian]
DOI.org/10.22067/pm.v24i14.57593

Komijani, A., & Gudarzi Farahani, Y. (2016). Government financial sustainability in Iran with cointegration approach. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *2*(2), 3-26. [In Persian]
economic.mofidu.ac.ir/article_25890.html

Khiabani, N., Karimi Patanlar, S., & Motameni, M. (2012). Examining the fiscal sustainability of the Iranian government using the multivariate cointegration method. *Quarterly Journal of Planning and Budgeting*, *17*(1), 73-89. [In Persian]
eprj.ir/article-1-530-fa.html

Kia, A. (2008). Sustainability of the Fiscal Process in Developing Countries-Egypt, Iran and Turkey: A Multicointegration Approach-revised Version: Fiscal Sustainability in Emerging Countries: Evidence from Iran and Turkey (No. 05-08). Carleton University, Department of Economics.
DOI.org/10.1016/j.jpolmod.2008.01.004

Lamei, B. (2005). A review of budget deficit definitions and its trend in Iran. *Majlis and Strategy Quarterly*, *12*(47), 61-104. [In Persian]
magiran.com/p292969

Lankester-Campos, V., Loaiza-Marín, K., & Monge-Badilla, C. (2020). Assessing public debt sustainability for Costa Rica using the fiscal reaction function. *Latin American Journal of Central Banking*, *1*(1-4), 100014. DOI.org/10.1016/j.latcb.2020.100014

Mamipour, S., & Godarzi, F. (2020). Investigating of fiscal policy sustainability in Iran, by Markov Switching unit root test. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, *55*(2), 437-462. [In Persian] DOI.org/10.22059/jte.2020.292246.1008259

Melina, G., Yang, S. C. S., & Zanna, L. F. (2016). Debt sustainability, public investment, and natural resources in developing countries: The DIGNAR model. *Economic Modelling*, 52, 630-649. DOI.org/10.1016/j.econmod.2015.10.007

Memarian, M. H., Tayebnia, A., & Mehrara, M. (2022). Examining government debt sustainability in Iran using the policymaker's reaction function and nonlinear causality test. *Iranian Economic Issues Review*, *9*(1), 335-365. [In Persian] DOI.org/10.30465/ce.2022.38944.1721

Mendoza, E. G., & Ostry, J. D. (2008). International evidence on fiscal solvency: Is fiscal policy 'responsible'?. *Journal of Monetary Economics, 55*(6), 1081-1093. DOI.org/10.1016/j.jmoneco.2008.06.003

Mousavi Mohseni, R., & Taheri, H. (2010). Evaluating government fiscal sustainability in Iran. *Iranian Economic Research Journal*, *13*(41), 123-137. [In Persian] ijer.atu.ac.ir/article_3479.html

Mousavinik, S. H., & Bageripormehr, S. (2019). Constructing government time series debts and estimating of the optimal ratio of government debt to gross domestic product and financial space in Iran economy. *The Economic Research*, *19*(1), 29-52. [In Persian] dor.isc.ac/dor/20.1001.1.17356768.1398.19.1.6.0

Mupunga, N., & Le Roux, P. (2016). Analysing the theoretical and empirical foundations of public debt dynamics in Zimbabwe. *Studies in Economics and Econometrics*, *40*(1), 95-118. DOI.org/10.1080/10800379.2016.12097293

Reis, R. (2022). Debt revenue and the sustainability of public debt. *Journal of Economic Perspectives*, *36*(4), 103-124. DOI.org/10.1257/jep.36.4.103

Saedi, A., & Dargahi, H. (2023). Debt sustainability analysis with emphasis on fiscal rules: Case of Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 9*(4), 223-248. [In persian] DOI.org/10.22034/ecoj.2023.50098.3005

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *70*(1), 65-94. DOI.org/10.2307/1884513

Trehan, B., & Walsh, C. E. (1988). Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *12*(2-3), 425-444. DOI.org/10.1016/0165-1889(88)90048-6

Willems, T., & Zettelmeyer, J. (2022). Sovereign debt sustainability and central bank credibility. *Annual Review of Financial Economics*, *14*(1), 75-93. DOI.org/10.5089/9798400201585.001

Zarei, Zh., & Jalali Naeini, S. A. R. (2013). Testing fiscal sustainability in Iran. *Monetary and Banking Research*, *6*(17), 63-82. [In Persian] https://jmbr.mbri.ac.ir/article-1-80-fa.html

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 199-228

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27942

Fluctuations in Employment, Wages, and Central Bank Reserves

Mahla Afsharpour [1], Seyed Abdolmajid Jalaei [2], Hossein Akbarifard [3]

Mehdi Nejati[4]

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: jalaee@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

The labor market is considered one of the fundamental pillars of any country's economy, and its fluctuations can have significant impacts on economic policies, particularly monetary policies and the composition of central bank assets. This study examines the dynamic role of labor market variables in adjusting the optimal composition of the Central Bank of Iran's assets. The primary objective of this research is to analyze how changes in wage levels and employment affect the central bank's asset portfolio and to formulate appropriate policies for optimal asset management.Previous studies have demonstrated that fluctuations in labor market variables, such as wage levels and employment rates, influence liquidity, interest rates, and money demand. These factors ultimately reshape the composition of central bank assets. In this context, the present study employs an optimal control model and the Particle Swarm Optimization (PSO) algorithm to investigate this issue.

Article information

Review History:

Received: feb. 24, 2025

Revised: mar. 17, 2025

Accepted: apr. 09, 2025

Published online: des.07, 2025

Keywords:

Labor Market

Central Bank

Asset Portfolio

Wage

Employment

JEL Classification:

E02, E40, E50, E60

Corresponding Author:

Afshar@aem.uk.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 199- 228

Aim and Introduction:
The labor market is considered one of the fundamental pillars of any country's economy, and its fluctuations can have significant impacts on economic policies, particularly monetary policies and the composition of central bank assets. This study examines the dynamic role of labor market variables in adjusting the optimal composition of the Central Bank of Iran's assets. The primary objective of this research is to analyze how changes in wage levels and employment affect the central bank's asset portfolio and to formulate appropriate policies for optimal asset management.Previous studies have demonstrated that fluctuations in labor market variables, such as wage levels and employment rates, influence liquidity, interest rates, and money demand. These factors ultimately reshape the composition of central bank assets. In this context, the present study employs an optimal control model and the Particle Swarm Optimization (PSO) algorithm to investigate this issue.

Methodology:
To analyze the impact of labor market variables on the composition of the Central Bank of Iran's assets, economic data from the country covering the period from 1971 to 2023 has been collected. This dataset includes information on wage levels, employment rates, liquidity, interest rates, inflation rates, central bank asset composition, and other macroeconomic indicators. The research methodology is based on the optimal control model and the PSO algorithm, implemented in the Python (Spyder) environment. In this model, labor market variables are considered within a range from 0.5 (representing severe contractionary changes) to 1.5 (indicating severe expansionary changes). This range captures the impact of various labor market policies on the optimal composition of central bank assets. Additionally, a sensitivity analysis has been conducted to examine the effects of different labor market changes on asset composition.

Findings:
The results indicate that fluctuations in wage levels and employment have varying effects on the composition of the central bank's assets. In times of significant wage increases, money demand rises, leading to higher liquidity growth and intensified consumer spending in the economy. Consequently, the central bank increases the share of debt securities to control inflation and raises the proportion of euros and gold in its asset portfolio to diversify foreign exchange reserves. Conversely, during periods of declining wage levels, the central bank tends to hold more stable assets such as the US dollar and the Swiss franc, reflecting heightened economic uncertainty and reduced risk appetite. The analysis of employment changes also shows that

an improved labor market leads to higher money demand, prompting the central bank to increase the issuance of debt securities to control liquidity. Under such conditions, the share of euros, yuan, and debt securities in the central bank's asset composition rises, while the need to hold stable assets such as gold diminishes. In contrast, during periods of declining employment, the central bank exhibits a greater preference for low-risk assets, increasing the share of US dollars, Swiss francs, and gold. This trend reflects a growing demand for safe-haven assets and a decline in confidence in financial markets. Another key finding of this study is that wage increases raise the likelihood of higher liquidity and inflation, leading to an increased share of gold and debt securities in the central bank's portfolio. On the other hand, during economic recessions and wage declines, the demand for stable currencies such as the US dollar and Japanese yen increases, and the central bank is compelled to issue more debt securities to control liquidity and manage inflation. Economic sanctions also play a crucial role in shaping the central bank's asset composition. Due to economic constraints and sanctions, Iran has faced difficulties in accessing foreign currencies. As a result, the central bank has leaned towards increasing the share of gold and yuan in its asset portfolio to mitigate the negative effects of foreign exchange market fluctuations.

Conclusion and Recommendations:

The findings of this study reveal that labor market fluctuations have a dynamic impact on the composition of the Central Bank of Iran's assets. During periods of economic prosperity, rising employment, and higher wages, the central bank exhibits a greater tendency to invest in financial instruments and foreign currencies. In contrast, during economic downturns and declining employment, the central bank adopts more conservative policies, focusing on stable assets such as gold and stronger currencies. Based on these findings, it is recommended that the Central Bank of Iran adopt a dynamic and flexible approach to managing its asset portfolio. During economic booms, increasing the issuance of debt securities and utilizing diverse financial instruments can help control liquidity and curb inflation. In contrast, during recessions, increasing the share of safe reserves and reducing reliance on debt instruments can mitigate financial risks and maintain economic stability.Furthermore, coordination between labor market policies and monetary policies can play a significant role in optimizing the central bank's asset composition, ensuring that wage and employment fluctuations are directly incorporated

into decision-making processes. Finally, leveraging modern financial instruments and diversifying foreign exchange reserves can reduce dependency on specific assets and enhance flexibility in responding to economic shocks. Given Iran's economic structure and challenges such as inflation, sanctions, and labor market volatility, developing a comprehensive and adaptive strategy for managing central bank asset composition is essential.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات:۱۹۹ تا ۲۲۸
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27942

نوسانات اشتغال و دستمزد و ذخایر بانک مرکزی

مهلا افشارپور[۱]، سیدعبدالمجید جلائی[۲]، حسین اکبری‌فرد[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

در این پژوهش، نقش پویای متغیرهای بازار کار بر ترکیب بهینه دارایی‌های بانک مرکزی ایران بررسی شده است. برای این منظور، یک مدل کنترل بهینه با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ و روش الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات در محیط Spyder برآورد شده است. تحلیل حساسیت متغیرهای مدل مطالعه، نشان می‌دهد که تغییرات سطح دستمزد و اشتغال، به‌عنوان متغیرهای کلیدی بازار کار، تأثیرات مهمی بر سیاست‌های پولی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی دارند. یافته‌ها حاکی از این است که در شرایط افزایش دستمزد، نقدینگی و تورم افزایش یافته و در واکنش به آن، سهم اوراق بدهی و طلا در سبد دارایی‌های بانک مرکزی رشد می‌کند. همچنین، در شرایط کاهش اشتغال، بانک مرکزی به سمت دارایی‌های امن مانند دلار، فرانک سوئیس و طلا متمایل می‌شود. در مقابل، بهبود وضعیت اشتغال منجر به افزایش سهم یورو، یوان و اوراق بدهی می‌گردد. این یافته‌ها بر اهمیت تدوین یک استراتژی پویا و منعطف در مدیریت ذخایر بانک مرکزی تأکید دارند. پیشنهاد می‌شود که در دوره‌های رونق، کنترل نقدینگی از طریق انتشار اوراق بدهی و در دوره‌های رکود، تمرکز بر دارایی‌های باثبات افزایش یابد تا ثبات اقتصادی حفظ شود.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۶
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۲/۲۷
پذیرش: ۱۴۰۴/۱/۲۰
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۶

کلمات کلیدی:
بازار کار
بانک مرکزی
سبد دارایی
دستمزد
اشتغال

طبقه‌بندی JEL:
E02, E40, E5, E6

نویسنده مسئول:
Afshar@aem.uk.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قراردارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

تحلیل تأثیر بازار کار بر اقلام سبد دارایی بانک مرکزی ایران، مستلزم بررسی پویایی‌های کلیدی این بازار و ارتباط آن با سیاست‌های پولی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی است. بازار کار به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل اقتصادی تأثیرگذار بر تورم، نرخ بهره و سطح نقدینگی، نقش کلیدی در تعیین سیاست‌های بانک مرکزی دارد. با این حال، ویژگی‌های خاص اقتصاد ایران، از جمله وابستگی شدید به درآمدهای نفتی، تحریم‌های اقتصادی و ساختار بازار کار با نرخ بالای بیکاری ساختاری، این ارتباط را پیچیده‌تر می‌کند (رحمانی و همکاران، ۲۰۲۰).

هدف از این پژوهش، بررسی چگونگی تأثیر نوسانات اشتغال و دستمزد بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی ایران است، با این پرسش اصلی که: آیا تغییرات در بازار کار ایران می‌تواند سیاست‌های پولی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی را به‌طور معناداری تحت تأثیر قرار دهد. شکاف نظری این مطالعه در نبود تحلیل جامع از تأثیرگذاری متغیرهای بازار کار بر سبد دارایی‌های بانک مرکزی در شرایط خاص اقتصاد ایران نهفته است، در حالی که مطالعات پیشین، عمدتاً بر اقتصادهای توسعه‌یافته متمرکز بوده‌اند (بلانچارد و سامرز[1]، ۲۰۱۹).

بر اساس نظریات اقتصادی، افزایش اشتغال و کاهش نرخ بیکاری، منجر به افزایش تقاضای کل و رشد تورم می‌شود (گالی[2]، ۲۰۲۰). در ایران، این پدیده به‌دلیل محدودیت‌های عرضه و ضعف زیرساخت‌های تولیدی، می‌تواند تشدید شود (محمدی و اکبری، ۲۰۲۱). بانک مرکزی برای کنترل تورم، ممکن است نرخ بهره را افزایش دهد، که این امر به افزایش سهم اوراق بدهی داخلی در سبد دارایی‌هایش منجر می‌شود. با این حال، تحریم‌ها مانع جذب سرمایه‌گذاری خارجی شده و ذخایر ارزی را تحت فشار قرار داده است (زارع و نجفی، ۲۰۲۲).

در مقابل، کاهش اشتغال و افزایش بیکاری، که در ایران طی دهه گذشته به‌دلیل شوک‌های خارجی و کاهش سرمایه‌گذاری مشهود بوده، تقاضای کل را کاهش داده و تورم را مهار می‌کند (رحمانی و همکاران، ۲۰۲۰). در چنین شرایطی، بانک مرکزی سیاست‌های انبساطی را در پیش می‌گیرد که به افزایش نقدینگی و کاهش سهم اوراق بدهی منجر می‌شود.

افزایش دستمزدها نیز، که در ایران اغلب تحت فشار اتحادیه‌ها و سیاست‌های دولتی رخ می‌دهد، هزینه‌های تولید را بالا برده و تورم را تشدید می‌کند (زارع و نجفی، ۲۰۲۲). این امر، نیاز به سیاست‌های انقباضی و افزایش دارایی‌های غیرنقدی مانند اوراق بدهی را به‌دنبال دارد. در مقابل، کاهش دستمزدها، که در دوران رکود اقتصادی ایران مشاهده شده، فشار تورمی را کاهش داده و سیاست‌های انبساطی را تسهیل می‌کند (محمدی و اکبری، ۲۰۲۱). شواهد آماری نشان می‌دهد که

1. Blanchard & Summers (2019).
2. Gali (2020).

طی سال‌های ۱۴۰۲-۱۳۹۸، نوسانات اشتغال و دستمزد با تغییرات قابل‌توجه در ذخایر ارزی و نقدینگی بانک مرکزی، همبستگی داشته است (بانک مرکزی ایران، ۲۰۲۳).

اهمیت این پژوهش در ارائه شواهد بومی برای سیاستگذاری پولی در ایران نهفته است، جایی که مطالعات پیشین، عمدتاً الگوهای اقتصادهای پیشرفته را بدون توجه به شرایط خاص ایران تعمیم داده‌اند (استیگلیتز[1]، ۲۰۲۰). ضرورت بررسی این موضوع از آنجا ناشی می‌شود که ناپایداری بازار کار ایران، به‌ویژه در دوران تحریم و همه‌گیری کرونا، ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی را تحت تأثیر قرار داده و نیاز به بازنگری سیاست‌های پولی را برجسته کرده است (عجم‌اوغلو و آئوتور[2]، ۲۰۲۱). بنابراین، این مطالعه با تکیه بر داده‌های داخلی و مرور مطالعات پیشین، به‌دنبال ارائه چهارچوبی برای بهینه‌سازی مدیریت دارایی‌های بانک مرکزی ایران است.

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱. ادبیات نظری

در چهارچوب مدل‌های اقتصادی، ارتباط میان بازار کار و سیاست‌های بانک مرکزی، از موضوعات کلیدی تحلیل‌های اقتصادی به‌شمار می‌رود. مدل‌های اقتصاد کلان مرسوم و نوین نظیر مدل IS-LM و نظریات پولی، نشان می‌دهند که تغییرات در بازار کار می‌توانند بر سیاست‌های پولی و ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی تأثیرگذار باشند. به‌طور خاص، تغییرات در نرخ بیکاری، سطح اشتغال و میزان دستمزدها از جمله عواملی هستند که بر تصمیمات بانک مرکزی در مدیریت ذخایر ارزی، طلا و اوراق بدهی تأثیرگذار است (تیلور،[3] ۲۰۲۰).

نتایج مطالعات نشان داده‌اند که نرخ بیکاری به‌عنوان یک شاخص کلیدی اقتصاد کلان، ارتباط مستقیمی با سیاست‌های بانک مرکزی دارد. افزایش نرخ بیکاری معمولاً نشانه‌ای از رکود اقتصادی است که ممکن است بانک مرکزی را به اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی وادار کند (فریدمن،[4] ۲۰۱۹). در این شرایط، بانک مرکزی ممکن است ذخایر ارزی خود را تقویت کند تا از نوسانات ارزی جلوگیری نماید. به‌عنوان مثال، افزایش نرخ بیکاری می‌تواند با کاهش تولید داخلی و افت صادرات همراه باشد که به کاهش درآمدهای ارزی منجر می‌شود. این وضعیت فشار بر نرخ ارز را افزایش می‌دهد و بانک مرکزی برای تثبیت ارزش پول ملی و جلوگیری از کاهش اعتماد عمومی، اقدام به استفاده یا افزایش ذخایر ارزی خود می‌کند. این فرایند، معمولاً با تزریق ارز به بازار یا تنظیم نرخ بهره همراه است تا تعادل در بازار ارز حفظ شود (صندوق بین المللی پول، ۲۰۲۱).

---

1. Stiglitz (2020).
2. Acemoglu & Autor (2021).
3. Taylor (2020).
4. Friedman (2019).

با این حال، باید توجه داشت که الگوی رفتاری بانک‌های مرکزی در عمل، ممکن است از چهارچوب‌های نظری استاندارد فاصله بگیرد، به‌ویژه در اقتصادهایی مانند ایران که شرایط خاص ساختاری و نهادی بر سیاست‌های پولی حاکم است. در ادبیات نظری، فرض بر این است که بانک مرکزی براساس ذخایر متنوع خود (شامل طلا، ارز خارجی و اوراق بدهی)، به مدیریت نقدینگی، تثبیت نرخ ارز و کنترل تورم می‌پردازد (تیلور، ۲۰۲۰). این رویکرد در بسیاری از اقتصادهای توسعه‌یافته مشاهده می‌شود؛ برای مثال، جانسون و اسمیت (۲۰۲۱)، نشان داده‌اند که بانک مرکزی اروپا در شرایط افزایش بیکاری، ذخایر طلا را افزایش می‌دهد تا ثبات اقتصادی را حفظ کند؛ اما در مورد بانک مرکزی ایران، شواهد حاکی از آن است که این نهاد، اغلب از یک الگوی مدیریت اقتضایی پیروی می‌کند که بیشتر براساس نیازهای فوری دولت و بانک‌های تجاری شکل می‌گیرد تا تکیه بر ذخایر متنوع. در این الگو، بانک مرکزی حتی در غیاب ذخایر کافی، قادر به خلق پول پرقدرت بوده که این امر با مدل‌های استاندارد پولی در تضاد است (رحیمیان و همکاران، ۲۰۲۱).

این رفتار اقتضایی به‌ویژه در شرایط نوسانات بازار کار، مانند افزایش نرخ بیکاری یا فشارهای ناشی از دستمزدها، مشهود است. برخلاف پیش‌بینی‌های نظری که انتظار می‌رود بانک مرکزی با استفاده از ذخایر ارزی به تثبیت نرخ ارز بپردازد (صندوق بین المللی پول، ۲۰۲۱)؛ در ایران، خلق نقدینگی بدون پشتوانه اغلب به‌عنوان راه‌حلی برای تأمین مالی کسری بودجه دولت یا حمایت از بانک‌های تجاری به کار گرفته می‌شود (مومنی و همکاران، ۲۰۲۰).

این رویکرد می‌تواند به تشدید تورم و کاهش ارزش پول ملی منجر شود، که با هدف اصلی سیاست‌های پولی مبتنی بر ذخایر (یعنی حفظ ثبات) در تضاد است (عسکریان کاهه و همکاران، ۲۰۲۰). این تفاوت ساختاری، نشان‌دهنده ضرورت تعدیل چهارچوب‌های تحلیلی برای انطباق با واقعیت‌های عملیاتی بانک مرکزی ایران است (بلور[1]، ۲۰۲۲).

افزایش نرخ بیکاری می‌تواند به افزایش تقاضا برای طلا به‌عنوان دارایی امن منجر شود. چنان‌چه، ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی، ممکن است از دارایی‌های پرریسک به دارایی‌های کم‌ریسک تغییر کند. دستمزدها نیز یکی از متغیرهای کلیدی در بازار کار هستند که بر سیاست‌های بانک مرکزی تأثیرگذارند. افزایش دستمزدها معمولاً قدرت خرید را افزایش داده و به‌دنبال آن، سطح مصرف داخلی افزایش می‌یابد. این امر، می‌تواند موجب افزایش تقاضا برای ارزهای خارجی و درنتیجه، فشار بر ذخایر ارزی شود (بلانچارد[2]، ۲۰۱۸)؛ به‌طوری‌که بانک مرکزی، ممکن است اقدام به تنظیم نرخ بهره و مدیریت عرضه پول کند تا از تورم جلوگیری نماید. از سوی دیگر، افزایش سطح اشتغال و بهبود بازار کار، معمولاً به کاهش نیاز به دارایی‌های امن مانند طلا منجر می‌شود، زیرا سرمایه‌گذاران تمایل دارند ریسک بیشتری بپذیرند (توسلی و همکاران، ۲۰۲۱).

1. Bloor (2022).
2. Blanchard (2018).

در راستای بررسی نقش سیاست‌های دولتی در بازار کار، نتایج مطالعات نشان داده‌اند که اقدامات دولت‌ها در زمینه تنظیم دستمزدها، شرایط کاری و حمایت از نیروی کار، تأثیر غیرمستقیمی بر سیاست‌های بانک مرکزی دارد. بدین ترتیب که اگر دولت سیاست‌هایی در جهت کاهش بیکاری اتخاذ کند، بانک مرکزی ممکن است سیاست‌های پولی انبساطی را برای حمایت از رشد اقتصادی دنبال نماید. در این شرایط، امکان دارد تقاضا برای دارایی‌هایی مانند پول و اوراق بدهی دولتی افزایش یابد که ترکیب سبد دارایی بانک مرکزی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بلور[1]، ۲۰۲۲).

از طرفی، نقش ذخایر ارزی در سیاست‌های بانک مرکزی نیز قابل‌توجه است. درصورت افزایش نرخ بیکاری و کاهش تولید داخلی، صادرات کاهش یافته و درآمدهای ارزی افت می‌کند. در چنین شرایطی، بانک مرکزی ممکن است با استفاده از ذخایر ارزی خود، نرخ ارز را تثبیت کند (صندوق بین المللی پول[2]، ۲۰۲۱). از سوی دیگر، درصورت افزایش نرخ اشتغال و بهبود وضعیت اقتصادی، تقویت صادرات و افزایش درآمدهای ارزی، منجر به افزایش ذخایر ارزی خواهد شد (بیتر[3]، ۲۰۲۱).

همچنین، طلا به‌عنوان یک دارایی امن در شرایط بی‌ثباتی اقتصادی شناخته می‌شود؛ زیرا سرمایه‌گذاران و حتی بانک مرکزی به‌دنبال حفظ ارزش دارایی‌ها در برابر نوسانات بازار هستند. افزایش نرخ بیکاری و نگرانی‌های اقتصادی، معمولاً باعث افزایش تقاضا برای طلا می‌شود. در این حالت، بانک مرکزی، ممکن است برای تقویت اعتماد عمومی و مقابله با نوسانات خارجی، میزان ذخایر طلای خود را افزایش دهد (اورباخ و گورودنیچنکو[4]، ۲۰۱۹). در مقابل، در شرایط رونق اقتصادی، ممکن است تقاضا برای طلا کاهش یابد و بانک مرکزی دارایی‌های خود را به سمت سرمایه‌گذاری‌های پرریسک‌تر سوق دهد.

۲-۲. پیشینه پژوهش

پیشینه پژوهش حاضر، به بررسی مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با تأثیر نوسانات بازار کار بر سیاست‌های پولی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی می‌پردازد. به‌منظور ارائه ساختاری منسجم و تحلیلی، این بخش به سه موضوع اصلی: تأثیر نرخ بیکاری، تأثیر دستمزدها و سیاست‌های بازار کار، و تأثیر نرخ اشتغال و مشارکت نیروی کار بر ذخایر و سیاست‌های بانک مرکزی تقسیم‌بندی شده است. این تقسیم‌بندی به درک بهتر روابط پیچیده میان متغیرهای بازار کار و تصمیمات بانک مرکزی کمک می‌کند.

- تأثیر نرخ بیکاری بر سیاست‌ها و ذخایر بانک مرکزی

نتایج مطالعات متعددی نشان داده‌اند که افزایش نرخ بیکاری به‌عنوان شاخصی از رکود اقتصادی، بانک‌های مرکزی را به اتخاذ سیاست‌های خاص برای مدیریت ذخایر و تثبیت اقتصاد سوق می‌دهد. رضایی و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از روش ARDL و داده‌های سری‌زمانی ۱۳۹۸-۱۳۷۹ در

1. Bloor (2022).
2. IMF (2021).
3. Buiter (2021).
4. Auerbach & Gorodnichenko (2019).

ایران، نشان دادند که در دوره‌های افزایش نرخ بیکاری، بانک مرکزی تمایل بیشتری به نگهداری ذخایر ارزی برای تثبیت نرخ ارز دارد.

به‌طور مشابه، شریفی‌نیا و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از مدل VAR و داده‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۰ دریافتند که افزایش نرخ بیکاری، تأثیر منفی بر حجم ذخایر ارزی و اوراق بدهی دارد و بانک مرکزی را به افزایش ذخایر طلا سوق می‌دهد.

در سطح بین‌المللی، جانسون و اسمیت[1] (۲۰۲۱)، با استفاده از مدل VAR و داده‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۰ در منطقه یورو، نشان دادند که افزایش بیکاری، منجر به افزایش ذخایر طلا و کاهش اوراق قرضه در سبد دارایی‌های بانک مرکزی اروپا می‌شود. این یافته‌ها حاکی از آن است که نرخ بیکاری به‌عنوان یک متغیر کلیدی، بانک‌های مرکزی را وادار به تغییر ترکیب دارایی‌ها به سمت دارایی‌های امن‌تر مانند طلا یا ارز خارجی می‌کند تا از نوسانات اقتصادی و کاهش اعتماد عمومی جلوگیری شود (دیاز و رودریگز[2]، ۲۰۱۸ و گارسیا و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

- تأثیر دستمزدها و سیاست‌های بازار کار بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی

دستمزدها و سیاست‌های مرتبط با بازار کار، از دیگر عوامل مؤثر بر سیاست‌های پولی و ذخایر بانک مرکزی هستند. رحیمیان و همکاران (۱۴۰۰)، با استفاده از مدل GARCH چندمتغیره و داده‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۰ در ایران نشان دادند که افزایش دستمزدهای واقعی، نقدینگی را افزایش داده و کنترل تورم توسط بانک مرکزی را دشوار می‌کند.

عسکریان کاخ و همکاران (۱۴۰۰)، نیز با روش تحلیل بیزین و داده‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۵ دریافتند که افزایش حداقل دستمزد، نرخ بهره بانکی را کاهش داده و بانک مرکزی را به نگهداری دارایی‌های خارجی بیشتر ترغیب می‌کند.

در سطح جهانی، وانگ و ژانگ[4] (۲۰۲۱)، با استفاده از مدل پانل پویا و داده‌های ۲۰۲۰-۱۹۹۵ در چین نشان دادند که اصلاحات بازار کار، بانک مرکزی را به افزایش سهم اوراق قرضه دولتی و کاهش ذخایر طلا هدایت کرده است. این مطالعات، بر این نکته تأکید دارند که تغییرات دستمزدها و سیاست‌های بازار کار می‌توانند فشارهایی بر نقدینگی و نرخ ارز ایجاد کنند که بانک مرکزی را به تنظیم ترکیب دارایی‌های خود وادار می‌کند (لی و چانگ[5]، ۲۰۲۰).

- تأثیر نرخ اشتغال و مشارکت نیروی کار بر سیاست‌های پولی

نرخ اشتغال و مشارکت نیروی کار نیز از عوامل تعیین‌کننده در سیاست‌های بانک مرکزی به‌شمار می‌روند. عباسی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از مدل DSGE و داده‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۰ در ایران، نشان دادند که کاهش نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت به خروج سرمایه و کاهش ذخایر ارزی منجر می‌شود.

1. Johnson & Smith (2021).
2. Diaz & Rodriguez (2018).
3. Garcia et al. (2020).
4. Wang & Zhang (2021).
5. Lee & Chang (2020).

محمدی و همکاران (۱۳۹۷)، نیز با روش OLS و داده‌های ۱۳۹۵-۱۳۷۵، دریافتند که افزایش نرخ اشتغال، نرخ بهره را افزایش داده و سهم ذخایر طلا را در سبد دارایی‌های بانک مرکزی کاهش می‌دهد.

در سطح بین‌المللی، اندروز و همکاران (۲۰۲۲)، با استفاده از مدل DSGE و داده‌های ۲۰۲۱-۱۹۸۰ در ایالات متحده نشان دادند که کاهش بیکاری، ذخایر ارزی فدرال رزرو را افزایش می‌دهد، در حالی که افزایش بیکاری، خرید اوراق قرضه دولتی را تقویت می‌کند.

مؤمنی وصالیان و همکاران (۱۳۹۹)، نیز با روش ARDL و داده‌های ۱۳۹۸-۱۳۸۵ در ایران دریافتند که کاهش نرخ مشارکت نیروی کار، وابستگی بانک مرکزی به ذخایر طلا را افزایش می‌دهد. این نتایج نشان‌دهنده ارتباط دوسویه میان بهبود شرایط اشتغال و تمایل بانک مرکزی به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پرریسک‌تر یا حفظ دارایی‌های امن در شرایط رکود است (مارتینز و هرناندز [1]، ۲۰۱۹).

برای انجام این پژوهش، مطالعات داخلی و خارجی متعددی مورد بررسی قرار گرفته است که مهم‌ترین آن‌ها در قسمت قبل ارائه شده است. این مطالعات به جنبه‌های مختلفی از تأثیرات بازار کار، سیاست‌های پولی، مالی و اقتصادی بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی پرداخته‌اند. با این حال، مطالعه حاضر از جنبه‌های متعددی نسبت به تحقیقات پیشین متمایز است و نوآوری‌های ویژه‌ای را دربر دارد. هدف اصلی از این پژوهش، تحلیل تأثیر تغییرات در بازار کار، بر اقلام سبد دارایی‌های بانک مرکزی ایران است. این مطالعه به‌طور خاص، تأثیر تغییرات در بازار کار را بر تقاضای بانک مرکزی برای دارایی‌هایی مانند طلا، ذخایر ارزی، پول و اوراق بدهی بررسی می‌کند. برخلاف پژوهش‌های گذشته که معمولاً به‌طور جداگانه، به تأثیر سیاست‌های پولی یا ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی پرداخته‌اند، این تحقیق به‌طور جامع تلاش می‌کند تا تأثیر تغییرات در عوامل بازار کار، شامل تغییرات سطح اشتغال، دستمزدها بر ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی را بررسی کند. این مطالعه، می‌تواند روشن کند که چگونه تغییرات ساختاری در بازار کار و نحوه تعامل بین متغیرهای آن، می‌تواند بر تصمیمات بانک مرکزی درخصوص ترکیب دارایی‌ها و ذخایر ارزی تأثیرگذار باشد.

از نوآوری‌های دیگر این پژوهش، استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات و مدل کنترل بهینه است که به‌ویژه برای مدل‌سازی و تحلیل تأثیرات تغییرات در بازار کار بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی مناسب هستند. این روش‌ها به محققان اجازه می‌دهد که تأثیرات تغییرات بازار کار را در شرایط بهینه‌شده مورد تحلیل قرار دهند و روندهای بلندمدت را شبیه‌سازی کنند.

همچنین، این تحقیق با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران در بازه زمانی گسترده (۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲) انجام می‌شود که امکان تحلیل روندهای بلندمدت و تغییرات ساختاری در بازار کار و تأثیر آن بر سیاست‌های بانک مرکزی را فراهم می‌آورد. چنین تمرکز زمانی طولانی‌مدت به‌ویژه در ادبیات اقتصادی ایران نادر است و می‌تواند بینش‌های دقیق‌تری در مورد نحوه تأثیر بازار کار بر تصمیمات بانک مرکزی و ترکیب دارایی‌های آن ارائه دهد.

---

1. Martinez & Hernandez (2019).

در نهایت، این پژوهش با در نظر گرفتن شرایط خاص اقتصادی ایران، از جمله نوسانات بازار کار، تغییرات در نرخ بیکاری، و پیامدهای سیاست‌های مختلف بازار کار، تلاش دارد تا پیوند میان این متغیرها و تصمیمات بانک مرکزی درخصوص ترکیب سبد دارایی‌ها را بررسی کند. نتایج این تحقیق، می‌تواند به سیاستگذاران در تدوین سیاست‌های مؤثرتر برای بهبود بازار کار و بهینه‌سازی سبد دارایی‌های بانک مرکزی کمک کند و شکاف‌های موجود در ادبیات علمی را پر نماید.

۳. الگو، داده‌ها و روش پژوهش

هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر نوسانات بازار کار (اشتغال و دستمزد) بر ترکیب بهینه سبد دارایی‌های بانک مرکزی است. برای این منظور، از مدل بهینه‌سازی سبد دارایی‌ها استفاده می‌شود که بهترین ترکیب دارایی‌ها شامل پول، طلا، ارزهای خارجی و اوراق بدهی را با توجه به بازده مورد انتظار و سطح ریسک تعیین می‌کند. این رویکرد براساس نظریه مارکوویتز (۱۹۵۲) است که هدف آن، حداکثر کردن بازده با حداقل ریسک است. به زبان ساده، بانک مرکزی مانند یک سرمایه‌گذار عمل می‌کند که می‌خواهد با انتخاب هوشمندانه دارایی‌ها، هم سود بیشتری به‌دست آورد و هم، از ضررهای احتمالی جلوگیری کند. به عبارت دیگر، یک سبد کارا، انتخاب بهترین ترکیبات دارایی‌ها است؛ که بازده انتظاری را با توجه به مقدار ریسک داده شده، حداکثر سازد.

مارکوویتز (۱۹۵۲)، مجموعه کارا را تحت عنوان معیار "ماکسی-مین" و معیار "مینی-ماکس" یک مجموعه به‌عنوان بهترین ترکیبات دارایی‌هایی که واریانس را به‌ازای یک نرخ بازده داده شده حداقل می‌کند، معرفی کرده است. فرض می‌شود، سهم بهینه دارایی i در سبد دارایی بانک مرکزی کشورها براساس نرخ بازدهی انتظار روی پول‌های مختلف و ماتریس واریانس-کوواریانس بازده آنان تعیین می شود. اگر x_i سهم دارایی i در پرتفوی و X بردار x_i بوده و R_i میزان بازدهی هرکدام از اقلام سبد دارایی و R بردار R_i باشد و m میانگین بازده انتظاری و σ^2 واریانس بازده روی وضعیت خالص اقلام سبد دارایی باشد، پس می‌توان نوشت:

$$m = x'R \qquad (۱)$$

$$\sigma^2 = x'VX \qquad (۲)$$

در این معادلات، R بردار میانگین بازده انتظاری دارایی‌های مختلف و V ماتریس واریانس-کوواریانس بازده انتظاری واقعی دارایی‌های مختلف است. سهم هر دارایی در سبد بانک مرکزی مانند ۱x برای دلار براساس بازده انتظاری و ریسک تعیین می‌شود. تحت این شرایط و در چهارچوب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تابع مطلوبیت مسئولین پولی کشورها به‌طور مثبت با بازده انتظاری پرتفوی و به‌طور منفی با ریسک بازده دارایی‌های مختلف، رابطه دارد. درصورتی‌که تابع هدف مسئولین پولی به‌صورت زیر است:

$$U = m(r) - \left(\frac{b}{2}\right)\sigma^2 - E(TC) \qquad (۳)$$

که در آن: $m(r)$ میانگین بازده انتظاری دارایی‌های پرتفوی، σ^2 واریانس بازده دارایی‌ها، $E(TC)$ هزینه‌های مرتبط با تبدیل دارایی‌ها و کمبود دارایی‌ها و F(L,W) تابعی از تغییرات بازار کار شامل

دستمزد و اشتغال است که به مدل اضافه می‌شود. سهم بهینه دارایی در سبد دارایی بانک مرکزی به‌صورت زیر تعیین می‌شود:

$$+F(R,CM,INF)x^{*} = \frac{V^{-1}e}{e'V^{-1}e} + \left(\frac{1}{b}\right)V^{-1}\left[R - \left[\frac{R'V^{-1}e}{e'V^{-1}e}e\right]\right] \quad (۴)$$

که در آن، V ماتریس واریانس-کوواریانس بازده دارایی‌ها، e بردار واحد، R بردار بازده انتظاری دارایی‌ها، b درجه گریز از ریسک و F(L,W) تأثیر تغییرات بازار کار بر انتخاب دارایی‌ها را نشان می‌دهد. از این‌رو، هزینه‌های تبدیل دارایی‌ها و کمبود دارایی‌ها، به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

$$E(TC) = \sum_{i=1}^{9}\gamma_i x_i + \left(\left(1 - \sum\gamma_i\right)((\gamma_{10}H + \gamma_{11}BP + \gamma_{12}CM + \gamma_{13}ES + \gamma_{14}OPen)\right) \quad (۵)$$

که در این رابطه، γ_i احتمال وجود دارایی i در موقعیتی است که سبد بهینه نیست و ضرایب آن‌ها هزینه فرصت یا هزینه تبدیل دارایی i به سایر دارایی‌ها است که از متوسط وزنی ارزش دارایی‌ها به‌دست آمده است. تخصیص سبد به دو نوع دارایی ریسکی و دارایی بدون ریسک بر مبنای مطالعات یه او[1] (۲۰۰۷) صورت می‌گیرد؛ چنان‌چه، نشان‌دهنده بازدهی حاصل از تسهیم همه دارایی‌های موجود در سبد دارایی است؛ به‌طوری که این دارایی‌ها می‌تواند بازدهی انتظاری داشته باشد که با $E_t(r_{i,t+1})$ نشان داده شده و یا متعلق به دارایی‌هایی است که بازدهی قطعی دارند و با r_f نشان داده می‌شود. لازم به ذکر است در این مسئله بهینه‌سازی، ارزش کل سبد دارایی، بهینه فرض شده است و آنچه با حل مسئله بهینه‌سازی به‌دست می‌آید، ترکیب بهینه سبد یا سهم بهینه هر دارایی است.

$$E_t\left(R_{t+1}\sum_{i-1}^{N}x_{i,t}\,E_t(r_{i,t+1})\right) + x_{f,t}r_{f,t+1} \quad (۶)$$

$$\acute{x_t}\Omega_{t+1}x_t \leq \sigma^2 \quad (۷)$$

$$\sum_{i-1}^{N}x_{i,t} + x_{f,t} = 1\ ,\forall\, t \quad (۸)$$

$$x_{i,t} \geq 0, \forall\, t, \forall\, i \quad (۹)$$

$E_t(R_{t+1})$ بازده انتظاری پرتفولیو ارزی در دوره t+1

$E_t(r_{i,t+1})$ بازده انتظاری برای ارز i در دوره بعدی یعنی دوره t+1

r_f بازده دارایی بدون ریسک

$x_{i,t}$ سهم دارایی i در پرتفولیو بانک مرکزی در سال t

$x_{f,t}$ دارایی بدون ریسک

x بردار سهم دارایی‌های با ریسک

Ω_{t+1} ماتریس واریانس-کوواریانس بازدهی انتظاری دارایی‌ها

1. Yi Wu

فرض بر این است بانک مرکزی N+1 دارایی نگهداری می‌کند که دلار امریکا ارز مرجع است و بقیه N دارایی، ریسک‌دار هستند. رابطه (۷) بیانگر محدودیت ریسک است. بدین معنا که بانک‌های مرکزی ریسک‌گریز هستند و تمایل دارند به‌ازای سطح معین ریسک بازده انتظاری پرتفولیوی خود را حداکثر نمایند. عبارت سمت چپ نامساوی ماتریس واریانس-کواریانس بازده انتظاری دارایی‌ها را نشان می‌دهد.

رابطه (۸)، نشان‌دهنده این است که مجموع سهم دارایی‌ها در پرتفولیو در هر سال، باید برابر یک باشد. با توجه به سهم زیاد دارایی‌های مورد مطالعه در سبد دارایی‌های بانک مرکزی، اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه، مجموع سهم دارایی‌های مذکور را برابر واحد فرض نموده و دیگر دارایی‌ها را غیرمهم تلقی کرده و مجموع سهم آن‌ها برابر صفر فرض می‌شود.

رابطه (۹)، نشان‌دهنده عدم وجود استقراض است؛ یعنی سهم بهینه هر دارایی مثبت است و استقراض از یک دارایی به‌منظور سرمایه‌گذاری در دارایی دیگر را شامل نمی‌شود. به عبارت دیگر، بانک مرکزی در وضعیت کسری نسبت به یک دارایی قرار نمی‌گیرد و یا دارایی کمتر از آنچه که فروخته شده، خریداری نمی‌گردد. به عبارت بهتر، این معادلات نشان می‌دهند که بانک مرکزی چگونه با در نظر گرفتن سود، ریسک و شرایط بازار کار، ترکیب دارایی‌هایش را انتخاب می‌کند. از این‌رو، برای بررسی و تعیین ترکیب بهینه سبد دارایی‌ها در ایران، لازم است به بررسی اقلام ترازنامه بانک مرکزی پرداخته شود.

براساس گزارش حساب ترازنامه بانک (۱۴۰۱)، اقلام مالی حساب ترازنامه ملی ایران شامل طلای پولی[1]، حق برداشت مخصوص[2]، پول در گردش و سپرده‌های دیداری، اوراق بدهی و سایر اقلام مالی حساب ترازنامه ملی ایران است که با توجه به ساختار هر متغیر و مطالعات انجام شده در این زمینه، ساختار اقلام سبد دارایی بانک مرکزی تعریف می‌گردد؛ چنان‌چه، برای بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی، معادلات زیر معرفی می‌شوند:

$$X_{it}=\beta_0+\beta_1 X_{it-1}+\beta_2 Y_{it}+\beta_3 e_{it}+\beta_4 r+\beta_5 RB_{it}+\beta_6 GP_{it}+\beta_7 open_{it}+\beta_8 bp_{it}+\beta_9 Cm_{it}+\beta_{10} Tarif_{it} \quad (۱۰)$$

$$X7=\beta_{67}+\beta_{68} x7(-1)+\beta_{69} y+\beta_{70} e+\beta_{71} r+\beta_{72} RB+\beta_{73} GP+\beta_{74} inf+\beta_{75} wGP+\beta_{76} oil+\beta_{77} open+\beta_{78} bp+\beta_{79} Cm \quad (۱۶)$$

$$X8=\beta_{80}+\beta_{81} x8(-1)+\beta_{82} y+\beta_{83} e+\beta_{84} r+\beta_{85} RB+\beta_{86} GP+\beta_{87} inf \quad (۱۷)$$

$$X9=\beta_{88}+\beta_{89} x9(-1)+\beta_{90} y+\beta_{91} e+\beta_{92} r+\beta_{93} RB+\beta_{94} GP+\beta_{95} Gini+\beta_{96} inf \quad (۱۸)$$

1 Monetary Gold
2 Special Drawing Right (SDR)

$$C_t = \theta_0 C_{t-1} + \theta_1 y \quad (۱۹)$$
$$TR_t = \theta_2 orr_t + \theta_3 y_{t-1} + \theta_4 y_t + \theta_5 M_t + \theta_6 TR_{t-1} \quad (۲۰)$$
$$Tax_t = \theta_2 orr_t + \theta_3 R_t + \theta_4 y_t + \theta_5 C_t + \theta_6 I_t + \theta_7 Tax_{t-1} \quad (۲۱)$$
$$I_t = \theta_8 R_t + \theta_9 Y_t + \theta_{10} K_t + \theta_{11} I_{t-1} \quad (۲۲)$$
$$IM_t = \theta_{12} EX_t + \theta_{13} W_t + \theta_{14} Y_t + \theta_{15} L_t + \theta_{16} IM_{t-1} \quad (۲۳)$$
$$EX_t = \theta_{17} E_t + \theta_{18} Pt_t + \theta_{19} L_t + \theta_{20} EX_{t-1} \quad (۲۴)$$
$$H_t = \theta_{21} H_{t-1} + \theta_{22} G_t + \theta_{23} Y_t \quad (۲۵)$$
$$IM_t = \theta_{24} Y_t + \theta_{25} E_t + \theta_{26} IM_{t-1} + \theta_{27} Tarif_t \quad (۲۶)$$
$$BD_t = \theta_{28} BD_{t-1} + \theta_{29} G_t + \theta_{30} TR_t + \theta_{31} orr_t + \theta_{32} Tax_t \quad (۲۷)$$
$$BP_t = \theta_{33} BP_{t-1} + \theta_{34} Y_t + \theta_{35} R_t + \theta_{36} TOT_t \quad (۲۸)$$
$$ES_t = \theta_{37} ES_{t-1} + \theta_{38} PHP_t + \theta_{39} UR_t \quad (۲۹)$$
$$OPen_t = \theta_{40} OPen_{t-1} + \theta_{41} EX_t + \theta_{42} IM_t \quad (۳۰)$$
$$CM_t = \theta_{43} CM_{t-1} + \theta_{44} X9_t + \theta_{45} X9_{t-1} \quad (۳۱)$$
$$P1_t + P2_t + P3_t + P4_t + P5_t + P6_t + P7_t + P8_t + P9_t + P10_t \leq 1 \quad (۳۲)$$
$$X1_t + X2_t + X3_t + X4_t + X5_t + X6_t + X7_t + X8_t + X9_t = 1 \quad (۳۳)$$

(حیدری، ۲۰۲۰)، (کمالی، ۲۰۲۲)، (حسینی و رضایی، ۲۰۱۹)، (زارع، و کریمی، ۲۰۱۹)، نجفی، ۲۰۲۱)، (سلیمانی، ۲۰۲۱)، (حسینی و رضایی، ۲۰۱۴)، (صادقی و احمدی، ۲۰۲۰)، (عباسی، ۲۰۲۱)، (محمدی و رضایی، ۲۰۲۳) و (احمدی، ۲۰۱۸). بنابراین، با استفاده از معادلات فوق، تغییرات ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی ایران با در نظر گرفتن سیاست‌های مالی دولت بررسی می‌شود.

جدول ۱: متغیرهای استفاده شد در مدل

Table 1: Variables Used in the Model

نماد	نام متغیر	توضیح
x1	دلار	سهم دلار در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x2	پوند	سهم پوند در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x3	یوان	سهم یوان در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x4	یورو	سهم یورو در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x5	فرانک	سهم فرانک در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x6	ین	سهم ین در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x7	طلا	سهم طلا در سبد دارایی‌های بانک مرکزی
x8	اوراق بدهی بانک مرکزی	سهم اوراق بدهی منتشرشده توسط بانک مرکزی
x9	تقاضای پول	تقاضای نقدینگی در اقتصاد
E1	نرخ دلار	نرخ برابری دلار به ریال
E2	نرخ پوند	نرخ برابری پوند به ریال

نماد	نام متغیر	توضیح
E3	نرخ یوان	نرخ برابری یوان به ریال
E4	نرخ یورو	نرخ برابری یورو به ریال
E5	نرخ فرانک	نرخ برابری فرانک به ریال
E6	نرخ ین	نرخ برابری ین به ریال
E	نرخ ارز مؤثر	میانگین وزنی نرخ ارزهای خارجی
Gini	ضریب جینی	شاخص نابرابری درآمدی
Inf	تورم	نرخ افزایش سطح عمومی قیمت‌ها
WGP	قیمت جهانی طلا	قیمت جهانی هر اونس طلا
GP	قیمت طلا	قیمت داخلی طلا به ریال
Open	درجه بازبودن اقتصاد	نسبت تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی
RB	نرخ بهره اوراق بدهی	نرخ سود اوراق بدهی بانک مرکزی
bp	تراز پرداخت	تفاوت درآمدها و هزینه‌های ارزی کشور
Cm	پایه پولی	حجم پول پرقدرت در اقتصاد
Oil	درآمد نفتی	درآمد حاصل از صادرات نفت
Y	درآمد	درآمد ملی یا تولید ناخالص داخلی
R	نرخ بهره	نرخ بهره بانکی یا بازار
Tarif	تعرفه	نرخ تعرفه گمرکی بر واردات
EX	صادرات	ارزش کل صادرات
Tax	مالیات	درآمد مالیاتی دولت
C	مخارج مصرفی	کل هزینه‌های مصرفی خانوارها
W	دستمزد	میانگین دستمزد نیروی کار
orr	درآمد نفتی	درآمد نفتی دولت
BD	کسری بودجه	تفاوت مخارج و درآمدها در بودجه دولت
Tarif	تعرفه	نرخ تعرفه گمرکی
K	سرمایه	موجودی سرمایه فیزیکی
I	سرمایه‌گذاری	هزینه‌های سرمایه‌گذاری
UR	ریسک بیکاری	احتمال افزایش بیکاری
BP	تراز پرداخت خارجی	تراز حساب جاری و سرمایه
IM	واردات	ارزش کل واردات
CM	عدم تعادل پولی	شکاف بین عرضه و تقاضای پول
PHP	ریسک سلامتی	تأثیر مخاطرات سلامت بر اقتصاد
TR	پرداخت‌های انتقالی	پرداخت‌های دولتی بدون عوض
H	اندازه دولت	سهم مخارج دولت در اقتصاد
TOT	نرخ مبادله	نسبت قیمت صادرات به واردات
ES	امنیت اقتصادی	شاخص ثبات و امنیت اقتصادی
G	مخارج دولتی	کل هزینه‌های دولت
L	اشتغال	سطح اشتغال یا تعداد شاغلان
OPen	درجه بازبودن اقتصاد	نسبت تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. نتایج تجربی

در این پژوهش، نقش پویای متغیرهای بازار کار در تعدیل ترکیب بهینه دارایی‌های بانک مرکزی ایران، بررسی شده و داده‌های اقتصادی ایران برای دوره زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۴۰۲ از منابع معتبری نظیر مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی جمع‌آوری شده است. پس از نرمال‌سازی داده‌ها به‌منظور یکسان‌سازی مقیاس‌ها، سه الگوریتم فراابتکاری شامل بهینه‌سازی ازدحام ذرات[1]، الگوریتم ژنتیک[2] و الگوریتم تفاوت متقابل پروانه-شعله[3] برای بهینه‌سازی سبد دارایی‌های بانک مرکزی به کار گرفته شدند. این الگوریتم‌ها در محیط نرم‌افزاری Spyder، که یک محیط توسعه یکپارچه مبتنی بر زبان برنامه‌نویسی پایتون است، پیاده‌سازی شدند.

الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات (PSO)، روشی است که از رفتار جمعی گروه‌های زیستی الهام گرفته شده و از مجموعه‌ای از راه‌حل‌ها (ذرات) استفاده می‌کند که با بهره‌گیری از تجربیات فردی و گروهی به سمت بهینه‌ترین پاسخ حرکت می‌کنند (کندی و ابرهارت[4]، ۱۹۹۵). این الگوریتم به‌دلیل سرعت همگرایی بالا، دقت در حل مسائل پیوسته چندبعدی، و سادگی محاسباتی برای این مطالعه انتخاب شد. PSO با هدف پژوهش، یعنی کاهش ریسک و هزینه‌های سبد دارایی‌ها، سازگار است، زیرا توانایی بالایی در تخصیص متعادل به دارایی‌های کم‌ریسک نشان داده است. شایان ذکر است؛ که در این مطالعه، ابتدا هر سه الگوریتم PSO، GA و MFO برای تخمین ترکیب بهینه سبد دارایی‌ها مورد ارزیابی قرار گرفتند. با این حال، PSO به‌دلیل کارآیی محاسباتی بالاتر و تطابق بیشتر نتایج آن با داده‌های واقعی گزارش شده توسط منابع معتبر، نسبت به GA و MFO ترجیح داده شد.

الگوریتم GA، به‌دلیل پیچیدگی محاسباتی و زمان‌بر بودن، و MFO، به‌دلیل تمایل به تخصیص نامتوازن به برخی دارایی‌ها، عملکرد کمتری نسبت به PSO از خود نشان دادند (شی و ابرهارت[5]، ۱۹۹۸). پیاده‌سازی PSO در Spyder با استفاده از کتابخانه‌های پایتون نظیر NumPy و SciPy انجام شد و این روش، به‌عنوان رویکرد بهینه برای تحلیل داده‌های این پژوهش انتخاب گردیده است. به‌منظور راستی‌آزمایی نتایج، خروجی‌های الگوریتم PSO با داده‌های واقعی ترازنامه بانک مرکزی ایران (تا سال ۱۴۰۱) و گزارش‌های صندوق بین‌المللی پول مقایسه شدند. این مقایسه، نشان داد که تخصیص دارایی‌ها (مانند طلا و اوراق بدهی) با روندهای تاریخی هم‌راستا است (غلامی و سلیمی، ۲۰۲۱).

همچنین، از روش اعتبارسنجی متقاطع استفاده شد که داده‌ها به دو بخش آموزش (۷۰٪) و آزمون (۳۰٪) تقسیم شدند و خطای میانگین مربعات (MSE) برابر با ۰/۰۱۲ به‌دست آمد، که دقت بالای مدل را تأیید می‌کند (رحیمی و همکاران، ۲۰۲۲). برای تحلیل دقیق‌تر، حساسیت تغییرات دستمزد و اشتغال، بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی مورد ارزیابی قرار گرفت. دامنه تغییرات بازار

1. Particle Swarm Optimization, PSO
2. Genetic Algorithm, GA
3. Moth-Flame Optimization, MFO
4. Kennedy & Eberhart (1995).
5. Shi & Eberhart (1998).

کار در بازه ۰/۵ (نشان‌دهنده تغییرات انقباضی شدید) تا ۱/۵ (نشان‌دهنده تغییرات انبساطی شدید) تعیین شده است.

نتایج بررسی تأثیر تغییرات دستمزد بر سهم اقلام دارایی بانک مرکزی ایران در جدول (۲) گزارش شده است. در اینجا تغییرات دستمزد به‌عنوان یک متغیر مستقل در نظر گرفته شده که می‌تواند تحت تأثیر عواملی همچون سیاست‌های پولی، نقدینگی، قوانین کار و اتحادیه‌های کارگری باشد.

پنج حالت مختلف برای تغییرات دستمزد در نظر گرفته شده است:

انقباضی شدید: کاهش شدید دستمزدها که می‌تواند ناشی از سیاست‌های ضدتورمی، رکود اقتصادی یا محدودیت‌های بازار کار باشد.

انقباضی ملایم: کاهش کمتر دستمزدها که احتمالاً نتیجه سیاست‌های کنترل هزینه‌های نیروی کار و یا کاهش تدریجی نقدینگی است.

حالت طبیعی: سطح تعادلی دستمزدها که در آن، سیاست‌های خاصی برای افزایش یا کاهش آن اعمال نشده است.

انبساطی ملایم: افزایش متوسط دستمزدها که می‌تواند ناشی از رشد اقتصادی و افزایش تقاضا برای نیروی کار باشد.

انبساطی شدید: افزایش شدید دستمزدها که احتمالاً نتیجه سیاست‌های حمایتی دولت، افزایش تورم، یا فشارهای اتحادیه‌های کارگری است.

برای راستی‌آزمایی نتایج جدول (۲)، داده‌های شبیه‌سازی‌شده با PSO با گزارش‌های تاریخی بانک مرکزی و داده‌های IMF مقایسه شدند. این مقایسه، نشان داد که افزایش تقاضای پول (۰/۰۵۸) و اوراق بدهی (۰/۱۰۳) در شرایط انبساطی شدید با دوره‌های تورمی ایران (مانند سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۷) همخوانی دارد، در حالی که رشد سهم طلا (۰/۰۶۶) در انقباضی شدید با استراتژی‌های محافظه‌کارانه در رکود سازگار است (اکبری و رحیمی، ۲۰۲۰).

بنابراین، رابطه بین تغییرات دستمزد و اقلام سبد دارایی‌های بانک مرکزی را می‌توان در چند محور اصلی بررسی کرد:

- تأثیر تغییرات دستمزد بر تقاضای پول

در شرایط کاهش شدید دستمزدها، تقاضای پول افزایش یافته است، زیرا افراد تمایل دارند نقدینگی خود را حفظ کرده و از سرمایه‌گذاری‌های پرریسک اجتناب کنند. همچنین، باتوجه به نتایج به‌دست آمده، در شرایط افزایش شدید دستمزدها نیز تقاضای پول افزایش داشته که می‌تواند ناشی از افزایش مخارج و گردش پول در اقتصاد باشد. در حالت طبیعی، تقاضای پول منفی است که نشان می‌دهد در این شرایط، پول بیشتری به سمت دارایی‌های جایگزین مانند ارز و اوراق بدهی منتقل می‌شود.

- تأثیر تغییرات دستمزد بر ارزهای خارجی (دلار، پوند، یوان، یورو، فرانک و ین)

سهم دلار و ین در شرایطی که دستمزد کاهش داشته (انقباضی)، افزایش یافته، اما در حالت طبیعی، این مقدار منفی شده است. این موضوع نشان می‌دهد که در شرایط کاهش دستمزد، بانک مرکزی تمایل بیشتری به نگهداری ذخایر ارزی قوی دارد، اما با افزایش دستمزد، احتمالاً برای تأمین نقدینگی،

ذخایر دلار و ین کاهش می‌یابد. سهم یوان و یورو در شرایط انبساطی افزایش یافته است؛ که نشان می‌دهد در شرایط افزایش دستمزد، بانک مرکزی به سمت متنوع‌سازی ذخایر ارزی خود حرکت می‌کند. برخلاف سایر ارزها، روند پوند نسبتاً پایدار بوده و در شرایط طبیعی، بالاترین مقدار را دارد. این موضوع نشان می‌دهد که در حالت تعادل اقتصادی، نقش پوند در ذخایر ارزی بانک مرکزی ایران پررنگ‌تر است.

- تأثیر تغییرات دستمزد بر طلا

در شرایطی که دستمزد کاهش می‌یابد، سهم طلا افزایش دارد که شاید بتوان بیان کرد که در دوران کاهش درآمدها، بانک مرکزی تمایل بیشتری به حفظ دارایی‌های باثبات مانند طلا دارد. از سویی، در شرایط افزایش شدید دستمزدها، سهم طلا نیز افزایش چشمگیری دارد که می‌تواند ناشی از افزایش تورم و کاهش ارزش پول باشد که بانک مرکزی را به سمت خرید بیشتر طلا سوق می‌دهد.

- تأثیر تغییرات دستمزد بر اوراق بدهی بانک مرکزی

در شرایط افزایش دستمزد، سهم اوراق بدهی افزایش یافته است. دلیل این موضوع را شاید بتوان این چنین بیان کرد: در دوره‌هایی که رشد اقتصادی و هزینه‌های نیروی کار افزایش می‌یابد، بانک مرکزی تمایل بیشتری به انتشار اوراق بدهی برای کنترل نقدینگی دارد. در حالت طبیعی، سهم اوراق بدهی نشان‌دهنده یک سطح متعادل در مدیریت نقدینگی است.

جدول ۲: تأثیر تغییرات دستمزد بر اقلام سبد دارایی بانک مرکزی ایران

Table 2: The Impact of Wage Changes on the Balance Sheet Items of the Central Bank of Iran

متغیر	تغییرات دستمزد				
	انقباضی شدید (0.5)	انقباضی ملایم (0.7)	حالت طبیعی	انبساطی ملایم (1.3)	انبساطی شدید (1.5)
دستمزد	0.088	0.064	0.049	0.053	0.119
دلار	0.027	0.011	-0.007	0.013	0.035
پوند	0.02	0.039	0.059	0.029	0.037
یوان	0.035	0.027	0.009	0.021	0.047
یورو	0.08	0.072	0.066	0.069	0.104
فرانک	0.087	0.064	0.047	0.06	0.054
ین	0.018	0.004	-0.01	0.027	-0.013
طلا	0.066	0.076	0.068	0.041	0.105
اوراق بدهی بانک مرکزی	0.078	0.084	0.089	0.121	0.103
تقاضای پول	0.018	0.01	-0.008	0.002	0.058

یادداشت: مقادیر نشان‌دهنده سهم هر دارایی در سبد بر اساس یافته‌های پژوهش است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج بررسی تأثیر تغییرات اشتغال بر سهم اقلام دارایی بانک مرکزی ایران، در جدول (۳) گزارش شده است. در این مطالعه، تغییرات اشتغال به‌عنوان یک متغیر مستقل در نظر گرفته شده که می‌تواند تحت تأثیر عواملی همچون سیاست‌های پولی، نقدینگی، قوانین کار، شرایط اتحادیه‌های کارگری و

رکود یا رونق اقتصادی باشد. برای تحلیل دقیق‌تر، پنج وضعیت مختلف برای اشتغال تعریف شده است که هر یک نشان‌دهنده شرایط متفاوتی در بازار کار و اقتصاد هستند:

- **انقباضی شدید (۰/۵):** کاهش شدید اشتغال، معمولاً ناشی از رکود عمیق اقتصادی، افت تقاضا برای نیروی کار یا سیاست‌های محدودکننده بازار کار است.
- **انقباضی ملایم (۰/۷):** کاهش تدریجی اشتغال، که اغلب به سیاست‌های پولی انقباضی یا کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نسبت داده می‌شود.
- **حالت طبیعی (۱):** سطح تعادلی اشتغال، که در آن، نرخ بیکاری و استخدام در وضعیت پایدار و متعادل قرار دارند.
- **انبساطی ملایم (۱/۳):** افزایش متوسط اشتغال، که می‌تواند نتیجه رشد اقتصادی معتدل یا سیاست‌های حمایتی دولت در بازار کار باشد.
- **انبساطی شدید (۱/۵):** افزایش شدید اشتغال، معمولاً به‌دنبال سیاست‌های انبساطی دولت، سرمایه‌گذاری گسترده و رونق اقتصادی پایدار است.

تحلیل نتایج، با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران، شامل تورم مزمن (متوسط ۲۰٪ در دهه اخیر)، تحریم‌های اقتصادی و وابستگی به درآمد نفت انجام شد (اکبری و رحیمی، ۲۰۲۰). برای راستی‌آزمایی، داده‌های PSO با گزارش‌های IMF مقایسه شدند و انحراف نتایج کمتر از ۵٪ بود، که نشان‌دهنده تطابق بالای مدل با واقعیت‌های تاریخی است (غلامی و سلیمی، ۲۰۲۱).

نتایج جدول (۳)، نشان‌دهنده رابطه پیچیده و چندوجهی بین تغییرات اشتغال و ترکیب سبد دارایی‌های بانک مرکزی است که در ادامه، به‌صورت محورهای اصلی تفسیر می‌شود:

- تأثیر تغییرات اشتغال بر تقاضای پول

- **شرایط انقباضی شدید (۰/۵):** تقاضای پول با مقدار ۰/۰۱۸، ابتدا افزایش اندکی دارد که نشان‌دهنده تمایل اولیه افراد و شرکت‌ها به نگهداری نقدینگی در مراحل آغازین رکود برای پوشش هزینه‌ها است؛ اما با ادامه رکود و کاهش شدید اشتغال، این تقاضا به‌دلیل افت مصرف و فعالیت اقتصادی کاهش می‌یابد.
- **شرایط انقباضی ملایم (۰/۷):** تقاضای پول به۰/۰۰۸- می‌رسد که نشان‌دهنده کاهش بیشتر نقدینگی در گردش به‌دلیل افت تدریجی فعالیت‌های اقتصادی است.
- **حالت طبیعی (۱):** تقاضای پول با مقدار ۰/۰۱۴در سطح متعادل قرار دارد و نشان‌دهنده ثبات نسبی در نیاز به نقدینگی است.

• **انبساطی ملایم (۱/۳و ۱/۵):** تقاضای پول، به‌ترتیب، به ۰/۰۵۸و ۰/۰۵۶ افزایش می‌یابد. این رشد چشمگیر ناشی از رونق اقتصادی، افزایش مخارج مصرف‌کنندگان و نیاز بیشتر به نقدینگی برای پشتیبانی از فعالیت‌های تولیدی و تجاری است.

بنابراین، در شرایط کاهش شدید اشتغال، تقاضای پول، ابتدا افزایش، اما در مرحله بعدی، کاهش می‌یابد که این موضوع، نشان می‌دهد در مراحل اولیه رکود، مردم تمایل به نگهداری نقدینگی دارند، اما با ادامه کاهش اشتغال، مصرف کاهش یافته و تقاضای پول نیز کم می‌شود. در شرایط افزایش اشتغال، تقاضای پول افزایش چشمگیری دارد که می‌تواند ناشی از رشد اقتصادی، افزایش مخارج مصرف‌کنندگان و افزایش نقدینگی در بازار باشد.

تأثیر تغییرات اشتغال بر ارزهای خارجی

دلار: در شرایط انقباضی شدید (۰/۰۲۷)، سهم دلار افزایش می‌یابد که نشان‌دهنده تمایل بانک مرکزی به حفظ دلار به‌عنوان یک دارایی امن در رکود عمیق است؛ اما در انقباضی ملایم (۰/۰۰۷-) و انبساطی ملایم (۰/۰۰۹-)، کاهش می‌یابد که احتمالاً به عرضه دلار برای حمایت از اقتصاد یا کاهش فشار ارزی مربوط است. در انبساطی شدید (۰/۰۳۵)، دوباره افزایش می‌یابد که می‌تواند به نیاز به دلار برای تجارت بین‌المللی در رونق مرتبط باشد.

پوند: بالاترین سهم پوند (۰/۰۵۹) در انقباضی ملایم دیده می‌شود، شاید به‌دلیل انتقال ذخایر ارزی به پوند به‌عنوان جایگزین دلار در شرایط عدم اطمینان متوسط. در سایر حالات، سهم آن متعادل‌تر (بین ۰/۰۱۸ تا ۰/۰۳۷) است.

یوان و یورو: این دو ارز در حالت طبیعی (۰/۰۱۸ و ۰/۱۰۹) و انبساطی ملایم (۰/۰۴۷ و ۰/۱۰۴) سهم بیشتری دارند که نشان می‌دهد، در شرایط ثبات و رشد اقتصادی، بانک مرکزی به تنوع‌بخشی ذخایر ارزی خود روی می‌آورد و از یوان و یورو به‌عنوان ارزهای تجاری کلیدی استفاده می‌کند.

فرانک: در انقباضی شدید (۰/۰۸۷)، سهم بالایی دارد که به ویژگی فرانک به‌عنوان دارایی امن در زمان رکود اشاره دارد. با افزایش اشتغال (مثلاً ۰/۰۴ در انبساطی شدید)، این سهم کاهش می‌یابد، زیرا نیاز به دارایی‌های امن کمتر می‌شود.

ین: در انقباضی شدید (۰/۰۱۸) و ملایم (۰/۰۱-) و حتی طبیعی (۰/۰۱۴-)، سهم ین کاهش می‌یابد یا منفی می‌شود، که نشان‌دهنده عدم تمایل بانک مرکزی به نگهداری ین در شرایط رکود است، احتمالاً به‌دلیل وابستگی اقتصاد ژاپن به صادرات و نوسانات آن است.

بنابراین، در شرایط اشتغال پایین، سهم دلار افزایش، اما در حالت انقباضی ملایم، کاهش پیدا می‌کند. شاید بتوان دلیل را این‌گونه بیان کرد که بانک مرکزی در شرایط رکود شدید، تمایل بیشتری به حفظ دلار دارد، اما با کاهش تدریجی اشتغال، احتمالاً برای حمایت از اقتصاد، عرضه دلار افزایش

می‌یابد. سهم پوند در شرایط انقباضی ملایم، بالاترین مقدار را دارد که نشان می‌دهد در این شرایط، بانک مرکزی ممکن است ذخایر ارزی را به سمت ارزهای جایگزین مانند پوند منتقل کند. سهم یوان و یورو در شرایط طبیعی و انبساطی بیشتر است. شاید بتوان چنین بیان کرد که با افزایش اشتغال و رشد اقتصادی، بانک مرکزی به سمت ذخایر متنوع‌تر حرکت می‌کند. در شرایط اشتغال پایین، سهم فرانک بالا است؛ اما با افزایش اشتغال کاهش می‌یابد. دلیل این مسئله را شاید بتوان این‌چنین بیان کرد که در شرایط رکود، فرانک به‌عنوان یک دارایی باثبات‌تر در ذخایر نگهداری می‌شود. و در نهایت، در شرایط کاهش اشتغال، سهم ین کاهش یافته و حتی منفی می‌شود که نشان‌دهنده کاهش تمایل بانک مرکزی به نگهداری این ارز در شرایط رکود اقتصادی است.

- تأثیر تغییرات اشتغال بر طلا

انقباضی شدید و ملایم (۰/۰۶۶ و ۰/۰۶۸): سهم طلا در این شرایط افزایش می‌یابد، زیرا در دوره‌های رکود، بانک مرکزی به‌عنوان یک استراتژی محافظه‌کارانه به سمت دارایی‌های امن مثل طلا حرکت می‌کند تا از ارزش ذخایر در برابر نوسانات محافظت کند.

حالت طبیعی و انبساطی ملایم (۰/۱۰۲ و ۰/۱۰۵): سهم طلا به اوج خود می‌رسد که می‌تواند به افزایش تقاضای جهانی طلا یا سیاست‌های احتیاطی بانک مرکزی در شرایط رشد متعادل مرتبط باشد.

انبساطی شدید (۰/۰۲۵): کاهش شدید سهم طلا، نشان‌دهنده تغییر جهت بانک مرکزی به سمت دارایی‌های پرریسک‌تر (مانند اوراق یا ارز) در دوره رونق است، زیرا اعتماد به اقتصاد افزایش می‌یابد. در شرایط کاهش اشتغال، سهم طلا افزایش یافته است که نشان می‌دهد در دوره‌های رکود اقتصادی، بانک مرکزی تمایل بیشتری به نگهداری دارایی‌های امن دارد. همچنین، در شرایط افزایش اشتغال، سهم طلا، ابتدا افزایش، اما در شرایط انبساطی شدید، کاهش یافته است؛ که می‌تواند ناشی از افزایش تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های دیگر مانند اوراق بدهی یا ارز باشد.

- تأثیر تغییرات اشتغال بر اوراق بدهی بانک مرکزی

حالت طبیعی (۰/۱۱۶): بالاترین سهم اوراق بدهی در این حالت دیده می‌شود که نشان‌دهنده نقش کلیدی اوراق در حفظ تعادل اقتصادی و کنترل نقدینگی در شرایط پایدار است.

انبساطی ملایم و شدید (۰/۱۰۳ و ۰/۰۸۹): سهم اوراق همچنان بالا است، که بیانگر استفاده بانک مرکزی از این ابزار برای مدیریت تورم ناشی از رشد اقتصادی و افزایش نقدینگی است.

انقباضی شدید و ملایم (۰/۰۷۸ و ۰/۰۸۹): سهم کمتر اوراق در این شرایط می‌تواند به کاهش عرضه اوراق به‌دلیل افت فعالیت اقتصادی یا تمرکز بانک مرکزی بر سایر ابزارها (مثل ذخایر ارزی) اشاره داشته باشد.

در شرایط افزایش اشتغال، سهم اوراق بدهی زیاد است و بیانگر این است که در دوره‌های رونق اقتصادی، بانک مرکزی برای کنترل تورم، سیاست‌های پولی از طریق اوراق بدهی را ادامه می‌دهد. با توجه به نتایج به‌دست آمده، در حالت طبیعی، سهم اوراق بدهی در بالاترین مقدار است که نشان‌دهنده نقش متعادل‌کننده اوراق بدهی در شرایط پایدار اقتصادی است.

نتایج به‌دست آمده در جدول ۳ نشان می‌دهد که تغییرات اشتغال، تأثیر متفاوتی بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی دارد. در شرایط رکود (انقباضی شدید و ملایم)، بانک مرکزی به دارایی‌های امن (طلا، فرانک و دلار) روی می‌آورد، در حالی که در شرایط رونق (انبساطی ملایم و شدید)، تقاضای پول و اوراق بدهی افزایش می‌یابد و تنوع ارزی (یوان و یورو) بیشتر می‌شود. این الگوها، نشان‌دهنده استراتژی انطباقی بانک مرکزی با شرایط اقتصادی و بازار کار است.

جدول ۳: تأثیر تغییرات اشتغال بر اقلام سبد دارایی بانک مرکزی ایران

Table 3: The Impact of Employment Changes on the Balance Sheet Items of the Central Bank of Iran

متغیر	تغییرات اشتغال				
	انقباضی شدید (0.5)	انقباضی ملایم (0.7)	حالت طبیعی	انبساطی ملایم (1.3)	انبساطی شدید (1.5)
اشتغال	0.067	0.051	0.054	0.099	0.102
دلار	0.027	-0.007	0.061	-0.009	0.035
پوند	0.02	0.059	0.018	0.037	0.029
یوان	0.03	0.009	0.018	0.047	0.021
یورو	0.08	0.066	0.109	0.104	0.035
فرانک	0.087	0.047	0.082	0.054	0.04
ین	0.018	-0.01	-0.014	-0.013	0.01
طلا	0.066	0.068	0.102	0.105	0.025
اوراق بدهی بانک مرکزی	0.078	0.089	0.116	0.103	0.089
تقاضای پول	0.018	-0.008	0.014	0.058	0.056

یادداشت: مقادیر نشان‌دهنده سهم هر دارایی در سبد بر اساس یافته‌های پژوهش است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

بازار کار به‌عنوان یکی از ارکان اصلی اقتصاد، تأثیر قابل‌توجهی بر سیاست‌های پولی و ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی دارد. تغییرات در سطح دستمزد و اشتغال، که خود تحت تأثیر عواملی همچون نقدینگی، قوانین کارگری، سیاست‌های مالی و شرایط اقتصادی جهانی قرار دارد، می‌تواند به تغییر در ساختار سبد دارایی بانک مرکزی منجر شود. در این پژوهش، تأثیر نوسانات دستمزد و اشتغال بر ترکیب بهینه دارایی‌های بانک مرکزی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های حاصل از این بررسی، نشان می‌دهد که سیاست‌های انبساطی و انقباضی در بازار کار، نقش مهمی در جهت‌گیری بانک مرکزی در تخصیص دارایی‌های خود دارند.

با توجه به ساختار اقتصاد ایران که با تورم بالا، تحریم‌های ارزی و نوسانات درآمد نفتی مشخص می‌شود، نتایج این پژوهش، با داده‌های واقعی اعتبارسنجی شدند (اکبری و رحیمی، ۲۰۲۰). مقایسه با گزارش‌های IMF و استفاده از اعتبارسنجی متقاطع (MSE =۰/۰۱۲)، نشان داد که تخصیص دارایی‌ها با الگوهای تاریخی بانک مرکزی هم‌راستا است، که اعتبار توصیه‌های سیاستی را تقویت می‌کند (رحیمی و همکاران، ۲۰۲۲).

نتایج تحلیل داده‌ها، نشان می‌دهد که تغییرات سطح دستمزد، بسته به شدت سیاست‌های انبساطی یا انقباضی، اثرات متفاوتی بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی دارد. در شرایط افزایش شدید دستمزد، تقاضای پول به میزان قابل‌توجهی افزایش می‌یابد که این امر، نشان‌دهنده رشد نقدینگی و افزایش مخارج مصرفی در اقتصاد است. همزمان، سهم اوراق بدهی بانک مرکزی افزایش یافته که بیانگر تلاش این نهاد برای کنترل اثرات تورمی ناشی از افزایش نقدینگی است. همچنین، در چنین شرایطی، سهم یورو و طلا در سبد دارایی‌های بانک مرکزی افزایش می‌یابد که احتمالاً ناشی از تمایل بیشتر به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های امن و متنوع‌سازی ذخایر ارزی در مواجهه با نوسانات بازار است.

در مقابل، زمانی که سیاست‌های انقباضی در بازار کار اعمال شده و سطح دستمزد کاهش می‌یابد، رفتار بانک مرکزی به سمت نگهداری دارایی‌های باثبات‌تر مانند دلار و فرانک سوئیس متمایل می‌شود. این موضوع، نشان‌دهنده افزایش نااطمینانی اقتصادی و کاهش تمایل به پذیرش ریسک است. علاوه بر این، در شرایط رکود و کاهش درآمدها، تقاضای پول کاهش یافته و سهم اوراق بدهی تنزل پیدا می‌کند که بیانگر کاهش فعالیت‌های اقتصادی و نیاز به سیاست‌های محرک اقتصادی است. در این دوره‌ها، افزایش سهم طلا نیز نشان‌دهنده تمایل بانک مرکزی به ذخیره‌سازی دارایی‌های امن در شرایط کاهش تقاضای کل و عدم اطمینان اقتصادی است.

تحلیل اثر تغییرات اشتغال نیز نشان می‌دهد که بهبود وضعیت بازار کار، باعث تغییرات قابل توجهی در ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی می‌شود. در دوره‌های افزایش اشتغال، سهم تقاضای پول افزایش یافته و بانک مرکزی با انتشار بیشتر اوراق بدهی، تلاش می‌کند تا نقدینگی را کنترل کرده و

از فشارهای تورمی جلوگیری کند. در همین راستا، افزایش سهم یورو، یوان و اوراق بدهی در ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی مشاهده می‌شود که نشان‌دهنده تمایل به استفاده از ارزهای تجاری و ابزارهای مالی متنوع در شرایط رشد اقتصادی است. در این وضعیت، نیاز به نگهداری دارایی‌های باثبات مانند طلا کاهش می‌یابد. در نقطه مقابل، در شرایط کاهش اشتغال، بانک مرکزی به سمت دارایی‌هایی با ریسک کمتر حرکت می‌کند. در این وضعیت، سهم دلار، فرانک سوئیس و طلا افزایش یافته که نشان‌دهنده افزایش تقاضا برای دارایی‌های امن و کاهش اعتماد به بازارهای مالی است. همزمان، تقاضای پول کاهش می‌یابد که این امر بیانگر کاهش مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری در اقتصاد است.

همچنین، کاهش سهم اوراق بدهی در این دوره‌ها، نشان‌دهنده کاهش تمایل بانک مرکزی به سیاست‌های انقباضی در شرایط رکود اقتصادی است، زیرا کاهش اشتغال، معمولاً با کاهش رشد اقتصادی و کاهش درآمدهای دولت همراه است. به عبارت دیگر، ایران همواره با نرخ تورم بالا مواجه بوده است. چنان‌چه، در شرایط افزایش دستمزد، احتمال افزایش نقدینگی و تورم بالا می‌رود که منجر به افزایش سهم طلا و اوراق بدهی در سبد دارایی‌های بانک مرکزی می‌شود. همچنین، در شرایط رکود اقتصادی و کاهش دستمزد، تقاضا برای ارزهای پایدار مانند دلار و ین افزایش می‌یابد.

از سویی، در ایران، سیاست‌های افزایش دستمزد، معمولاً تحت فشار اتحادیه‌های کارگری یا تصمیمات دولت برای حمایت از معیشت مردم اتخاذ می‌شود. در چنین شرایطی، بانک مرکزی مجبور به افزایش انتشار اوراق بدهی برای کنترل نقدینگی و مدیریت تورم خواهد شد. افزون بر این، تحریم‌های اقتصادی باعث محدودیت دسترسی ایران به برخی ارزها می‌شود. در چنین شرایطی، افزایش سهم طلا و یوان در سبد دارایی‌های بانک مرکزی، کاملاً منطقی است.

همچنین، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که بازار کار، تأثیر پویایی بر ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی دارد. در دوره‌هایی که بازار کار در وضعیت مطلوب قرار دارد و سطح اشتغال و دستمزد افزایش می‌یابد، بانک مرکزی تمایل بیشتری به سرمایه‌گذاری در ابزارهای مالی و ارزهای خارجی دارد، درحالی‌که در دوره‌های رکود و کاهش اشتغال، سیاست‌های محافظه‌کارانه‌تری را در پیش گرفته و تمرکز بیشتری بر دارایی‌های باثبات مانند طلا و ارزهای قوی‌تر دارد.

در این راستا، پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی رویکردی پویا و منعطف در مدیریت سبد دارایی‌های خود اتخاذ کند. در دوره‌های رونق اقتصادی، افزایش انتشار اوراق بدهی و استفاده از ابزارهای مالی متنوع، می‌تواند به کنترل نقدینگی و جلوگیری از تورم کمک کند، درحالی‌که در دوره‌های رکود، افزایش سهم ذخایر امن و کاهش ابزارهای بدهی، می‌تواند به کاهش ریسک‌های مالی و حفظ ثبات اقتصادی کمک کند. علاوه بر این، هماهنگی سیاست‌های بازار کار و سیاست‌های پولی،

می‌تواند نقش مهمی در بهینه‌سازی ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی ایفا کند، به‌گونه‌ای که تغییرات در سطح دستمزد و اشتغال، به‌طور مستقیم در تصمیم‌گیری‌های بانک مرکزی لحاظ شود.

در نهایت، استفاده از ابزارهای نوین مالی و تنوع‌بخشی به ذخایر ارزی، می‌تواند به کاهش وابستگی به دارایی‌های خاص و افزایش انعطاف‌پذیری در مواجهه با شوک‌های اقتصادی کمک کند. با توجه به ساختار اقتصادی ایران و چالش‌هایی مانند تورم، تحریم‌ها و نوسانات بازار کار، تدوین یک استراتژی جامع و پویا برای مدیریت ترکیب دارایی‌های بانک مرکزی، امری ضروری به نظر می‌رسد.

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.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

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.

سهم نویسندگان در مقاله: 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.

منابع مالی / حمایت‌ها: نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ حمایت مالی برای این پژوهش وجود ندارد و تمامی هزینه‌ها و فعالیت‌ها از منابع شخصی تأمین شده است.

References

Abbasi, M., & Colleagues. (2019). The effect of unemployment reduction policies on the foreign exchange reserves of the central bank. ***Economic Research, 25***(1), 45-72. [In Persian]

Abbasi, N. (2021). The impact of interest rates on private sector investment in Iran. ***Iranian Economic Research, 16***(2), 55-70. [In Persian]

Acemoglu, D., & Autor, D. (2021). Labor market dynamics and monetary policy. ***Journal of Economic Perspectives, 35***(4), 45-67.
https://DOI.org/10.1257/jep.35.4.45

Ahmadi, M. (2018). The impact of government size on economic growth in developing countries. ***Development Economics Journal, 12***(3), 45-67. [In Persian]

Akhbari, M., & Rahimi, H. (2020). Economic sanctions and monetary policy in Iran: Challenges and responses. ***Journal of Economic Studies, 47***(3), 567-583. https://DOI.org/10.1108/JES-05-2019-0214

Andrew, T., Diaz, P., & Rodriguez, C. (2022). Labor market shocks and the balance sheet of the Federal Reserve. ***Journal of Monetary Economics, 95***(2), 45-68. https://DOI.org/10.1016/j.jmoneco.2022.03.002

Askarian Kakh, A., & Colleagues. (2021). Analysis of the role of labor policies in the composition of Iran's central bank reserves. ***Iranian Economic Studies, 30***(3), 121-144. [In Persian]

Askarian Kakh, M., & Colleagues. (2020). The role of labor policies in the composition of Iran's central bank reserves. ***Journal of Economic Research, 15***(2), 89-105.

Auerbach, A., & Gorodnichenko, Y. (2019). Safe assets and economic stability (NBER Working Paper No. 26789). National Bureau of Economic Research. https://DOI.org/10.3386/w26789

Banque Centrale d'Iran. (2023). ***Rapport*** *Annuel Sur Les Indicateurs Économiques*. Téhéran: Banque Centrale d'Iran.

Blanchard, O. (2018a). ***Macroeconomics*** (5th ed.). Pearson.

Blanchard, O. (2018b). ***Macroeconomics*** (7th ed.). Pearson.

Blanchard, O., & Summers, L. (2019a). ***Evolution of*** *Monetary Policies* ***in*** *Labor Economic****s*** (2nd ed.). MIT Press.

Blanchard, O., & Summers, L. (2019b). ***Rethinking*** *Stabilization Policy****: Evolution or Rev****olution?*** Cambridge, MA: MIT Press.

Bloor, A. (2022). Labor market policies and monetary responses: A global perspective. ***Economic Policy Review, 28***(3), 45-67.

Bloor, M. (2022). Government policies and employment: Implications for monetary policy. ***Economic Policy Review, 47***(2), 56-79.
https://DOI.org/10.1016/j.econpolrev.2022.01.003

Buiter, W. (2021). ***Central*** *Bank Reserves* ***and*** *Exchange Rate Stability*. Oxford University Press.

Diaz, P., & Rodriguez, C. (2018). The interaction between labor market and monetary policy: A case study of emerging economies. ***Emerging Markets Review***, ***36***, 78-96.
https://DOI.org/10.1016/j.ememar.2018.04.005

Friedman, B. M. (2019). Unemployment and monetary policy: New evidence. ***Journal of Monetary Economics, 105***, 23-38.
https://DOI.org/10.1016/j.jmoneco.2019.03.001
Friedman, M. (2019). ***The*** *Role* ***of*** *Monetary Policy* (3rd ed.). Princeton University Press.
Gali, J. (2020a). ***Monetary*** *Policy, Inflation****, and the*** *Labor Market* (4th ed.). Princeton University Press.
Gali, J. (2020b). Monetary policy and unemployment revisited. ***American Economic Review, 110***(5), 1235-1262.
https://DOI.org/10.1257/aer.20180652
Garcia, L., Chen, K., & Patel, R. (2020). The role of unemployment in central bank policy decisions: Evidence from the UK. ***Economic Policy Review, 41***(3), 102-123.
https://DOI.org/10.1016/j.econpolrev.2020.06.002
Gholami, A., & Salimi, N. (2021). Optimization of central bank reserves under uncertainty: A metaheuristic approach. ***International Journal of Finance & Economics, 26***(4), 5123-5139.
https://DOI.org/10.1002/ijfe.2331
Heidari, M. (2020). The impact of transfer payments on income distribution in Iran. ***Social Economics Journal, 11***(2), 45-63. [In Persian]
Hosseini, M., & Rezaei, A. (2014). Examining the relationship between income distribution and money demand in Iran. ***Economic Research, 10***(3), 75-90. [In Persian]
Hosseini, M., & Rezaei, A. (2019). Examining the relationship between the stock market index and money demand in Iran. ***Economic Research, 10***(3), 75-90. [In Persian]
International Monetary Fund (IMF). (2021a). ***World*** *Economic Outlook:* ***Exchange*** *Rate****s and*** *Reserves* (Report No. 2021/05). International Monetary Fund. https://www.imf.org/en/Publications/WEO
International Monetary Fund (IMF). (2021b). ***World Economic Outlook: Managing*** *Divergent Recoveries*. IMF Publication.
https://DOI.org/10.5089/9781513574943.001
Johnson, M., & Smith, P. (2021). The impact of labor market dynamics on central bank asset composition: Evidence from the Eurozone. *European Economic Review*, 115, 223-248.
https://DOI.org/10.1016/j.euroecorev.2021.03.012
Johnson, R., & Smith, L. (2021). Labor market fluctuations and ECB asset allocation: A VAR approach. *European Economic Review*, 135, 103-120.
https://DOI.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103720
Kamali, R. (2022a). Analysis of the factors affecting gold price fluctuations. *Financial Economics Journal*, *15*(2), 45-60. [In Persian]
Kamali, R. (2022b). The impact of government spending cuts on trade balance and foreign exchange reserves. *Research and Development Journal*, *18*(3), 112-123. [In Persian]

Kennedy, J., & Eberhart, R. (1995a). Particle swarm optimization. *Proceedings of ICNN'95 - International Conference on Neural Networks*, 4, 1942-1948.
https://DOI.org/10.1109/ICNN.1995.488968
Krugman, P. (2022). Macroeconomics and the role of central banks in labor markets. *The Economic Review*, *40*(2), 78-92.
https://DOI.org/10.1016/j.econrev.2022.02.001
Lee, J., & Chang, H. (2020). Labor market reforms and central bank reserves: The case of South Korea. *Asian Economic Journal*, *34*(4), 87-110.
https://DOI.org/10.1111/asej.12215
Mankiw, N. G. (2021). Principles of economics: Inflation and employment nexus. *Harvard Economic Journal*, *28*(3), 112-135.
https://DOI.org/10.1162/hej_a_01234
Martinez, R., & Hernandez, C. (2019). Employment volatility and central bank asset allocation in Latin America. *Journal of Economic Studies*, *46*(1), 55-78.
https://DOI.org/10.1108/JES-03-2018-0098
Mohammadi, H., & Akbari, M. (2021). The impact of labor market dynamics on inflation in Iran. *Iranian Economic Review*, *25*(3), 451-468. [In Persian]
Mohammadi, K. et al. (2018). The impact of labor market developments on the monetary policies of the central bank. *Economics and Management*, *26*(2), 45-67. [In Persian]
Mohammadi, S., & Rezaei, K. (2023). The impact of government spending on economic growth in Iran. *Quarterly Journal of Economics and Development*, *14*(1), 88-105. [In Persian]
Momeni Vesalian, R. et al. (2020). Systemic risk transmission in Iran's financial system: Labor market and monetary policy. *Monetary Policy Quarterly*, *9*(2), 33-50.
Momeni Vosalian, J. et al. (2020). Systemic risk contagion mechanism in Iran's financial system: Labor market and monetary policy. *Iranian Economic Research*, *35*(2), 55-76. [In Persian]
Najafi, S. (2021). The impact of debt securities issuance on interest rates in Iran's economy. *Economic Research Quarterly*, *12*(1), 33-50. [In Persian]
Rahimi, M., Hosseini, S., & Karimi, A. (2022). Validation of economic models in emerging markets: A case study of Iran. *Economic Modelling*, *105*, 105678. https://DOI.org/10.1016/j.econmod.2022.105678
Rahimian, A. et al. (2021). The relationship between labor market policies and inflation control in Iran's central bank. *Economics and Management Quarterly*, *12*(3), 45-62.
Rahimian, S. et al. (2021). The relationship between labor market policies and inflation control in Iran's central bank. *Macroeconomics Quarterly*, *28*(4), 103-132. [In Persian]
Rahmani, T. et al. (2020). Structural unemployment and monetary policy in Iran. *Journal of Economic Studies*, *47*(4), 789-805. [In Persian]
Rezaei, M. et al. (2020). The relationship between exchange rate policies and labor market changes in Iran. *Monetary and Banking Studies*, *29*(2), 89-105. [In Persian]

Romer, D. (2021). Advanced macroeconomics: Central bank strategies in response to labor market shocks. *Cambridge Economic Review*, *19*(1), 67-88.
https://DOI.org/10.1017/S136149162100005X
Sadeghi, F., & Ahmadi, M. (2020). Factors affecting household consumption expenditures in urban areas of Iran. *Planning and Budget Journal*, *25*(4), 101-120. [In Persian]
Sharifinia, F. et al. (2020). The impact of labor market policies on the composition of Iran's central bank assets. *Development Economic Studies*, *32*(1), 79-98. [In Persian]
Shi, Y., & Eberhart, R. (1998a). A modified particle swarm optimizer. *1998 IEEE International Conference on Evolutionary Computation Proceedings*, 69-73. https://DOI.org/10.1109/ICEC.1998.699146
Soleimani, H. (2021). The impact of exchange rates on capital goods imports in Iran. *International Economics Journal*, *13*(2), 66-82. [In Persian]
Stiglitz, J. (2020a). Income distribution and macroeconomic policies: A labor perspective. *Oxford Economic Review*, *22*(4), 99-120.
https://DOI.org/10.1093/oer/oxaa012
Stiglitz, J. E. (2020b). *People, Power, and Profits: Progressive Capitalism for an Age of Discontent*. New York, NY: W.W. Norton & Company.
Tavassoli, M. et al. (2021). Employment fluctuations and safe assets: A macroeconomic analysis. *Review of Economic Dynamics*, 42, 89-104. https://DOI.org/10.1016/j.red.2021.03.002
Taylor, J. (2020a). *Monetary policy and the labor market* (2nd ed.). Cambridge University Press.
Taylor, J. B. (2020b). Monetary policy rules and labor market adjustments. *Brookings Papers on Economic Activity*, *51*(2), 301-325.
https://DOI.org/10.1353/eca.2020.0012
Toselli, M., Brown, K., & Lee, D. (2021). Labor market dynamics and central bank policies. *Journal of Economic Perspectives*, *35*(1), 33-58.
https://DOI.org/10.1257/jep.35.1.33
Ucemoglu, D., & Autor, D. (2021). The future of work: Automation and labor market policies. *Journal of Economic Perspectives*, *35*(2), 3-30.
https://DOI.org/10.1257/jep.35.2.3
Wang, Y., & Zhang, X. (2021). Labor market policies and central bank reserve composition in China. *China Economic Review*, 49, 121-145.
https://DOI.org/10.1016/j.chieco.2021.101678
Woodford, M. (2019). *Interest and Prices: Foundations of a Monetary Theory* (3rd. ed.). Princeton University Press.
Zare, A., & Karimi, B. (2019). Factors affecting Iran's non-oil exports. *Commercial Research*, *22*(3), 77-95. [In Persian]
Zare, R., & Najafi, M. (2022). Sanctions, labor market, and monetary policy in Iran. *Economic Policy Review*, *28*(1), 112-130. [In Persian]

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 229-267

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27943

Investigating the Impact of the Commodity Price Index and the COVID-19 Pandemic on the Automotive and Parts Index of the Tehran Stock Exchange

Mohammad Parsa Ehterami [1], Fateh Habibi [2], Ramin Amani [3]

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. Email: mparsa.ehterami@uok.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran. (Corresponding Author) E-mail: f.habibi@uok.ac.ir
3. Ph.D. Candidate, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, University of Tarbiat Modares, Tehran, Iran. E-mail: r.amani@modares.ac.ir

Abstract

The automotive and parts index of the Tehran Stock Exchange reflects the status of Iran's automotive and parts industry, which plays a vital role in the national economy. This industry is closely linked to employment, gross domestic product, and the supply chains of various economic sectors. Several factors, such as commodity prices and the COVID-19 pandemic, have significantly affected this industry. Increases in the prices of raw materials such as steel and aluminum raise production costs and reduce the profitability of automotive companies. Additionally, the COVID-19 pandemic led to a decreased demand and disruptions in production and supply chains. This study examines the impact of these two factors on the automotive and parts index of the Tehran Stock Exchange from 2020 to 2023 using the Structural Vector Autoregression (SVAR) method. The results show that the COVID-19 pandemic caused a sharp decline in the automotive and parts index; however, over time, the market gradually recovered due to government support policies, a rebound in demand, and increased investment. The study also investigates the impact of strategic metal prices, including aluminum, nickel, zinc, and gold. The increase in aluminum prices led to higher production costs and a decrease in the automotive index, while the effects of nickel and zinc were more volatile. Furthermore, a rise in gold prices, as an indicator of economic risk, initially reduced the automotive index, although this effect diminished over time.

Article information

Review History:

Received: mar. 06, 2025

Revised: mar. 16, 2025

Accepted: apr. 16, 2025

Published online: des.08, 2025

Keywords:

Commodity Price Index
COVID-19 Pandemic
Automotive and Parts Index
Tehran Stock Exchange

JEL Classification:

C22, G10, G12, I10

Corresponding Author:

f.habibi@uok.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Aim and Introduction:

The automobile and auto parts industry is one of the most crucial sectors of Iran's economy, contributing significantly to employment, GDP, and the broader supply chains of various economic segments. The performance of this industry is heavily influenced by external variables, particularly fluctuations in commodity prices and major economic disruptions such as the COVID-19 pandemic. Commodity prices, including those of strategic metals such as aluminum, nickel, zinc, and gold, affect production costs and consequently the profitability of automotive companies. Simultaneously, the COVID-19 pandemic introduced severe economic challenges, leading to supply chain disruptions, declining consumer demand, and shifts in investment patterns.

Given these complexities, this study aims to investigate the impact of commodity price fluctuations and the COVID-19 pandemic on the automobile and auto parts index of the Tehran Stock Exchange from 2020 to 2023. The research employs the SVAR model to analyze the interplay between these factors and their implications for the automotive industry. The findings provide valuable insights for policymakers, investors, and industry stakeholders by offering a comprehensive understanding of how external economic shocks influence this critical sector.

Methodology

This study utilizes the SVAR model to examine the effects of commodity prices and the COVID-19 pandemic on the automobile and auto parts index of the Tehran Stock Exchange. Monthly data from 2020 to 2023 were analyzed, incorporating key variables such as aluminum, nickel, zinc, and gold price indices, alongside COVID-19-related economic indicators.

The methodology includes the followin
g steps:

1. **Data Collection:** Time-series data were gathered on the Tehran Stock Exchange automobile and auto parts index, commodity price indices were extracted from Totally Government Javaher Ushering, and macroeconomic indicators related to the pandemic were gathered on WHO.
2. **Stationarity Testing:** The Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests were applied to ensure the stationarity of the variables, as non-stationary time-series data may lead to spurious regression results.
3. **Model Specification:** The SVAR model was employed to analyze structural shocks, as it allows for the identification of causal relationships among the variables.
4. **Impulse Response Function (IRF) Analysis:** This analysis examined how a shock in one variable (e.g., a surge in commodity prices) affected the automobile and auto parts index over time.

5. **Variance Decomposition:** This step determined the proportion of variance in the automobile index attributable to each external factor, including commodity prices and pandemic-related variables.

Findings

The empirical results of this study reveal several key findings:

1. **Impact of the COVID-19 Pandemic:** The onset of the pandemic caused a sharp decline in the Tehran Stock Exchange automobile index due to reduced consumer demand, supply chain disruptions, and heightened economic uncertainty. However, the market gradually recovered as government stimulus measures were implemented, demand rebounded, and investment patterns adjusted.
2. **Role of Commodity Prices:**
    - **Aluminum Prices:** Rising aluminum prices increased production costs for automobile manufacturers, leading to reduced profitability and a subsequent decline in the stock index. Over time, however, manufacturers adapted by adjusting pricing strategies and optimizing production efficiency.
    - **Nickel and Zinc Prices:** The impact of nickel and zinc prices on the automobile index was mixed. While higher nickel prices negatively affected electric vehicle production costs, growing global demand for electric vehicles counterbalanced this effect, leading to fluctuating impacts on the index.
    - **Gold Prices:** As an indicator of economic uncertainty, gold price fluctuations initially contributed to market instability. During periods of rising gold prices, investors shifted their focus from equity markets to safe-haven assets, causing a temporary decline in the automobile index.
3. **Long-Term Market Adjustments:** The market exhibited resilience over time, as government interventions and shifts in investment stabilized the sector. The SVAR model results indicated that while short-term shocks caused significant volatility, long-term trends demonstrated a recovery trajectory driven by strategic policy responses and market adaptations.

Discussion and Conclusion

The findings of this study highlight the complex dynamics between commodity price fluctuations, economic crises, and stock market performance in the automotive sector. The COVID-19 pandemic initially led to a severe decline in the automobile index, reflecting economic stagnation, production halts, and a contraction in consumer demand. However, government interventions such as financial stimulus packages, tax incentives, and liquidity support contributed to market stabilization and eventual recovery.

Commodity prices emerged as another significant determinant of the automobile index, with aluminum and nickel prices exerting the most notable effects. Rising

aluminum costs directly impacted production expenses, while nickel prices played a dual role by influencing electric vehicle production costs and market expectations. The relationship between gold prices and the automobile index further underscores the impact of investor sentiment on stock market movements. From a policy perspective, several implications emerge from this study:

1. **Diversification in Supply Chains:** Given the vulnerability of the automotive industry to commodity price shocks, supply chain diversification strategies should be emphasized to reduce dependency on volatile raw material markets.
2. **Governmental Support Measures:** Policymakers should consider targeted financial incentives, tax relief programs, and investments in local production capabilities to enhance the sector's resilience against external shocks.
3. **Investor Awareness:** Market participants should closely monitor global commodity price trends and macroeconomic indicators to make informed investment decisions, particularly in industries susceptible to raw material fluctuations.

In conclusion, this research underscores the importance of understanding macroeconomic shocks and commodity market dynamics in shaping the performance of key economic sectors such as the automotive industry. The study's insights contribute to the broader discourse on economic resilience, investment strategies, and policy formulation in the face of unpredictable global challenges.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۲۲۹ تا ۲۶۷
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27943

بررسی تأثیر شاخص قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران

محمد پارسا احترامی[۱]، فاتح حبیبی[۲]، رامین امانی[۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
mparsa.ehterami@uok.ac.ir

۲. دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران (نویسنده مسئول).
f.habibi@uok.ac.ir

۳. دانشجوی دکتری، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
r.amani@modares.ac.ir

چکیده

شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران، نمایانگر وضعیت صنعت خودرو و قطعه‌سازی است که نقشی حیاتی در اقتصاد ایران دارد. این صنعت به اشتغال، تولید ناخالص داخلی و زنجیره تأمین بخش‌های مختلف اقتصادی مرتبط است. افزایش قیمت مواد اولیه مانند فولاد و آلومینیوم، هزینه تولید را بالا برده و سودآوری شرکت‌ها را کاهش می‌دهد. همچنین، پاندمی کرونا موجب کاهش تقاضا و اختلالات در تولید و زنجیره تأمین شده است. در پژوهش حاضر، تأثیر این دو عامل بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۲ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که شوک ناشی از پاندمی کرونا در کوتاه‌مدت، اثر منفی آنی بر شاخص خودرو داشته و موجب افت موقت آن گردیده، با این حال، در ادامه و با به‌کارگیری سیاست‌های حمایتی دولت و بازگشت تدریجی تقاضا، شاخص، روند بهبودی نسبی را تجربه کرده است. این یافته‌ها بیانگر تأثیر پویای شرایط بحران بر بازار سهام این صنعت هستند، نه کاهش پایدار در طول دوره مورد بررسی پژوهش.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۶
بازنگری: ۱۴۰۳/۱۲/۲۶
پذیرش: ۱۴۰۴/۱/۲۷
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۷

کلمات کلیدی:
شاخص قیمت کامودیتی‌ها
پاندمی کرونا
شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران

طبقه‌بندی JEL:
C22 ،G10 ،G12 ،I10

نویسنده مسئول:
f.habibi@uok.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

بازار سرمایه در اقتصاد مالی، به‌عنوان بازاری برای جذب سرمایه شناخته شده است. شرکت‌ها از طریق بازار سهام می‌توانند سهام خود را به سرمایه‌گذاران در جهت تأمین منابع مالی مورد نیاز خود در خصوص پیشبرد اهداف تجاری و تحقیق‌وتوسعه به فروش برسانند (نجف‌آبادی و همکاران[1]، ۲۰۱۴). سرمایه‌گذاران از طریق خرید سهام شرکت‌های بورسی، می‌توانند در بورس سرمایه‌گذاری کنند و درآمد و ثروت خود را افزایش دهند (چشمی و عثمانی[2]، ۲۰۲۲). بازار بورس بیان‌کننده یک وضعیت کلی از اقتصاد است، زیرا موقعی که قیمت سهام افزایشی است، این امر، نشان‌دهنده رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس از سمت سرمایه‌گذاران و نیز اعتماد بیشتر آنها خواهد بود (سخایی و همکاران، ۱۳۹۹). در مقابل نیز زمانی که قیمت سهام کاهش پیدا می‌کند، می‌تواند بیانگر این موضوع باشد که اعتماد سرمایه‌گذاران و اقتصاد با چالش روبرو شده است (بیکر و ورگلر[3]، ۲۰۰۶).

بازار بورس، آینه تمام‌قد اقتصاد است؛ چراکه بازار سهام انعکاس دهنده رخدادهای متفاوتی است که در یک اقتصاد رخ خواهند داد (پاراب و ردی[4]، ۲۰۲۰). بازار سهام با توجه به شرایط اقتصاد داخلی و بین‌المللی، می‌تواند تحت‌تأثیر نوساناتی قرار گیرد. در همین راستا سرمایه‌گذاران برای کسب حداکثر سود و نیز به حداقل رساندن ریسک در تلاش برای تجزیه‌وتحلیل روند بازار سرمایه خواهند بود (دهنوی و همکاران، ۱۴۰۰). لازمه این فرایند آن است که سرمایه‌گذاران باید به نحوه تأثیرگذاری عوامل مختلف اقتصادی نظیر قیمت کامودیتی‌ها، پاندمی‌ها و غیره بر روند بازار سهام دقت نظر داشته باشند (جان[5]، ۲۰۱۹).

صنعت خودرو به‌عنوان دومین صنعت برجسته و بااهمیت در اقتصاد ایران شناخته شده است؛ به‌گونه‌ای که با بیش از ۴۰ فعالیت بالادستی و پایین‌دستی ارتباط دارد. از صنایعی که وابسته به صنعت خودروسازی است، می‌توان صنعت قطعه‌سازی را نام برد که از لحاظ عواملی نظیر تخصص، امکانات و زیرساخت به‌طور جداگانه‌ای در اقتصاد فعالیت می‌کند (سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[6]، ۱۴۰۱). شاخص صنعت خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران معیاری مهم در زمینه سنجش عملکرد بخش قطعه و خودرو در اقتصاد ایران محسوب می‌شود؛ چراکه اشتغال‌زایی بسیار زیادی را در اقتصاد از آن خود کرده و در اقتصاد ملی هم سهم بسیار شایانی دارد، همچنین شاخص صنعت خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران، نحوه تأثیرگذاری متغیرهایی اعم از پاندمی‌ها، قیمت

1. Najafabadi et al. (2014).
2. Cheshomi & Osmani (2022).
3. Baker & Wurgler (2006).
4. Parab & Reddy (2020).
5. John (2019).
6. Tehran Securities Exchange Technology Management Co

کامودیتی‌ها، تورم، تحریم‌ها و روندهای بین‌المللی خودروسازی بر شرکت‌های فعال در این بخش را به‌خوبی قابل مشاهده می‌سازد (سایت انیگما[1]، ۱۴۰۱).

ویروس کرونا که به پاندمی کووید ۱۹ شهرت دارد، در ماه ژانویه سال ۲۰۲۰ میلادی در کشور چین شیوع پیدا کرد (گرجی‌پور و همکاران، ۱۴۰۰). در ۱۱ مارس سال ۲۰۲۰ میلادی یعنی یک ماه پس از انتشار ویروس کرونا در کشور چین، سازمان بهداشت جهانی گسترش سریع کرونا را در جهان تأیید، و آن را به‌عنوان یک ویروس همه‌گیر در عرصه بین‌المللی معرفی کرده است (WHO[2]، ۲۰۲۰).

به هنگام وقوع یک بیماری در سراسر جهان، تأثیرپذیری اقتصاد نسبت به بازارهای سهام کمتر بوده است؛ به‌عنوان مثال، با مهار شدن سریع بیماری سارس در سال ۲۰۰۳ که در کشور چین اتفاق افتاد، بازار سهام یک رشد ۲۰ درصدی را به ثبت رسانده و این در حالی است که درخصوص پاندمی کرونا، اوضاع و شرایط به‌طور کامل متفاوت به نظر رسیده و اقتصاد بین‌الملل و بازارهای مالی به‌شدت تحت‌تأثیر قرار گرفته و به نوعی شرایط رکودی را در جهان ایجاد کرده است (سلمی و بوایور[3]، ۲۰۲۰).

بازار بورس ایران نیز به‌عنوان یکی از بازارهای مالی، از این امر مستثنی نبوده و به شکل‌های مختلفی از کرونا تأثیر گرفته است؛ مثلاً شرکت‌های فعال در حیطه حمل‌ونقل و گردشگری در بورس به‌دلیل کاهش تقاضا برای این دسته از صنایع با کاهش ارزش قابل‌توجهی روبرو بوده‌اند که این امر، درحالی رخ داده است که کارخانه‌ها و شرکت‌های فعال در حیطه دارو و درمان و نیز محصولات آشامیدنی و غذایی، افزایش ارزش سهام را تجربه کرده‌اند (رودری و همایونی‌فر، ۱۴۰۰). درآمد و میزان سودآوری شرکت‌ها و کارخانه‌ها به‌دلیل تأثیرگذاری کرونا بر متغیرهای اقتصاد کلان با مشکل جدی روبرو شدند و یا حتی منجر به ورشکستگی آنها نیز شده است (زین‌الدینی و همکاران[4]، ۲۰۲۲).

کامودیتی‌ها با رشد ارزش خود بعد از سال ۲۰۰۰ میلادی، تأثیرات بسزایی را بر پارامترهای اقتصاد بر جای گذاشته‌اند (اولسن و همکاران[5]، ۲۰۱۴). نوسانات قیمتی که در کامودیتی‌های مهم و اصلی نظیر آهن، چوب، نفت، آلومینیوم و گندم رخ می‌دهد، می‌تواند نظم و قاعده اقتصاد بین‌الملل را با چالش روبرو کند؛ چراکه کامودیتی‌ها جدا از نقش حیاتی که در زندگی انسان‌ها دارند، می‌توانند تحت عنوان یک دارایی ضروری در فضای معاملاتی کامودیتی محور، مورد معامله قرار گیرند و به صورت مستقیم بها و ارزش سایر کالاها را تحت‌تأثیر خود قرار دهند (ایلدیرار و ایسکان[6]، ۲۰۱۶).

از آنجا که کامودیتی‌ها یکی از انواع دارایی‌های مالی به‌شمار می‌روند، می‌توانند یکی از رقبای اصلی سهام باشند و سرمایه‌گذاران مختلف می‌توانند از طریق نقل‌وانتقال دارایی‌های خود بین بازار

1. Enigma Investing (2020).
2. World Health Organization
3. Selmi & Bouoiyour (2020).
4. Zeinedini et al. (2022).
5. Olson et al. (2014).
6. Ildirar & Iscan (2016).

سهام و بازار بیع سلف کامودیتی محور، به‌دنبال به‌دست آوردن حداکثر سود باشند (کیان‌پور و فتاحی، ۱۳۹۹). ازطرفی‌دیگر، بعضی از بازارهای سرمایه و شرکت‌ها به‌عنوان زیرمجموعه کامودیتی‌ها به فعالیت می‌پردازند، لذا افزایش یا کاهش بهای کامودیتی‌ها بر سهام شرکت‌های مذکور اثرگذار است (دانیالیان و دلفان، ۱۴۰۲). سرمایه‌گذاران با تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین قیمت کامودیتی‌ها و بازار سهام در شرایط و موقعیت‌های مختلف، به‌دنبال کشف نحوه و میزان اثرگذاری نوسانات قیمتی کامودیتی‌ها بر سهام شرکت‌های زیرمجموعه هستند. به‌عنوان مثال برای شرکت‌هایی که در حوزه استخراج معادن طلا در بورس مشغول به فعالیت هستند، افراد سرمایه‌گذار به‌دنبال میزان شدت و نحوه اثرگذاری افزایش یا کاهش قیمت طلا بر قیمت سهام شرکت‌های مذکور خواهند بود (قادری و شهرازی، ۱۳۹۹).

ازجمله بخش‌های بااهمیت اقتصاد ایران مربوط به شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس اوراق بهادار تهران است. عملکرد این شاخص به‌شدت تحت‌تأثیر نوسانات قیمت کامودیتی‌هایی نظیر آلومینیوم، روی، مس، نیکل، طلا و شوک‌های کلان اقتصادی مانند پاندمی ویروس کرونا قرار دارد. این شاخص با شروع اپیدمی کرونا به‌دلیل توقف زنجیره‌های تأمین و کاهش ظرفیت تولید به‌دلیل دورکاری پرسنل، یک بازدهی ۲/۲۴۰ درصدی را در سال ۹۹ نسبت به سال ۹۸ که کرونایی وجود نداشته آشکار می‌سازد. در سال ۱۴۰۰ این شاخص با افت ۱۲/۱۲ درصدی نسبت به دوره مالی یک ساله سال قبل مواجه شده، اما مجدداً در سال ۱۴۰۱ توانسته به رشد ۴۸/۲۱ درصد برسد؛ که این امر، درحالی اتفاق افتاده است که در روزهای واپسین پاندمی، شاخص گروه خودرو معادل ۵/۴ درصد کاهش را نسبت به پایان سال مالی ۱۴۰۱ نشان می‌دهد (شرکت مدیریت فناوری بورس تهران[1]، ۱۴۰۲).

ایران در بازه زمانی آوریل سال ۲۰۲۰ لغایت جولای ۲۰۲۳، حدود ۷/۶ میلیون مورد تأیید شده مبتلا به کووید ۱۹ و نیز بیش از ۱۴۵ هزار نفر مورد مرگ‌ومیر ناشی از این ویروس را گزارش کرده که نرخ مرگ‌ومیر موارد حدود ۱/۹ درصد را نشان داده که به‌طور قابل‌توجهی بسیار بیشتر از متوسط جهانی است که حدود ۱/۰ درصد الی ۱/۲ درصد بوده است. در مقایسه نرخ بین‌المللی مبتلایان به کووید ۱۹ تا اواسط سال ۲۰۲۳ تقریباً نزدیک به ۱۰ درصد از کل جمعیت جهان را شامل شده که بیش از ۷۷۰ میلیون مورد گزارش شده است. اقدامات بالقوه برای پیشگیری از ویروس و دسترسی به واکسن‌ها کمک شایانی را به بسیاری از کشورهای جهان در زمینه کاهش موارد مرگ‌ومیر کرده است، درحالی‌که در ایران، به‌دلیل تأخیرهای اولیه و چالش‌های حوزه بین‌الملل، به‌خوبی نتوانسته که با روند مثبت و بهبود جهانی همگام شود. ۱۵۰ میلیون دوز واکسن تا ماه جولای ۲۰۲۳ در ایران تزریق شده که منجر به کاهش نرخ مبتلایان به میزان زیادی شده است (جهان ما در قالب دیتا[2]، ۲۰۲۲).

1. Tehran Securities Exchange Technology Management Co
2. Coronavirus Pandemic (COVID-19) - Our World in Data (2022).

در اوایل سال ۲۰۲۰ قیمت آلومینیوم تقریباً حدود ۱/۴۵۰ دلار در هر تن[۱] بوده که این امر، بیان‌کننده کاهش تقاضا در دوران قرنطینه جهانی بود، اما بنابه افزایش مصرف و چالش‌های تولید مرتبط با انرژی، این رقم به بیش از ۳/۳۰۰ دلار در هر تن در مارس ۲۰۲۲ رسید. یکی از کالاهایی که در امر ساخت‌وساز، الکترونیک و صنعت بسیار مورد استفاده قرار می‌گیرد، مس است. در حدود اوایل سال ۲۰۲۰، قیمت مس ۴/۶۱۷ دلار در هر تن بوده که به‌دلیل کمبود عرضه و سرمایه‌گذاری‌های زیرساختی در پروژه‌های انرژی سبز در تمام دنیا به‌صورت شارپ، به عدد حدودی ۱۰/۷۲۴ دلار در هر تن در ماه می ۲۰۲۱ رسیده که به نوعی یک رکورد به‌حساب آمد. طلا که به‌عنوان یک کامودیتی گران‌بها و کلیدی ظاهر شده است، قیمت آن از ۱/۶۰۹ دلار به ۲/۰۶۷ دلار در آگوست ۲۰۲۰ رسیده که یکی از دلایل رشد قیمت طلا را می‌توان استقبال زیاد سرمایه‌گذاران در میان نااطمینانی اقتصادی و نگرانی‌های تورمی دانست. نیکل، که در زمینه تولید باتری و انتقال به خودروهای برقی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به‌دلیل افزایش تقاضا و اختلال در بخش عرضه، از قیمت حدود ۱۱/۰۰۰ دلار در هر تن در اوایل کرونا به رقم حدود ۴۸/۲۴۰ دلار در هر تن در ماه مارس ۲۰۲۲ مواجه شد. برای گالوانیزه کردن فولاد از کالایی به نام روی استفاده می‌شود. روی نیز همانند دیگر کالاها از نوسانات قیمتی زیادی برخوردار بوده، به‌طوری‌که از بهای ۱/۹۰۰ دلار در هر تن در دوران آغاز همه‌گیری کرونا به حدود تقریبی ۴/۸۹۶ دلار در هر تن در آوریل ۲۰۲۲ رسیده است (شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز[۲]، ۱۴۰۲).

تمامی آمار و ارقام ذکر شده، ضرورت بررسی نوسانات قیمت کالاهای جهانی مانند آلومینیوم، مس، روی و غیره که از ورودی‌های کلیدی و مهم صنعت خودرو هستند، همراه با شوک‌های اقتصادی ناشی از پاندمی را نشان می‌دهد تا نقش محوری آن‌ها در بهبود استراتژی‌های سرمایه‌گذاری، عملکرد شاخص‌های سهام بورس و تاب‌آوری آنها را در مواجهه با فشارهای بی‌سابقه بازار آشکار سازد.

۲. پیشینه پژوهش

احترامی و همکاران (۱۴۰۳)، در مطالعه خود، به بررسی تأثیر پاندمی کرونا بر عملکرد شرکت‌های پتروشیمی بورس ایران طی دوره زمانی (۱۴۰۲-۱۳۹۹) با استفاده از مدل SVAR[۳] پرداخته‌اند. نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که نرخ مرگ‌ومیر، نرخ مبتلایان کرونا و قیمت طلا، رابطه منفی و معنادار، قیمت نفت و نرخ ارز، رابطه مثبت و معنادار را با عملکرد شرکت‌های پتروشیمی بورس تهران دارد.

دانیالیان و دلفان (۱۴۰۲)، در پژوهش خود، به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌های اقتصادی و شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی در بازار

---

۱. یک هزار و چهارصد و پنجاه دلار

2. Totally Government Javaher Ushering
3. Structural Vector Autoregression

سرمایه ایران طی دوره زمانی (۱۴۰۰-۱۳۸۷) با مدل ARDL[1] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص قیمتی صنعت چندرشته‌ای صنعتی دارای یک رابطه مثبت با شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها و نرخ ارز دارد، اما در مقابل، یک رابطه منفی را با تحریم‌های اقتصادی و نرخ تورم دارد. نتایج به‌دست آمده از مکانیسم تصحیح خطا، بیان‌کننده یک رابطه بلندمدت مدل واقعی خواهد بود.

دهنوی و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه خود، به بررسی تأثیر شاخص‌های کالایی جهانی منتخب بر شاخص استخراج کانه‌های فلزی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی (۱۳۹۸-۱۳۹۱) با مدل ARDL پرداخته‌اند. نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که شاخص‌های کالایی جهانی فلزات صنعتی مانند بلومبرگ و نزدک، دارای یک رابطه مثبت و معنادار با شاخص استخراج کانه‌های فلزی در بورس تهران بوده است.

کیان‌پور و فتاحی (۱۳۹۹)، در پژوهش خود، به بررسی وابستگی بین بازدهی بورس، بازدهی طلا و گسترش ویروس کرونا در ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۹-۱۳۹۸) با مدل توابع کاپولا [2]پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که یک وابستگی دنباله‌ای بالایی و پایینی مشابه بین بازدهی بورس و ویروس کرونا قابل مشاهده بوده و در زمانی که بازدهی شدید مثبت و منفی در نظر گرفته شود، وابستگی این دو نیز بیشتر خواهد شد و بیان‌کننده سرایت خواهد بود.

قادری و شهرازی (۱۳۹۹)، در مطالعه خود، به بررسی تأثیر نامتقارن شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۸-۱۳۸۷) با مدل بیزین چرخشی مارکوف [3]پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که فاز کم‌بازده، رژیم اول و فاز پربازده، رژیم دوم خواهد بود. افزایش یک درصدی در قیمت کامودیتی‌ها در رژیم کم‌بازده، منجر به رشد بازده سهام معادل ۰/۳۴۳ درصد، و در مقابل افزایش یک درصدی در قیمت کامودیتی‌ها در رژیم پربازده، منجر به رشد ۱/۱۳۳ درصدی در بازده سهام خواهد شد.

سخایی و همکاران (۱۳۹۹)، در پژوهش خود، به بررسی شبکه پیچیده تأثیر ویروس کرونا بر متغیرهای کلان اقتصادی و سقوط بازارهای سهام طی دوره زمانی (۲۰ ژانویه ۲۰۲۰ الی ۳۱ مارس ۲۰۲۰) با مدل GVAR[4] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که بازار بورس، یک اثرپذیری ۳۵ درصدی را از ویروس کووید ۱۹ گرفته است. بازار بورس کشورهای اروپایی و آسیایی، بیشترین اثر را از کرونا گرفته‌اند، اما در مقابل، بازار بورس کشورهای عربی و آفریقایی، کمترین میزان اثرپذیری را از ویروس کرونا گرفته‌اند.

1. Autoregressive Distributed Lag Model
2. Functions Copula Model
3. Markov Rotational Bayesian Model
4. Global Vector Autoregressive Model

آوالاس و همکاران (۲۰۲۴)، در مطالعه خود، به بررسی تأثیر قیمت‌گذاری سرریزهای بازار کالا بر بازارهای سهام طی دوره زمانی (۲۰۲۳-۲۰۰۰) با مدل همبستگی شرطی پویا [1]پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی قیمتی بین بازارهای کالا و سهام در دوره‌های بحران مالی، افزایش پیدا می‌کند. این افزایش همبستگی ناشی از سرایت اثرات شوک‌های قیمتی بازار کالاها خواهد بود.

اکانایکه (۲۰۲۴)، در پژوهش خود، به بررسی ارتباط بین قیمت کالا و بازار سهام برزیل طی دوره زمانی (۲۰۲۲-۲۰۱۰) با مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[2] پرداخته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بازده سهام در پی یک شوک مثبت جهانی در قیمت کالاها یا شوک مثبت در نرخ ارز، افزایش می‌یابد.

چشمی و عثمانی (۲۰۲۲)، در پژوهش خود، به بررسی بازدهی بورس سهام ایران در سه موج همه‌گیری کرونا طی دوره زمانی (۲۷ اکتبر ۲۰۲۰-۲۱ فوریه ۲۰۲۰) با استفاده از روش رگرسیون با چند نقطه شکست[3] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در موج اول، شاخص صنایع پالایشی، پتروشیمی، فلزات و حمل‌ونقل اثرپذیری منفی، ولی در مقابل، صنایع دارویی و غذایی، اثرپذیری مثبتی را از کرونا داشته‌اند. موج‌های دوم و سوم کرونا، سبب ایجاد واکنش معکوس شاخص بورس شدند.

ریگان و همکاران (۲۰۲۲)، در مطالعه خود، به بررسی اثرگذاری ویروس کرونا و شوک‌های ناگهانی بر شاخص‌های مختلف صنعت ایران طی دوره زمانی (۲۰۲۰-۲۰۱۹) با مدل GARCH-BEKK[4] پرداخته‌اند. نتایج بیان‌کننده این امر خواهد بود که کرونا بر شاخص صنایعی نظیر محصولات فلزی، فرآورده‌های نفتی و مواد غذایی اثرگذار بوده، اما شاخص صنعت بانکی، تأثیرپذیری زیادی را نداشته است.

اورتمان و همکاران (۲۰۲۰)، در پژوهش خود، به بررسی اثرگذاری شیوع کرونا بر رفتار سرمایه‌گذاران خرد بورسی در اروپا طی دوره زمانی (۲۰۲۰-۲۰۱۹) با مدل رگرسیون حداقل مربعات معمولی[5] پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شدت معاملات هفتگی به‌صورت میانگین، دو برابر افزایش یافته، درحالی که کرونا از لحاظ شدت و گسترش ویروس، رشد پیدا کرده است.

باتوجه‌به مطالب بیان شده، تاکنون پژوهشی مستقل در زمینه نقش قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران صورت نگرفته است. علاوه‌براین، گروه خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران، از برجسته‌ترین بخش‌های بازارسرمایه ایران است که بخش قابل‌توجهی از فعالیت‌های صنعتی را در اختیار دارد. این گروه دربرگیرنده خودروسازان بزرگ مانند ایران‌خودرو و

1. Dynamic Conditional Correlation Model
2. Structural Vector Autoregression
3. Multiple Linear Regression
4. Multivariate Volatility Models
5. Ordinary Least Squares

سایپا و نیز تعداد زیادی از تأمین‌کنندگان و تولیدکنندگان قطعات است که ستون فقرات زنجیره تأمین خودروی ایران را تشکیل می‌دهند. از ویژگی‌های بارز دیگر این گروه، می‌توان به محرک کلیدی اشتغال، تولید صنعتی و سهم قابل‌توجه در تولید ناخالص داخلی کشور اشاره کرد. لذا موارد ذکر شده، لزوم تحقیق درخصوص نقش قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا را بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس روشن خواهد ساخت.

۳. مبانی نظری

بازارهای مالی تحت عنوان پارامتر اصلی تخصیص سرمایه، تسهیل تجارت و حمایت از رشد اقتصادی، نقشی مهم و حیاتی را در اقتصاد جهانی دارد. بازارهای مالی، سرمایه‌گذاران مختلف را از طریق پلتفرم‌هایی که ابزارهای مالی نظیر سهام، اوراق قرضه، کالاها و مشتقات در آن معامله می‌شوند را به یکدیگر متصل می‌کند. تخصیص منابع به کسب‌وکارها، این اجازه را می‌دهد که از طریق دسترسی به منابع مالی، ایده‌ها و نوآوری‌های خود را توسعه دهند و نیز این فرصت را به سرمایه‌گذاران می‌دهد که از طریق پس‌اندازهایشان، بازدهی مناسبی را به‌دست آورند. از ویژگی‌های دیگر بازارهای مالی، می‌توان به مدیریت ریسک و کشف قیمت اشاره کرد. این بازارها سنجش ارزش کل دارایی‌ها را نشان می‌دهند و سیاستگذاری‌های اقتصادی را نیز هدایت می‌کنند. در دوره‌های بحران اعم از اپیدمی کووید ۱۹ و بحران مالی سال ۲۰۰۸، تاب‌آوری بازارهای مالی مورد آزمون قرار گرفته که اکثر آن‌ها به اصلاحات و نظارت‌های قانونی نیاز دارند. به‌طورکلی بازارهای مالی برای اقتصادهای مدرن حیاتی است، زیرا رشد، ثبات و نوآوری را برای آنها به ارمغان می‌آورد (میشکین و ایکینز[1]، ۲۰۰۶). در زیر برای بررسی بیشتر توضیحات صورت گرفته، به یک سری از فروض و نظریاتی که درخصوص بازارهای مالی بیان شده‌اند، اشاره خواهد شد.

نظریه بحران مالی

این نظریه، شروط و پیامدهایی را که براساس آن، شرکت‌ها در اجرا و پیشبرد تعهدات مالی خود که با نقص روبرو شده را مورد بحث قرار می‌دهد. نظریه بحران مالی، روشی را برای آزمون قدرت مالی و ریسک شرکت‌ها در بین مشکلات آینده ارائه می‌دهد. طبق نظریه بحران مالی، پایه و اساس شرکت‌ها به‌راحتی دچار تزلزل شده و در آینده‌ای نه‌چندان دور آن‌ها را با خطر ورشکستگی مالی مواجه خواهد کرد. شرکت‌ها از طریق عدم توانایی مالی برای پرداخت و جبران وام‌ها و بدهی‌های خود، بهره نبردن از نقدینگی مناسب و ورشکستگی، با بحران مالی روبرو شده که عدم پیگیری و رسیدگی لازم در زمان مناسب درخصوص حل مشکلات، آن‌ها را با طلبکاران جدی خود مواجه می‌سازد (آلتمن[2]، ۱۹۶۸).

1. Mishkin & Eakins (2006).
2. Altman (1968).

نظریه بازار کارا

در دهه ۱۹۷۰، نظریه بازار کارا به‌وسیله یوجین فاما[1] بیان شد. براساس این نظریه، بازارهای مالی به‌صورت کارآمد و مؤثر عمل می‌کند که تمامی اطلاعات موجود درخصوص قیمت دارایی‌ها را منعکس می‌نماید. براساس این نظریه، سرمایه‌گذاران مختلف به‌وسیله پوشش ریسک، نخواهند توانست راندمان بیشتری را نسبت به میانگین راندمان بازار کسب کنند. نحوه عکس‌العمل قیمت‌های سهام نسبت به اتفاقات ناگهانی مانند تحولات بین‌المللی، بحران‌ها و تعطیلی‌ها، در نظریه بازار کارا مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. این نظریه به سه نوع طبقه‌بندی می‌شود:

الف) کارآیی ضعیف: قیمت سهام، تمام اطلاعات گذشته مانند حجم معاملات و ارزش معاملات را نشان می‌دهد.

ب) کارآیی نیمه‌قوی: قیمت سهام، علاوه‌بر آشکارسازی اطلاعات عمومی، اطلاعات جدیدی را که تعدیل یافته هستند را برملا می‌کند.

ج) کارآیی قوی: قیمت سهام، تمامی اطلاعاتی را که شامل اطلاعات عمومی، اطلاعات خصوصی و اطلاعات پنهان هستند را به‌خوبی آشکار می‌سازد (صدیقی و محمد[2]، ۲۰۱۴).

نظریه مالی رفتاری

نظریه مالی رفتاری، بررسی می‌کند که چگونه عوامل روان‌شناختی و سوگیری‌های شناختی بر تصمیمات مالی سرمایه‌گذاران و نتایج بازار تأثیر می‌گذارند، که اغلب از مدل‌های اقتصاد سنتی که رفتار عقلانی را فرض می‌کنند، فاصله دارند. برخلاف فرضیه بازار کارا که معتقد است بازارها کاملاً منطقی هستند و تمام اطلاعات موجود در قیمت دارایی‌ها منعکس می‌شود، نظریه مالی رفتاری، نشان می‌دهد که احساسات، اعتماد به نفس بیش‌ازحد، اجتناب از زیان و رفتار گله‌ای می‌توانند به ناهنجاری‌هایی مانند حباب‌ها و سقوط‌ها منجر شوند (باربر و اودین[3]، ۲۰۰۱).

نظریه مختل شدن زنجیره تأمین

نظریه اختلال در زنجیره تأمین به بررسی علل، تأثیرات و استراتژی‌های کاهش اختلالات ناگهانی در جریان کالاها، خدمات یا اطلاعات در سراسر زنجیره تأمین می‌پردازد. این اختلالات، می‌توانند ناشی از بلایای طبیعی، بی‌ثباتی‌های ژئوپلیتیکی، حملات سایبری، پاندمی‌ها و یا شکست‌های تأمین‌کنندگان باشند و باعث تأخیر، افزایش هزینه‌ها و اختلال در تداوم کسب‌وکار شوند. این رویدادها نقاط ضعف در شبکه‌های زنجیره تأمین را آشکار می‌کنند و بر اهمیت تاب‌آوری و انطباق‌پذیری از

1. Eugene F. Fama
2. Siddiqui & Muhammad (2014).
3. Barber & Odean (2001).

طریق تنوع‌سازی، همکاری‌های استراتژیک و یکپارچه‌سازی فناوری، تأکید می‌کنند (چوپرا و سودی[1]، ۲۰۰۴).

همه‌گیری باعث اختلالات وسیع اقتصادی اعم از توقف زنجیره‌های تأمین، کاهش تقاضای مصرف کننده و بیکاری شده که به‌طور مستقیم بر روی عملکرد بازار سهام تأثیرگذار است. از دید نظری، با استفاده از نظریه بازار کارا (EMH)[2] می‌توان ارتباط بین شرایط اقتصاد کلان و قیمت سهام را توضیح داده و آن را حائز اهمیت دانست، چراکه قیمت سهام، به‌سرعت نسبت به اخبار مربوط به پاندمی عکس‌العمل نشان می‌دهد و اطلاعات مرتبط با ضعف اقتصادی و پاسخ‌های مالی را در خود نمایان می‌سازد. همه‌گیری، سبب تشکیل همزمان شوک‌های عرضه و تقاضا شده که می‌تواند منجر به کاهش درآمد شرکت‌ها و بهای سهام شود (بالدوین و دی مائورو[3]، ۲۰۲۰).

ویروس کرونا، رشد اقتصاد بین‌المللی را به ۳- درصد رسانده که نسبت به پیش‌بینی گذشته به میزان ۶ درصد کاهش یافته است و درآمد سرانه ۱۷۰ کشور را در دنیا با افت روبرو کرده و اقتصاد کشورهای کم درآمدی نظیر آفریقا، آسیا و آمریکای لاتین، بیشتر در معرض آسیب‌پذیری نسبت به سایر کشورهای پردرآمد قرار گرفته‌اند (IMF[4]، ۲۰۲۰). در دوره‌هایی که اقتصادها دچار ریسک و عدم اطمینان می‌شوند، سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری در سهام به‌سمت دارایی‌های ایمن‌تر نظیر طلا و اوراق قرضه دولتی تغییر جهت می‌دهند که این فرایند می‌تواند در افت شدید شاخص‌های سهام نقش داشته باشد (بائور و مک‌درموت[5]، ۲۰۱۰).

اپیدمی، سبب گسترش ناکارآمدی‌های بازار و رفتارهای غیرعقلایی از سوی فعالان بازارهای مالی شد. چهارچوب‌های نظری مانند نظریه چشم‌انداز (کهنمن و تورسکی[6]، ۲۰۱۳) و رفتار تقلیدی، شناخت‌هایی را در زمینه پویایی رفتاری مشاهده شده در طول همه‌گیری را ارائه می‌دهند. همه‌گیری سبب آسیب‌پذیری سیستماتیک سیستم‌های مالی بین‌المللی شد. نظریه بی‌ثباتی مالی (مینسکی[7]، ۱۹۷۶)، پیشنهاد می‌کند که پایداری طولانی‌مدت، می‌تواند به شکنندگی منجر شود، پدیده‌ای که با آشکار شدن وابستگی بیش‌ازحد شرکت‌ها و زنجیره‌های تأمین جهانی در طول همه‌گیری نمایان است. بازارها از طریق فروش دارایی‌ها از سوی سرمایه‌گذاران، کمبود نقدینگی را تجربه می‌کنند، که این روند، بانک‌های مرکزی را به اجرای اقدامات ضروری وادار می‌کند (برونرمیر[8]، ۲۰۰۹).

1. Chopra & Sodhi (2004).
2. Efficient Market Hypothesis
3. Baldwin & Di Mauro (2022).
4. International Monetary Fund (2020).
5. Baur & McDermott (2010).
6. Kahneman & Tversky (2013).
7. Minsky (1976).
8. Brunnermeier (2009).

بانک‌های مرکزی و دولت‌ها، سیاست‌های پولی و مالی را در جهت تثبیت هرچه بیشتر بازارها در طول همه‌گیری‌ها اجرا می‌کند که درنهایت، تعامل نظری میان سیاست مالی و اعتماد سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد. معمولاً پاندمی تأثیرات متفاوتی را بر صنایع می‌گذارد. به‌عنوان مثال، سهام شرکت‌های فعال در زمینه فناوری، بنابه تکیه بر راه‌حل‌های دیجیتال، رشد را به ثبت می‌رسانند؛ اما از طرفی دیگر، بخش‌هایی مانند سفر و گردشگری با بازدهی منفی روبرو می‌شوند. در تاریخ ۹ مارس سال ۲۰۲۰ میلادی، کووید ۱۹ سبب ریزش قیمتی ده درصدی از شاخص‌های سهام بین‌المللی شده که این رقم به‌عنوان بیشترین کاهش ارزش روزانه از تاریخ ۱۱ سپتامبر سال ۲۰۰۱ میلادی برای بازارهای مالی به ثبت رسیده است (صانعی‌فر و همکاران، ۱۳۹۹).

نظریه پورتفوی مدرن (مارکویتز[1]، ۱۹۹۱)، سعی و تلاش سرمایه‌گذاران برای کاهش ریسک از طریق تنوع‌بخشی را در چنین تفاوت‌های بخشی توضیح می‌دهد. گروه‌های انرژی و گردشگری به‌وسیله کاهش تحرک و تقاضای نفت، افت‌هایی را تجربه می‌کنند. شرکت‌های ارائه‌دهنده راه‌حل‌های دورکاری و پلتفرم‌های تجارت الکترونیک، رشد سریع ارزش سهام را تجربه کرده که منعکس‌کننده تغییرات رفتار مصرف‌کننده است (پاگانو و همکاران[2]، ۲۰۲۳).

تأثیرات همه‌گیریف فراتر از نوسانات فوری به سمت بازسازی ساختار بازار و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری گسترش پیدا می‌کند. نظریه بازارهای تطبیقی، چهارچوبی را تحت عنوان وارسی چگونگی تطبیق بازارها با شوک‌های خارجی را بیان می‌کند. سرمایه‌گذاران نسبت به ریسک‌های دور از انتظار، آگاه‌تر شده و علاقه بیشتری به دارایی‌هایی مانند اختیار معامله و استراتژی‌های پوشش ریسک نشان می‌دهند. همه‌گیری، سبب تغییر جهت حرکت به سمت سرمایه‌گذاری‌هایی بر پایه و اساس معیارهای محیط‌زیستی و اجتماعی شده و این حرکت را تسریع می‌بخشد، که نشان‌دهنده تغییر اولویت‌های ذی‌نفعان می‌باشد (گورمسن و کویجن[3]، ۲۰۲۰).

در بازارهای مالی، کالاها از جایگاهی مهم، علی‌الخصوص در اکوسیستم بازار سهام برخوردار هستند، زیرا کالاها در اقتصاد، حیاتی و ضروری هستند و تحت عنوان ورودی‌های اقتصاد، ابزارهای سرمایه‌گذاری و نشانگرهای ثبات اقتصاد کلان، ایفای نقش خواهند کرد (پورمظاهری و همکاران[4]، ۲۰۲۳). همچنین کالاهایی نظیر نفت، طلا و محصولات کشاورزی، می‌توانند بر حاشیه سود شرکت‌ها، نوسانات بازار و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری تأثیرگذار باشند. ازجمله شاخص‌های سلامت اقتصادی که اغلب اوقات می‌توان به قیمت کالاهای مربوط به آن اشاره کرد. تغییر در قیمت نفت، فلزات و محصولات کشاورزی، معمولاً بیان‌کننده نوسان در فعالیت‌های اقتصادی هستند. به‌عنوان نمونه،

1. Markowitz (1991).
2. Pagano et al. (2023).
3. Gormsen & Koijen (2020).
4. Pourmazaheri et al. (2023).

تغییراتی که در قیمت نفت رخ می‌دهد، بر هزینه‌های تولید، نرخ تورم و پویایی تجارت بین‌الملل تأثیرگذار می‌باشد (همیلتون[1]، ۱۹۸۳).

ممکن است رشد بهای کالاها، بیانگر افزایش تقاضا در اقتصادهای درحال رشد نیز باشد، درحالی‌که افت قیمت‌ها، بیانگر رکود اقتصادی خواهد بود (کیلیان[2]، ۲۰۰۹). کالاها معمولاً همبستگی کمی یا منفی با دارایی‌های مالی سنتی اعم از سهام و اوراق قرضه داشته‌اند، که آن‌ها را برای تنوع‌بخشی به پرتفوی ارزشمند خواهد کرد (صادق و همکاران[3]، ۲۰۲۲). از جمله کالاهایی که به‌خوبی ریسک را پوشش می‌دهد، می‌توان طلا را مثال زد که در دوره‌هایی که بازار دارای ریسک و استرس زیادی است، ارزش و بهای خود را حفظ خواهد کرد (بودی و روسانسکی[4]، ۱۹۸۰). طبق پژوهش‌های بائور و مکردموت[5] (۲۰۱۰)، بائور و لوکسی[6] (۲۰۱۰)، هود و مالک[7] (۲۰۱۳) و لوکسی و لی[8] (۲۰۱۵)، کالاها علی‌الخصوص فلزات گران‌بهایی مانند طلا در زمان بحران‌ها، کاهش شدید بازارهای سهام و افزایش نااطمینانی جهانی، می‌توانند تحت عنوان یک دارایی و پناهگاه امن در نظر گرفته شوند و به‌عنوان ابزار پوشش ریسک مورد استفاده قرار بگیرند.

کالاهایی که به انرژی و کشاورزی مربوط هستند، با روندهای تورمی در ارتباط خواهند بود. رشد ارزش کالاها اکثر اوقات، به تورم فشاری هزینه منجر شده، چراکه بنگاه‌های تولیدی مخارج ورودی را که افزایش پیدا کرده است را به مصرف‌کنندگان انتقال می‌دهند. طلا به‌طور تاریخی به‌عنوان پوشش‌دهنده تورم عمل کرده و قدرت خرید را در دوره‌های افزایش قیمت‌ها حفظ کرده است (فیشر[9]، ۱۹۳۰). نوساناتی که در بازارهای کالا رخ می‌دهد، به بازار سهام انتقال داده می‌شود. مثلاً شوک‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت، قیمت سهام را از طریق تورم فشاری هزینه، با چالش روبرو می‌کند، که باعث می‌شود، سودآوری شرکت‌ها و هزینه‌های مصرف‌کننده نیز تحت‌تأثیر قرار گیرند (کرتی و همکاران[10]، ۲۰۱۳). تغییرات قیمتی در کالاها، سبب افزایش عدم اطمینان و احتیاط سرمایه‌گذاران شده که منجر به گسترده‌تر شدن نوسانات بازار سهام خواهد شد. رشد قیمت انرژی و غذا، باعث کاهش درآمد قابل تصرف شده که بر تقاضا در بخش‌های مصرفی افراد تأثیرگذار است (جونز و کائول[11]، ۱۹۹۶).

1. Hamilton (1983).
2. Kilian (2009).
3. Sadiq et al. (2022).
4. Bodie & Rosansky (1980).
5. Baur & McDermott (2010).
6. Baur & Lucey (2010).
7. Hood & Malik (2013).
8. Lucey & Li (2015).
9. Fisher (1930).
10. Creti et al. (2013).
11. Jones & Kaul (1996).

نحوه اثرگذاری شاخص قیمت کامودیتی‌ها بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس

شاخص‌های سهام صنعتی در بازارهای مالی، به‌ویژه صنایعی که به مواد اولیه وابستگی زیادی دارند، به‌شدت تحت‌تأثیر نوسانات قیمت کامودیتی‌ها قرار دارند. صنعت خودروسازی در ایران نیز همانند سایر کشورها، برای تأمین مواد اولیه مورد نیاز خود از فلزات اساسی (نظیر آلومینیوم، مس و فولاد) و انرژی (مانند نفت و مشتقات آن)، استفاده خواهد کرد. نوسانات قیمت این مواد اولیه می‌تواند بر هزینه‌های تولید، سودآوری، میزان تولید و قیمت سهام شرکت‌های بورسی اثرگذار باشد.

کامودیتی‌ها به‌عنوان کالاهای اساسی و موادخام در نظر گرفته می‌شوند که در صنایع مختلف قابلیت استفاده را دارند و ارزش آن‌ها در بازارهای بین‌المللی تعیین می‌شود. در صنعت خودروسازی، می‌توان فولاد، آلومینیوم، مس، نفت و مشتقات آن را از جمله مهم‌ترین و کلیدی‌ترین مواد اولیه در این صنعت بیان کرد. اصلی‌ترین ماده اولیه در بدنه خودرو، شاسی، سیستم تعلیق و بسیاری از قطعات خودرو، فولاد است و تغییرات قیمت آن، هزینه تولید خودرو رو با چالش مواجه می‌کند (متا و همکاران[1]، ۲۰۲۲). در بدنه خودروهای سبک، قطعات موتور و سیستم‌های خنک‌کننده از آلومینیوم استفاده می‌شود؛ زیرا آلومینیوم دارای وزن کم و مقاومت بالا است، لذا افزایش قیمت آلومینیوم سبب افزایش هزینه تولید خودروهای سبک می‌گردد. مس در سیم‌کشی خودرو، موتورها و سیستم‌های الکتریکی خودرو به‌کار گرفته می‌شود. اگر قیمت مس روند صعودی را در پیش گیرد، در آن صورت، هزینه تولید خودروهای برقی و هیبریدی افزایش پیدا می‌کند (گالان و مارتین[2]، ۲۰۲۲).

نفت اثرگذاری مستقیمی بر مخارج حمل‌ونقل و تولید دارد. همچنین، برای ساخت پلاستیک‌های مورد استفاده در انواع خودروها، از مشتقات نفتی استفاده می‌شود (میشلیس و همکاران[3]، ۲۰۱۹). طبق تأثیر مستقیم این مواد بر هزینه‌های تولید، افزایش قیمت کامودیتی‌ها، سبب افزایش هزینه نهایی خودرو و کاهش سودآوری شرکت‌های خودروسازی است؛ لذا رابطه بین قیمت کامودیتی‌ها و شاخص‌های سهام صنعتی را می‌توان از طریق دو کانال مورد بررسی قرار داد که در ذیل به آن‌ها اشاره خواهد شد:

کانال هزینه تولید

ایجاد نوسان در قیمت کامودیتی‌ها، سبب تغییر در هزینه‌های تولید خودرو می‌شود. افزایش قیمت در کامودیتی‌هایی مانند فولاد، آلومینیوم و مس، منجر به افزایش هزینه ساخت خودرو شده و سودآوری شرکت‌های تولیدکننده خودرو را کاهش می‌دهد. درنهایت، این مسئله در کاهش تمایل

1. Matha (2022).
2. Galán & Martín (2022).
3. Michelis et al. (2019).

سرمایه‌گذاران برای خرید سهام شرکت‌های تولیدکننده و کاهش ارزش بازار آن‌ها نقش دارد (فاما و فرنچ[1]، ۱۹۹۳).

کانال تأثیرات کلان اقتصادی

نوسانات قیمت کامودیتی‌هایی مانند نفت، می‌تواند بر تورم، نرخ بهره و رشد اقتصادی اثرگذار باشد. افزایش قیمت نفت، منجر به رشد مخارج حمل‌ونقل و انرژی شده که این امر در کاهش تقاضای خودرو و کاهش سودآوری خودروسازان، می‌تواند ایفای نقش کند. در نتیجه، شاخص صنعت خودرو و قطعه‌سازی در بورس تهران تحت‌تأثیر قرار خواهد گرفت (کیلیان[2]، ۲۰۰۹).

نحوه اثرگذاری پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس

پاندمی کرونا از اوایل سال ۲۰۲۰ با مختل کردن نظم اقتصاد بین‌الملل، اثرات گسترده‌ای را بر بازارهای مالی و صنایع گوناگون مانند صنعت خودرو برجای گذاشت. کرونا به‌سرعت سبب تعطیلی کارخانه‌ها و در کاهش تقاضا، افت تولید و اخلال در زنجیره تأمین بین‌المللی نقش داشت. صنایع سرمایه‌بر و وابسته به زنجیره تأمین جهانی اعم از صنعت خودرو، تحت‌تأثیر این اختلالات قرار گرفت. لذا بورس تهران و زیرمجموعه‌های آن، نوسانات قابل‌توجهی را به ثبت رسانده‌اند (بالدوین و تومیورا[3]، ۲۰۲۰). از لحاظ اقتصاد کلان، گسترش ویروس کرونا موجب افزایش ریسک سیستماتیک در بازارهای مالی شده و سرمایه‌گذاران با نگرانی از آینده اقتصادی، رویکردهای محافظه‌کارانه و هوشمندانه‌تری را در پیش گرفتند. در بورس نیز چنین وضعیتی مشهود بوده، چراکه بخش زیادی از معاملات سهام، به رفتار انتظاری سرمایه‌گذاران وابسته بوده است. عدم اطمینان نسبت به آینده تولید و صادرات خودرو و قطعات، کاهش درآمد شرکت‌ها و نااطمینانی نسبت به سیاست‌های حمایتی دولت از صنعت مذکور، از جمله عواملی بودند که در کاهش جذابیت سهام گروه خودروسازی در طی دوران کرونا نقش داشته‌اند (ژانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۰).

یکی از مهم‌ترین اثرات پاندمی، اختلال در زنجیره تأمین جهانی بود که تأمین قطعات وارداتی برای شرکت‌های خودروسازی داخلی را با مشکل روبرو کرده است. با توجه به وابستگی بخشی از صنایع قطعه‌سازی ایران به مواد اولیه و قطعات خارجی، مشکلات لجستیکی و محدودیت‌های وارداتی، منجر به افزایش هزینه‌ها و کاهش ظرفیت تولید شده که این کاهش تولید درنهایت، سبب کاهش درآمد شرکت‌ها و نیز اثرگذاری منفی بر شاخص سهام شرکت‌های تولیدکننده خودرو شد (ایوانوو و دس[5]، ۲۰۲۰). از طرفی دیگر، افت درآمد خانوارها، بیکاری و نااطمینانی اقتصادی در دوران کرونا،

1. Fama & French (1993).
2. Kilian (2009).
3. Baldwin & Tomiura (2020).
4. Zhang et al. (2020).
5. Ivanov & Das (2020).

سبب کاهش تقاضا شده که این امر، تأثیر مستقیمی بر درآمد و حاشیه سود شرکت‌های تولیدی داشته، که همین فرایند، یکی از دلایل افت شاخص گروه خودرویی در بورس طی یک بازه زمانی مشخص بوده است. علاوه‌بر عوامل اقتصادی، واکنش سیاستگذاران نیز بر بازار بورس اثر داشته است. یک سری از اقدامات حمایتی مانند اعطای تسهیلات بانکی و تعویق در پرداخت بدهی‌ها، توانست تا حدی از صنایع آسیب‌دیده پشتیبانی کند و از اثرگذاری شدت بحران تا حدودی کاسته شود (باروا[1]، ۲۰۲۱).

درنهایت، تأثیرگذاری‌های روانی پاندمی نیز نقش مهمی را در ایجاد نوسانات بازار بورس داشته است. نااطمینانی نسبت به آینده، هراس و وحشت عمومی و گسترش روزافزون اخبار منفی از جانب رسانه‌ها، باعث تشدید رفتارهای هیجانی سرمایه‌گذاران بوده است. در چنین شرایطی، معمولاً سرمایه‌گذاران از سهام شرکت‌های صنعتی به‌دلیل پرریسک بودن خارج شده و به سمت دارایی‌های کم‌ریسک‌تر می‌روند؛ لذا خروج سرمایه دراین‌خصوص می‌تواند در افت شاخص شرکت‌های بورسی نقش داشته باشد (بیکر و همکاران[2] ۲۰۲۰).

۴. روش‌شناسی پژوهش

تصریح مدل و معرفی متغیرهای پژوهش

هدف از این پژوهش، بررسی تأثیر شاخص قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران است. بدین منظور، رابطه (۱) با استفاده از مطالعات پورمظاهری و همکاران (۲۰۲۳)، صادق و همکاران (۲۰۲۲)، چشمی و عثمانی (۲۰۲۲)، کرتی و همکاران (۲۰۱۳) و بائور و مک‌درموت (۲۰۱۰)، استخراج، و متغیرهای مورداستفاده در الگوی ارائه شده به‌صورت کامل در جدول (۱) معرفی شده است.

$$\mathrm{Khod}_t = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{CD}_t + \beta_2 \mathrm{AP}_t + \beta_3 \mathrm{RP}_t + \beta_4 \mathrm{MP}_t + \beta_4 NP_t + \beta_5 GP_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

داده‌ها به‌صورت ماهانه برای دوره سال ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۲ جمع‌آوری شده است. در تصریح مدل، دو دسته متغیر کلیدی شامل «نرخ مرگ‌ومیر ناشی از کووید-۱۹» به‌عنوان نماینده شوک‌های سلامت-اقتصادی، و «قیمت جهانی فلزات استراتژیک شامل آلومینیوم، مس، نیکل، روی و طلا» به‌عنوان نماینده نوسانات بازارهای کالایی، وارد مدل شده‌اند. این دو دسته از متغیرها به‌صورت مستقیم و مستمر با هزینه تولید، زنجیره تأمین، تقاضا و ریسک‌های بازار سرمایه در صنعت خودرو در ارتباط هستند. تمرکز بر این متغیرها با هدف بررسی اثرات دو شوک همزمان جهانی در دوره ۱۳۹۹ تا ۱۴۰۲ انجام شده است. هرچند متغیرهای دیگری مانند نرخ ارز، نرخ تورم داخلی و یا

1. Barua (2021).
2. Baker et al. (2020).

سیاست‌های صنعتی نیز می‌توانند نقش مؤثری در تحلیل دقیق‌تر ایفا کنند، اما برای حفظ سادگی مدل، جلوگیری از بیش‌برازش و محدودیت داده‌های سری‌زمانی کوتاه، مدل فعلی با تأکید بر این دو دسته از متغیرها طراحی شده است. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، گسترش مدل با ورود متغیرهای سیاستی داخلی، بررسی کامل‌تری از عوامل مؤثر بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی ارائه دهد.

جدول ۱. معرفی متغیرهای پژوهش

Table 1: Introduction of the Research Variables

نوع متغیر	نماد	تعریف	واحد	منبع
وابسته	Khod	شاخص خودرو و قطعه‌سازی		بورس تهران
مستقل	CD	نرخ مرگ و میر کووید - 19	درصد	WHO
	AP	شاخص قیمت آلومینیوم		شبکه اطلاع‌رسانی طلا، سکه و ارز
	RP	شاخص قیمت روی		
	MP	شاخص قیمت مس		
	NP	شاخص قیمت نیکل		
	GP	شاخص قیمت طلا		

مأخذ: طبقه‌بندی پژوهش

برای اولین‌بار، اعمال محدودیت‌های نظری بر تأثیرات همزمان شوک‌ها توسط لپر و همکاران[1] (۱۹۹۶)، بلاچارد و واتسون[2] (۱۹۸۶) و برنانکی[3] (۱۹۸۶)، توسعه داده شد. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) سپس توسط بلاچارد و دنی[4] (۱۹۸۸) و کلریدا و گالی[5] (۱۹۹۴) با اعمال محدودیت‌های نظری بر اثرات بلندمدت شوک‌ها توسعه داده شده است. به طور صریح، مدل (SVAR) اعمال پارامترهای ساختاری بر رویکرد اساسی یک نظریه اقتصادی را مجاز می‌داند (شهرازی و همکاران[6]، ۲۰۲۳).

در پژوهش حاضر، از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای بررسی تأثیر شاخص قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص قیمت خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۹ الی ۱۴۰۲ به‌صورت ماهانه استفاده شده است. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پژوهش حاضر، طبق معادله (۲) خواهد بود.

$$BY_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{n} \Gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

1. Leeper et al. (1996).
2. Blanchard & Watson (1986).
3. Bernanke (1986).
4. Blanchard & Danny (1988).
5. Clarida & Gali (1994).
6. Shahrazi et al. (2023).

که در معادله فوق؛ $Y_t = (\text{khod}, CD, \text{AP}, RP, NP, MP, \text{GP})$ بردار ۷×۱ متغیرها، B ماتریس ۷×۷ همزمان، Γ_0 بردار مقادیر ثابت، Γ_i ماتریس ۷×۷ ضریب خودرگرسیون و n تعداد وقفه‌های بهینه است. از طرف دیگر، ε_t بردار ۷×۱ نوآوری‌های ساختاری و نامرتبط متقابل است. هنگامی که عناصر B^{-1} تخمین زده می‌شوند، می‌توانیم بردار شوک‌های ساختاری را محاسبه کنیم. درنتیجه، ماتریس ضرایب بلندمدت ما به شکل زیر خواهد بود.

$$e_t = \begin{bmatrix} e_t^{CD} \\ e_t^{AP} \\ e_t^{RP} \\ e_t^{MP} \\ e_t^{NP} \\ e_t^{GP} \\ e_t^{KHOD} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} & 0 & 0 \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & \alpha_{66} & 0 \\ \alpha_{71} & \alpha_{72} & \alpha_{73} & \alpha_{74} & \alpha_{75} & \alpha_{76} & \alpha_{77} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_t^{CDShock} \\ e_t^{APShock} \\ e_t^{RPShock} \\ e_t^{MPShock} \\ e_t^{NPShock} \\ e_t^{GPShock} \\ e_t^{KHODShock} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

که ۰ در ماتریس فوق، نشان‌دهنده این است که هیچ پاسخ خاصی از شوک‌های مورد انتظار نیست، عناصر غیرصفر مانند $\boldsymbol{\alpha_{ij}}$ (i= ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و ۷ و j= ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و ۷) ضرایب پاسخ i به شوک j هستند.

انتخاب مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) در این پژوهش، به‌دلیل مزایای کلیدی آن در تحلیل روابط پویا و ساختاری میان متغیرهای اقتصادی صورت گرفته است. مدل SVAR، این امکان را فراهم می‌سازد که با اعمال محدودیت‌های نظری بر معادلات همزمان، بتوان منشأ و نوع شوک‌ها را شناسایی کرد و اثرگذاری هر متغیر را به‌صورت جداگانه بررسی نمود. این ویژگی برای تحلیل تأثیر همزمان و درهم‌تنیده قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران، امری ضروری بوده است.

علاوه بر این، قابلیت مدل در استخراج توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس، زمینه تحلیل پویای اثرات شوک‌ها در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت را فراهم می‌سازد. ازآنجاکه داده‌های پژوهش به‌صورت ماهانه و سری‌زمانی هستند، مدل SVAR با ساختار برداری خود و قابلیت درونزایی متغیرها، ابزار مناسبی برای تحلیل پویای روابط علّی محسوب می‌شود. بنابراین، انتخاب این مدل، نه‌تنها با مبانی نظری و اهداف پژوهش هم‌راستا بوده، بلکه امکان ارائه بینش‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها درباره تأثیر نوسانات بیرونی بر صنعت خودرو را فراهم ساخته است.

۵. نتایج

آزمون‌های تشخیصی

در این بخش و قبل از ارائه نتایج مربوط به مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز[1] (۱۹۹۲) با در نظرگرفتن یک شکست ساختاری، آزمون تشخیص طول وقفه بهینه، آزمون خودهمبستگی سریالی، آزمون واریانس ناهمسانی، آزمون نرمال بودن اجزای خطا، آزمون ثبات پارامترهای هانسن[2] (۱۹۹۲) و آزمون ثبات مدل خودرگرسیون برداری است. جدول (۲) نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد زیوت - اندریوز را با در نظرگرفتن یک شکست ساختاری نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

Table 2: Results of the Stationarity Tests for the Research Variables

نماد	متغیر	آماره آزمون			
		سطح	یک‌بار تفاضل	سال شکست ساختاری	مانایی
Khod	شاخص خودرو و قطعه‌سازی	-4/50 (0/043)		ماه هشتم 1401	I(0)
CD	نرخ مرگ‌ومیر کووید - ۱۹	-4/72 (0/022)		ماه پنجم 1400	I(0)
AP	شاخص قیمت آلومینیوم	-4/87 (0/001)		ماه اول 1401	I(0)
RP	شاخص قیمت روی	-2/26 (0/049)		ماه اول 1402	I(0)
MP	شاخص قیمت مس	-2/82 (0/047)		ماه چهارم 1401	I(0)
NP	شاخص قیمت نیکل	-4/07 (0/020)		ماه دهم 1400	I(0)
GP	شاخص قیمت طلا	-3/800 (0/023)		ماه چهارم 1400	I(0)

مأخذ: نتایج پژوهش

یادداشت: مقادیر داخل پرانتز ()، نشان‌دهنده سطح احتمال است.

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌گردد، تمامی متغیرهای پژوهش با در نظرگرفتن یک شکست ساختاری در سطح مانا هستند. درنتیجه، امکان استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری در پژوهش حاضر وجود دارد. در ادامه و برای تعیین وقفه بهینه در مدل، از معیارهای اطلاعات مانند آکائیک[3]، حنان - کویین[4] و شوارتز - بیزین[5] استفاده شده که در جدول (۳) ارائه شده است.

1. Zivot & Donald Andrews (1992).
2. Hansen (1992).
3. AIC: Akaike information criterion
4. HQ: Hannan-Quinn information criterion
5. SC: Schwarz information criterion

جدول ۳. تعیین طول وقفه بهینه مدل

Table 3: Determination of the Optimal Lag Length of the Model

وقفه	آکائیک	حنان - کویین	شوارتز – بیزین
0	109/94	110/05	110/25
1	103/99	104/85	108/95
2	107/37	104/99	107/95
3	102/25*	104/61*	106/42*

مأخذ: نتایج پژوهش

یادداشت: * بیانگر طول وقفه بهینه است.

باتوجه‌به آماره معیارهای اطلاعات آکائیک، حنان – کویین و شوارتز – بیزین در جدول (۴)، کمترین آماره موجود در هر معیار اطلاعات از نظر مقداری، انتخاب می‌گردد؛ درنتیجه، طول وقفه ۳ برای مدل تعیین می‌گردد.

در ادامه، جدول (۴)، نتایج آزمون‌های همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس را نشان می‌دهد. همچنین، در جدول (۵)، آزمون ثبات پارامترهای هانسن ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و نرمالیتی

Table 4: Results of the Tests for Serial Correlation, Heteroskedasticity, and Normality

آزمون همبستگی سریالی (LM Test)			آزمون ناهمسانی واریانس		
وقفه	آماره LRE	درجه آزادی	احتمال	آماره Chi-sq	درجه آزادی	احتمال
1	51/70	49	0/432	787/07	784	0/462
2	49/66	84	0/510	-	-	-
3	43/59	147	0/740	-	-	-

مأخذ: نتایج پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون ثبات پارامترها

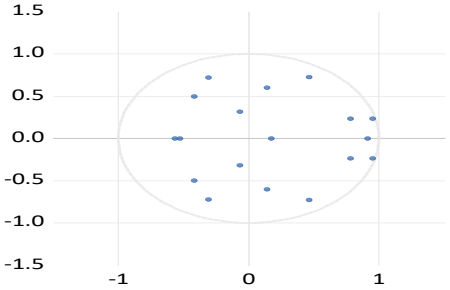
Table 5: Results of the Parameter Stability Test

آزمون ثبات پارامترها هانسن				
آماره **LC**	روندهای تصادفی (m)	روندهای قطعی (k)	روندهای حذف شده (p2)	احتمال
0/826	6	1	1	0/181

مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که در جدول (۴) مشاهده می‌گردد، با توجه به سطح احتمال در آزمون همبستگی سریالی، فرضیه صفر مبنی بر وجود همبستگی سریالی، رد نشده و تأیید می‌گردد. از طرف دیگر، سطح احتمال آزمون ناهمسانی واریانس بالاتر از ۵ درصد است و فرضیه صفر این آزمون نیز دال بر وجود همسانی بین اجزای خطا، قابل رد نیست. نتیجه آزمون ثبات پارامترها در جدول (۵) نیز نشان می‌دهد که در سطح احتمال ۵ درصد، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ثبات پارامترها قابل رد نیست

و تأیید می‌گردد. قبل از تجزیه و تحلیل توابع واکنش آنی در مدل‌های خودرگرسیون برداری، می‌باید شرایط ثبات مدل بررسی شود، درنتیجه، در شکل (۱) برای بررسی پایداری مدل VAR، از آزمون ریشه واحد معکوس چندجمله‌ای استفاده شده است.



شکل ۱. آزمون دایره ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای

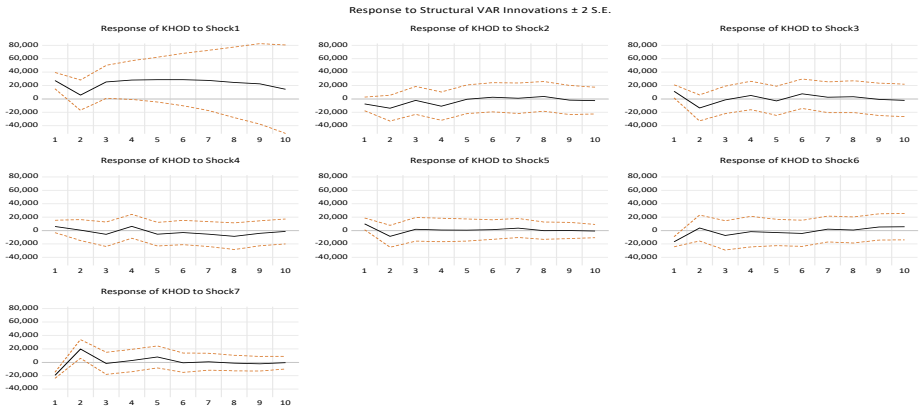
Figure 1: Inverse Roots of the Characteristic Polynomial Test

مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که در شکل (۱) مشاهده می‌گردد، هیچ ریشه‌ای خارج از دایره واحد قرار ندارد؛ درنتیجه، مدل خودرگرسیون برداری، شرایط ثبات را برآورده می‌کند و مشکلی برای تفسیر نتایج مدل وجود ندارد.

نتایج مدل

در نمودار (۱)، توابع واکنش آنی مورد بررسی قرار گرفته است.



نمودار ۱. توابع واکنش آنی

Chart 1: Impulse Response Functions

مأخذ: نتایج پژوهش

پاندمی کووید-۱۹ یکی از شدیدترین شوک‌های اقتصادی و اجتماعی چند دهه اخیر بود که تمامی بازارهای مالی و صنایع جهانی را با چالش‌های اساسی مواجه کرد. بررسی نمودارهای واکنش، نشان می‌دهد که در دوره اول پس از وقوع شوک کرونا، شاخص خودرو و قطعه‌سازی، به‌شدت کاهش یافته است. این کاهش اولیه را می‌توان ناشی از چندین عامل کلیدی دانست: تعطیلی واحدهای تولیدی به‌دلیل محدودیت‌های بهداشتی، کاهش شدید تقاضای خودرو در نتیجه رکود اقتصادی، افت درآمد خانوارها و افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت به آینده بازارهای مالی. علاوه بر این، زنجیره تأمین قطعات خودرو که وابستگی بالایی به تجارت بین‌المللی دارد، با اختلالات شدیدی مواجه شد که به کاهش تولید و عرضه خودرو در بازار انجامید.

با این حال، پس از شوک اولیه، شاخص خودرو، روند صعودی تدریجی را تجربه می‌کند، به این معنا که بازار به مرور زمان خود را با شرایط جدید تطبیق داده است. این روند، مطابق با تئوری‌های اقتصادی است که نشان می‌دهند بازارها پس از شوک‌های کلان، از طریق مکانیسم‌های تعدیلی نظیر سیاست‌های حمایتی دولت، بازگشت تقاضا، و افزایش سرمایه‌گذاری، به سمت تعادل جدید حرکت می‌کنند. سیاست‌های حمایتی از جمله تسهیلات بانکی به صنعت خودرو، تحریک تقاضا از طریق کاهش نرخ بهره و اجرای بسته‌های اقتصادی، همگی در بهبود شاخص خودرو و بازیابی تدریجی آن مؤثر بوده‌اند. بنابراین، اگرچه کرونا در ابتدا ضربه شدیدی به بازار خودرو وارد کرد، اما بازار با انعطاف‌پذیری نسبی توانست از بحران عبور کند و با بهبود شرایط اقتصادی، شاخص خودرو روند صعودی تدریجی را طی کرد.

آلومینیوم یکی از پرکاربردترین فلزات در صنعت خودرو است که در تولید قطعات سبک و بدنه خودرو نقش کلیدی دارد. افزایش قیمت این فلز می‌تواند مستقیماً هزینه‌های تولید را افزایش داده و موجب کاهش حاشیه سود خودروسازان شود. داده‌های واکنش به شوک، نشان می‌دهند که در دوره‌های اولیه پس از افزایش قیمت آلومینیوم، شاخص خودرو واکنش منفی نشان داده و کاهش می‌یابد. این روند منطقی است، چراکه افزایش هزینه‌های تولید می‌تواند باعث کاهش سودآوری شرکت‌های خودروسازی و کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به سهام این صنعت شود.

با این حال، در دوره‌های بعدی، اثرات منفی این شوک کاهش می‌یابد که می‌تواند نشان‌دهنده تعدیل بازار از طریق انتقال هزینه‌های تولید به قیمت نهایی خودرو باشد. به عبارتی، اگر خودروسازان بتوانند افزایش هزینه‌های تولید را به مصرف‌کنندگان منتقل کنند، تأثیر منفی شوک قیمت آلومینیوم بر شاخص خودرو کاهش خواهد یافت. همچنین، اگر سیاست‌های حمایتی دولتی در قالب یارانه‌ها یا مشوق‌های تولیدی اجرا شوند، اثرات منفی این افزایش قیمت تعدیل می‌شود. بنابراین، در حالی که افزایش قیمت آلومینیوم در کوتاه‌مدت چالش‌هایی برای صنعت خودرو ایجاد می‌کند، در بلندمدت اثرات آن تا حدی متعادل می‌شود.

روی یکی دیگر از فلزات کلیدی در صنعت خودروسازی است که به‌ویژه در فرایند گالوانیزه کردن قطعات فلزی برای جلوگیری از زنگ‌زدگی و افزایش دوام قطعات استفاده می‌شود.

تحلیل واکنش‌ها نشان می‌دهد که شوک قیمت روی، نوسانات زیادی در شاخص خودرو ایجاد می‌کند، اما الگوی مشخص و پایداری ندارد و بدان معنا است که افزایش قیمت روی، الزاماً منجر به کاهش قابل‌توجه در شاخص خودرو نمی‌شود و این تأثیرات بیشتر وابسته به شرایط بازار و سطح تقاضای خودرو است.

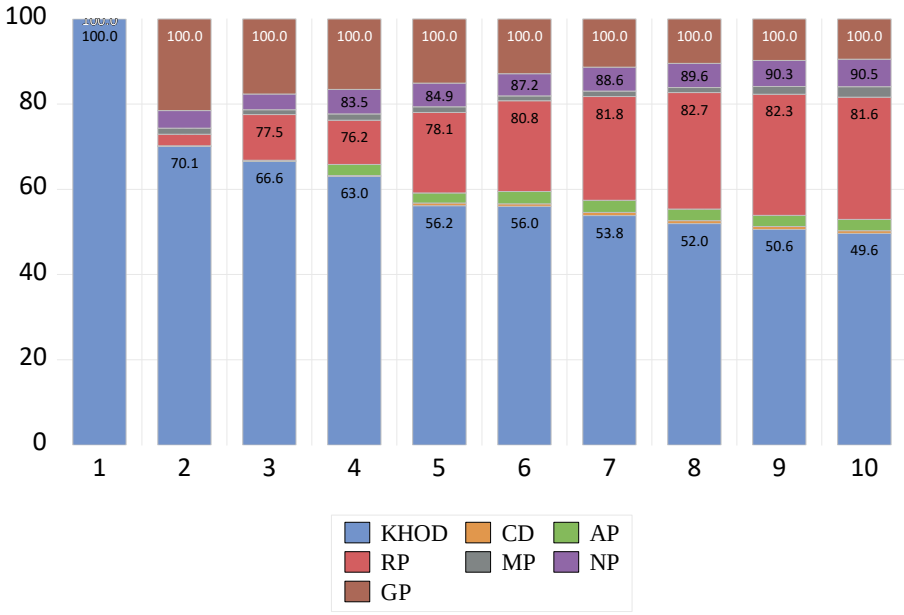
یکی از توضیحات ممکن، این است که سهم روی در هزینه‌های کلی تولید خودرو نسبت به فلزاتی مانند آلومینیوم و نیکل کمتر است، بنابراین افزایش قیمت آن، تأثیر شدیدی بر هزینه‌های تولید خودروسازان ندارد. علاوه بر این، ممکن است تولیدکنندگان با استفاده از جایگزین‌های ارزان‌تر یا بهینه‌سازی فرایندهای تولید، اثرات این افزایش قیمت را کاهش دهند. از این رو، در حالی که افزایش قیمت روی می‌تواند چالش‌هایی برای صنعت خودرو ایجاد کند، تأثیر آن به اندازه آلومینیوم و نیکل شدید نیست.

نیکل یکی از فلزات استراتژیک در صنعت خودروسازی است که به‌ویژه در تولید باتری‌های خودروهای الکتریکی و همچنین در آلیاژهای فولادی مورد استفاده قرار می‌گیرد. بررسی واکنش‌ها نشان می‌دهد که افزایش قیمت نیکل، تأثیرات ترکیبی بر شاخص خودرو دارد. در برخی دوره‌ها، افزایش قیمت نیکل موجب کاهش شاخص خودرو شده است که احتمالاً ناشی از افزایش هزینه‌های تولید خودروهای برقی است. با این حال، در برخی دوره‌ها نیز این شوک اثر مثبتی بر شاخص خودرو داشته است، که می‌تواند ناشی از افزایش تقاضا برای خودروهای الکتریکی و درنتیجه، افزایش ارزش سهام شرکت‌های خودروسازی باشد.

این دوگانگی، نشان می‌دهد که نقش نیکل در صنعت خودرو وابسته به روندهای بلندمدت بازار، میزان استقبال از خودروهای برقی و سیاست‌های حمایتی دولت‌ها در زمینه تولید خودروهای پاک است. اگر سیاست‌های جهانی به سمت کاهش استفاده از سوخت‌های فسیلی و ترویج خودروهای الکتریکی پیش رود، احتمالاً افزایش قیمت نیکل به‌عنوان شاخصی از رشد این صنعت تلقی شده و اثرات مثبتی بر شاخص خودرو خواهد داشت.

طلا معمولاً به‌عنوان یک دارایی امن در دوران عدم اطمینان اقتصادی شناخته می‌شود و افزایش قیمت آن، می‌تواند نشانه‌ای از خروج سرمایه از بازارهای پرریسک نظیر بازار سهام باشد. تحلیل واکنش‌ها نشان می‌دهد که افزایش قیمت طلا، در ابتدا تأثیر منفی بر شاخص خودرو دارد، که نشان‌دهنده کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به سهام صنعت خودرو در دوران بی‌ثباتی اقتصادی است؛ اما در برخی دوره‌ها، این تأثیر منفی کاهش یافته که می‌تواند ناشی از بازگشت اعتماد سرمایه‌گذاران به بازارهای مالی باشد.

تحلیل‌ها نشان می‌دهند که شوک‌های کلان اقتصادی، اثرات متنوعی بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی دارند. پاندمی کووید-۱۹ در ابتدا ضربه شدیدی به بازار خودرو وارد کرد، اما با گذر زمان و اجرای سیاست‌های حمایتی، بازار به تعادل نسبی رسید. از میان کامودیتی‌ها، آلومینیوم و نیکل بیشترین اثر را بر شاخص خودرو دارند، در حالی که اثر روی و مس نوسانی است. درنهایت، افزایش قیمت طلا به‌عنوان شاخصی از افزایش ریسک‌های اقتصادی، تأثیر منفی کوتاه‌مدتی بر شاخص خودرو داشته است. در ادامه نتایج تابع تجزیه واریانس ارائه شده است.



نمودار ۲. تابع تجزیه واریانس

Chart 2: Variance Decomposition Function

مأخذ: نتایج پژوهش

تابع تجزیه واریانس یکی از ابزارهای کلیدی در تحلیل مدل‌های خودرگرسیونی برداری است که به بررسی میزان تأثیرگذاری شوک‌های مختلف بر متغیرهای مدل در بازه‌های زمانی گوناگون می‌پردازد. نتایج این تابع، نشان می‌دهد که چه سهمی از تغییرات یک متغیر مشخص، ناشی از شوک‌های خود آن متغیر و چه سهمی تحت تأثیر سایر متغیرهای مدل قرار دارد. در این پژوهش، هدف اصلی، بررسی اثرات شوک‌های مختلف، شامل شوک‌های ناشی از قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا، بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران است.

نتایج نشان می‌دهد که در دوره ابتدایی، یعنی دوره اول، ۱۰۰ درصد تغییرات شاخص خودرو و قطعه‌سازی، ناشی از شوک‌های خود این شاخص بوده که نتیجه‌ای مورد انتظار است. در مراحل

ابتدایی، تغییرات یک متغیر، عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های داخلی آن قرار دارد و سایر متغیرها هنوز فرصت کافی برای اثرگذاری پیدا نکرده‌اند، اما با گذشت زمان، سهم شوک‌های داخلی در توضیح تغییرات این شاخص کاهش یافته و نقش سایر متغیرها پررنگ‌تر می‌شود. به‌ویژه از دوره دوم به بعد، شوک‌های مربوط به قیمت کامودیتی‌ها، به‌تدریج تأثیر بیشتری بر نوسانات شاخص خودرو می‌گذارند.

در میان متغیرهای مورد بررسی، قیمت مس، یکی از مهم‌ترین عواملی است که بر نوسانات شاخص خودرو، تأثیر چشمگیری دارد. در دوره دهم، ۲۸/۶۷ درصد از تغییرات شاخص خودرو تحت تأثیر شوک‌های ناشی از قیمت مس قرار می‌گیرد. این نتیجه را می‌توان با نقش کلیدی مس در صنعت خودروسازی توجیه کرد. مس یکی از اجزای اساسی در تولید سیم‌کشی‌های خودرو، موتورهای الکتریکی و قطعات الکترونیکی است. افزایش قیمت مس می‌تواند هزینه‌های تولید خودروسازان را افزایش دهد و درنتیجه، بر سودآوری و عملکرد سهام شرکت‌های خودرویی تأثیر منفی بگذارد. از سوی دیگر، کاهش قیمت مس، ممکن است موجب افزایش تولید و بهبود شرایط مالی شرکت‌های این صنعت شود.

علاوه بر مس، قیمت نیکل نیز به‌عنوان یکی از متغیرهای مؤثر بر شاخص خودرو شناخته شده است. هرچند تأثیر شوک‌های ناشی از نیکل در ابتدا محدود است، اما با گذشت زمان افزایش می‌یابد و در دوره دهم، ۶/۴۴ درصد از تغییرات شاخص خودرو تحت تأثیر آن قرار دارد. این افزایش اثرگذاری را می‌توان با گسترش استفاده از نیکل در تولید باتری‌های خودروهای برقی مرتبط دانست. با توجه به رشد سریع بازار خودروهای الکتریکی و افزایش نیاز به مواد اولیه‌ای مانند نیکل، این فلز به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی در آینده صنعت خودرو مطرح خواهد بود.

قیمت روی نیز در میان متغیرهای مورد بررسی قرار دارد، اما تأثیر آن نسبت به مس و نیکل کمتر است. در دوره دهم، ۲/۶۴ درصد از تغییرات شاخص خودرو تحت تأثیر شوک‌های قیمت روی قرار دارد. اگرچه روی در تولید قطعات خودرو کاربرد دارد، اما سهم آن نسبت به فلزاتی مانند مس و نیکل کمتر است. ازاین‌رو، انتظار می‌رود که نوسانات قیمت روی، تأثیر کمتری بر عملکرد شرکت‌های خودروسازی داشته باشد.

یکی دیگر از یافته‌های مهم این پژوهش، نقش قیمت طلا در نوسانات شاخص خودرو است. نتایج نشان می‌دهد که در دوره دهم، ۹/۴۷ درصد از تغییرات شاخص خودرو، ناشی از شوک‌های قیمت طلا است. قیمت طلا معمولاً به‌عنوان یک دارایی امن در زمان‌های بی‌ثباتی اقتصادی افزایش می‌یابد. در شرایطی که ریسک‌های اقتصادی و مالی افزایش پیدا می‌کنند، سرمایه‌گذاران به سمت دارایی‌های امن مانند طلا می‌روند و از بازارهای پرریسک، ازجمله بازار سهام و صنعت خودروسازی، فاصله می‌گیرند. به همین دلیل، افزایش قیمت طلا می‌تواند نشانه‌ای از کاهش تمایل سرمایه‌گذاران به ورود به بازار سهام باشد که این امر، ممکن است منجر به کاهش تقاضا برای سهام شرکت‌های خودروسازی

شود. بااین‌حال، مشاهده می‌شود که سهم قیمت طلا در توضیح تغییرات شاخص خودرو در دوره‌های بعدی کاهش می‌یابد، که نشان‌دهنده تأثیرپذیری اولیه بازار از نوسانات طلا و بازگشت تدریجی اثرگذاری سایر متغیرها است.

از دیگر یافته‌های کلیدی این پژوهش، کاهش تدریجی نقش شوک‌های داخلی شاخص خودرو در بلندمدت است. سهم تغییرات شاخص خودرو که توسط خود آن توضیح داده می‌شود، از ۱۰۰ درصد در دوره اول به ۴۹/۶۳ درصد در دوره دهم کاهش یافته است. این روند، نشان می‌دهد که در بلندمدت، سایر متغیرهای اقتصادی، به‌ویژه قیمت‌های جهانی کامودیتی‌ها، نقش بیشتری در توضیح نوسانات این شاخص ایفا می‌کنند. به‌عبارت‌دیگر، شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران به‌طور فزاینده‌ای تحت تأثیر عوامل خارجی قرار می‌گیرد و تغییرات آن، دیگر تنها وابسته به دینامیک‌های داخلی بازار سرمایه ایران نیست.

نتایج این پژوهش دارای پیامدهای مهمی برای سیاستگذاران اقتصادی و سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه است. وابستگی قابل‌توجه شاخص خودرو به قیمت کامودیتی‌ها، به‌ویژه مس و نیکل، نشان می‌دهد که نوسانات بازارهای جهانی می‌تواند اثرات مستقیمی بر عملکرد شرکت‌های خودروسازی و بازار سرمایه ایران داشته باشد. ازاین‌رو، سیاستگذاران می‌توانند با اتخاذ راهکارهایی نظیر پوشش ریسک نوسانات قیمت کامودیتی‌ها و تنوع‌بخشی به منابع تأمین مواد اولیه، از تأثیرات منفی نوسانات قیمت جهانی بر صنعت خودروسازی بکاهند. همچنین، سرمایه‌گذاران باید در تصمیم‌گیری‌های خود به روندهای جهانی بازار کامودیتی‌ها توجه ویژه‌ای داشته باشند و از این متغیرها به‌عنوان شاخص‌های پیش‌نگر برای تحلیل تحولات بازار خودرو استفاده کنند.

درمجموع، تحلیل تابع تجزیه واریانس، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، نوسانات شاخص خودرو عمدتاً ناشی از شوک‌های داخلی آن است، اما در میان‌مدت و بلندمدت، متغیرهای خارجی، به‌ویژه قیمت کامودیتی‌ها، تأثیر بیشتری پیدا می‌کنند. در میان این متغیرها، قیمت مس بیشترین سهم را در توضیح نوسانات شاخص خودرو دارد و پس از آن، قیمت نیکل و قیمت طلا نیز نقش قابل‌توجهی ایفا می‌کنند.

یکی از نکات قابل‌توجه در تفسیر نتایج، پدیده جانشینی بین بازارها است. در شرایطی که قیمت برخی دارایی‌ها مانند طلا افزایش می‌یابد، به‌ویژه در دوران نااطمینانی اقتصادی، سرمایه‌گذاران تمایل دارند منابع خود را از بازارهای پرریسک مانند سهام، به دارایی‌های امن منتقل کنند. نتایج این پژوهش نیز تا حدودی مؤید این رابطه است؛ به‌طوری‌که افزایش قیمت طلا با افت کوتاه‌مدت شاخص خودرو همراه بوده است. این رابطه می‌تواند نمایانگر تغییر ترجیحات سرمایه‌گذاران و حرکت از بازار سهام به بازار طلا باشد. البته در مورد برخی فلزات صنعتی مانند نیکل و مس، رابطه‌ها در همه دوره‌ها منفی

نبوده‌اند، که این امر می‌تواند ناشی از پیچیدگی‌های ساختار بازار ایران، انتظارات تورمی، یا سیاست‌های حمایتی در بخش تولید باشد که مانع از بروز کامل اثر جانشینی می‌شود.

به طور خلاصه، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که واکنش‌های آنی شاخص خودرو به شوک‌های مختلف، نشان می‌دهد که صنعت خودروی ایران در برابر شوک‌های جهانی، به‌ویژه در زمینه قیمت نهاده‌های تولیدی، حساسیت بالایی دارد. کاهش شدید شاخص خودرو پس از وقوع پاندمی کرونا، به‌ویژه در دوره‌های نخست، مؤید وابستگی بالای صنعت خودرو به زنجیره‌های تأمین بین‌المللی، تقاضای مصرف‌کننده، و انتظارات بازار سرمایه است. این واکنش منفی را می‌توان در چهارچوب نظریه‌های بحران مالی، شوک‌های تقاضا و عرضه، و رفتارهای هیجانی سرمایه‌گذاران تفسیر کرد. با این حال، بازگشت تدریجی شاخص در دوره‌های بعد، نشان‌دهنده تاب‌آوری نسبی صنعت و اثرگذاری سیاست‌های حمایتی نظیر تسهیلات مالی و کاهش نرخ بهره است.

در مورد شوک قیمت آلومینیوم، نتایج نشان می‌دهد که این فلز، به‌دلیل سهم بالای آن در ساخت قطعات سبک و بدنه خودرو، تأثیر فوری و منفی بر شاخص دارد. این تأثیر از طریق کانال افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری شرکت‌ها منتقل می‌شود. واکنش ضعیف‌تر شاخص به شوک قیمت روی نشان می‌دهد که این فلز اگرچه در فرایند گالوانیزه‌سازی اهمیت دارد، اما نقش آن در ساختار هزینه‌ای خودروسازان به‌مراتب محدودتر است.

در خصوص نیکل، واکنش‌های متناقض شاخص، بازتابی از پیچیدگی‌های بازار خودروهای برقی است. در شرایطی که افزایش قیمت نیکل هزینه تولید را بالا می‌برد، همزمان می‌تواند نشانه‌ای از رونق بازار خودروهای الکتریکی باشد که منجر به افزایش ارزش شرکت‌های فعال در این حوزه می‌شود. این یافته، ضرورت حمایت هدفمند از صنایع نوآور، به‌ویژه تولیدکنندگان خودروهای برقی را برجسته می‌کند.

تحلیل تابع تجزیه واریانس نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، نوسانات شاخص خودرو عمدتاً تحت تأثیر شوک‌های داخلی آن است، اما در افق‌های میان‌مدت و بلندمدت، نقش قیمت فلزاتی مانند مس و نیکل پررنگ‌تر می‌شود. به‌ویژه سهم ۲۸/۶ درصدی مس در دوره دهم نشان می‌دهد که این فلز به‌عنوان یک نهاده کلیدی در تولید سیستم‌های الکتریکی خودرو، نقش تعیین‌کننده‌ای در ارزش بازار این صنعت دارد. همچنین، سهم حدود ۹/۵ درصدی طلا در نوسانات شاخص، مؤید آن است که افزایش ریسک‌های سیستماتیک، موجب حرکت سرمایه‌گذاران به سمت دارایی‌های امن می‌شود و اعتماد آن‌ها به بازار سهام و صنایع سرمایه‌بر کاهش می‌یابد.

درمجموع، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که صنعت خودروی ایران، به‌شدت تحت تأثیر نوسانات بیرونی، به‌ویژه قیمت کامودیتی‌ها قرار دارد. این مسئله، نیاز به تنوع‌بخشی در زنجیره تأمین، ارتقاء ظرفیت داخلی تولید فلزات و مواد اولیه، و توسعه ابزارهای پوشش ریسک را بیش‌ازپیش ضروری

می‌سازد. همچنین، در شرایط بحران‌هایی مانند پاندمی، نقش حمایت‌های هوشمند دولت در کاهش آسیب‌پذیری این صنعت بسیار مهم و اثربخش خواهد بود.

۶. نتیجه‌گیری

صنعت خودرو، یکی از بخش‌های راهبردی اقتصاد ایران محسوب می‌شود که به‌دلیل وابستگی بالا به مواد اولیه و تأثیرپذیری از عوامل اقتصادی جهانی، همواره در معرض نوسانات مختلف قرار دارد. در این میان، قیمت کامودیتی‌هایی مانند مس، نیکل، آلومینیوم و روی، که از اجزای کلیدی در تولید خودرو و قطعات آن هستند، نقش مهمی در تعیین هزینه‌های تولید، حاشیه سود و ارزش سهام شرکت‌های خودرویی ایفا می‌کنند. علاوه بر این، پاندمی کرونا به‌عنوان یک بحران جهانی، موجب ایجاد اختلالات گسترده در زنجیره تأمین، کاهش تقاضای جهانی برای خودرو و تغییر در سیاست‌های اقتصادی کشورها شد که تأثیرات آن بر عملکرد صنعت خودروسازی، غیرقابل‌انکار است. ازاین‌رو، بررسی تأثیر همزمان قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران، می‌تواند درک بهتری از پویایی‌های این صنعت ارائه دهد و به سیاستگذاران، مدیران و سرمایه‌گذاران کمک کند تا تصمیمات آگاهانه‌تری در مواجهه با نوسانات اقتصادی اتخاذ کنند.

هدف اصلی از انجام پژوهش حاضر، بررسی تأثیر قیمت کامودیتی‌ها و پاندمی کرونا بر شاخص خودرو و قطعه‌سازی بورس تهران طی بازه زمانی ماهانه فروردین ۱۳۹۹ تا تیر ۱۴۰۲ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری است. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که پاندمی کووید-۱۹ در ابتدا ضربه شدیدی به بازار خودرو و قطعه‌سازی وارد کرد، اما به مرور زمان و با اجرای سیاست‌های حمایتی، این بازار توانست تا حدی به تعادل برسد. کاهش شدید شاخص خودرو در دوره‌های ابتدایی پس از شوک کرونا را می‌توان به عواملی مانند تعطیلی واحدهای تولیدی، کاهش تقاضای مصرف‌کنندگان، رکود اقتصادی و افزایش عدم اطمینان سرمایه‌گذاران نسبت داد. بااین‌حال، در دوره‌های بعد، روند تدریجی بهبود مشاهده شد که نشان‌دهنده سازگاری بازار با شرایط جدید، اعمال سیاست‌های حمایتی و بازگشت نسبی تقاضا بود. علاوه بر تأثیر پاندمی، بررسی نقش قیمت کامودیتی‌ها نشان داد که برخی فلزات مانند مس و نیکل، بیشترین اثر را بر شاخص خودرو دارند. افزایش قیمت این فلزات در ابتدا موجب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش سودآوری شرکت‌های خودروسازی بوده، اما در دوره‌های بعد، این اثرات تا حدی تعدیل شده است. به‌ویژه، قیمت نیکل به دلیل نقش کلیدی آن در تولید باتری‌های خودروهای الکتریکی، تأثیرات ترکیبی بر شاخص خودرو داشته و در برخی دوره‌ها، افزایش قیمت آن حتی با رشد این صنعت همراه شده است.

همچنین، قیمت طلا به‌عنوان یک شاخص ریسک اقتصادی، در دوره‌های نوسان بالا، موجب کاهش شاخص خودرو شده که بیانگر حرکت سرمایه‌گذاران به سمت دارایی‌های امن در شرایط عدم اطمینان بوده است. درمجموع، نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص خودرو و قطعه‌سازی

بورس تهران، تحت تأثیر عوامل متعددی قرار دارد که شامل شوک‌های کلان اقتصادی، نوسانات بازار کامودیتی‌ها و سیاست‌های حمایتی است. این یافته‌ها می‌توانند برای سیاستگذاران، سرمایه‌گذاران و مدیران صنعت خودرو در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و استراتژیک، مفید واقع شوند.

نتایج این پژوهش و مطالعات مشابه، حاکی از تأثیرات گسترده پاندمی کووید-۱۹ بر بازار خودرو و قطعه‌سازی است. شوک اولیه ناشی از پاندمی کرونا، کاهش کوتاه‌مدت و آنی در شاخص خودرو و قطعه‌سازی ایجاد کرده، اما با گذر زمان و مداخلات سیاستی، شاخص به روند رو به بهبود برگشته است. بنابراین، تأثیر کرونا در این مطالعه ناظر بر واکنش اولیه بازار است، نه کاهش میانگین شاخص طی کل دوره. این نتایج با یافته‌های پژوهش‌های دانیالیان و دلفان (۱۴۰۲) و دهنوی و همکاران (۱۴۰۰)، همخوانی دارد که نشان‌دهنده تأثیرات قابل‌توجه متغیرهای کلان اقتصادی، تحریم‌ها و نوسانات بازارهای جهانی کامودیتی‌ها بر صنایع مختلف است.

علاوه بر این، در این پژوهش تأثیر قیمت برخی فلزات مانند مس و نیکل بر شاخص خودرو نشان داده شده که مشابه نتایج پژوهش دهنوی و همکاران (۱۴۰۰) بوده، که در آنجا نیز تأثیر مثبت قیمت فلزات صنعتی بر شاخص کانه‌های فلزی بورس تهران گزارش گردیده است. همچنین، نتایج به‌دست‌آمده درخصوص تأثیر قیمت طلا به‌عنوان یک شاخص ریسک اقتصادی با یافته‌های پژوهش‌های پورمظاهری و همکاران (۲۰۲۳) و بائور و مک‌درموت (۲۰۱۰)، هم‌راستا است که نشان می‌دهند طلا در دوره‌های بحران و نوسانات بازار به‌عنوان پناهگاه امن عمل کرده و می‌تواند باعث کاهش زیان‌های ناشی از شوک‌های منفی گردد.

هرچند نتایج پژوهش نشان‌دهنده بهبود نسبی شاخص صنعت خودرو در بورس تهران پس از شوک کرونا است، اما باید در نظر داشت که ساختار بازار خودرو در ایران به‌واسطه سیاست‌های قیمتی، قیمت‌گذاری دستوری، و محدودیت‌های تأمین قطعه، با ویژگی‌های خاصی همراه است. درواقع، افزایش هزینه تولید ناشی از رشد قیمت کامودیتی‌ها، همراه با الزام به فروش در نرخ‌های تعیین‌شده، موجب کاهش حاشیه سود شرکت‌های خودروسازی و بروز عدم‌تعادل در سمت عرضه شده است. همچنین، بهبود شاخص در بورس، لزوماً به معنای بهبود عملکرد واقعی صنعت خودرو نیست، بلکه می‌تواند ناشی از ورود نقدینگی به بازار سرمایه، امید به اصلاحات آینده یا حمایت‌های غیرمستقیم دولتی از بورس باشد. بنابراین، نتایج این تحقیق باید با لحاظ این محدودیت‌ها تفسیر شود و بررسی دقیق‌تر سمت عرضه، سازوکار قیمت‌گذاری، و رفتار مصرف‌کننده در مطالعات بعدی پیشنهاد می‌گردد.

بر اساس نتایج این پژوهش، نخست، با توجه به نقش پررنگ قیمت کامودیتی‌هایی مانند مس و نیکل در نوسانات شاخص خودرو، توصیه می‌شود سیاستگذاران با تنوع‌بخشی به زنجیره تأمین مواد اولیه و افزایش ظرفیت تولید داخلی فلزات کلیدی، وابستگی صنعت خودرو به نوسانات بازارهای

جهانی را کاهش دهند. این اقدام می‌تواند از طریق توسعه صنایع معدنی، حمایت از فناوری‌های بومی، و ایجاد سازوکارهای پوشش ریسک برای شرکت‌های خودروسازی صورت گیرد.

دوم، نتایج حاکی از اثربخشی سیاست‌های حمایتی در بازگشت تدریجی شاخص خودرو پس از شوک کرونا است. از این‌رو، پیشنهاد می‌شود در مواجهه با بحران‌های مشابه آتی، دولت‌ها سیاست‌های هوشمندانه حمایتی نظیر تسهیلات مالی هدفمند و تقویت تقاضای مصرف‌کننده را در دستور کار قرار دهند تا بتوانند از افت شدید ارزش بازار و تولید در این صنعت جلوگیری کنند.

سپاسگزاری: نویسندگان از هیئت تحریریه و داوران محترم نشریه کمال تشکر و سپاس‌گزاری را دارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: همه نویسندگان به یک‌اندازه در نگارش مقاله سهیم بوده‌اند.

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, *23*(4): 589-609. https://DOI.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x.

Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, *61*(2): 1645-1680. https://dx.DOI.org/10.2139/ssrn.464843.

Baldwin, R., & Di Mauro, B. W. (2020). Economics in the time of COVID-19: A new eBook. *Vox CEPR Policy Portal*, *2*(3): 105-109.
https://cepr.org/publications/books-and-reports/economics-time-covid-19.

Baldwin, R. E., & Tomiura, E. (2020). Thinking ahead about the trade impact of COVID-19. ISBN 978-1-912179-28-2, 59-71.

Barua, S. (2021). Understanding coronanomics: the economic implications of the Covid-19 pandemic. *The Journal of Developing Areas*, *55*(3), 435-450. https://dx.DOI.org/10.1353/jda.2021.0073.

Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., & Terry, S. J. (2020). Covid-induced economic uncertainty (No. w26983). *National Bureau of Economic Research*.

Barber, B. M., & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *The Quarterly Journal of Economics*, *116*(1): 261-292. https://DOI.org/10.1162/003355301556400.

Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. *Financial Review*, *45*(2): 217-229. https://DOI.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x.

Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, *34*(8): 1886-1898. https://DOI.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.008.

Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25(1): 49-99. https://DOI.org/https://doi.org/10.1016/0167-2231(86)90037-0

Blanchard, O. J. & Quah, D. (1988). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, *79*(1): 655-673. http://www.jstor.org/stable/1827924.

Blanchard, O. J., & Watson, M. (1986). *Are Business Cycles All Alike? In the American Business Cycle: Continuity and Change*. National Bureau of Economic Research, Inc. https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:10021

Bodie, Z., & Rosansky, V. I. (1980). Risk and return in commodity futures. *Financial Analysts Journal*, *36*(3): 27-39. https://DOI.org/10.2469/faj.v36.n3.27.

Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008. *Journal of Economic perspectives*, *23*(1): 77-100.
https://DOI.org/10.1257/jep.23.1.77.

Cheshomi, A. & Osmani, F. (2022). Stock Market Returns in Iran in Three Waves of COVID-19 Pandemic: Evidence of Multiple Breaks Regression. *Iranian Journal of Economic Studies*, *10*(2): 339-364.
https://DOI.org/10.22099/ijes.2022.40521.1789.

Chopra, S. & Sodhi, M. S. (2004). Supply-chain breakdown. *MIT Sloan Management Review*, *46*(1): 53-61. https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=1491.

Clarida, R., & Gali, J. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 41, pp. 1-56). North-Holland.
https://DOI.org/10.1016/0167-2231(94)00012-3.

Creti, A., Joëts, M., & Mignon, V. (2013). On the links between stock and commodity markets' volatility. *Energy Economics*, *37*(1): 16-28.
https://DOI.org/10.1016/j.eneco.2013.01.005.

Danialian, A. & Delfan, M. (2024). The impact of macroeconomic variables, economic sanctions and the global price index of commodities on the price index of the Multidisciplinary industry in Iran's capital market; ARDL approach. *Journal of Industrial Economics Researches*, *7*(25): 77-96. https://DOI.org/10.30473/jier.2024.69720.1424. [In Persian]

De Michelis, Andrea, Thiago R. T. Ferreira, and Matteo Iacoviello. (2019). Oil prices and consumption across countries and U.S. states. *International Finance Discussion Papers*, 1263.
https://DOI.org/10.17016/IFDP.2019.1263.

Dehghan Dehnavi, M. A., Botshekan, M. H., Salimi, M. J., & Bagheri Kopaei, M. (2021). Survey the impact of selected global commodity indexes on metal ore mining index of Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management perspective*, 11(33): 85-112.
https://DOI.org/10.52547/jfmp.11.33.85. [In Persian]

Ekanayake, E. M. (2024). Commodity prices and the Brazilian Stock Market: Evidence from a structural VAR model. *Commodities*, *3*(4), 472-493. https://DOI.org/10.3390/commodities3040027.

Ehterami, M. P., Ahmadzadeh, K., & Javaheri, B. (2023). Investigating the impact of the COVID-19 pandemic on the performance of petrochemical companies of Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Policy and Research*, Vol. 2 (issue 4), Winter 2024, \ 36-69.
https://www.DOI.org/10.22034/jepr.2024.140957.1103. [In Persian]

Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets. *Journal of Finance*, *25*(2): 383-417. https://DOI.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, *33*(1), 3-56.

Fattahi, S. H., & Kianpoor, S. (2020). the dependence of returns in stock exchange returns and gold markets with spread of Covid-19 virus in Iran: The Copula Functions approach. *Journal of economics and modeling*, *11*(2): 181-221. https://DOI.org/10.29252/jem.2021.185233.1493. [In Persian].

Fisher, I. (1930). The theory of interest as determined by impatience to spend income and opportunity to spend It.

https://www.scirp.org/reference/referencespapers?referenceid=2352087.

Ghaderi, S., & Shahrazi, M. (2020). The impact of world commodity price index on Tehran Stock Exchange returns: The Bayesian approach of Markov Switching method. *Financial Research Journal*, *22*(1): 90-109. https://DOI.org/10.22059/frj.2019.286990.1006909. [In Persian]

Galán-Gutiérrez, J. A., & Martín-García, R. (2022). Fundamentals vs. financialization during extreme events: From backwardation to contango, a copper market analysis during the COVID-19 pandemic. *Mathematics*, *10*(4), 559. https://DOI.org/10.3390/math10040559.

Gorjipour, M. J., Osmani, F., & Ebrahimi Salari, T. (2022). Investigating the effect of macroeconomic factors on stock returns during the outbreak of Covid-19 (Case study of selected industries of Tehran Stock Exchange). *Journal of Industrial economics researches*, *5*(17): 59-70.

https://DOI.org/10.30473/indeco.2022.8369. [In Persian]

Gormsen, N. J. & Koijen, R. S. (2020). Coronavirus: Impact on stock prices and growth expectations. *The Review of Asset Pricing Studies*, *10*(4): 574-597. https://DOI.org/10.1093/rapstu/raaa013.

Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, *91*(2): 228-248. http://dx.doi.org/10.1086/261140.

Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, *10*(3): 321-335. https://DOI.org/10.2307/1391545

Hood, M., & Malik, F. (2013). Is gold the best hedge and a safe haven under changing stock market volatility?. *Review of Financial Economics*, *22*(2): 47-52. https://DOI.org/10.1016/j.rfe.2013.03.001.

Ildırar, M., & Iscan, E. (2016). The interaction between stock prices and commodity prices: Eastern Europe and Central Asia case. *International Journal of Economics and Finance Studies*, *8*(2): 94-106. http://dx.DOI.org/10.36880/C06.01350.

Ivanov, D., & Das, A. (2020). Coronavirus (COVID-19/SARS-CoV-2) and supply chain resilience: A research note. *International Journal of Integrated Supply Management*, *13*(1), 90-102.

John, E. I. (2019). Effect of macroeconomic variables on stock market performance in Nigeria. *Journal of Economics, Management and Trade*, *22*(6): 1-14. http://dx.doi.org/10.9734/jemt/2019/v22i630110.

Jones, C. M., & Kaul, G. (1996). Oil and the stock markets. *The journal of Finance*, *51*(2), 463-491. https://DOI.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x.

Kahneman, D., & Tversky, A. (2013). *Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk*. In Handbook of the fundamentals of financial decision making: Part I (pp. 99-127). https://DOI.org/10.1142/9789814417358_0006.

Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, *99*(3): 1053-1069. https://DOI.org/10.1257/aer.99.3.1053.

Leeper, E. M., Sims, C. A., Zha, T., Hall, R. E., & Bernanke, B. S. (1996). What does monetary policy do?. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1996*(2), 1-78. https://DOI.org/10.2307/2534619

Lucey, B. M., & Li, S. (2015). What precious metals act as safe havens, and when? Some US evidence. *Applied Economics Letters*, *22*(1): 35-45. http://dx.DOI.org/10.1080/13504851.2014.920471.

Markowitz, H. M. (1991). Foundations of portfolio theory. *The Journal of Finance*, *46*(2): 469-477. https://DOI.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02669.x.

Minsky, H. P. (1976). *John Maynard Keynes*. Springer.

Mishkin, F. S., & Eakins, S. G. (2006). *Financial Markets and Institutions*. Pearson Education India.

Matha, R., Geetha, E., & Kumar, S. (2022). Dynamic relationship between equity, bond, commodity, forex and foreign institutional investments: Evidence from India. *Investment Management & Financial Innovations*, *19*(4), 65.

Mohammadi Pourmazaheri, Z., Jamshidinavid, B., Ghanbari, M., & Moradi, A. (2023). Investment in commodities as hedging and safe-haven tools during the periods of stock market volatility. *Iranian Journal of Finance*, *7*(4): 120-141. https://DOI.org/10.61186/ijf.2023.340125.1328. [In Persian]

Najafabadi, A., Payandeh, T., Qazvini, M., & Ofoghi, R. (2014). The impact of oil and gold prices' shock on Tehran Stock Exchange: A Copula approach. *Iranian Journal of Economic Studies*, *1*(2): 23-47. http://dx.DOI.org/10.22099/ijes.2014.1560.

Olson, E., Vivian, A. J., & Wohar, M. E. (2014). The relationship between energy and equity markets: Evidence from volatility impulse response functions. *Energy Economics*, *43*(1): 297-305. http://dx.DOI.org/10.1016/j.eneco.2014.01.009.

Ortmann, R., Pelster, M., & Wengerek, S. T. (2020). COVID-19 and investor behavior. *Finance Research Letters*, 37, 101717. https://DOI.org/10.1016/j.frl.2020.101717.

Pagano, M., Wagner, C., & Zechner, J. (2023). Disaster resilience and asset prices. *Journal of Financial Economics*, *150*(2): 103712. https://DOI.org/10.1016/j.jfineco.2023.103712.

Pinto-Ávalos, F., Bowe, M., & Hyde, S. (2024). Revisiting the pricing impact of commodity market spillovers on equity markets. *Journal of Commodity Markets*, 33, 100369.

Parab, N., & Reddy, Y.V. (2020). The dynamics of macroeconomic variables in Indian stock market: A Bai-Perron approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, *13*(1): 89-113. http://dx.DOI.org/10.1080/17520843.2019.1641533.

Roudari, S., & Homayounifar, M. (2021). Investigation of the Effect of Coronavirus Outbreak on Iran Stock Market by Considering Regime Changes. *Iranian Journal of Economics Researches*, *26*(87): 195-227. https://DOI.org/10.22054/ijer.2020.51202.851. [In Persian]

Raygan, E., a E., & Khosravi, H. (2022). The effects of COVID-19 and the impact of sudden shocks on the various industry indices. *Journal of Advanced Pharmacy Education & Research*, Oct-Dec, *12*(4), 115.

Sadiq, M., Lin, C. Y., Wang, K. T., Trung, L. M., Duong, K. D., & Ngo, T. Q. (2022). Commodity dynamism in the COVID-19 crisis: Are gold, oil, and stock commodity prices, symmetrical?. *Resources Policy*, *79*(1): 103033. https://DOI.org/10.1016/j.resourpol.2022.103033.

Sakhaei, E., Khorsandi, M., Mohammadi, T., & Arbab, H. (2023). Investigating the effects of shock caused by Covid-19 virus on the Iran's economy: A GVAR approach. *Journal of Economics and Modeling*, *11*(2): 125-153. https://DOI.org/10.29252/jem.2021.185229.1492. [In Persian]

Saneifar, M., Saeedi, P., Abbasi, E., & Didekhani, H. (2020). The complex web of the impact of the coronavirus (COVID-19) on macroeconomic variables and the collapse of stock markets. *Financial Engineering and Securities Management*, *11*(45): 268-296. https://jemr.khu.ac.ir/article-1-2035-fa. [In Persian]

Selmi, R., & Bouoiyour, J. (2020). Global market's diagnosis on coronavirus: A tug of war between hope and fear. http://dx.DOI.org/10.13140/RG.2.2.34290.04806.

Shahrazi, M., Ghaderi, S., & Sanginabadi, B. (2023). Commodity prices and inflation: An application of structural VAR. *Applied Economics*, *55*(27): 3110-3120. https://DOI.org/10.1080/00036846.2022.2108753

Siddiqui, M. M., & Muhammad, N. (2014). Oil price fluctuation and stock market performance-The case of Pakistan. *Journal of International business and economics*, *2*(1): 47-53. http://dx.DOI.org/10.2139/ssrn.2388302.

Zeinedini, S., Karimi, M. S., & Khanzadi, A. (2022). Impact of global oil and gold prices on the Iran stock market returns during the Covid-19 pandemic using the quantile regression approach. *Resources Policy*, *76*(1): 102602.
http://dx.DOI.org/10.1016/j.resourpol.2022.102602.

Zhang, D., Hu, M., & Ji, Q. (2020). Financial markets under the global pandemic of COVID-19. *Finance Research Letters*, 36, 101528.

Zivot, E., & Donald W. K. Andrews. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, *10*(3): 251-270. https://DOI.org/10.2307/1391541

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 269-297

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27944

Investigating the Efficiency of the Regime-Switching Model in the Iranian Exchange Rate Market under Agent-Based Modeling (ABM) with Heterogenous Expectations

Asghar Abolhasani [1], Bita Shaygani [2], Mozhgan Moallemi [3]
Saedeh Rahimi Baferani [4]

1. Professor, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University, Tehran, Iran. Email:Abolhasani2003@pnu.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University, Tehran, Iran. Email: shaygan@pnu.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University Payamenoor University, Tehran, Iran. Email: moallemi_m@pnu.ac.ir
4. Ph.D Student, Department of Economics, Graduate Studies of Payamenoor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: Saedeh.rahimi@gmail.com

Abstract

Following the failure of conventional economic models after the global financial crisis of 2008, economic researchers increasingly turned to agent-based modeling (ABM). One of the key features of this approach is its capacity to analyze the diverse behaviors and perspectives of economic agents, rather than assuming the behavior of a representative agent to be completely rational. Instead, ABM replaces this assumption with bounded rationality. Drawing on this framework, the present study provides a more accurate analysis of exchange rate fluctuations in the Iranian economy by incorporating the heterogeneous expectations of agents regarding exchange rate behavior and by employing both the Smooth Transition Regression (STR) model and the Markov-Switching (MS) model. Since economic dynamics are not determined by a single observable variable, endogenous changes are captured through the MS model in the associated probabilities. Unlike the STR model, the economy in the MS framework experiences three regimes. The first and second regimes, similar to the STR model, represent periods of currency repression and currency jumps, respectively, while the third regime corresponds to turmoil. This turmoil regime characterizes situations in which the exchange rate is traded at exceptionally high levels due to heightened uncertainty, speculation, and limited central bank intervention, resulting in sharp fluctuations. Moreover, the presence of currency repression and the substantial gap between the market exchange rate and the fundamental exchange rate—conditions that foster exchange rate instability and turmoil—appears to contribute to the formation of heterogeneous expectations among market participants.

Article information

Review History:
Received: feb. 26, 2025
Revised:apr. 06, 2025
Accepted: may. 04, 2025
Published online: des.08, 2025

Keywords:
Exchange Rate
Agent-Based Modeling
Behavioral Heterogeneous Expectations
Smooth Transition Regression
Markov-Switching Model

JEL Classification:
O34, H5, C01, G12 , G15

Corresponding Author:
Saedeh.rahimi@gmail.com

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Aim and Introduction:
In economies such as Iran, where the exchange rate serves as a nominal anchor, fluctuations in this variable can be a significant source of macroeconomic instability. Following the limitations of conventional economic models revealed by the 2008 global financial crisis, researchers have increasingly focused on ABM. A notable feature of ABM is its ability to analyze diverse behaviors and perspectives of economic agents, replacing the representative agent assumption and complete rationality with bounded rationality.
According to the literature, the present study seeks to provide a more accurate understanding of the dynamics of exchange rate fluctuations in the Iranian economy by incorporating the heterogeneous expectations of agents concerning exchange rate behavior.

Methodology:
This paper aims to investigate the efficiency of the regime-switching model in the Iranian exchange rate market under the framework of ABM with heterogeneous expectations.
In the first stage, we estimate the real exchange rate series for the period from 1388:1 to 1400:12 (March 2009 to March 2022). This series is calculated using the monetary approach and the cointegration method. After applying the most relevant tests to determine the most robust model specification, the results of the cointegration tests indicate that the ordinary least squares (OLS) method provides the most robust results.
Next, we use the gap between the estimated series and the unofficial exchange rate series published by the Central Bank of Iran to investigate exchange rate misalignment in the Iranian foreign exchange market. In the following step, we introduce three different agents with heterogeneous expectations that characterize the Iranian exchange rate market. These agents are divided into three categories: chartists, fundamentalists, and market makers. We illustrate the behavioral differences and strategies of these agents through appropriate equations.
We then apply three mechanisms. The first model assumes that the proportion of each agent type is a function of its relative past performance. The second model allows agents to switch their strategies based on macroeconomic fundamentals. The third model, proposed by Chiarella et al. (2012), assumes that agents' beliefs depend on an MS process. Based on the monthly bilateral exchange rate between the Iranian rial (IRR) and the U.S. dollar (USD), we compare these three mechanisms empirically.
This study employs both the STR model and the MS model. Since economic systems are not solely driven by a single observable variable, the endogenous changes in model dynamics are captured through the MS framework. Unlike the STR model, the MS model reveals three distinct regimes. The first and second regimes, similar to the STR framework, represent currency repression and currency jumps, respectively, whereas the third regime reflects turmoil. This regime denotes a situation in which the exchange rate trades at very high levels due to widespread uncertainty, speculation, and limited central bank intervention,

leading to sharp fluctuations. The coexistence of currency repression and the large divergence between the market and fundamental exchange rates—factors that foster currency instability and turmoil—appears to play a critical role in shaping heterogeneous expectations.

Results and Findings:

Our results demonstrate that different types of agents exist in the Iranian exchange rate market. These agents hold heterogeneous behavioral expectations and act according to their own beliefs, employing distinct strategies that collectively influence market outcomes. Thus, under an ABM incorporating behavioral heterogeneity, excessive exchange rate volatility can be effectively explained.

Each of the three mechanisms applied to model agents' decision-making dynamics proves efficient in explaining exchange rate volatility in the Iranian market. We then evaluate the performance of the three switching mechanisms in estimating behavioral heterogeneity. The behavioral heterogeneity model (BHM) switching mechanism highlights the importance of past performance in determining the dynamic weights of heterogeneous trading rules. This mechanism, which estimates market fractions of each agent based on recent realized returns and past strategy performance, performs particularly well in modeling the Iranian exchange market.

The STR model, which incorporates macroeconomic variables into the logistic function (with the real exchange rate ultimately selected as the best explanatory variable), reveals two distinct regimes for our monthly time series. The results show that this model possesses strong in-sample explanatory power.

On the other hand, since economic dynamics are not captured solely by observable variables, the MS model identifies endogenous regime changes within the transition probabilities. Unlike the STR model, the MS framework detects three regimes: currency repression, currency jumps, and turmoil. The turmoil regime corresponds to periods of extreme exchange rate volatility caused by uncertainty, speculation, and insufficient central bank intervention. Additionally, the pronounced gap between the market and fundamental exchange rates—accompanied by episodes of currency repression—appears to significantly contribute to the formation of heterogeneous expectations.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۲۶۹ تا ۲۹۷
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27944

بررسی کارایی مدل‌های چرخش رژیم در بازار ارز با رویکرد عامل بنیان و لحاظ ناهمگنی رفتاری عاملان اقتصادی در ایران

اصغر ابوالحسنی‌هستیانی[۱]، بیتا شایگانی[۲]، مژگان معلمی[۳]
سعیده رحیمی‌بافرانی[۴]

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. abolhasani2003@pnu.ac.ir
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. shaygan@pnu.ac.ir
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. moallemi_m@pnu.ac.ir
۴. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). saedeh.rahimi@gmail.com

چکیده

در پی ناتوانی مدل‌سازی‌های متداول اقتصادی در توضیح نوسانات نرخ ارز، بعد از بحران جهانی ۲۰۰۸ مدل‌سازی عامل بنیان مدنظر محققان اقتصادی قرار گرفته است. از ویژگی‌های این مدل‌سازی نوین، تحلیل رفتارها و دیدگاه‌های متفاوت کارگزاران اقتصادی به‌جای رفتار کارگزار نمونه و جایگزینی فرض عقلانیت کامل با عقلانیت محدود می‌باشد. با توجه به ادبیات موضوع یاد شده، در این مطالعه، با وارد کردن دیدگاه‌های متفاوت کارگزاران درخصوص رفتار نرخ ارز، تحلیل پویایی‌های نوسانات نرخ ارز اقتصاد ایران با دقت بیشتری ارائه، و به بررسی چگونگی سازوکار انتقال انتظارات در بازار ارز پرداخته شده است. در این راستا، کارآیی سه مدل چرخش رژیم را در برآورد ناهمگنی رفتاری در بازار ارز مقایسه می‌شود. این سه مدل کارگزاران ناهمگن رفتاری، عناصر متفاوتی را در مدل‌های چرخش رژیم با مکانیزم‌های مختلف قرار می‌دهند. مدل اول، چرخش استراتژی کارگزاران را به‌عنوان تابعی از عملکرد نسبی گذشته در نظر می‌گیرد. در مدل دوم، با استفاده از رویکرد رگرسیون انتقال هموار، امکان تغییر استراتژی‌های کارگزاران برمبنای متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان بررسی شده است و درنهایت، مدل سوم، باورهای ناهمگن کارگزاران را به فرایند مارکوف سوئیچینگ وابسته می‌داند. یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد، ناهمگنی رفتاری در استراتژی‌های مبادله مبادله‌کنندگان در بازار ارز، می‌تواند نوسانات مازاد در بازار ارز را به‌خوبی توضیح دهد. بررسی کارآیی مدل‌های چرخش رژیم به‌کارگرفته شده نیز نشان می‌دهد، مدل رگرسیون انتقال هموار در میان مدل‌های به‌کارگرفته شده، بهترین کارآیی تخمین درون‌نمونه‌ای را دارد.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۸
بازنگری: ۱۴۰۴/۱/۱۷
پذیرش: ۱۴۰۴/۲/۱۴
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۷

کلمات کلیدی:
نرخ ارز
مدل‌سازی عامل‌بنیان
ناهمگنی رفتاری مبادله‌ای
مدل رگرسیون انتقال هموار
مدل چرخشی مارکوف

طبقه‌بندی JEL:
O34, H5, C01

نویسنده مسئول:
saedeh.rahimi@gmail.com

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. بر اساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

در ادبیات اقتصادی نرخ ارز به‌عنوان معیاری برای سنجش تحولات اقتصادی کشور به‌شمار می‌رود، میزان ثبات رشد اقتصادی را منعکس می‌نماید و پیوند میان اقتصاد کشور و دنیای خارج را نشان می‌دهد. مطابق با تحقیق سالانه بانک تسویه بین‌المللی[1] در سال ۲۰۱۹، نرخ ارز، مهم‌ترین قیمت و بازار ارز، بزرگ‌ترین بازار مبادلاتی در سطح بین‌المللی و ملی برای هر کشور است. این نرخ، مهم‌ترین نرخی است که با اثرگذاری بر قیمت‌های نسبی، هم بخش واقعی و هم، بخش پولی و اعتباری کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به اهمیت این متغیر، مدیریت نرخ ارز و بررسی تحولات آن، توجه مقامات پولی را در کشورها جلب نموده و تلاش‌های زیادی برای درک ماهیت و شناسایی علت نوسانات نرخ ارز در کشورهای مختلف انجام شده است.

مروری بر تاریخچه تعیین نرخ ارز در کشورهای جهان نشان می‌دهد، از دهه ۱۸۷۰ میلادی تا قبل از فروپاشی نظام نرخ ارز ثابت برتون وودز، اغلب کشورها از نظام استاندارد طلا برای تعیین نرخ ارز استفاده می‌نمودند. در این نظام، ارزش هر واحد پول به‌صورت نسبت ثابتی از طلا تعریف شده و نرخ مبادله پول کشورها از این نسبت تبعیت می‌کرد. با فروپاشی سیستم برتون وودز در اوایل دهۀ ۱۹۷۰، اقتصاددانان طیف وسیعی از نظریات را جهت توضیح نوسانات نرخ ارز به‌کار برده‌اند. مدل‌های نرخ ارز که در پاسخ به علت فروپاشی سیستم برتون وودز در اوایل دهۀ ۱۹۷۰ طراحی شدند، بدون استثنا براساس مفهوم انتظارات عقلایی بودند (موت[2]، ۱۹۸۱).

در نظریه انتظارات عقلایی، فرض می‌شود که همه افراد به‌طور یکسان به اطلاعات موجود در بازار دسترسی داشته و بنابراین، به‌صورت یکنواخت تصمیم می‌گیرند. به همین دلیل، یک عامل خاص را به‌عنوان نماینده همه عوامل در نظر می‌گیرند. بررسی رویکردهای تجربی و نظری به‌کارگرفته شده تعیین نرخ ارز توسط کشورها نشان می‌دهد، می‌توان نظریه برابری قدرت خرید و مدل پولی تعیین نرخ ارز را به‌عنوان دو مدل ساختاری به‌حساب آورد که پایه اغلب مدل‌های تجربی تعیین نرخ ارز، به حساب می‌آیند. اما نتایج مطالعات تجربی انجام شده، نشان داده‌اند که مدل پولی و مدل برابری قدرت خرید، قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برای توضیح نوسانات نرخ ارز را در کوتاه‌مدت ندارند. برخی از مطالعات انجام شده در این دوره نیز نشان دادند که ویژگی‌های یک فرایند تصادفی، بهتر از مدل‌های بنیادین، رفتار نرخ ارز را در کوتاه‌مدت و میان‌مدت توضیح می‌دهند. برخی از محققان تأکید کرده‌اند که به‌علت وجود حباب‌های عقلایی، نرخ‌های ارز از سطوح تعادلی خود که براساس تئوری‌های اقتصادی تعیین شده‌اند، منحرف می‌شوند.

محققان یکی از نواقص مدل‌های ساختاری در بررسی و تبیین علت ماندگاری نوسانات نرخ ارز و عدم توانایی این مدل‌ها در توضیح نوسانات نرخ ارز را عدم لحاظ مقادیر انتظاری متغیرهای بنیادین در

1. Bank of International Settelment (BIS)
2. Muth (1981).

مدل‌های تعیین نرخ ارز برشمرده‌اند و بیان نموده‌اند که مطالعه چگونگی شکل‌گیری انتظارات عوامل اقتصادی در این مدل‌ها، دارای اهمیت ویژه و منطبق با نظریه انتظارات تطبیقی است.

بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸، رویکرد جدیدی به‌نام مدل‌سازی عامل بنیان[1] (ABM) به منظور رفع محدودیت مدل‌سازی سنتی نرخ ارز ایجاد شد. بسیاری از محققان استفاده از رویکرد مدل‌سازی عامل بنیان با مدل‌های با عوامل ناهمگن را به‌عنوان راه‌حل معتبر برای توضیح حقایق مشاهده شده در مورد نرخ ارز بیان کردند. طبق این نظریه، محققان به اثرات نظرات تحلیلگران ارز در بازار ارز توجه نموده‌اند. تحلیلگران ارز، کسانی هستند که پیش‌بینی آن‌ها نسبت به روند آتی نرخ ارز براساس تئوری اقتصادی نبوده، بلکه پایه نظرات‌شان صرفاً شناخت فرضی الگوی رفتاری نرخ ارز است که براساس تغییرات نرخ ارز شکل می‌گیرد. در این نوع از مدل‌ها، تلاش بر این است تا به جای مدل‌سازی یک سیستم از دیدگاه کلی، با مدل کردن اجزاء سیستم و مطالعه برهم‌کنش این اجزاء، خصوصیات کلی سیستم توضیح داده شود. در این مدل‌ها فرض می‌شود که عوامل از استراتژی‌های متفاوت و ناهمگن استفاده کرده و انتظارات و عوامل غیربنیادی، نقش اساسی در توضیح رفتار نرخ ارز ایفا می‌نمایند. در این رویکرد عامل‌ها، اجزاء سیستم هستند که هر کدام با دیگری متفاوت بوده و رفتار منحصر به فردی دارند و زمانی که این اجزا با یکدیگر تعامل می‌کنند، خصوصیات سیستم شکل می‌گیرد.

تجربه موفق مدل‌های (ABM) در توضیح پدیده‌های مالی، منجر به توسعه شاخه‌ای از ادبیات در برآورد این مدل‌ها شده است. در این شیوه، ابتدا مدل‌های ناهمگنی رفتاری کارگزاران به‌عنوان یک فرض پایه در نظر گرفته می‌شود و سپس پارامترهایی که ناهمگنی را مشخص می‌کنند، با به کاربردن مدل‌های مختلف محاسبه می‌شوند. با به‌کارگیری این رویکردها، مطالعات تحقیقاتی زیادی توانسته‌اند با لحاظ ناهمگنی رفتاری کارگزاران اقتصادی، علت نوسانات نرخ ارز را توضیح دهند. در این مدل‌ها تلاش بر این است که چگونگی سازوکار انتقال انتظارات به بازار ارز را با محاسبه مؤلفه‌های ناهمگنی بازار و مدل‌سازی نحوه تغییر این مؤلفه‌ها، تبیین نمایند. اگرچه شواهد روشنی وجود دارد که نشان می‌دهد مدل‌های چرخش رژیم شواهد تجربی خوبی برای برآورد مدل‌های رفتاری ناهمگن مهیا می‌کنند، اما مشخص نشده است که کدام نوع از مکانیسم چرخش بهتر عمل می‌کند. به همین دلیل در این مطالعه، قصد بر این است که عملکرد این سه رویکرد با واقعیات اقتصادی کشور ایران تطابق داده شود و نتایج حاصل از الگوهای مختلف مکانیسم چرخشی با هم مقایسه و عملکرد آن‌ها در بازار ارز ایران، مورد ارزیابی قرار گیرد.

به این منظور، مطالعه حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. بعد از بیان مقدمه، در بخش دوم، به بررسی ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق در دو بخش مطالعات داخلی و خارجی در این زمینه پرداخته خواهد شد. بخش سوم، به طراحی الگو و داده‌های پژوهش اختصاص یافته و نتایج حاصل از تخمین مدل

1. Agent Based Modeling

در فصل چهارم بررسی می‌گردد و درنهایت، در بخش پنجم، به بیان نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات پرداخته خواهد شد.

۲. مروری بر ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

در دهه ۱۹۷۰ میلادی، استفاده از مدل‌های اقتصادی با تأکید بر نقش انتظارات عقلایی برای توضیح رفتار نرخ ارز مانند مدل پولی، مدل دورنبوش و مدل تراز سبد دارایی بسیار رایج بود، اما مدل‌های یاد شده در مطالعات تجربی در ارائه مدل یکپارچه برای تحلیل تغییرات نرخ ارز شکست خوردند (دی‌گرو و گریمالدی[1]، ۲۰۱۲). به‌دلیل ناهنجاری‌های مشاهده شده در بازار، بسیاری از کارهای تحقیقاتی ادبیات سنتی، عقلایی بودن سرمایه‌گذاران را مورد انتقاد قرار دادند. مهم‌ترین مطالعه در این حوزه، مقاله میز و روگوف[2] (۱۹۸۳) بود که توانمندی تجربی مدل‌های نامبرده را برای توضیح رفتار نرخ ارز رد کردند و در پی آن، مطالعات جدید زیادی با رویکردهای مختلف برای مدل‌سازی رفتار نرخ ارز صورت پذیرفت. این تلاش‌ها منجر به سه رهیافت جدید مدل‌سازی نرخ ارز شد؛ اولین رهیافت، از چهارچوب بهینه‌سازی پویای مطلوبیت عامل نماینده استفاده می‌کند (ابستفلد - روگوف[3]، ۲۰۱۴).

دومین روش از تحلیل ساختار خرد بازار ارز استفاده کرده و سومین رهیافت، بر تحلیل عوامل ناهمگن در بازار با انتظارات مختلف و متفاوت در مورد رفتار نرخ ارز تأکید می‌کند. در مورد آخرین رهیافت، باید عنوان نمود که با وجود آنکه مدت زمان زیادی از به‌کارگیری رهیافت مدل‌سازی بنیادگراها - نمودارگراها در مدل‌سازی رفتار نرخ ارز نمی‌گذرد، اما رهیافت بنیادگراها - نمودارگراها در حال حاضر، همچنان یک روش متداول برای مطالعه انتظارات ناهمگن در بازار ارز است (منخف و همکاران[4]، ۲۰۰۹).

مطالعات زیادی بر کاربرد استراتژی‌های ناهمگن با عقلانیت محدود در بازار دارایی‌های مالی براساس تجزیه و تحلیل بنیادی و تکنیکال تأیید کرده‌اند. گودمن[5] (۱۹۷۹) از اولین محققانی بود که نشان داد عوامل ناهمگن در بازار ارز وجود دارند و از روش‌های متفاوتی برای تجزیه و تحلیل رفتار نرخ ارز استفاده کرد. وی نشان داد که در این بازار، معامله‌گران حرفه‌ای اغلب از تحلیل تکنیکی استفاده کرده و احتمالاً موفق نیز بوده‌اند. یافته‌های وی به‌عنوان راهی برای تبیین حقایق مشاهده شده در بازار ارز از آن زمان تاکنون در نظر گرفته شده است. ب اساس این یافته‌ها، تحلیلگران بنیادی (بنیادگراها) و تکنیکی (نمودارگراها) با هم در بازار حضور داشته و پویایی‌ها و تغییر سهم این معامله‌گران از بازار با توجه به شرایط بازار ،باعث شکل‌گیری نوسانات بازار ارز می‌شوند.

به منظور مدل‌سازی نظری ناهمگنی رفتاری کارگزاران در مدل‌های عامل بنیان و تبیین نقش بنیادگراها و نمودارگراها و نحوه تغییر سهم آن‌ها از بازار، مطالعات متعددی صورت گرفته است که

1. De Grauwe and Grimaldi (2012).
2. Meese and Roggof (1983).
3. Obstfeld and Roggof (2014).
4. Menkhof et al (2009).
5. Goodman (1979).

می‌توان آن‌ها را بر حسب استراتژی‌های تصمیم‌گیری نمودارگراها و بنیادگراها و چگونگی تغییر سهم آن‌ها از بازار به گروه‌های مختلفی تقسیم‌بندی نمود و با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم، پویایی‌های این تغییرات را نشان داد. مدل‌های چرخش رژیم موجود که در برآوردهای مدل‌های ناهمگنی رفتاری مورد استفاده قرار می‌گیرند، می‌توانند در سه دسته‌بندی مطابق با عناصر مختلفی که در مکانیسم جابه‌جایی‌ها، قرار گیرند، تقسیم‌بندی شوند.

در دسته اول، فرض می‌شود، ناهمگنی مقطعی است. در این حالت، فرض می‌شود، انواع مختلفی از سرمایه‌گذاران، استراتژی‌های مختلفی را اتخاذ می‌کنند و سرمایه‌گذاران، استراتژی‌های خود را براساس عملکرد گذشته تغییر می‌دهند. مدل‌های این گروه، شامل مدل‌هایی هستند که تصمیم‌گیری عامل‌ها برای خرید یا فروش دارایی‌های ریسکی را منوط به بررسی عملکرد و بازدهی تصمیم قبلی آن‌ها می‌کنند. در این راستا، فرانکل و فروت[1] از نیمه دهه ۱۹۸۰ میلادی مجموعه مقالاتی را منتشر کردند. این دو محقق فرض کردند که سهم نمودارگراها و بنیادگراها در بازار از فرایندی به دست می‌آید که براساس آن، اگر تصمیم عوامل در گذشته سودمند بود، آن‌ها تغییر عقیده نداده و اگر سودمند نبود، تغییر عقیده می‌دهند و به نوعی، دیدگاه آن‌ها از بنیادگرایی به نمودارگرایی تغییر می‌کند. در این مدل، بنیادگراها پیش‌بینی می‌کنند که نرخ ارز به مقدار تعادلی بلندمدت خود (مثلاً نرخی که از تراز حساب‌های جاری به‌دست می‌آید) میل می‌کند، درحالی‌که نمودارگراها در راستای تغییرات فعلی نرخ ارز حرکت کرده و روند آتی نرخ ارز را برون‌یابی می‌کنند.

در گروه دوم از این مطالعات، فرض می‌شود که ناهمگنی می‌تواند در طول زمان متغیر باشد، در این گروه فرض می‌شود، سرمایه‌گذار می‌تواند در طول زمان بین استراتژی‌های ناهمگن جابه‌جا شود. مهم‌ترین مطالعه در این گروه، مطالعه لوف[2] (۲۰۱۲) است، در این گروه از مدل‌ها، فرض می‌شود که سرمایه‌گذاران، استراتژی‌های معاملاتی خود را طبق چرخه‌های تجاری اتخاذ می‌کنند. قاعده چرخش به‌وسیله یک تابع انتقال ملایم[3] از برخی متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ رشد اقتصادی، شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولید صنعتی، مدیریت می‌شود. در این نوع مدل‌ها، سرمایه‌گذاران، استراتژی نمودارگرایی را طی دوره رونق اقتصادی و استراتژی بنیادگرایی را طی دوره رکود اقتصادی اتخاذ می‌کنند.

سومین نوع مدل‌ها از کار چایرلا و همکاران[4] (۲۰۱۴) پیروی می‌کند، که در آنها، چرخش‌ها از تغییر ساختاری در انتظارات، براساس برخی شرایط غیرقابل مشاهده در بازارهای مالی سرچشمه می‌گیرد، که به‌وسیله فرایند مارکوف بیان شده است. در این روش، سرمایه‌گذاران ابتدا استراتژی معاملاتی یکسانی بازی می‌کنند، اما بعداً از قاعده اصلی پیش‌بینی خود منحرف می‌شوند و به طور کامل، به استراتژی‌ای کاملاً متفاوت و مطابق با شرایط بازار جابه‌جا می‌شوند.

1. Frankle and Froot (1980).
2. Lof (2012).
3. Smooth- transition
4. Carl Chiarella (2014).

در داخل کشور نیز مطالعاتی در زمینه موضوع مورد بررسی این مقاله انجام شده و به بررسی نقش انتظارات در نوسانات بازار ارز پرداخته‌اند که در ادامه، به مهم‌ترین آنها اشاره شده است:

مروت و فریدزاده (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ی خود، از رویکرد بروک و هومس[1] استفاده کرده و عوامل بازار را به دو گروه اصلی بنیادگراها و نمودارگراها با ویژگی‌های متفاوت تقسیم کرده‌اند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد در دورانی که نوسانات نرخ ارز شدید بوده است، سهم نمودارگراها از تقاضای بازار افزایش یافته و بی‌ثباتی بازار را تشدید کرده، و در دورانی که سهم نمودارگراها کاهش یافته، بازار باثبات‌تر بوده است.

آذر و همکاران (۱۳۹۶)، نیز با استفاده از مدل‌سازی عامل بنیان و سناریوسازی، سعی در تحلیل ناهمگنی در بازارهای مالی داشتند. نتایج نشان می‌دهد، عوامل مطابق با استراتژی معاملاتی و یادگیری-های صورت پذیرفته به پیشنهاد خرید و فروش پرداخته و درنهایت، بازارسازها مطابق با مکانیزم حراج، شروع به تطبیق سفارشات و انجام عملیات تسویه و پایاپای می‌نمایند. طبق بررسی‌های انجام شده و مطالعات صورت گرفته، از رویکردهای مختلف برای بررسی ناهمگنی و پویایی در بازارهای مالی و به-خصوص بازار مالی پرداخته‌اند. در این مطالعه، عملکرد دو رویکرد مطرح دیگر در این زمینه با هم مقایسه و رویکردی که بهترین نتیجه را مطابق با واقعیات دارد، معرفی شده است.

شیرازیان و همکاران (۱۳۹۸)، در تحقیقی، به خوشه‌بندی نوسانات در بازارهای مالی با مدل شبیه‌سازی عامل بنیان پرداختند. برای این منظور، در این پژوهش، از مدل شبیه‌سازی عامل بنیان که یک جزء مفیدی برای تحلیل اقتصادسنجی ارائه می‌کند، از طریق نرم افزار متلب استفاده شده است. نتیجه استفاده از این مدل، برقراری ارتباط میان نوسانات بالا و پایین بازار با رفتار آستانه‌ای مشارکت-کنندگان بازار می‌باشد. همچنین اینرسی سرمایه‌گذار را با خوشه‌بندی نوسانات مرتبط می‌سازد.

شهلایی و همکاران (۱۴۰۰)، در تحقیقی، به بررسی نحوه شکل‌گیری انتظارات نرخ ارز در یک مطالعه آزمایشگاهی پرداختند. در این آزمایش، تفاوت میان نحوه شکل‌گیری انتظارات در میان افراد و ارتباط آن با توانایی‌های شناختی بررسی می‌شود. برای ایجاد انگیزه در افراد، پاداش‌هایی متناسب با عملکرد در نظرگرفته شده است. در این چهارچوب، درحالی‌که انتظارات عقلانی رد می‌شود، انتظارات تطبیقی رد نمی‌شود. افراد فارغ از توانایی‌های شناختی به شکل یکسانی انتظارات خود را شکل می‌دهند و شکل‌گیری انتظارات میان افراد مختلف یکسان است. در این آزمایش، افراد نسبت به مقادیر جدید نرخ ارز، که در این چهارچوب به‌عنوان ادراک نوفه فرض می‌شود، بیش واکنشی نشان داده‌اند. این یافته به‌عنوان شاهدی برای رفتارهای هیجانی در بازار واقعی ارز در نظر گرفته شده است.

1. Brooks and Hooms (2007).

۳. روش تحقیق و معرفی مدل

۳-۱. تصریح الگوی معیار و برآورد آن

در این مقاله، انحراف نرخ ارز واقعی از نرخ ارز بنیادی تعادلی، به‌عنوان معیاری برای نوسانات مازاد نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود. در مطالعات تجربی، تلاش‌های فراوانی به‌منظور برآورد مقادیر تعادلی متغیر نرخ ارز انجام شده است؛ اما هنوز توافق جامعی درباره چگونگی و روش انجام کار بین کارشناسان وجود ندارد. از این رو، روش‌های گوناگونی در تعیین الگوی تعادلی نرخ ارز حقیقی در پژوهش‌های مختلف وجود دارد.

در این مطالعه، ارزش بنیادی تعادلی به‌وسیله مدل نرخ ارز بنیادی با رویکرد پولی تعیین می‌گردد، که با رویکرد هم‌انباشتگی[1] مشخص می‌شود. مدل محاسبه نرخ ارز بنیادی در این تحقیق، از رهیافت بهمنی اسکویی و کارا که مبتنی بر نظریه مقداری پول می‌باشد، استخراج شده است: در این رهیافت، نرخ ارز تعادلی معادل با نرخی که همزمان تعادل داخلی (عدم وجود شکاف تولید از تولید بالقوه و عدم وجود فشارهای تورمی) و تعادل خارجی (سطحی از کسری یا مازاد حساب جاری که به‌صورت پایدار امکان تأمین آن وجود دارد)، سازگار است، محاسبه می‌شود. بنابراین، دو معادله جدا برای ایران و دنیای خارج (که با علامت * نشان داده می‌شود)، در نظر گرفته شده و پس از حل آنها، نتایج در نظریه برابری قدرت خرید (PPP) گنجانده می‌شود. معادلات ۱ تا ۳ نمایانگر این روابط هستند.

$$MV = PY \;\; \rightarrow P = \frac{MV}{Y} \;\; and \;\; P^* = \frac{M^*V^*}{Y^*} \qquad (۱)$$

$$\mathrm{U} = \frac{\mathrm{P}}{P^*} \qquad (۲)$$

$$\mathrm{U} = \left(\frac{\mathrm{M}}{M^*}\right).\left(\frac{\mathrm{Y}*}{Y}\right).\left(\frac{\mathrm{V}}{V^*}\right) \qquad (۳)$$

متغیرهای M، V، P، Y و U، به‌ترتیب، نماینده حجم پول، سرعت گردش پول، سطح عمومی قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز است. با لگاریتم‌گیری از دو طرف معادله ۳، نتیجه در معادله ۴ نمایش داده می‌شود. در این معادله، متغیر با علامت * نشان دهنده متغیرهای مربوط به کشور ایران و آمریکا (به‌عنوان نماینده سایر کشورهای جهان) می‌باشد. با توجه به اینکه سری زمانی سرعت گردش پول برای بسیاری از کشورها وجود ندارد، محققان معمولاً از شاخص تورم (P) به‌عنوان نماینده سرعت گردش پول استفاده می‌نمایند. بنابراین، معادله نهایی را می‌توان به شکل معادله ۵ بازنویسی کرد.

$$\log(\mathrm{U}) = (\log\mathrm{M}_t - \log\mathrm{M}*_t) - (\log\mathrm{Y}_t - \log\mathrm{Y}*_t) + (\log\mathrm{V}_\mathrm{I} - \log\mathrm{V}*_t) \qquad (۴)$$

$$\log(\mathrm{U}) = (\log\mathrm{M}_t - \log\mathrm{M}*_t) - (\log\mathrm{Y}_t - \log\mathrm{Y}*_t) + (\log P_t - \log\mathrm{P}*_t) \qquad (۵)$$

با توجه به اینکه ارز حاصل از درآمدهای نفت و پتروشیمی، مهم‌ترین بخش از عرضه ارز در ایران است، بنابراین علاوه‌بر متغیرهای فوق‌الذکر، درآمد نفت و پتروشیمی ایران نیز به‌عنوان یک متغیر بنیادین در تعیین نرخ ارز ایران لحاظ می‌شود، اما با توجه به اینکه صادرات نفت ایران به‌معنای واردات نفت،

1. Cointegration Approch

به‌عنوان عامل تولید، توسط سایر کشورها است و بنابراین، می‌توان انتظار داشت که اگر درآمد نفت ایران افزایش یابد، هزینه تولید در سایر کشورها افزایش می‌یابد و در قالب افزایش شاخص قیمت کالاهای وارداتی به ایران، منعکس می‌گردد. برای اینکه بتوان تأثیر درآمد نفت و شاخص قیمت کالاهای وادراتی را به‌درستی کنترل کرد، متغیر OI_t به معادله ۵ افزوده شده و معادله ۶ را می‌سازد. این متغیر، معادل لگاریتم نسبت درآمدهای نفت و پتروشیمی ایران به شاخص قیمت آمریکا است.

$$Log(U)= (logM_t - logM_t^*) - (logY_t - logY_t^*) + (logP_t - logP_t) + (logOI_t - LogPt^*) \quad (۶)$$

معادله ۶ می‌تواند به شکل معادله ۷ بازنویسی شود که در آن: S، m، y و P، به‌ترتیب، نماینده نرخ ارز اسمی، تفاوت بین سرعت گردش پول، تولید ملی و نرخ تورم ایران و آمریکا است. P_{Oil} نیز نماینده تفاوت بین درآمد نفت و پتروشیمی ایران و شاخص قیمت کالاهای وارداتی است.

$$lnU^*_t = c_0 + c_1 \times (m_t - m^*_t) + c_2 \times (y_t - y^*_t) + c_3 \times (p_t - p_t^*) + Poil_t + \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در این معادله، LnU_t^* لگاریتم طبیعی نرخ ارز بنیادی، m_t عرضه پول داخلی، Y_t تولید ملی، P_t نرخ تورم داخلی است. متغیرهای با * در سمت راست معادله، متغیرهای مربوط به کشور خارجی هستند. بنابراین، نرخ ارز بنیادی به‌وسیله انحراف از عرضه پول، تولید، و نرخ‌های تورم بین ایران و کشور خارجی می‌شود.

شایان ذکر است، مدل مزبور بومی‌سازی شده و تمامی ویژگی‌های منحصر به فرد اقتصاد ایران (درآمدهای نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی، شرایط تحریم، تهاتر کالاها در شرایط تحریمی و ...) به آن افزوده شده تا نتایجی دقیق و قابل اعتماد حاصل شود. برآورد مدل نرخ ارز تعادلی با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۳۸۸ تا ۱۴۰۰ در قالب معادله رگرسیونی زیر ارائه شده است: متغیر تحریم نیز نماینده‌ای از تمامی مشکلاتی است که در جریان نقل و انتقال ارز از طریق شبکه بانکی، مسدود شدن ذخایر ارزی کشور و عدم دسترسی به آن، هزینه‌های مبادلاتی ارز و غیره به‌وقوع پیوسته و عرضه ارز را با مشکل روبرو می‌سازد. الگوی پیشنهادی پولی ترکیبی نرخ ارز برای اقتصاد ایران بر اساس مبانی نظری مطرح شده به‌صورت زیر است:

$$U_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - m_t^*) + \beta_2 (y_t - y_t^*) + \beta_3 (pt - pt^*) + \beta_4 Poil_t + v_t + Sanction \quad (۸)$$

مأخذ گردآوری داده‌های سری زمانی به‌کارگرفته شده در این پژوهش، از منابع مختلف از جمله بانک جهانی، سایت فدرال رزرو آمریکا و بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی بوده است که داده‌های آماری برای نرخ ارز بازار غیررسمی و قیمت نفت خام، از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و برای حجم نقدینگی آمریکا، تولید ناخالص داخلی آمریکا و نرخ بهره آمریکا از سایت فدرال رزرو آمریکا گردآوری شده است. قبل از برآورد الگو، داده‌ها از لحاظ مانایی[1] مورد بررسی قرار می‌گیرند. براساس نتایج به‌دست آمده از بررسی مانایی طبق جدول ۱، می‌توان نتیجه گرفت که همه متغیرها I(1) می‌باشند، به عبارتی با یک بار تفاضل‌گیری متغیر، مانا می‌شوند.

1. Stationarity

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها

Table 1: Unit Root Test Results

متغیرها	نوع آزمون	آماره ADF	مقادیر بحرانی مک‌کینون			نتیجه آزمون
			1 درصد	5 درصد	10 درصد	
Ln U_t^*	(c,t,13)	0.027	-1.288	-2.965	-2.596	ناپایا
d(LnU_t^*)	(c,t,13)	-0.641	-3.563	-2.960	-2.591	پایا
($y_t - y_t^*$)	(c,t,13)	-1.934	-3.643	-2.945	-2.615	ناپایا
d($y_t - y_t^*$)	(c,t,13)	-11.865	-3.574	-2.937	-2.599	پایا
($m_t - m_t^*$)	(c,t,13)	3.884	-3.541	-2.909	-2.625	ناپایا
d($m_t - m^*_t$)	(c,t,13)	1.526	-3.698	-2.971	-2.621	پایا
(Pt – Pt*)	(c,t,13)	3.941	-3.689	-2.963	-2.601	ناپایا
d(Pt – Pt*)	(c,t,13)	12.351	-3.671	-2.603	-2.805	پایا
Poil	(c,t,13)	-3.594	-2.934	-2.960	-2.602	ناپایا

متغیرها شامل: LnU_t^*، $(m_t - m_t^*)$، (Pt – Pt*)، $(Y_t - Y_t^*)$ نوع آزمون (C, t, l) نشان دهنده ثابت، روند و متغیر باتأخیر است. مأخذ: یافته‌های پژوهش

تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

پس از بررسی ایستایی، در این پژوهش برای تعیین طول وقفه بهینه بردارهای انباشتگی، از معیارهای آکائیک[1] AIC، شوارتز[2] SC، حنان کوئین[3] HQ، خطای پیش‌بینی نهایی FPE و آماره نسبت درست نمایی LR استفاده شده است. در جدول ۲ علامت * بیانگر وقفه ۱ به‌عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود. که براساس معیارهای شوارتز SC و آزمون نسبت درست‌نمایی LR وقفه ۱ به‌عنوان وقفه بهینه در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون طول وقفه بهینه در الگوی خودرگرسیون برداری (VAR)

Table 2:Results of Optimal Lag Length Test in VAR Model

تعداد وقفه	Log L	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-177.671	NA	0.002	5.602	5.770	5.668
1*	257.712	789.29	-10 e6.28	-7.006	-6.294	-6.610
2	280.931	38.58	-10e6.69	-6.955	-5.119	-6.225
3	293.511	18.97	-9e.1.02	-6.569	-3.897	-5.513

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با در نظر گرفتن نتایج آزمون ایستایی، در مرحله بعد، برای مشخص نمودن شکل دقیق رابطه بین نرخ ارز واقعی و متغیرهای بنیادی، آزمون وجود رابطه هم‌انباشتگی[4] بین متغیرهای الگوی نرخ واقعی ارز صورت گرفت. از آنجا که در این الگو، بیش از دو متغیر وجود دارد، از آزمون پسران و همکاران[5] برای تعیین تعداد روابط بلندمدت یا همان مرتبه همگرایی استفاده می‌شود. نتایج آزمون پسران و همکاران،

1. Akaike information criterion /AIC
2. Schwarz information criterion
3. Hanan Queen
4. Cointergation Test
5. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J.

وجود رابطه بلندمدت میان نرخ ارز واقعی و متغیرهای بنیادی در مدل را تأیید می‌کند (ارزش آماره F محاسبه شده بیش از کرانه بالا است)، که نتایج آن در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پسران و همکاران

Table 3:Pesaran et al.Cointegration Test Results

آماره F محاسبه شده	14.78	
آستانه بحرانی	I(0)	I(1)
٪1	2.15	3.64
٪5	2.78	2.42
٪10	3.41	6.45

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه آزمون معرفی شده، وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند، بنابراین، تخمین معادله ۷ امکان‌پذیر است و امکان وجود رگرسیون کاذب[1] وجود ندارد.

براساس نتایج ایستایی، تمامی متغیرهای الگو، انباشته از درجه یک هستند و همچنین، با توجه به نتایج آزمون همگرایی مبنی بر وجود حداقل یک رابطه همگرا بین متغیرها، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری VECM برحسب تعداد یک وقفه در الگوی خودتوضیح (خودرگرسیون) برداری[2] مرتبط با الگوی نرخ واقعی ارز صورت گرفته، که پارامترهای برآورد شده آن در جدول ۴ آمده است. ضرایب بلندمدت در این الگو، به‌دلیل لگاریتمی بودن متغیرها، کشش بلندمدت را نشان می‌دهد.

جدول ۴، نتایج برآورد مدل با سه رویکرد OLS، VECM و ARDL رابطه بین نرخ ارز واقعی و متغیرهای بنیادی را خلاصه می‌نماید.

جدول ۴. خلاصه نتایج برآورد مدل‌های متغیرهای بنیادی و نرخ ارز واقعی

Table 4:Summary of Estimation Result of Fundamental Variables

Reg.3	Reg.2	Reg.1	and the Real Exchange Rate Model	
ARDL	VECM	OLS	روش برآورد	
			متغیر برونزا	متغیر درونزا
0.16 (1.03)	9.81 (2.15)	21.26 (3.44)	**C**	**REER**
-0.15 (0.21)	-0.84 (0.43)	-3.07 (1.21)	**$d(y_t - y_t^*)$**	
0.036 (0.03)	0.29 (0.56)	0.53 (0.02)	**$d(m_t - m^*_t)$**	
0.02 (0.11)	0.05 (0.014)	0.21 (0.03)	**d(Pt – Pt*)**	
-0.02 (0.03)	-0.012 (0.04)	-0.21 (1.78)	**Poil**	
0.019 (0.02)	0.082 (0.11)	0.095 (0.08)	**Sanction**	
0.865	0.090	0.922	**Adjusted R^2**	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

* (مقادیر داخل پرانتز، میزان خطای استاندارد را نشان می‌دهد).

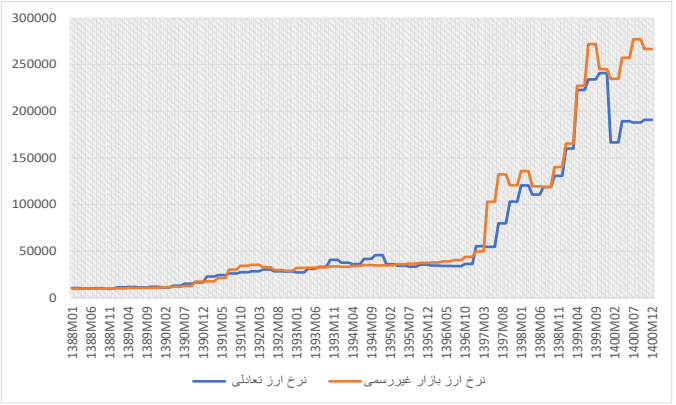
1. Spurious Regression
2. Vector Auto Regressive (VAR)

از آنجایی که برآوردهای OLS نتایج معتبرتری را ارائه نموده‌اند، در مدل نهایی از این رویکرد استفاده به‌عمل آمده و به این ترتیب، پارامترهای برآورد شده مدل نیز در قالب معادله ۹ نشان داده شده است.

$$Ut = 21.26 + 0.53*m_t - 3.07*y_t + 0.21*dp_t - 0.21*Poit + 0.095*sanction + \varepsilon_t \quad (۹)$$

ε_t جزء خطای معادله رگرسیون است.

شکل ۱، نرخ ارز در بازار غیررسمی و نرخ ارز تعادلی محاسبه شده را نشان می‌دهد.



شکل ۱. نرخ ارز در بازار غیررسمی و نرخ ارز تعادلی محاسبه شده در این پژوهش

Figure 1:Unofficail Market Exchange Rate and the Estimated Equlibrium Exchange Rate in this study

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۳. باورهای ناهمگن کارگزاران اقتصادی

در مدل عامل‌بنیان مورد بررسی، فرض بر این است که مانند بسیاری از بازارهای دارایی، بازار ارز نیز متشکل از سرمایه‌گذارانی است که از تجزیه و تحلیل بنیادی و فنی در تصمیم‌گیری‌های معاملاتی خود استفاده می‌کنند. برمبنای فروض مدل‌های کارگزاران رفتاری ناهمگن، دو نوع کارگزار وجود دارند که قوانین انتظاراتی مختلفی دارند. در مطالعه حاضر نیز، بازار ارز شامل دو نوع کارگزار بنیادگراها و نمودارگراها می‌باشد، که به یک بازارساز سفارش می‌دهند. بازارساز، نرخ ارز را مطابق میزان کل سفارش بالا یا پایین تعیین می‌کند. E^f_t و E^C_t باورهای ناهمگن بنیادگرایان و نمودارگرایان را نشان می‌دهد، ω^f_t سهم بازار بنیادگرایان را نشان می‌دهد، در حالی که نسبت نمودارگرایان ω^c_t است.

۱-۲-۳. بنیادگراها

در الگوی مطالعه حاضر، بنیادگراها تفاوت بین نرخ ارز تعادلی Ut و بازار غیررسمی S_{t-1} را معیار تصمیم‌گیری درخصوص سرمایه‌گذاری در بازار ارز انتخاب می‌کنند. تغییرات قیمت انتظاری ارز در نتیجه قیمت‌گذاری نادرست در ارزیابی بیش از حد یا کمتر از حد ارز است. درحالی‌که برخی دیگر، معتقدند

اثرات قیمت‌گذاری نادرست در کوتاه‌مدت ماندگار است، معادله تقاضای تجمعی ارز به‌صورت رابطه (۱۰) خواهد بود:

$$D_{f,t} = \alpha_{ft}(u_t - S_{t-1}) \qquad (۱۰)$$

به‌طوری‌که α_f میزان عملکرد بنیادگرایان بر اساس باورهایشان را اندازه‌گیری می‌کند. اگر $\alpha_f>0$ باشد، اکثر بنیادگراها گرایش به میانگین قیمت دارند، یعنی آن‌ها انتظار دارند اگر S_{t-1} کمتر (بیشتر) از u_t باشد، نرخ ارز در آینده افزایش (کاهش) یابد. طبق این مورد، مجموع واکنش‌ها منجر به ثبات نرخ ارز می‌شود. اگر $\alpha_f<0$ باشد، اکثر بنیادگراها معتقدند انحراف نرخ ارز از مقدار میانگین آن بیشتر می‌شود. در این مورد مجموع واکنش بنیادگراها، نرخ ارز را بی‌ثبات‌تر می‌کند. انتظارات ناهمگن نرخ ارز برای بنیادگرایان، به شکل رابطه ۱۱ می‌باشد.

$$E_t^f(S_{t+1}) = S_{t-1} + \alpha_t *(U_t - S_{t-1}) \qquad -1<\alpha\leq 0 \qquad (۱۱)$$

که در رابطه بالا، α حساسیت کارگزاران به تقسیم بازار بین نرخ ارز و مقادیر ارزش بنیادی آن است. مطابق با نظر فرانکل و فروت[1] (۱۹۹۱)، انتظارات نمودارگرایان درخصوص نرخ‌های ارز با معادله ۱۲ مشخص می‌شود.

$$E^C_t(S_{t+1}) = S_{t-1} + \varphi *(S_{t-1} - S_{t-2}) \qquad \varphi>0 \qquad (۱۲)$$

که در این معادله، φ ضریب برون‌یابی است. نسبت پویای ω^c_t و ω_t^f به‌صورت زیر نشان داده می‌شود.

$$\omega_t^f = \exp(\beta \times u^f_{t-1}) / \exp(\beta \times U^f_{t-1}) + \exp(\beta \times U^c_{t-1}) \qquad (۱۳)$$

$$\omega_t^c = 1-\omega_t^f$$

در این معادله، β شدت انتخاب است که درجه‌ای که در آن کارگزاران بین قوانین انتظاری مختلف تغییر می‌کنند را نشان می‌دهد. همچنین فرض می‌شود، قوانین ناهمگن پذیرفته شده به‌وسیله مبادله‌کنندگان برای کسب سود، موجب نااطمینانی می‌شود.

۲-۲-۳. نمودارگراها

نمودارگراها در این مدل، از تجزیه و تحلیل تکنیکی (نموداری) برای شکل‌دهی انتظارات نرخ ارز آینده استفاده می‌کنند. درحالی‌که قواعد فنی زیادی وجود دارد، معمول‌ترین قاعده، قاعده حرکت است. مطالعات تجربی، وجود چنین قواعدی را تأیید می‌کنند. مطابق یافته‌ها، فرض می‌شود که نمودارگراها انتظارات خود را براساس شکل پایه‌ای قاعده حرکت AR(1) شکل می‌دهند:

$$E_{c,t}(S_t) = S_{t-1} + \beta_t(S_{t-1} - S_{t-2}) \qquad (۱۴)$$

1. Frankel and Froot (1991).

به‌طوری‌که β_t نرخ برون‌یابی نمودارگراها است و درجه همبستگی مورد انتظار را اندازه می‌گیرد. وقتی $\beta t >0$ باشد، نمودارگراها انتظار دارند، روند قیمت‌ها پایدار باشد. از طرف دیگر، وقتی که $\beta_t <0$ باشد، نمودارگراها انتظار دارند، روند قیمت‌های گذشته معکوس شود.

تقاضای تجمعی نمودارگراها به شکل زیر است:

$$D_{c,t} = \eta\left[E_{c,t-1}(S_t) - S_{t-1}\right] = \lambda_t(S_{t-1} - S_{t-2}) \quad (۱۵)$$

به‌طوری‌که $\eta >0$ پارامتری است که میزان عملکرد نمودارگراها را براساس باورهایشان اندازه‌گیری می‌کند و خط دوم با $\lambda_t = \eta\beta_t$ به‌دست می‌آید. نکته: $(\lambda_t<0)$ $\lambda t >0$ اگر و فقط اگر $(\beta_t<0)$ $\beta_t>0$.

۳-۲-۳. بازارساز

بازارساز از همه معامله‌گران سفارشات را جمع‌آوری می‌کند و متعاقباً نرخ ارز نقطه‌ای را با توجه به تقاضای کل با سرعت $\gamma > 0$ قیمت‌گذاری می‌کند. $\omega_{f,t}$ و $\omega_{c,t}$ به ترتیب نشان‌دهنده وزن بازار (یا سهم) بنیادگراها و نمودارگراها هستند. نرخ ارز با توجه به تقاضای کل و جزء اخلال ε_t به‌روزرسانی می‌شود که می‌توان به‌صورت رابطه زیر نوشت:

$$\begin{aligned}\Delta S_t &= S_t - S_{t-1} \\ &= \gamma(\omega_{f,t}D_{f,t} + \omega_{c,t}D_{c,t}) + \varepsilon_t \\ &= \gamma\omega_{f,t}\alpha_{ft}(u_t - S_{t-1}) + \gamma\omega_{c,t}\lambda_t(S_{t-1} - S_{t-2}) + \varepsilon_t\end{aligned} \quad (۱۶)$$

به‌طوری‌که γ سرعت تعدیل نرخ ارز را نشان می‌دهد.

۳-۳. استراتژی چرخش براساس عملکرد گذشته (BHM)

مطابق BHM، فرض می‌شود که مبادله‌کنندگان وزن بازار خود را در هر دوره مطابق با آخرین سود محقق شده خودشان به‌روز می‌کنند. سهم بنیادگراها $\omega_{f,t}$ و نمودارگراها $\omega_{c,t}$ طبق یک مدل انتخاب گسسته با احتمال لاجیت چندجمله‌ای تعدیل می‌شود:

$$\omega_{f,t} = \frac{exp(\rho\pi_{f,t-1})}{exp(\rho\pi_{f,t-1}) + exp(\rho\pi_{c,t-1})} \quad (۱۷)$$

$$\omega_{c,t} = \frac{exp(\rho\pi_{c,t-1})}{exp(\rho\pi_{f,t-1}) + exp(\rho\pi_{c,t-1})} = 1 - \omega_{f,t} \quad (۱۸)$$

به‌طوری‌که ρ حساسیت به سودآوری نسبی قواعد مبادله را اندازه‌گیری می‌کند و $\pi_{f,t-1}$ و $\pi_{c,t-1}$ به‌ترتیب، نماینده آخرین بازدهی تحقق‌یافته بنیادگرایان و نمودارگراها می‌باشند. درواقع، سود بنیادگرایان و نمودارگراها را می‌توان توسط روابط زیر توصیف کرد:

$$\pi_{f,t} = D_{f,t}(S_t - S_{t-1}) \quad (۱۹)$$
$$\pi_{c,t} = D_{c,t}(S_t - S_{t-1})$$

برای برآورد BHM، فرض می‌شود $\alpha_{ft}\equiv\alpha$ و $\lambda_t\equiv\lambda$ است؛ بدان معنا که هم اصول‌گرایان و هم نمودارگراها با شدت یکسانی باورهای خود را حفظ می‌کنند. در مدل استراتژی چرخش براساس عملکرد گذشته، معادله ۱۶ می‌تواند به‌صورت زیر نوشته شود.

$$\Delta St = St - St\text{-}1$$
$$= \frac{\gamma\alpha_f(u_t - S_{t-1})}{1+exp[-\rho/\gamma\Delta St-1\gamma\alpha f\ (Ut-St-2)-\gamma\lambda(st-2-st-3)]} + \frac{\gamma\lambda(S_{t-1}-S_{t-2})}{1+exp[\rho/\alpha(ut\pi_{f,t-1})+exp(\rho\pi_{c,t-1})} + \varepsilon t \quad (۲۰)$$

در این معادله، سری زمانی نرخ ارز بازار غیررسمی S_t به‌طور مستقیم قابل مشاهده است و نرخ ارز بنیادی برمبنای رابطه ۹ محاسبه می‌شود. سایر پارامترهایی که باید برآورد شوند α، ρ، λ و γ می‌باشند که مطابق با مطالعات انجام شده با این رویکرد، برای جلوگیری از کم برآورد شدن به‌جای این متغیرها $\gamma\alpha_f$ و $\gamma\lambda$ را برآورد می‌نماییم.

۴-۳. چرخش استراتژی براساس مدل رگرسیون انتقال هموار[1] با متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان (LSTR)

در این مدل، فرض بر این است که معامله‌گران، استراتژی خود را با توجه به بنیادهای اقتصادی کلان به‌روز می‌کنند. وزن بنیادگراها $\omega_{f,t}$ یک تابع بازگشتی لجستیک انتقال ملایم[2] (LSTR) که از ماتریس متغیرهای اقتصاد کلان با وقفه X_{t-1} تبعیت می‌کند:

$$\omega_{f,t} = \frac{1}{1+exp[\tau(X_{t-1}-c)]} \quad (۲۱)$$

در معادله (۲۱)، پارامتر $\tau > 0$ حساسیت به ماتریس بنیادی را اندازه‌گیری می‌کند و c آستانه مازادی است که بازار ارز توسط نمودارگراها به‌دست خواهد آورد. این الگو به انتقال بین دو رژیم دلالت می‌کند: رژیم کاملاً تحت سلطه بنیادگرایان خواهد بود، اگر $\omega_{f,t}=1$ و زمانی که $X_{t-1}<c$ باشد، اتفاق خواهد افتاد. حالت دوم، زمانی است که رژیم، کاملاً تحت سلطه نمودارگراها باشد. این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که $X_{t-1}>c$باشد. وقتی که $X_{t-1}=c$ بشود، بنیادگراها و نمودارگراها به‌طور مساوی در بازار سهیم خواهند بود. انتخاب متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان X_{t-1} بر مبنای یک سری از آزمون‌های خطی بودن خواهد بود.

$$\Delta St = \frac{\gamma\alpha f\ (Ut-St-1)}{1+exp(\tau(Xt-1-C)+1+exp(\tau(Xt-1-C))} + \varepsilon t \quad (۲۲)$$

1. Smooth Transition Regression (STR)
2. Logistic smooth-transition regressive function

۵-۳. استراتژی تغییر باورهای ناهمگن کارگزاران با استفاده از رویکرد مارکوف سوئیچینگ (MS)

از آنجایی‌که یکی از مشخصه‌های بازار مالی و بازار ارز، این است که نرخ ارز در وضعیت رکود، دارای نوسان کم و در وضعیت رونق، دارای نوسان بالا باشد، رفتار معامله‌ای سرمایه‌گذاران به‌طور مشابه در وضعیت‌های اقتصادی مختلف، متفاوت بوده، و طبق مشاهدات، باورهای بنیادگرایان و نمودارگراها وابسته به شرایط و وضعیت بازار است (وای‌مون و همکاران[1]، ۲۰۱۴). مطابق (چیارلا و همکاران[2]، ۲۰۱۲)، λ_t (دقیقاً β_t) فرض شده است که احتمالاً بر وضعیت بازار ارز m_t که مقداری گسسته از صفر تا یک می‌گیرد که $m_t \in M=\{0,1\}$ هدف پویای این مدل، بررسی تغییرات در شرایط بازار از طریق قیمت‌های مشاهده شده است. وضعیت m_t به‌عنوان یک زنجیره مارکوف دو مرحله‌ای ایستا بر M با احتمال انتقال داده شده، مدل‌سازی شده است:

$$P(m_t = j|m_{t-1} = i, m_{t-2} = k, \dots) = P(m_t = j|m_{t-1} = i) = P_{j,i} \qquad (۲۳)$$

برای $i, j, k \in M$، جایی‌که $P_{j,i}$ احتمال انتقال از وضعیت (رژیم) i به وضعیت j را برای $i,j\in\{0,1\}$ نشان می‌دهد. احتمال‌های انتقال ثابت و دارای شرایط $\sum P_{ji}=1$ و $0\leq P_{j,i}\leq 1$ برای $i=0,1$. متغیر وضعیت m_t یک متغیر تصادفی است که به‌طور مستقیم قابل مشاهده نیست. رژیم به α_{ft} و λ_t وابسته است:

$$\begin{cases} \alpha_{f0}, m_t = 0, \\ \alpha_{f1}, m_t = 1. \end{cases} \qquad (۲۴)$$

و

$$\begin{cases} \lambda_0, m_t = 0, \\ \lambda_1, m_t = 1. \end{cases}$$

جزء اخلال ε_t دارای توزیع نرمال $N(0,\sigma^2_t)$ و σ_t^0 رژیم وابستگی رژیم است. که:

$$\begin{cases} N(0, \sigma_0^2), m_t = 0, \\ N(0, \sigma_1^2), m_t = 1. \end{cases} \qquad (۲۵)$$

در مطالعه چیارلا و همکاران (۲۰۱۲)، روند شکل‌گیری انتظارات، وابسته به رژیم است، اما سهم بنیادگرایان و نمودارگراها ثابت است؛ به‌طوری‌که: $\omega_{f,t} \equiv \omega_f$ و $\omega_{c,t} \equiv \omega_c$. تحت فرایند رژیم مارکف-سوئیچینگ (MS)، تابع پویای تغییرات قیمت، به‌شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta S_t = \gamma\omega_f\alpha_{ft}(u_t - S_{t-1}) + \gamma\omega_c\lambda_t(S_{t-1} - S_{t-2}) + \varepsilon_t \qquad (۲۶)$$

پارامترهای برآورد شده شامل σ_0 ,σ_1 و $\gamma\omega_C\lambda_1$, P(0,1), P(0,0) می‌باشد که بر حسب حالت‌های مختلف مدل مارکوف برآورد خواهند شد.

1. Wai-Mun Chia (2014).
2. Chiarella et al. (2012).

۴. تخمین براساس مدل‌ها، نتایج برآورد و آزمون‌های مقایسه‌ای

در این بخش، نتایج برآورد از مدل‌های ارائه شده با سه نوع چرخش رژیم ارائه شده است، که شامل:

۱- تغییر استراتژی‌ها براساس عملکرد گذشته (BHM)؛

۲- چرخش بین استراتژی‌ها براساس مدل رگرسیون انتقال هموار و تابع انتقال با متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان (LSTR)؛

۳- چرخش بین رژیم‌ها براساس باورها و الگوی چرخش مارکوف (MS).

۴-۱. نتایج برآورد BHM

پارامترهای برآورد شده مدل چرخش براساس عملکرد گذشته BHM تعریف شده به‌وسیله معادله ۲۴ در جدول ۵ نشان داده شده‌اند. این مدل با رویکرد حداقل مربعات غیرخطی برآورد شده است. قانون چرخش لوجیت در مدل چرخش براساس عملکرد گذشته، حالت خاصی از انتقال هموار لاجستیک را نشان می‌دهد که در آن، متغیر انتقال در سود آشکار شده نمودارگراها و بنیادگرایان متفاوت است. پارامتر شدت انتخاب ρ در رویه برآورد تعریف نشده است، اما به‌وسیله ρ/γ محاسبه می‌شود (۲۸/۹۸۱). این متغیر با توجه با مقدار p-value محاسبه شده به لحاظ آماری مهم است و نشان می‌دهد که شواهدی از چرخش بین نمودارگرایان و بنیادگرایان براساس عملکرد گذشته وجود دارد و سودآوری نسبی در قانون مبادله، استراتژی مهمی در بازار ارز ایران است.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل BHM

Table 5: Result of Estimating BHM

پارامترها	ρ/γ	$\lambda\gamma$	$\alpha\gamma$
ضرایب	28.98	0.25	-2.78
P – VALUE	0.738	0.000	0.27

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲. نتایج برآورد LSTR

۴-۲-۱. مدل رگرسیون انتقال هموار

اولین گام در تخمین مدل رگرسیون انتقال هموار STR، تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای مدل می‌باشد. برای این منظور، با در نظرگرفتن حداکثر ۸ وقفه و با استفاده از معنی‌داری آماری وقفه‌ها در الگوی تحقیق، وقفه بهینه متغیرها محاسبه شده‌است. بر این اساس، وقفه بهینه برای متغیرهای تفاوت قیمت بازاری نرخ ارز (ds)، تفاوت قیمت تعادلی و بازار آزاد (غیررسمی) نرخ ارز (U0S1)، ۲ وقفه تعیین شده است. بعد از تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای تحقیق و بررسی اثرات الگوی ناهمسان شرطی، گام بعدی، انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکن برای مدل غیرخطی است. برای انتخاب متغیر انتقال، می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ نمود، اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شود.

برای تعیین اینکه کدامیک از متغیرهای بالقوه معرفی شده در مطالعات مختلف، متغیر انتقال معتبر در مدل LSTR است، مطابق با لکونین[1] (۱۹۸۸)، آزمون خطی بودن مدل برمبنای تقریب تیلور در مدل انجام شد، متغیرهای انتقال بالقوه شامل سه دسته می‌شوند:

۱- شاخص‌های بازاری نرخ ارز U0S1، U1S1 و REER؛

۲- شاخص‌های چرخه‌های تجاری GDP، UNE و IND؛

۳- عرضه پول MS و نرخ تورم CPI.

گام بعدی در برآورد یک مدل STR، آزمون وجود رابطهٔ غیرخطی بین متغیرها می‌باشد. در صورت وجود رابطهٔ غیرخطی، باید متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی براساس آماره آزمون-های F، F_2، F_3 و F_4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله در قالب جدول۷ آورده شده‌است. با توجه به ارزش‌احتمال‌آماره F گزارش شده در جدول ۶ برای اکثر متغیرها[2]، فرضیهٔ صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای سایر متغیرها رد و فرض وجود رابطهٔ غیرخطی پذیرفته می‌شود. در این مطالعه، برای انتخاب متغیر انتقال، متغیرهایی را که قوی‌ترین احتمال رد شدن را در آزمون خطی بودن داشتند، انتخاب نموده‌ایم و درنهایت، متغیر تفاوت نرخ ارز تعادلی با نرخ ارز بازار غیررسمی یک دوره قبل به‌عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است.

جدول۶. نتایج آزمون انتخاب نوع مدل و انتخاب متغیر انتقال

Table 6:ResultS of the Model Selection Test and Transition Variable

مدل پیشنهادی	ارزش‌احتمال آماره F	ارزش‌احتمال آماره F_4	ارزش‌احتمال آماره F_3	ارزش‌احتمال آماره F_2	متغیر مدل
LSTR	1.21	1.44	3.66	9.31	ds(t-1)
LSTR	4.58	3.78	3.98	9.24	ds(t-2)
LSTR	1.76	1.68	3.98	1.74	u0s1(t)
LSTR	3.40	1.17	2.45	2.92	u0s1(t-1)*
LSTR	8.80	3.66	4.40	3.98	u0s1(t-2)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در مرحله بعد، پارامترهای مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن-رافسون تخمین زده می‌شوند و نتایج حاصل از تخمین مدل، در قالب جدول ۷ ارائه شده است (همان‌طور که اشاره شد، ϕ' بردار پارامترهای خطی و θ' بردار پارامترهای غیرخطی می‌باشد).

1. Luukkonen et al (1988).

۲. (NAN) یعنی نمی‌توان رابطهٔ غیرخطی برای متغیر لحاظ نمود.

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون انتقال هموار

Table 7:Results from estimation of Smoth Transition Regression Model

متغیر	ضریب(ϕ)	ضریب (θ)
CONST	***32824	***-32909
ds(t-1)	***-1.4	***1.74
ds(t-2)	***-2.05	***2.19
u0s1(t)	***0.44	**-0.31
u0s1(t-1)*	***-0.25	0.69
u0s1(t-2)	***3.37	***-3.78
$\gamma\alpha f$	-19.553	0.255
$\gamma\lambda_t$	0.370	0.140

*** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد، * معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق

ذکر این نکته ضروری است که تنها متغیرهایی در بخش خطی و یا غیرخطی لحاظ می‌شوند که ضرایب این متغیرها به لحاظ آماری در سطح اعتماد مناسب، معنی‌دار باشد. مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر سرعت انتقال (γ)، ۵/۹۶۶۰ و برای مقدار آستانه‌ای (C)، متغیر وقفهٔ اول شکاف قیمت تعادلی نرخ ارز، با مقدار ماه گذشته نرخ ارز بازار، برابر با ۱۶ درصد می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل، در جدول ۷ آورده شده‌است. آزمون‌های خطای تصریح الگوی غیرخطی مدل رگرسیون انتقال هموار، در جدول ۸ نمایش داده شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون‌های خطای تصریح برای الگوی غیرخطی انتقال هموار

Table 8: Specification Error Test Result fot the Smoth Transition Nonlinear Model

۱- آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی*		
وقفه‌ها	ارزش احتمال آماره آزمون F	فرضیهٔ صفر: عدم وجود خطای خودهمبستگی
1	0.36	رد نمی‌شود.
2	0.21	رد نمی‌شود.
3	0.45	رد نمی‌شود.
4	0.46	رد نمی‌شود.
5	0.55	رد نمی‌شود.
6	0.42	رد نمی‌شود.
7	0.63	رد نمی‌شود.
8	0.19	رد نمی‌شود.
۲- آزمون ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف		
تابع انتقال	ارزش احتمال آماره آزمون F	فرضیهٔ صفر: یکسان بودن ضرایب
$\mathbf{H_1}$	0.05	رد می‌شود.
$\mathbf{H_2}$	۰0.30	رد می‌شود.
$\mathbf{H_3}$	0.04	رد می‌شود.
۳- آزمون عدم وجود روابط غیرخطی		

	ارزش احتمال آماره آزمون F	فرضیه صفر: عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی
	0.68	رد نمی‌شود.
۴- آزمون عدم وجود واریانس ناهمسانی شرطی		
	ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2	فرضیه صفر: عدم وجود واریانس ناهمسانی مشروط یا اثرات ARCH
	۰0.18 و 0.08	رد نمی‌شود.
۵- آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها		
	ارزش احتمال آماره x^2	فرضیه صفر: نرمال بودن باقیمانده‌ها
	۰/09	رد نمی‌شود.

* آزمون عدم وجود خطای خودهمبستگی با لحاظ ۸ وقفه انجام شده است.

** فرضیه‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد آزمون شده‌اند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

به طور خلاصه، براساس کلیه آزمون‌های تشخیصی، مدل غیرخطی برآورد شده از تمامی این آزمون‌ها عبور کرده و رضایت‌بخش به‌حساب می‌آید.

با توجه به یافته‌های تحقیق و ضرایب، چرخش میان استراتژی‌ها بر مبنای متغیرهای بنیادی اقتصادکلان تعریف شده به‌وسیله معادله ۲۶ با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی برای متغیر انتقال محاسبه شد. نتایج مدل رگرسیون انتقال هموار برآورد شده دو رژیم مشخص را با ضرایب $\gamma\alpha$ و $\gamma\lambda$ نشان می‌دهد. علاوه بر این، نتایج مدل با مدل چرخش استراتژی‌ها براساس عملکرد گذشته هماهنگ است. اهمیت ضرایب $\gamma\alpha f$ و $\gamma\lambda$ وجود ناهمگنی رفتاری در میان گروه‌ها را تأیید می‌کند.

۳-۴. نتایج برآورد مدل مارکوف سوئیچینگ (MS)

تفاوت مدل‌های مارکوف سوئیچینگ و آستانه‌ای در فروض آنها در مورد متغیر حالت می‌باشد. در مدل‌های آستانه‌ای، فرض می‌شود، یک تابع معین از متغیر مشاهده شده می‌باشد و در اکثر مواقع، متغیر به‌صورت متغیرهای با وقفه خودش در مدل ظاهر می‌شود، که در این حالت، به آن رژیم تغییر یافته "خود القا" اطلاق می‌گردد. اما چنان‌چه تغییرات رژیم به رفتار یک متغیر مشاهده شده خاص محدود نباشد، استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ نتایج بهتری در برخواهد داشت.

در این مطالعه، حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ برآورد شده و از میان آنها، مدل بهینه با حالت تغییر میانگین با رژیم‌های متفاوت و واریانس متغیر به‌عنوان مدل بهینه انتخاب، و نتایج برآورد در جدول ۹ خلاصه شده است.

جدول۹. نتایج حاصل از برآورد مدل مارکوف سوئیچنگ MS

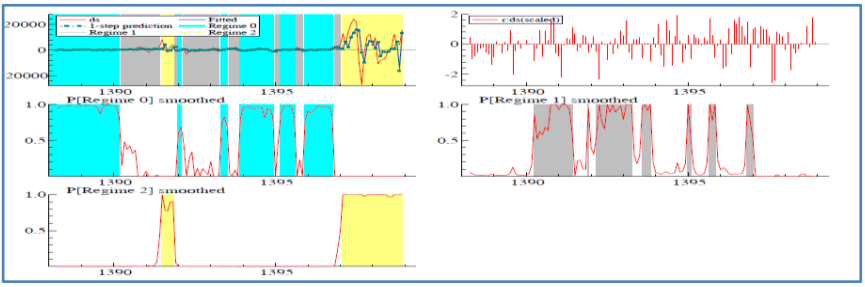
Table 9:Estimation Results of Markov Switching Model Estiomation

پارامتر	$\gamma\omega\alpha f$	$\gamma\omega\alpha f1$	$\omega\gamma$	$\omega\gamma$	σ_0	σ_1	P(0,0)	P(0,1)
ضریب	-5.271	4.041	0.623	0.239	0.039	0.072	0.975	0.028
P_value	0.010	0.592	0.021	0.007	0.000	0.000	0.000	0.167

مأخذ: یافته‌های پژوهش

انحراف معیار استاندارد مرتبط با رژیم‌ها نشان می‌دهد، نوسان در حالت رکود بسیار بیشتر از حالت رونق است که نشان می‌دهد، بازار ارز در ایران به اخبار خارجی و شوک‌ها، حساسیت بیشتر دارد و بنابراین، نوسان بیشتری را در رژیم رونق دارد.

شکل ۳، تفکیک رژیم‌ها و وضعیت قرارگیری اقتصاد را در احتمال‌های مربوطه نشان می‌دهد.



شکل ۳. تفکیک رژیم‌ها در مدل مارکف سویئچینگ

Figure 3: Identifiction of Regimes in the Markov Switching Model

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۳ نشان می‌دهد که ارزش برازش شده برمبنای مدل مارکوف با سری‌های زمانی نرخ ارز بازار غیررسمی منطبق است و خط پیش‌بینی یک دوره جلوتر[1] بالا و پایین حرکت‌های نرخ ارز را حتی زمانی که در حد نهایی هستند، دربرمی‌گیرد. نواحی سایه‌دار با رنگ خاکستری، دوره‌هایی است که به‌عنوان دوره ۱ یا دوره رونق در مدل برآورد شده می‌باشند. در مجموع، می‌توان گفت نتایج برآورد MS شواهدی از وجود ناهمگنی متغیر در زمان در میان گروه‌ها و همگنی میان گروه‌ها را نشان می‌دهد و نکته مهم، این است که گرچه دوره‌های بی‌ثباتی اقتصاد داخلی و بحران‌های مالی در مدل لحاظ نشده‌اند، اما دسته‌بندی رژیم‌ها را توسط مدل دوره‌های رونق و رکود، به‌خوبی در قیمت‌های واقعی نشان می‌دهد.

۴-۴. نتایج آزمون‌های مقایسه کارآیی

در این بخش از مطالعه، مطابق با دی‌گرو و گریمالدی[2]، چند معیار را برای ارزیابی خوبی برازش در سه مدل چرخش رژیم به‌کار برده‌ایم و قصد داریم مشخص کنیم که کدام مدل بهترین تصریح را دارد. جدول ۱۰ نشان‌دهنده آماره حداکثر راست‌نمایی[3]، معیار اطلاعاتی آکائیک AIC، معیار آزمون خطی بودنLR[4] و آزمون نرمال بودن با استفاده از آماره جارگ – برا می‌باشد.

1. One Step Prediction Ahead
2. De Grauwe and Grimaldi
3. Log- likelihood
4. Linearity LR Test

جدول ۱۰. آزمون‌های تشخیص درستی تصریح و خوبی برازش

Table 10:Diagnnostics Tests for Model Specification and Goodness of fit

مدل	Log-likelihood	AIC	Linearity LR test	Jarque -Bera
BHM	387.459	-8.347	0.828	0.000
LSTR	451.934	-8.745	0.009	0.000
MS	415.850	-5.357	0.000	0.091

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با معیارهای برآورد درون‌نمونه‌ای معیار لگاریتم حداکثر درست‌نمایی، نشان می‌دهد مدل LSTR بیشترین توضیح‌دهندگی را در میان سه مدل داشته است. علاوه‌براین، برمبنای معیار آکائیک نیز در این مدل، کمترین مقدار را نشان می‌دهد. با توجه به این دو معیار، می‌توان نتیجه گرفت مدل LSTR برازش بهتری نسبت به BHM و مدل MS دارد. معیار آزمون خطی بودن LR به‌طور قوی، فرضیه صفر خطی بودن را به نفع مدل‌های LSTR و مدل MS رد می‌کند. همین‌طور در مورد مدل BHM، نتایج آزمون فرضیه خطی بودن مدل رد می‌شود. علاوه‌براین، معنادار بودن ضرایب، نشان می‌دهد که در هر سه مدل، چرخش بین استراتژی‌های نمودارگرایان و بنیادگرایان وجود دارد. آماره جارگ ـ برا نیز عدم نرمال بودن باقیمانده‌ها را برای مدل‌های BHM و LSTR نشان می‌دهد.

۵. جمع‌بندی و نتایج

بررسی تاریخی بازار ارز در ایران نشان می‌دهد، این بازار در طول زمان تحولات چشمگیری داشته است. علاوه بر این، رویدادهای سیاسی و اقتصادی با به‌وجود آوردن تکانه‌ها در این بازار، سایر بخش‌های اقتصادی را نیز متأثر ساخته است. در این میان، اساسی‌ترین راه برای به حداقل رساندن تأثیرات احتمالی ریسک‌ها بر بازار ارز، مدیریت و مداخله هوشمند مقامات پولی و بانک مرکزی از طریق شناخت دقیق ساختار بازار ارز کشور است، تا بتوانند علاوه بر شناسایی علل نوسانات نرخ ارز، با اندازه‌گیری دقیق نقش هر کدام از عوامل و بازیگران این حوزه، سیاست بهینه‌ای را تدوین نمایند. دولت، بانک مرکزی، واردکنندگان، صادرکنندگان، تولیدکنندگان، شبکه صرافی‌ها و خانوارها ازجمله این عوامل هستند، که به نظر می‌رسد عملکرد آنها در اقتصاد ایران تفاوت‌هایی با سایر کشورها داشته باشد. با توجه به این مهم، بررسی رفتار نرخ ارز و پیوندهای آن با متغیرهای بنیادی اقتصادی در کشور ما اهمیت فراوان دارد.

بررسی متون تحقیقاتی در زمینه نرخ ارز، نشان می‌دهد، اقتصاددانان مالی، مناظره‌های طولانی در مورد علت‌های تغییرات آشکار شده در فرایندهای بازار ارز داشته‌اند. مطابق با نظرات صاحب‌نظران این حوزه، بخشی از دلایل این تغییرات به دلایلی مانند جنگ‌ها و حوادث طبیعی، تغییر سیاست دولت و بانک‌های مرکزی نسبت داده می‌شود، اما در کنار این عوامل، ناهمگنی رفتاری در عوامل اقتصادی مشارکت‌کننده در بازار ارز نیز یک عامل کلیدی در نظر گرفته شده است و رفتار مبادله‌ای کارگزاران

ناهمگن، می‌تواند منجر به انواع مختلفی از تغییرات قیمت در این بازار شود، که مشخصه ایجاد بحران‌های مالی است (هوآنگ و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

مروری بر ادبیات مدل‌های عامل بنیان با درنظر گرفتن ناهمگنی رفتاری کارگزاران در طول چند سال اخیر، نشان داده است که، هم مدل‌های مقطعی و هم، مدل‌های تصادفی که ناهمگنی در رفتار سرمایه‌گذاران را در مدل‌های پیشنهادی لحاظ نموده‌اند، به‌عنوان راه‌حل معتبر برای توضیح حقایق مشاهده شده در مورد نرخ ارز بیان شده‌اند؛ زیرا در این مدل‌ها، عوامل از استراتژی‌های متفاوت و ناهمگن استفاده نموده و انتظارات و عوامل غیرتعادلی نقش اساسی در توضیح رفتار نرخ ارز ایفا می‌کنند و این مدل‌ها، با در نظر گرفتن نقش انتظارات کارگزاران اقتصادی در شکل‌گیری نوسانات قیمت‌ها، قادر هستند علت تکانه‌های شدید در قیمت دارایی‌های ریسکی مانند ارز را نشان دهند.

مطالعه حاضر با استفاده از روش مدل‌سازی عامل‌بنیان، به بررسی رفتار نرخ ارز در بازار غیررسمی و تعادلی و شکاف بین این دو نرخ و تبیین چگونگی سازوکار انتقال انتظارات به بازار ارز پرداخته است. برای دستیابی به این هدف، ابتدا به محاسبه الگوی معیار برای نرخ ارز تعادلی در اقتصاد ایران پرداخته شد. مدل معیار نرخ ارز بنیادی (تعادلی) مبتنی بر نظریه مقداری پول و با رویکرد هم‌انباشتگی به محاسبه سری زمانی نرخ ارز تعادلی در ایران با تواتر ماهانه برای دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۸ پرداخته است. در گام دوم، با معرفی کارگزاران با انتظارات ناهمگن و مدل‌سازی رفتار سه نوع کارگزار اقتصادی، متغیرهای معرف انتظارات ناهمگن را ایجاد و با مدل‌سازی اولیه، تغییر و چرخش در رفتار این عوامل را بررسی می‌نماید. به‌طور خاص، تمرکز این مطالعه بر روی ارزیابی و تخمین پویایی‌های مدل‌های با عوامل ناهمگن (HAM) است.

در گام بعدی، با توجه به ادبیات موضوع، سه مدل چرخش رژیم در برآورد ناهمگنی رفتاری کارگزاران اقتصادی مورد ارزیابی و تخمین قرار گرفته است. مکانیزم چرخش براساس عملکرد گذشته BHM، اهمیت عملکرد گذشته را در تعیین وزن پویای قوانین ناهمگنی رفتاری نشان می‌دهد. مدل چرخش رژیم رگرسیون انتقال هموار آستانه‌ای LSTR، با متغیر انتقال درون‌زا و با استفاده از آمارهای بنیادی اقتصاد ایران، پویایی‌های نوسانات را به شیوه بهتری به تصویر می‌کشد. این مدل به نقش متغیرهای بنیادی اقتصاد کلان در شکل دادن به رفتار مبادله‌ای و تأثیر انتخاب استراتژی مبادله تأکید دارد. از طرف دیگر، با مدنظر قرار دادن اینکه نوسانات نرخ ارز صرفاً به یک متغیر قابل مشاهده متکی نبوده و به منظور نشان دادن پویایی‌های تغییرات درونزا با درنظر گرفتن احتمال‌های مربوطه، از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است.

نتایج برازش مدل‌ها نشان می‌دهد، هر سه مدل به‌طور همزمان، وجود ناهمگنی رفتاری در بازار ارز ایران را تأیید می‌کنند. مدل LSTR نسبت به دو مدل دیگر، قدرت توضیح‌دهندگی درون‌نمونه‌ای بهتری دارد. نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ با فرض یک مدل ناهمگنی رفتاری کارگزاران با زنجیره مارکوف وابسته به انتظارات، نشان می‌دهد که برآورد مدل به‌خوبی با دوره‌های رونق و رکود در بازار ارز نرخ ارز ایران، مطابقت دارد.

1. Huang et al. (2010).

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسندگان در نگارش مقاله سهم و مشارکت برابر داشته‌اند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Allen, Helen, and Mark P. Taylor. (1990). Charts, noise and fundamentals in the London Foreign Exchange Market. *The Economic Journal*, 100, No. 400 49-59. https://DOI.org/10.2307/2234183

Boswijk, H. P., C. H. Hommes, and S. Manzan (2007). Behavioral heterogeneity in stock prices. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *31*(6), 1938-1970. https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2007.01.001

Brock, W. A. and C. H. Hommes. (1998). Heterogeneous beliefs and routes to chaos in a Simple Asset Pricing model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *22*(8), 1235-1274.
https://DOI.org/ 10.1016/S0165-1889(98)00011-6

Chiarella, C., S. Ter Ellen, X.-Z. He, and E.Wu. (2015). Fear or fundamentals? Heterogeneous beliefs in the european sovereign CDS market. *Journal of Empirical Finance*, *32*, 19-34.
https://DOI.org/ 10.1016/j.jempfin.2014.11.003

De Jong, E., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels. (2010). Heterogeneity of agents and exchange rate dynamics: Evidence from the EMS. *Journal of International Money and Finance*, *29* (8), 1652-1669.
https://DOI.org/ 10.1016/j.jimonfin.2010.05.007

De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy 98* (4), 703-738.
https://DOI.org/10.3386/w1854

Frankel, J. A. and K. A. Froot. (1987). Understanding the US dollar in the eighties: The expectations of Chartists and Fundamentalists. *NBER Working Paper*, No. R0957.
DOI: 10.3386/w1854

Friedman, M. (1953). The case for flexible exchange rates. *In Essays in Positive Economics*, 157-203. frankel.scholars.harvard.edu

Frijns, B., A. Gilbert, and R. C. Zwinkels. (2013). Market timing ability and mutual funds: A Heterogeneous Agent approach. *Quantitative Finance*, *13*(10), 1613-1620. 32 32
DOI**:** 10.1080/14697688.2013.791749

Gehrig, Thomas, and Lukas Menkhoff. (2004). The use of flow analysis in foreign exchange: Exploratory evidence. *Journal of International Money and Finance*, *23*, No. 4, 573-94.
https://DOI.org/ 10.1016/j.jimonfin.2003.12.006

Goldbaum, D. and R. C. J. Zwinkels. (2014). An empirical examination of heterogeneity and switching in foreign exchange markets. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107, 667-684.
DOI: 10.1016/j.jebo.2013.08.004 https://doi.org/10.1016/j.jebo.2013.08.00

Hommes, C. H. (2006). *Heterogeneous Agent Models in Economics and Finance*.In L. Tesfatsion and K.L. Judd (Ed) Handbook of Computational Economics 2, 1109-1186.
https://DOI.org/10.1016/S1574%E2%80%910021(05)02023%E2%80%91X

Hommes, C. H. and D. in 't Veld. (2017). Booms, Busts And Behavioural Heterogeneity in Stock Prices. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 80, 101-124. .
https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2017.05.006

Hommes, Cars. (2011). The Heterogeneous Expectations Hypothesis: Some Evidence from the Lab. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35, No. 1, 1-24. .
https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2017.05.006

LeBaron, B. (2000). Agent-based computational finance: Suggested readings and early research. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *24*(5-7), 679-702.
https://DOI.org/10.1016/j.jedc.2017.05.006

Lof, M. (2014). Rational speculators, contrarians and excess volatility. *Management Science*, *61*(8), 1889-1901.
https://DOI.org/10.1287/mnsc.2014.1937

Lux, T. (2009). *Stochastic Behavioral Asset Pricing Models and The Stylized Facts*. In T. Hens and K.R. Schenk-Hoppe (Eds.) The Handbook of Financial Markets: Dynamics and Evolution, 161-215.
https://DOI.org/10.1016/B978-012374258-2.50007-5

MacDonald, R. and I. W. Marsh. (1996). Currency forecasters are heterogeneous: Confirmation and consequences. *Journal of International Money and Finance*, *15*(5), 665-685.
https://DOI.org/10.1016/0261-5606(96)00030-7

Manzan, S. and F. H. Westerho. (2007). Heterogeneous expectations, exchange rate dynamics and predictability. *Journal of Economic Behavior and Organization*, *64*(1), 111-128.
https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2006.08.005

Mark, Nelson C. (1995). Exchange rates and Fundamentals: Evidence on long-horizon predictability. *American Economic Review* 85, No. 1, 201-218.
https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2006.08.005

Meese, Richard A., and Kenneth Rogoff. (1983). Empirical Exchange Rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of International Economics* 14, No. 1-2: 3-24.
https://DOI.org/10.1016/0022-1996(83)90017-X

Menkhof, L., R. R. Rebitsky, and M. Schroder. (2009). Heterogeneity in exchange rate expectations: Evidence on the Chartist-Fundamentalist approach. *Journal of Economic Behavior and Organization*, *70*(1), 241-252.
https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2009.01.007

Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of Price Movements. *Econometrica*, *29*(3), 315-335.
https://DOI.org/10.2307/1909635

Reitz, S. and F. Westerho. (2007). Commodity price cycles and heterogeneous speculators: A STAR-GARCH model. *Empirical Economics*, 33, 231-244. .
https://DOI.org/10.1007/s00181-006-0100-7

Terasvirta, T. (2004) *Smooth Transition Regression Modelli.* In H. Lutkepohl and M. Kratzig. (eds); Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press, Cambridge, 17. books.google.com

ter Ellen, S., C. H. Hommes, and R. C. J. Zwinkels. (2017). Comparing behavioural heterogeneity across asset classes. *Norges Bank Working Paper*, 12/2017. . https://DOI.org/10.1016/j.jebo.2019.12.013

ter Ellen, S., W. F. C. Verschoor, and R. C. J. Zwinkels. (2013). Dynamic expectation formation in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 37, 75-97.
https://DOI.org/10.1016/j.jimonfin.2013.06.001

Van Dijk, D., Trasvirta, T. & Franses, P. H. (2000). Smooth transition Autoregressive models - A survey of recent developments. *Econometric Reviews*, Vol. 21, 1-47.
https://DOI.org/ 0.1081/ETC-120008723

Westerho, F. and S. Reitz. (2005). Commodity price dynamics and the nonlinear market impact of technical traders: Empirical evidence for the US corn market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, *349*(3), 641-648. 36.
https://DOI.org/10.1016/j.physa.2004.11.015

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 299-330

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27945

Determining ICT Subsidies for Achieving Environmental Goals of the Intergovernmental Panel on Climate Change in Iran and Middle Eastern Countries: A RICE Approach

Neda Jamshidi [1], Rouhollah Shahnazi [2], Ebrahim Hadian [3] Sakine Owjimehr[4]

1. Ph.D. Candidate in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran**.** Email: n.jamshidi23@gmail.com
2. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. (Corresponding Author) Email: rshahnazi@shirazu.ac.ir.
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: ehadian@rose.shirazu.ac.ir
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran. Email: s.ojimehr@shirazu.ac.ir

Abstract

In response to global commitments to address climate change, economic policies must align with the goal of reducing carbon dioxide (CO_2) emissions and achieving the targets set by the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Information and Communication Technology (ICT) is increasingly recognized as a strategic tool influencing both economic productivity and environmental sustainability. Assessing the appropriate level of economic support for ICT in alignment with IPCC goals is, therefore, a critical step toward managing this technology for sustainable development. This study aims to estimate the ICT subsidy levels required to achieve IPCC environmental targets using the Regional Integrated Climate–Economy (RICE) model. It also investigates the impact of ICT on economic growth and CO_2 emissions. The model is calibrated for Iran and Middle Eastern countries using structural parameters developed by Nordhaus in 2013, and simulations are conducted under four scenarios: (1) a baseline scenario, (2) baseline with ICT, (3) a 2°C temperature constraint scenario (aligned with IPCC goals), and (4) a 2°C scenario with ICT integration. Results show that ICT subsidies are lowest in the baseline scenario and increase significantly under the 2°C constraint scenario. ICT implementation leads to higher economic growth, lower CO_2 concentrations, reduced global temperature, and decreased carbon pricing compared to non-ICT scenarios. These findings highlight the need for targeted ICT support through subsidies for low-carbon digital projects, improved infrastructure in underserved regions, and tax incentives for technology-based businesses—advancing CO_2 reduction, IPCC compliance, and economic development simultaneously.

Article information

Review History:

Received: Mar. 26, 2025

Revised: Apr. 15, 2025

Accepted: may. 24, 2025

Published online: des.08, 2025

Keywords:

CO_2 Emissions

Economic Growth

Regional Integrated Model of Climate and Economy (RICE)

ICT Subsidies

JEL Classification:

O33, Q54, Q58, C68, F64

Corresponding Author:

rshahnazi@shirazu.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 299-330

Aim and Introduction:
In response to global commitments to combat climate change, economic policies must be structured to reduce carbon dioxide (CO_2) emissions and achieve the objectives set by the IPCC. One of the key instruments in this context is ICT, which significantly affects both economic productivity and environmental sustainability. ICT enhances efficiency across various economic sectors while simultaneously contributing to emission reduction strategies. Therefore, evaluating economic support for ICT in alignment with IPCC objectives is crucial for managing this technology effectively toward sustainable development.
This study aims to quantify the ICT subsidies necessary to meet the environmental targets of the IPCC using the RICE model. It also examines the impact of ICT on economic growth and CO_2 emissions.

Methodology:
To achieve the research objectives, this study utilizes the theoretical framework of the RICE model, specifically applied to Iran and Middle Eastern countries. The structural parameters of the model are adopted from Nordhaus (2013), and simulations are conducted under four different scenarios:
1) Baseline scenario – reflecting business-as-usual economic growth without ICT integration.
2) Baseline with ICT – incorporating ICT development into the economic system.
3) 2 ℃ temperature constraint – aligning with the IPCC's climate target but excluding ICT considerations.
4) 2 ℃ constraint with ICT – integrating ICT in a constrained climate regime.
These scenarios are used to estimate the ICT subsidy levels required to achieve environmental goals while considering their effects on economic growth and CO_2 emissions. The model incorporates dynamic interactions among economic activities, technological advancements, and climate policies, providing a comprehensive analysis of how ICT subsidies can influence regional economic and environmental outcomes.

Findings:
The results present a compelling case for policy-driven ICT expansion. In both Iran and Middle Eastern countries, the baseline scenarios yield the lowest ICT subsidy requirements. However, when climate constraints are introduced—particularly the IPCC's 2°C target—the need for subsidies increases substantially. This suggests that more stringent environmental goals necessitate stronger financial support for clean technology transitions.
Importantly, ICT implementation not only reduces CO_2 concentrations but also generates significant positive effects on regional economic growth. By enhancing productivity and enabling low-carbon innovation, ICT lowers the average global temperature trajectory while improving macroeconomic performance. Moreover, scenarios incorporating ICT exhibit notably lower carbon prices, indicating that ICT adoption serves as a cost-effective mitigation mechanism.

In the Middle East, where digital infrastructure is expanding rapidly but unevenly, the required subsidies are higher than in Iran, reflecting differences in baseline ICT penetration, governance capacity, and institutional readiness. Nevertheless, both regions demonstrate improved economic outcomes and environmental indicators when ICT is integrated under constrained scenarios.

Discussion and Conclusion:

The integration of ICT into environmental–economic models such as RICE underscores its strategic value in advancing sustainable development. By facilitating real-time emissions monitoring, optimizing energy consumption, and digitizing traditionally resource-intensive sectors, ICT can act as a catalyst for green growth. The study's findings underscore the necessity of tailored ICT subsidy programs that reflect each region's unique developmental challenges and opportunities.

Crucially, the simulations indicate that ICT does not merely function as a supportive tool—it actively transforms the policy landscape. Its capacity to lower the marginal cost of carbon abatement and reduce dependency on fossil-fuel-driven growth models makes it indispensable for climate-smart policy design. In scenarios where ICT is present, the economic system demonstrates greater resilience to climate shocks and stricter emissions regulations, supporting the notion that digital transformation can be harmonized with ecological sustainability.

Furthermore, the study identifies a strong inverse relationship between ICT proliferation and CO_2 intensity, particularly when subsidies are optimized. This finding supports the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis, which posits an inverted U-shaped relationship between environmental degradation and economic growth. Environmental degradation initially increases with growth but declines after reaching a certain level of technological maturity and institutional efficiency. ICT accelerates this turning point by fostering cleaner production methods and smarter consumption patterns.

From a policy perspective, this research advocates for smart, region-specific subsidy strategies that maximize the environmental return on investment. Subsidies should prioritize digital infrastructure in underserved areas, incentivize private-sector innovation, and be complemented by measures such as carbon pricing and regulatory reform.

In conclusion, the study confirms that ICT is a critical enabler in the global response to climate change. When supported by appropriate economic incentives, it not only reduces greenhouse gas emissions but also drives inclusive economic growth. For countries such as Iran and those in the Middle East, where climate risks are high and digital transitions are ongoing, investing in ICT subsidies is not merely a policy option—it is a strategic imperative.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۲۹۹ تا ۳۳۰
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27945

تعیین یارانه فناوری اطلاعات و ارتباطات جهت تحقق اهداف زیست‌محیطی هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم در ایران و کشورهای خاورمیانه: رهیافت RICE

ندا جمشیدی[۱]، روح‌اله شهنازی[۲]، ابراهیم هادیان[۳]، سکینه اوجی‌مهر[۴]

۱. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
n.jamshidi23@gmail.com

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول).
rshahnazi@shirazu.ac.ir

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
ehadian@rose.shirazu.ac.ir

۴: دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.
s.ojimehr@shirazu.ac.ir

چکیده

در راستای تعهدات جهانی مقابله با تغییرات اقلیمی، سیاست‌های اقتصادی باید به کاهش انتشار کربن دی‌اکسید (CO_2) و تحقق اهداف هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم (IPCC) کمک کنند. یکی از ابزارهای مورد توجه در این زمینه، فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) است که ممکن است بر بهره‌وری اقتصادی و اثرات زیست‌محیطی تأثیرگذار باشد. هدف از این پژوهش، برآورد میزان یارانه بر ICT جهت تحقق اهداف زیست‌محیطی IPCC در چهارچوب مدل منطقه‌ای ادغام اقلیم و اقتصاد (RICE) و نیز بررسی اثر ICT بر رشد اقتصادی و انتشار CO_2 نیز می‌باشد. برای این منظور، با استفاده از پارامترهای ساختاری مدل نوردهاوس (۲۰۱۳)، ۴ سناریو (پایه، پایه با اعمال ICT، محدودیت دمایی ۲ درجه (مطابق با هدف IPCC)، و محدودیت دمایی ۲ درجه با اعمال ICT) برای مناطق ایران و کشورهای خاورمیانه شبیه‌سازی شده است. نتایج نشان می‌دهند که در هر دو منطقه مورد بررسی، در سناریوی پایه، یارانه ICT در پایین‌ترین مقدار خود قرار دارد، اما در سناریوی محدودیت دمایی، این یارانه به‌صورت تصاعدی افزایش می‌یابد. همچنین، ICT منجر به افزایش رشد اقتصادی، کاهش غلظت کربن، کاهش قیمت کربن و کاهش دمای متوسط شده است.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۴/۱/۶
بازنگری: ۱۴۰۴/۱/۲۶
پذیرش: ۱۴۰۴/۳/۳
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۷

کلمات کلیدی:
انتشار CO_2
رشد اقتصادی
مدل منطقه‌ای ادغام اقلیم و اقتصاد
یارانه فناوری اطلاعات و ارتباطات

طبقه‌بندی JEL:
O33 ،Q54 ،Q58 ،C68 ،F64

نویسنده مسئول:
rshahnazi@shirazu.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. بر اساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، دغدغه حفظ محیط‌زیست و کاهش آسیب‌های ناشی از تغییرات اقلیمی، به یکی از اولویت‌های اصلی سیاستگذاران اقتصادی تبدیل شده است. کشورها در تلاش‌اند تا ضمن تداوم رشد اقتصادی، میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای به‌ویژه انتشار کربن دی‌اکسید (CO_2)، را در راستای تعهدات بین‌المللی مانند اهداف هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم[1] (IPCC) کاهش دهند. با این حال، همزمانی اهداف رشد و حفاظت محیط‌زیست، گاه با چالش تعارض منافع مواجه است. از یک سو، تولید و مصرف انبوه کالاها با هدف ارتقاء سطح استانداردهای زندگی بشر انجام می‌شود و از سوی دیگر، همین فرایندها منجر به بروز آسیب‌های جدی زیست‌محیطی شده‌اند که دستیابی همزمان به هر دو هدف را دشوار می‌سازد. این تعارض، دولت‌ها را ملزم می‌کند تا در اجرای برنامه‌های رشد و توسعه اقتصادی، سیاست‌هایی اتخاذ نمایند که انتشار CO_2 را نیز کنترل کند.

در این میان، یکی از ابزارهایی که در سال‌های اخیر با سرعت چشمگیر در حال گسترش است، فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) می‌باشد. گسترش فعالیت‌های دولت الکترونیک، بانکداری دیجیتال، تجارت الکترونیک و خدمات مشابه، بیانگر اهمیت روزافزون این فناوری در ساختارهای اقتصادی و اجتماعی است. ICT به هر نوع دستگاه ارتباطی یا برنامه کاربردی از قبیل رادیو، تلویزیون، تلفن‌های همراه، رایانه، نرم‌افزار، سخت‌افزارهای شبکه و سیستم‌های ماهواره‌ای اطلاق می‌شود که مجموعه متنوعی از خدمات را ارائه می‌دهند (بریگلاور[2]، ۲۰۲۳).

در ایران نیز، این روند رشد کاملاً مشهود است. فناوری اطلاعات و ارتباطات، سهم قابل‌توجهی از اقتصاد را به‌خود اختصاص داده است؛ به‌طوری‌که طبق گزارش سازمان توسعه صنعتی ملل متحد، سهم این بخش در تولید ناخالص داخلی کشور در سال ۲۰۱۷ حدود ۲/۵ درصد برآورد شده است. این سهم در سال‌های اخیر افزایش یافته و روندی رو به رشد داشته است؛ اما گسترش ICT صرفاً یک پدیده اقتصادی نیست؛ این فناوری پیامدهایی زیست‌محیطی نیز دارد.

بررسی‌ها نشان می‌دهند که انتشار سرانه CO_2 در ایران در سال ۲۰۲۱ حدود ۷/۶۶ تن گزارش شده که بالاتر از میانگین جهانی است (ورلدومتر[3]، ۲۰۲۵). این داده‌ها، زنگ خطری برای اثرات جانبی توسعه فناوری در غیاب سیاست‌های تنظیمی مؤثر محسوب می‌شود.

درواقع، فناوری‌های ارتباطی، علاوه بر نقش مهمی که در رشد اقتصادی ایفا می‌کنند، تأثیرات قابل‌توجهی نیز بر محیط‌زیست دارند. این تأثیر از سه کانال اصلی ناشی می‌شود: ۱- اثرات استفاده، شامل افزایش تقاضا برای تجهیزات ICT است که هم اثرات منفی (نظیر تولید و دفع تجهیزات) و هم مثبت (مانند پایش و کنترل آلاینده‌ها) دارد؛ ۲- اثر جایگزینی، که به بهینه‌سازی فرایندهای تولید و

1. The Intergovernmental Panel on Climate Change
2. Briglauer et al. (2023).
3. Worldometer (2021).

کاهش انتشار CO_2 از طریق جایگزینی کالاهای فیزیکی با خدمات دیجیتال مانند آموزش و تجارت الکترونیک مربوط می‌شود؛ ۳- اثرات هزینه که ناشی از کاهش قیمت خدمات ICT است و می‌تواند با افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات، منجر به افزایش انتشار CO_2 گردد (نجاتی و شاه[1]، ۲۰۲۳؛ شهنازی و دهقان شبانی[2]، ۲۰۱۹). درنتیجه، تأثیر نهایی ICT بر محیط‌زیست، تابعی از برآیند این سه اثر متضاد است. مطالعات تجربی نیز بر پیچیدگی این رابطه تأکید دارند.

با توجه به پیچیدگی و گاه تناقض‌آمیز بودن آثار زیست‌محیطی ICT، بررسی این تأثیرات در کشورهایی با سطوح متفاوت توسعه فناوری و میزان تدوین و اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی، اهمیت ویژه‌ای دارد. در این میان، کشورهای خاورمیانه، از جمله ایران، طی دهه اخیر شاهد توسعه قابل‌توجه زیرساخت‌های ICT بوده‌اند. با این حال، این روند توسعه همزمان با چالش‌هایی مانند نابرابری در دسترسی، پراکندگی سیاست‌ها و ضعف در حکمرانی دیجیتال همراه بوده است. ازاین‌رو، تحلیل‌های سیاست‌محور در این زمینه، باید متکی به شرایط واقعی این مناطق باشد تا بتوان با طراحی سیاست‌های متناسب، اثرات مثبت ICT بر محیط‌زیست را تقویت و آثار منفی آن را کنترل کرد. در این چهارچوب، بررسی تجربه‌های پیشین دربارهٔ تأثیر متغیرهای اقتصادی بر آلودگی زیست‌محیطی در سطوح ملی و منطقه‌ای، می‌تواند مبنای مناسبی برای گسترش تحلیل‌ها در حوزهٔ ICT فراهم آورد؛ چراکه این تجربیات، به درک بهتر تعامل میان اقتصاد، محیط‌زیست و فناوری کمک می‌کنند. بر این اساس، سیاست‌های حمایت مالی از ICT نیز باید با درنظر گرفتن همین پیچیدگی‌های اقتصادی و نهادی و با تکیه بر شواهد بومی‌شده، طراحی شوند؛ اما پیش از پرداختن به طراحی این سیاست‌ها، ضروری است که به شرایطی پرداخته شود که تحت آن‌ها ICT می‌تواند در مسیر توسعه پایدار هدایت شود.

درصورتی‌که اثراتِ زیست‌محیطیِ ICT در مسیر رشد اقتصادی مثبت باشد و منجر به بهبود کیفیت محیط‌زیست گردد، می‌تواند کشورها را به سمت توسعه پایدار هدایت کند؛ اما درصورتی‌که اثرات زیست‌محیطی این نوع ابزارها، منفی باشد و کیفیت محیط‌زیست را کاهش دهد، دو هدف مذکور در تعارض با هم قرار گرفته و دستیابی به توسعه پایدار دشوار خواهد شد. بنابراین، اثراتِ زیست‌محیطیِ نامشخصِ ICT و گسترش اجتناب‌ناپذیر آن ایجاب می‌کند که سیاستگذاران در برنامه‌های دستیابی به توسعه پایدارِ خود، از ابزارهایی بهره گیرند که اثرات منفی را کاهش داده و اثرات مثبت آن را تقویت کنند (نگویین و له[3]، ۲۰۲۴).

1. Nejati & Shah (2023).
2. Shahnazi & Dehghan Shabani (2019).
3. Nguyen & Le (2024).

در این راستا، یکی از سیاست‌هایی که می‌تواند در خصوص ICT به‌کار گرفته شود، اعمال یارانه‌های مالی (مثبت یا منفی) بر آن‌ها است. طبق تعریف سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)[1] و بانک جهانی، یارانه‌های ICT شامل هرگونه حمایت مالی مستقیم یا غیرمستقیم دولت‌ها از تولید، توسعه، عرضه و یا مصرف خدمات و زیرساخت‌های مرتبط با این فناوری هستند (OECD، ۲۰۱۷؛ بانک جهانی[2]، ۲۰۱۳). این حمایت‌ها معمولاً با هدف کاهش هزینه‌های دسترسی، ارتقاء پوشش دیجیتال، بهبود کیفیت خدمات و افزایش شمول دیجیتال در جامعه ارائه می‌شوند.

در صورتی‌که ICT اثر فزاینده بر انتشار CO_2 داشته باشد، با اعمال یارانه منفی (مالیات)، هزینه استفاده از آن افزایش یافته و درنتیجه، مصرف آن کاهش می‌یابد. در مقابل، اگر ICT اثری کاهنده بر انتشار CO_2 داشته باشد، با اعمال یارانه مثبت بر این فناوری‌ها، می‌توان به افزایش بهره‌گیری از آن کمک کرد. در چنین شرایطی، حمایت هدفمند از ICT می‌تواند موجب کاهش آثار زیان‌بار زیست‌محیطی گردد. با این حال، پرسش اساسی آن است که آیا هر سطحی از یارانه بر این فناوری‌ها اعمال شود، منجر به تحقق این هدف می‌شود یا باید سطح مشخص و بهینه‌ای از یارانه برای آن تعیین گردد؟ از این‌رو، در پژوهش حاضر، تلاش شده است تا با بهره‌گیری از مدل منطقه‌ای ادغام اقلیم و اقتصاد ۳(RICE)، میزان یارانه لازم برای ICT به‌منظور تحقق اهداف زیست‌محیطی تعیین شده توسط IPCC محاسبه گردد. علاوه بر این، تأثیر این یارانه‌ها بر رشد اقتصادی و انتشار CO_2 در مناطق ایران و خاورمیانه نیز بررسی می‌شود.

نوآوری اصلی پژوهش، تعیین مقدار یارانه روی ICT به‌عنوان یک سیاست جدید برای مقابله با آلودگی‌های زیست‌محیطی به‌هنگام افزایش رشد اقتصادی است. در ادامه، ابتدا پیشینه پژوهش شامل مختصری از مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی ارائه شده، سپس در بخش سوم، مدل مورد استفاده در پژوهش، به‌طور مختصر تشریح شده، در بخش چهارم، نتایج تجربی مطالعه آورده شده و در نهایت، در بخش پایانی، بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲. پیشینه پژوهش

در مطالعات متعددی، سیاست‌های مقابله با آلودگی‌های زیست‌محیطی، با بهره‌گیری از مدل‌های تعادل عمومی و مدل‌های ادغام اقلیم و اقتصاد مثل DICE[4] و RICE، و همچنین نقش ICT در این حوزه، بررسی شده است. این مطالعات در دو دسته زیر مرور می‌شوند:

---

1. OECD
2. World Bank (2014).
۳. مدل RICE (Regional Integrated model of Climate and the Economy) یک مدل تعادل عمومی پویای منطقه‌ای است که توسط William Nordhaus برای شبیه‌سازی تعامل میان متغیرهای اقتصادی و اقلیمی در مناطق مختلف جهان توسعه یافته است.
4. Dynamic Integrated Climate-Economy

۱-۲. سیاست‌های مقابله با آلودگی‌های زیست‌محیطی

این دسته از مطالعات، عمدتاً به روش تعادل عمومی و نظریه بازی‌ها انجام شده‌اند. در ایران، بخشی دستجردی و همکاران (۱۳۹۷)، با مدل DICE نشان دادند که افزایش عدالت بین نسلی باعث کاهش گرمایش زمین و افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

فرازمند و همکاران (۱۳۹۸)، نیز با این مدل، هزینه اجتماعی کربن را برای ایران در سال ۱۳۹۵ برابر با ۵۱۳۸۹۱/۲۳۲ ریال بر تن CO_2 اعلام کردند.

حق‌شناس و همکاران (۱۴۰۰)، در چهارچوب مدل RICE افزایش دما تا ۴/۴۹ درجه تا سال ۲۱۰۵ را در نبود سیاست‌های ممانعتی پیش‌بینی کردند.

نوروزی و همکاران (۱۴۰۳)، با درونزاسازی رشد در RICE نشان دادند که مالیات بهینه بر کربن، می‌تواند دمای جهانی را زیر دو درجه حفظ کند.

سایر مطالعات در این زمینه، عمدتاً با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی، نظریه بازی‌ها و مدل‌های اقتصادسنجی، به بررسی اثرات مالیات بر کربن و یارانه‌های انرژی پرداخته‌اند؛ از جمله، نعمت‌اللهی و همکاران (۱۳۹۷)، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، اثرگذاری همزمان مالیات انرژی و یارانه R&D را در کاهش مصرف انرژی و آلودگی تأیید کردند.

جهانگرد و همکاران (۱۳۹۸)، نیز نشان دادند که مالیات بر انتشار کربن، مؤثرتر از مالیات بر قیمت انرژی است.

فرجی دیزجی (۱۴۰۱)، دریافت که مالیات کربن، توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر را در OECD تقویت می‌کند.

نعمت‌الهی سروستانی و همکاران (۱۴۰۲)، با استفاده از الگوی تعادل عمومی محیط‌زیست‌محور، پروژه تحلیل تجارت جهانی[1] (GTAP-E) کاهش تولید و تجارت صنایع انرژی‌بر ایران را در پی تعرفه کربن جهانی نشان دادند.

صیادی و همکاران (۱۴۰۲)، نیز با تحلیل سناریوهای حذف یارانه انرژی در ایران، کاهش انتشار CO_2 در بلندمدت و کاهش تولید در کوتاه‌مدت را تأیید کردند.

در مطالعات بین‌المللی، لیو و همکاران[2] (۲۰۱۷) و ژو و همکاران[3] (۲۰۱۸)، با استفاده از مدل‌های بازی تکاملی، دریافتند که سیاست‌های مالیاتی و یارانه‌ای پویا مؤثرتر از سیاست‌های ایستا هستند.

یویین و جینکسی[4] (۲۰۱۸)، دریافتند که یارانه‌های دولتی به کاهش انتشار کربن کمک می‌کند، اما مالیات کربن تنها در شرایط خاصی مؤثر است.

---

1. The global trade analysis project
2. Liu et al. (2017).
3. Zhu et al. (2018).
4. Yuyin & Jinxi (2018).

چن و هو[1] (۲۰۱۸؛ ۲۰۲۰)، نشان دادند، ترکیب مالیات و یارانه و همکاری دولت-مردم اثربخشی بیشتری دارد.

قزوانی و همکاران[2] (۲۰۲۰)، کاهش انتشار CO_2 در اروپا با مالیات را تأیید کردند.

یو[3] (۲۰۲۰)، به تأثیر گروه‌های ذی‌نفع بر نوع سیاست مالیاتی یا یارانه‌ای کربن پرداخت و دریافت که کشورها بسته به نفوذ این گروه‌ها، سیاست‌های متفاوتی را اتخاذ می‌کنند.

دو و همکاران[4] (۲۰۲۱)، نیز مزیت مالیات پویا را برای توسعه ساختمان‌های کم‌کربن نشان دادند.

۲-۲. ICT و آلودگی‌های زیست محیطی

دیدگاه‌ها درباره تأثیر ICT متفاوت است؛ برخی آن را افزایش‌دهنده و برخی کاهش‌دهنده آلودگی‌های زیست‌محیطی می‌دانند، و گروهی به رابطه غیرخطی اشاره دارند.

در ایران، فلاحی و همکاران (۱۳۹۱)، اثر مثبت خطوط تلفن و منفی کاربران اینترنت بر محیط‌زیست را یافتند.

مراد حاصل و مزینی (۱۳۹۲)، نشان دادند، اثر ICT بر آلودگی در کشورهای توسعه‌یافته، افزایشی و در کشورهای در حال توسعه، نامحسوس است.

علوی‌پور و همکاران (۱۳۹۲)، نیز به آثار دوگانه ICT اشاره کردند.

قاسمی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۵)، اثر مثبت ICT بر انتشار CO_2 در کشورهایِ در حال توسعه و اثر منفی در کشورهایِ توسعه یافته را گزارش دادند.

جعفری پرویزخانلو و همکاران (۱۴۰۰) و علمی و آریان‌فر (۱۴۰۲)، وجود رابطه U معکوس بین ICT و انتشار CO_2 را تأیید کردند.

همچنین، حاجی‌پور اپوراری و همکاران (۱۴۰۲) ،نشان دادند که کاهش تعرفه واردات کالاهای ICT، اگر با افزایش بهره‌وری همراه نباشد، به کاهش تولید انرژی‌های تجدیدپذیر می‌انجامد. در مقابل، اگر بهره‌وری نیز ارتقا یابد، هم تولید انرژی‌های پاک افزایش و هم، انتشار CO_2 کاهش می‌یابد. در مطالعات خارجی، رحیم و همکاران[5] (۲۰۲۰)، ارشد و همکاران[6] (۲۰۲۰)، آووم و همکاران[7] (۲۰۲۰)،

1. Chen & Hu (2018).
2. Ghazouani et al. (2020).
3. Yu (2020).
4. Du et al. (2021).
5. Raheem et al. (2020).
6. Arshad et al. (2020).
7. Avom et al. (2020).

مگازینو و همکاران[1] (۲۰۲۱)، آلاتاش[2] (۲۰۲۱) و شارفالدین و کاهیا[3] (۲۰۲۱)، تأثیر مثبت ICT بر افزایش انتشار CO_2 را گزارش کردند.

در مقابل، اوزجان و آپرگیس[4] (۲۰۱۸)، لو[5] (۲۰۱۸)، ژانگ و همکاران[6] (۲۰۱۹)، خان و همکاران[7] (۲۰۲۰)، اولوکاک و خان[8] (۲۰۲۰)، چین و همکاران[9] (۲۰۲۱)، ون و همکاران[10] (۲۰۲۲)، مرشد[11] (۲۰۲۰)، کاهولی و همکاران[12] (۲۰۲۲) و شبنم‌نژاد و شیرازی[13] (۲۰۲۲)، شواهدی از تأثیر منفی ICT بر انتشار CO_2 و بهبود کیفیت محیط‌زیست ارائه کرده‌اند.

عده‌ای نیز همچون لنرفورس و همکاران[14] (۲۰۱۵)، آسونگو و همکاران[15] (۲۰۱۸)، دهقان شبانی و شهنازی[16] (۲۰۱۹) و خان و همکاران (۲۰۲۲)، تأثیرات ICT را وابسته به بخش‌ها یا گروه کشورها می‌دانند و بر وجود اثرات خالص متناقض یا ترکیبی تأکید دارند.

اپیا اوتو و همکاران[17] (۲۰۲۲)، نیز اثر متفاوت ICT برحسب کیفیت آن در کشورها را گزارش کرده‌اند.

همچنین، هیگونا و همکاران[18] (۲۰۱۷)، شهنازی و دهقان شبانی (۲۰۱۹)، فیصل و همکاران[19] (۲۰۲۰) و بن لاهویی و همکاران (۲۰۲۲)، ادعا کردند که رابطه بین ICT و انتشار CO_2، یک رابطه U معکوس شکل است؛ به‌طوری‌که پس از عبور از یک آستانه، نفوذ ICT، موجب کاهش تخریب محیط‌زیست می‌شود.

با توجه به پژوهش‌های مذکور، می‌توان گفت اثر ICT بر انتشار CO_2 چالش برانگیز بوده و لازم است علاوه‌بر سیاست‌های مذکور برای مقابله با انتشار CO_2، یارانه ICT نیز اعمال شود؛ در حالی که

1. Magazzino et al. (2021).
2. Alataş (2021).
3. Charfeddine & Kahia (2021).
4. Ozcan & Apergis (2018).
5. Lu (2018).
6. Zhang et al. (2019).
7. Khan et al. (2020).
8. Ulucak & Khan et al. (2020).
9. Chien et al. (2021).
10. Wen et al. (2022).
11. Murshed (2020).
12. Kahouli et al. (2022).
13. Shaaban-Nejad & Shirazi (2022).
14. Lennerfors et al. (2015).
15 Asongu et al. (2018).
16. Shabani & Shahnazi (2019).
17. Appiah-Otoo et al. (2022).
18. Higón et al. (2017).
19. Faisal et al. (2020).

اکثر پژوهش‌هایی که در زمینه حفاظت از محیط‌زیست انجام شده، یا فناوری‌های اطلاعات و ارتباطات را در نظر نگرفته‌اند و یا اگر این فناوری‌ها را در نظر گرفته‌اند، از فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس استفاده کرده‌اند و در مدل‌های مهمی مثل مدل DICE که یک مدل مورد توافق جهانی است، خلأ این نوع فناوری‌ها وجود دارد.

از این‌رو، در پژوهش حاضر، این نوع فناوری‌ها به مدل RICE اضافه شده و در این اقتصاد، علاوه‌بر قیمت کربن، یارانه ICT در زمینه سیاست‌های مقابله با آلودگی‌های زیست‌محیطی محاسبه شده است. برای این منظور، در بخش بعدی، مدل RICE توسعه‌یافته و نحوه وارد کردن ICT در ساختار آن توضیح داده خواهد شد.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. معرفی مدل پژوهش

مدل نظری مورد استفاده در این مطالعه براساس مدل RICE ساخته می‌شود. این مدل، توسعه یافته مدل DICE می‌باشد. مدل DICE، اولین الگویی است که اقتصاد و اقلیم را در چهارچوب بهینه‌سازی پویا بررسی می‌کند. این مدل برای نخستین بار توسط ویلیام نوردهاوس[1] در دوره ۱۹۷۹-۱۹۷۴ ابداع و در ادبیات اقتصاد تغییرات آب‌و هوا و گرمای جهانی به‌طور گسترده مورد استفاده قرار گرفت. نسخه‌های ارتقاءیافتهٔ این مدل در دوره‌های ۱۹۸۲-۱۹۸۰، ۱۹۹۴-۱۹۹۰، ۲۰۰۰-۱۹۹۷ و در سال ۲۰۰۷ و ۲۰۱۰ توسط نوردهاوس با همکاری چند تن دیگر از محققان ارائه گردید. در یکی از این توسعه‌ها که توسط نوردهاوس و یانگ[2] (۱۹۹۶) انجام شد، مدل DICE به ده گروه مختلف از کشورهای عضو سازمان ملل تجزیه، و مدل RICE ساخته شد.

مدل RICE یا مدل منطقه‌ای ادغام شده آب و هوا و اقتصاد، یک مدل منطقه‌ای، پویا و تعادل عمومی اقتصاد است که فعالیت اقتصادی را با منابع، انتشارات و پیامدهای انتشار گازهای گلخانه‌ای و تغییرات اقلیمی ادغام می‌کند. در مدلRICE، جهان به تعدادی از مناطق تقسیم شده است و برای هر کدام از این مناطق، درجات مختلف همکاری بین ملت‌ها در نظر گرفته می‌شود. هر منطقه دارای سرمایه اولیه، جمعیت و تکنولوژی اولیه است. جمعیت و تکنولوژی برونزا فرض می‌شود. تابع تولید کاب‌داگلاس است. در بلندمدت، سرمایه کاملا متحرک است؛ به‌طوری‌که بازده واقعی سرمایه در مناطق مختلف، برابر می‌شود. تابع ترجیحات هر منطقه، یک تابع مطلوبیت لگاریتمی است. همچنین، مدل RICE شامل معادلات انتشارات ویژه منطقه، معادله غلظت جهانی، معادله جهانی تغییر آب و هوا و روابط منطقه‌ای آسیب آب و هوا است. انتشارات درون‌زا محدود به CO_2 است، درحالی‌که سایر

1. Nordhaus
2. Nordhaus & Yang (1996).

گازهای گلخانه‌ای به‌عنوان برونزا مورد بررسی قرار می‌گیرند. همچنین در این مدل، فرض می‌شود که اثرات اقتصادی تغییرات آب و هوا همراه با افزایش دما، افزایش می‌یابد.

مدل RICE برمبنای مدل رشد بهینه رمزی[1] است که به‌صورت یک مسأله بهینه‌یابی بیان می‌شود. هر مسأله بهینه‌یابی، دارای یک تابع هدف و تعدادی قید است. در ادامه، معادلات مدل به تفکیک تابع هدف و قیدها شرح داده می‌شود.

در این مدل، فرض شده مناطق یک تابع رفاه اجتماعی دارند که براساس آن، مجموع مطلوبیت ناشی از مصرف سرانه‌ای که برحسب جمعیت وزن‌یافته را حداکثر می‌کنند. معادله (۱) بیان ریاضی تابع هدف مدل برای منطقه i می‌باشد.

$$\max_{c_i(t)} W = \sum_{i=1}^{2} \sum_{t=1}^{T\,max} \frac{\varphi_{it} U^i[c_i(t), L_i(t)]}{(1+\rho)^t} \qquad (۱)$$

که در آن:

W: تابع رفاه اجتماعی که توسط سطح مصرف سرانه کشور یا منطقه i تعیین می‌شود؛

φ_{it}: وزن رفاه در کشور i؛

ρ: نرخ خالص ترجیح زمانی اجتماعی در زمان t و بنابراین، $R(t) = (1+\rho)^{-t}$ عامل تنزیل است؛

$U^i[c_i(t), L_i(t)]$: مطلوبیت ناشی از مصرف سرانه برای کشور i است که فرم صریح این تابع از نوع کشش جانشینی ثابت (CES) به شکل رابطه (۲) در نظر گرفته شده و α مقدار ثابت کشش مطلوبیت نهایی ناشی از مصرف سرانه است؛

$$U^i[c_i(t), L_i(t)] = \frac{L_i(t)[c_i(t)^{1-\alpha}]}{(1-\alpha)} \qquad (۲)$$

$c_i(t)$: جریان مصرف سرانه در زمان t؛

$L_i(t)$: سطح جمعیت در زمان t، که متناسب با نهاده نیروی‌کار است.

بنابراین معادله (۳)، شکل خاصِ تابع هدف منطقه i می‌باشد:

$$\max_{c_i(t)} W = \sum_{i=1}^{2} \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\varphi_{it}\, R(t) L_i(t)[c_i(t)^{1-\alpha}]}{(1-\alpha)} \qquad (۳)$$

محدودیت‌های این تابع هدف در ادامه تشریح شده است. تابع تولید در مدل RICE، تابع تولید استاندارد نئوکلاسیک است. برای منطقه i، تولید ناخالص داخلی یک تابع تولید کاب‌داگلاس با

1. Ramsey Model of Optimal Economic Growth

بازدهی ثابت به مقیاس و به‌صورت تابعی از سرمایه، نیروی‌کار[۱] و سطح تکنولوژی در منطقه i و دوره t، است. بنابراین، تولید ناخالص داخلی یا منطقه‌ای به‌صورت رابطه (۴) است:

$$Y_i(t) = A_i(t)K_i(t)^{\gamma}L_i(t)^{1-\gamma} \quad (۴)$$

که در آن، γ کشش تولید نسبت به سرمایه، $A_i(t)$ سطح تکنولوژی و $K_i(t)$ موجودی سرمایه است که به‌صورت رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$K_i(t)=I_i + (1-\delta_K)K_i(t-1) \quad (۵)$$

$I_i(t)$ سرمایه‌گذاری ناخالص منطقه i در زمان t و δ_K نرخ استهلاک موجودی سرمایه است.

همچنین تولید ناخالص ملی یا منطقه‌ای (خالص از خسارت آب و هوا و هزینه‌های کاهش) نیز به صورت رابطه (۶) است:

$$Q_i(t)= \Omega_i(t)[1-\Lambda_i(t)]Y_i(t) \quad (۶)$$

که در آن، $\Lambda_i(t)$ هزینه کاهش انتشار (هزینه‌های کاهش به‌عنوان کسری از تولید منطقه‌ای) و $\Omega_i(t)$ خسارت آب و هوا (خسارات آب و هوایی به‌عنوان کسری از تولید منطقه) یا به عبارت بهتر، عامل از بین رفتن تولید به‌دلیل کنترل انتشار گازهای گلخانه‌ای و آسیب‌های ناشی از تغییرات آب و هوایی در منطقه i و در آغاز دوره t است. $\Lambda_i(t)$ با رابطه (۷) مشخص می‌شود:

$$\Lambda_i(t) = Y_i(t)\theta_1(t)\mu_i(t)^{\theta_2} \quad (۷)$$

که در آن، $\theta_1(t)$ و θ_2 پارامترهای تابع هزینه کاهش انتشار، $\mu_i(t)$ نرخ کنترل انتشار (کسری از انتشارات کنترل نشده) است. همچنین، $\Omega_i(t)$ با رابطه (۸) مشخص می‌شود:

$$\Omega_i(t) = \frac{g_i[T(t), SLR(t), M_{AT}(t)]}{1+g_i[T(t), SLR(t), M_{AT}(t)]} = \frac{D_i(t)}{1+D_i(t)} \quad (۸)$$

که در آن، $D_i(t)$ یا $g_i[T(t), SLR(t), M_{AT}(t)]$ تابع خسارت است که براساس معادلات $SLR(t), M_{AT}(t)$ و $T(t)$ استخراج می‌شود. $SLR(t)$ افزایش سطح دریا (گسترش حرارتی، یخچال‌های طبیعی، صفحات یخی) و عبارت است از:

---

۱. شایان ذکر است که در این مدل، از متغیر جمعیت به‌عنوان نیروی‌کار استفاده می‌شود. با توجه به افق زمانی مدل در طی یک قرن، می‌توان فرض کرد، جمعیت و نیروی‌کار، جایگزین هستند؛ با این استدلال که با پیر شدن نیروی‌کار نسل اول، نیروی‌کار نسل دوم، جایگزین آن خواهد گردید و به همین ترتیب، برای سایر دوره‌ها، حرکت پیوسته رخ می‌دهد. بنابراین، در مدل‌های رشد، جایگزینی جمعیت به‌جای نیروی‌کار در تابع تولید منطقی است.

$$SLR(t) = SLR(t-1) + \left[\sum_{j=1}^{5} \pi_{1,j} + \pi_{2,j} T_{AT}(t-1) + \pi_{2,j}\left[T_{AT}(t-1) - \overline{T_{AT}^{J}}\right]\right] \quad (۹)$$

$\overline{T_{AT}^{J}}$ دمای آستانه برای صفحات یخی و T_{AT} میانگین دمای سطح جهانی است که با رابطه (۱۰) مشخص می‌شود:

$$T_{AT} = T_{AT}(t-1) + \{\xi_1 F(t) - \xi_2 T_{AT}(t-1) - \xi_3[T_{AT}(t-1) - T_{LO}(t-1)]\} \quad (۱۰)$$

که در این رابطه، ξ_1، ξ_2 و ξ_3 پارامترهای معادله آب و هوا هستند و $T_{LO}(t)$ دمای اعماق اقیانوس است که از رابطه (۱۱) تعیین می‌شود:

$$T_{LO}(t) = T_{LO}(t-1) + \xi_4\{T_{AT}(t-1) - T_{LO}(t-1)]\} \quad (۱۱)$$

در این رابطه نیز ξ_4 پارامتر معادله آب و هوا است. همچنین، $F(t)$ در رابطه (۱۰) نیروی تابشی ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌باشد که از رابطه (۱۲) به‌دست می‌آید:

$$F(t) = \eta\{\log_2[M_{AT}(t)/M_{AT}(1750)]\} + F_{EX}(t) \quad (۱۲)$$

در این رابطه، η پارامتر دما (درجه سانتیگراد بر وات بر متر مربع) و $F_{EX}(t)$ نیروی تابشی ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای برونزا و $M_{AT}(t)$ افزایش غلظت CO_2 در اتمسفر نسبت به سطح پیش از صنعتی شدن است و از رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود:

$$M_{AT}(t) = E_i(t) + \emptyset_{11} M_{AT}(t-1) + \emptyset_{21} M_{UP}(t-1) \quad (۱۳)$$

در این رابطه، $\emptyset_{21}$ و $\emptyset_{11}$ پارامترهای چرخه کربن و M_{UP} غلظت CO_2 در بالای اقیانوس است که از رابطه (۱۴) زیر به‌دست می‌آید:

$$M_{UP}(t) = \emptyset_{12} M_{AT}(t-1) + \emptyset_{22} M_{UP}(t-1) + \emptyset_{32} M_{LO}(t-1) \quad (۱۴)$$

در این رابطه نیز، $\emptyset_{12}, \emptyset_{22}, \emptyset_{32}$ پارامترهای چرخه کربن و M_{LO} غلظت CO_2 در پایین اقیانوس است. رابطه (۱۵) نحوه محاسبه M_{LO} را نشان می‌دهد:

$$M_{LO}(t) = \emptyset_{23} M_{UP}(t-1) + \emptyset_{33} M_{LO}(t-1) \quad (۱۵)$$

همچنین، $E_i(t)$ در رابطه (۲۰) نشان‌دهنده انتشار CO_2 است که از رابطه (۱۶) به‌دست می‌آید:

$$E_i(t) = E_i^{Ind}(t) + E_i^{Land}(t) \quad (۱۶)$$

که E_i^{Land} انتشار کربن ناشی از استفاده از زمین و E_i^{Ind} انتشار کربن صنعتی است و برابر با رابطه (۱۷) است:

$$E_i^{Ind}(t) = [1 - \mu_i(t)]\sigma_i(t)Y_i(t), \quad 0 \le \mu_i(t) \le 1 \qquad (۱۷)$$

$\sigma_i(t)$ نسبت انتشار صنعتی کنترل نشده CO_2 به تولید است که از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma(t) = \sigma(t-1)[1 + g_\sigma(t)] \qquad (۱۸)$$

شایان ذکر است که محدودیت در کل منابع سوخت کربن به‌صورت رابطه (۱۹) می‌باشد:

$$CCum \ge \sum_{t=1}^{T\,max} \left[\sum_{i=1}^{2} E_i^{Ind}(t)\right] \qquad (۱۹)$$

۲-۳. توسعه الگو

در پژوهش حاضر، تلاش می‌شود، مدل مذکور که در قالب یک اقتصاد سنتی طراحی شده را به یک اقتصاد جدید تبدیل کرده و سیاست یارانه بر فناوری اطلاعات و ارتباطات را اعمال و به پرسش‌های پژوهش پاسخ داده شود. برای این منظور، ICT به دو طریق در مدل RICE وارد شده است: نخست، ICT به‌عنوان نهاده‌ای مستقل در تابع تولید منطقه‌ای لحاظ شده و از این طریق با افزایش بهره‌وری، بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد؛ دوم، شدت انتشار CO_2 به‌صورت تابعی نمایی نزولی از سرمایه‌گذاری در ICT مدل‌سازی شده است، به‌نحوی‌که با گسترش ICT، شدت انرژی کاهش یافته و سطح آلودگی زیست‌محیطی نیز کاهش می‌یابد.

در این راستا، به پیروی از کوا[1] (۲۰۰۳) و پوجولا[2] (۲۰۰۲)، محصول از ورودی‌های متشکل از سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات ICT، سرمایه فیزیکی K و نیروی‌کار L تولید می‌شود[3]. درواقع، شکل تابع خاص تولید به‌صورت زیر می‌باشد:

$$Q_i(t) = A_i(t)K_i(t)^\gamma L_i(t)^\beta ICT_i(t)^\delta \qquad (۲۰)$$

---

1. Quah (2003).
2. Pohjola (2002).

۳. کوا (۲۰۰۳)، ICT را با این استدلال که توسعه آن باعث تسریع در انتقال فناوری میان کشورها و بنگاه‌ها می‌شود و از این طریق، بهره‌وری کل عوامل (TFP) افزایش می‌یابد، آن را به‌عنوان یک نهاده کلیدی در تولید در نظر می‌گیرد و ادعا می‌کند که این فناوری از طریق انتشار دانش و اثرات سرریز (spillover effects)، به رشد اقتصادی کمک می‌کند. همچنین، پوجولا (۲۰۰۲)، ICT را مشابه سرمایه فیزیکی در تابع تولید مدل‌سازی می‌کند و نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در ICT می‌تواند رشد بهره‌وری نیروی کار و سرمایه را افزایش دهد. او بر این نکته تأکید دارد که رشد اقتصادی کشورها، وابسته به میزان سرمایه‌گذاری آن‌ها در زیرساخت‌های دیجیتال و توانایی جذب این فناوری است.

که $ICT_i(t)$ نهاده سرمایه ICT و δ کشش تولید نسبت به سرمایه ICT می‌باشد. بنابراین، در این ساختار، ICT به‌عنوان یک نهاده تولیدی، تأثیر مستقیمی بر رشد اقتصادی دارد. انتظار می‌رود که افزایش سطح ICT در کنار سرمایه‌گذاری در سایر نهاده‌های تولیدی، منجر به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) شود. همچنین، اثرات جانبی ICT می‌تواند از طریق بهینه‌سازی مصرف انرژی و کاهش شدت کربن تولید نمایان شود.

برای در نظر گرفتن نقش ICT در شدت انتشار CO_2، فرض شده است که شدت انتشار کربن به‌صورت تابعی نمایی از میزان استفاده از ICT است. بنابراین در مدل جدید، شدت انتشار کربن $(\sigma i(t)$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود[۱]:

$$\sigma_i(t) = \sigma_{i0} e^{-\lambda\, ICT_{it}} \qquad (۲۱)$$

که در آن، σ_{i0} شدت انتشار اولیه و λ پارامتر حساسیت شدت انتشار نسبت به ICT است. همچنین، در مدل جدید، با توجه به تأثیر مثبت ICT بر کاهش شدت انتشار کربن، قیمت کربن به‌صورت تابعی از ICT بازنویسی شده است:

$$P_{CO2}(t) = {P_{CO2}}^{Base}.\, e^{-\gamma\, ICT_{it}} \qquad (۲۲)$$

که در آن، ${P_{CO2}}^{Base}$ قیمت کربن در حالت پایه و $P_{CO2}(t)$ قیمت تعدیل‌شده کربن پس از در نظر گرفتن ICT است. γ پارامتری است که نشان‌دهنده میزان حساسیت قیمت کربن به نهاده ICT است. همچنین، به‌منظور تشویق استفاده از ICT، یارانه‌ای به شرکت‌ها و صنایع اختصاص داده می‌شود که در توسعه و بهره‌گیری از این فناوری سرمایه‌گذاری می‌کنند. یارانه ICT به‌صورت کاهش در هزینه‌های سرمایه‌گذاری در سرمایه ICT تعریف می‌شود:

$$Sub_{ICT_i}(t) = s_i(t) ICT_i(t) \qquad (۲۳)$$

که در آن، $s_i(t)$ نرخ یارانه ICT در منطقه i و $ICT_i(t)$ میزان سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات است. برای تعیین مقدار بهینه یارانه ICT، شرطی در نظر گرفته می‌شود که بیشترین تأثیر را بر کاهش انتشار CO_2 و افزایش رشد اقتصادی داشته باشد. نرخ بهینه یارانه از حل معادله زیر به‌دست می‌آید[۲]:

---

۱. این رابطه براساس روندهای مشاهده‌شده در مطالعات اولوکاک و خان (۲۰۲۰)، چین و همکاران (۲۰۲۱)، شبنم‌نژاد و شیرازی (۲۰۲۲)، بیلدیریچی و همکاران (۲۰۲۲) و ون و همکاران (۲۰۲۲) که به بررسی اثر ICT بر شدت انتشار کربن می‌پردازند، توسعه داده شده است.

۲. سیاست‌گذار به‌دنبال حداکثرسازی رفاه اقتصادی است که به دو عامل وابسته است:

۱. افزایش تولید ناخالص داخلی (Y) با افزودن نهاده ICT؛

۲. کاهش انتشار کربن (E) از طریق اثرات مثبت ICT بر بهره‌وری انرژی.

$$s_i(t)^* = \frac{\partial Y_i(t)}{\partial ICT_i(t)} - \lambda \frac{\partial E_i(t)}{\partial ICT_i(t)} \qquad (۲۴)$$

که در آن، $\frac{\partial Y_i(t)}{\partial ICT_i(t)}$ نشان‌دهنده اثر ICT بر رشد اقتصادی و $\frac{\partial E_i(t)}{\partial ICT_i(t)}$ میزان کاهش انتشار کربن ناشی از ICT است. همچنین، λ ضریب وزنی است که نشان می‌دهد سیاستگذار چقدر به کاهش انتشار کربن در برابر رشد اقتصادی اهمیت می‌دهد.

در ادامه، با حل این الگو از طریق روش کالیبراسیون، تغییر و نوسان‌های کلان اقتصاد و نیز تغییرات انتشار CO_2 در اثر افزودن ICT تبیین خواهد شد. برای این منظور، پویایی‌های الگوی نظری پیش‌گفته، برای مناطق ایران و خاورمیانه با استفاده از پارامترهای ساختاری موجود در مطالعه نوردهاوس (۲۰۱۳) و پارامترهای محاسباتی نویسندگان، شبیه‌سازی می‌شود.

۳-۳. معرفی داده‌های پژوهش

این مطالعه از یک مجموعه داده جامع که از منابع معتبر مختلف جمع‌آوری شده استفاده می‌کند. منابع داده شامل پایگاه داده EDGAR است که اطلاعات دقیقی در مورد انتشار CO_2 در سطح جهانی ارائه می‌دهد و به‌دلیل قابلیت اعتماد و پوشش جامع خود، شناخته شده است. بانک جهانی و حساب‌های ملی OECD نیز داده‌های حیاتی در مورد تولید ناخالص داخلی (GDP)، جمعیت و سایر شاخص‌های اقتصادی را فراهم می‌کنند.

شایان ذکر است که مطالعات پیشین، شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری ICT معرفی کرده‌اند، در این تحقیق، ما مطابق با رویکرد پیشنهاد شده توسط تودار و همکاران (۲۰۱۸)، میوولا و همکاران (۲۰۲۰) و آپیا-اوتو و سونگ (۲۰۲۱)، از شاخص میانگین هندسی اشتراکات پهن‌باند ثابت، افراد استفاده‌کننده از اینترنت و اشتراکات تلفن همراه به‌عنوان شاخص‌های منتخب خود استفاده کردیم. در واقع، شاخص‌های ICT انتخاب‌شده یک دیدگاه جامع از توسعه ICT ارائه می‌دهند؛ پهن‌باند ثابت،

بنابراین، تابع هدف را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\max_{s_i(t)} \quad W_i(t) = Y_i(t) - \lambda E_i(t)$$

سیاست‌گذار میزان یارانه ICT، یعنی $s_i(t)$ را به‌نحوی تنظیم می‌کند که تأثیر آن بر رشد اقتصادی و کاهش انتشار، بهینه باشد. در اینجا، نرخ بهینه یارانه از شرایط مرتبه اول بهینه‌سازی لاگرانژ به‌دست می‌آید. بنابراین، شرط مرتبه اول به شکل زیر است:

$$\frac{\partial W_i(t)}{\partial ICT_i(t)} = \frac{\partial Y_i(t)}{\partial ICT_i(t)} - \lambda \frac{\partial E_i(t)}{\partial ICT_i(t)} = 0 \rightarrow \qquad \frac{\partial Y_i(t)}{\partial ICT_i(t)} = \lambda \frac{\partial E_i(t)}{\partial ICT_i(t)}$$

زیرساخت را نشان می‌دهد، استفاده از اینترنت، پذیرش اجتماعی را به نمایش می‌گذارد و اشتراکات موبایل، دسترسی در مناطق مختلف را برجسته می‌کند.

برای اطلاع از جزئیات کامل منابع آماری استفاده شده در پژوهش، به جدول A1 در ضمیمه مراجعه شود.

۴-۳. روش تجزیه‌وتحلیل داده‌های پژوهش

با توجه به اینکه نوع مطالعه توصیفی-تحلیلی بوده و پارامترهای مدل RICE مقداردهی می‌شود، از نرم‌افزارهای استتا[1] و اکسل[2] برای تجزیه و تحلیل استفاده شده است. بدین صورت که ابتدا مدل RICE، با جایگذاری پارامترها در فایل اکسل DICE-2013R[3] برای ایران و خاورمیانه شبیه‌سازی شده و سپس، در مرحله بعد، با استفاده از نرم‌افزار استتا، چندین رگرسیون برای محاسبه پارامترهای مورد نیاز توسعه الگو و اضافه کردن ICT، تخمین زده شده و سپس با به‌کارگیری پارامترهای محاسبه شده، مدل توسعه یافته در اکسل شبیه‌سازی شده است.

جدول ۱: پارامترهای کلیدی استفاده شده از مطالعه نورهاوس (۲۰۱۳)

Table 1: Key Parameters Used from Nordhaus (2013) Study

پارامتر	مقدار
نرخ ترجیح زمانی اجتماعی	*0.015* (*1.5%* در سال)
کشش مطلوبیت نهایی مصرف	*1.45*
حساسیت تعادل آب و هوا به دو برابر شدن CO_2	*2.9* درجه سانتیگراد
ضریب آسیب دمایی	*0.002136*
هزینه فناوری جایگزین	*344* دلار به ازای هر تن CO_2 (قیمت *2005*)
نرخ کنترل اولیه انتشار	*0.005* (*0.5%*)
حداکثر منابع کربن	*6000* گیگا تن کربن
ضریب انتقال چرخه کربن	*8.8*
نرخ کاهش سیگما	*-0.001* (منفی *0.1%* در سال)

مأخذ: نوردهاوس، ۲۰۱۳

این پارامترها به‌عنوان ورودی‌های اصلی مدل، مورد استفاده قرار گرفتند و مبنای تحلیل‌های کمی پژوهش را تشکیل دادند.

به‌منظور استخراج پارامترهای مورد نیاز برای توسعه مدل و شبیه‌سازی اثر ICT، از روش اقتصادسنجی مدل برآورد تعمیم‌یافته گشتاورها (GMM) استفاده شده است. این روش، به‌دلیل

1. Stata
2. Excel
3. DICE-2013R model, beta version of November 25, 2013, developed by William Nordhaus and Paul Sztorc, Yale University.

قابلیت مقابله با هم‌خطی متغیرها و اثرات تصادفی مناسب، برای تخمین ضرایب انتخاب گردید. پارامترها در دو مدل مجزا برای اثر ICT بر رشد اقتصادی و انتشار CO_2 تخمین زده شدند.

معناداری ضرایب برآوردی با استفاده از آزمون‌های آماری استاندارد نظیر آمار F و سطح معناداری ضرایب (p-value) بررسی شده است. نتایج کامل این برآوردها، شامل ضرایب تخمینی، آمار آزمون‌ها و شاخص‌های کیفیت مدل، به‌دلیل حفظ انسجام متن اصلی، در بخش پیوست B ارائه شده است.

بنابراین، مدل توسعه یافته با استفاده از پارامترهای استخراج شده در این تحلیل‌های اقتصادسنجی تکمیل و سپس در محیط اکسل برای شبیه‌سازی، به‌کار گرفته شده است.

با تعریف کامل مدل، در بخش بعد، نتایج حاصل از شبیه‌سازی در قالب سناریوهای مختلف ارائه خواهد شد.

۴. نتایج و بحث

در این بخش، با استفاده از مدل توسعه‌یافته RICE که شامل متغیرهای اقتصادی و زیست‌محیطی است، اثر ICT بر رشد اقتصادی، انتشار CO_2 و قیمت کربن در افق زمانی ۲۰۲۲ تا ۲۱۲۲ بررسی و میزان یارانه ICT به منظور تحقق اهداف زیست‌محیطی هیئت بین‌دولتی تغییر اقلیم محاسبه شده است. شبیه‌سازی مدل برای ایران و کشورهای خاورمیانه انجام، و نتایج در قالب چهار سناریو به شرح زیر ارائه شده‌اند:

۱) حالت پایه (Base): در این سناریو، مدل DICE-2013R بدون هیچ‌گونه مداخله‌ای در متغیرهای سیاستی برای منطقه مورد نظر اجرا می‌شود. فرض بر این است که اقتصاد جهانی به مسیر عادی خود ادامه می‌دهد و انتشار گازهای گلخانه‌ای بر اساس روند تاریخی رشد می‌کند. این حالت به‌عنوان یک مرجع برای مقایسه سایر سناریوها در نظر گرفته می‌شود.

۲) محدودیت دمایی (Limt2): در این سناریو، هدف آن است که مسیر رشد اقتصادی به‌گونه‌ای تنظیم شود که افزایش دمای میانگین جهانی از ۲ درجه سانتی‌گراد نسبت به سطح پیشاصنعتی تجاوز نکند. این هدف مطابق با توصیه‌های IPCC برای جلوگیری از تغییرات اقلیمی خطرناک تعیین شده است. در چهارچوب مدل RICE، این محدودیت از طریق اعمال یک سقف تجمعی برای انتشار CO_2 در طول افق زمانی مدل اعمال می‌شود. در این حالت، هیچ‌گونه یارانه‌ای برای ICT در نظر گرفته نشده و اثرات مستقیم ICT بر بهره‌وری یا کاهش شدت انتشار، لحاظ نمی‌شود.

۳) سناریوی پایه با ICT: در این سناریو، سرمایه‌گذاری در ICT از ابتدای افق زمانی مدل به‌صورت یکنواخت و بدون اعمال محدودیت دمایی افزایش می‌یابد. به‌طور مشخص، متغیر $\mathrm{ICT}_i(t)$ در تابع تولید فعال می‌شود (رابطه ۲۰) و شدت انتشار $\sigma_i(t)$ مطابق رابطه (۲۱) به تابعی نزولی از ICT تبدیل می‌شود؛ اما کنترل‌های اقلیمی (مانند محدودیت دمایی) همچنان غیرفعال هستند.

۴) محدودیت دمایی با ICT: ترکیبی از سناریوهای ۲ و ۳ است؛ هم محدودیت دمایی لحاظ شده و هم، یارانه ICT به‌صورت تصاعدی طی زمان افزایش می‌یابد تا امکان دستیابی به هدف اقلیمی تسهیل گردد.

در ادامه، ابتدا نتایج میزان یارانه ICT در قالب جدول (۲) گزارش شده و سپس نتایج اثرگذاری ICT بر رشد اقتصادی و انتشار CO_2 در مناطق مورد مطالعه در قالب شکل‌های (۱) تا (۴) ارائه گردیده است.

جدول ۲: میزان یارانه ICT در سناریوهای مختلف در ایران و خاورمیانه

Table 2: ICT Subsidy Levels in Different Scenarios in Iran and the Middle East

سال	سناریوی پایه با *ICT* برای ایران	سناریوی محدودیت دمایی با *ICT* برای ایران	سناریوی پایه با *ICT* برای خاورمیانه	سناریوی محدودیت دمایی با *ICT* برای خاورمیانه
2022	*0.0739*	*0.1056*	*0.2274*	*0.3558*
2032	*0.1399*	*0.1998*	*0.4102*	*0.6417*
2042	*0.2646*	*0.3781*	*0.7397*	*1.1572*
2052	*0.5006*	*0.7152*	*1.3339*	*2.0868*
2062	*0.9470*	*1.3528*	*2.4056*	*3.7633*
2072	*1.7913*	*2.5591*	*4.3381*	*6.7865*
2082	*3.3885*	*4.8408*	*7.8231*	*12.2383*
2092	*6.4097*	*9.1568*	*14.1076*	*22.0697*
2102	*12.1246*	*17.3209*	*25.4407*	*39.7989*
2112	*22.9349*	*32.7642*	*45.8780*	*71.7706*
2122	*43.3836*	*61.9766*	*82.7331*	*129.4262*

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول فوق، یارانه ICT در ایران و خاورمیانه طی دوره ۲۰۲۲ تا ۲۱۲۲، روندی افزایشی را نشان می‌دهد. بررسی دو سناریوی "پایه" و "محدودیت دمایی" بیانگر تأثیر سرمایه‌گذاری‌ها و سیاست‌های حمایتی بر رشد این شاخص است.

در خاورمیانه، یارانه ICT در سناریوی پایه از مقدار ۰/۲۲۷ در سال ۲۰۲۲ شروع می‌شود و تا سال ۲۱۲۲ به ۸۲/۷۳۳ افزایش می‌یابد. در سناریوی محدودیت دمایی، این مقدار از ۰/۳۵۵ در سال ۲۰۲۲ به ۱۲۹/۴۲۶ در سال ۲۱۲۲ می‌رسد. این روند، نشان‌دهنده وابستگی فزاینده منطقه به فناوری‌های دیجیتال و تأثیر سیاست‌های حمایتی در رشد بیشتر این شاخص است.

همچنین بر اساس این جدول، در ایران، در سناریوی پایه، یارانه ICT از مقدار ۰/۰۷۳ در سال ۲۰۲۲ آغاز شده و تا سال ۲۱۲۲ به ۴۳/۳۸۳ افزایش می‌یابد. در سناریوی محدودشده، این مقدار از ۰/۱۰۵ به ۶۱/۹۷۶ می‌رسد. این روند، بیانگر افزایش مستمر یارانه ICT در ایران است، هر چند که مقادیر آن نسبت به خاورمیانه کمتر است.

شایان ذکر است که در سناریوی محدودیت دمایی، هدفگذاری اقلیمی بر اساس سقف ۲ درجه سانتی‌گراد، الزاماتی فراتر از سناریوهای پایه را تحمیل می‌کند. در این چهارچوب، نیاز به کاهش شدیدتر و سریع‌تر انتشار گازهای گلخانه‌ای، ایجاب می‌کند که سیاست‌های مداخله‌ای با شدت بیشتری پیاده‌سازی شوند.

از آنجا که ICT در مدل پیشنهادی، به‌صورت مستقیم بر کاهش شدت انرژی و بهینه‌سازی مصرف منابع اثرگذار است، افزایش تصاعدی یارانه‌ها، بازتاب‌دهندهٔ دو نیاز اساسی است:

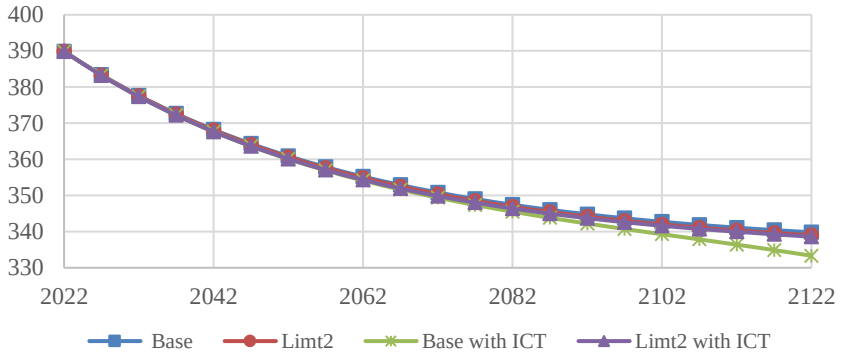
۱. شتاب‌بخشی به فرایند جایگزینی فناوری‌های پرکربن با فناوری‌های هوشمند و کم‌کربن؛

۲. افزایش ظرفیت زیرساخت‌های دیجیتال برای جذب تقاضای جدید و ایفای نقش مکمل در گذار به اقتصاد سبز.

افزون بر این، در سناریوی محدودیت دمایی، چون هر واحد کاهش انتشار نسبت به سناریوی پایه مستلزم صرف هزینه بیشتری است (براساس منحنی هزینه حاشیه‌ای کاهش انتشار)، تخصیص تدریجی اما فزاینده یارانه‌ها به ICT، ابزاری کارآمد برای افزایش کارآیی سیاست اقلیمی محسوب می‌شود. بنابراین، روند صعودی یارانه‌ها، بازتابی از افزایش نیاز به مداخلات فناورانه همزمان با تشدید اهداف اقلیمی و همچنین پاسخ منطقی به پویایی‌های هزینه-فایده در مدل بهینه‌سازی است.

مقایسه این دو منطقه، نشان می‌دهد که رشد یارانه ICT در خاورمیانه، به‌مراتب سریع‌تر از ایران بوده، به‌ویژه در سناریوی دارای محدودیت که سیاست‌های حمایتی قوی‌تری در نظر گرفته شده است. این تفاوت، حاکی از تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی، میزان سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و توسعه زیرساخت‌های دیجیتال بر روند رشد یارانه ICT است. در مجموع، داده‌ها نشان‌دهنده رشد مستمر یارانه ICT در ایران و خاورمیانه هستند، اما سرعت رشد در ایران کمتر است.

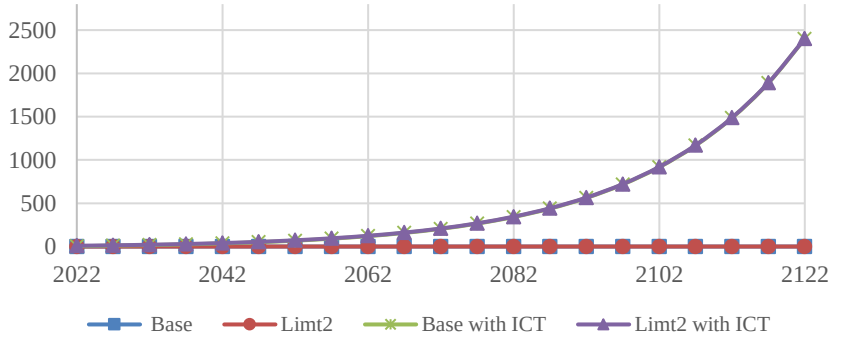
در گام بعدی، نتایج اثرگذاری ICT بر رشد اقتصادی، انتشار CO_2، قیمت کربن و دما ابتدا در خاورمیانه و سپس در ایران ارائه شده است.



شکل ۱: روند غلظت CO_2 در خاورمیانه

Figure 1: CO_2 Concentration Trend in the Middle East

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲: روند رشد اقتصادی در خاورمیانه

Figure 2: Economic Growth Trend in the Middle East

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به طور کلی، نتایج شبیه‌سازی‌ها نشان می‌دهند که ICT می‌تواند کاهش انتشار CO_2، افزایش رشد اقتصادی، کاهش قیمت کربن (هزینه‌های تنظیم مقررات و کنترل تغییرات اقلیمی) و کاهش دما را به دنبال داشته باشد.

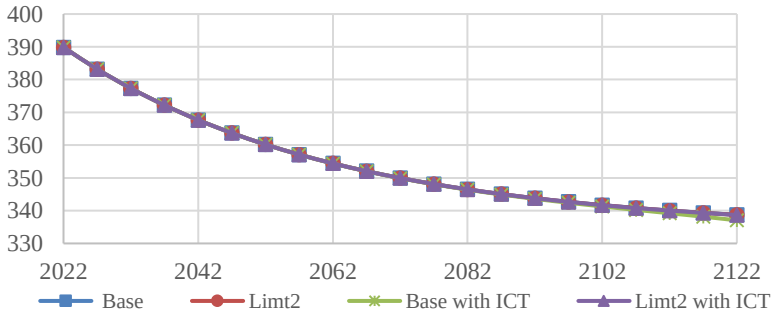
در خاورمیانه، که به‌شدت وابسته به تولید و صادرات نفت است، تأثیر ICT بر انتشار کربن، به میزان قابل‌توجهی مثبت ارزیابی شده است. بر اساس شکل (۱) سناریوهای "پایه" و "محدودیت دمایی"، نشان می‌دهند که انتشار CO_2 در نبود ICT به روند صعودی خود ادامه خواهد داد؛ اما در سناریوهای دارای ICT، میزان کاهش انتشار قابل‌ملاحظه بوده، که نشان‌دهنده نقش حیاتی این فناوری در کاهش آلاینده‌ها و حرکت به‌سوی یک اقتصاد کم‌کربن در این منطقه است. یکی از

چالش‌های مهم در کشورهای خاورمیانه، وابستگی شدید به درآمدهای نفتی است که مانع از اجرای سیاست‌های زیست‌محیطی می‌شود. همچنین، براساس نمودار (۲) تولید اقتصادی کشورهای خاورمیانه در سناریوهای با ICT افزایش یافته است، که حاکی از آن است که دیجیتالی شدن صنایع و توسعه بخش‌های نوین فناوری‌محور، می‌توانند وابستگی این منطقه به اقتصاد نفتی را کاهش دهند و باعث افزایش بهره‌وری کل در سطح منطقه شوند. علاوه بر این، توسعه زیرساخت‌های ارتباطی و اینترنت پرسرعت، می‌تواند به افزایش جذب سرمایه‌گذاری خارجی در بخش‌های فناوری منجر شود و به رشد اقتصادی بلندمدت کمک کند.

همچنین، طبق نتایج شبیه‌سازی، درمی‌یابیم که در سناریوهای با ICT، نرخ رشد قیمت کربن کمتر بوده است. این موضوع، نشان می‌دهد که استفاده از فناوری‌های نوین، نه‌تنها باعث کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود، بلکه هزینه‌های تنظیم مقررات زیست‌محیطی را نیز کاهش می‌دهد. از منظر تغییرات دما نیز، نتایج برای کشورهای خاورمیانه، حاکی از آن است که استفاده از ICT می‌تواند موجب کاهش میزان افزایش دما شود. این یافته‌ها نشان می‌دهد که دیجیتالی شدن، می‌تواند تأثیرات مخرب تغییرات اقلیمی را کاهش داده و به مدیریت بهتر منابع طبیعی کمک کند.

درنتیجه، این پژوهش، بر نقش کلیدی یارانه‌های ICT در کاهش انتشار کربن، افزایش بهره‌وری اقتصادی و کنترل تغییرات اقلیمی در کشورهای خاورمیانه تأکید دارد. سیاستگذاران این کشورها می‌توانند با حمایت از توسعه فناوری‌های دیجیتالی، به تحقق اهداف زیست‌محیطی تعیین شده توسط IPCC کمک کرده و در عین حال، رشد اقتصادی پایدارتری را تضمین کنند.

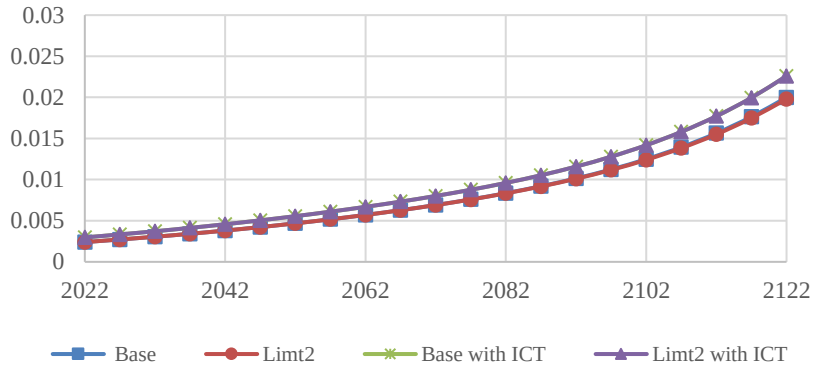
در ایران نیز الگوی مشابه، اما محدودتری مشاهده شده که در شکل‌های (۳) و (۴) به تصویر کشیده شده‌اند.



شکل ۳: روند غلظت CO_2 در ایران

Figure 3: CO_2 Concentration Trend in Iran

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۴: روند رشد اقتصادی در ایران

Figure 4: Economic Growth Trend in Iran

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس شکل (۳)، در ایران، سناریوهای "پایه" و "محدودیت دمایی،" نشان می‌دهند که در صورت عدم وجود ICT، میزان انتشار کربن همچنان در حال افزایش خواهد بود؛ اما در سناریوهای "پایه با ICT" و "محدودیت دمایی با ICT"، میزان انتشار کربن به‌طور محسوسی کاهش یافته است. این نتایج، بیانگر آن است که ICT می‌تواند از طریق بهینه‌سازی مصرف انرژی، دیجیتالی کردن صنایع و جایگزینی فناوری‌های سنتی با روش‌های کم‌کربن‌تر، نقش مؤثری در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای ایفا کند.

در یک اقتصاد در حال توسعه مانند ایران، که بسیاری از صنایع به‌شدت به سوخت‌های فسیلی وابسته هستند، استفاده از ICT می‌تواند مسیر انتقال به انرژی‌های تجدیدپذیر را تسهیل کند. یکی از مهم‌ترین مزایای این فناوری، امکان بهینه‌سازی تولید و توزیع انرژی از طریق شبکه‌های هوشمند است که می‌تواند به کاهش هدررفت انرژی و افزایش بهره‌وری تولید منجر شود.

علاوه بر این، براساس شکل (۴)، افزایش تولید ناخالص داخلی (GDP) در سناریوهای دارای ICT حاکی از تأثیر مثبت این فناوری در رشد اقتصادی ایران است. فناوری‌های دیجیتال موجب افزایش بهره‌وری نیروی‌کار، کاهش هزینه‌های عملیاتی و بهینه‌سازی فرایندهای تولید شده‌اند. همچنین، از طریق بهینه‌سازی شبکه‌های توزیع انرژی و مدیریت هوشمند منابع، میزان مصرف انرژی کاهش یافته و به کاهش هزینه‌های کلان اقتصادی کمک کرده است. به‌ویژه، توسعه اقتصاد دیجیتال در ایران، می‌تواند به ایجاد مشاغل جدید و کاهش وابستگی به صنایع سنتی منجر شود.

در زمینه سیاستگذاری کربن در ایران، نتایج نشان می‌دهد که قیمت کربن در سناریوهای بدون ICT، روند افزایشی داشته است؛ اما در سناریوهای "پایه با ICT" و "محدودیت دمایی با ICT"، مشاهده می‌شود که قیمت کربن در این منطقه با سرعت کمتری افزایش یافته است. همچنین، در

سناریوهای بدون ICT، دما در طول سال‌های آتی افزایش قابل‌توجهی را نشان می‌دهد، در حالی که در سناریوهای دارای ICT، این میزان کاهش یافته است. در ادامه، یافته‌های مدل با تمرکز بر دلالت‌های سیاستی، مورد بحث قرار خواهند گرفت.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

هدف اصلی از این پژوهش، محاسبه میزان یارانه بر ICT برای تحقق اهداف زیست‌محیطی IPCC در چهارچوب مدل منطقه‌ای ادغام اقلیم و اقتصاد RICE بوده و در کنار آن، اثرات ICT بر رشد اقتصادی و انتشار CO_2 نیز مورد بررسی قرار گرفته است. تحلیل‌ها با استفاده از چهار سناریوی مختلف برای ایران و منطقه خاورمیانه انجام شد تا اثرات ترکیبی سیاست‌های زیست‌محیطی و توسعه فناوری شبیه‌سازی شود.

نتایج مطالعه، نشان می‌دهد که مقدار یارانه ICT در خاورمیانه به‌طور قابل‌توجهی بالاتر از ایران است، به‌ویژه در سناریوی "محدودیت دمایی" که محدودیت‌های اقلیمی سخت‌گیرانه‌تری اعمال شده‌اند. این تفاوت‌ها نه‌تنها ضرورت توجه به شرایط خاص اقتصادی و اجتماعی هر منطقه را نمایان می‌سازد، بلکه بر لزوم طراحی و اجرای سیاست‌های فناوری با رویکردهای متناسب با ویژگی‌های جغرافیایی، اقتصادی و زیست‌محیطی هر منطقه تأکید می‌کند.

همچنین، نتایج شبیه‌سازی، نشان می‌دهد که توسعه ICT، در تمامی سناریوها، رشد اقتصادی را بهبود بخشیده است. این اثر به‌ویژه در سناریوی "محدودیت دمایی ۲ درجه با اعمال ICT" آشکارتر است، جایی‌که فناوری توانسته بخشی از افت اقتصادی ناشی از محدودیت‌های زیست‌محیطی را جبران کند. این یافته‌ها با نتایج مطالعات پیشین نظیر فرناندز-پورتیلو[1] و همکاران (۲۰۲۰)، آپیا اوتو و سونگ (۲۰۲۱)، شهنازی (۲۰۲۱) و عواد و آلبایتی (۲۰۲۲) همسو است.

همچنین، در سناریوهای دارای ICT، سطح انتشار CO_2 در هر دو منطقه ایران و خاورمیانه کاهش یافته است. این نتیجه، مطابق با مطالعات اوزجان و آپرگیس (۲۰۱۸)، لو (۲۰۱۸)، ژانگ و همکاران (۲۰۱۹)، خان و همکاران (۲۰۲۰؛ ۲۰۲۲)، اولوکاک و خان (۲۰۲۰)، چین و همکاران (۲۰۲۱)، شبنم‌نژاد و شیرازی (۲۰۲۲)، بیلدیریچی و همکاران (۲۰۲۲) و ون و همکاران (۲۰۲۲) است. همچنین، بررسی روند دما، نشان می‌دهد که ICT توانسته روند افزایش دما را در تمام سناریوها کندتر کند.

از منظر اقتصادی، تأثیر توسعه ICT بر قیمت کربن نیز قابل‌توجه است. در سناریوهای محدودیت دمایی، قیمت کربن در حضورICT، رشد بیشتری داشته که بیانگر تغییرات ساختاری در بازار کربن و سیاست‌گذاری‌های اقلیمی است.

1. Fernández-Portillo et al. (2020).

شبیه‌سازی‌ها نشان می‌دهد، سطح توسعه ICT در کشورهای عربی خاورمیانه، به‌مراتب بالاتر از ایران است. کشورهایی مانند امارات، عربستان و قطر طی دهه گذشته، با سرمایه‌گذاری گسترده در زیرساخت‌های دیجیتال، به بهره‌وری بالاتر و پذیرش سریع‌تر فناوری‌های سبز دست یافته‌اند. در مقابل، ایران با چالش‌هایی مانند تحریم‌ها، محدودیت‌های مالی و پراکندگی نهادی، روند کندتری در توسعه ICT داشته است. افزون بر آن، کشورهای خاورمیانه از منابع نفتی برای تأمین مالی سیاست‌های فناوری استفاده کرده‌اند، درحالی‌که ایران نیازمند رویکردهای نوآورانه‌تر برای تأمین مالی ICT است. بنابراین، سیاست‌های یارانه‌ای باید با در نظر گرفتن تفاوت‌های نهادی، زیرساختی و مالی هر کشور، به‌صورت منطقه‌ای و بومی طراحی شوند.

با وجود اهمیت یافته‌های فوق در طراحی سیاست‌های بومی و منطقه‌ای، باید توجه داشت که تفسیر این نتایج در چهارچوب محدودیت‌های ذاتی مدل RICE انجام می‌گیرد. نخست، این مدل بسیاری از روابط اقتصادی و زیست‌محیطی را به‌صورت ساده‌سازی‌شده در نظر می‌گیرد؛ دوم، عدم قطعیت‌هایی مانند نوسانات بازار انرژی، پیشرفت‌های ناگهانی فناوری و واکنش‌های نهادی به سیاست‌های اقلیمی در مدل لحاظ نشده‌اند؛ سوم، درونزا نبودن برخی پارامترها که ممکن است دقت نتایج بلندمدت را تحت تأثیر قرار دهد؛ چهارم، نادیده‌گرفتن عواملی همچون ظرفیت جذب فناوری. به‌طور خاص، اثر ICT بر بهره‌وری در مدل به‌صورت مستقیم لحاظ شده، در حالی که در واقعیت این اثر، تابعی از آموزش نیروی کار، زیرساخت‌های دیجیتال و آمادگی نهادی است. عدم لحاظ این بُعد می‌تواند منجر به برآوردهای خوش‌بینانه از تأثیر ICT بر کاهش هزینه‌های اقلیمی شود.

افزون بر محدودیت‌های مدل، تحقق اثربخش سیاست‌های یارانه‌ای نیز مستلزم توجه به ملاحظات اجرایی در دنیای واقعی است؛ ازجمله چالش‌هایی مانند پایداری مالی منابع عمومی، ضعف زیرساخت‌های ارتباطی در برخی مناطق، و نیاز به ظرفیت‌سازی نهادی برای اجرای موفق این سیاست‌ها.

در پرتو این ملاحظات، برای بهره‌برداری بهینه از یافته‌های این مطالعه، مجموعه‌ای از توصیه‌های سیاستی برای ایران و کشورهای خاورمیانه ارائه می‌شود:

- توسعه زیرساخت‌های دیجیتال، به‌ویژه در مناطق کمتر توسعه‌یافته، از طریق سرمایه‌گذاری در اینترنت پهن‌باند، مراکز داده و شبکه‌های پایدار ارتباطی؛
- اعطای مشوق‌هایی مانند معافیت‌های مالیاتی و تسهیلات مالی، برای کسب‌وکارهایی که از ICT برای بهینه‌سازی انرژی یا کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای بهره می‌برند، به‌ویژه در حوزه‌های دولت الکترونیک، تجارت الکترونیک و خدمات عمومی؛
- توانمندسازی منابع انسانی از طریق آموزش مهارت‌های دیجیتال، با تمرکز بر اقشار آسیب‌پذیر و مناطق کم‌برخوردار؛

- حمایت از تحقیق و توسعه (R&D) در حوزه ICT و کاربردهای اقلیمی آن، از طریق تأمین منابع مالی برای دانشگاه‌ها و شرکت‌های فناور؛
- ایجاد چهارچوب‌های نهادی و حقوقی شفاف برای حکمرانی دیجیتال، با هدف تضمین امنیت داده‌ها، حفظ حریم خصوصی، و تسهیل پیاده‌سازی سیاست‌های حمایتی ICT در سطح ملی و منطقه‌ای؛
- توسعه شبکه‌های هوشمند انرژی با بهره‌گیری از فناوری‌هایی مانند اینترنت اشیا، برای کاهش هدررفت انرژی، بهینه‌سازی مصرف برق و تقویت تاب‌آوری زیرساخت‌های زیست‌محیطی؛
- توسعه همکاری‌های منطقه‌ای برای تبادل فناوری‌های کم‌کربن و هماهنگی در سیاست‌های زیست‌محیطی؛
- اجرای سیاست‌های مالیاتی سبز، مانند مالیات بر کربن و تخصیص آن به پروژه‌های دیجیتال و فناوری‌های کم‌کربن.

در مجموع، یافته‌های این پژوهش، نشان می‌دهد که سیاست‌های حمایتی در حوزه ICT، می‌توانند به‌طور همزمان موجب رشد اقتصادی و کاهش انتشار کربن در ایران و کشورهای خاورمیانه شوند. با این حال، تعمیم این سیاست‌ها به مناطق دیگر، نیازمند توجه به عوامل بومی مانند سطح توسعه، بلوغ نهادی، زیرساخت‌های دیجیتال و دسترسی به فناوری‌های پاک است. مطالعات آتی می‌توانند با مدل‌سازی پویاتر و لحاظ عدم‌قطعیت‌های نهادی و فناورانه، مسیرهای سیاستگذاری اثربخش‌تری ارائه دهند.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تأییدیه‌های اخلاقی: نویسندگان اعلام می‌دارند که موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تضاد منافعی بین آنان وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: تمامی نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: این اثر تحت حمایت مادی صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور (INSF) برگرفته شده از طرح شماره ۴۰۲۵۶۸۲ انجام شده است.

References

Alataş, S. (2021). The role of information and communication technologies for environmental sustainability: Evidence from a large panel data analysis. *Journal of Environmental Management*, 293, 112889.

Alavipour, F., Ehsani, E., Thalathi, M., & Chahraazar, F. (2013). The impact of information and communication technology on sustainable environmental development. *Quarterly Journal of Environmental Education and Sustainable Development*, *2*(5), 53-72. [In Persian].

Appiah-Otoo, I., & Song, N. (2021). The impact of ICT on economic growth-Comparing rich and poor countries. *Telecommunications Policy*, *45*(2), 102082.

Appiah-Otoo, I., Acheampong, A. O., Song, N., & Chen, X. (2022). The impact of information and communication technology (ICT) on carbon dioxide emissions: Evidence from heterogeneous ICT countries. *Energy & Environment*, 0958305X221118877.

Arshad, Z., Robaina, M., & Botelho, A. (2020). The role of ICT in energy consumption and environment: An empirical investigation of Asian economies with cluster analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*(26), 32913-32932.

Asongu, S. A., Le Roux, S., & Biekpe, N. (2018). Enhancing ICT for environmental sustainability in sub-Saharan Africa. *Technological Forecasting and Social Change*, 127, 209-216.

Avom, D., Nkengfack, H., Fotio, H. K., & Totouom, A. (2020). ICT and environmental quality in Sub-Saharan Africa: Effects and transmission channels. *Technological Forecasting and Social Change*, 155, 120028.

Bakhshei Dashjerdi, R., Nazari Zanyani, A., & Dehghani Shahzadeh, F. (2018). The impact of intergenerational equity on global warming and economic growth, with emphasis on the role of the time preference rate: A case study of the Middle East and North Africa region. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, *26*(86), 67-104. [In Persian].

Ben Lahouel, B., Taleb, L., Managi, Sh., & Guesmi, K. (2022). The threshold effects of ICT on CO_2 emissions: Evidence from the MENA countries. *Environmental Economics and Policy Studies*, 1-21. https://ideas.repec.org/a/spr/envpol/v26y2024i2d10.1007_s10018-022-00346-w.html

Briglauer, W., Cambini, C., & Grajek, M. (2023). Evaluating the effects of ICT core elements on CO_2 emissions: Recent evidence from OECD countries. *Telecommunications Policy*, 47(5), 102492. https://DOI.org/10.1016/j.telpol.2023.102492

Charfeddine, L., & Kahia, M. (2021). Do information and communication technology and renewable energy use matter for carbon dioxide emissions reduction? Evidence from the Middle East and North Africa region. *Journal of Cleaner Production*, 327, 129410.

Chen, W., & Hu, Z. H. (2018). Using evolutionary game theory to study governments and manufacturers' behavioral strategies under various carbon taxes and subsidies. *Journal of Cleaner Production*, 201, 123-141.

Chen, W., & Hu, Z. H. (2020). Analysis of multi-stakeholders' behavioral strategies considering public participation under carbon taxes and subsidies: An evolutionary game approach. *Sustainability*, *12*(3), 1023.

Chien, F., Anwar, A., Hsu, C. C., Sharif, A., Razzaq, A., & Sinha, A. (2021). The role of information and communication technology in encountering environmental degradation: Proposing an SDG framework for the BRICS countries. *Technology in Society*, 65, 101587.

Du, Q., Yan, Y., Huang, Y., Hao, C., & Wu, J. (2021). Evolutionary games of low-carbon behaviors of construction stakeholders under carbon taxes. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *18*(2), 508.

Elmi, Z., & Arianfar, F. (2023). The role of information and communication technology and per capita income on CO_2 emissions in OPEC Plus oil-exporting countries with an emphasis on the environmental Kuznets curve. *Environmental Science Studies*, *8*(3), 7130-7148. [In Persian].

Faisal, F., Tursoy, T., & Pervaiz, R. (2020). Does ICT lessen CO2 emissions for fast-emerging economies? An application of the heterogeneous panel estimations. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*(10), 10778-10789.

Fallahi, F., Sadoodi, S., & Memipur, S. (2012). The impact of information and communication technology (ICT) on the environmental quality in Iran. *Quarterly Journal of Environmental Economics and Energy*, *1*(2), 149-171. [In Persian]

Farazmand, H., Salahmanesh, E., Andayesh, Y., & Rezaei, M. (2019). Social cost of carbon in Iran: Concepts and results of the DICE-2016R model and alternative approaches. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *27*(90), 276-243. [In Persian]

Fernández-Portillo, A., Almodóvar-González, M., & Hernández-Mogollón, R. (2020). Impact of ICT development on economic growth: A study of OECD European Union countries. *Technology in Society*, 63, 101420.

Ghasemi Nejad, M., Jahangard, E., & Sharifi, M. (2016). The impact of information and communication technology on carbon dioxide emissions in selected countries. Master's Thesis, Allameh Tabataba'i University, Faculty of Economic Sciences. [In Persian]

Ghazouani, A., Xia, W., Ben Jebli, M., & Shahzad, U. (2020). Exploring the role of carbon taxation policies on CO2 emissions: Contextual evidence from tax implementation and non-implementation European Countries. *Sustainability*, *12*(20), 8680.

Hajipour Apourvari, M., Nejati, M., Bahmani, M., Jalaei, A., & Seyed Abdolmajid, M. (2023). Investigating the effect of ICT goods imports on renewable energy production: The case of Iran. *Economic Modeling Research Quarterly*, *14*(51), 68–112. [In Persian]

Haqshenas, M., Moayedfar, R., Farahmand, S., & Sharifi, A. (2021). Economic outlook of MENA countries until 2105: The application of the RICE model. *Quarterly Journal of Applied Economic Theories*, *4*(8), 35-76. [In Persian]

Hasel, N., & Mazini, E. (2013). Evaluating the effect of information and communication technology on the environment. *Environmental Research Studies*, *4*(7), 114-103. [In Persian]

Higón, D. A., Gholami, R., & Shirazi, F. (2017). ICT and environmental sustainability: A global perspective. *Telematics and Informatics*, *34*(4), 85-95.

Jafari Parvazkhahlu, K., Paytakhti Eskoui, A., & Azali, R. (2021). Investigating the impact of information and communication technology (ICT) and economic growth on environmental pollution: A case study of Gulf Cooperation Council (GCC) countries. *Biannual Journal of Scientific Studies and Economic Policies*, *1*(8), 111-138. [In Persian]

Jahangard, E., Banoui, A., Barkhordari, S., Amadeh, H., & Doodabinejad, E. (2019). Comparing the economic effects of implementing carbon taxes and energy price taxes in Iran's economy: A computable general equilibrium approach. *Iranian Journal of Energy Economics Research*, *8*(30), 61-92. [In Persian]

Kahouli, B., Hamdi, B., Nafla, A., & Chabaane, N. (2022). Investigating the relationship between ICT, green energy, total factor productivity, and ecological footprint: Empirical evidence from Saudi Arabia. *Energy Strategy Reviews*, *42*, 100871.

Khan, F. N., Sana, A., & Arif, U. (2020). Information and communication technology (ICT) and environmental sustainability: A panel data analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*(29), 36718-36731.

Khan, H., Weili, L., & Khan, I. (2022). Examining the effect of information and communication technology, innovations, and renewable energy consumption on CO2 emission: Evidence from BRICS countries. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(31), 1-17.

Lennerfors, T. T., Fors, P., & van Rooijen, J. (2015). ICT and environmental sustainability in a changing society: The view of ecological World Systems Theory. *Information Technology & People*, № 4, 758-774.

Liu, C., Huang, W., & Yang, C. (2017). The evolutionary dynamics of China's electric vehicle industry-Taxes vs. subsidies. *Computers & Industrial Engineering*, 113, 103-122.

Lu, W. C. (2018). The impacts of information and communication technology, energy consumption, financial development, and economic growth on carbon dioxide emissions in 12 Asian countries. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, *23*(8), 1351-1365.

Magazzino, C., Porrini, D., Fusco, G., & Schneider, N. (2021). Investigating the link among ICT, electricity consumption, air pollution, and economic growth in EU countries. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, *16*(11-12), 976-998.

Majdzadeh Tabatabaei, Sh., Hadian, E., & Zibaee, M. (2016). Determining the appropriate subsidy level for renewable energy development in Iran using a computable general equilibrium model with a hybrid approach. *Iranian Journal of Energy Economics Research*, *5*(17), 167-129. [In Persian]

Murshed, M. (2020). An empirical analysis of the non-linear impacts of ICT-trade openness on renewable energy transition, energy efficiency, clean cooking fuel access and environmental sustainability in South Asia. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*(29), 36254-36281.

Nejati, M., & Shah, S. A. A. (2023). Effect of information and communication technology on CO_2 emissions: An empirical analysis. *Technological Forecasting and Social Change*, 189, 122375. https://DOI.org/10.1016/j.techfore.2023.122375

Nematollahi, Fatemeh., Sadraye Jowaheri, Ahmad., Samadi, Ali-Hossein, & Ruhollah Shahnazi. (2018). Determining the necessary subsidy for investment in research and development for air pollution reduction policy in Iran using a computable general equilibrium model: A case study of Iran's economy. *Scientific-Research Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, *8*(32), 46-33. [In Persian]

Nematollahi Sarvestani, Sh., Memarnezhad, A., & Mohammadi, T. (2023). The effect of carbon tariffs on production and trade in energy industries in Iran using the GTAP-E computable general equilibrium model. *Business Studies*, *21*(121), 21-36. [In Persian]

Nguyen, V. C. T., & Le, H. Q. (2024). The impact of ICT infrastructure, technological innovation, renewable energy consumption and financial development on carbon dioxide emission in emerging economies: New evidence from Vietnam. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, *35*(6), 1233-1253. https://DOI.org/10.1108/MEQ-09-2023-0325

Nordhaus, W. D., & Yang, Z. (1996). A regional dynamic general-equilibrium model of alternative climate-change strategies. *The American Economic Review*, Vol. 86, No. 4, 741-765.

Noroozi, Hayedeh, Shahnazi, Ruhollah, Hadian, Ebrahim, & Farajzadeh, Zakaria. (2024). Determining the carbon tax rate considering endogenous growth: A case study of Iran. Quarterly Journal of Economic Modeling Studies. Vol. 14, Issue 53. [In Persian]

OECD. (2017). Policies to support the ICT sector. (*OECD Digital Economy Papers, DSTI/CDEP/MADE*(2017)1). Organisation for Economic Co-operation and Development. https://one.oecd.org/document/DSTI/CDEP/MADE(2017)1/en/pdf

Ozcan, B., & Apergis, N. (2018). The impact of internet use on air pollution: Evidence from emerging countries. *Environmental Science and Pollution Research*, *25*(5), 4174-4189.

Pohjola, M. (2002). The new economy in growth and development. *Oxford Review of Economic Policy*, *18*(3), 380-396.

Quah, D. (2003). Digital goods and the new economy. Available at SSRN 410604.

Raheem, I. D., Tiwari, A. K., & Balsalobre-Lorente, D. (2020). The role of ICT and financial development in CO_2 emissions and economic growth. *Environmental Science and Pollution Research*, *27*(2), 1912-1922.

Sayyadi, M., Soheili Ahmadi, H., Aryafar, M., & Moradi, F. (2023). Scenario analysis of short-term and long-term impacts of carbon tax policy and energy subsidy removal on CO2 emissions in Iran. *Journal of Energy Planning and Policy Studies*, *3*(9), 125-170. [In Persian]

Shaaban-Nejad, S., & Shirazi, F. (2022). ICT and Environmental Sustainability: A Comparative Study. *Sustainability*, *14*(14), 8651.

Shabani, Z. D., & Shahnazi, R. (2019). Energy consumption, carbon dioxide emissions, information and communications technology, and gross domestic product in Iranian economic sectors: A panel causality analysis. *Energy*, 169, 1064-1078.

Shahnazi, R., & Dehghan Shabani, Z. (2019). The effects of spatial spillover information and communications technology on carbon dioxide emissions in Iran. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*(23), 24198-24212.

Shahnazi, R. (2021). Do information and communications technology spillovers affect labor productivity?. *Structural Change and Economic Dynamics*, 59, 342-359.

Wen, Y., Shabbir, M. S., Haseeb, M., Kamal, M., Anwar, A., Khan, M. F., & Malik, S. (2022). The dynamic effect of information and communication technology and renewable energy on CO_2 emission: Fresh evidence from panel quantile regression. *Frontiers in Environmental Science*, 1123.

World Bank. (2013). *ICT Sector-Results Profile*. The World Bank.
https://www.worldbank.org/en/results/2013/04/13/ict-results-profile

Worldometer. (n.d.). *Iran CO_2 emissions*. Retrieved April 24, 2025, from:
https://www.worldometers.info/co2-emissions/iran-co2-emissions/

Ulucak, R., & Khan, S. U. D. (2020). Does information and communication technology affect CO_2 mitigation under the pathway of sustainable development during the mode of globalization?. *Sustainable Development*, *28*(4), 857-867.

Yu, P. (2020). Carbon tax/subsidy policy choice and its effects in the presence of interest groups. *Energy Policy*, 147, 111886.

Yuyin, Y., & Jinxi, L. (2018). The effect of governmental policies of carbon taxes and energy-saving subsidies on enterprise decisions in a two-echelon supply chain. *Journal of Cleaner Production*, 181, 675-691.

Zhang, J., Wang, B., & Latif, Z. (2019). Towards cross-regional sustainable development: The nexus between information and communication technology, energy consumption, and CO 2 emissions. *Sustainable Development*, *27*(5), 990-1000.

Zhu, G., Pan, G., & Zhang, W. (2018). Evolutionary game theoretic analysis of low carbon investment in supply chains under governmental subsidies. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *15*(11), 2465.

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 331-356

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27946

Examining the Role of Institutional Quality in Moderating the Effects of Economic Policy Uncertainty on Economic Growth in Iran

Ali Sayehmiri [1] Javaher Latifi [2], Asma Shirkhani [3], , Fahimeh Seyfi [4] Vahid Zarei [5]

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Ilam University, Ilam, Iran. (Corresponding Auther) Email: a.sayehmiri@ilam.ac.ir
2. Master's Degree in Economics, Department of Economics, Khorramshahr University of Marine Science and Technology, Khorramshahr, Khuzestan, Iran. Email:Javaherlatifi@yahoo.com
3. Ph.D. Candidate in Econometrics, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: asma.shirkhani2018@gmail.com
4. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Humanities, Islamic Azad University Zanjan, Zanjan, Iran. Email:fahimehseyfi311@gmail.com
5. Master's Degree in Economics, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran. Email:Vahidzarei444@gmail.com

Abstract

Global policy uncertainty refers to situations in which economic decision-making faces significant challenges and the future of the economy becomes unpredictable due to various factors, such as global changes and policy fluctuations. This study examines the impact of institutional quality and global policy uncertainty on Iran's economic growth from 1984 to 2021 using the discrete threshold regression model. The results show that Iran falls into two distinct institutional regimes, with a threshold level of 4.66. In the first regime, where institutional quality is below the threshold, an increase in global policy uncertainty has a negative and significant effect on economic growth. Conversely, in the second regime, where institutional quality exceeds the threshold, the negative effects of global policy uncertainty are moderated, and economic growth improves. The findings also indicate that the effects of globalization and physical investment on economic growth depend on the level of institutional quality. Under weak institutional conditions, globalization and physical investment positively influence economic growth, while institutional quality exerts a negative effect. However, once institutional quality surpasses the threshold, its positive effects on growth strengthen, and the impacts of globalization and physical investment improve. These findings underscore the importance of institutional reforms and improving institutional quality to reduce economic vulnerability and optimize the benefits derived from global opportunities.

Article information

Review History:
Received: apr. 09, 2025
Revised: apr. 16, 2025
Accepted: may. 24, 2025
Published online: des.08, 2025

Keywords:
Economic Growth
Economic Policy Uncertainty (EPU)
Institutional Quality (INS).

JEL Classification:
O40, E60, D73.

Corresponding Author:
a.sayehmiri@ilam.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 331-356

Aim and Introduction:

One of the fundamental challenges facing Iran's economy in recent decades has been the simultaneous experience of economic policy instability and structural weaknesses in its economic institutions. Economic policy uncertainty (EPU), by reducing the ability to predict future outcomes, decreases investment incentives, weakens consumer expectations, and ultimately slows the rate of economic growth. In the economic literature, this uncertainty not only has short-term consequences but also influences the structure of production, trade, and investment in the long term.

Such uncertainty—especially in countries like Iran, which are exposed to both internal and external economic crises—can lead to reductions in gross domestic product (GDP), increases in unemployment, and declines in the quality of life. Despite the wide-ranging implications of uncertainty, the key question remains whether institutional structures can play a protective role against its adverse effects.

The institutional quality index (INS) is recognized as a key factor in facilitating or hindering economic processes. Strong institutions promote transparency, reduce corruption, and strengthen public trust, thereby moderating the negative effects of economic instability. Accordingly, this study analyzes the role of institutional quality in moderating the adverse effects of policy uncertainty on Iran's economic growth from 1984 to 2021.

In addition, the study considers variables such as globalization and physical capital. Globalization—by expanding trade exchanges and facilitating technology transfer—can support economic processes and create opportunities for sustainable development. Physical capital (K), as one of the main factors of production and economic growth, particularly in infrastructure sectors, plays a fundamental role in mitigating instability and enhancing growth potential. Thus, this research seeks to provide a comprehensive picture of the factors influencing Iran's economic growth and offer potential strategies to improve its economic performance.

Methodology:

Using the endogenous growth framework and employing the Discrete Threshold Autoregressive (TAR) regression method, this study analyzes the effects of explanatory variables on economic growth under two different institutional regimes. The threshold variable is the INS, calculated as the average of five key institutional indicators standardized to a range of 0 to 10.

Other independent variables include physical capital, the Economic Globalization Index (KOFGI), and the World Uncertainty Index (WUI). The annual data were obtained from reputable international sources, including the World Bank, the KOF Globalization Database, and the International Country Risk Guide (ICRG), covering the period from 1984 to 2021.

To ensure analytical accuracy, the study first applies the Augmented Dickey–Fuller (ADF) unit root test, followed by Pesaran's cointegration test, and finally, the Brock–Dechert–Scheinkman (BDS) test to examine the existence of nonlinear relationships in the model. The results confirm cointegration among the variables and the presence of nonlinear relationships, justifying the use of a threshold model.

Results and Discussion:

The results of the threshold regression model indicate a threshold value of 4.66 for the INS. In the regime below this level, institutional quality exerts a negative and significant effect on economic growth, implying that inefficient institutions not only fail to support growth but may also hinder economic development. Conversely, when institutional quality exceeds the threshold, the coefficient becomes positive and significant, highlighting the constructive role of effective institutions in stimulating growth.

The WUI exhibits contrasting effects depending on the institutional regime. Under weak institutional conditions, its impact on growth is negative and significant; however, under strong institutional conditions, the effect turns positive. This finding underscores the protective capacity of robust institutions in mitigating external shocks and global instability.

Physical capital exerts a positive and significant effect in both regimes, though its impact is stronger under weak institutional conditions. This suggests that in the absence of efficient institutions, economic growth relies more heavily on the accumulation of physical capital. Similarly, the KOFGI has a positive effect in both regimes, but its influence is more pronounced in the strong institutional regime. Capable institutions enhance the productivity of global integration by facilitating foreign investment, improving the business environment, and increasing transparency.

Conclusion:

This study demonstrates that institutional quality in Iran not only serves as an independent determinant of economic growth but also plays a vital role in shaping the magnitude and direction of other macroeconomic variables. The identified threshold level delineates the boundary between institutional efficiency and inefficiency. Surpassing this threshold could mark a turning point, enabling Iran's economy to better withstand policy and global fluctuations.

Therefore, strengthening economic governance, reducing corruption, enhancing transparency, and ensuring stability in policy decision-making should be prioritized by policymakers. Furthermore, aligning institutional reforms with globalization processes and promoting investment in physical infrastructure are complementary strategies for achieving sustainable economic growth.

Ultimately, this research emphasizes that without fundamental institutional reforms, no economic policy can effectively and sustainably foster economic growth.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۳۳۱ تا ۳۵۶
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27946

بررسی نقش کیفیت نهادی در تعدیل اثرات عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران

علی سایه‌میری [۱]، جواهر لطیفی [۲]، اسما شیرخانی [۳]، فهیمه سیفی [۴]، وحید زارعی [۵]

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه ایلام، ایلام، ایران. (نویسنده مسئول) a.sayehmiri@ilam.ac.ir
۲. کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علوم و فنون دریایی، خرمشهر، خوزستان، ایران. Javaherlatifi@yahoo.com
۳. دانشجوی دکتری رشته اقتصادسنجی، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. asma.shirkhani2018@gmail.com
۴. دانشجوی دکتری رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد زنجان، زنجان، ایران. fahimehseyfi311@gmail.com
۵. کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، همدان، ایران. Vahidzarei444@gmail.com

چکیده

عدم‌قطعیت سیاست‌های جهانی، به شرایطی اشاره دارد که در آن، تصمیم‌گیری‌های اقتصادی با چالش‌های جدی روبرو می‌شوند و آینده اقتصاد به دلیل عوامل مختلف، همچون تغییرات جهانی و نوسانات سیاستی، نامشخص است. در این تحقیق، با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای گسسته، تأثیر کیفیت نهادی و عدم‌قطعیت سیاست‌های جهانی بر رشد اقتصادی کشور ایران طی دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۲۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق، نشان می‌دهند که کشور ایران در دو رژیم متمایز نهادی با سطح آستانه ۴/۶۶ قرار دارد. در رژیم نخست، که کیفیت نهادی پایین‌تر از سطح آستانه است، افزایش عدم‌قطعیت سیاست‌های جهانی، تأثیر منفی و قابل‌توجهی بر رشد اقتصادی دارد. در مقابل، در رژیم دوم که کیفیت نهادی از سطح آستانه فراتر می‌رود، اثرات منفی عدم‌قطعیت سیاست‌های جهانی، تعدیل شده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد. نتایج همچنین نشان می‌دهند که تأثیر جهانی‌شدن و سرمایه‌گذاری فیزیکی بر رشد اقتصادی به سطح کیفیت نهادی وابسته است. در شرایط نهادی ضعیف، جهانی‌شدن و سرمایه‌گذاری فیزیکی، اثر مثبت و کیفیت نهادی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند؛ اما با عبور از آستانه کیفیت نهادی، اثرات مثبت کیفیت نهادی بر رشد تقویت شده و تأثیرات جهانی‌شدن و سرمایه‌گذاری فیزیکی بهبود می‌یابد. این یافته‌ها بر اهمیت اصلاحات نهادی و بهبود کیفیت نهادی برای کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی و بهره‌برداری بهینه از فرصت‌های جهانی تأکید دارند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۴/۱/۱۹
بازنگری: ۱۴۰۴/۱/۲۷
پذیرش: ۱۴۰۴/۳/۳
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۷

کلمات کلیدی:
رشد اقتصادی
عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی
کیفیت نهادی

طبقه‌بندی JEL:
O40 ،E60 ،D73

نویسنده مسئول:
a.sayehmiri@ilam.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قرار دارد. بر اساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

یکی از مهم‌ترین چالش‌هایی که اقتصادهای نوظهور و درحال‌توسعه، از جمله ایران، در دهه‌های اخیر با آن مواجه بوده‌اند، افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی[1] (EPU) است. این مفهوم به ناتوانی فعالان اقتصادی در پیش‌بینی سیاست‌های آتی و پیامدهای آن‌ها اشاره دارد؛ امری که در شرایطی چون ابهام در زمان‌بندی، محتوای سیاست‌ها و آثار آن‌ها بر تصمیم‌گیری‌های اقتصادی به‌شدت نمود می‌یابد (شاهینوز و اردوغان جوسار[2]، ۲۰۱۸). پیچیدگی در شناسایی و کمی‌سازی این پدیده باعث شده تا محققان به‌دنبال شاخص‌های مناسبی برای سنجش آن باشند. در این زمینه، بیکر و همکاران[3] (۲۰۱۶)، شاخصی مبتنی بر فراوانی پوشش خبری رسانه‌ها ارائه داده‌اند که به‌عنوان یکی از معتبرترین ابزارهای اندازه‌گیری عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی شناخته می‌شود.

با وجود گسترش استفاده از شاخص EPU در مطالعات تجربی، این شاخص بیشتر به ارزیابی عدم قطعیت ناشی از سیاست‌های پولی، مالی و تجاری محدود می‌شود. درحالی‌که شاخص عدم قطعیت جهانی[4] (WUI)، معرفی‌شده توسط آهیر و همکاران[5] (۲۰۲۲)، علاوه‌بر حوزه‌های مذکور، عدم قطعیت‌های ناشی از تحولات سیاسی و ژئوپلیتیکی را نیز در بر می‌گیرد. این نکته از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا اقتصاد ایران در طول چهار دهه گذشته، به‌شدت تحت تأثیر شوک‌های سیاسی و بین‌المللی نظیر تحریم‌ها، تنش‌های منطقه‌ای و همه‌گیری کووید-۱۹ قرار داشته است.

علاوه بر این، با وجود بررسی‌های متعدد پیرامون پیامدهای اقتصادی ناشی از عدم قطعیت، بسیاری از مطالعات، کمتر به بررسی عوامل تعدیل‌گر این اثرات منفی پرداخته‌اند (ابیدو و آگیاپونگ[6]، ۲۰۲۵؛ گومادو[7]، ۲۰۲۵). یکی از این عوامل، کیفیت نهادی است که به‌عنوان بستری برای کاهش هزینه‌های مبادله، افزایش اعتماد و ارتقاء شفافیت در فرایندهای سیاستگذاری شناخته می‌شود (نورث[8]، ۱۹۹۰).

بررسی داده‌های بانک جهانی[9] نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه ایران طی سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۲۱ از ۳۹۵۹ دلار به ۵۳۴۴ دلار (بر حسب قیمت‌های ثابت ۲۰۱۵) افزایش یافته است. با این حال، این روند صعودی رشد اقتصادی در بستر نوسانات قابل‌توجه شاخص کیفیت نهادی و افزایش چشمگیر عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی رقم خورده است. به‌عنوان نمونه، شاخص کیفیت

1. Economic Policy Uncertainty
2. Sahinoz & Erdogan Cosar (2018).
3. Baker et al. (2016).
4. World Uncertainty Index
5. Ahir et al. (2022).
6. Abaidoo & Agyapong (2025).
7. Gomado (2025).
8. North (1990).
9. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

نهادی ایران (بر اساس داده‌های ICRG[1])، از سطح ۳/۴۷ در سال ۱۹۸۴ با نوساناتی همراه بوده و پس از سال ۲۰۱۶ در حوالی عدد ۵ تثبیت شده است. در همین بازه، شاخص عدم قطعیت اقتصادی از ۰/۰۴ در سال ۱۹۸۴ به ۰/۳۵ در سال ۲۰۲۱ افزایش یافته است (بر اساس داده‌های بانک فدرال رزرو سنت لوئیس[2])، که نشان‌دهنده رشد قابل‌توجه بی‌ثباتی سیاستی در کشور است. در چنین شرایطی، بررسی همزمان اثر عدم قطعیت سیاستی و نقش تعدیل‌گر کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی ایران، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر دارد.

ازاین‌رو، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش کلیدی است که: آیا کیفیت نهادی می‌تواند در تعدیل اثرات منفی ناشی از عدم قطعیت اقتصادی و سیاسی بر رشد اقتصادی ایران نقش‌آفرین باشد؟ این تحقیق با بهره‌گیری از شاخص جهانی عدم قطعیت (WUI) و در چهارچوب یک مدل آستانه‌ای، به بررسی رابطه بین نااطمینانی سیاستی و رشد اقتصادی پرداخته و به نقش واسط کیفیت نهادی در این فرایند توجه دارد.

در ادامه مقاله، ابتدا مبانی نظری بررسی شده، سپس مطالعات پیشین مرور می‌شود. در بخش چهارم، روش تحقیق تشریح شده و در بخش پنجم، یافته‌ها ارائه می‌گردد. درنهایت، بخش ششم به بحث و نتیجه‌گیری اختصاص دارد که در آن، نتایج تحلیل‌های انجام‌شده مرور، و پیشنهادهای سیاستگذاری ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

ریسک[3]، عدم قطعیت[4]، عدم‌اطمینان[5] و عدم اعتماد[6] معانی متمایزی دارند که هرکدام نقش خاصی در تحلیل شرایط اقتصادی و تصمیم‌گیری‌ها ایفا می‌کنند (روشن[7]، ۲۰۲۰). ریسک به معنای احتمال بروز خسارت یا آسیب است که معمولاً قابل اندازه‌گیری و بر اساس ارزیابی‌های احتمالاتی تعیین می‌شود و به‌طور هم‌زمان شامل احتمال وقوع پیامدهای منفی و شدت آن‌ها است (چرنا و سوجووا[8]، ۲۰۲۰). اما «عدم قطعیت» به وضعیت عدم دانش کافی درباره نتایج اشاره دارد که پیش‌بینی دقیق را دشوار می‌سازد و به‌طور کلی مفهومی گسترده‌تر از ریسک دارد، زیرا در این حالت، حتی احتمال‌ها نیز قابل تعیین نیستند (الاسوفسکی و کوکسون[9]، ۲۰۰۹). تمایز میان «ریسک» و «عدم قطعیت» از اهمیت زیادی برخوردار است، زیرا در شرایط ریسک، اطلاعات ناقص اما قابل اندازه‌گیری داریم، اما

1. International Country Risk Guide
2. https://fred.stlouisfed.org/series/wuiirn
3. Risk
4. Uncertainty
5. Unreliability
6. Distrust
7. Roshan (2020)
8. Cierna & Sujova (2020)
9. Alaszewski & Coxon (2009)

در شرایط عدم قطعیت، دانش یا مبهم است یا به‌طور کامل مفقود (روشن، ۲۰۲۰). در این میان، نااطمینانی به ناپایداری یا عدم اتکای سیستم‌ها و فرایندها اشاره دارد که خود می‌تواند موجب افزایش ریسک و عدم قطعیت شود. بی‌اعتمادی نیز واکنشی احساسی است که در اثر شکاکیت یا فقدان اطمینان نسبت به دیگران یا سیستم‌ها بروز می‌کند و می‌تواند بر تصمیم‌گیری‌ها تأثیر منفی بگذارد. هرچند عدم قطعیت با «عدم اطمینان» و «عدم اعتماد» متفاوت است، این مفاهیم می‌توانند به یکدیگر مرتبط باشند؛ به‌ویژه زمانی که عدم قطعیت منجر به افزایش نااطمینانی و در نتیجه کاهش اعتماد در محیط‌های اقتصادی می‌شود (روشن، ۲۰۲۰). به‌عبارتی دیگر، در شرایط عدم قطعیت، نه اطمینان کامل (با احتمال ۱۰۰ درصد) وجود دارد و نه اعتماد نسبی (با احتمالی بین ۵۰ تا ۱۰۰ درصد)، بلکه تنها بی‌اطمینانی و سردرگمی حاکم است. افزایش عدم قطعیت، به‌ویژه در شرایطی چون بحران‌های اقتصادی یا تنش‌های ژئوپلیتیکی، باعث ناپایداری بیشتر در اقتصاد شده و تصمیم‌گیری را پیچیده‌تر می‌کند. این شرایط اغلب تمایل سرمایه‌گذاران به فعالیت‌های اقتصادی را کاهش می‌دهد و منجر به عقب‌نشینی بخش خصوصی از سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت می‌شود. از این‌رو، عدم قطعیت به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی، در تحلیل رشد اقتصادی به‌شمار می‌آید (روشن، ۲۰۲۰).

در ادبیات اقتصادی، سه کانال اصلی برای توضیح تأثیر عدم قطعیت بر فعالیت‌های اقتصادی شناسایی شده است. نخست، اثر برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری (برنانکی[1]، ۱۹۸۳؛ باخمان و همکاران[2]، ۲۰۱۳؛ پیندایک[3]، ۱۹۹۰)؛ در شرایطی که تصمیمات سرمایه‌گذاری قابلیت اصلاح یا لغو شدن با هزینه‌های اندک را ندارند، شرکت‌ها تمایل دارند تا در محیط‌های نامطمئن، تصمیم‌گیری‌های خود را به تعویق بیندازند. این پدیده که به اثر «صبر و مشاهده[4]» معروف است، می‌تواند منجر به رکود اقتصادی شود.

دومین کانال، پس‌انداز احتیاطی است که بر اساس مطالعه للند[5] (۱۹۶۸)، زمانی که خانوارها با عدم قطعیت بیشتری در مورد درآمد آینده خود مواجه هستند، برای محافظت از رفاه اقتصادی‌شان، میزان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند. این رفتار، منجر به کاهش تقاضای کل، به‌ویژه برای کالاهای بادوام مانند خودرو و مسکن، شده و درنهایت، باعث افت رشد اقتصادی می‌شود (ایبرلی[6]، ۱۹۹۴).

سومین کانال، اصطکاک‌های مالی است که نقش نهادهای مالی در انتقال نوسانات عدم قطعیت به بخش واقعی اقتصاد را نشان می‌دهد (فرارا و همکاران[7]، ۲۰۱۸). در مدل‌های نظری تعادل عمومی،

1. Bernanke (1983)
2. Bachmann et al. (2013)
3. Pindyck (1990)
4. Wait-and-See
5. Leland (1968)
6. Eberly (1994)
7. Ferrara et al. (2018)

افزایش عدم قطعیت موجب پراکندگی بالاتر در بهره‌وری بنگاه‌ها شده و درنتیجه، نهادهای مالی برای کاهش ریسک خود، هزینه‌های وام‌دهی را افزایش می‌دهند. این روند، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری و افت تولید می‌شود که درنهایت، بر رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (آرلانو و همکاران[1]، ۲۰۱۹؛ کریستیانو و همکاران[2]، ۲۰۱۴).

اگرچه در مطالعات متعددی، به بررسی رابطه میان عدم قطعیت و عملکرد اقتصادی پرداخته‌اند، اما تعداد اندکی از آن‌ها به بررسی عواملی پرداخته‌اند که می‌توانند آثار منفی عدم قطعیت را کاهش دهند. برخی پژوهش‌ها بر نقش کیفیت نهادی تأکید دارند. برای مثال، آهیر و همکاران[3] (۲۰۲۲) نشان داده‌اند که در کشورهایی با کیفیت نهادی بالا، آثار منفی عدم قطعیت بر رشد اقتصادی خفیف‌تر و کوتاه‌مدت‌تر است، درحالی‌که در کشورهایی با کیفیت نهادی پایین، این آثار شدیدتر و ماندگارتر هستند (سیاکیا[4]، ۲۰۱۷؛ آدهیکاری و همکاران[5]، ۲۰۲۴).

بهبود کیفیت نهادها می‌تواند با ارتقاء حکمرانی، کاهش فساد و تثبیت شرایط اقتصادی، آثار منفی ناشی از عدم قطعیت را تا حد زیادی تعدیل کند (مالین‌دینی و همکاران[6]، ۲۰۲۱). این یافته‌ها نشان می‌دهند که تقویت نهادها، نقش حیاتی در افزایش تاب‌آوری اقتصاد در برابر شوک‌های ناشی از عدم قطعیت و درنهایت، دستیابی به رشد اقتصادی پایدار دارد. علاوه بر کیفیت نهادها، سرمایه فیزیکی و جهانی شدن نیز از کانال‌های مختلفی بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. سرمایه فیزیکی از طریق افزایش ظرفیت تولیدی، بهبود بهره‌وری عوامل تولید و ایجاد زیرساخت‌های لازم برای فعالیت‌های اقتصادی، نقش مهمی در تقویت تاب‌آوری اقتصاد در برابر شوک‌های ناشی از عدم قطعیت ایفا می‌کند. زیرساخت‌های مناسب حمل‌ونقل، انرژی و فناوری اطلاعات، موجب کاهش هزینه‌های مبادله و افزایش کارآیی بازارها می‌شوند و بدین‌وسیله، اثرات منفی عدم قطعیت را تعدیل می‌کنند.

از سوی دیگر، جهانی شدن از طریق گسترش تجارت، انتقال فناوری و افزایش تعاملات اقتصادی بین‌المللی، می‌تواند امکان دسترسی به منابع جدید سرمایه، بازارهای متنوع و دانش فنی را فراهم کند. این فرایند، به‌ویژه در کشورهایی با ظرفیت جذب بالا و سیاست‌های تجاری باز، می‌تواند به کاهش ریسک‌های ناشی از عدم قطعیت داخلی کمک کرده و با فراهم ساختن فرصت‌های جدید رشد، اثرات منفی عدم قطعیت بر اقتصاد را تضعیف نماید (کیلیچارسلان و دومرول[7]، ۲۰۲۰؛ کالدرا و همکاران[8]، ۲۰۲۰).

1. Arellano et al. (2019)
2. Christiano et al. (2014)
3. Ahir et al. (2022)
4. Siyakiya (2017)
5. Adhikari et al. (2024)
6. Malindini (2021)
7. Kılıçarslan & Dumrul (2018)
8. Caldara et al. (2020)

در مجموع، می‌توان گفت که کیفیت نهادی، سرمایه فیزیکی و جهانی شدن، سه عامل مکمل و تعدیل‌گر هستند که می‌توانند شدت و دامنه اثرگذاری عدم قطعیت بر رشد اقتصادی را کاهش دهند. نهادهای کارآمد با ایجاد محیطی پایدار و پیش‌بینی‌پذیر، موجب افزایش تاب‌آوری اقتصادی و تقویت سرمایه‌گذاری می‌شوند. در یک اقتصاد بازار باز، نهادهای طرفدار رقابت و شفافیت می‌توانند انعطاف‌پذیری بازارهای مالی و کالا را افزایش دهند، که این امر، آسیب‌پذیری اقتصاد را در برابر شوک‌های خارجی، مانند بحران‌های ژئوپلیتیکی، شوک‌های قیمت کالاها، بحران‌های مالی و بهداشتی، کاهش می‌دهد. بااین‌حال، رابطه میان کیفیت نهادی و عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی می‌تواند مانند یک شمشیر دولبه عمل کند؛ ازیک‌سو، نهادهای قوی می‌توانند اثرات منفی عدم قطعیت را کاهش دهند، اما ازسوی‌دیگر، چنانچه این نهادها ناکارآمد باشند یا به‌درستی عمل نکنند، خود می‌توانند به منبعی برای افزایش بی‌ثباتی و نااطمینانی تبدیل شوند.

در ایران، که همواره با عدم قطعیت‌های اقتصادی و سیاسی مواجه بوده، بررسی این رابطه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. درک دقیق نقش نهادهای اقتصادی و سیاسی در مدیریت عدم قطعیت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی، می‌تواند به ارائه راهکارهایی برای بهبود سیاستگذاری و کاهش نوسانات اقتصادی کمک کند.

۳. پیشینه تحقیق

عدم قطعیت، به‌عنوان یکی از عوامل محرک نوسانات اقتصادی، تأثیر چشمگیری بر فعالیت‌های اقتصادی دارد و در سال‌های اخیر، توجه پژوهشگران بسیاری را به خود جلب کرده است. مطالعات بین‌المللی متعددی، به بررسی ابعاد مختلف این موضوع پرداخته‌اند. برای مثال، فرناندز-ویلاورده و همکاران[1] (۲۰۱۵)، تأثیر آن را بر تصمیمات سیاست مالی، آستویت و همکاران[2] (۲۰۱۷)، بر سیاست‌های پولی، و وگا-گوتیرز و همکاران[3] (۲۰۲۵)، بر ساختار سرمایه بررسی کرده‌اند.

نتایج برخی مطالعات، نشان دادند که پس از بحران مالی ۲۰۰۸، مسئله عدم شفافیت دولت‌ها در سیاست‌گذاری‌ها و چهارچوب‌های نظارتی، بر شدت عدم قطعیت افزوده و شرکت‌ها و خانوارها را با چالش‌های جدیدی در زمینه مالیات، هزینه‌های دولتی، تجارت و سیاست‌های زیست‌محیطی مواجه ساخته است (بیکر و همکاران، ۲۰۱۶؛ فنگ[4]، ۲۰۰۱). در کنار این عوامل، افزایش قطب‌بندی سیاسی و رویدادهای نامطمئن جهانی نیز مورد توجه قرار گرفته‌اند (الثاقب و همکاران[5]، ۲۰۲۰؛ الجین و

1. Fernández-Villaverde et al. (2015)
2. Aastveit et al. (2017)
3. Vega-Gutiérrez et al. (2025)
4. Feng (2001)
5. Al-Shboul et al. (2020)

همکاران[1]، ۲۰۲۰). در همین راستا، بسیاری از پژوهش‌ها به تحلیل اثر شاخص جهانی عدم قطعیت (WUI) بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند.

لیو و همکاران[2] (۲۰۲۲)، با استفاده از روش VAR و بررسی داده‌های دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲، نشان دادند که شاخص جهانی عدم قطعیت، تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

نگویین و همکاران[3] (۲۰۲۲)، نیز با استفاده از روش GMM و داده‌های ۵۴ کشور در حال توسعه، تأثیر شاخص‌های جهانی عدم قطعیت بر آسیب‌پذیری اقتصادی را بررسی کردند و دریافت که عدم قطعیت جهانی به‌طور متفاوتی بر رشد اقتصادی و آسیب‌پذیری کشورها تأثیر می‌گذارد.

چاترجی و همکاران[4] (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای تطبیقی، توان پیش‌بینی شاخص‌های عدم قطعیت و شاخص‌های بازار مالی را برای رشد اقتصادی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۲ مقایسه کرد و نشان داد که شاخص‌های بازار مالی دقت بیشتری در پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی دارند.

لو و همکاران[5] (۲۰۲۳)، با استفاده از مدل پانل ARDL و داده‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۲۰ کشورهای ASEAN-5 نشان دادند که شاخص عدم قطعیت، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد. در کنار این مطالعات، پژوهش‌های متعددی نیز به بررسی تأثیر کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند.

به‌عنوان نمونه، نکتیا و کونگ[6] (۲۰۲۱) در ۳۰ کشور آفریقایی با استفاده از روش AMG نشان دادند که کیفیت نهادی رشد اقتصادی را از طریق توسعه مالی افزایش می‌دهد.

صمد و همکاران[7] (۲۰۲۲)، نیز با استفاده از روش FMOLS بیان کردند که نهادهای باکیفیت قادرند اثرات منفی بدهی خانوار بر رشد را تعدیل کنند.

همچنین، یافته‌های محمد و همکاران[8] (۲۰۲۳)، در کشورهای جنوب صحرای آفریقا تأیید کرد که اثر مثبت شمول مالی در حضور نهادهای قوی تشدید می‌شود.

در همین چارچوب، امانوئل و همکاران[9] (۲۰۲۴) نیز با استفاده از مدل DOLS در نیجریه، به اثر مثبت و معنادار کیفیت نهادی و مخارج دولت بر رشد اقتصادی دست یافتند. مطالعات داخل ایران نیز به‌طور پراکنده، به اثرات نااطمینانی اقتصادی بر ابعاد مختلف اقتصاد ایران پرداخته‌اند. صمصامی

1. Elgin et al. (2020)
2. Liu & Gao (2022)
3. Nguyen et al. (2022)
4. Chatterjee (2023)
5. LU et al. (2023)
6. Nketia & Kong (2021)
7. Samad et al. (2022)
8. Mohammed et al. (2023)
9. Emmanuel et al. (2024)

و ابراهیم‌نژاد[1] (۲۰۱۹) با استفاده از دو روش سیستم معادلات همزمان و گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، اثر نااطمینانی اقتصادی بر بیکاری و کارآفرینی را طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۴۵ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نااطمینانی در سیاست‌های مالی، پولی و درآمدی منجر به افزایش نرخ بیکاری و کاهش نرخ کارآفرینی شده است.

باقرزاده و همکاران[2] (۲۰۲۰)، با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیونی انتقال ملایم[3] (STR) و داده‌های دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۷، تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی دولت بر رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که اثر نااطمینانی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی، بسته به سطح سرمایه‌گذاری، متفاوت است؛ به‌طوری‌که در سطوح پایین سرمایه‌گذاری، این اثر منفی و در سطوح بالا، مثبت است.

گودرزی فراهانی و همکاران[4] (۲۰۲۰)، با بهره‌گیری از داده‌های فصلی ۱۳۹۸-۱۳۶۸ و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[5] (NARDL) دریافتند که نااطمینانی سیاست‌های پولی و مالی، نوسانات نرخ ارز را در ایران افزایش داده است.

عقیلی و اساری‌آرنی[6] (۲۰۲۲) با استفاده از مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و داده‌های دوره ۱۳۹۷-۱۳۵۲، تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر شدت مصرف انرژی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش یک درصدی در شاخص نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی، شدت مصرف انرژی را افزایش می‌دهد.

جعفری و همکاران[7] (۲۰۲۲)، با استفاده از داده‌های کشورهای درحال‌توسعه با بیشترین میزان آلایندگی طی دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۲۰، اثر عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی (EPU) بر کیفیت محیط‌زیست را بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش EPU منجر به افزایش انتشار دی‌اکسید کربن (CO_2) شده و رابطه علّیت دوطرفه‌ای بین این دو متغیر وجود دارد.

در همین راستا، رضوانی و همکاران[8] (۲۰۲۴)، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی[9] (ARDL) و داده‌های دوره ۱۹۹۷ تا ۲۰۲۰، دریافتند که در بلندمدت، افزایش عدم قطعیت سیاست‌های اقتصادی، تأثیر مثبتی بر انتشار CO_2 دارد و منجر به کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود. نتایج بررسی پیشینه تحقیق در بالا، نشان می‌دهد که، به‌رغم اهمیت موضوع، در ادبیات داخلی، بررسی نظام‌مند نقش کیفیت نهادی در تعدیل اثرات عدم قطعیت بر رشد اقتصادی مغفول

1. Samsami & Ebrahimnejad (2019)
2. Bagherzadeh Azar et al. (2020)
3. Smooth Transition Autoregressive
4. Gudarzi Farahani et al. (2020)
5. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag
6. Agheli & Asari Arani (2022)
7. Jafari (2022)
8. Rezvani et al. (2024)
9. Autoregressive Distributed Lag

مانده است؛ در حالی که مطالعات بین‌المللی، نقش میانجی‌گری نهادها را در کاهش اثرات منفی نااطمینانی اقتصادی برجسته کرده‌اند. ازاین‌رو، یک خلأ پژوهشی محسوس درخصوص بررسی سطح بهینه کیفیت نهادی برای خنثی‌سازی یا تعدیل اثرات منفی عدم قطعیت سیاستی در ایران وجود دارد. پرداختن به این موضوع، می‌تواند سیاستگذاران را در تدوین راهبردهایی برای تقویت تاب‌آوری اقتصادی در برابر شوک‌های سیاستی یاری رساند.

۴. روش‌شناسی تحقیق

به‌منظور بررسی تأثیر کیفیت نهادی و عدم‌قطعیت جهانی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۹۸۴ تا ۲۰۲۱، از مدل (۱) استفاده شده است. در این مدل، با توجه به نظریه‌های رشد درونزا و مطالعات تجربی گسترده در حوزه عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، متغیرها به‌گونه‌ای انتخاب شده‌اند که ابعاد کلیدی مؤثر بر رشد را پوشش دهند. بر اساس نظریات لوکاس[1] (۱۹۸۸) و رومر[2] (۱۹۹۰)، سرمایه فیزیکی (K) نقش حیاتی در تسریع رشد از طریق افزایش ظرفیت تولیدی ایفا می‌کند. شاخص جهانی‌شدن (KOFGI) نیز با استناد به مطالعه گروسمن و هلپمن[3] (۱۹۹۱)، به منظور بررسی تأثیر ادغام اقتصادی با جهان، تجارت آزاد، انتقال فناوری و جریان سرمایه بین‌المللی در مدل لحاظ شده است. کیفیت نهادی با تکیه بر رویکردهای مطرح‌شده توسط عجم‌اوغلو و همکاران[4] (۲۰۰۵)، به‌عنوان زیرساخت اصلی سیاستگذاری اقتصادی، تضمین حقوق مالکیت و اجرای مؤثر قراردادها نقش کلیدی در هدایت سرمایه‌گذاری و رشد ایفا می‌کند. همچنین، شاخص عدم‌قطعیت جهانی (WUI) با ارجاع به مطالعه آهیر و همکاران (۲۰۲۲)، برای بررسی اثرات شوک‌های خارجی و فضای نااطمینانی جهانی بر فعالیت‌های اقتصادی در مدل وارد شده است:

$$Y_t = f(K_t, KOFGI_t, INS_t, WUI_t) \quad (۱)$$

در معادله بالا، Y متغیر وابسته و نمایانگر تولید ناخالص داخلی سرانه (برحسب دلار سال ۲۰۱۵) و K نشان‌دهنده سرمایه فیزیکی (برحسب دلار سال ۲۰۱۵) است. این دو متغیر از بانک جهانی[5] استخراج شده‌اند. علاوه بر این متغیر KOFGI معرف شاخص جهانی‌شدن[6] با مقیاس ۰ تا ۱۰۰ و برگرفته از پایگاه داده KOF است. WUI معرف شاخص عدم‌قطعیت جهانی است که از سوی بانک فدرال رزرو سنت لوئیس[7] و به نقل از مطالعه آهیر و همکاران (۲۰۲۲) منتشر می‌شود و دارای مقیاس

1. Lucas Jr (1988)
2. Romer (1990)
3. Grossman & Helpman (1993)
4. Acemoglu et al. (2005)
5. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators
6. Globalization Index
7. https://fred.stlouisfed.org/series/wuiirn

بین ۰ تا **۱** است؛ یکی از تفاوت‌های قابل‌توجه این شاخص، آن است که شاخص بیکر و همکاران[1] (۲۰۱۶)، تنها عدم اطمینان ناشی از سیاست‌های پولی، مالی و تجاری را پوشش می‌دهد. در حالی که شاخص WUI علاوه بر موارد ذکر شده، عدم اطمینان ناشی از وقایع سیاسی را نیز در بر می‌گیرد.

همچنین در معادله (۱)، متغیر INS نشان‌دهنده شاخص کیفیت نهادی است. این متغیر با پنج شاخص: (۱) کنترل فساد؛ (۲) پاسخگویی دموکراتیک؛ (۳) قانون و نظم؛ (۴) کیفیت بوروکراسی؛ (۵) ثبات دولت، اندازه‌گیری می‌شود. داده‌های این شاخص‌های کیفیت نهادی از گزارش ریسک بین‌المللی[2] (ICRG) که توسط گروه خدمات ریسک عمومی[3] (PSR) تهیه شده است، استخراج شده‌اند. سه شاخص اول، کیفیت نهادی در مقیاس ۰ تا ۶، درحالی‌که دو شاخص آخر، به‌ترتیب، در مقیاس‌های ۰ تا ۴ و ۰ تا ۱۲ قرار دارند.

برای اطمینان از تفسیر یکنواخت و قابلیت مقایسه، مطابق با مطالعه اولانی و آدکون[4] (۲۰۲۲)، این شاخص‌های کیفیت نهادی به مقیاس ۰ تا ۱۰ بازمقیاس‌دهی شده‌اند. مقدار بالاتر، نشان‌دهنده کیفیت نهادی بهتر و بالعکس است. براساس این اطلاعات، شاخص کیفیت نهادی با میانگین‌گیری این پنج شاخص محاسبه می‌شود و به‌عنوان شاخص کلی نهادها شناخته می‌شود. همچنین، شاخص‌های کیفیت نهادی به‌صورت مستقل از یکدیگر در نظر گرفته نمی‌شوند تا از این ایده حمایت شود که هر یک از شاخص‌های کیفیت نهادی، به‌تنهایی نمی‌تواند وضعیت توسعه نهادی در یک اقتصاد را تعیین کند. میان این شاخص‌ها پیوند و تعامل متقابل وجود دارد. براساس این شرط، میانگین مقادیر این پنج شاخص محاسبه شده که منجر به تولید یک شاخص کلی کیفیت نهادی می‌شود. مقادیر بالا، نشان‌دهنده کیفیت نهادی قوی و مقادیر پایین، نشان‌دهنده نهادهای ضعیف هستند. کنترل فساد، پاسخگویی دموکراتیک و قانون و نظم در ابتدا در مقیاس ترتیبی ۰ تا ۶ قرار دارند. این سه شاخص به مقیاس ۰ تا ۱۰ با استفاده از فرمول $\frac{x}{6}\times 10$ بازتعریف می‌شوند که در آن X امتیاز کشور در سال t است. کیفیت بوروکراسی از مقیاس ۰ تا ۴ به مقیاس ۰ تا ۱۰ با استفاده از فرمول $\frac{x}{4}\times 10$ بازتعریف می‌شود. همچنین ثبات دولت در ابتدا در مقیاس ۰ تا ۱۲ قرار دارد. این شاخص نیز با استفاده از فرمول $\frac{x}{12}\times 10$ به مقیاس ۰ تا ۱۰ بازتعریف می‌شود. این فرایندهای بازتعریف به‌منظور ارائه تفسیرهای یکنواخت و قابل مقایسه انجام شده‌اند. در ادامه، پنج شاخص

1. Baker et al. (2016)
2. International Country Risk Guide
3. Public Risk Services
4. Olaniyi & Adedokun (2022)

کیفیت نهادی، میانگین‌گیری می‌شوند تا یک شاخص کلی کیفیت نهادی به‌صورت زیر ساخته شود. این شاخص نمای کلی از کیفیت نهادی را ارائه می‌دهد.

$$INS_t = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} INS_{j,t} \qquad (۲)$$

بنابراین، با در نظر گرفتن فرم لگاریتمی (ln)، دو متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه و سرمایه فیزیکی (به‌منظور قابل تفسیر کردن ضرایب به‌صورت کشش‌پذیر و درصدی)، مدل اقتصادسنجی به‌صورت معادله (۳) تعریف می‌شود:

$$LnY_t = \beta_0 + \beta_1 LnK_t + \beta_2 KOFGI_t + \beta_3 INS_t + \beta_4 WUI_t + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در معادله (۳) ln نشان‌دهنده لگاریتم طبیعی، β_0، عرض از مبدأ و β_1، β_2، β_3 و β_4 نمایانگر ضرایب و ε_t جمله خطا است. روش رگرسیون آستانه‌ای[1] (TAR) به‌طور عمده برای تحلیل روابط غیرخطی و بررسی تأثیرات یک متغیر توضیحی بر متغیر وابسته در دو یا چند رژیم مختلف براساس یک متغیر آستانه‌ای استفاده می‌شود. در این روش، فرض بر این است که روابط بین متغیرها در شرایط مختلف یا در هنگام عبور از یک سطح خاص، تغییر می‌کنند. این مدل، به‌ویژه در مواقعی که تأثیرات یک متغیر بر متغیر وابسته به وضعیت‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و یا سیاسی بستگی دارد، مفید است. به عبارت دیگر، در مدل رگرسیون آستانه‌ای، هنگامی که یک متغیر آستانه‌ای از یک سطح مشخص عبور می‌کند، تأثیرات سایر متغیرها بر متغیر وابسته تغییر می‌کند.

در این مدل، متغیر آستانه‌ای به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده برای تغییر رژیم‌ها عمل می‌کند. به عبارت دیگر، متغیر آستانه‌ای، می‌تواند شاخصی باشد که بر اساس آن، مدل به دو یا چند حالت مختلف تقسیم می‌شود و روابط بین متغیرها در هر یک از این حالت‌ها، به‌طور مستقل تحلیل می‌شوند. مدل رگرسیون آستانه‌ای به‌شرح زیر است:

$$\ln Y_t = \begin{cases} \alpha_1 + \beta_{1,1}\ln K_t + \beta_{1,2}KOFGI_t + \beta_{1,3}INS_t + \beta_{1,4}WUI_t + \varepsilon_t, & \text{if } q_t \le \gamma \\ \alpha_2 + \beta_{2,1}\ln K_t + \beta_{2,2}KOFGI_t + \beta_{2,3}INS_t + \beta_{2,4}WUI_t + \varepsilon_t, & \text{if } q_t > \gamma \end{cases} \qquad (۴)$$

در معادله بالا، q_t نشان‌دهنده متغیر آستانه‌ای (متغیری که تغییر رژیم را تعیین می‌کند) و γ مقدار آستانه‌ای رژیم‌ها را نشان می‌دهد؛ همچنین α_1 و α_2 ضرایب ثابت در هر رژیم هستند.

۵. یافته‌های تحقیق

در جدول (۱)، آمار توصیفی متغیرهای تحقیق ارائه شده است که براساس آن، میانگین تولید ناخالص داخلی سرانه (رشد اقتصادی) در طی دوره مورد بررسی، حدود ۴۳۷۴ دلار بوده که با مقدار میانه آن (۴۳۹۳ دلار) تفاوت چندانی ندارد و این موضوع حاکی از توزیع نسبتاً متقارن این متغیر در داده‌ها

1. Threshold Autoregressive

است. انحراف معیار این متغیر نیز برابر با ۷۹۸ است که نشان‌دهنده پراکندگی نسبتاً محدود آن پیرامون میانگین می‌باشد. همچنین مقدار چولگی این متغیر، منفی و نزدیک به صفر است (۰/۱۰-)، که این نیز تأییدکننده نبودِ تمایل شدید داده‌ها به یکی از دو طرف توزیع است. کشیدگی آن نیز برابر با ۱/۴۶ بوده که کمتر از مقدار نرمال (۳) است و دلالت بر پهن‌تر بودن منحنی توزیع نسبت به توزیع نرمال دارد.

در مورد سرمایه فیزیکی، میانگین آن حدود ۱۴۸ میلیارد دلار است و دارای انحراف معیار بالایی (حدود ۵۵ میلیارد دلار) است، که حاکی از پراکندگی زیاد داده‌ها و وجود اختلافات چشمگیر در سرمایه‌گذاری فیزیکی در طول دوره مورد بررسی است. توزیع این متغیر نیز با مقدار چولگی مثبت (۰/۲۳) و کشیدگی کمتر از ۳ (۱/۸۱)، نسبتاً متقارن، اما گسترده‌تر از توزیع نرمال ارزیابی می‌شود.

متغیر جهانی‌شدن با میانگین ۴۸/۴۱ و انحراف معیار حدود ۱۰/۸ از میزان نوسان متوسطی برخوردار است. میانه آن (۴۴/۷۶) نیز بسیار نزدیک به میانگین بوده و این امر دلالت بر نبودِ انحراف شدید در توزیع دارد. چولگی و کشیدگی این متغیر نیز مقادیر نسبتاً پایینی دارند که بیانگر نزدیکی توزیع به حالت نرمال است. درخصوص کیفیت نهادی، میانگین آن ۵/۲۳ و انحراف معیار حدود ۱/۰۵ بوده که نشان‌دهنده نوسانات نسبتاً محدود در این متغیر است. مقدار چولگی و کشیدگی این متغیر نیز به ترتیب ۰/۰۳- و ۲/۲۴ هستند که نشان‌دهنده توزیعی تقریباً متقارن و نسبتاً نرمال است.

شاخص عدم‌قطعیت نیز میانگین ۰/۱۳ و انحراف معیار ۰/۰۷ دارد که نوساناتی نسبتاً بالا را در این شاخص نشان می‌دهد. چولگی نسبتاً بالا (۰/۸۳)، نشان می‌دهد که توزیع این متغیر به سمت راست متمایل بوده و کشیدگی آن نیز برابر با ۲/۴۵ است که کمتر از ۳ و نشان‌دهنده پخش نسبتاً گسترده داده‌ها است. نهایتاً، نتایج آزمون جارک-برا برای بررسی نرمال بودن توزیع متغیرها، نشان می‌دهد که نمی‌توان فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها را رد کرد.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

Table 1: Descriptive Statistics of the Research Variables

	رشد اقتصادی	سرمایه فیزیکی	جهانی‌شدن	کیفیت نهادی	شاخص عدم‌قطعیت
میانگین	4374	148786140974	41.48	5.23	0.13
میانه	4393	137449541988	44.76	5.06	0.07
حداکثر	5451	254970138426	55.27	7.10	0.42
حداقل	2987	60188166256	26.68	3.29	0.00
انحراف معیار	798	55175202613	10.80	1.05	0.13
چولگی	-0.10	0.23	-0.12	-0.03	0.83
کشیدگی	1.46	1.81	1.34	2.24	2.45
Jarque-Bera	3.82	2.55	4.44	0.93	4.89
Probability	0.15	0.28	0.11	0.63	0.09
مشاهدات	38	38	38	38	38

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌منظور جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب، آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) انجام شده است. در این آزمون، با رد فرضیه H_0، ناایستایی یا وجود ریشه واحد متغیرها رد می‌شود. مطابق نتایج تمامی متغیرهای مورد بررسی در سطح، دارای ریشه واحد بوده و غیرایستا هستند، زیرا مقادیر احتمال آن‌ها بالاتر از سطح معنی‌داری معمول (۰/۰۵) است. به‌عنوان‌مثال، برای رشد اقتصادی، مقدار احتمال ۰/۹ و آماره ۰/۳-، نشان‌دهنده عدم رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد است. همین روند برای سایر متغیرها مشاهده می‌شود. بااین‌حال، پس از اعمال تفاضل اول، تمامی متغیرها ایستا شده‌اند، زیرا مقادیر احتمال آن‌ها به کمتر از ۰/۰۵ کاهش‌یافته و آماره‌های آزمون در سطح معنی‌داری قرار گرفته‌اند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولرتعمیم یافته

Table 2: Results of the Unit Root Test Augmented Dickey-Fuller

متغیر	نماد	ریشه واحد در سطح		ریشه واحد در تفاضل اول	
		احتمال	آماره	احتمال	آماره
رشد اقتصادی	Ln Y	0.905	-0.364	0.002	-4.207***
سرمایه فیزیکی	Ln FD	0.628	-1.280	0.000	-5.671***
جهانی‌شدن اقتصادی	KOFGI	0.902	-0.381	0.000	-4.993***
کیفیت نهادی	INS	0.124	-2.495	0.033	-3.133**
شاخص عدم‌قطعیت	WUI	0.092	-2.647*	0.000	-8.100***

نکته: ***، ** و * به‌ترتیب، نشان‌دهنده معناداری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به درجه ایستایی متغیرها، از آزمون پسران برای ارزیابی هم‌انباشتگی استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول (۳) حاکی از آن است که مقدار آماره F محاسبه شده برابر با ۸/۶۴ است که به‌طور معناداری از حدود بالای مقادیر بحرانی در سطح اطمینان ۱۰ درصد (۳/۰۹)، ۵ درصد (۳/۴۹) و حتی ۱ درصد (۴/۳۷) بیشتر است. این یافته، رد فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت میان متغیرها را نشان می‌دهد و وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند.

جدول ۳: نتایج آزمون همجمعی کرانه‌های پسران

Table 3: Results of the Bounds Cointegration Test Pesaran

سطح اطمینان	10 درصد	5 درصد	1 درصد	آماره F محاسباتی
کرانه پایین I (0)	2.20	2.56	3.29	8.64
کرانه بالا I (1)	3.09	3.49	4.37	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Augmented Dickey-Fuller

پس از بررسی ایستایی و هم‌انباشتگی متغیرها، گام بعدی ارزیابی، فرض غیرخطی بودن مدل است. برای این منظور، از آزمون BDS[1] برای شناسایی وابستگی‌های غیرخطی در داده‌ها استفاده شده است. نتایج آزمون BDS در جدول (۴)، نشان می‌دهد که برای ابعاد مختلف (از ۲ تا ۶)، مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ است، که فرضیه صفر (وابستگی خطی) را رد و وابستگی‌های غیرخطی در داده‌ها را تأیید می‌کند. بنابراین، برای مدل‌سازی دقیق‌تر و بهبود پیش‌بینی‌ها، استفاده از مدل‌های غیرخطی مانند مدل خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR) ضروری است.

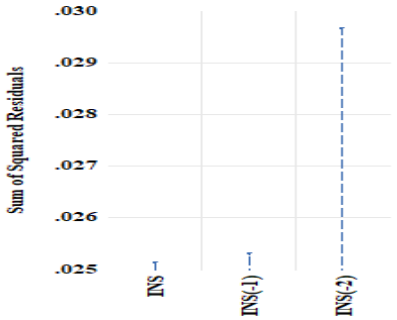
جدول ۴: نتایج آزمون BDS

Table 4: Results of the BDS Test

ابعاد	آماره BDS	انحراف معیار	احتمال
2	0.094	0.015	0.000
3	0.160	0.024	0.000
4	0.180	0.030	0.000
5	0.168	0.032	0.000
6	0.133	0.031	0.000

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به هدف تحقیق، متغیر کیفیت نهادی، وقفه اول و دوم آن به‌عنوان متغیرهای آستانه‌ای بررسی شده‌اند. نتایج نمودار (۱)، نشان می‌دهد که مدل با استفاده از INS به‌عنوان متغیر آستانه‌ای، با کمترین مقدار SSR، بهترین تطابق را با داده‌ها دارد.



نمودار ۱: مجموع مربعات پسماندها

Chart 1: Total Sum of Squared Residuals

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای بررسی بهتر در جدول (۵) نتایج تعیین متغیر آستانه و در جدول (۶) نتایج تعیین مقدار آستانه، به همراه تعداد رژیم‌ها با استفاده از روش بای‌پرون[2] ارائه شده است. براساس نتایج جدول (۵)

1. Broock-Dechert-Scheinkman
2. Bai-Perron

کیفیت نهادی به‌عنوان متغیر آستانه انتخاب می‌شود؛ همچنین براساس نتایج جدول (۶) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری با توجه به آماره F و مقدار مقیاس آن رد شده است؛ بنابراین، وجود یک شکست ساختاری با دو رژیم با توجه به سطح آستانه ۴/۶۵ تأیید می‌گردد.

جدول ۵: نتایج آزمون تعیین متغیر آستانه

Table 5: Results of the Threshold Variable Test

متغیر	نماد	تعداد رژیم	مجموع مربعات پسماندها
کیفیت نهادی	INS	2	0.025
وقفه اول کیفیت نهادی	INS (-1)	2	0.025
وقفه دوم کیفیت نهادی	INS (-2)	2	0.029

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶: نتایج آزمون شکست ساختاری متغیر آستانه

Table.6: Results of the Structural Break Test for the Threshold Variable

	آماره F	آماره F مقیاس	مقدار بحرانی
صفر در مقابل یک آستانه	262.44	1049.78	15.19
مقدار آستانه	4.659		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۷)، نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون آستانه‌ای گسسته با استفاده از شاخص کیفیت نهادی (INS) به‌عنوان متغیر آستانه، گویای وجود یک سطح بحرانی مشخص برای این شاخص است که رفتار متغیرهای کلیدی اقتصادی را به‌صورت معناداری تحت تأثیر قرار می‌دهد. سطح آستانه شناسایی‌شده برابر با مقدار ۴/۶۵ است؛ به‌عبارت‌دیگر، ساختار اثرگذاری متغیرها بر رشد اقتصادی در زیر و بالای این سطح، متفاوت است. براساس نتایج جدول متغیر سرمایه فیزیکی (LNK) در هر دو رژیم، تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد؛ به‌طوری‌که در رژیم نهادی ضعیف (پایین‌تر از ۴/۶۵)، ضریب این متغیر برابر با ۰/۳۳ و در رژیم نهادی قوی (بالاتر از ۴/۶۵)، برابر با ۰/۲۹ برآورد شده است. این یافته نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری فیزیکی، صرف‌نظر از وضعیت نهادی، موتور محرک رشد اقتصادی باقی می‌ماند؛ اما در شرایط ضعف نهادی، اقتصاد برای تحقق رشد، اتکای بیشتری به انباشت سرمایه فیزیکی دارد. این نتایج با مطالعات اشفق و همکاران[1] (۲۰۲۴) و هاجیماموغلو و سونگور[2] (۲۰۲۴)، هم‌راستا است که بر نقش نهادهای با کیفیت در افزایش کارآیی سرمایه و تسهیل فرایند رشد تأکید داشته‌اند. شاخص جهانی‌شدن تجاری (KOFGI) نیز در هر دو رژیم، اثری مثبت دارد، ولی اثر آن در رژیم نهادی قوی نسبت به رژیم ضعیف بیشتر است؛ چراکه

1. Ishfaq et al. (2024)
2. Hacıimamoğlu & Sungur (2024)

نهادهای باکیفیت با کاهش موانع قانونی، بهبود تسهیل تجاری، و جذب کاراتر دانش و فناوری جهانی، بستر بهره‌برداری بهتر از جهانی‌شدن را فراهم می‌کنند.

این یافته با نتایج مطالعاتی مانند حسین و همکاران[1] (۲۰۲۵) و رادولوویچ و کوستیچ[2] (۲۰۲۴)، همخوانی دارد که بر اهمیت نهادها در بهره‌برداری کامل از منافع جهانی‌شدن تأکید دارند. تغییر جهت ضریب شاخص کیفیت نهادی (INS)، از منفی در رژیم زیر آستانه (ضریب ۰/۱۱-) به مثبت در رژیم بالای آستانه (ضریب ۰/۰۵)، دلالت بر آن دارد که تنها زمانی که سطح کیفیت نهادی از مقدار بحرانی عبور کند، نهادها قادرند به‌طور مثبت بر رشد اقتصادی اثر بگذارند. در غیر این صورت، نهادهای ناکارآمد بیشتر به عنوان مانعی برای توسعه عمل می‌کنند. این ویژگی آستانه‌ای در عملکرد نهادها در ادبیات نورث ۱۹۹۰ نیز مطرح شده است.

در مورد شاخص عدم‌قطعیت سیاست‌های جهانی (WUI)، نتایج نشان می‌دهد که این متغیر در دو رژیم نهادی، اثرات متفاوت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. در رژیم نهادی ضعیف، ضریب این شاخص برابر با (۰/۵۹-) و معنادار است که بیانگر تأثیر منفی نااطمینانی جهانی بر تولید در بسترهای نهادی شکننده و ناکارآمد است. در چنین شرایطی، افزایش عدم‌قطعیت جهانی، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری، اختلال در تجارت خارجی، نوسانات ارزی، و درنتیجه، تضعیف فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. با این حال، در رژیم نهادی قوی ضریب شاخص WUI مثبت و معنادار و برابر با ۰/۱۳ است. این نتیجه، نشان می‌دهد که در بسترهای نهادی توانمند، شوک‌های ناشی از نااطمینانی جهانی، نه‌تنها اثر منفی ندارند، بلکه ممکن است به‌واسطه سازوکارهای مقابله‌ای، انعطاف‌پذیری اقتصادی و ظرفیت‌های داخلی، به فرصتی برای تقویت تولید تبدیل شوند.

این یافته، حاکی از آن است که نهادهای قوی می‌توانند با ارائه سیاست‌های باثبات، شفاف، و پاسخ‌گو، اثرات منفی نااطمینانی خارجی را تعدیل کرده و حتی به مزیت تبدیل کنند. این نتیجه با مطالعاتی نظیر آهیر و همکاران (۲۰۲۲) و گومادو (۲۰۲۵)، هم‌راستا است که نشان می‌دهند، اثر نااطمینانی بر رشد به‌شدت وابسته به کیفیت نهادها و انعطاف‌پذیری سیاستگذاری در کشورهای مختلف است. بنابراین، نهادهای قوی به‌عنوان سپر حفاظتی در برابر شوک‌های جهانی عمل کرده و از طریق ارتقاء پیش‌بینی‌پذیری محیط اقتصادی، به تثبیت انتظارات و تقویت رشد کمک می‌کنند.

به‌طورکلی، این نتایج نشان می‌دهند که سطح آستانه‌ای کیفیت نهادی، نه‌تنها یک نقطهٔ آماری، بلکه مرز نهادی معناداری است که عملکرد اقتصادی کشور را از نظر جهت و شدت اثرگذاری متغیرهای کلیدی دگرگون می‌سازد. ازاین‌رو، سیاستگذاران باید دستیابی به سطح حداقلی از کیفیت نهادی را هدفگذاری کنند تا از مزایای سرمایه‌گذاری، جهانی‌شدن، و حتی مدیریت بهتر عدم‌قطعیت‌ها بهره‌مند شوند.

1. Hussein et al. (2025)
2. Radulović & Kostić (2024)

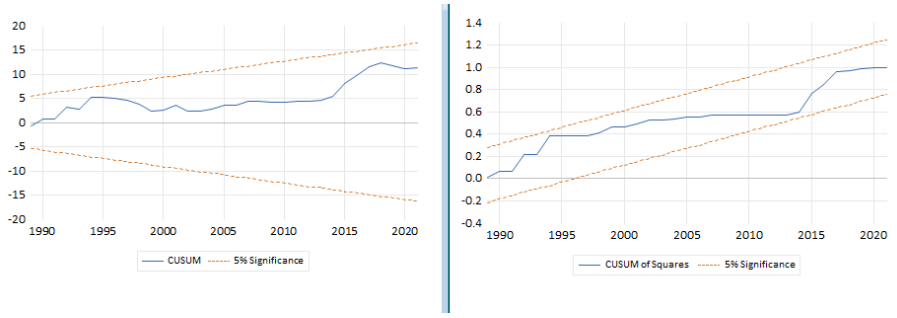
جدول ۷: نتایج برآورد مدل تحقیق

Table 7: Results of the Model Estimation

رژیم اول		متغیر آستانه کوچک‌تر از 4.659 (INS < 4.659): تعداد مشاهدات 9			
متغیر	نماد	ضریب	انحراف استاندار	آماره T	احتمال
سرمایه فیزیکی	Ln K	0.332	0.0008	393.24	0.000
جهانی‌شدن اقتصادی	KOFGI	0.008	0.0002	31.957	0.000
کیفیت نهادی	INS	-0.113	0.0072	-15.600	0.000
شاخص عدم‌قطعیت	WUI	-0.596	0.0149	-39.943	0.000
رژیم دوم		متغیر آستانه بزرگ‌تر از 4.659 (INS ≥ 4.659): تعداد مشاهدات 29			
متغیر	نماد	ضریب	انحراف استاندار	آماره T	احتمال
سرمایه فیزیکی	Ln K	0.297	0.0009	300.07	0.000
جهانی‌شدن اقتصادی	KOFGI	0.009	0.0002	34.38	0.000
کیفیت نهادی	INS	0.056	0.0023	24.27	0.000
شاخص عدم‌قطعیت	WUI	0.134	0.0196	6.86	0.000
R-squared		0.96			
Adjusted R-squared		0.95			
Durbin-Watson stat		1.92			
Breusch-Godfrey Serial Correlation: LM Test		1.764			0.156
Heteroskedasticity Test: ARCH		0.294			0.590

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور ارزیابی ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های CUSUM و CUSUM of Squares بر مبنای باقیمانده‌های مدل انجام شد. نتایج این آزمون‌ها، نشان داد که منحنی‌های آماره آزمون در سطح معنی‌داری ۵ درصد درون حدود بحرانی قرار دارند و از این رو، فرض ثبات ضرایب طی دوره مورد بررسی، تأیید می‌شود.



نمودار ۲: آزمون‌های ثبات ساختاری مدل

Chart 2: Structural Stability Tests of the Model

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق، با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۲۱ و روش رگرسیون آستانه‌ای، نقش کیفیت نهادی در تعدیل اثرات عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران، مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که کیفیت نهادی، نقش تعیین‌کننده‌ای در اثرگذاری عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران دارد. زمانی که کیفیت نهادی ضعیف است (پایین‌تر از سطح آستانه‌ای قرار دارد)، اثر منفی عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران آشکار می‌شود؛ اما زمانی که کیفیت نهادی از سطح آستانه خاصی (در این تحقیق ۴/۶۵) فراتر می‌رود، اثرات منفی عدم‌قطعیت کاهش یافته و حتی به اثر مثبت تبدیل می‌شود و نشان‌دهنده آن است که نهادهای قوی‌تر می‌توانند از نوسانات ناشی از سیاست‌های اقتصادی جلوگیری کرده و بر رشد اقتصادی اثرات مثبت بگذارند.

علاوه بر این، نتایج تحقیق نشان داد که سرمایه فیزیکی و جهانی‌شدن اقتصادی نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. براساس این یافته‌ها، برای کاهش اثرات منفی عدم‌قطعیت سیاست‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران، ضروری است که اصلاحات اساسی در نهادهای اقتصادی صورت گیرد. این اصلاحات شامل تقویت شفافیت در سیاستگذاری‌ها، بهبود نظام حکمرانی، و کاهش فساد است که می‌تواند ثبات اقتصادی را تقویت کند. علاوه بر این، سیاستگذاران باید تصمیمات اقتصادی را با دید بلندمدت اتخاذ کرده و از سیاست‌های ناگهانی و غیرقابل‌پیش‌بینی پرهیز کنند.

همچنین، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فیزیکی و حمایت از نوآوری‌های تکنولوژیکی، باید در اولویت قرار گیرد تا از طریق بهبود بهره‌وری و رقابت‌پذیری، رشد پایدار و باثباتی حاصل شود. درنهایت، بهره‌برداری از فرصت‌های ناشی از روندهای جهانی‌شدن اقتصادی، از طریق ارتقاء پیوندهای تجاری و توسعه ظرفیت‌های صادراتی، می‌تواند به رشد اقتصادی کشور کمک شایانی کند.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.
تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.
تعارض منافع: تعارض منافع وجود ندارد.
سهم نویسندگان در مقاله: تمامی نویسندگان در نگارش مقاله سهم مساوی دارند.
منابع مالی / حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

Aastveit, K. A., Natvik, G. J., & Sola, S. (2017). Economic uncertainty and the influence of monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 76, 50-67. DOI: https://DOI.org/10.1016/j.jimonfin.2017.05.003

Abaidoo, R., & Agyapong, E. K. (2025). Financial market uncertainty and the macro economy: the role of governance and institutional quality. *Economia*, *26*(1), 89-107. DOI: https://DOI.org/10.1108/ECON-02-2023-0034

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. *Handbook of Economic Growth*, 1, 385-472. DOI: https://DOI.org/10.1016/S1574-0684(05)01006-3

Adhikari, G., Chhetri, S., Adhikari, G., & Basnet, B. (2024). The impact of institutional quality on economic growth in South Asia: A Panel Data analysis from 2006 to 2023. *The International Research Journal of Management Science*, *9*(1), 187-200. DOI: https://DOI.org/10.3126/irjms.v9i1.72723

Agheli, L., & Asari Arani, A. (2022). The impact of uncertainty in economic policies on energy intensity in Iran. Quarterly Energy Economics Review, 18(72), 27-58. http://iiesj.ir/article-1-1425-en.html [In Persian]

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The world uncertainty index. Retrieved from: http://www.nber.org/papers/w29763.

Al-Shboul, M., Maghyereh, A., Hassan, A., & Molyneux, P. (2020). Political risk and bank stability in the Middle East and North Africa region. *Pacific-Basin Finance Journal*, 60, 101291. DOI: https://DOI.org/10.1016/j.pacfin.2020.101291

Arellano, C., Bai, Y., & Kehoe, P. J. (2019). Financial frictions and fluctuations in volatility. *Journal of Political Economy*, *127*(5), 2049-2103. DOI: https://DOI.org/10.1086/701792

Bachmann, R., Elstner, S., & Sims, E. R. (2013). Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *5*(2), 217-249. DOI: https://DOI.org/10.1257/mac.5.2.217

Bagherzadeh Azar, F., Mohseni Zonouzi, S. J., & Mansourfar, G. (2020). The nonlinear relationship between the uncertainty of government economic policies and economic growth of Iran with emphasis on the development of financial markets in a novel Gas model framework. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *7*(2), 103-128. DOI: https://DOI.org/10.22034/ecoj.2020.11010 [In Persian]

Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593-1636. DOI:https://DOI.org/10.1093/qje/qjw024

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, *98*(1), 85-106.
DOI: https://DOI.org/10.2307/1885568

Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A., & Raffo, A. (2020). The economic effects of trade policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 109, 38-59.
DOI: https://DOI.org/10.1016/j.jmoneco.2019.11.002

Chatterjee, U. (2023). World uncertainty indices, financial Markets, and US GDP growth. *Journal of Accounting and Finance*, *23*(4), 20-30.
DOI: 10.33423/jaf.v23i4.6447

Christiano, L. J., Motto, R., & Rostagno, M. (2014). Risk shocks. *American economic review*, *104*(1), 27-65.
DOI: https://DOI.org/10.1257/aer.104.1.27

Eberly, J. C. (1994). Adjustment of consumers' durables stocks: Evidence from automobile purchases. *Journal of Political Economy*, *102*(3), 403-436.
DOI: https://DOI.org/10.1086/261940

Elgin, C., Basbug, G., & Yalaman, A. (2020). Economic policy responses to a pandemic: Developing the COVID-19 economic stimulus index. *Covid Economics*, *1*(3), 40-53.
DOI: http://www.nber.org/papers/w29763

Emmanuel, N., Usifoh, K. S., & Adu, M. J. (2024). Institutional quality, government expenditure and economic growth nexus in Nigeria. *NG Journal of Social Development*, *13*(1), 1-19.
DOI: 10.4314/ngjsd.v13i1.1

Feng, Y. (2001). Political freedom, political instability, and policy uncertainty: A study of political institutions and private investment in developing countries. *International Studies Quarterly*, *45*(2), 271-294.
DOI: https://DOI.org/10.1111/0020-8833.00191

Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, *105*(11), 3352-3384.
DOI: https://DOI.org/10.1257/aer.20121236

Ferrara, L., Lhuissier, S., & Tripier, F. (2018). Uncertainty fluctuations: Measures, effects and macroeconomic policy challenges. *International Macroeconomics in the Wake of the Global Financial Crisis*, No. 20, 159-181.
DOI: https://DOI.org/10.1007/978-3-319-79075-6_9

Gomado, K. M. (2025). Impact of uncertainty on economic growth: The role of pro-market institutions in developing countries. *Kyklos*, *78*(1), 3-44.
DOI: https://DOI.org/10.1111/kykl.12408

Grossman, G. M., & Helpman, E. (1993). *Innovation and Growth in the Global Economy*: MIT press.

Gudarzi Farahani, Y., Adeli, O., & Ghorbani, A. (2020). The impact of economic policy uncertainty on exchange rate fluctuations with using the Nonlinear Autoregressive distributed lags model (NARDL). *Journal of Econometric Modelling, 5*(4), 147-171.
DOI: https://DOI.org/10.22075/jem.2021.22243.1547 [In Persian]

Hacıimamoğlu, T., & Sungur, O. (2024). Human capital, physical capital, economic complexity, and economic growth nexus in Türkiye: New evidence from Bootstrap Fourier Granger Causality in Quantiles approach. *İnsan ve İnsan, 11*(37), 11-26. doi: https://DOI.org/10.29224/insanveinsan.1369367

Hussein, H. A., Warsame, A. A., Ahmed, M. Y., & Salad, M. A. (2025). Unveiling the drivers of economic growth in Somalia: The role of energy consumption, environmental pollution, and globalization. *International Journal of Energy Economics and Policy, 15*(1), 301-308.
DOI: https://DOI.org/10.32479/ijeep.16040

Ishfaq, M., Rasool, A., Asghar, M. M., Karim, S., & Ahmad, R. (2024). Impact of natural, physical and human capital formation on economic growth in Pakistan: An ARDL analysis. *Journal of Asian Development Studies, 13*(3), 222-233.
DOI: https://DOI.org/10.62345/jads.2024.13.3.19

Jafari, M. (2022). Impact of economic policy uncertainty on CO2 emissions: Approach of the generalized method of moments (GMM). *Journal of Natural Environment, 75*(4), 667-681.
DOI: https://DOI.org/10.22059/jne.2022.340270.2407 [In Persian]

Kılıçarslan, Z., & Dumrul, Y. (2018). The impact of globalization on economic growth: Empirical evidence from the Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues, 8*(5), 115-123.
DOI: https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/6593

Leland, H. E. (1968). Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving. *The Quarterly Journal of Economics, 82*(3), 465-473.
DOI: https://DOI.org/10.2307/1879518

Liu, N., & Gao, F. (2022). The world uncertainty index and GDP growth rate. *Finance Research Letters*, 49, 103137.
DOI: https://DOI.org/10.1016/j.frl.2022.103137

Lu, Y. S., Thye, G. L., Muhairah, S. S., & Kumar, S. S. (2023). Applying the pooled mean group panel ARDL technique to analyse the impact of uncertainty on economic growth in the ASEAN-5. *International Journal of Economics & Management, 17*(1).
DOI:10.47836/ijeam.17.1.09

Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, *22*(1), 3-42.
DOI: https://DOI.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7

Malindini, K. (2021). Institutional quality and economic performance in the Southern African development community (SADC) region: A dynamic panel analysis. *African Journal of Governance and Development*, *10*(2), 294-315.
DOI: https://orcid.org/0000-0001-7082-4708

Mohammed, S. S., Kassem, G. M., & Ali, M. (2023). Financial inclusion, institutional quality and economic growth in Sub-Saharan African countries. *Energy Research Letters*, *5*(Early View).
DOI:10.46557/001c.77903

Nguyen, C. P., Schinckus, C., & Su, T. D. (2022). Asymmetric effects of global uncertainty: the socioeconomic and environmental vulnerability of developing countries. *Fulbright Review of Economics and Policy*, *2*(1), 92-116.
DOI:10.1108/FREP-01-2022-0004

Nketia, E. B., & Kong, Y. (2021). Deciphering African financial development interaction with institutional quality and economic growth nexus. *Etikonomi*, *20*(1), 23-44.
DOI:10.15408/ETK.V20I1.16177

North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*: Cambridge university press.
https://DOI.org/10.2139/ssrn.1416542

Olaniyi, C. O., & Adedokun, A. (2022). Finance-institution-growth trilogy: Time-series insights from South Africa. *International Journal of Emerging Markets*, *17*(1), 120-144.
DOI: https://DOI.org/10.1108/IJOEM-05-2019-0370

Pindyck, R. S. (1990). Irreversibility, uncertainty, and investment. In: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
https://DOI.org/10.3386/w3307.

Radulović, M., & Kostić, M. (2024). Globalization and economic growth in Western Balkan countries. *Regional Science Policy & Practice*, *16*(8), 100031.
DOI: https://DOI.org/10.1016/j.rspp.2024.100031

Rezvani, M., Pendar, M., & Vafaei, E. (2024). Evaluating factors affecting carbon dioxide emissions in Iran by emphasis on economic policy uncertainty. *Management of Natural Ecosystems*, 1-11.
DOI: https://DOI.org/10.22034/emj.2024.714147 [In Persian]

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, *98*(5, Part 2), S71-S102.
DOI: https://DOI.org/10.1086/261725

Roshan, A. (2020). An Analysis of world uncertainty index. *Journal of financial Analysis*, 4, 2-39.(In Persian) https://ijfa.ir/?p=6840.

Sahinoz, S., & Erdogan Cosar, E. (2018). Economic policy uncertainty and economic activity in Turkey. *Applied Economics Letters, 25*(21), 1517-1520.
DOI: https://DOI.org/10.1080/13504851.2018.1430321

Samad, K. A., Daud, S. N. M., & Rusmita, S. A. (2022). Household debt and economic growth: The role of institutional quality. *Pertanika Journal of Social Sciences & Humanities, 30*(3).
DOI:10.47836/pjssh.30.3.03

Samsami, H., & Ebrahimnejad, A. (2019). The impact of the economic policy uncertainty on the entrepreneurship and unemployment in Iranian economy, simultaneous equations system approach. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi), 54*(4), 995-1016.
DOI: https://DOI.org/10.22059/jte.2019.74175 [In Persian]

Siyakiya, P. (2017). The impact of institutional quality on economic performance: An empirical study of European union 28 and prospective member countries. *World Journal of Applied Economics, 3*(2), 3-24.
DOI: https://DOI.org/10.22440/wjae.3.2.1

Vega-Gutiérrez, P. L., López-Iturriaga, F. J., & Rodríguez-Sanz, J. A. (2025). Economic policy uncertainty and capital structure in Europe: An agency approach. *The European Journal of Finance, 31*(1), 53-75.
DOI: https://DOI.org/10.1080/1351847X.2024.2364044

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 357-389

https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27947

Calculation of the Virtual Water Footprint in Trade with Major Partners of Iran's Economy: An Input–Output Approach

Mohammad Rahimi Ghasemabadi [1], Reza Zeinalzadeh [2]
Zeinolabedin Sadeghi [3], Mohsen Zayanderoody [4]

1. Department of Economic, Ke.C., Islamic Azad University, Kerman, Iran. E-mail: m.rahimi9708@iau.ac.ir
2. Department of Economic, Ke.C., Islamic Azad University, Kerman, Iran. (Corresponding Author) E-mail: Zeinal1350@iau.ac.ir
3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Management, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran. E-mail: Z_sadeghi@uk.ac.ir
4. Department of Economic, Ke.C., Islamic Azad University, Kerman, Iran. E-mail: Roody1345@iau.ac.ir

Abstract

This paper examines the virtual water footprint in international trade with major trading partners of the Iranian economy using an input–output approach. Utilizing 2016 data, the study quantifies water consumption across different sectors of Iran's economy and evaluates the impact of trade on water resource management. The results indicate that Iran is a net importer of virtual water due to severe water constraints—meaning that the amount of water required to produce imported goods exceeds that used for exported goods. The agricultural sector accounts for approximately 90% of total national water consumption. This study underscores the significance of Iran's trade relationships with countries such as China, the United Arab Emirates (UAE), and Iraq in shaping virtual water imports and exports. It further recommends that policymakers design strategies to enhance water productivity and promote sustainable management of international trade in light of Iran's limited water resources.

Article information

Review History:
Received: apr. 18, 2025
Revised: Apr. 26, 2025
Accepted: may. 24, 2025
Published online: des.08, 2025

Keywords:
Virtual Water
Water Footprint
Virtual Water Trade
Agricultural Sector
Input–Output Approach
Trade Partners

JEL Classification:
C67, Q17, Q25

Corresponding Author:
Zeinal1350@iau.ac.ir

Copyright© 2025, the Authors | Publishing Rights, ASPI. This open-access article is published under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License which permits Share (copy and redistribute the material in any medium or format) and Adapt (remix, transform, and build upon the material) under the Attribution-NonCommercial terms.

Economic Research and Perspectives
Original Research Article/ Vol.26, No.1, 2026, pp: 357-389

Aim and Introduction:

Water scarcity and food security constitute pressing global challenges requiring comprehensive research and policy attention. Assessing the efficiency of water use and the virtual water footprint within Iran's international trade framework is essential for improving water resource management and ensuring national food security.

Virtual water trade refers to the transfer of embedded water—i.e., the water used in the production of goods and food—between nations. This concept reflects the comparative water costs and resource endowments of different economies. It enables water-scarce countries such as Iran to import water-intensive products from regions with more efficient water management, thereby conserving domestic water resources and optimizing consumption patterns.

Accordingly, this study investigates Iran's virtual water footprint in the context of international trade, focusing on its principal trading partners and examining how trade structure influences national water sustainability.

Methodology:

To quantify virtual water and the national water footprint, this study first calculates direct and indirect water withdrawals for major economic sectors by dividing each sector's total water consumption by its output. The total water footprint for each product is determined as the sum of domestic and foreign components, representing the total virtual water embedded in national consumption.

The net import of virtual water is calculated by subtracting virtual water exports from virtual water imports. The Gross Virtual Water Imports (GVWI) is defined as the sum of commodity imports (CI) multiplied by the Commodity Virtual Water Content (CVWC) of each product.

The equations for estimating Total Global Virtual Water Imports (TGVWI) and Total Global Virtual Water Exports (TGVWE) are expressed as follows:

$$\mathbf{TGVWI} = \sum_{\mathbf{n=1}}^{\mathbf{N}} \sum_{\mathbf{c=1}}^{\mathbf{C}} \mathbf{GVWI_{n,c}}$$

$$\mathbf{TGVWE} = \sum_{\mathbf{n=1}}^{\mathbf{N}} \sum_{\mathbf{c=1}}^{\mathbf{C}} \mathbf{GVWE_{n,c}}$$

where *n* represents the number of countries and *c* represents the number of products.

The Total Net Global Virtual Water Trade (TNVWT) is calculated as:

$$TNVWT = TGVWI - TGVWE$$

The water trade balance is thus the difference between the volume of virtual water imported and that exported by a country or region.

Findings:

The agricultural sector exhibits the highest import value (318196 billion rials) but comparatively lower virtual water imports. The industrial production and services sectors show smaller final and intermediate virtual water imports relative to their total import values. Although the oil and mining sector records the highest export value, its final virtual water exports remain low compared with its total exports. The construction sector displays the smallest final virtual water exports among sectors with positive net exports.

In 2021, Iran's total water footprint amounted to 523668 million cubic meters (MCM), with agriculture as the dominant contributor and the oil/mining sector as the smallest. The foreign water footprint accounted for 50028 MCM of the total. Agriculture, oil, mining, and services exhibited the lowest water consumption multipliers. Sectors with negative net exports—namely agriculture, industrial production, and services—showed positive water trade balances, while others exhibited negative balances. Agriculture recorded the highest positive water trade balance (1563 MCM), whereas transportation had the lowest (–-157 MCM).

Overall2021, Iran was a net importer of virtual water, with a total water trade balance of approximately 1658 MCM. In 2021, Iran's imports from major trading partners totaled USD 38574 million (78% of total imports), and exports amounted to USD 38572 million (57% of total exports). The United Arab Emirates (UAE) was the largest import partner (30%), followed by China and Turkey. China accounted for 27% of exports, and Iraq for 11%.

Iraq, Turkey, India, and China maintained positive net exports to Iran, with Iraq and China leading, while the UAE had the lowest. Iran imported 11980 MCM of virtual water overall, of which 9449 MCM came from major trading partners. Virtual water exports totaled 12027 MCM, with 6941 MCM directed to those partners. Iran recorded positive virtual water net exports to China, India, Turkey, and Iraq, but negative ones with Germany, the Netherlands, Russia, and the UAE. Overall, Iran's virtual water trade was nearly balanced, with a slight net export of 60 MCM.

In the agricultural sector, the largest final virtual water imports originated from Russia and Germany. For oil and mining, China and Turkey were the main sources. The industrial production sector imported most heavily from China and the UAE, while China and Turkey led in electricity, water, and gas supply. The UAE dominated imports in services, transportation, and residential construction. Except for Iraq, the industrial production sector accounted for the highest virtual water imports across all partner countries.

Conversely, Iran's agricultural sector exported the most virtual water to China and Iraq. The oil and mining sector's primary virtual water exports were directed to China, while the industrial and mining sectors also exported substantially to China and Iraq. The oil and mining sectors were the dominant virtual water exporters to most countries except Iraq and Russia, where the industrial sector prevailed. The UAE mainly received exports from mining, industrial production, and agriculture. Overall, Iran

showed positive net exports in agriculture, oil, and construction, but negative net exports in other sectors.

Discussion and Conclusion:

In 2021, Iran was a net virtual water importer, with imports (11980 MCM) far exceeding exports (12027 MCM), underscoring its dependence on imported water through traded goods. Agriculture exhibited the highest direct water consumption and virtual water content, while services, oil, and mining showed the lowest. Despite its intensive water use, agriculture had the smallest final and intermediate virtual water imports, whereas industrial production and services accounted for larger virtual water shares due to higher import volumes.

The agricultural sector contributed the largest domestic and national water footprint. Transportation and construction demonstrated the highest (least efficient) water consumption multipliers, while agriculture remained the most efficient. Although indirect water use in services and industry was lower than in agriculture, it still exerted a notable cumulative impact on national water consumption.

2021Among major trading partners, the UAE contributed over 3673 MCM of virtual water imports, making it Iran's top source. Russia supplied the most agricultural virtual water, India and Germany dominated mining and oil, and China led in industrial production. Iraq and Japan were significant contributors to the services sector.

These findings highlight Iran's dependence on virtual water imports—particularly agricultural products—to meet its domestic water needs. However, agricultural productivity remains low, and water management is inefficient. Overemphasis on agricultural self-sufficiency could exacerbate water scarcity. Policymakers should therefore revise trade policies concerning water-intensive products, favoring imports of high-virtual-water commodities while promoting exports of low-virtual-water goods. Such strategies would alleviate domestic water stress and enhance overall water security.

نشریه علمی پژوهش‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال بیست و ششم، شماره اول، بهار۱۴۰۵، صفحات: ۳۵۷ تا ۳۸۹
https://dx.doi.org/ 10.48311/ecor.2025.27947

محاسبه ردپای آب مجازی در تجارت با شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران: رهیافت داده-ستانده

محمد رحیمی قاسم‌آبادی[۱]، رضا زینل‌زاده[۲]، زین‌العابدین صادقی[۳]
محسن زاینده‌رودی[۴]

۱. گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران. m.rahimi9708@iau.ac.ir
۲. گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران. (نویسنده مسئول). Zinal1350@iau.ac.ir
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، کرمان، ایران. Z_sadeghi@uk.ac.ir
۴. گروه اقتصاد، واحد کرمان، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمان، ایران. m_roody2000@yahoo.com

چکیده

این مقاله، به بررسی رد پای آب مجازی در تجارت بین‌المللی با شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران و تحلیل آن از طریق رویکرد داده-ستانده می-پردازد. بدین منظور، با استفاده از داده‌های سال ۱۴۰۰، مقدار آب مصرفی بخش‌های مختلف اقتصادی ایران و اثرات تجارت بر مدیریت منابع آبی مورد محاسبه قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که ایران، به‌دلیل محدودیت‌های آبی، واردکننده خالص آب مجازی است؛ به این معنا که مقدار آب مورد نیاز برای تولید محصولات وارداتی بیشتر از مقدار آبی است که برای تولیدات محصولات صادراتی استفاده می‌شود. بیشترین مصرف آب مربوط به بخش کشاورزی است که در حدود ۹۰ درصد از منابع آبی کشور را به‌خود اختصاص داده است. این مطالعه، بر نقش کشورهای شریک تجاری ایران مانند چین، امارات و عراق در واردات و صادرات آب مجازی تأکید دارد و به سیاستگذاران پیشنهاد می‌کند تا با توجه به محدودیت منابع آبی، راهکارهایی برای بهبود بهره‌وری آب و مدیریت پایدار تجارت بین‌المللی ارائه دهند.

اطلاعات مقاله

تاریخچه داوری:
دریافت: ۱۴۰۴/۱/۲۹
بازنگری: ۱۴۰۴/۲/۶
پذیرش: ۱۴۰۴/۳/۳
انتشار آنلاین:۱۴۰۴/۹/۱۷

کلمات کلیدی:
آب مجازی
ردپای آب
تجارت آب مجازی
بخش کشاورزی
رهیافت داده-ستانده
شرکای تجاری

طبقه‌بندی JEL:
C67 ،Q17 ،Q25

نویسنده مسئول:
Zinal1350@iau.ac.ir

کپی‌رایت ©۲۰۲۵، متعلق به نویسندگان. این مقاله به‌صورت دسترسی آزاد منتشر شده و تحت مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 قراردارد. براساس این مجوز، شما می‌توانید این مطلب را در هر قالب و رسانه‌ای کپی، بازنشر و بازآفرینی کنید و یا آن را ویرایش و بازسازی نمایید، به شرط آنکه نام نویسنده را ذکر کرده و از آن برای مقاصد غیرتجاری استفاده کنید.

۱. مقدمه

با رشد مستمر جمعیت جهان از یکسو، و تحولات مرتبط با مصرف مواد غذایی به‌خصوص آب، منابع آبی به‌طور چشمگیری در بسیاری از کشورهای جهان در حال کاهش است (عامری گلستان و همکاران، ۱۴۰۳) و این کشورها با بحران آب مواجه شده‌اند. این در حالی است که از مجموع آب‌های موجود در جهان تنها ۲/۵ درصد آن قابل استفاده است. با این وجود میزان مصرف جهانی آب در قرن گذشته تقریباً شش برابر شده و امروزه مصرف آب در حدود ۴۵۰۰ میلیارد متر مکعب در سال می‌باشد و با این روند پیش‌بینی می‌شود تا سال ۲۰۳۰ مصرف آب به میزان ۶۹۰۰ میلیارد متر مکعب در سال برسد (ارسین و هوکسترا[1]، ۲۰۱۴).

در بین بخش‌های اقتصادی، بخش کشاورزی بزرگ‌ترین مصرف‌کننده آب در بسیاری از کشورها است که بیش از ۸۰ درصد از کل برداشت جهانی آب را به‌خود اختصاص می‌دهد و پس از آن، بخش‌های صنعتی قرار دارند، بنابراین، تولید به‌طور مستقیم تحت تأثیر کمبود آب و کاهش منابع آبی قرار می‌گیرد (یانگ و همکاران[2]، ۲۰۰۶). لذا تجارت بین‌المللی محصولاتی که مصرف آب زیادی دارند، مانند محصولات کشاورزی نقش مهمی در کاهش بحران‌های آب و بازتوزیع مجدد جهانی منابع آب خواهد داشت. این توزیع مجدد جهانی آب، می‌تواند از طریق کالاهایی که داری حجم زیادی از آب تعبیه شده[3]، در سراسر زنجیره تولید و تأمین خود هستند، انجام گردد (بک چانوو[4]، ۲۰۲۴).

در بسیاری از کشورهای کم آب، مقدار فزاینده‌ای از محصولات و مواد غذایی وارد می‌شود تا علاوه بر اینکه نیاز داخلی را برآورده کند، جلوی مصرف آب را در بخش‌های که مصرفی آب بیشتری داشته اما راندمان پایینی دارند، گرفته شود. برای این کشورها، مقدار آب وارداتی تقریباً معادل واردات آن کشور است، که در غیر این صورت، برای تولید همان محصولات به‌صورت محلی، باید آب مصرف شود.

اگر چه آلن [5] (۲۰۰۳)، اولین بار آب موجود در واردات مواد غذایی را "آب مجازی[6]" نامید، اما در سال‌های اخیر، مفهوم آب مجازی برای اشاره به آبی که برای تولید کالاهای کشاورزی و همچنین سایر کالاهای تولید شده در اقتصاد گسترش یافته است. با این وجود، بحث در مورد مسائل آب مجازی تاکنون عمدتاً بر روی کالاهای غذایی متمرکز بوده و کمتر به سایر بخش‌های اقتصادی توجه شده است. علت این توجه بیشتر به کشاورزی، می‌تواند سهم زیاد مصرف آب در کل مصرف آب باشد؛ اما امروزه با تشدید مداوم کمبود آب در بسیاری از مناطق جهان، انتظار می‌رود نقش تجارت آب مجازی در تجارت بین‌الملل، افزایش یافته و بیشتر مورد توجه قرار گیرد (یانگ و

1. Ercin and Hoekstra (2014).
2. Yang et al. (2024).
3. Water Embedded
4. Bekchanov (2024)
5. Allen (2003).
6. Virtual Water

همکاران، ۲۰۰۶).

در ایران نیز بیشترین برداشت از منابع آب (در حدود ۹۰ درصد) توسط بخش کشاورزی انجام می‌شود، در حالی‌که ایران کمتر از یک درصد از منابع آب تجدید شونده جهان را داشته و جزو کشورهای خشک و نیمه خشک محسوب می‌شود (حکمت‌نیا و همکارن، ۱۳۹۹). طبق آخرین گزارش عملکرد وزرات صنعت، معدن و تجارت (صمت)، واردات در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال قبل، ۲۲/۲ درصد افزایش و صادرات نیز در زمان مشابه، ۸/۶ درصد افزایش داشته است، در حالی که در بین بخش‌های عمده اقتصادی، صادرات بخش کشاورزی و صنایع غذایی در سال ۱۴۰۰ نسبت به سال ۱۳۹۹، ۳/۷ درصد کاهش، اما واردات کالاهای مصرفی و واسطه‌ای در زمان مشابه به ترتیب ۱۶/۴ و ۲۲/۳ درصد افزایش را نشان می‌دهد (دفتر فناوری داده و اطلاعات، ۱۴۰۰).

کمبود آب و امنیت غذایی به‌عنوان دو چالش اساسی جهانی، نیازمند تحقیقات جامع و تحلیل‌های دقیق است. در این راستا، محاسبه کارآیی مصرف آب و رد پای آب مجازی در تجارت بین‌المللی اقتصاد ایران، به‌عنوان یک موضوع کلیدی، می‌تواند به بهبود مدیریت منابع آب و تأمین امنیت غذایی کشور کمک کند. از این رو، تجارت آب مجازی به انتقال آب مورد نیاز برای تولید کالاها و مواد غذایی از یک کشور به کشور دیگر اشاره دارد. این مفهوم نشان‌دهنده هزینه‌های آب و منابع آبی در کشورهای مختلف است و به کشورهای کم آب کمک می‌کند تا از واردات محصولات کشاورزی که در شرایط آبی بهتری تولید می‌شوند، بهره‌برداری کنند. به این ترتیب، می‌توانند منابع آبی خود را حفظ کرده و به بهینه‌سازی مصرف آب بپردازند.

همچنین تحقیقات در این زمینه می‌تواند به شناسایی فرصت‌های همکاری بین‌المللی منجر شود. با تحلیل الگوهای مصرف آب، کشورهای مختلف می‌توانند استراتژی‌های بهتری برای مدیریت منابع آب و بهبود امنیت غذایی تدوین کنند. این همکاری‌ها به انتقال دانش و تجربیات بین‌المللی و بهبود کارآیی مصرف آب کمک شایانی می‌کند. بررسی کارآیی مصرف آب، ارزیابی هزینه‌های فرصت استفاده از آب را ممکن می‌سازد. این تحلیل می‌تواند به تصمیم‌گیری‌های بهینه در تخصیص منابع آبی در بخش‌های مختلف مانند کشاورزی و صنعت کمک کند. همچنین، بررسی تأثیرات زیست‌محیطی مصرف آب و تغییرات در الگوهای تجارت آب مجازی، می‌تواند به شناسایی خطرات زیست‌محیطی و جستجوی راهکارهای پایدار برای استفاده از منابع آبی منجر شود.

علاوه بر این، نتایج پژوهش به سیاستگذاران کمک می‌کند تا با درک بهتر از الگوهای مصرف آب در سطح جهانی و کشوری، سیاست‌های بهتری برای مدیریت منابع آب و تأمین امنیت غذایی تدوین کنند. استفاده از داده‌های مرتبط با آب مجازی، می‌تواند به‌عنوان معیاری مفید برای ارزیابی تأثیرات سیاست‌های اقتصادی و زیست‌محیطی عمل کند. درنهایت بایدگفت، انجام تحقیق در زمینه محاسبه کارآیی مصرف و ردپای آب مجازی در تجارت بین‌الملل اقتصاد ایران، نه‌تنها به بهبود مدیریت منابع آبی کشور کمک می‌کند، بلکه می‌تواند به سیاست‌های پایدار و مؤثری در راستای رفع چالش‌های مرتبط با آب و غذا منجر شود.

در ادامه این مقاله، ابتدا به مبانی نظری مربوط به موضوع پرداخته شده و نحوه محاسبه آب مجازی و تجارت آب مجازی مورد بررسی قرار گرفته است. در ادامه نیز پیشینه موضوع، بررسی، و تعدادی از مطالعات انجام شده مرتبط با این پژوهش ارائه شده است و در بخش چهارم نیز با استفاده از داده‌ها و اطلاعات در دسترس مقدار آب مجازی، بخش‌های اقتصادی محاسبه و رد پای آب مجازی در تجارت بین‌الملل به‌خصوص کشورهایی که بیشترین سهم تجارت با ایران را دارند، مورد بررسی قرار گرفته است.

۲. پیشینه پژوهش

زارعی و جعفری (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای، به بررسی تجارت آب مجازی در ایران پرداخته‌اند. مفهوم تجارت آب مجازی به‌عنوان راهی برای متعادل کردن توزیع آب بین کشورها و مناطق و مقابله با کمبود آب مطرح شده است. نتایج این مطالعه، نشان داده که صادرات محصولاتی مانند کیوی، مرکبات، انگور، هندوانه، خیار و گوجه فرنگی، ارزش آب مجازی بالایی دارند، اما در شرایط بحران آب در ایران، این ارزش‌ها کمتر از ارزش واقعی آب هستند.

بذرافشان و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله‌ای، به برآورد اجزای ردپای آب در گردوی فاریاب پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که هر کیلوگرم گردو در ایران به‌طور متوسط ۲۲/۱ متر مکعب آب مصرف می‌کند و ایران سالانه حدود ۱۲۱۳ میلیون متر مکعب آب مجازی از طریق صادرات گردو، به سایر کشورها صادر می‌کند. عوامل مؤثر بر ردپای آب شامل خشکسالی، روش‌های نامناسب آبیاری و استفاده از کودهای شیمیایی است. پیشنهاداتی برای بهبود روش‌های آبیاری و مدیریت بهینه منابع آب ارائه شده است.

راسخی و کریمی (۱۴۰۱)، در مقاله‌ای، تجارت آب مجازی بین ایران و کشورهای CIS را در سال ۱۳۹۷ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهد که ایران واردکننده خالص آب مجازی در تجارت محصولات کشاورزی با کشورهای CIS بوده است. سهم آب سبز در واردات آب مجازی ایران بیش از ۸۱ درصد و در صادرات بیش از ۲۹ درصد بوده است.

عامری گلستان و همکاران (۱۴۰۳)، در پژوهش خود، به تبیین و تحلیل عوامل مؤثر بر تراز تجاری دوجانبه آب مجازی پنج محصول عمده کشاورزی ایران با استفاده از الگوی جاذبه و برآوردگر PPML در طول دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۸۵ با شرکای تجاری پرداختند. نتایج نشان دادند که تراز تجاری ایران با نرخ ارز دو جانبه، رابطه مثبت و با مسافت و نسبت جمعیت، رابطه منفی دارد. همچنین برای متغیر تولید ناخالص داخلی بجز هندوانه، رابطه مثبت دارد. علاوه بر این، نتایج نشان داد که ایران در رابطه با دو محصول هندوانه و پسته، صادرکننده و برای دو محصول گندم و برنج، وارد کننده آب مجازی است و در مورد محصول خرما، با توجه به اینکه این محصول صرفاً صادراتی است، صادر کننده آب مجازی است. در کل، نتایج حاکی از این است که ایران صادرکننده آب مجازی است.

تیان و همکاران[1] (۲۰۱۸)، در مقاله خود، به بررسی ردپای آب و تجارت آب مجازی چین از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۹ می‌پردازند و از سه نوع آب سبز، آبی و خاکستری استفاده می‌کند. تحلیل چند منطقه‌ای داده-ستانده در سطوح ملی و بخشی انجام شده است. نتایج نشان می‌دهد که چین در سال ۱۹۹۵، بیش از ۱۱ درصد و در سال ۲۰۰۹ بیش از ۱۳ درصد از ردپای آب جهانی را به‌خود اختصاص داده است. آب سبز بیشترین سهم از صادرات و واردات آب مجازی چین را دارد. چین در این بازه زمانی به‌طور کلی، صادرکننده خالص آب مجازی بوده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد، چین عمدتاً آب مجازی را از آمریکا، هند و برزیل وارد می‌کند و به آمریکا، ژاپن و آلمان صادر می‌کند. بخش کشاورزی و صنایع غذایی بیشترین میزان واردات و صادرات آب مجازی را دارند. شبکه تجارت آب مجازی چین در این دوره نسبتاً پایدار بوده و روابط نزدیکی با کشورهای آمریکا، اندونزی، هند، کانادا، مکزیک، برزیل و استرالیا دارد.

وهاب و همکاران[2] (۲۰۱۸)، در پژوهشی، به وضعیت کمبود آب در مصر می‌پردازند. در این مطالعه، دو هدف اصلی دنبال شده است، ابتدا بررسی تأثیر تجارت آب مجازی مصر بر دسترسی به آب واقعی و سپس تحلیل تأثیر الگوهای مصرف خانوارها بر دسترسی به آب در مصر. از مدل داده - ستانده بین‌المللی برای تحلیل مصرف آب در مصر استفاده شده که نتایج نشان می‌دهد، مصر با واردات کالاهایی مانند گندم، ۸ درصد از ردپای آب ملی خود را ذخیره می‌کند، اما ۱۲ درصد از منابع آب شیرین خود را به‌صورت مجازی صادر می‌کند که عمدتاً در محصولات خوراک دام، یونجه و برنج پنهان است. همچنین، مصرف آب مجازی و مستقیم خانوارها مقایسه شده و مشخص شد که ۸۹ درصد از آب توسط خانوارها به‌صورت مجازی و ۱۱ درصد به‌صورت مستقیم مصرف می‌شود. همچنین مصرف سرانه آب مجازی در شهرها، ۱۷ درصد بیشتر از مناطق روستایی است.

ژونگ و همکاران (۲۰۲۳)، در مطالعه خود، شاخص فالکنمارک[3] را باز طراحی می‌کنند تا تأثیر خالص تجارت بین‌المللی بر کمبود آب ملی را پس از حذف سایر عوامل تأثیرگذار محاسبه کنند. این چهارچوب، به درک تعامل تجارت بین‌المللی و کمبود آب کمک می‌کند و اهمیت درک ارتباطات از راه دور در سیستم تجارت جهانی و انتقال آب مجازی برای مقابله با کمبود آب میان مصرف‌کنندگان دوردست را برجسته می‌سازد. با تمرکز بر تأثیر تجارت، یافته‌ها نشان می‌دهند که تجارت بین‌المللی، باعث کاهش کمبود آب برای ۲/۲ میلیارد نفر و تشدید آن برای ۲/۱ میلیارد نفر دیگر می‌شود. تأثیر خالص تجارت بر کمبود آب ملی به میزان آب مجازی و تعداد خریدهای نهایی بین شرکای تجاری بستگی دارد و با سطح توسعه اقتصادی کشورها مرتبط است. به‌طورکلی، کشورهای با وضعیت مالی بهتر، از تجارت سود می‌برند، در حالی که کشورهای ضعیف‌تر، متضرر می‌شوند.

1. Tian et al. (2018).
2. Wahba et al. (2018).
3. Falkenmark

لی و همکاران[1] (۲۰۲۴)، در پژوهشی، با استفاده از داده‌های هواشناسی و کشاورزی منطقه تایوان، رد پای آب شش محصول اصلی غذایی را در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که آب آبی بیشترین سهم را در ردپای آب دارد، سپس آب سبز با ۳۹ درصد و آب خاکستری با ۱۶ درصد، کمترین نقش را ایفا می‌کند که نشان می‌دهد، رابطه مکملی بین آب آبی و آب سبز وجود دارد، در حالی که آب آبی و آب خاکستری به‌طورکلی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰، روند کاهشی داشته‌اند. از طرفی مدل‌سازی پیش‌بینی‌های رد پای آب محصولات غذایی، با توجه به سناریوهای مختلف اقلیمی نشان، می‌دهد که رد پای آب در ۱۰ تا ۲۰ سال آینده به اوج خود می‌رسد و سپس کاهش خواهد یافت. همچنین رد پای آب محصولات با بالاترین نرخ رشد (تا ۳۳٪) به دلیل افزایش جمعیت و مساحت کشت پیش‌بینی می‌شود.

ژانگ و همکاران[2] (۲۰۲۴)، در مقاله خود، به بررسی کمبود آب در اکوسیستم‌های کشاورزی مناطق خشک می‌پردازند و لزوم توسعه پایدار منابع آب کشاورزی را مطرح می‌کنند. مطالعه با استفاده از نظریه بیزی[3] و "رد پای آب"، یک شبکه بیزی را ایجاد کرده است. داده‌های مربوط به کمیت و کیفیت آب در تولیدات کشاورزی از طریق رد پای آب ارزیابی، و چهارچوبی برای ارزیابی پایداری ارائه شده و نتایج نشان می‌دهند که از سال ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۹، رد پای آب در مناطق خشک شمال غربی چین تقریباً سه برابر شده است. با اینکه توسعه کشاورزی و اقتصادی در این منطقه سریع بوده، استفاده ناپایدار از منابع آب کشاورزی نیز افزایش یافته است. بیشترین سهم رد پای آب مربوط به آب آبی بوده و کشت پنبه بالاترین میزان مصرف آب را دارد. تحلیل‌ها در این پژوهش، نشان می‌دهند که احتمال استفاده ناپایدار از آب در این منطقه، ۷۰ درصد، و عوامل انسانی مهم‌ترین دلایل این ناپایداری است.

ریبا ساوسکینه و همکاران[4] (۲۰۲۴)، در مقاله خود، با موضوع هدررفت غذا در زنجیره تأمین محصولات کشاورزی و اثرات آن بر منابع آبی، به محاسبه میزان مصرف آب محصولات کشاورزی درکشور لیتوانی پرداخته اند. در این پژوهش، از روش تحلیل دینامیکی افزاینده (IDA)[5] برای ارزیابی عوامل مختلف که باعث افزایش هدررفت منابع آبی می‌شود، استفاده شده است. شاخص‌های آب مجازی در این پژوهش شامل آب آبی (آب سطحی و زیرزمینی)، آب سبز (آب باران) و آب خاکستری (آب مورد نیاز برای حذف آلودگی) بوده که برای محاسبه میزان مصرف آب محصولات کشاورزی، استفاده شده است. افزایش ۳۰/۶ درصدی هدررفت آب در زنجیره تأمین محصولات کشاورزی لیتوانی

1. Li et al. (2024).
2. Zhang et al. (2024).
3. Bayesian Network (BN)
4. Ribašauskienė et al. (2024).
5. Incremental Dynamic Analysis

بین سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۲۱ را نشان می‌دهد که از مهم‌ترین عوامل این افزایش، افزایش مساحت سطح زیر کشت و بازدهی محصولات است.

۳. مبانی نظری

۳-۱. آب مجازی

مفهوم آب مجازی برای اولین بار در اوایل دهه ۱۹۹۰ توسط دانشمندان انگلیسی و به ویژه تونی آلن[1] مطرح شد. او این مفهوم را در زمینه امنیت غذایی و مدیریت منابع آب ارائه کرد. آب مجازی به مقدار آبی گفته می‌شود که برای تولید کالاها و خدمات مختلف مورد نیاز است. این مفهوم به نوعی به اندازه‌گیری منابع آب نهفته در صنایع مختلف اشاره دارد، به‌خصوص در بخش کشاورزی. به‌عنوان مثال، تولید یک کیلوگرم گندم، ممکن است به ۱۰۰۰ لیتر آب نیاز داشته باشد، که این آب درواقع در مراحل مختلف رشد گیاه و پردازش محصول مصرف می‌شود. آب مجازی به ما کمک می‌کند تا تأثیرات زیست‌محیطی مصرف آب را بهتر درک کنیم و استراتژی‌های بهتری برای مدیریت منابع آب اتخاذ کنیم (چاپاگین و هوکسترا، ۲۰۰۴)[2].

در دهه‌های بعد، مطالعات بیشتری در این زمینه انجام شد و این مفهوم به‌تدریج به‌عنوان یکی از ابزارهای علمی برای تحلیل استفاده بهینه از منابع آب و کشاورزی در سطح جهانی شناخته شد. در سال‌های اخیر، آب مجازی به‌عنوان یک مفهوم کلیدی در مباحث مربوط به تغییرات اقلیمی، توسعه پایدار و مدیریت منابع آب مطرح شده است.

کشورهای مختلف، به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک، از این مفهوم برای بهینه‌سازی و مدیریت مصرف آب استفاده کرده و تلاش کرده‌اند به کمک آن، تصمیم‌گیری‌های بهتری در زمینه کشاورزی و صنعت انجام دهند. آب مجازی به‌عنوان یک مفهوم بین‌رشته‌ای به‌طور فزاینده‌ای در ادبیات علمی، سیاستگذاری و برنامه‌ریزی‌های مربوط به منابع آب مورد توجه قرار گرفته و به درک بهتر چالش‌های مرتبط با آب کمک می‌کند (فنگ و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

۳-۲. الگوی تجارت آب مجازی

الگوی تجارت آب مجازی، به مفهوم انتقال غیرمستقیم آب از یک منطقه به منطقه‌ای دیگر از طریق تجارت کالاها است. به عبارت دیگر، زمانی که یک کشور، کالایی را از کشوری دیگر وارد می‌کند، در واقع آب مورد نیاز برای تولید آن کالا نیز به همراه آن وارد می‌شود. این رویکرد به مدیریت منابع آبی کمک می‌کند و می‌تواند به کشورهای با منابع آب محدود، اجازه دهد تا کالاهایی که به آب زیادی نیاز دارند را وارد کنند، بدون اینکه فشار

1. Tony Allan
2. Chapagain and Hoekstra (2004).
3. Feng et al. (2021).

بیشتری به منابع آبی خود وارد کنند.

برخی از عوامل کلیدی در این الگوریتم شامل:

- محاسبه آب مجازی: مقدار آبی که برای تولید یک کالا به‌کار رفته است، باید محاسبه شود؛
- تجارت بین‌الملل: بررسی جریان کالاها و خدمات بین کشورها و محاسبه آب مجازی منتقل شده؛
- مدیریت منابع آب: استفاده از داده‌های آب مجازی برای برنامه‌ریزی بهتر در مصرف منابع آبی و بهینه‌سازی تولیدات کشاورزی و صنعتی.

به‌طورکلی، الگوی تجارت آب مجازی می‌تواند به سیاستگذاری‌های بهتر در حوزه آب، امنیت غذایی و توسعه پایدار کمک کند (چاپاگین و هوکسترا، ۲۰۰۴).

۴. روش شناسی پژوهش

۴-۱. محاسبه آب مجازی و ردپای آب

مقاله حاضر، از جدول به‌روزرسانی‌شده سال ۱۳۹۵به روش RAS برای سال ۱۴۰۰ با ۵۲ فعالیت اقتصادی در ۷ بخش استفاده می‌کند و داده‌های تجارت را از مرکز تجارت جهانی استخراج کرده است. روش RAS یک تکنیک آماری است که برای به‌روزرسانی جداول ورودی- خروجی استفاده می‌شود. مخفف "Row-Column-Sum" است و شامل تنظیم داده‌ها براساس مجموع شناخته شده برای سطرها و ستون‌ها است. یک فرض اساسی در داده-ستانده این است که بین صنایع از i به j جریان می‌یابد و به‌طور کامل بر ستاده کل بخش j برای همان دوره زمانی بستگی دارد. با توجه به z_{ij} و x_i که ورود نهاده (i) توسط تولیدکنندگان بخش (j) سال گذشته و تولید کل ستاده در سال گذشته، نسبت نهاده به ستاده، (z_{ij}/x_i) را با a_{ij} مشخص نمود:

$$a_{ij} = \frac{z_{ij}}{x_i} \qquad (۱)$$

به عبارت ساده‌تر، نشان‌دهنده ارزش نهاده‌ای که توسط تولیدکنندگان در سال گذشته خریداری شده تقسیم بر ارزش تولید ستاده در سال گذشته است. برای اندازه‌گیری آب مجازی و ردپای آب، ابتدا باید آب‌بری مستقیم و غیرمستقیم بخش‌های مختلف اقتصادی محاسبه شود که از تقسیم کل حجم آب مصرفی به ستاندهٔ آن بخش به دست می‌آید:

$$W_j^d = w_j/x_j \qquad (۲)$$

دراین رابطه، عبارت w_j نشان دهنده مقدار آب مصرفی مستقیم برای تولید محصولات از سوی بخش j و عبارت x_j نشان دهنده کل ستانده یا تولید بخش jاست.

$$DWIC = [W_j^d] \qquad (۳)$$

عبارت DWIC معرف شاخص شدت مصرف مستقیم[1] آب برای بخش j بوده که نشان‌دهنده مقدار آب مصرف شده بخش j برای افزایش یک واحد پولی در ستانده است. ضریب مصرف آب به دو بخش مستقیم و غیرمستقیم تقسیم می‌شود:

$$\mathbf{VWC = DWIC - IWIC} \quad (۴)$$

با توجه به رابطه شماره (۱)، ماتریس $n \times n$ از ضرایب فنی در داده-ستانده به‌صورت زیر است:

$$\mathbf{A = Z\hat{x}^{-1}} \quad (۵)$$

لذا با توجه به تعاریف ماتریس خواهیم داشت:

$$\mathbf{x = Ax + f} \quad (۶)$$

ماتریس A، به‌عنوان ماتریس ضرایب فنی (یا داده - ستانده یا نهاده مستقیم) شناخته می‌شود. لذا از تعریف اولیه یک معکوس برای یک ماتریس مربع $(I - A)^{-1}$ می‌توان آن را یافت و با استفاده از نتایج جبر ماتریس استاندارد برای معادلات خطی، به راه حل منحصر به فرد رسید:

$$\mathbf{x = (I - A)^{-1}f = Lf} \quad (۷)$$

در این رابطه، $(I - A)^{-1} = L$ به‌عنوان ماتریس معکوس لئونتیف یا مقررات کل شناخته می‌شود. از رابطه معکوس لئونتیف برای محاسبه نیاز مستقیم و غیرمستقیم آب برای افزایش یک واحد تولید در بخش j می‌توان استفاده نمود که در آن، عناصر معکوس لئونتیف در جدول داده - ستانده در شدت شاخص ضرب شده است:

$$\mathbf{w^t = w^d(I - A)^{-1}} \quad (۸)$$

در صورتی که مدل را تصریح کنیم، خواهیم داشت:

$$\mathbf{w^t = w^d + w^t \times A} \quad (۹)$$

به عبارت ساده‌تر، شدت مصرف مستقیم آب، از تفاوت شدت مصرف کل و شدت مصرف غیرمستقیم به دست می‌آید.

۲-۴. ردپای ملی آب

ردپای آب ملی (WFP)[2] در هر محصول حاصل مجموع ردپای داخلی و خارجی است. درواقع، رد پای آب ملی، بیانگر مجموع آب مجازی در کل مصرف کشور است.

1. Direct water input coefficient (DWIC)
2. Water Footprint

$$\mathbf{WFP = IWFP + EWFP} \quad (۱۰)$$

که در این رابطه، IWFP بیانگر ردپای آب داخلی[1] و EWFP بیان‌گر رد پای آب خارجی[2] است.

برای محاسبه رد پای خارجی با یک فرض شروع می‌کنیم، اینکه فناوری در تولید محصول همانند داخل است. لذا با وارد کردن مقدار واردات به‌جای تولید داخلی، می‌توان میزان آب صرفه‌جویی شده را محاسبه نمود.

$$\mathbf{EWFP = S^f + S^{in}} \quad (۱۱)$$

که در این رابطه، S^f حجم آب مجازی ناشی از محصولات وارداتی است که صرف مصرف نهایی می‌شوند. این حجم از آب مجازی را می‌توان به‌صورت زیر محاسبه کرد:

$$\mathbf{S^f = [S_j^f]} \quad (۱۲)$$

به‌طوری‌که در این رابطه:

$$\mathbf{S_j^f = w_j^t \times m_j^f} \quad (۱۳)$$

همچنین عبارت S^{in} واردات واسطه‌ای آب مجازی است که در فرایند تولید داخل استفاده می‌شود. به منظور حذف مصرف آب در کالای واسطه‌ای که با تقاضای نهایی داخلی مصرف نمی‌شود، تفاضل تقاضای نهایی و صادرات به تقاضای نهایی کل تقسیم می‌شود که به‌عنوان ضریب تعدیل عمل می‌کند، لذا خواهیم داشت:

$$\mathbf{S^{in} = [S_j^{in}]} \quad (۱۴)$$

$$\mathbf{S_j^{in} = (\sum_{i=1}^{n} w_j^t \times m_{ij}) \times v_j} \quad (۱۵)$$

با محاسبه ردپای آب خارجی، می‌توان رد پای آب ملی را نیز محاسبه نمود:

$$\mathbf{WFP = T + S^f + S^{in}} \quad (۱۶)$$

به منظور محاسبه خالص واردات آب مجازی، کافی است صادرات آب مجازی را ابتدا از طریق رابطه ۱۷ محاسبه کرد:

$$\mathbf{u_j = w_j^t \times e_j} \quad (۱۷)$$

در رابطه ۱۷، e_j نشان‌دهنده مقدار صادرات بخش j است. در ادامه، با فرض اینکه $U = [u_j]$ باشد، با کسر آن از رابطه رد پای آب خارجی، رابطه ۱۸ به‌دست می‌آید:

$$\mathbf{NVWI = (S^f + S^{in}) - U} \quad (۱۸)$$

1. Internal Water Footprint
2. External Water Footprint

۳-۴. ضریب فزاینده

با داشتن مصرف مستقیم و غیرمستقیم آب هر بخش در اقتصاد کشور، می‌توان ضریب فزاینده مصرف آب را محاسبه کرد:

$$\mathbf{D} = \mathbf{W}\hat{\mathbf{X}}^{-1} = \left[\mathbf{D^e D^f}\right] \quad (۱۹)$$

در این رابطه، هر عنصر در $D^e D^f$ به‌ترتیب مقدار آب مورد نیاز مستقیم و بین بخشی به‌ازای یک واحد پولی کل تولید بخش $\mathbf{j}$ در کشور و بین بخش‌های اقتصادی است. این فرمول ضریب فزاینده، اولین بار توسط جاست[1] (۱۹۷۳)، به‌صورت دیگری معرفی شده که از این فرمول برای روشن کردن اثرات کل تقاضای نهایی برای استفاده از آب استفاده می‌شود. لذا می‌توان مصرف غیرمستقیم آب را به‌ازای یک واحد پولی در کل تولید (آب موجود در نهاده‌های میانی تولید) با کم کردن بردار D از DL به دست آورد، لذا رابطه ۲۰ به‌دست می‌آید:

$$\mathbf{W} = [\mathbf{DL}]\hat{\mathbf{F}} \quad (۲۰)$$

درواقع، ضریب فزاینده، نشان می‌دهدکه به‌ازای هر واحد مصرف آب به‌صورت مستقیم، چه مقداری آب به‌صورت غیرمستقیم مصرف خواهد شد.

۴-۴. محتوای آب مجازی محصول و حسابداری آب مجازی

به‌طورکلی، تجارت آب مجازی می‌تواند به ارتقاء بهره‌وری منابع آب، بهبود مدیریت آب و کاهش تنش‌های مرتبط با کمبود آب کمک کند. محتوای آب مجازی محصول (CVWC)[2]، مبنایی برای بررسی مقدار آب مجازی موجود در تجارت بین‌المللی مواد غذایی است. در ادبیات آب مجازی، مدل‌هایی برای تخمین CVWC استفاده شده که یکی از معروف‌ترین این مدل‌ها، مدل CROPWAT است که توسط سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد تهیه شده است. «حجم ناخالص واردات آب مجازی» (GVWI)[3] در یک کشور، مجموع «واردات محصول» (CI)[4] ضرب‌در محتوای آب مجازی محصول (CVWC) مربوط به آن کشور است:

$$\mathbf{GVWI} = \sum_{\mathbf{c}} (\mathbf{CI} \times \mathbf{CVWC})_{\mathbf{c}} \quad (۲۱)$$

به‌طور مشابه، «حجم ناخالص صادرات آب مجازی» (GVWE)[5] از یک کشور، مجموع «صادرات محصول»

1. Just (1973).
2. Crop Virtual Water Content (CVWC)
3. Gross Volume of Virtual Water Import (GVWI)
4. Crop Imports (CI)
5. Gross Volume of Virtual Water Export (GVWE)

(CE)[1] ضرب‌در محتوای آب مجازی محصول مربوط به آن (CVWC) در آن کشور است:

$$\mathbf{GVWE} = \sum_{\mathbf{c}} (\mathbf{CE} \times \mathbf{CVWC})_{\mathbf{c}} \qquad (۲۲)$$

"تجارت خالص آب مجازی" یک کشور (NVWT)[2] را می‌توان به‌صورت رابطه ۲۳ محاسبه کرد:

$$\mathbf{NVWT} = \mathbf{GVWI} - \mathbf{GVWE} \qquad (۲۳)$$

معادلات برای تخمین «کل واردات آب مجازی جهانی» (TGVWI) و «کل صادرات آب مجازی جهانی» (TGVWE) به‌صورت رابطه‌های ۲۴ و ۲۵ بیان می‌شوند، که در آن، N تعداد کشورها و C تعداد محصولات در نظر گرفته شده است.

$$\mathbf{TGVWI} = \sum_{\mathbf{n=1}}^{\mathbf{N}} \sum_{\mathbf{c=1}}^{\mathbf{C}} \mathbf{GVWI}_{\mathbf{n,c}} \qquad (۲۴)$$

$$\mathbf{TGVWE} = \sum_{\mathbf{n=1}}^{\mathbf{N}} \sum_{\mathbf{c=1}}^{\mathbf{C}} \mathbf{GVWE}_{\mathbf{n,c}} \qquad (۲۵)$$

صرفه جویی/ تلفات آب تولید شده از "تجارت خالص آب مجازی جهانی" (TNVWT) را می‌توان به‌صورت رابطه ۲۶ محاسبه کرد:

$$\mathbf{TNVWT} = \mathbf{TGVWI} - \mathbf{TGVWE} \qquad (۲۶)$$

تراز تجاری آب[3] به تفاوت میان مقدار آب مجازی وارد شده و صادر شده توسط یک کشور یا منطقه اشاره دارد.

۵. نتایج

در جدول ۱، تعداد ۵۲ رشته فعالیت اقتصادی به ۷ بخش اصلی تقسیم شده و سپس آمار مربوط به مصارف بین بخشی، ارزش افزوده و ستانده کل هر بخش ارائه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، در بین بخش‌های مورد بررسی، مجموع مصارف بخش تولیدات صنعتی از سایر بخش‌ها بیشتر بوده و این در حالی است که ارزش افزوده بخش خدمات از سایر بخش‌ها بیشتر می‌باشد. کمترین مجموع مصارف مربوط به بخش نفت و معدن و کمترین ارزش‌افزوده نیز مربوط به بخش ساختمان است. با توجه به آمار ارائه شده در جدول ۱، می‌توان گفت که بخش تولیدات صنعتی، بالاترین ستانده کل و لذا بیشترین سهم را در اقتصاد دارد. این در حالی است که ارزش افزوده قابل‌توجه آن، نشان‌دهنده نقش حیاتی این بخش در ایجاد ثروت و تولید محصولات داخلی است؛ در حالی

1. Crop Exports (CE)
2. Net Virtual Water Trade (NVWT)
3. Water Trade Balance

که مجموع مصارف بالای این بخش، می‌تواند نشان‌دهنده نیاز به مواد اولیه و یا حتی انرژی بیشتر باشد. به‌طورکلی، بخش تولیدات صنعتی به‌عنوان موتور محرکه اقتصادی با ستانده بالا و ارزش افزوده مناسب، نقش کلیدی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند؛ اما مصرف بالا نشان می‌دهد که برای بهبود بهره‌وری، نیاز به مدیریت مصرف منابع وجود دارد.

جدول۱: ستانده کل بخش‌های اقتصادی در سال ۱۴۰۰ (ارقام به میلیارد ریال)

Tabel 1: Total Output of Economic Sectors in 2021 (Billion Rials)

صنعت	مجموع مصارف	ارزش افزوده ناخالص	ستانده کل
کشاورزی	4468190.6	5469283.4	9937478.4
نفت و معدن	744688.9	8510020.6	9254709.6
تولیدات صنعتی	22556008.5	9566997.9	32123002.1
تأمین آب، برق و گاز	1084318.6	4598529.7	5682848.3
ساختمان و عمده‌فروشی	6850646.4	11310196.8	18160843.2
حمل‌ونقل	2200344.7	4174821.8	6375166.6
خدمات	5349162.4	21711455.5	27060622.3
جمع کل	43253360.5	65341305.9	108594670.9

منبع: دفتر آینده پژوهی، مدل‌سازی و مدیریت اطلاعات اقتصادی (به روزشده)

بخش خدمات، سهم بالا در ارزش افزوده و ستانده کل دارد که نشان‌دهنده نقش برجسته خدمات در ایجاد شغل و ارتقاء سطح اقتصادی کشور است. بخش کشاورزی، مصارف پایین‌تری نسبت به سایر بخش‌ها داشته و همچنین ستانده این بخش در مقایسه با بخش‌های صنعتی و خدمات، سهم کمتری دارد. با این وجود، به لحاظ تأمین امنیت غذایی و صادرات محصولات غیرنفتی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بخش نفت و معدن، کمترین مصارف را در میان همه بخش‌ها داشته، اما ارزش افزوده بالای این بخش می‌تواند ناشی از صادرات و درآمدهای نفتی باشد. لذا بخش نفت و معدن، همچنان به‌عنوان یکی از مهم‌ترین منابع درآمدی کشور عمل می‌کند، اما به دلیل وابستگی به قیمت جهانی نفت و نوسانات آن، نیاز به متنوع‌سازی اقتصاد برای کاهش وابستگی به این بخش احساس می‌شود. با توجه به ستانده کل هر بخش و همچنین مصرف مستقیم آب هر بخش، می‌توان شدت مصرف مستقیم آب هر بخش را با استفاده از رابطه شدت مصرف آب محاسبه نمود که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است. در بین بخش‌های اقتصادی مورد بررسی، بخش کشاورزی با بیشترین شدت مصرف مستقیم آب در رتبه اول قرار دارد. این در حالی است که بخش نفت و معدن، کمترین شدت مصرف را دارند.

جدول۲: مصرف و شدت مصرف مستقیم آب، در بخش‌های اقتصادی (سال ۱۴۰۰)

Tabel 2: Direct Water Consumption and Intensity in Economic Sectors (2021)

صنعت	ستانده کل (میلیارد ریال)	مصرف مستقیم آب (میلیون مترمکعب)	شدت مصرف مستقیم آب (متر مکعب به میلیون ریال)
کشاورزی	9937478.4	261512.5	38
نفت و معدن	9254709.6	30849032	0.3
تولیدات صنعتی	32123002.1	21415334.7	1.5
تأمین آب، برق و گاز	5682848.3	1959602.8	2.9
ساختمان و عمده‌فروشی	18160843.2	60536144.2	0.3
حمل‌ونقل	6375166.6	42501110.7	0.15
خدمات	27060622.3	27066223.3	0.1
جمع کل	10854670.9	428128960.7	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شدت مصرف مستقیم آب مجازی برای هر بخش، نشان می‌دهد برای هر یک میلیون ریال ستانده در آن بخش، چه مقدار آب به‌طور مستقیم نیاز است. در بین بخش‌های مورد بررسی، بخش کشاورزی با بیش از ۳۸ متر مکعب به‌ازای هر یک میلیون ریال، بیشترین میزان مصرف آب را دارد. شدت مصرف مستقیم آب مجازی برای بخش کشاورزی در این پژوهش، نزدیک به عدد شدت مصرف مستقیم محاسبه شده در پژوهش خدادادکاشی و همکاران (۱۴۰۱) با مقدار ۳۱/۴ متر مکعب به میلیون ریال و برای بخش کشاورزی است. لذا با توجه به اینکه در این پژوهش، داده مصرف آب از جدول داده - ستانده سال ۱۳۹۵ که برای سال ۱۴۰۰ به‌روز شده، استخراج گردیده، لذا این اختلاف آماری را توجیه می‌کند. همچنین با داشتن سهم ستانده هر بخش، می‌توان محتوای آب مجازی مربوط به هر بخش اقتصادی را نیز محاسبه کرد که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول۳: محاسبه محتوای آب مجازی برای بخش‌های اقتصادی (۱۴۰۰)

Tabel 3: Calculation of Virtual Water Content for Economic Sectors (2021)

پارامتر / صنعت	سهم ستانده از کل ستانده (درصد)	محتوای آب مجازی (مترمکعب به میلیون ریال)
کشاورزی	9.15	44.51
نفت و معدن	8.52	1.78
تولیدات صنعتی	29.58	3.84
تأمین آب، برق و گاز	5.23	1.33
ساختمان و عمده‌فروشی	16.72	6.748
حمل‌ونقل	5.87	2.93
خدمات	24.91	0.744
جمع کل	100	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از طرفی، محتوای آب مجازی درواقع، نیاز آبی مستقیم و غیرمستقیم را نشان می‌دهد، به عبارت ساده‌تر، محتوای آب مجازی، میزان آب مورد نیاز برای تولید به‌صورت مجموع مستقیم و غیرمستقیم است؛ لذا با توجه به نتایج جدول ۳، در بین بخش‌های اقتصادی مورد بررسی، باز هم بخش کشاورزی با یک اختلاف معنادار (۵۱/ ۴۴ متر مکعب به میلیون ریال) در رتبه اول قرار دارد. کمترین محتوای آب مجازی نیز مربوط به بخش خدمات است. به عبارت ساده‌تر، در بخش کشاورزی برای تولید هر واحد میلیون ریال نیاز به ۴۴/۵۱ متر مکعب آب به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم است. در جدول ۴، واردات نهایی و واسطه‌ای آب مجازی در بخش‌های اقتصادی در سال ۱۴۰۰ محاسبه شده است.

جدول ۴: واردات نهایی و واسطه‌ای آب مجازی در بخش‌های اقتصادی (۱۴۰۰)

Tabel 4: Final and Intermediate Virtual Water Imports in Economic Sectors (2021)

صنعت	واردات (میلیارد ریال)	واردات نهایی آب مجازی	واردات واسطه‌ای آب مجازی
کشاورزی	318196.7	11269.4	3883.7
نفت و معدن	6275.3	7.7	6.6
تولیدات صنعتی	1681082	478.2	368.1
تأمین آب، برق و گاز	22974.8	24.5	22
ساختمان و عمده‌فروشی	3015.6	3.7	3.7
حمل‌ونقل	122737.7	31.2	305.09
خدمات	275039	165.4	74.9
جمع کل	2429321	11980.3	4664.3

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی جدول ۴ نشان می‌دهد، بخش کشاورزی با ۳۱۸۱۹۶میلیارد ریال، بیشترین میزان واردات را دارد، اما واردات نهایی و واسطه‌ای آب مجازی در سایر بخش‌ها نسبت به کشاورزی کم است. چنانچه نسبت واردات نهایی آب مجازی به واردات محاسبه شود، بخش تولیدات صنعتی و خدمات نسبت به میزان واردات، مقدار کمتری واردات نهایی و واسطه‌ای آب مجازی دارند.

جدول ۵: صادرات نهایی آب مجازی در بخش‌های اقتصادی (۱۴۰۰)

Tabel 5: Final Virtual Water Exports in Economic Sectors (2021)

صنعت	صادرات (میلیارد ریال)	خالص صادرات (میلیارد ریال)	صادرات نهایی آب مجازی
کشاورزی	105293.1	-212904	9893.4
نفت و معدن	1125445.4	1119170	109.7
تولیدات صنعتی	947939.8	-733142	853.4
تأمین آب، برق و گاز	402111	379136.1	78.7

ساختمان و عمده‌فروشی	136226	133210.3	12
حمل‌ونقل	218588	95850.3	763
خدمات	87834	-187205	317
جمع کل	3023437.4	594116	12027.4

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد بیشترین صادرات مربوط به بخش نفت و معدن است و این در حالی است که صادرات نهایی آب مجازی آن نسبت به صادرات پایین است. در بین بخش‌هایی که دارای خالص صادرات مثبت هستند، بخش ساختمان دارای کمترین صادرات نهایی آب مجازی است. جدول ۶ ردپای آب را به تفکیک داخلی، خارجی و ملی نشان می‌دهد.

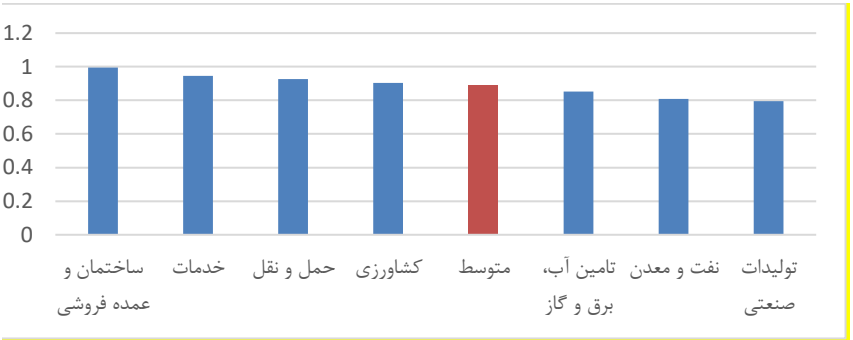
جدول ۶: ردپای آب داخلی، خارجی و ملی در بخش‌های اقتصادی (۱۴۰۰)

Tabel 6: Domestic, Foreign and National Water Footprint in Economic Sectors (2021)

میلیون متر مکعب / صنعت	ردپای آب داخلی	ردپای آب خارجی	ردپای آب ملی
کشاورزی	40716.4	42847.5	450009.03
نفت و معدن	222.8	52.4	275.3
تولیدات صنعتی	14872.5	3797.8	18670.4
تأمین آب، برق و گاز	961.4	166.07	1127.5
ساختمان و عمده‌فروشی	7040.7	26.2	7066.9
حمل‌ونقل	30190.8	2394.9	32585.8
خدمات	13189.9	742.9	13932.8
جمع کل	473639.8	50028.1	523668.09

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد، کل رد پای آب در سال ۱۴۰۰ معادل ۵۲۳۶۶۸ میلیون متر مکعب بوده است. این در شرایطی است که بخش کشاورزی، دارای بیشترین مقدار ردپای آب و بخش نفت و معدن، دارای کمترین مقدار رد پای آب است. در شکل ۱، سهم رد پای آب داخلی هر بخش از رد پای آب ملی نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در تمام بخش‌های مورد بررسی، بیش از ۸۰ درصد از رد پای آب ملی مربوط به رد پای آب داخلی است. در این بین بخش، ساختمان با ۹۹ درصد بیشترین سهم و بخش تولیدات صنعتی کمترین سهم را دارا می‌باشد. به‌طورکلی میانگین ۸۹ درصد بوده که چهار بخش بیشتر از متوسط و سه بخش کمتر از متوسط هستند.



شکل۱: سهم رد پای آب داخلی از ملی بر حسب درصد

Figure 1: Share of Domestic Water Footprint from National Water Footprint by Percentage

جدول ۷، ضریب فزاینده مصرف آب در بخش‌های مختلف اقتصادی را نشان می‌دهد. به‌طورکلی، ضریب فزاینده آب به بهره‌وری و کارآیی استفاده از آب اشاره دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در بین بخش‌های مورد بررسی بخش کشاورزی، نفت و معدن و خدمات به‌ترتیب، دارای کمترین ضریب فزاینده مصرف آب هستند.

جدول ۶: ضریب فزاینده مصرف آب در بخش‌های اقتصادی (۱۴۰۰)

Tabel 7: Water Consumption Multiplier in Economic Sectors (2021)

صنعت	ضریب فزاینده مصرف آب	ضریب فزاینده مستقیم	ضریب فزاینده غیرمستقیم
کشاورزی	1.422	0.0014	1.420
نفت و معدن	1.638	1.106	0.532
تولیدات صنعتی	8.568	0.874	7.694
تأمین آب، برق و گاز	2.740	0.028	2.711
ساختمان و عمده‌فروشی	24.341	1.114	23.266
حمل‌ونقل	27.591	1.134	26.456
خدمات	1.726	0.256	1.470

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مدیریت منابع آب، ضریب فزاینده آب می‌تواند به میزان افزایش بهره‌وری در استفاده از منابع آب اشاره داشته باشد. در اقتصاد منابع آب، ضریب فزاینده آب می‌تواند به میزان تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش آب بر تولید ناخالص داخلی، اشاره داشته باشد.

جدول ۷: تراز تجاری آب در بخش‌های اقتصادی (۱۴۰۰)
Tabel 8:Water Trade Balance in Economic Sectors (2021)

صنعت	خالص صادرات (میلیارد ریال)	تراز تجاری آب (میلیون مترمکعب)
کشاورزی	-212904	1563
نفت و معدن	1119170	-97
تولیدات صنعتی	-733142	132
تأمین آب، برق و گاز	379136.1	-35
ساختمان و عمده‌فروشی	133210.3	-4
حمل‌ونقل	95850.3	-156
خدمات	-18205	256
جمع کل	594116	1658.4

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸، تراز تجاری آب در بخش‌های مختلف را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بخش‌هایی مانند کشاورزی، تولیدات صنعتی و خدمات که دارای خالص صادرات منفی هستند، دارای تراز تجاری آب مثبت و سایر بخش‌ها، دارای تراز تجاری آب منفی هستند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بخش کشاورزی با تراز مثبت ۱۵۶۳ میلیون متر مکعب آب، بیشترین و بخش حمل‌ونقل با منفی ۱۵۶ میلیون متر مکعب، کمترین تراز تجاری آب را به‌خود اختصاص داده‌اند. این در حالی است که تراز تجاری آب کشور در سال ۱۴۰۰، در حدود ۱۶۵۸ میلیون متر مکعب، و به عبارت ساده‌تر، کشور در سال ۱۴۰۰، بیشتر وارد کننده آب مجازی بوده است.

۶. تجارت با شرکای تجاری عمده

در طی ۳۲ سال گذشته، ترکیب شرکای تجاری ایران، دچار تغییرات زیادی شده است، به‌طوری‌که کشورهایی مانند چین، امارات، عراق و ترکیه در تجارت ایران، رشد داشته و در این بین، سهم کشورهایی مانند آلمان، ایتالیا و ژاپن، افت شدیدی داشته است. اما آنچه که اهمیت دارد، کاهش تنوع شرکای تجاری ایران طی سه دهه گذشته بوده است. به‌طور قابل‌توجهی، ۷۶ درصد از تجارت کشور، محدود به تنها ۸ کشور جهان می‌شود. این در شرایطی است که بخش قابل‌توجهی از صادرات ایران شامل میعانات گازی، روغن‌های سبک و فرآورده بجز بنزین است و در طرف دیگر، اقلام عمده واردات ایران شامل ذرت دامی و وسایل نقلیه موتوری است. به لحاظ حجم تجارت نیز عمده‌ترین خریدار کالاهای ایرانی، چین و امارات هستند و از سوی دیگر، در کشورهای عمده صادرکننده کالا به ایران، باز هم نام چین و امارات به چشم می‌خورد.

در جدول ۹، میزان تجارت بین ایران و شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران ارائه شده است. داده‌های مربوط به این جدول از وب سایت مرکز تجارت جهانی استخراج، و میزان تجارت برای هر کشور، به تفکیک واردات، صادرات و خالص صادرات، ارائه شده است.

جدول ۸: تجارت با شرکای تجاری عمده ایران (میلیون دلار) (۲۰۲۲)

Tabel 9: Trade with Major Trading Partners of Iran's Economy (thousand dollars) (2022)

کشور	واردات از	صادرات به	خالص صادرات
هند	1660	672	-988
ترکیه	6084	7450	1366
چین	15562	22426	6864
عراق	227	8900	8673
هلند	1200	500	-700
روسیه	1691	579	-1112
امارات	18007	6006	-12001
آلمان	1887	161	-1726
کل دنیا	58726	50900	22174

منبع: مرکز تجارت جهانی https://www.trademap.org

به منظور مقایسه بهتر کشورها، سهم هرکشور از کل واردات و صادرات ایران در مجموع جهان محاسبه و در جدول ۱۰ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مجموع واردات از شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران در سال ۲۰۲۲ درحدود ۳۸۵۷۴ میلیون دلار بوده که بیش از ۷۸ درصد از کل واردات ایران محسوب می‌شود. همچنین مجموع صادرات به شرکای عمده تجاری ایران در حدود ۳۸۵۷۲ میلیون دلار بوده که در حدود ۵۷ درصد از مجموع کل صادرات ایران را شامل می‌شود. در بین این کشورها، کشور امارات با ۳۰ درصد بیشترین سهم را در واردات ایران دارد و پس از آن، کشورهای چین و ترکیه در جایگاه بعدی قرار دارند. بیشترین میزان صادرات ایران نیز در این شرکای تجاری عمده، مربوط به کشورهای چین با ۲۷ درصد و پس از آن، کشور عراق با ۱۱ درصد از کل صادرات ایران است. از طرفی، در کشورهای مورد بررسی، کشورهای عراق، ترکیه، هند و چین، دارای خالص صادرات مثبت هستند. در این شرایط، عراق و چین، بیشترین خالص صادرات ایران را دارند و کشور امارات کمترین خالص صادرات را داشته است.

جدول ۹: سهم تجارت با شرکای تجاری عمده از کل تجارت ایران (درصد)

Tabel 10:The share of trade with major trading partners as a percentage of Iran's total trade

صنعت / کشور	سهم واردات از	سهم صادرات به	سهم خالص صادرات به
چین	26	27	30
هند	28	0.8	-4
آلمان	3	0.1	-7
ترکیه	10	9	6
هلند	2	0.6	-3

عراق	0.3	11	39
روسیه	2	0.7	5
امارات	30	0.7	-54
مجموع	78	57	-29
سایر کشورها	22	43	-
کل دنیا	100	100	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، با توجه به میزان واردات و صادرات هر کشور، مقدار آب مجازی صادراتی و وارداتی محاسبه گردیده که در جدول ۱۱ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، از مجموع ۱۱۹۸۰ میلیون متر مکعب واردات آب مجازی، مقدار ۹۴۴۹ میلیون متر مکعب و از ۱۲۰۲۷ میلیون متر مکعب صادرات آب مجازی، مقدار ۶۹۴۱ میلیون متر مکعب مربوط به شرکای تجاری عمده اقتصاد ایران است.

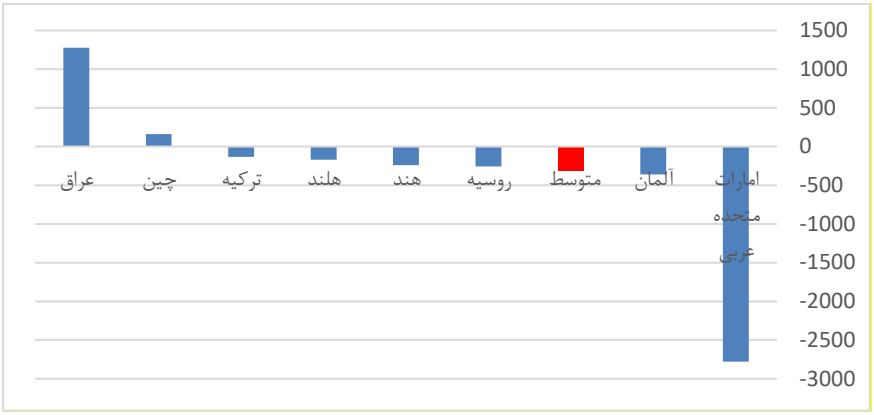
جدول ۱۰: واردات و صادرات نهایی آب مجازی در تجارت با شرکای تجاری

Tabel 11: Final Imports and Exports of Virtual Water in Trade with Major Trade Partners

صنعت / کشور	واردات نهایی آب مجازی	صادرات نهایی آب مجازی	خالص صادرات نهایی آب مجازی
چین	3174.71	3334.07	159.35
هند	338.64	99.90	-238.74
آلمان	384.95	23.93	-361.02
ترکیه	1241.16	1107.59	-133.57
هلند	244.80	74.33	-170.47
عراق	46.30	1323.16	1276.85
روسیه	344.97	86.07	-258.89
امارات	3673.50	892.91	-280.59
مجموع	9449.06	6941.99	-2507.08

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در شکل شماره ۲، خالص صادرات نهایی آب مجازی ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تنها کشور امارات، خالص صادراتش از میزان متوسط خالص صادرات کمتر است و بقیه کشورها از مقدار متوسط بیشتر هستند که نشان‌دهنده نقش تعیین‌کننده کشور امارات در واردات و صادرات آب مجازی است.



شکل۲: خالص صادرات نهایی آب مجازی

Figure 2: Net Final Exports of Virtual Water

در جدول ۱۲، مقدار واردات هر بخش اقتصاد ایران از کشورهای مختلف ارائه شده است. با داشتن سهم واردات از هر کشور و برای هر بخش، می‌توان مقدار واردات نهایی آب مجازی برای هر بخش را محاسبه کرد. نتایج مربوط به واردات آب مجازی در جدول ۱۳ ارائه شده است.

جدول ۱۱: سهم واردات بخش‌های مختلف اقتصاد ایران از شرکای تجاری (درصد)

11: Share of Imports of Various Economic Sectors in Iran from Trade Tabel Partners (Percentage)

بخش / کشور	کشاورزی	نفت و معدن	تولیدات صنعتی	تأمین برق، آب و گاز	ساختمان	حمل‌ونقل	خدمات
چین	0.3	0.2	84.1	6.2	1	2.2	6
هند	4.5	1.3	82.4	1.5	1	3.1	6.2
آلمان	18.3	0.1	53.4	3.9	3	4.8	16.5
ترکیه	1.1	0.4	71	22.3	0.6	1.5	3.1
هلند	5.9	0.9	37.4	11	6	9.5	29.3
عراق	1.4	0.03	6.1	4.5	8.87	26.1	53
روسیه	26.7	0.3	43.9	2.4	3.4	7.5	15.8
امارات	0.1	0.1	77	2.4	2.4	4.5	13.5

مأخذ: یافته‌های پژوهش

واردات نهایی آب مجازی از شرکای تجاری عمده، به تفکیک بخش‌های اقتصادی، در جدول ۱۳ نشان داده شده است.

جدول ۱۲: واردات نهایی آب مجازی از شرکای تجاری عمده در بخش‌های مختلف

Tabel 13: Final Imports of Virtual Water from Major Trade Partners in Sectors

بخش / کشور	کشاورزی	نفت و معدن	تولیدات صنعتی	تأمین برق، آب و گاز	ساختمان	حمل‌ونقل	خدمات
چین	9.524	6.349	2669.93	196.832	31.747	69.843	190.482
هند	15.239	4.402	279.045	5.079	3.386	10.498	20.996
آلمان	70.446	0.384	205.566	15.013	11.548	18.477	63.517
ترکیه	13.652	4.964	881.224	276.779	7.446	18.617	38.476
هلند	14.443	2.203	91.557	26.928	14.688	23.256	71.727
عراق	0648	0.013	2.824	2.083	4.107	12.086	24.543
روسیه	92.107	1.034	151.442	8.279	11.729	25.872	54.505
امارات	3.673	3.673	2828.59	88.164	88.164	165.307	495.923
جمع کل	219.735	23.027	7110.19	619.160	172.818	343.960	960.172

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول ۱۳ مشاهده می‌شود، در بخش کشاورزی بیشترین واردات نهایی آب مجازی ایران در بین شرکای عمده تجاری از کشور روسیه با ۹۲/۱۰۷ میلیون متر مکعب و بعد از آن، آلمان با ۷۰/۴۴۶ میلیون متر مکعب است. در بخش نفت و معدن نیز بیشترین واردات نهایی آب مجازی مربوط به چین، با ۲۶۶۹/۹۳ میلیون متر مکعب و بعد از آن، ترکیه با ۸۸۱/۲۲۴ میلیون متر مکعب است. بیشترین مقدار واردات نهایی آب مجازی در بخش تولیدات صنعتی نیز مربوط به دو کشور چین و امارات با یک اختلاف معنادار نسبت به سایر کشورها است، در حالی که در بخش تأمین برق، آب و گاز، چین و ترکیه بیشترین مقدار را داشته‌اند. بیشترین مقدار واردات آب مجازی در سایر بخش‌های خدمات، حمل‌ونقل و ساختمان مسکونی، مربوط به کشور امارات و با یک اختلاف معنادار نسبت به سایر کشورها است.

اگر بخواهیم به لحاظ کشوری بررسی کنیم، در همه کشورها بجز عراق، بیشترین واردات آب مجازی ایران مربوط به بخش تولیدات صنعتی است، در شرایطی که بیشترین واردات آب مجازی از عراق، مربوط به بخش خدمات است. همچنین مطابق انتظار، کمترین واردات آب مجازی نهایی ایران، مربوط به بخش نفت است. در جدول ۱۴میزان و سهم صادرات بخش‌های مختلف اقتصاد ایران به شرکای تجاری عمده ایران ارائه شده است.

جدول ۱۳: سهم صادرات بخش‌های مختلف اقتصاد ایران به شرکای تجاری (درصد)

Table 12: Share of Exports of Iranian Sectors to Major Trade Partners (Percentage)

کشور	کشاورزی	نفت و معدن	تولیدات صنعتی	تأمین برق، آب و گاز	ساختمان	حمل‌ونقل	خدمات
چین	10.5	69.4	12.1	1.6	0.8	2.4	3.2
هند	8.7	77.6	5.7	2.9	1.7	1.1	2.3
آلمان	11.3	45.3	26.4	3.8	1.9	3.8	7.5
ترکیه	13.8	50.5	22.9	4.6	2.8	1.8	3.6
هلند	4.6	52.8	25.5	4.3	2.1	4.3	6.4
عراق	25.0	20.8	31.2	10.4	4.2	2.1	6.3
روسیه	17.6	11.8	41.2	8.8	2.9	5.9	11.8
امارات	17.3	40.0	26.7	1.3	2.7	4.0	8.0

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با داشتن سهم صادرات برای هر بخش و همچنین میزان و شدت آب مجازی برای هر بخش، می‌توان صادرات نهایی آب مجازی برای هر بخش و به هر کشور را محاسبه کرد که نتایج آن در جدول ۱۵ ارائه شده است.

جدول ۱۴: صادرات نهایی آب مجازی به شرکای تجاری عمده در بخش‌های مختلف

Table 15: Final Exports of Virtual Water to Major Trade Partners in Sectors

کشور	کشاورزی	نفت و معدن	تولیدات صنعتی	تأمین برق، آب و گاز	ساختمان	حمل‌ونقل	خدمات
چین	350.077	2313.846	403.422	53.345	26.672	80.017	106.690
هند	8.691	77.527	5.694	2.897	1.698	1.0898	2.297
آلمان	2.704	10.842	6.319	0.909	0.454	0.909	1.795
ترکیه	152.847	559.333	253.638	50.949	31.012	19.936	39.873
هلند	3.419	39.248	18.955	3.196	1.561	3.196	4.757
عراق	330.790	275.217	412.826	137.608	55.572	27.786	83.359
روسیه	15.150	10.157	35.464	7.575	2.496	5.078	10.157
امارات	154.473	357.164	238.407	11.607	24.108	35.716	71.432
جمع کل	1018.155	3643.338	1374.729	268.089	143.577	173.740	320.363

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نتایج جدول ۱۵نشان می‌دهد، بیشترین صادرات نهایی آب مجازی در بخش کشاورزی مربوط به دو کشور چین و عراق است. بیشترین صادرات نهایی آب مجازی در بخش نفت و معدن نیز مربوط به کشور چین با مقدار ۲۳۱۳/۸۴۶ میلیون متر مکعب و با یک اختلاف معنادار نس

بت به سایر کشورها است. بیشترین صادرات نهایی آب در بخش صنعت و معدن نیز به دو کشور چین و عراق

اختصاص دارد. در سایر بخش‌ها نیز بیشترین صادرات نهایی آب مجازی مربوط به کشورهای چین و عراق و بعد از آن، با یک اختلاف، مربوط به کشورهای ترکیه و امارات است.

به لحاظ بررسی کشورها نیز بیشترین صادرات نهایی آب مجازی بجز کشور عراق و روسیه، مربوط به بخش نفت و معدن است. در دو کشور عراق و روسیه، بیشترین صادرات نهایی آب مجازی مربوط به بخش تولیدات صنعتی است، در حالی که بیشترین صادرات نهایی آب مجازی به کشور عراق، مربوط به سه بخش تولیدات صنعتی، کشاورزی و معدن بوده، و بیشترین صادرات نهایی آب مجازی به کشور امارات نیز به‌ترتیب، مربوط به معدن، تولیدات صنعتی و کشاورزی است.

با داشتن واردات نهایی آب مجازی و صادرات نهایی آب مجازی، می‌توان خالص صادرات نهایی آب مجازی را محاسبه کرد که نتایج مربوطه در جدول ۱۶ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در بین کشورهای مورد بررسی، صادرات خالص نهایی آب مجازی مربوط به بخش کشاورزی، نفت و ساختمان مثبت است و نشان می‌دهد که ایران در این بخش‌ها، بیشتر صادرکننده و در سایر بخش‌ها، وارد کننده آب مجازی است. بیشترین خالص صادرات نهایی آب مجازی در بخش نفت، با یک عدد مثبت و اختلاف معنا دار نسبت به سایر بخش‌ها و در بخش صنعت، با یک عدد منفی و اختلاف معنادار نسبت به سایر بخش‌ها است. به عبارت ساده‌تر، ایران در بخش نفت صادرکننده آب مجازی و در بخش صنعت وارد کننده آب مجازی بوده، در حالی که واردات آب مجازی بخش صنعت، بیشتر از صادرات آب مجازی بخش نفت و معدن است.

در بین کشورهای مورد بررسی، ایران به کشورهای چین، عراق، هند و ترکیه صادرکننده آب مجازی و از کشورهای آلمان، هلند، روسیه و امارات، با یک اختلاف معنادار، واردکننده آب مجازی است.

جدول ۱۵: خالص صادرات نهایی آب مجازی به شرکای تجاری عمده در بخش‌های مختلف

Tabel13: Net Final Exports of Virtual Water to Major Trade Partners in Sectors

کشور / بخش	کشاورزی	نفت و معدن	تولیدات صنعتی	تأمین برق، آب و گاز	ساختمان	حمل‌ونقل	خدمات
چین	340.544	2307.496	-2266.51	-143.487	-5.074	10.147	-83.792
هند	-6.547	73.124	-273.35	-2.182	-1.688	-9.399	-18.698
آلمان	-67.742	10.457	-199.247	-14.103	-11.093	-17.568	-61.722
ترکیه	139.194	554.368	-627.587	-225.83	23.565	1.319	1.397
هلند	-11.024	37.045	-72.6017	-23.732	-13.127	-20.060	-66.970
عراق	330.142	275.203	410.001	135.525	51.465	15.699	58.818
روسیه	-76.957	9.122	-115.977	-0.704	-9.232	-20.794	-44.348
امارات	150.800	353.491	-2590.19	-76.556	-64.055	-129.59	-424.49
جمع کل	798.419	3620.311	-5735.46	-351.07	-29.241	-170.22	-639.809

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۷. بحث و نتیجه‌گیری

در سال ۱۴۰۰، بخش تولیدات صنعتی با نزدیک به ۳۰ درصد، بیشترین سهم را از کل ستانده اقتصادی ایران داشته است، در حالی که بخش خدمات در جایگاه دوم قرار دارد. کمترین سهم از ستانده کل مربوط به بخش نفت و معدن است. آب مجازی به معنای آبی است که به‌طور غیرمستقیم از طریق واردات محصولات به کشور وارد می‌شود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که ایران در سال ۱۴۰۰ واردکننده خالص آب مجازی بوده است. این بدان معنا است که میزان آب صرف شده برای تولید محصولات وارداتی، بیشتر از آبی بوده که برای تولیدات صادراتی ایران مصرف شده است. میزان واردات آب مجازی ۱۱۹۸۰ میلیون متر مکعب و صادرات آن ۱۲۰۲۷ میلیون مترمکعب بوده، و این وضعیت، نشان می‌دهد که ایران به واردات آب از طریق محصولات کشاورزی و صنعتی وابسته است.

بخش کشاورزی با بیشترین شدت مصرف مستقیم آب (۳۸ متر مکعب به ازای هر میلیون ریال) در رتبه اول قرار دارد. همچنین، این بخش بیشترین محتوای آب مجازی (۴۴/۵۱ متر مکعب به میلیون ریال) را دارا است. بخش‌های خدمات و نفت و معدن، کمترین محتوای آب مجازی را به‌خود اختصاص داده‌اند. بخش کشاورزی با وجود بیشترین میزان واردات، کمترین میزان واردات نهایی و واسطه‌ای آب مجازی را دارد. در مقابل، بخش‌های تولیدات صنعتی و خدمات با واردات بالای خود سهم بیشتری از آب مجازی دارند. همچنین، صادرات نهایی آب مجازی در بخش کشاورزی، بیشترین مقدار را دارد، در حالی که خالص صادرات آب مجازی در بخش نفت و معدن، بسیار پایین است.

بیشترین رد پای آب داخلی و ملی مربوط به بخش کشاورزی است. به‌طورکلی، بیش از ۸۰ درصد ردپای آب ملی، از رد پای آب داخلی تأمین می‌شود.

در بین بخش‌های مختلف، حمل‌ونقل و ساختمان، دارای بالاترین ضریب فزاینده مصرف آب هستند که نشان‌دهنده کارآیی کمتر آن‌ها در مصرف منابع آب است. بخش کشاورزی، با کمترین ضریب فزاینده، در رتبه پایین‌تری قرار دارد. به‌طورکلی، تراز تجاری آب کشور در سال ۱۴۰۰ مثبت بوده و به ۱۶۵۸ میلیون متر مکعب رسیده است. بخش کشاورزی با ۱۵۶۳ میلیون متر مکعب، بیشترین تراز تجاری مثبت و بخش حمل‌ونقل با منفی ۱۵۶ میلیون متر مکعب، کمترین تراز تجاری را داشته‌اند. مصرف بسیار بالا در بخش کشاورزی، نشان‌دهنده فشار سنگین بر منابع آب شیرین داخلی است، به‌ویژه در کشوری مانند ایران که با کمبود آب مواجه می‌باشد. بخش‌های صنعتی پس از کشاورزی، بیشترین مصرف آب را دارند. اگرچه مصرف آب در این بخش نسبت به کشاورزی، کمتر است، اما صنایع نیز سهم مهمی در مصرف غیرمستقیم آب دارند، به‌خصوص در تولیدات صنعتی که از منابع داخلی آب استفاده می‌کنند.

نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که بخش کشاورزی، دارای بالاترین شاخص مصرف آب مستقیم است. به این

معنی که بیشترین میزان آب برای هر واحد تولید در این بخش استفاده می‌شود و همچنین این شاخص، نشان‌دهنده این است که رشد هر واحد از تولیدات کشاورزی، نیاز به آب فراوان دارد. همچنین، شاخص مصرف غیرمستقیم آب در بخش‌های دیگر مانند خدمات و صنعت نیز بررسی شده است. مصرف غیرمستقیم آب در این بخش‌ها، کمتر از بخش کشاورزی است، اما همچنان تأثیر بسزایی در مصرف کلی آب کشور دارد.

از مجموع ۱۱۹۸۰ میلیون متر مکعب واردات آب مجازی، ۹۴۴۹ میلیون متر مکعب مربوط به شرکای تجاری عمده است که نشان‌دهنده نقش بسیار مهم این کشورها در تأمین آب مجازی ایران است. امارات متحده عربی با بیش از ۳۶۷۳ میلیون متر مکعب واردات آب مجازی، بزرگ‌ترین تجارت را در بین کشورهای مورد بررسی دارد. بیشترین واردات آب مجازی در بخش کشاورزی، مربوط به روسیه، در بخش معدن و نفت، مربوط به هند و آلمان، در بخش تولیدات صنعتی، مربوط به چین و در بخش خدمات، مربوط به عراق و ژاپن است. کشورهایی مانند عراق، ترکیه، هند و چین دارای خالص صادرات مثبت آب مجازی هستند، به این معنی که صادرات آب مجازی به این کشورها، بیشتر از واردات است. واردات آب مجازی کشورهایی مانند امارات و روسیه که حجم تجارت زیادی با ایران دارند، عمدتاً در بخش تولیدات صنعتی متمرکز است که اهمیت استراتژیک آب مجازی در این بخش‌ها را نشان می‌دهد. یکی از نکات مهمی که پژوهش نشان داده، وابستگی شدید ایران به واردات آب مجازی است. به عبارت دیگر، بخش مهمی از نیاز آبی کشور از طریق واردات محصولاتی که برای تولید آن‌ها در کشورهای دیگر آب مصرف شده است، تأمین می‌شود. این امر به‌ویژه در محصولات کشاورزی وارداتی مشهود است.

بخش کشاورزی، با وجود مصرف بالای آب، به‌دلیل بهره‌وری پایین و استفاده ناکارآمد از منابع آب، یکی از بخش‌هایی است که نیازمند توجه ویژه و تغییر در سیاست‌های کشاورزی کشور است. تأکید بیش از حد بر خودکفایی در تولید محصولات کشاورزی، می‌تواند به بحران‌های بیشتر در منابع آبی کشور دامن بزند. همچنین، سیاست‌های مرتبط با واردات و صادرات محصولات با محتوای آب مجازی بالا، باید به‌گونه‌ای تنظیم شود که کشور بتواند از منابع آب جهانی به‌طور بهینه‌تری استفاده کند و فشار کمتری بر منابع آب داخلی وارد شود. این موضوع به بهبود امنیت آبی کشور کمک می‌کند. سیاستگذاران باید به مدیریت بهینه منابع آب و ترویج تجارت آب مجازی به‌عنوان راهکاری برای حفظ منابع آب داخلی، بیشتر توجه کنند. واردات محصولات با آب‌بری بالا و صادرات محصولات با آب‌بری کمتر، می‌تواند به بهبود وضعیت منابع آبی کشور کمک کند.

از آنجا که هزینه‌های زیست‌محیطی استفاده از آب مانند خشک شدن دریاچه ها و تالاب‌ها و یا فرونشست زمین و هزینه‌های اجتماعی دیگری مانند درگیری‌های بین استانی بابت آب و همچنین هزینه‌های سیاسی، نیازمند آمار و داده‌هایی مانند نوع آب مصرفی هر بخش اقتصادی (مانند استفاده از آب سطحی، آب زیرزمینی، آب شرب، غیر شرب و ...) است، که در این پژوهش، این هزینه‌ها در نظر گرفته نشده است. لذا پیشنهاد می‌شود در پژوهشی با تعیین نوع آب مصرفی و سهم هر نوع آب در سبد مصرفی بخش‌های اقتصادی، سایر هزینه‌های زیست محیطی

مورد اشاره، محاسبه گردد تا هزینه‌های هر بخش واقع گرایانه‌تر نشان داده 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: نویسندگان، نبود تعارض منافع را اعلام می‌دارند.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسندگان براساس ترتیب اسامی، در نگارش مقاله سهم دارند.

منابع مالی / حمایت‌ها: این تحقیق مستخرج از رساله دکتری رشته علوم اقتصادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان می‌باشد.

References

Allan, J. A. (2003). Virtual water-the water, food, and trade nexus. Useful concept or misleading metaphor?. Water International, 28(1), 106-113. https://DOI.org/10.1080/02508060.2003.9724812

Ameri Gollestani, S., Bakhtiari, S., & Ghobadi, S. (2024). Bilateral virtual water trade balance and sustainable development using the Gravity model. Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 24(4), 53-68.
https://DOI.org/10.22034/24.4.53

Bazrafshan, Z., Ramezani Etedali, H., & Bazrafshan, O. (2020). Spatio-temporal of walnut water foorprint components and virtual water trading in Iran. Journal of Eco Hydroligy, 7(3), 583-593.
https://DOI.org/10.1016/j.agwat.2018.10.034. [In Persian]

Bekchanov, M. (2024). The impacts of technological change policies on water uses and virtual water rrade in water-constrained settings. Journal of Cleaner Production, 456, 142378.
https://DOI.org/10.1016/j.jclepro.2024.142378

Chapagain, A., & Hoekstra, A. (2006). Water footprints of nations. Value of Water Research Report Series, No. 16.

Ercin, A. E., & Hoekstra, A. Y. (2014). Water footprint scenarios for 2050: A global analysis. Environment international, 64, 71-82
https://DOI.org/10.1016/j.envint.2013.11.019

Feng, B., Zhuo, L., Xie, D., Mao, Y., Gao, J., Xie, P., & Wu, P. (2021). A quantitative review of water footprint accounting and simulation for crop production based on publications during 2002-2018. Ecological Indicators, 120, 106962.
https://DOI.org/10.1016/j.ecolind.2020.106962

Hekmatnial, M., Hosseini, S. M., & Safdari, M. (2020). Determination and assessment of green, blue and gray water footprints in the international trade of agricultural priducts of Iran. Iranian Journal of Irrigation and Drainage, 14(80), 446-463. [In Persian]

Li, M., Zhang, J., Liu, H., & Li, S. (2024). Analysis and prediction of crop water footprints in the Fen River Basin of Shanxi province, China. Climate Services, 35, 100504.
https://DOI.org/10.1016/j.cliser.2024.100504

Rasekh, S., & Karimi, M. (2022). Virtual water trade between Iran and CIS. Quarterly Journal of Applied Economics Studies Iran, 11(42), 109-134. [In Persian]

Ribašauskienė, E., Eicaite, O., Balezentis, T., & Agnusdei, G. P. (2024). Decomposition of the water footprint of food loss and waste: The case of Lithuanian supply chains. Ecological Indicators, 166, 112255
https://DOI.org/10.1016/j.ecolind.2024.112255

Tian, X., Sarkis, J., Geng, Y., Qian, Y., Gao, C., Bleischwits, R., & Xu, Y. (2018).

Evolution of China's water footprint and virtual water trade: A global trade assessment. Environment International, 121, 178-188. https://DOI.org/10.1016/j.envint.2018.09.011

Wahba, S. M., Scott, K., & Steinberger, J. K. (2018). Analyzing Egypt's water footprint based on trade balance and expenditure inequality. Journal of Cleaner Production, 198, 1526-1535. https://DOI.org/10.1016/j.jclepro.2018.06.266

Yang, H., Wang, L., & Abbaspour, K. C. (2006). Virtual water trade: An assessment of water use efficiency in the international food trade. Hydrol. Earth Syst. Sci, 10(3), 443-454. https://DOI.org/10.5194/hess-10-443-2006

Zarei, G., & Jafari, A. M. (2019). Virtual water trade in Iran with respect of economic productivity. Strategic Research Journal of Agricultural Sciences and Natural Recources, 4(1), 49-63. [In Persian]

Zhang, L., Yu, Y., Guo, Z., Ding, X., Zhanf, J., & Yu, R. (2024). Investigating agricultural water sustainability in Arid regions with Bayesian network and water footprint theories. Science of the Total Environment, 951, 175544. https://DOI.org/10.1016/j.scitotenv.2024.175544

Zhong, R., Chen, A., Zhao, D., Mao, G., Zhao, X., Huang, H., & Liu, J. (2023). Impact of international trade on water scarcity: An assessment by improving the Falkenmark indicator. Journal of Cleaner Production, 385, https://DOI.org/10.1016/j.jclepro.2022.135740

Quarterly Journal of
Economic Research and Perspectives

Tarbiat Modares University

The Economic Research Center (ERC)
Vol. 26, No.1, Spring, 2026

Contents Page

■ **Investigating the Effect of Technology Shock on Income Inequality in Iran: An Application of the Computable General Equilibrium Model**
Masoud Salehi Rezveh *(Ph.D.)*, Ali Hossein Samadi *(Ph.D.)* and Hamzeh Sheikhiani *(Ph.D.)* .. *1*

■ **Mapping Income Generation through Digital Currencies in Iran Using the Strategic Options Development and Analysis (SODA) Approach**
Hasan Arabameri *(M.A.)*, Mansour Momeni *(Ph.D.)* and Mahmoud Dehghan Nayeri *(Ph.D.)*.. *39*

■ **Assessing the Impact of Residential Building Retrofit Subsidies on Energy Efficiency in Shiraz: An Agent-Based Modeling Approach**
Zahra Mahzoon *(M.A.)*, Zahra Dehghan Shabani *(Ph.D.)*, Karim Eslamloueyan *(Ph.D.)* and Shekoofeh Farahmand *(Ph.D.)* *69*

■ **Effect of Financing Cost on Investment in Iranian Firms**
Sajad Ebrahimi *(Ph.D)*..... *107*

■ **Analysis of the Dynamic Effects of Institutional Variables and Intra-Bank Factors on the Stability of the Iranian Banking System: Evidence from the PMG Approach**
Hamid Nasiri *(M.A.)*, Zahra Karimi Tekanlou *(Ph.D.) and* Hossein Asgharpour *(Ph.D.)* *131*

■ **Analysis of Government Debt Sustainability in Iran Over the Past Half-Century**
Ahmad Ghodsi Dehaghi *(M.A.)*, Reza Zamani *(Ph.D.) and* Mohammad Ghasemi *(Ph.D.)*.....*159*

■ **Fluctuations in Employment, Wages, and Central Bank Reserves**
Mahla Afsharpour *(M.A.)*, Seyed Abdolmajid Jalaei *(Ph.D.)*, Hossein Akbarifard *(Ph.D.) and* Mehdi Nejati *(Ph.D.)* *199*

■ **Investigating the Impact of the Commodity Price Index and the COVID-19 Pandemic on the Automotive and Parts Index of the Tehran Stock Exchange**
Mohammad Parsa Ehterami *(M.A.)*, Fateh Habibi *(Ph.D.) and* Ramin Amani *(M.A.)*..... *229*

■ **Investigating the Efficiency of the Regime-Switching Model in the Iranian Exchange Rate Market under Agent-Based Modeling (ABM) with Heterogenous Expectations**
Asghar Abolhasani *(Ph.D.)*, Bita Shaygani *(Ph.D.)*, Mozhgan Moallemi *(Ph.D.) and* Saedeh Rahimi Baferani *(M.A.)*.....*269*

■ **Determining ICT Subsidies for Achieving Environmental Goals of the Intergovernmental Panel on Climate Change in Iran and Middle Eastern Countries: A RICE Approach**
Neda Jamshidi *(M.A.)*, Rouhollah Shahnazi *(Ph.D.)*, Ebrahim Hadian *(Ph.D.)* and Sakineh Owjimehr *(Ph.D.)*.....*299*

■ **Examining the Role of Institutional Quality in Moderating the Effects of Economic Policy Uncertainty on Economic Growth in Iran**
Ali Sayehmiri *(Ph.D.)*, Javaher Latifi *(M.A.)*, Asma Shirkhani *(M.A.)*, Fahimeh Seyfi *(M.A.)* and Vahid Zarei *(M.A.)*…… *331*

■ **Calculation of the Virtual Water Footprint in Trade with Major Partners of Iran's Economy: An Input–Output Approach**
Mohammad Rahimi Ghasemabadi *(M.A.)*, Reza Zeinalzadeh *(Ph.D.)*, Zeinolabedin Sadeghi *(Ph.D.)* and Mohsen Zayanderoody *(Ph.D.)* *357*

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:	Arezoo Tehrani
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

The Economic Research Center
Tarbiat Modarres university

Tarbiat Modares University

Quarterly Journal Of

Economic Research and Perspectives

Vol. 26, No. 1, Spring, 2026

eISSN:3115-8846
pISSN:3115-9168

Iranian e-commerce scientific association

■ **Investigating the Effect of Technology Shock on Income Inequality in Iran: An Application of the Computable General Equilibrium Model**
Masoud Salehi Rezveh.(Ph.D.), Ali Hossein Samadi (Ph.D.) and Hamzeh Sheikhiani (Ph.D.).....1

■ **Mapping Income Generation through Digital Currencies in Iran Using the Strategic Options Development and Analysis (SODA) Approach**
Hasan Arabameri (M.A.), Mansour Momeni (Ph.D.) and Mahmoud Dehghan Nayeri (Ph.D.).....39

■ **Assessing the Impact of Residential Building Retrofit Subsidies on Energy Efficiency in Shiraz: An Agent-Based Modeling Approach**
Zahra Mahzoon (M.A.), Zahra Dehghan Shabani (Ph.D.), Karim Eslamloueyan (Ph.D.) and Shekoofeh Farahmand (Ph.D.) 69

■ **Effect of Financing Cost on Investment in Iranian Firms**
Sajad Ebrahimi (Ph.D) 107

■ **Analysis of the Dynamic Effects of Institutional Variables and Intra-Bank Factors on the Stability of the Iranian Banking System: Evidence from the PMG Approach**
Hamid Nasiri (M.A.), Zahra Karimi Tekanlou (Ph.D.) and Hossein Asgharpour (Ph.D.).....131

■ **Analysis of Government Debt Sustainability in Iran Over the Past Half-Century**
Ahmad Ghodsi Dehaghi (M.A.), Reza Zamani (Ph.D.) and Mohammad Ghasemi (Ph.D.).....159

■ **Fluctuations in Employment, Wages, and Central Bank Reserves**
Mahla Afsharpour (M.A.), Seyed Abdolmajid Jalaei (Ph.D.), Hossein Akbarifard (Ph.D.) and Mehdi Nejati (Ph.D.) 199

■ **Investigating the Impact of the Commodity Price Index and the COVID-19 Pandemic on the Automotive and Parts Index of the Tehran Stock Exchange**
Mohammad Parsa Ehterami (M.A.), Fateh Habibi (Ph.D.) and Ramin Amani (M.A.).....229

■ **Investigating the Efficiency of the Regime-Switching Model in the Iranian Exchange Rate Market under Agent-Based Modeling (ABM) with Heterogenous Expectations**
Asghar Abolhasani (Ph.D.), Bita Shaygani (Ph.D.), Mozhgan Moallemi (Ph.D.) and Saedeh Rahimi Baferani (M.A.).....269

■ **Determining ICT Subsidies for Achieving Environmental Goals of the Intergovernmental Panel on Climate Change in Iran and Middle Eastern Countries: A RICE Approach**
Neda Jamshidi (M.A.), Rouhollah Shahnazi (Ph.D.), Ebrahim Hadian (Ph.D.) and Sakineh Owjimehr (Ph.D.) 299

■ **Examining the Role of Institutional Quality in Moderating the Effects of Economic Policy Uncertainty on Economic Growth in Iran**
Ali Sayehmiri (Ph.D.), Javaher Latifi (M.A.), Asma Shirkhani (M.A.), Fahimeh Seyfi (M.A.) and Vahid Zarei (M.A.)..... 331

■ **Calculation of the Virtual Water Footprint in Trade with Major Partners of Iran's Economy: An Input–Output Approach**
Mohammad Rahimi Ghasemabadi (M.A.), Reza Zeinalzadeh (Ph.D.), Zeinolabedin Sadeghi (Ph.D.) and Mohsen Zayanderoody (Ph.D.) 357