بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه اقتصاد محاسباتی

شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

سال چهارم، شماره ۳، تابستان ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران غرب

مدیر مسئول: دکتر مریم لشکری زاده

سردبیر: دکتر نادر مهرگان

مدیر داخلی: دکتر سهیلا کاغذیان

دبیر تخصصی: دکتر یزدان نقدی

ویراستار ادبی: **دکتر علی عباس حیدری ـ دکتر مریم مصلح**

هیات تحریریه:

دکتر احمد جعفری صمیمی (استاد اقتصاد دانشگاه مازندران)

دکتر سید عبدالمجید جلائی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان)

دکتر جعفر حقیقت (استاد اقتصاد دانشگاه تبریز)

دکتر علیرضا عرفانی (استاد اقتصاد دانشگاه سمنان)

دکتر حسن فرازمند (استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز)

دکتر سارا امام قلی پور سفید دشتی (استاد اقتصاد سلامت دانشگاه تهران)

دکتر نادر مهرگان (استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا)

دکتر کامبیز هژبر کیانی (استاد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی)

دکتر نازنین پیله وری سلماسی (استاد مدیریت صنعتی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر حسین عیوض لو (دانشیار اقتصاد دانشگاه امام صادق (ع))

دکتر علیرضا امینی (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر عباسعلی ابونوری (دانشیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی)

دکتر طاهر ارمغانی (دانشیار مکانیک ـ تبدیل انرژی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

دکتر مریم مصلح (دانشیار ریاضی کاربردی دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)

آدرس: تهران، شهرک قدس(شهرک غرب)، میدان صنعت، ابتدای خیابان فرحزادی نرسیده به مجتمع میلاد نور، ابتدای خیابان سیمای ایران، پلاک یک، مجتمع آموزشی پیامبر اعظم(ص)

تلفن: ۰۲۱۸۸۳۸۵۷۷۱

ایمیل نشریه: *ecomag.wtiau@gmail.com*

داوران این شماره:

دکتر نادر مهرگان (دانشگاه بوعلی سینا) ـ دکتر محمد عزیزی (دانشگاه تهران)ـ دکتر بهروز صادقی عمرو آبادی(دانشگاه شهید چمران اهواز)ـ دکتر عباسعلی ابونوری (دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز) ـ دکتر یزدان نقدی (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر فرشاد پرویزیان (دانشگاه آزاد اسلامی تهران جنوب) ـ دکتر احمد سرلک(دانشگاه آزاد اسلامی اراک) ـ دکتر سهیلا کاغذیان (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر علی عباس حیدری (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر محمد باقری (دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب) ـ دکتر مهدی جعفری(موسسه آموزش عالی طلوع مهر) ـ دکتر اعظم حاجی آقا جانی (دانشگاه آزاد اسلامی چالوس) ـ دکتر مریم لشکری زاده(دانشگاه آزاد اسلامی تهران غرب)ـ دکتر فرزین اربابی (دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز) ـ دکتر رضا رحیمی (دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکز)

این فصلنامه هم اکنون در سایت های، پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID) به آدرس (www.sid.ir) ، مگیران (Magiran) به آدرس (www.magiran.com)، سویلیکا (CIVILICA) به آدرس (https://civilica.com) و گوگل اسکالر (google Scholar) به آدرس (https://Scholar.google.com) نمایه شده است.

فهرست مقالات

۱. تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران: رویکرد پانل خودرگرسیونی NARDL
سوسن داراخانی، اصغر ابوالحسنی هستیانی، فرهاد غفاری ۵

۲. انتقال نرخ ارز به شاخص بهای مصرف‌کننده در ایران
سیده اعظم درجاتی، شهریار نصابیان، رضا مقدسی، مرجان دامن کشیده ۳۳

۳. اثر نفت بر نابرابری‌های جنسیتی در کشورهای نفت‌خیز
سحر عراقی‌زاده، علیرضا دقیقی اصلی، مرجان دامن‌کشیده، علی اسماعیل‌زاده ۵۴

٤. نقش کیفیت نهادی و زیست‌محیطی در ارتباط بین تهی‌شدن منابع طبیعی و شادی در کشورهای منتخب نفتی
وفاء ابراهیم عسکر، بهار حافظی، احمد عبدالله سلمان، حسین شریفی رنانی ۷۷

۵. اثر تکانهٔ مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران
حسین نصراللهی ۱۰۲

٦. بررسی عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری
اکبر روزبان، یوسف محمدی مقدم، محمدجواد کاملی ۱۲۶

۷. بررسی تاثیر نوآوری فین‌تک بر ریسک‌پذیری با نقش تعدیلگر ناهمگونی بانکی (شواهدی از بانک‌های ایران)
علیرضا شیرعلی، مصطفی حیدری هراتمه ۱۵۶

هوالمستعان

راهنمای نویسندگان فصلنامه اقتصاد محاسباتی

ـ فرم تعهد نامه اولیه

ـ فرم تعارض منافع

- مقالات ترجیحاً با استفاده از نرم‌افزار Microsoft office Word ۲۰۰۷ و یا بالاتر نوشته شود.
- نوع و اندازه حروف برای زبان فارسی با قلم« ب لوتوس» و سایز ۱۲ و برای زبان انگلیسی Times New Roman و سایز ۱۱ باشد.
- عنوان اصلی فارسی: فونت «ب یاقوت» ۱۵
- سر فصل ها: فونت «ب لوتوس پررنگ» ۱۳

عنوان	• عنوان منعکس کننده محتوای مقاله باشد. • بدون فاصله، اختصار، نقطه، ویرگول، خط تیره، کروشه و پرانتز باشد.
مولف (مولفین)	• نویسنده مسئول (Corresponding author) با علامت * متمایز شود و در زیرنویس صفحه اول در کنار مشخصات نویسندگان، قید شود. • در زمان ارسال مقاله، از درج نام یا هرگونه اطلاعات(مانند پست الکترونیکی)، نویسندگان در فایل اصل مقاله جدا خودداری شود. اسامی نویسندگان در فایل مقاله فقط در زمان بازنگری و پذیرش درج خواهد شد. • مشخصات کامل نویسنده (گان)، مطابق با فایل مشخصات نویسندگان تنظیم و در زمان ارسال مقاله، در قالب فایلی با عنوان « مشخصات نویسندگان» ارسال شود. (فرم مشخصات نویسندگان) • اسامی نویسندگان بدون استفاده از رتبه یا درجه علمی اشخاص درج گردد. • ترتیب نویسندگان در فایل مشخصات نویسندگان و سامانه یکسان باشد.

چکیده	• چکیده مبسوط انگلیسی بین ۷۵۰ تا ۱۰۰۰ کلمه باشد و حاوی پنج بخش **Objectives، Methods، Results ، Discussion, Conclusion** باشد، به طوری که بتوان آن را به‌صورت جداگانه به چاپ رساند. • چکیده مقاله (اعم از فارسی و انگلیسی) در صفحه های مستقل به صورت سازمان یافته دارای ساختار (structure) حداقل ۲۰۰ و حداکثر دارای۲۵۰ کلمه(با تاکید بر "روش تحقیق" و "نتایج") بدون ذکر منابع نوشته شود. • کلید واژه ها (KeyWords) بین ۵- ۳ واژه اصلی و در چکیده فارسی به زبان فارسی و در چکیده انگلیسی به زبان انگلیسی باشد و با یکدیگر مطابقت داشته باشد. • توجه شود در فایل نهایی چاپ شده در فصلنامه ابتدا، چکیده انگلیسی، سپس چکیده فارسی خلاصه قرار می گیرد. • چکیده مبسوط انگلیسی در فایلی به نام چکیده مبسوط و جداگانه ارسال شود. • *کلید واژه ها با استفاده از نقطه ویرگول (؛) از یکدیگر جدا شوند.* • طبقه بندی JEL بعد از کلید واژه ها قرار گیرند. *برای دریافت طبقه بندی JEL کلیک کنید.*
متن اصلی مقاله	• متن اصلی مقاله مطابق تیترهای زیر تنظیم گردد: ➢ مقدمه: بیان مسئله،مبانی نظری و پیشینه پژوهش، اهداف، پرسش (ها) و یا فرضیه (ها) ی پژوهش ➢ ادبیات موضوع: شامل نظریات و مطالعات داخلی و خارجی انجام شده ➢ روش تحقیق: معرفی مدل و متغیرهای پژوهش، بررسی روند نموداری متغیرها ➢ یافته ها: نتایج تحلیل های آماری و بررسی فرضیه های پژوهش ➢ نتیجه گیری و پیشنهادات: ارائه یافته های اصلی پژوهش و مقایسه نتایج پژوهش با یافته های پژوهش های مرتبط ➢ تعارض منافع: نویسندگان باید هرگونه تعارض احتمالی منافع مثل دریافت وجه در قبال مقاله، یا بدست آوردن موجودی یا سهم در یک سازمان را که ممکن است از طریق انتشار مقاله به دست بیاید و یا از دست برود به صورت مشخص بیان کند.چنانچه تعارض منافع وجود نداشته باشد جمله زیر باید به انتهای مقاله، قبل از تشکر اضافه شود: « **هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.»** ➢ تشکر و قدردانی: در این بخش تمام افرادی که به نحوی در انجام مطالعه نقش داشته، ولی جزو نویسندگان مقاله نبوده اند، مورد تقدیر قرار می گیرند. افرادی که در نوشتن مقاله، ر.ش ها و حمایت های کلی نقش داشته اند در این قسمت از آن ها تشکر و قدردانی می شوند. همچنین ذکر نام

	سازمان(های) حمایت کننده یا تامین کننده مالی پژوهش در این بخش ضروری است. ➢ منابع: منابعی که در متن مقاله از آن ها استفاده شده است، مطابق ضوابط APA (نسخه۷)، به صورت زیر تنظیم شوند: الف) استنادهای **درون متنی**، همه به صورت فارسی و ترجیحا در پایان جمله نوشته شود. سال نشر منابع فارسی باید به صورت **سال شمسی** و سال منابع انگلیسی **به صورت سال میلادی** نوشته شود. ب) استنادهای انتهای متن، همه به صورت انگلیسی نوشته شود. تاکید می شود، از ترجمه شخصی عناوین منابع فارسی اکیدا خودداری نموده و معادل انگلیسی استناد منابع فارسی را از سایت منبع بردارید. در انتهای استناد منابعی که به زبان فارسی منتشر شده است، از عبارت (In Persian) استفاده نمایید. ج) روش منبع نویسی در این فصلنامه مطابق با الگوی (APA نسخه ۷) می باشد. د) ضروری است که شناسه منحصر به فرد مقالات (DOI و یا Dor) در انتهای مقالات درج گردد. • مقاله ارسالی با احتساب چکیده‌ها، جداول، نمودارها، تصاویر و فهرست منابع حداکثر از ۲۵ صفحه بیشتر نباشد.
جداول، نمودارها و فرمول‌ها	• برای ممیز از نقطه استفاده نشود و اعداد به فارسی نوشته شود. • جداول و نمودارها، شماره گذاری شود. • جداول، نمودارها و فرمول ها به صورت عکس نباشد. • روابط ریاضی و معادلات در اکوئیشن ۲۰۰۷ به بالا نوشته شود. • فرمول ها و معادلات مقاله به صورت پیاپی در سمت راست به فارسی شماره گذاری شوند.
منابع به صورت End Note	• *برای آشنایی با شیوه ی APA کلیک کنید.*
تشکر و قدردانی	• در این قسمت از مؤسسه تأمین کننده بودجه، افراد و یا سازمان‌هایی که به نحوی در انجام مطالعه و یا نگارش مقاله همکاری نموده‌اند قدردانی می گردد.
فایل‌های اجباری برای ارسال توسط نویسندگان	• فایل اصل مقاله بدون نام در قسمت فایل اصل مقاله • فایل مشخصات کامل نویسندگان به فارسی و انگلیسی در فایل مشخصات نویسندگان • فایل چکیده مبسوط انگلیسی • فرم تعهد نامه اولیه در قسمت نامه به سردبیر • فرم تعارض منافع

	• فرم کپی رایت • نتیجه مشابهت یاب توسط سمیم نور

اندازه و نوع قلم ها

اندازه قلم	نام قلم	موقعیت استفاده
۱۵	ب یاقوت پررنگ	عنوان مقاله
۱۳	Times New Roman Bold	عنوان انگلیسی
۱۳	ب لوتوس پررنگ	عناوین بخش‌ها و عنوان چکیده
۱۱	ب لوتوس نازک	متن چکیده
۱۲	ب لوتوس پررنگ	عنوان واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL
۱۱	ب لوتوس و تایمز	فونت واژگان کلیدی و طبقه بندی JEL
۱۲	ب لوتوس نازک	متن
۱۰	ب لوتوس نازک	متن جداول و شکل‌ها
۱۰	----	معادلات و فرمول ها
۱۱	ب لوتوس نازک	منابع فارسی
۱۱	Times New Roman	منابع انگلیسی
۱۱	Times New Roman	متن چکیده انگلیسی
۱۱	ب لوتوس پررنگ	اسامی نویسندگان فارسی
10	Times New Roman Bold	اسامی نویسندگان انگلیسی
۸	ب لوتوس نازک	پاورقی ها ی فارسی
۸	Times New Roman	پاورقی های انگلیسی

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Influence of Economic Growth on Income Distribution: NARDL Approach

Sosan Darakhani [1], Asghar Abolhasani Hastiani [2]✉, Farhad Ghaffari [3]

[1] Ph.D. Student in Economic Development, Department of Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: darakhani50@gmail.com
[5]* Professor of Economics, Department of Economics, Payame Noor University (PNU), Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: abolhasani2003@yahoo.com
[3] Associate Professor of economics, Department of Economics, Science and ResearchBranch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: farhadghaffari@yahoo.com

Article Info

Received: 17/1/2025
Accepted: 20/8/2025

Pages: 1-28

Keywords:
Economic growth; income distribution; Panel NARDL Approach

JEL Classification:
O47; I32; D63; N17; N37

ABSTRACT

Understanding the factors that influence how income is shared is very important. These factors help shape better economic and social policies. By identifying and studying these elements, policymakers can create programs that effectively lower inequality and improve income sharing. Because the relationships between these factors can be complicated, it is vital to use thorough and data-based methods to study the economic situations in different countries. This study explores how economic growth affects income distribution in the provinces of Iran using the NARDL panel method from 2006 to 2022. The findings from the NARDL model shows that negative GDP growth shocks per capita have a negative effect on the Gini coefficient, while positive GDP growth shocks also negatively affect the Gini coefficient. Furthermore, long-term shocks in inflation, unemployment, and per capita banking facilities positively and significantly impact the Gini coefficient. On the other hand, increases in government spending per capita negatively and significantly affect the Gini coefficient, suggesting that as these expenditures grow, income inequality decreases. The short-term coefficient also negatively and significantly influences the Gini coefficient, with a coefficient of 0.57.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Abstract

Understanding the factors that influence how income is distributed is crucial for designing effective economic and social policies. By identifying and analyzing these factors, policymakers can develop targeted interventions that aim to reduce inequality and improve the fairness of income distribution. The relationship between economic growth and income inequality, however, is complex and multifaceted. As such, it is important to use robust, data-driven methodologies to capture the nuances of these relationships across different economic contexts. This study seeks to explore how economic growth affects income distribution in the provinces of Iran, employing the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model for panel data analysis from 2006 to 2022. The findings suggest that both positive and negative shocks to GDP growth per capita have significant implications for income inequality. Additionally, factors such as inflation, unemployment, banking facilities, and government spending per capita are found to influence the Gini coefficient, a common measure of income inequality, in both the short and long term. Introduction Income distribution has long been a central concern in economic research and policymaking. The distribution of income within a society has far-reaching implications for social stability, poverty levels, and overall economic well-being. While economic growth is often seen as a vehicle for improving national prosperity, its effects on income inequality are more nuanced and can vary depending on the specific economic, institutional, and social conditions of a country. This complexity has led to a growing body of literature that explores how different dimensions of economic growth—such as GDP growth, inflation, unemployment, and government spending—affect income distribution. In particular, developing countries like Iran face unique challenges in managing income inequality, as their economies often exhibit higher levels of volatility and external shocks.

Methodology

This study aims to shed light on how these factors interact with each other and contribute to the distribution of income in Iran's provinces. Using the NARDL model, which is well-suited to capturing both short-term and long-term dynamics in economic relationships, this research seeks to provide a comprehensive analysis of the effects of economic growth on income inequality in Iran. Theoretical Framework The relationship between economic growth and income inequality is grounded in several theoretical perspectives. According to the Kuznets curve hypothesis, economic growth initially leads to higher inequality as wealth accumulates in the hands of a few, but over time, as economies mature and structural changes occur, inequality begins to decrease. However, empirical evidence on this relationship is mixed, with some studies supporting the Kuznets curve and others suggesting that growth can exacerbate inequality if not accompanied by inclusive policies. A more contemporary perspective, the "trickle-down" theory, posits that the benefits of economic growth eventually reach all sectors of society, leading to a reduction in inequality. On the other hand, some scholars argue that economic growth can increase inequality if it is concentrated in certain sectors or regions, leaving marginalized groups behind. In this context, factors such as inflation, unemployment, government policies, and access to financial resources play a crucial role in shaping the distribution of income. Methodology This study employs the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model to analyze the relationship between economic growth and income inequality in Iran's provinces from 2006 to 2022. The NARDL model is particularly useful for capturing both the short-term and long-term dynamics of economic variables, allowing for the analysis of asymmetric effects of positive and negative shocks on the Gini coefficient, which measures income inequality.

Finding

The variables considered in this study include GDP growth per capita, inflation rate, unemployment rate, banking facilities per capita, and government spending per capita. These factors are selected based on their theoretical relevance and empirical importance in influencing income distribution. The Gini coefficient is used as the dependent variable to represent the level of income inequality in each province. Results The results of the NARDL analysis reveal several important findings regarding the relationship between economic growth and income inequality in Iran's provinces. 1. GDP Growth and the Gini Coefficient The analysis shows that both positive and negative shocks to GDP growth per capita have a negative effect on the Gini coefficient, suggesting that economic growth, regardless of its direction, tends to reduce income inequality in the short term. Negative GDP growth shocks are found to have a stronger and more immediate impact on reducing inequality. This indicates that periods of economic downturns may lead to a more equal distribution of income, possibly due to reduced income opportunities for the wealthier segments of the population. 2. Inflation and Unemployment The long-term effects of inflation and unemployment on income inequality are significant and positive. Specifically, inflation and unemployment rates are found to increase income inequality, as both variables exacerbate the economic difficulties of lower-income groups. High inflation erodes the purchasing power of wages, disproportionately affecting poorer individuals, while unemployment reduces income opportunities, further deepening inequality. 3. Banking Facilities The availability of banking facilities per capita is found to have a significant positive impact on the Gini coefficient in the long run, meaning that increased access to financial resources may help reduce income inequality. This finding highlights the importance of financial inclusion in promoting more equitable income distribution, as access to banking services can facilitate investment, savings, and credit, particularly for the lower-income population. 4. Government Spending Government spending per capita has a negative and significant effect on the Gini coefficient, both in the short and long term.

Conclusion

This suggests that higher levels of government expenditure, particularly on social welfare programs, public services, and infrastructure, are associated with a reduction in income inequality. The findings underscore the importance of redistributive policies and government interventions in promoting income equality. Discussion The results of this study indicate that economic growth plays a complex role in shaping income distribution in Iran. While both positive and negative GDP growth shocks can reduce income inequality in the short term, factors such as inflation and unemployment tend to exacerbate inequality in the long run. The availability of banking services and government spending per capita emerge as key policy levers that can mitigate inequality, particularly through enhancing financial inclusion and redistributive spending. These findings suggest that policymakers should not only focus on achieving high rates of economic growth but also consider the distributional impacts of economic policies. In particular, targeted interventions aimed at reducing inflation and unemployment, along with increasing access to banking services and enhancing government spending on social programs, could help reduce income inequality and promote more inclusive economic development in Iran. Conclusion This study contributes to the understanding of how economic growth and various macroeconomic factors influence income distribution in Iran. By employing the NARDL model, the research highlights the importance of both short-term and long-term dynamics in shaping income inequality. The findings suggest that economic growth alone is not sufficient to ensure equitable income distribution and that complementary policies—such as reducing inflation, addressing unemployment,

promoting financial inclusion, and increasing government spending—are crucial for achieving more balanced income distribution. Future research could explore the role of other factors, such as education, health, and labor market policies, in influencing income inequality in Iran and other developing countries.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران: رویکرد پانل خودرگرسیونی NARDL

سوسن داراخانی[۱]، اصغر ابوالحسنی هستیانی[۲]✉، فرهاد غفاری[۳]

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد، گرایش توسعه اقتصادی، دانشکده اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: darakhani50@gmail.com

[۲*] استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: abolhasani2003@yahoo.com

[۳] دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: farhadghaffari@yahoo.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۱-۲۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۰/۲۸
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۵/۲۹

واژگان کلیدی:
رشد اقتصادی؛ توزیع درآمد؛ رویکرد پانل خودرگرسیونی NARDL

طبقه‌بندی JEL:
D63; I32; N17; N37; O47

چکیده

شناسایی و بررسی عوامل مؤثر برتوزیع درآمد از اهمیت بالایی برخوردار است، زیرا این عوامل می‌توانند به شکل‌گیری سیاست‌های اقتصادی و اجتماعی مؤثر کمک کنند. شناسایی این عوامل و بررسی تأثیرگذاری آن‌ها می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا برنامه‌های مؤثرتری برای کاهش نابرابری و بهبود توزیع درآمد طراحی کنند. با توجه به پیچیدگی روابط بین این متغیرها، اتخاذ رویکردهای جامع و مبتنی بر داده‌ها برای تحلیل وضعیت اقتصادی کشورها ضروری است. از این رو هدف پژوهش حاضر تحلیل تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران با رویکرد پانلی خودرگرسیونی با وقفه گسترده NARDL در طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ برای استان‌های ایران است. نتایج نشان می دهد، در بلندمدت، شوک منفی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی تاثیر مثبت و شوک مثبت رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی تاثیر منفی داشته است. همچنین در بلندمدت نرخ تورم، نرخ بیکاری و تسهیلات بانکی سرانه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد. در مقابل سرانه هزینه‌ای دولت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد. مقدار ضریب کوتاه‌مدت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر متغیر وابسته یعنی ضریب جینی داشته و ضریب آن برابر با ۰/۵۷- می‌باشد.

۱. مقدمه

رشد، فقر و نابرابری معیارهای مهمی برای کشورهای در حال توسعه در سراسر جهان هستند (هاتون و خاندکر[۱]، ۲۰۰۹). با این حال، اکثر مطالعاتی که بر شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی تمرکز دارند، عمدتاً به متغیرهای کلان‌اقتصادی پرداخته و به فقر و نابرابری درآمدی به عنوان موانع بالقوه رشد اقتصادی، توجه کمتری داشته اند (چیروا و اودیامبو[۲]، ۲۰۲۰). همانطور که اندازه اقتصاد در طول زمان رشد می‌کند، انتظار می‌رود این رشد به افزایش درآمدهای خانوار افراد متوسط جامعه منجر شود، به‌ویژه برای افرادی که در دهک‌های پایین‌تر جامعه قرار دارند. با این حال، چنین روندی در بسیاری از اقتصادهایی که با فقر و نابرابری بالای درآمدی روبرو هستند، مشاهده نمی‌شود. درک، ارتباط و تاثیر رشد اقتصادی بر معیارهای فقر و توزیع درآمد در جامعه بسیار مهم است زیرا این موضوع کمک می‌کند تا سیاستگزاران برای رشد و توسعه اقتصادی بیشتر چه افرادی از جامعه را مورد مطالعه قرار دهند(راولیون[۳]، ۲۰۱۶).

معیارهای اساسی کلیدی که به طور گسترده برای تعیین میزان فقر استفاده می‌شوند، شامل جمع‌آوری هزینه‌های مصرفی به عنوان نماینده‌ای از درآمدهای متوسط و اندازه‌گیری نابرابری توزیع درآمد می‌باشند (هاتون و خاندکر، ۲۰۰۹؛ راولیون، ۲۰۱۶). اهداف توسعه پایدار[۴] (۲۰۳۰) تصریح می‌کنند به منظور دستیابی به رشد فراگیر، کشورهای سراسر جهان باید تمام اشکال فقر را از بین ببرند و نابرابری را درون کشورها و بین کشورها کاهش دهند (آدلیه و همکاران[۵]، ۲۰۲۰). برای دستیابی به این هدف، اقتصادها نیاز به رشد اقتصادی معنادار حداقل به میزان متوسط ۶ درصد در هر سال دارند (باسانینی و همکاران[۶]، ۲۰۰۱). لذا با توجه به مطالب ذکر شده هدف این مطالعه آن است که تجزیه و تحلیل روشنی از اثرات نامتقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد اقتصادی بر توزیع درآمد را ارائه و آن را در قالب یک الگوی اقتصادسنجی برای ایران مورد بررسی قرار دهد. مباحث تئوریکی جدید و به دنبال آن بررسی‌های تجربی انجام یافته حاکی از آن است که نوسانات رشد اقتصادی، اثرات نامتقارنی از خود نشان داده است. در این راستا، این تحقیق با استفاده از داده‌ها ی مربوط به استان های ایران، طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ و با به کارگیری از رویکرد پانل NARDL به بررسی این موضوع پرداخته است.

[1] Haughton and Khandker, 2009
[2] Chirwa and Odhiambo, 2020
[3] Ravallion, 2016
[4] Sustainable Development Goals (SDGs)
[5] Adeleye et al., 2020
[6] Bassanini et al., 2001

۲. ادبیات موضوع

۲ـ۱. مبانی نظری

در این قسمت تحلیل نظری سازوکارهای مختلف انتقال ارتباط نابرابری درآمد و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

سطح توسعه اقتصادی: کوزنتس (۱۹۵۵) نشان داد که رابطه بین دو متغیر نابرابری درآمد و رشد اقتصادی به سطح توسعه اقتصادی یک کشور متکی است، به این معنی که بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی رابطه متفاوتی وجود دارد، با رابطه مثبت در مرحله اولیه توسعه اقتصادی و رابطه منفی در مرحله بلوغ. این ممکن است به تغییر جابجایی نیروی کار از یک بخش به بخش‌های توسعه یافته دیگر نسبت داده شود. کوزنتس رابطه را به عنوان یک فرضیه U معکوس توصیف می‌کند که بیان می کند، نابرابری در مراحل اولیه توسعه اقتصادی افزایش و در مراحل بعدی کاهش می‌یابد. این استدلال توسط اهلوالیا[۱] (۱۹۷۶)، رابینسون[۲] (۱۹۷۶) و گپتا و سینگ[۳] (۱۹۸۴) تایید شد.

سطح توسعه تکنولوژیکی: گالور و تسیدون[۴] (۱۹۹۳)، هلپمن[۵] (۱۹۹۸) و آقیون و همکارن[۶] (۱۹۹۸) نشان دادند که علاوه بر تحولات در هر بخش اقتصادی، رابطه بین نابرابری درآمدی و مراحل مختلف توسعه فناوری نیز مورد بررسی قرار گرفته است. در مراحل اولیه توسعه تکنولوژیکی، ایده‌های نوآورانه در بخش اقتصادی منجر به افزایش نابرابری درآمد می‌شود. این به این دلیل است که تکنولوژی جدید نیاز به نیروی کار و آموزش بسیار ماهر دارد که در مقایسه با بخش‌هایی که از تکنولوژی قدیمی استفاده می‌کنند، دستمزد را در این بخش‌ها افزایش می‌دهد. همانطور که کروگر[۷] (۱۹۹۳) بیان کرد، پیشرفت در فناوری شکاف نابرابری درآمد در بازار کار را بین نیروی کار ماهر و مهارت کم گسترش می‌دهد، زیرا درآمد نیروی کار بسیار ماهر افزایش می‌یابد ، در حالی که کارگران کم مهارت همچنان درآمد کم دارند (عجم اغلو[۸]، ۲۰۰۲). بر اساس این استدلال، به دلیل نگرانی در مورد افزایش نابرابری درآمد و بیکاری، پیشرفت‌های تکنولوژیکی می‌تواند برای رشد اقتصادی مضر باشد.

ناآرامی‌های اجتماعی–سیاسی: برخی مطالعات استدلال می‌کنند که افزایش ناآرامی‌های اجتماعی و سیاسی، ناشی از نابرابری بالا در درآمد، ممکن است رشد اقتصادی را کاهش دهد در کشورهایی که دارای ثروت و نابرابری درآمد شدید هستند، سطح بالایی از ناآرامی‌های اجتماعی وجود دارد که باعث

[1] Ahluwalia, 1976
[2] Robinson, 1976
[3] Gupta & Singh, 1984
[4] Galor & Tsiddon, 1993
[5] Helpman, 1998
[6] Aghion et al., 1998
[7] Krueger , 1993
[8] Acemoglu, 2002

می‌شود مردم در اعتصابات، جنایت و سایر فعالیت‌های غیر مولد شرکت کنند. این اغلب منجر به هدر رفتن منابع دولتی و اختلال‌هایی می‌شود که ثبات سیاسی کشور را تهدید می‌کند. این باعث عدم اطمینان در دولت و کاهش بهره‌وری در اقتصاد شده، در حالی که سرمایه‌گذاری را کاهش خواهد داد (بارو[1]، ۲۰۰۰، بن حبیب و روستیچینی، [2] ۱۹۹۸).

در مقابل، نابرابری بالا در درآمد به دلیل افزایش ناآرامی‌های اجتماعی و سیاسی می‌تواند رشد را افزایش دهد. زیرا برای کاهش تعداد اعتصابات، فعالیت‌های جنایی، عدم اطمینان و ناآرامی‌های سیاسی، سیاستمداران و رهبران طرفدار توزیع مجدد درآمد ـ از ثروتمندان به فقرا ـ در قالب سیاست‌های پرداخت‌های انتقالی عمل می‌کنند. به نوبه خود، این یک شبکه ایمنی برای جامعه ایجاد می‌کند تا اعتماد جامعه به دولت را بازگرداند. در نتیجه، سطح عدم اطمینان کاهش می‌یابد و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد، که باعث افزایش نرخ رشد در بلندمدت می‌شود. به همین ترتیب، سنت پل و وردیر[3] (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که در وجود نابرابری بالا در درآمد، رای دهندگان در قسمت متوسط جامعه، طرفدار پرداخت‌های انتقالی از طریق هزینه‌های عمومی، مانند تأمین مالی آموزش هستند. این به نوبه خود، سرمایه انسانی را برای دسترسی فقرا به آموزش افزایش می‌دهد و در نتیجه رشد را تقویت می‌دهد.

اقتصاد سیاسی: مدل‌های اقتصاد سیاسی نشان می‌دهد که نابرابری بالا در درآمد ممکن است مانع رشد شود. قانون و دولت نقش مهمی در اقتصاد دارند و دولت مسئول توزیع مجدد درآمد و منابع در میان جامعه است. این مدل‌ها نشان می‌دهند که وقتی درآمد سرانه جامعه بیشتر باشد، مردم از توزیع مجدد درآمد و منابع (از ثروتمندان به فقرا) حمایت می‌کنند. توزیع مجدد درآمد از طریق پرداخت‌های انتقالی و هزینه‌های عمومی مانند ایجاد امکانات بهداشتی و ساخت مدارس و موارد دیگر انجام می‌شود. با این حال، این نوع توزیع مجدد درآمد، با کاهش نوآوری و سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را در بلندمدت کاهش می‌دهد و باعث بهره‌وری پایین می‌شود (بارو، ۲۰۰۰ و پروتی[4]، ۱۹۹۳). علاوه بر این، هنگامی که نابرابری بالا در درآمد وجود دارد، جامعه خواستار توزیع درآمد برابر است که گاهی اوقات منجر به شورش و سایر فعالیت‌های غیر مولد می‌شود که رشد اقتصادی را به تاخیر می‌اندازد. (بنرجی، دافلو[5]، ۲۰۰۳؛ پانیزا[6]، ۲۰۰۲؛ پروتی، ۱۹۹۳ و پرسون و تابلینی[7]، ۱۹۹۴).

نقصان بازارهای اعتباری: مدل بازارهای اعتباری ناقص نشان می‌دهد که نابرابری درآمد با رشد از طریق بازارهای اعتباری ارتباط منفی دارد. در یک بازار اعتباری ناقص، درجه بالایی از نابرابری درآمد، دسترسی

[1] Barro, 2000
[2] Benhabib & Rustichini, 1998
[3] Saint-Paul & Verdier, 1993
[4] Perotti, 1993
[5] Banerjee & Duflo, 2003
[6] Panizza, 2002
[7] Persson & Tabellini, 1994

فقرا به اعتبارات را محدود می‌کند. اطلاعات نامتقارن جایی که وام دهنده و وام‌گیرنده اطلاعات محدودی در مورد یکدیگر دارند ـ توانایی تصمیم‌گیری آگاهانه را کاهش می‌دهد. علاوه بر این قوانین ناقص، بازگشت اقساط وام‌های معوق را برای وام دهندگان دشوار می‌کند. با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری به میزان درآمد و تعداد دارایی‌های یک فرد بستگی دارد، فقرا (که فقط برای نیازهای اساسی درآمد دارند) قادر به پرداخت فرصت‌های سرمایه‌گذاری با بازده بالا نیستند. به همین دلیل، نابرابری درآمد بسیار بالا فرصت‌های سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد، که منجر به کاهش رشد در بلندمدت می‌شود (پانیزا، ۲۰۰۲، پیگتی[1]، ۱۹۹۷، گالور و زیرا[2]، ۱۹۹۳ و برنرجی، ۱۹۹۳).

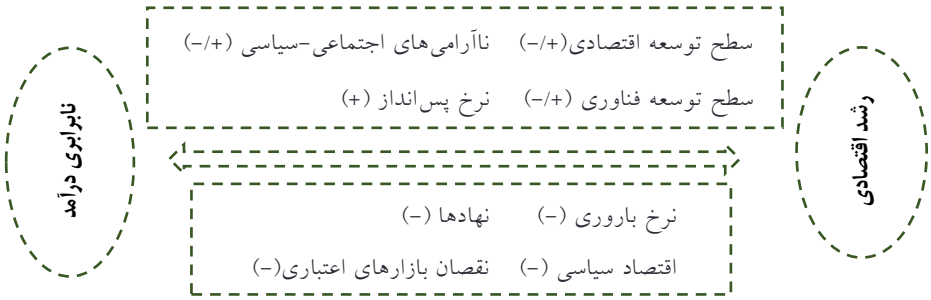
پس‌انداز: مطالعات مختلف نشان می‌دهند که نابرابری درآمد تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی از طریق نرخ پس‌انداز دارد (آقیون و همکاران، ۱۹۹۸، بارو، ۲۰۰۰ و بورگینون، [3] ۱۹۸۱). بر اساس این مطالعات، پس‌انداز تابع درآمد است. با افزایش درآمد، نرخ پس‌انداز افزایش می‌یابد و برعکس. در حضور نابرابری بالا در درآمد، افراد ثروتمند درآمد بالایی کسب می‌کنند که به آن‌ها کمک می‌کند تا بیشتر پس‌انداز کنند، زیرا تمایل حاشیه‌ای آن‌ها برای پس‌انداز نسبتاً بالا است. این باعث افزایش کل پس‌انداز در جامعه خواهد شد، ازاین رو افزایش انباشت سرمایه و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی را در بلندمدت در پی خواهد داشت (ربلو[4]، ۱۹۹۱ و بورگینون، ۱۹۹۰). در پی این استدلال، شین[5] (۲۰۱۲) نشان می‌دهد که توزیع مجدد درآمد و منابع از ثروتمند به فقرا برای رشد اقتصادی مضر است. چنین اقدامی درآمد، ثروت و سایر منابع ثروتمندان را کاهش می‌دهد و منجر به کاهش تمایل حاشیه‌ای به پس‌انداز می‌شود. در نتیجه، کل پس‌انداز و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد

نهادها: مطالعات متعددی نشان می‌دهند که نابرابری درآمد مانع رشد از طریق نهادها می‌شود. نهادها نقش حیاتی در رفاه اقتصادی یک کشور دارند، زیرا آن‌ها محرک اصلی رشد و توسعه اقتصادی در بلندمدت هستند (اسمیت، [6] ۱۷۷۶؛ ویل[7]، ۲۰۱۴ و عجم اغلو و همکاران، [8] ۲۰۰۵). کیفیت نهادها برای توزیع و نتایج رشد مهم است. نابرابری بالا در درآمد، زمینه را برای رشد نهادهای بد فراهم می‌کند و نابرابری و ناکارآمدی را تشدید می‌کند که منجر به نرخ رشد اقتصادی پایین در بلندمدت می‌شود. در مورد نابرابری بالا در درآمد، تصمیمات سیاست‌گذاری به سمت غنی سازی اقلیت ثروتمند، با هزینه فقر بیشتر، حرکت می‌کند. این امر منجر به سطح بالایی از ناکارآمدی، هدر دادن منابع دولتی، نارضایتی

[1] Piketty , 1997
[2] Galor & Zeira, 1993
[3] Bourguignon, 1981
[4] Rebelo, 1991
[5] Shin, 2012
[6] Smith, 1776
[7] Weil, 2014
[8] Acemoglu et al., 2005

اجتماعی و بی‌ثباتی سیاسی می‌شود. این عوامل، نابرابری‌ها را بیشتر تداوم می‌دهد و رشد اقتصادی را در بلندمدت تضعیف می‌کند (هوف و استیگلیتز[1]، ۲۰۰۴؛ سونین[2]، ۲۰۰۳). بر اساس این استدلال، نهادهای بد در اقتصاد تمایل دارند اقتصاد نابرابرتر، ناکارآمدتر و رشد اقتصادی پایین باشد. در مقابل، نهادهای خوب تمایل دارند اقتصاد با نابرابری پایین، بهره‌وری و رشد اقتصادی بالا باشد.

نرخ باروری: نابرابری درآمد بر رشد از طریق تفاوت در باروری تأثیر منفی می‌گذارد. افزایش شکاف نابرابری درآمد، تفاوت در باروری بین ثروتمندان و فقرا در یک جامعه را افزایش می‌دهد. گروه کم درآمد معمولاً فرزندان زیادی دارند و به دلیل کمبود منابع مالی تمایل دارند کمتر در آموزش فرزندان خود سرمایه‌گذاری کنند. در مقابل، کسانی که در گروه با درآمد بالا هستند معمولاً فرزندان کمتری دارند و بیشتر در تحصیل فرزندان خود، سرمایه‌گذاری می‌کنند. بنابراین، در مورد نابرابری درآمدی شدید، تفاوت باروری بالا تأثیر منفی بر سرمایه انسانی دارد که منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود (دلا کروکس و دوپکه[3]، ۲۰۰۳).



شکل (۱): خلاصه ساز و کار انتقال ارتباط توزیع نابرابری درآمد و رشد اقتصادی

منبع: مدینگی و هو[4] (۲۰۲۱)

مبانی نظری مربوط به تاثیر سایر متغیرهای تحقیق بر توزیع درآمد عبارتند از: الف) تورم: به عنوان روند عمومی افزایش قیمت‌ها، تأثیرات غیرمتقارنی بر توزیع درآمد و سطح فقر دارد. این پدیده بیشتر به لایه‌های کم‌درآمد جامعه آسیب می‌زند، زیرا این گروه‌ها اغلب دارایی‌های خود را به صورت نقدی نگه می‌دارند و درآمدهای ثابتی دارند که در برابر تورم ضعیف هستند (فریدمن، [5] ۱۹۶۸). همچنین، تورم بالا

[1] Hoff & Stiglitz, 2004
[2] Sonin, 2003
[3] De la Croix & Doepke, 2003
[4] Mdingi & Ho, 2011
[5] Friedman, 1968

می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی و افزایش بیکاری شود که در نهایت وضعیت فقر را بدتر می‌کند. استیگلیتز(۲۰۰۰)، معتقد است در کشورهای در حال توسعه که حمایت‌های اجتماعی ضعیف هستند، تورم نقش مهمی در افزایش فقر دارد. بنابراین، مدیریت تورم باید با سیاست‌های توزیعی همراه باشد تا از افزایش نابرابری و فقر جلوگیری شود.

ب) نظریه‌های توسعه مالی: افزایش قابلیت دسترسی به وام‌ها و حساب‌های پس‌انداز به افراد فقیر اجازه می‌دهد سرمایه‌گذاری‌های کوچک انجام دهند، کسب‌وکارهای خرد راه‌اندازی کنند و درآمد خود را افزایش دهند (بک و همکاران[1]، ۲۰۰۷). با این حال، عدم دسترسی عادلانه به خدمات مالی می‌تواند نابرابری درآمدی را تشدید کند، زیرا افراد ثروتمند به راحتی از منابع اعتباری استفاده کرده و سرمایه‌گذاری می‌کنند، در حالی که فقرا به دلیل نبود ضمانت‌های لازم از این فرصت‌ها محروم می‌شوند (گالور و زیرا، ۱۹۹۳).

ج)بیکاری، نابرابری در توزیع درآمد و فقر: سه مقوله اصلی در علم اقتصاد و علوم اجتماعی هستند که به شدت با یکدیگر در ارتباط‌اند. بیکاری به عنوان عدم اشتغال افراد مایل به کار، می‌تواند به کاهش درآمد خانوارها و فقر منجر شود. از طرف دیگر، نابرابری در توزیع درآمد فرصت‌های اقتصادی را برای قشرهای پایین‌تر محدود کرده و در بلندمدت، موجب تقویت حلقه فقر و افزایش بیکاری می‌شود. نظریه‌های مختلفی از جمله نظریه کینزی، نئوکلاسیک و نظریه حلقه فقر، تلاش کرده‌اند تا ریشه‌های این پدیده‌ها و تعاملات متقابل میان آن‌ها را توضیح دهند (پیکتی[2]، ۲۰۱۴). این دیدگاه با رویکرد «کالاهای مستحق[3]» نیز پیوند دارد که در آن دولت به دلیل شکست‌های بازار، موظف است خدمات اساسی را به صورت رایگان یا یارانه‌ای در اختیار عموم قرار دهد(مسگراف و همکاران[4]، ۱۹۸۹).

۲ـ۲. مطالعات انجام شده

وایریا و همکاران[5] (۲۰۲۳) در مقاله خود به بررسی چگونگی تأثیر سیستم مالی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد در برزیل پرداخته‌اند. آن‌ها از ماتریس‌های حسابداری اجتماعی مالی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده نموده‌اند تا امکان مشاهده جامع روابط بین بخش‌های مختلف اقتصادی و سهم آنها در رشد و نابرابری درآمد را فراهم شود. آن‌ها در مورد نقش موسسات مالی در شکل دادن به نتایج اقتصادی و تأثیر آنها بر توزیع درآمد، نگاه انتقادی دارند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد یک سیستم مالی عادلانه‌تر می‌تواند

[1] Beck et al., 2007
[2] Piketty, 2014
[3] Merit Goods
[4] Musgrave & Musgrave, 1989
[5] Vieira, de Assis Libânio et al., 2023

منجر به بهبود عملکرد اقتصادی و کاهش نابرابری شود. آزویدو و همکاران[1] (۲۰۲۲) در مقاله خود الگوهای توزیع درآمد در برزیل و پیامدهای آن برای رشد اقتصادی را ارزیابی می‌کنند. آن‌ها در مورد چگونگی تأثیر رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی بر توزیع درآمد بحث می‌کنند و اقدامات بالقوه‌ای را برای مقابله با تفاوت‌ها این تاثیر پیشنهاد می‌کنند. آنها نتیجه می‌گیرند ضرورت سیاست‌های یکپارچه، نه تنها رشد اقتصادی را تقویت می‌کند بلکه توزیع عادلانه درآمد را برای تقویت توسعه پایدار تضمین می‌کنند. نیشی[2] (۲۰۲۲) در مقاله خود یک مدل دو بخش کالچی-کالدور[3] از توزیع درآمد، تغییر فنی و رشد اقتصادی را ارائه می‌دهد. این مدل کالکیان[4] است به این معنا که شامل قیمت‌گذاری مارک آپ، سرمایه‌گذاری مستقل از پس‌انداز و ظرفیت اضافی است. همچنین کالدوریان[5] است، به این معنی که رشد بهره‌وری نیروی کار توسط عملکرد پیشرفت فنی کالدور هدایت می‌شود. به عبارت دیگر، رشد بهره‌وری به طور درون‌زا از طریق تکنولوژی تجسم یافته در موجودی سرمایه جدید، تحقق می‌یابد. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد که اگرچه سطح فعالیت اقتصادی در کوتاه‌مدت توسط پارامترهای توزیع تقاضا و درآمد هدایت می‌شود، رشد اقتصادی در بلندمدت با پارامترهای عرضه (به عنوان مثال تغییر فنی و بهره‌وری و رشد دستمزد مرتبط) تحقق می‌یابد. بنگسون و استاکمنر[6] (۲۰۲۱) در مطالعه خود نشان می‌دهند که افزایش سهم دستمزد تاثیر مثبت کمی بر رشد تولید ناخالص داخلی در سوئد، دانمارک و نروژ داشته است و تاثیر مثبت در دوره پس از جنگ بیشتر از سایر زمان‌ها بوده است. با این حال، اثرات رشد مثبت فشار دستمزد متوسط بود زیرا تقاضا فقط به دلیل دستمزد ضعیف بود. گریز و نود[7] (۲۰۲۰) در مطالعه خود نشان می‌دهند اگر انعطاف‌پذیری جایگزینی کم باشد، تولید ناخالص داخلی، بهره‌وری و رشد دستمزد هنوز هم ممکن است کند شود، زیرا اقتصاد پس از آن از پتانسیل گسترش ظرفیت مبتنی بر عرضه که هوش مصنوعی می‌تواند ارائه دهد، بهره‌مند نخواهد شد. آنسلمن[8] (۲۰۲۰) در مطالعه خود بر روی کانال‌های انتقال احتمالی تمرکز دارد که از طریق آن توزیع نابرابر درآمد ممکن است بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. نتیجه آن‌ها نشان می‌دهد تعیین تاثیر دقیق تغییرات در توزیع درآمد بر رشد اقتصادی دشوار است. زمان و شمس الدین[9] (۲۰۱۸) با استفاده از داده های پانلی از ۱۸ کشور حوزه امریکای لاتین و دریای کارائیب رابطه بین رشد، نابرابری و فقر را مورد سنجش قرار دادند، نتایج، اثر بخشی درآمد سرانه، نابرابری درآمد برفقر را به صورت خطی تایید نمود. مولوک و همکاران (۲۰۱۲) با

[1] Azevedo et al., 2022
[2] Nishi, 2022
[3] Kalecki-Kaldor
[4] Kaleckian
[5] Kaldorian
[6] Bengtsson & Stockhammer, 2021
[7] Gries & Naudé, 2020
[8] Anselmann, 2020
[9] Zaman & shamsaddin, 2018

استفاده از رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی(ARDL) به بررسی نقش رشد اقتصادی در کاهش فقر برای کشور مالزی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهند که بخش عمده‌ای از فقر به وسیله رشد اقتصادی کاهش یافته است. با این وجود اشاره کرده‌اند در صورتی که کاهش سریع و مستمر فقر مورد نظر باشد، باید رشد اقتصادی و کاهش فقر به صورت همزمان در سیاست‌های اقتصادی مورد توجه قرار گیرد. روین و همکاران[1] (۲۰۰۹) با استفاده از اطلاعات ۱۶ کشور در طول قرن بیستم به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد پرداخته و نشان می‌دهند، رشد بالا به طور نامتناسبی سهم درآمدی گروه درآمدی بالای جامعه را بیش از بقیه گروه‌ها افزایش داده و به نفع ثروتمندان بوده است.

نوبهار و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه خود با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی پانل فضایی برای محاسبه وابستگی‌های جغرافیایی بین استان‌ها، به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد، شهرنشینی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران پرداخته‌اند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که سیاست‌هایی با هدف بهبود فرآیندهای شهرنشینی، افزایش رشد اقتصادی و افزایش سطح تحصیلات می‌تواند راهکارهای موثری برای رفع نابرابری درآمدی در ایران باشد.

در مطالعه انجام شده توسط رحیمی و اسفندیاری (۱۴۰۱) نشان داده شده است، با استفاده از شاخص توزیع مجدد نسبی، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد اغلب رابطه غیرمستقیم دارند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که سیاست‌های موثر توزیع مجدد می‌تواند اثرات منفی نابرابری درآمد را بر رشد اقتصادی کاهش دهد و بر اهمیت مقابله با نابرابری برای تقویت توسعه اقتصادی پایدار تاکید کند.

شهیکی تاش و علیزاده (۱۴۰۰) در مطالعه خود نشان دادند رشد اقتصادی با سطح فقر ارتباط مثبتی دارد و نشان می‌دهند که با رشد اقتصادی، بخش‌های خاصی از جمعیت هنوز هم ممکن است فقر را تجربه کنند. روش مورد استفاده آنها منطق فازی بوده است. آنها پیشنهاد می‌کنند که هدف ساده برای رشد اقتصادی بالا ممکن است برای کاهش فقر کافی نباشد مگر اینکه با اقدامات هدفمند برای اطمینان از توزیع عادلانه درآمد همراه باشد. این امر اهمیت ادغام ملاحظات عدالت اجتماعی در برنامه ریزی اقتصادی و تدوین سیاست را برجسته می‌کند. معبودی و دره‌نظری (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای نتیجه می‌گیرند متغیرهای هزینه‌های مصرفی دولت، رشد اقتصادی، تورم و تحریم‌های اقتصادی اثرات مثبت و قابل توجهی بر نابرابری درآمد دارند. در مقابل، سیاست هدفمندی یارانه‌ها تاثیر منفی و قابل توجهی بر نابرابری درآمد دارد. کازرونی و همکاران (۱۳۹۹) در بررسی فرضیه توماس پیکتی در خصوص تاثیر رشد کند اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد، نشان دادند، تاثیر ضریب تولید ناخالص داخلی بدون نفت، منفی و معنی دار است و تاثیر درآمدهای نفتی، مثبت و معنی دار بوده و همچنین سال‌های جنگ، باعث افزایش نابرابری درآمدی شده است.

[1] Roine et al., 2009

با توجه به مطالب بالا، رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد یک نقطه کانونی در تحقیقات اقتصادی بوده است. مدل‌های سنتی اقتصاد معمولا رابطه خطی مستقیم بین رشد و توزیع درآمد را نشان می‌دهند. در مقابل، رویکرد NARDL اجازه می‌دهد تا تجزیه و تحلیل دقیقتری انجام شود که ارتباط پیچیده این دو متغیر را نشان دهد. این رویکرد به ویژه برای درک اینکه چگونه سطوح مختلف رشد اقتصادی ممکن است تأثیرات متفاوتی بر توزیع درآمد داشته باشد، مناسب می‌باشد. لذا با توجه به شکاف‌های تحقیقاتی موجود در این خصوص، نیاز به مطالعات بیشتری به منظور بررسی اثرات نامتقارن رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد با استفاده از این رویکرد وجود دارد. رفع این شکاف‌ها می‌تواند درک ما از چگونگی توسعه اقتصادی عادلانه را به طور قابل توجهی افزایش دهد. از این رو، درک این رابطه می‌تواند زمینه‌ساز طراحی سیاست‌هایی موثرتر در جهت کاهش نابرابری درآمدی باشد، بدون اینکه رشد اقتصادی پایدار را به مخاطره بیاندازد.

۳. روش تحقیق

۳-۱. داده‌ها و متغیرهای تحقیق

در مطالعه حاضر، داده‌های سالانه برای ۳۱ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۸۵ تا۱۴۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش از نشریات مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر بانک‌های اطلاعاتی ایران استفاده شده است.

۳-۲. مدل تحقیق

مدل کلی این تحقیق برگرفته از مقاله نسیم[1] (۲۰۰۷)، دی هان و استورم[2]، (۲۰۱۷) و تالاسینوس و همکاران[3] (۲۰۱۲) به شرح ذیل می‌باشد:

$$Gini = f\left(Ggdp,\ Ge,\ \mathrm{Ue}\ ,\ Fac,\ Inf\right) \qquad (۱)$$

که در آن GINI ضریب جینی، $Ggdp$رشد تولید ناخالص دخلی سرانه، Geلگاریتم سرانه هزینه‌های دولتی، Ue لگاریتم نرخ بیکاری، Fac لگاریتم تسهیلات بانکی سرانه و Inf نرخ تورم می‌باشد.

به‌طور کلی، مطابق با مطالعه شین و همکاران[4] (۲۰۱۴) مدل ARDL غیرخطی به صورت پانلی ایجاد می‌شود، که نمایشی غیرخطی از مدل داده‌های پانلی پویا و متنوع برای بخش ـ های با نمونه (T) بزرگ مناسب است. این رویکرد به سه دلیل انتخاب شده است. اولاً، امکان می‌دهد تا عدم تقارن به صورت

[1] Nissim, 2007
[2] De Haan & Sturm, 2017
[3] Thalassinos et al., 2012
[4] Shin et al., 2014

غیرخطی نوشته شود. ثانیاً، اثر همگنی ذاتی در داده‌ها (به معنای یکسان بودن پارامترهای مدل در بین واحدهای مقطعی مختلف)، در نظر گرفته می شود. ثالثاً، وقتی ریشه واحد وجود داشته باشد باید مانایی متغیرها بیشتر از I(1) نباشد. همانطور که بلکبرن و فرانک[1] (۲۰۰۷) اشاره کرده‌اند، پانل‌های پویای با N، T بزرگ از پانل‌های پویای بزرگ N، T کوچک سنتی به لحاظ مجانبی متفاوت است. تخمین پانل T کوچک معمولاً بر اساس تخمین‌های ثابت یا تصادفی، یا ترکیبی از تخمین‌های ثابت وتخمین‌های متغیرهای ابزاری، مانند برآوردگر GMM استوار است. یکی از یافته‌های مرکزی از ادبیات N بزرگ، T بزرگ، این است که فرض همگنی شیب پارامترها اغلب نادرست است. بنابراین، مدل داده‌های پانلی پویا و متنوع مناسب برای این مطالعه در نظر گرفته می‌شود زیرا با پانل‌های بزرگ T سر و کار داریم، دو تکنیک برجسته استفاده شده در تخمین یک مدل داده‌های پانلی پویا و متنوع، برآوردگر گروه میانگین تجمعی[2] (PMG) و برآوردگر گروه میانگین[3] (MG) هستند. برآوردگر MG بر اساس تخمین N رگرسیون سری زمانی و میانگین‌گیری از ضرایب وابسته است، در حالی که برآوردگر PMG شامل ترکیب از تجمیع و میانگین‌گیری از ضرایب است. با این حال، آزمون هاسمن برای وجود تفاوت سیستماتیک بین دو برآوردگر استفاده می‌شود. علاوه بر نتایج رگرسیون پانل، MG و PMG نیز نتایجی برای واحدهای فردی تولید می‌کنند.

با استفاده مدل NARDL پانلی، امکان پاسخ نامتقارن ضریب جینی به رشد اقتصادی فراهم می‌شود. به عبارت دیگر، در این سناریو، انتظار نمی‌رود که شوک‌های مثبت و منفی تأثیرات یکسانی بر ضرب جینی داشته باشند. بنابراین، نسخه نامتقارنی معادله به شکل زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Gini_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i} Gini_{i,t-1} + \beta_{2i}^{+} ggdp_{i,t-1}^{+} + \beta_{2i}^{-} ggdp_{i,t-1}^{-} + \beta_{3i} inf_{i,t-1} + \beta_{4i} fac_{i,t-1} + \beta_{5i} ge_{i,t-1} + \beta_{6i} ue_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{N1} \gamma_{ij} \Delta Gini_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \left(\lambda_{2i}^{+} \Delta ggdp_{i,t-1}^{+} + \lambda_{2i}^{-} \Delta ggdp_{i,t-1}^{-} \right) + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta inf_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta fac_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta ge_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta ue_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در اینجا $ggdp_{i,t-1}^{+}$ و$ggdp_{i,t-1}^{-}$ به ترتیب شوک‌های مثبت و منفی رشد اقتصادی را نشان می‌دهند. ضرایب بلندمدت (کشش) برای $ggdp_{i,t-1}^{+}$ و $ggdp_{i,t-1}^{-}$ به صورت $-\frac{\beta_{2i}^{+}}{\beta_{1i}}$ و $-\frac{\beta_{2i}^{-}}{\beta_{1i}}$محاسبه می‌شوند. این شوک‌ها به ترتیب به عنوان تجزیه‌های جمعی مثبت و منفی از تغییرات رشد اقتصادی محاسبه می‌شوند، همانطور که در زیر تعریف شده است:

$$ggdp_t^{+} = \sum_{k=1}^{t} \Delta ggdp_{ik}^{+} = \sum_{k=1}^{t} max(\Delta ggdp_{ik}, 0) \quad (۳)$$

[1] Blackburne & Frank, 2007
[2] Pooled Mean Group
[3] Mean Group

$$ggdp_t^- = \sum_{k=1}^{t} \Delta ggdp_{ik}^- = \sum_{k=1}^{t} min(\Delta ggdp_{ik}, 0) \quad (۴)$$

نسخه تصحیح خطا معادله (۴) کل زیر خواهد بود:

$$\Delta Gini_{it} = \tau_i \xi_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{N1} \gamma_{ij} \Delta Gini_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \left(\lambda_{2i}^{+} \Delta ggdp_{i,t-1}^{+} + \lambda_{2i}^{-} \Delta ggdp_{i,t-1}^{-} \right) + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta inf_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta fac_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta ge_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{N2} \lambda_{ij} \Delta ue_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

که عبارت تصحیح خط $\xi_{i,t-1}$ تعادل بلندمدت را در ARDL پانلی نامتقارن مشخص شده در معادله (۵) را نشان می‌دهد، در حالی که پارامتر مربوطه τ_iسرعت تعدیل را که میزان زمان لازم برای همگرایی معادله به تعادل بلندمدت خود در وقتی یک شوک وارد می‌شود.

٤. یافته‌ها

٤-١. آمارتوصیفی داده‌ها

در روش‌های توصیفی تلاش بر آن است تا با ارائه جدول و استفاده از ابزارهای آمار توصیفی نظیر شاخص‌های مرکزی و پراکندگی، به توصیف داده‌های تحقیق پرداخته شود، تا این امر به شفافیت موضوع کمک کند. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق برای ۵۲۷ نمونه (سال ۱۴۰۱:۱۳۸۵– ۳۱ استان) در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	ضریب جینی	رشدGDP سرانه	نرخ تورم	تسهیلات بانکی سرانه	هزینه‌های دولت	نرخ بیکاری
علامت	Gini	Ggdp	Inf	Fac	Ge	ue
میانگین	۰/۳۳	0/01	۲۳/۲۶	۲/۴۹	۹۶/۶۳	۱۰/۵۳
میانه	۰/۳۳	۰/۰۰	۲۲/۸۶	۱/۹۹	۶۱/۱۳	۱۰/۹۰
بیشترین مقدار	۰/۴۹	۰/۴۰	۵۴/۱۱	۱۹/۸	۸۶۱/۷	۲۲/۰۰
کمترین مقدار	۰/۰۰	−۰/۵۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
انحراف معیار	۰/۰۴	۰/۱۴	۱۲/۵۹	۲/۳۹	۱۱۱/۴	۴/۰۰
چولگی	−۱/۳۴	−۱/۳۲	۰/۳۰	۴/۹۴	۲/۶۸	−۰/۷۳
کشیدگی	۱۶/۳۲	۶/۹۲	۱/۹۷	۲۹/۱۷	۱۳/۰۸	۴/۵۰
تعداد مشاهده	۵۲۷	۵۲۷	۵۲۷	۵۲۷	۵۲۷	۵۲۷

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه از رهیافت داده‌های پانل برای آزمون‌هدف پژوهش استفاده شده است، تعداد مشاهدات سال- استان بر اساس داده‌های ترکیبی متوازن، ۵۲۷ مشاهده بوده است. با توجه به آماره توصیفی، می‌توان شاخص‌های بالا را به شاخص‌های مرکزی و پراکندگی و سایر شاخص‌ها تقسیم نمود، که شاخص‌های مرکزی عبارت از شاخص میانگین و میانه، شاخص‌های پراکندگی عبارت از شاخص انحراف معیار و سایر شاخص‌ها عبارت از شاخص حداقل، حداکثر، چولگی و کشیدگی می‌باشد. که به طور خلاصه میانگین ضریب جینی استانی نشان می‌دهد که ضریب جینی به طور متوسط ۰/۳۳ می‌باشد.

٤-۲. آزمون ریشه واحد (مانایی) متغیرهای پژوهش

با گسترش دامنه انجام آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی، تحقیقات فیلیس و سول[1] (۲۰۰۳) نشان داد که این آزمون‌ها در مورد داده‌های تابلویی که میان واحدهای مقطعی همبستگی وجود دارد با خطای برآورد همراه است. به عبارتی دیگر، فرض عدم همبستگی میان مقطع‌ها در اغلب تحقیقات رد شده است. بر این اساس، پسران (۲۰۰۳) شکلی از آزمون ریشه واحد را درنظر گرفت که در داده‌ها بین هر مقطع همبستگی وجود داشته باشد. این آزمون که به آزمون CADFمعروف است، تمامی عوامل ایجاد کننده ناهمسانی را در نظر می‌گیرد. در واقع پسران به جای در نظر گرفتن آزمون‌های ریشه واحد معمولی از نوعی رگرسیون دیکی‌فولرتعمیم یافته که دربرگیرنده متوسط وقفه‌ی متغیرها در هر مقطع و متوسط تفاضل متغیرها در هر مقطع است، استفاده کرده است (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴).

بر اساس نتایج آزمون مانایی CADFمطابق جدول(۲)، متغیرها یی مانند تسهیلات بانکی سرانه استانی و نرخ بیکاری در سطح مانا نیستند ولی سایر متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری در سطح احتمال ۵ درصد مانا می‌شوند و تمامی متغیرها I(0) و I(1) می‌باشند.

در تجزیه و تحلیل داده‌های پانل، فرض برآن است که داده‌های مورد استفاده، استقلال مقطعی دارند. این در حالی است که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزای باقیمانده محاسبه نشده و عوامل غیرمعمول مشاهده نشده، در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۱). به این منظور آزمون‌های متعددی نظیر آزمون CDپسران (۲۰۰۴) ارائه شده است که نتایج در جدول(۲) گزارش شده است. بر اساس CDپسران، برای تمامی متغیرها وابستگی مقطعی دارد یعنی فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی رد می‌شود، به عبارت دیگر وجود وابستگی مقطعی تأیید می‌شود؛ بنابراین به دلیل وجود وابستگی مقطعی، برای تحلیل‌های مانایی این متغیرها، بایستی نتایج آزمون‌های نسل دوم یا همان CADF مورد استفاده قرار گیرد.

[1] Philips & sul, 2003

جدول (۲): آزمون مانایی برای تمام متغیرها

متغیر	علامت	CADF		وابستگی مقطعی CD
		در سطح	تفاضل مرتبه اول	
ضریب جینی استانی	Gini	(۰/۰۳) -۱/۸۵	(۰/۰۰) -۸/۳۷	(۰/۰۰) ۱۶/۶
سرانه استانی GDP رشد	Ggdp	(۰/۰۰) -۶/۱۵	(۰/۰۰) -۹/۵۹	(۰/۰۰) ۵۶/۳
نرخ تورم استانی	Inf	(۰/۰۰) -۱۶/۶	(۰/۰۰) -۱۳/۶۸	(۰/۰۰) ۸۳/۸
تسهیلات بانکی سرانه استانی	Fac	(۰/۸۸) ۱/۲۲	(۰/۰۰) -۴/۸۱	(۰/۰۰) ۴۶/۲
هزینه‌های دولت استانی	Ge	(۰/۰۰) -۸/۵۶	(۰/۰۰) -۹/۰۵	(۰/۰۰) ۸۰/۳
نرخ بیکاری	UE	(۰/۹۹) ۲/۳۴	(۰/۰۰) -۴/۵۱	(۰/۰۰) ۵۸/۸

منبع: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند.

در تعیین مانایی داده‌های پانل، آزمون‌های متفاوتی وجود دارد. جهت بررسی مانایی، سه نوع آزمون ریشه واحد انجام گرفته است که عبارتند از: آزمون لوین و همکاران[1] (۲۰۰۲)، آزمون ایم و همکاران[2] (۲۰۰۳) و آزمون فیلیپس و پرون[3] (۲۰۰۱). نتایج این آزمون که در جدول (۳) آمده است نشان می‌دهند که متغیرهای ضریب جینی، رشد GDP سرانه، تسهیلات بانکی سرانه و هزینه‌های دولت روی سطح مانا بوده و از نوع I(0) می‌باشند اما متغیرهای نرخ تورم و نرخ بیکاری از نوع I(1) بوده و با یکبار تفاضل‌گیری I(0) می‌شوند.

جدول (۳): آزمون ریشه واحد

متغیر	علامت	لوین و همکاران	ایم و همکاران	فیشر-پرون	سطح مانایی
ضریب جینی استانی	Gini	(۰/۰۰) -۶/۴۸	(۰/۰۰) -۶/۴۱	(۰/۰۰)۱۵۱/۳	I(0)
سرانه استانی GDP رشد	Ggdp	(۰/۰۰) -۹/۳۷	(۰/۰۰) -۶/۳۳	(۰/۰۰)۱۴۱/۷	I(0)
نرخ تورم استانی	Inf	(۰/۰۰) -۱۱/۷۵	(۰/۰۰) -۷/۲۲	(۰/۰۰)۱۵۸/۵	I(1)
تسهیلات بانکی سرانه استانی	Fac	(۰/۰۰) -۵/۳۶	(۰/۰۰) -۴/۰۷	(۰/۰۰)۱۰۶/۴	I(0)
هزینه‌های دولت استانی	Ge	(۰/۰۰) -۱۷/۷	(۰/۰۰) -۱۳/۳	(۰/۰۰)۲۷۷/۹	I(0)
نرخ بیکاری	UE	(۰/۰۰) -۵/۶۷	(۰/۰۰) -۶/۵۲	(۰/۰۰)۱۵۰/۰۱	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند.

٤ـ۳. آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا

در صورت نامانایی متغیرهای مدل، احتمال ایجاد رگرسیون ساختگی وجود دارد. برای اجتناب از

[1] Levin et al., 2002
[2] Im et al., 2003
[3] Phillips & Perron, 2001

وضعیت‌های رگرسیون ساختگی، آزمون هم‌انباشتگی به عنوان یک پیش آزمون قابل استفاده است (گرنجر[1]، ۱۹۸۶). به این ترتیب، تنها در شرایط هم‌انباشتگی متغیرها می‌توان به نتایج اعتماد کرد. در این تحقیق برای بررسی آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[2] و چاو استفاده شده است، که بترتیب توضیح داده می‌شود.

الف) آزمون هم‌انباشتگی پانلی دیتا ابتدا توسط پدرونی در سال ۱۹۹۵ به کار برده شد. مطابق با نتایج بدست آمده در جدول (۴) فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیر قابل رد است. بر این اساس، میان متغیرها ارتباط بلندمدت وجود دارد. لازم به ذکر است که آزمون هم‌انباشتگی تنها وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را بیان می‌کند و میزان ارتباط و چگونگی علامت آن با انجام این آزمون قابل تعیین نیست. به این ترتیب، برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روش‌های برآورد روابط استفاده شود.

ب) همچنین می‌توان برای انجام آزمون هم‌انباشتگی پانل از روش پیشنهادی کاوُ[3] استفاده نمود. آزمون‌های برگفته شده از مقاله کاو (۱۹۹۹)، فرض می‌کنند که بردار هم انباشتگی در تمام پانل‌ها یکسان است. آزمون‌های کاو میانگین‌های مشخصی برای هر پانل، بدون روند زمانی، را برآورد می‌کنند. فرض صفر آزمون Kao این است که هیچ هم انباشتگی بین سری‌ها وجود ندارد. فرض جایگزین این است که سری‌ها در تمام پانل‌ها یک بردار یکسان هم انباشتگی وجود دارد. نتایج این آزمون، در جدول (۴) ارائه شده است. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود رابطه هم ـ انباشتگی بین متغیرهای الگو برقرار است و هر چهار آماره در سطح ۵ درصد معنادارند، بنابراین فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم هم‌نباشتگی متغیرها رد شده و متغیرها در بلندمدت هم‌انباشته بوده و رابطه بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد.

جدول (٤): نتایج آزمون هم‌انباشتگی

پدرونی		کاو	
نوع آماره	آماره	نوع آماره	آماره
فلیپس پرون اصلاح شدهt	۴/۰۷ (۰/۰۰)	دیکی فولر اصلاح شدهt	-۹/۱۵ (۰/۰۰)
فلیپس پرونt	-۶/۴۳ (۰/۰۰)	دیکی فولرt	-۸/۶۸ (۰/۰۰)
دیکی فولر تعمیم یافتهt	-۷/۶۸ (۰/۰۰)	دیکی فولر تعمیم یافتهt	-۵/۸۱ (۰/۰۰)
		دیکی فولر اصلاح شده تعدیل نشدهt	-۱۱/۴۱ (۰/۰۰)
		دیکی فولر تعدیل نشدهt	-۹/۲۵ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش. اعداد داخل پرانتز سطح معنی‌داری را نشان می‌دهند.

[1] Granger, 1986
[2] Pedroni, 1995
[3] Kao, 1999

٤-٤. آزمون اثرات نامتقارن در رویکرد پانل NARDL

ـ آزمون عدم تقارن

برای بررسی تقارن یا عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی رشد GDP سرانه بر ضریب جینی از آزمون والد برای تایید یا عدم تایید متقارن یا نامتقارن بودن شوک‌ها استفاده می‌شود. فرض صفر در آزمون والد مبنی بر اثر متقارن شوک‌های مثبت و منفی است. چنانچه مجموع ضرایب تغییرات مثبت رشد اقتصادی استان برابر با مجموع ضرایب تغییرات منفی رشد اقتصادی استان باشد، شوک‌های رشد اقتصادی استان از اثرات متقارن بر متغیر ضریب جینی استانی دارند و در غیر این صورت این اثرات نامتقارن خواهد بود. با توجه به مقدار آماره و سطح معنی‌داری بدست آمده در جدول (۵)، در بلندمدت اثر رشد اقتصادی استانی بر ضریب جینی نامتقارن است اما در کوتاه‌مدت اثر رشد اقتصادی استانی بر ضریب جینی متقارن است.

جدول (۵): آزمون والد در کوتاه‌مدت و بلندمدت

متغیر	نوع آزمون	آزمون والد کوتاه‌مدت	آزمون والد بلندمدت
Ggdp	سطح معنی‌داری F آماره	۹۲۰ (۰/۳۳)	2.03 E+14(۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

ـ برآورد پویای نامتقارن در رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت پانل NARDL

در ادبیات اقتصادسنجی رویکردهای متفاوتی برای پانل پویای ناهمگن ارائه شده است.
برآوردگرهای میان گروهی تلفیقی(PMG) ضرایب بلندمدت را برای تمام مقاطع یکسان لحاظ می‌کند. این همگن لحاظ کردن ضرایب شیب ممکن است صحیح نباشد. اگر در مدل حقیقی ضرایب بلندمدت ناهمگن باشند نگاه برآوردگرهای PMGناسازگار خواهند بود، اما MGنتایج سازگار خواهد داشت. پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹) برای بررسی این موضوع آزمون‌هاسمن را پیشنهاد دادند. این آزمون بر اساس این است که نتایج برآورد پارامترهای بلندمدت می‌تواند از میانگین رگرسیون‌های مقاطع بدست آید (MG). این فرض تحت ناهمگنی بلندمدت سازگار است. با این حال اگر در واقع پارامترهای حقیقی همگن باشند برآوردگر PMGکاراتر خواهد بود. با استفاده از آزمون‌هاسمن، مقدار آماره کای‌دو و مقدار احتمال آن، بیانگر رد فرض صفر مبنی بر اینکه مدل PMG تخمین زنی کارا و سازگار نسبت به تخمین زن‌های MG و DFE می‌باشد. با توجه به نتایج بدست آمده در ادامه به برآورد مدل ARDL-MG پرداخته شده است.

جدول (٦). نتایج آزمون‌هاسمن

نتایج آزمون‌هاسمن بین تخمین زن‌هایMG	آمار کای دو	مقدار احتمال
	۲۱/۹	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده مطابق جدول (۷)، در بلندمدت، شوک منفی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی برابر ۰/۰۰۳ بوده که به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده در بلندمدت، شوک مثبت رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی برابر با ۰/۰۷- بوده که به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. همچنین در بلندمدت شوک نرخ تورم، نرخ بیکاری و تسهیلات بانکی سرانه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد بطوریکه با افزایش این متغیرها، نابرابری درآمد نیز افزایش خواهد یافت. در مقابل شوک سرانه هزینه‌ای دولت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد بطوریکه با افزایش این متغیرها، نابرابری درآمد نیز کاهش خواهد یافت.

جدول (۷): رابطه بلندمدت بین متغیرها رویکرد پانل NARDL

متغیر	علامت	ضریب	انحراف معیار	z آماره	سطح معنی‌داری
سرانه +GDP رشد	Ggdp+	-۰/۰۷۲	۳/۰۱ E-۰۸	-۲۳۸۱۸۷۹	۰/۰۰
سرانه -GDP رشد	Ggdp-	۰/۰۰۳	۳/۰۶ E-۰۸	۱۰۷۱۶۳	۰/۰۰
تسهیلات بانکی سرانه	Fac	۰/۰۰۲	۲/۰۹ E-۱۰	۸۲۳۴۴۶۹	۰/۰۰
نرخ تورم	Inf	۰/۰۳۵	۶/۷۵ E-۰۹	۵۲۲۱۳۵۴	۰/۰۰
نرخ بیکاری استانی	UE	۰/۰۰۳	۱/۰۷ E-۰۹	۲۶۷۲۹۲۹	۰/۰۰
سرانه هزینه‌ای دولت	Ge	-۰/۰۰۰۱	۲/۹۸ E-۱۱	-۲۳۴۳۴۳۸	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت رویکرد پانل NARDL در جدول (۸) ارائه شده است. نتایج حاکی ازآن است که شوک تغییرات نرخ تورم و سرانه هزینه‌ای دولت در کوتاه‌مدت موجب افزایش در ضریب جینی در استان‌ها خواهد شد. مقدار ضریب کوتاه‌مدت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر متغیر وابسته یعنی ضریب جینی داشته و ضریب آن برابر با ۰/۵۷- می‌باشد. به عبارت دیگر در حدود ۵۷ درصد از خطای عدم تعادل در کوتاه‌مدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی و بلندمدت حدود ۵۷ درصد تعیین شده است.

جدول (۸): رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها رویکرد پانل NARDL

متغیر	علامت	ضریب	انحراف معیار	آمارهz	سطح معنی‌داری
ضریب کوتاه‌مدت	ec	-۰/۵۶۹	۰/۱۲۶۵	-۴/۵۰	۰/۰۰
تغییرات ضریب جینی با وقفه	D(GINI(-1))	-۰/۰۹۷۶	۰/۰۸۷۰	-۱/۱۲	۰/۲۶
رشدGDP سرانه +	DGgdp+	۰/۰۳۴۵	۰/۰۱۹۱	۱/۸۰	۰/۰۷
رشد GDP سرانه -	DGgdp-	۰/۰۰۴۲	۰/۰۲۲۵	۰/۱۹	۰/۸۵

متغیر	علامت	ضریب	انحراف معیار	آماره z	سطح معنی‌داری
تسهیلات بانکی سرانه	DFac	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۵۹	۰/۵۶
نرخ تورم	DInf	۰/۰۳۰۶	۰/۰۱۲۰	۲/۵۴	۰/۰۱
نرخ بیکاری استانی	DUE	−۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۱۰	−۱/۰۳	۰/۳۰
سرانه هزینه‌ای دولت	DGe	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	۲/۸۷	۰/۰۰
عرض از مبدا	c	۰/۱۲۶۸	۰/۰۲۶۷	۴/۷۶	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف این پژوهش تحلیل تاثیر رشد اقتصادی بر توزیع درآمد در استان‌های ایران با رویکرد پانلی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی NARDL در طی دوره‌های ۱۳۸۵ تا ۱۴۰۱ برای استان‌های ایران است. نتایج آزمون مانایی CADF پسران (۲۰۰۳) برای متغیرهای تسهیلات بانکی سرانه استانی و نرخ بیکاری I(1) و سایر متغیرها I(0) می‌باشند. بر اساس آزمون CD پسران (۲۰۰۴) تمامی متغیرها وابستگی مقطعی دارند. برای بررسی آزمون اثرات نامتقارن در رویکرد پانل NARDL ابتدا از آزمون عدم تقارن استفاده شده است که نتایج نشان داد در بلندمدت اثر رشد اقتصادی استانی بر ضریب جینی نامتقارن است اما در کوتاه‌مدت اثر رشد اقتصادی استانی بر ضریب جینی متقارن است. به منظور بررسی برآوردگرهای میان گروهی تلفیقی (PMG) ضرایب بلندمدت و یا میانگین رگرسیون‌های مقاطع (MG)، آزمون‌هاسمن نشان داد فرض صفر مبنی بر اینکه مدل PMG تخمین زنی کارا و سازگار نسبت به تخمین زن‌هایMG و DFE می‌باشد، رد شده است.

آزمون اثرات نامتقارن در رویکرد پانل NARDLنشان داد که در بلندمدت، شوک منفی رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی تاثیر مثبت داشته است. زیرا در طول رکود اقتصادی، خانوارهای با درآمد بالا ممکن است کاهش کمتری در درآمد نسبت به خانوارهای با درآمد پایین داشته باشند، که منجر به افزایش کلی ضریب جینی می‌شود. علاوه بر این شوک مثبت رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بر ضریب جینی تاثیر منفی داشته است. به منظور تبیین این اثر، می‌توان گفت مطالعات نشان داده‌اند که شوک‌های مثبت به تولید ناخالص داخلی می‌تواند منجر به کاهش قابل توجهی در بیکاری در میان خانواده‌های کم درآمد شود، بنابراین توزیع درآمد را فشرده می‌کند. همچنین در بلندمدت شوک نرخ تورم، نرخ بیکاری و تسهیلات بانکی سرانه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد. در مقابل شوک سرانه هزینه‌ای دولت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر ضریب جینی دارد بطوریکه با افزایش این متغیرها، نابرابری درآمد نیز کاهش خواهد یافت.

برای تبیین این نتایج، خدمات بانکی به طور کلی نقش مهمی در توانمندسازی اقتصادی دارد. بهبود دسترسی به بانکداری می‌تواند پس انداز، سرمایه‌گذاری و دسترسی به اعتبار را تسهیل کند که می‌تواند

به کاهش نابرابری درآمد در طول زمان کمک کند. به عبارت دیگر افزایش امکانات بانکی می‌تواند با ترویج کارآفرینی و ارائه منابع مالی به افراد کم درآمد، به رشد اقتصادی کمک کند. این به نوبه خود می‌تواند منجر به توزیع عادلانه‌تر درآمد شود و به طور بالقوه ضریب جینی را کاهش دهد. اما از آنجا که در ایران این تسهیلات در اختیار افراد کم درآمد قرار نمی‌گیرد لذا تاثیر آن بر توزیع درآمد معکوس خواهد بود. تورم می‌تواند مشخصات دستمزد را تغییر دهد، که به طور نامتناسبی بر گروه‌های کم درآمد تأثیر می‌گذارد. این تفاوت دستمزد نابرابری درآمد را تشدید می‌کند و به ضریب جینی بالاتر کمک می‌کند. در حالی که برخی مطالعات نشان می‌دهد که اثرات تورم بر نابرابری می‌تواند در طول زمان متفاوت باشد، روند کلی نشان می‌دهد که تورم پایدار به نفع افراد ثروتمند بیشتر از افراد فقیرتر است، که منجر به افزایش ضریب جینی در بلندمدت می‌شود.

برای تبیین نتیجه نرخ بیکاری بر ضریب جینی می‌توان این چنین گفت نرخ بیکاری معمولا ارتباط مثبتی با ضریب جینی دارد که نشان می‌دهد نرخ بیکاری بالاتر با نابرابری درآمد بیشتر مرتبط است. این به این دلیل است که بیکاری به طور نامتناسبی بر افراد کم درآمد تأثیر می‌گذارد و تفاوت‌های موجود در توزیع درآمد را تشدید می‌کند. در تحلیل‌های تجربی، نشان داده شده است که نرخ بیکاری به طور قابل توجهی بر ضریب جینی تأثیر می‌گذارد. به عنوان مثال، یک مطالعه نشان داد که برای هر درصد افزایش نرخ بیکاری، ضریب جینی افزایش می‌یابد، که نشان دهنده بدتر شدن نابرابری درآمد است.

برای تبیین نتیجه سرانه مخارج دولت بر ضریب جینی می‌توان گفت وقتی مخارج دولتی به سمت گروه‌های کم درآمد هدف قرار می‌گیرد، می‌تواند منجر به کاهش نابرابری کلی درآمد شود. این موضوع نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی در کاهش نابرابری چقدر موثر هستند. مطالعات نشان داده‌اند که کشورهایی که سطح مخارج دولتی بالاتری دارند، پس از مداخله مالی، ضریب جینی کمتری دارند.

نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت رویکرد پانل NARDL نشان داد که شوک تغییرات نرخ تورم و سرانه هزینه‌ای دولت در کوتاه‌مدت موجب افزایش در ضریب جینی در استان‌ها خواهد شد. مقدار ضریب کوتاه‌مدت نیز تأثیر منفی و معنی‌داری بر متغیر وابسته یعنی ضریب جینی داشته و ضریب آن برابر با ۰/۵۷- می‌باشد.

پیشنهادهای سیاستی ـ کاربردی

با توجه به نتایج پژوهش حاضر، موارد زیر جهت پیشنهادهای سیاستی ـ کاربردی ارائه می‌شود:

رشد اقتصادی و کیفیت آن نقش مهمی در بهبود وضعیت توزیع درآمد و کاهش نابرابری اقتصادی دارد. با افزایش رشد اقتصادی، دولت‌ها می‌توانند منابع بیشتری برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های کلیدی مانند آموزش، بهداشت، زیرساخت‌ها و برنامه‌های اجتماعی اختصاص دهند. این سرمایه‌گذاری‌ها می‌تواند به بهبود کیفیت زندگی و کاهش نابرابری درآمدی کمک کند.

کاهش تورم و بیکاری می‌تواند تأثیر مثبتی بر توزیع درآمد و کاهش نابرابری اقتصادی داشته باشد. لذا پیشنهاد می‌شود دولت‌ها سیاست‌هایی را در پیش بگیرند که هدف آن‌ها کنترل تورم و ایجاد اشتغال باشد. این سیاست‌ها می‌توانند شامل افزایش یارانه‌ها برای کالاهای اساسی و سرمایه‌گذاری در بخش‌های تولیدی باشند. علاوه بر این تقویت برنامه‌های حمایتی برای اقشار آسیب‌پذیر، مانند کمک‌های مالی مستقیم یا آموزش مهارت‌های شغلی، می‌تواند به کاهش اثرات منفی تورم و بیکاری بر توزیع درآمد کمک کند.

با توجه به نتایج این پژوهش در مورد تاثیر تسهیلات بانکی، می‌توان پیشنهاد داد که کاهش تصدی‌گری دولت بر بانک‌ها و ایجاد فضای رقابتی در نظام بانکی ایران می‌تواند به بهبود کارایی تسهیلات بانکی و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد کمک کند. از طرفی تسهیلات و اعتبارات باید بر اساس بررسی‌های کارشناسی و با دقت بیشتری به بخش‌های اقتصادی اختصاص یابد. این امر از انتقال منابع به بخش‌های ناکارا و فاقد ارزش‌افزوده جلوگیری خواهد کرد. علاوه بر این با هدایت تسهیلات به سمت فعالیت‌هایی که ارزش افزوده بیشتری تولید می‌کنند، می‌توان به رشد اقتصادی پایدار و توزیع عادلانه‌تر درآمد دست یافت.

سیاست‌های دولت باید به سمت افزایش توزیع مناسب و فراگیر در تسهیلات بانکی و افزایش هزینه‌های عمرانی دولت سوق باید یابد. در جهت کاهش نابرابری درآمدی در استان‌ها، می‌بایست تخصیص اعتبارت سرمایه‌ای و هزینه‌ای در جهت ارائه خدمات عمومی و گسترش زیرساخت‌ها در استان‌ها صورت گیرد.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Acemoglu, D., Johnson, S., and Robinson, J. A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. Handbook of economic growth, 1(A), 385-472. Retrieved from https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01006-3 /
- Adeleye, B. N., Gershon, O., Ogundipe, A., Owolabi, O., Ogunrinola, I. and Adediran, O. (2020). Comparative investigation of the growth-poverty-inequality trilemma in Sub-Saharan Africa and Latin American and Caribbean Countries. Heliyon, 6(12). Retrieved from https://doi.org/ 10.1016/j.heliyon. 2020.e05631/
- Aghion, P., Howitt, P. and Violante, G. (1998). Technology, knowledge and inequality. University College London, Mimeo.
- Ahluwalia, M. S. (1976). Inequality, poverty and development. Journal of development economics, 3(4), 307-342. Retrieved from https://doi.org/10.1016/0304-3878(76)90027-4/
- Anselmann, C. (2020). The impact of an unequal distribution of income on economic growth: Theoretical considerations. Secular Stagnation Theories: A

Historical and Contemporary Analysis with a Focus on the Distribution of Income, 153-162. Retrieved from https://doi.org/10.1007/978-3-030-41087-2_6/
- Azevedo, L. F. D., Fonseca, P. C. D. and Missio, F. J. (2022). Income distribution and economic growth regime in Brazil: evaluation and propositions. Brazilian Journal of Political Economy, 42(1), 25-47.
- Banerjee, A. V. and Duflo, E. (2003). Inequality and growth: What can the data say?. Journal of economic growth, 8(3), 267-299.
- Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. Journal of economic growth, 5, 5-32.
- Bassanini, A., Scarpetta, S. and Hemmings, P. (2001). Economic growth: the role of policies and institutions. Panel data evidence from OECD countries. Panel Data Evidence from OECD Countries (January 2001). Retrieved from http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.265091/
- Bengtsson, E. and Stockhammer, E. (2021). Wages, Income Distribution and Economic Growth: Long-Run Perspectives in Scandinavia, 1900–2010. Review of Political Economy, 33(4), 725-745. Retrieved from https://doi.org/10.1080/09538259.2020.1860307/
- -Benhabib, J. and Rustichini, A. (1996). Social conflict and growth. Journal of Economic growth, 1(1), 125-142. https://www.jstor.org/stable/40215884
- Blackburne, E. F. and Frank, M. W. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. The Stata Journal, 7(2), 197-208.
- Bourguignon, F. (1981). Pareto superiority of unegalitarian equilibria in Stiglitz'model of wealth distribution with convex saving function. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1469-1475. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/1911412/
- Chirwa, T. G. and Odhiambo, N. M. (2020). Public debt and economic growth nexus in the Euro area: A dynamic panel ARDL approach. Scientific Annals of Economics and Business, 67(3), 291-310. Retrieved from http://dx.doi.org/10.47743/saeb-2020-0016/
- De Haan, J. and Sturm, J. E. (2017). Finance and income inequality: A review and new evidence. European Journal of Political Economy, 50, 171-195. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2017.04.007/
- De La Croix, D. and Doepke, M. (2003). Inequality and growth: why differential fertility matters. American Economic Review, 93(4), 1091-1113. Retrieved from https://doi.org/ 10.1257/000282803769206214/
- Esfandiari, M. and Rahimi, M. (2023). The effect of relative redistribution on economic growth, Rahbord-e-Tousee, 18(71) -21-49. Retrieved from http://dor.isc.ac/ 20.1001.1.17352460.1401.18.71.1.4/ (In Persian)
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. American Economic Review.
- Galor, O. and Tsiddon, D. (1997). Technological progress, mobility, and economic growth. The American Economic Review, 363-382. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/2951350/

- Galor, O. and Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. The review of economic studies, 60(1), 35-52. Retrieved from https://doi.org/10.2307/2297811/
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48(3),213-228. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1986.mp48003002.x/
- Gries, T. and Naudé, W. (2020). Artificial Intelligence, Income Distribution and Economic Growth. VfS Annual Conference 2020 (Virtual Conference): Gender Economics 224623, Verein für Socialpolitik / German Economic Association.
- Gupta, G. S. and Singh, R. D. (1984). Income inequality across nations over time: how much and why. Southern Economic Journal, 250-257.
- Haughton, J. and Khandker, S. R. (2009). Handbook on poverty+ inequality. World Bank Publications.
- Helpman, E. (Ed.). (1998). General purpose technologies and economic growth. MIT press.
- Hoff, K. and Stiglitz, J. E. (2004). After the big bang? Obstacles to the emergence of the rule of law in post-communist societies. American economic review, 94(3), 753-763. Retrieved from https://doi.org/10.1257/0002828041464533/
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. Journal of econometrics, 90(1), 1-44.
- Kazerooni, A, Asgharpour, H. & Tayyebi, S. (2020). The Impact of Slow Economic Growth on Inequality of Income Distribution with Emphasis on Thomas Piketty's Hypothesis, Qurterly Journal of The Economic Research, 20(1), 23-50. (In Persian)
- Krueger, A. B. (1993). How computers have changed the wage structure: evidence from microdata, 1984–1989. The Quarterly Journal of Economics, 108(1), 33-60.
- Maaboudi, R. and Dare Nazari, Z. (2022). An Analysis of the Share of Social Capital in Iran's Economic Growth During the Years 2002-2019. Social Capital Management,8(4),633-663. Retrieved from https://doi.org/10.22059/jscm.2021.331802.2219/(In Persian)
- Mdingi, K. and Ho, S. Y. (2021). Literature review on income inequality and economic growth. MethodsX, 8, 101402. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.mex.2021.101402/
- Musgrave, R. A. and Musgrave, P. B. (1989). Public Finance in Theory and Practice, McGraw-Hill, 1989: Public Finance in Theory and Practice (Vol. 1). Bukupedia.
- Nishi, H. (2022). Income distribution, technical change, and economic growth: A two-sector Kalecki–Kaldor approach. Structural Change and Economic Dynamics, 60, 418-432. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.strueco.2021.12.003/

- Nobahar E, Panahi H, Mehri Z. (2023). Investigating the Relationship between Income Inequality, Urbanization, and Economic Growth in Provinces of Iran. Economic and Planning Research, 28(1), 97-122. Retrieved from https://doi.org/10.61186/jpbud.28.1.97/(In Persian)
- Panizza, U. (2002). Income inequality and economic growth: Evidence from American data. Journal of Economic Growth, 7(1), 25-41. Retrieved from http://dx.doi.org/10.18235/0011000/
- Pedroni, P. (1996). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity. Manuscript, Department of Economics, Indiana University, 5, 1-45. Retrieved from https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2/
- Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. The Review of Economic Studies, 60(4), 755-776. Retrieved from https://doi.org/10.2307/2298098/
- -Persson, T. and Tabellini, G. (1994). ls lnequality Harmful for Growth. American Economic Review, 84(3), 600-621.
- Piketty, T. (1997). The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing. The Review of Economic Studies, 64(2), 173-189. Retrieved from http://hdl.handle.net/10.2307/2971708/
- Piketty, T. (2014). Capital in the Twenty-First Century. Harvard University Press.
- Ravallion, M. (2016). The Economics of Poverty: History, measurement, and policy. The World Bank Group, Oxford University Press. Retrieved from https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780190212766.001.0001/
- Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth. Journal of political Economy, 99(3), 500-521. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/2937740/
- Robinson, S. (1976). A note on the U hypothesis relating income inequality and economic development. The American economic review, 66(3), 437-440. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/1828182/
- Roine, J., Vlachos, J. and Waldenström, D. (2009). The long-run determinants of inequality: What can we learn from top income data?. Journal of public economics, 93(7-8), 974-988. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jce.2003.09.005/
- Saint-Paul, G. and Verdier, T. (1993). Education, democracy and growth. Journal of development Economics, 42(2), 399-407. Retrieved from https://doi.org/10.1016/0304-3878(93)90027-K/
- Shahiki Tash, M.N., and Alizadeh, S. (2021). Assessing the Relationship between Poverty, Income Distribution and Economic Growth in Iran (FLSR Fuzzy approach). Journal of Applied Economics Studies in Iran, 10(38), 39-54. Retrieved from https://doi.org/ 10.22084/aes.2021.23461.3239/ (In Persian)

- Shin, I. (2012). Income inequality and economic growth. Economic Modelling, 29(5), 2049-2057. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.011
- Smith, A. (2002). An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations. Readings in economic sociology, 6-17.
- Sonin, K. (2003). Why the rich may favor poor protection of property rights. Journal of comparative economics, 31(4), 715-731. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jce.2003.09.005/
- Stiglitz, J. E. (2009). Economics of the Public Sector. W. W. Norton & Company.
- Thalassinos, E., Ugurlu, E. and Muratoglu, Y. (2012). Income Inequality and Inflation in the EU. European Research Studies Journal, 0(1), 127-140.
- Vieira, J. R., de Assis Libânio, G. and Cardoso, D. F. (2023). Economic growth, income distribution, and financial system: an analysis based on financial social accounting matrices for the brazilian economy (No. 664). Cedeplar, Universidade Federal de Minas Gerais.
- Weil, D.N. (2014). Economic Growth (3rd ed.). Routledge. Retrieved from https://doi.org/10.4324/9781315510453/
- Zaman, K. and Shamsuddin, S. (2018). Linear and non-linear relationships between growth, inequality, and poverty in a panel of Latin America and the Caribbean countries: A new evidence of pro-poor growth. Social Indicators Research, 136(2), 595-619. Retrieved from https://doi.org/ 10.1007/s11205-017-1581-9

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Exchange Rate Pass-Through to the Consumer Price Index in Iran

Sayedeh azam Darajati[1], Shahriyar Nessabian[2]✉, Reza Moghaddasi[3], Marjan Damankeshedeh[4]

[1] Ph.D. Student in Agricultural Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: azamdarajati@yahoo.com
[2*] Professor of Agricultural Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: sh_nessabian@iauctb.ac.ir
[3] Professor of Agricultural Economics, Department of Agricultural Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir
[4] Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: m.damankeshideh@iau.ac.ir

Article Info

Received: 8/6/2025
Accepted: 3/9/2025

Pages: 29-50

Keywords:
Exchange rate passage; structural failure: vector auto regression

JEL Classification:
E31; F31; F41

ABSTRACT

Exchange rate pass-through refers to the rate at which changes in exchange rates are reflected in import prices and then in domestic prices. Given the oil-dependent structure and the instability of the foreign exchange market in the Iranian economy, understanding the degree of exchange rate pass-through is of great importance for the success of anti-inflation policies. The analysis of Exchange-Rate Pass-Through is a crucial part of economic research. Understanding how exchange rate changes are transmitted to a country's economy can facilitate the adoption of appropriate macro policies over both short- and long-term periods. This study investigated the effect of oil prices on the exchange-rate pass-through to the consumer price index in Iran. The investigation was performed by developing are cursive vector autoregressive model for the time series data pertaining to the period from1993 to 2023. The incidence of structural failures in different decades was determined using relevant tests and the source of Structural Break was tracked by analyzing the instantaneous response functions of CPI to real exchange rates. The results showed that the exchange-rate pass-through to CPI in Iran has changed notably over time. The highest estimated absolute value of the exchange rate pass-through is related to the food and energy price index. Also, oil price fluctuation was found to be the factor with the greatest impact on how exchange rate changes are passed to CPI in Iran. Based on the empirical findings, economic policymakers are recommended to avoid severe currency shocks in their plans to stabilize prices by adopting appropriate policies such as anti-inflationary monetary policy to prevent severe currency shocks in order to stabilize prices.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Abstract

The exchange rate plays a crucial role in open economies by affecting the price of imported and exported goods and services. An increase in exchange rates, due to economic policies or other reasons, can significantly raise the prices of imports and domestic goods, impacting both wholesale and retail prices.

Exchange-Rate Pass-Through (ERPT) is the percentage change in the domestic price of imported goods due to a one percent change in the currency exchange rate between exporting and importing countries. ERPT is said to be complete if each percent change in the exchange rate results in a one percent change in the domestic price of imported goods and is called partial otherwise.

Methodology

The data collection method in this research was of library studies. The relevant data in the period 1993-2023 were thus extracted from the website of the Central Bank of Iran and the Statistical Centre of Iran. In this study, first, the ERPT to the CPI was investigated, using the recursive VAR. Moreover, The study analyzed structural failures across decades using multivariate tests, investigating the sources of failure and the impact of oil prices on ERPT changes in total CPI through IRFs of disaggregated CPI and real exchange rates.

To shed light on the effects of exchange rates on consumer prices in Iran in this study, the recursive VAR with degree q according to the research by Hyeongwoo et all. (2021) and the following model was used:

$$X_t = \sum_{j=1}^{q} \beta_j X_{i-j} + C u_t$$

$$X_t = [\Delta s_t \quad \Delta y_t \quad \Delta p_t]^r$$

in which, C denotes a lower-triangular (Choleski factorization) matrix, and U_t is a vector of mutually orthonormal structural shocks, that is, $E\mathbf{u}_t\mathbf{u}_t' = \mathbf{I}$. S_t Represents the real exchange rate, Y_t is the real gross domestic product (GDP), and P_t shows the CPI. All the variables were also log transformed and differed.

This study focused on the IRFs of the CPI in the next period (j), relative to the structural shock that occurred at time t.

The variables used here included real GDP logarithm, exchange rate logarithm (viz. free market), the Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) crude oil price logarithm (ROP), total CPI logarithm, and separate CPI sub-indices such as food, apparel, transportation, medical care, energy, all items except energy, all items except food, and all items except food and energy.

Finding

To prevent false regressions in the present study, the significance of the variables was first investigated, using the Dickey-Fuller, and Phillips-Perron, and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tests. The results show that all the

research variables are at the 95% confidence level as the value of the reported significant level of these variables is less than 0.05. The null hypothesis that there is a unit root is also rejected and all the variables are stable based on the first-order difference. In addition, the results indicate that the Lagrange multiplier (LM) test statistic does not reject the hypothesis significance of the variables tested by KPSS, and all are in the first-order difference.

The next step was to determine the optimal number of intervals. In this study, the Bayesian, Akaik, and Hannan-Quinn information criteria were exploited to determine the optimal interval length. In the three-variable VAR, the Akaik information criterion and the final prediction error of the optimal interval length were p=3, the Schwartz information criterion considered the optimal interval length as p=3, the Hannan-Quinn information criterion also assumed the optimal interval length by p=3. In the four-variable VAR, the Akaik information criterion and the final prediction error set the optimal interval length as p=2. Based on the results, interval 3 is used for optimal interval in three-variable equations and interval 2 is optimal for four-variable ones.

After determining the optimal interval, the ERPT to the CPI was investigated using VAR (1). In this process, much attention was paid to identifying the structural changes in the x_t data generation over time.

To demonstrate the statistical significance of the estimated IRF, the CPI responses of two sub-sample periods (namely, 1993-2009 and 2010-2023) are presented. the total CPI responses to exchange rate shocks are significant and negative only in the post-2010 sample period (i.e., 2010-2023). Nevertheless, firstly positive reactions and then negative ones can be observed in the period before 2010 (vi. 1993-2009). The qualitative difference in the reactions reveals that the exchange rate to the CPI in Iran changes over time.

After confirming the statistical evidence of the structural failure of the ERPT to the CPI, the search for the source of failure began. The highest absolute value of the ERPT was thus related to the CPI of food and energy and the lowest absolute value was associated with the CPI of apparel and medical care.

Conclusion

In this study, the ERPT to the CPI and the effect of oil price fluctuations on it were evaluated using three- and four-variable VAR analysis, IRFs, and multivariate structural failure tests. The occurrence of structural failure was investigated over different decades and the results showed that the ERPT to the CPI could change viz. rise or fall over time. In addition, the highest absolute value of ERPT was related to the food and energy CPI. Examining the four-variable VAR, the study results revealed that oil price fluctuations were the main factors affecting the changes in the ERPT to total CPI in Iran.

Based on the empirical findings, economic policymakers are recommended to avoid severe currency shocks in their plans to stabilize prices by adopting appropriate policies. In addition, considering the impact of oil revenue instability on the ERPT,

Iran's government is suggested to properly manage economic instability, whose main source is oil revenue instability, based on the objectives of the National Development Fund.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

انتقال نرخ ارز به شاخص بهای مصرف‌کننده در ایران

سیده اعظم درجاتی[۱]، شهریار نصابیان[۲]✉، رضا مقدسی[۳]، مرجان دامن کشیده[۴]

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: azamdarajati@yahoo.com

[۲*] استاد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: sh_nessabian@iauctb.ac.ir

[۳] استاد اقتصاد، گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

[۴] استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: m.damankeshideh@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۵۰-۲۹

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۰۳/۱۸
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۶/۱۲

واژگان کلیدی:
عبور نرخ ارز؛ شکست ساختاری؛ الگوی خودرگرسیون برداری

طبقه‌بندی JEL:
E31; F31; F41

چکیده

عبور نرخ ارز به نرخی اشاره دارد که در آن تغییرات ایجاد شده در نرخ‌های ارز در قیمت‌های واردات و سپس در قیمت‌های داخلی منعکس می‌شود و باتوجه به ساختار وابسته به نفت و بی‌ثباتی بازار ارز در اقتصاد ایران، درک درجه عبور نرخ ارز در جهت موفقیت سیاست‌های ضد تورمی از اهمیت بالایی برخوردار است. شناخت چگونگی میزان انتقال نرخ ارزمی‌تواند به مسیر سیاست‌گذاری کلان کشور در کوتاه مدت و بلند مدت کمک کند. هدف از انجام این تحقیق بررسی تاثیر قیمت انرژی بر میزان انتقال نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده در ایران می‌باشد. در این مطالعه، مدل خود توضیح برداری بازگشتی (VAR) برای داده‌های سری زمانی ۱۳۷۲-۱۴۰۲ به کار برده شده است. همچنین با استفاده از آزمون‌های مربوطه وقوع شکست ساختاری در دهه‌های مختلف بررسی شده و با تحلیل توابع واکنش لحظه‌ای شاخص بهای مصرف کننده تفکیک شده به نرخ واقعی ارز، منشأ شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق نشان داد نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده می‌تواند درطول زمان تغییر کرده و افزایش یا کاهش یابد. بیشترین قدر مطلق برآورد شده درجه عبور نرخ ارز مربوط به شاخص بهای غذا و انرژی می‌باشد. همچنین قیمت انرژی به عنوان عامل اصلی اثرگذار بر تغییر الگوی نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده کل در ایران است. توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی در برنامه‌ریزی‌های خود به منظور تثبیت قیمت‌ها با اتخاذ سیاست‌های مناسب مانند سیاست پولی ضد تورمی مانع از بروز شوک‌های شدید ارزی شوند.

۱. مقدمه

نرخ ارز عامل مهمی در اقتصادهای باز بوده و بر قیمت کالاها و خدمات وارداتی و قیمت کالاهای صادراتی تاثیر می‌گذارد. در صورتی که با اعمال سیاست‌های اقتصادی یا هر دلیل دیگری، نرخ ارز در کشور افزایش یابد، به دلیل اینکه حجم وسیعی از واردات، شامل کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای و مواد اولیه مورد نیاز کارخانجات می‌باشد ، قیمت کالاها و خدمات در سطح عمده فروشی و خرده فروشی متاثر شده و موجب افزایش قیمت کالاهای مصرفی وارداتی و افزایش تمام شده تولیدات داخلی خواهدشد (کرستیانو و همکاران[1]، ۱۹۹۸). نرخ ارز به عنوان معیار برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر، نشان دهن–ده وضعیت اقتصادی کشور مورد نظر در سطح بین المللی است. امروزه تحولات اقتصاد بین الملل به شکلی در نرخ ارز یا ارزش پول ملی کشور نمایان می‌شود .در اقتصاد باز، افزایش نرخ ارز، باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی و در نتیجه افزایش شاخص بهای مصرف کننده می‌شود (هیونگوو و همکاران[2] ، ۲۰۲۱) . با تحلیل عبور نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن می‌توان میزان درجهٔ تأثیرات قیمتی از طریق نرخ ارز را اندازه‌گیری نمود. تحلیل میزان انتقال نرخ ارزو عوامل مؤثر بر آن کمک می‌کند تا بتوان میزان و درجهٔ تأثیرات قیمتی از طریق نرخ ارز را اندازه‌گیری نمود. نتایج تجربی نشان می‌دهند که قیمت انرژی از عوامل اصلی اثرگذار بر تغییر الگوی نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده کل است. هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر قیمت انرژی بر میزان انتقال نرخ ارزبه شاخص قیمت مصرف کننده در ایران است. برای اقتصاد ایران که در یک محیط تورمی گام برمی‌دارد، تحلیل وضعیت میزان انتقال نرخ ارزامری ضروری است. تغییر قیمت انرژی و نرخ ارز می‌تواند از عوامل اصلی اثرگذار بر تغییر الگوی نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده باشد.بر این اساس، پرسش اصلی تحقیق این است که تغیرات قیمت انرژی چه تاثیری بر نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده در ایران دارد. با توجه به مطالعات انجام شده در ایران می‌توان گفت در اکثر آنها تاثیر یک یا چند متغیر کلان اقتصادی مانند بی ثباتی اقتصادی، محیط تورمی بر درجه عبور نرخ ارز و اثر نامتقارن تکانه‌های نرخ ارز بر صادرات و واردات مورد بررسی قرارگرفته و دوره مورد بررسی بصورت فصلی بوده است. وجه تمایز این پژوهش نسبت به مطالعات گذشته این است که دوره بررسی سالیانه بوده و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و تحلیل توابع واکنش لحظه ای، به بررسی درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده کل و شاخص‌های فرعی آن پرداخته شده است.

[1] Christiano et al., 1998
[2] Hyeongwoo et al., 2021

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. عبور نرخ ارز (ERPT[1])

بر اساس ادبیات اقتصادی، رابطه بین سطح قیمت‌ها با نرخ ارز یکی از موضوعات مهمی است که طی دو دهه در کانون توجه مطالعات اقتصادی قرار گرفته است. در واقع، اقتصاددانان پی‌برده‌اند که سطح قیمت‌های داخلی نه تنها متاثر از عوامل و سیاست‌های داخلی مانند سیاست‌های پولی و مالی است، بلکه متاثر از مسایل و پارامترهای جهانی مانند قیمت‌های واردات، روابط بین الملل و تحریم‌ها نیز هست. در این میان، نرخ ارز از مهمترین کانال اثرگذاری مسایل جهانی بر قیمت‌های داخلی محسوب می‌شود. به طوری که آثار هر گونه تغییر و تحولات روابط سیاسی و دیپلماتیک ایران با جهان می‌تواند بلافاصله روی نرخ ارز نمایان شود و بدین ترتیب نرخ ارز نیز آثار خود را بر روی سطح قیمت‌های داخلی مانند قیمت مصرف کننده، قیمت تولید کننده و یا قیمت‌های عمده فروشی نمایان می‌سازد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۳).

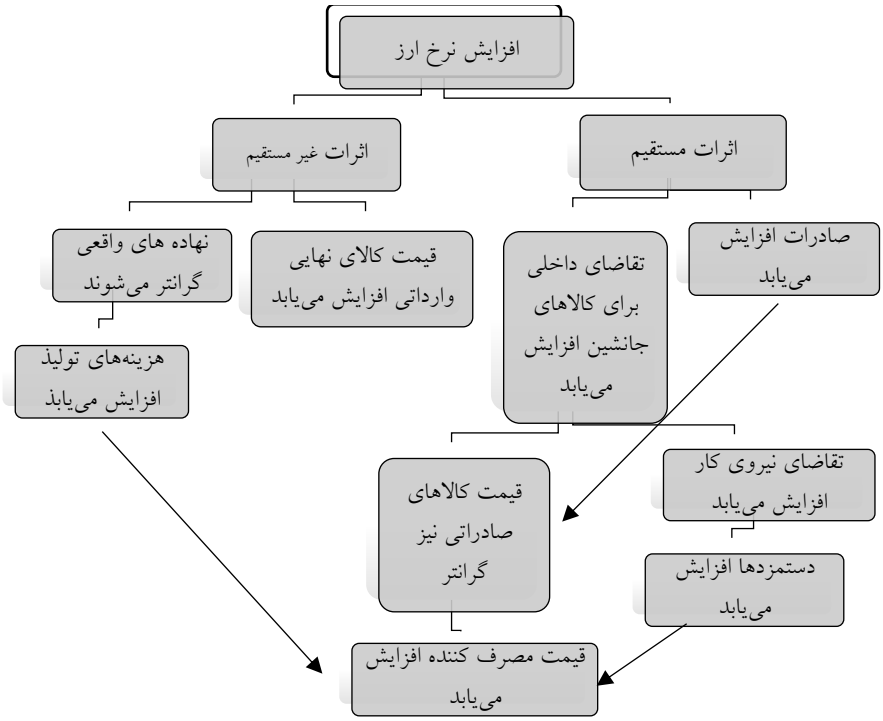
میزان انتقال نرخ ارز ، بیانگر درصد تغییر قیمت داخلی کالاهای وارداتی به ازای یک درصد تغییر نرخ ارز بین کشورهای صادر کننده و وارد کننده می‌باشد.

اگر تغییر نرخ ارز به میزان یک درصد منجر به تغییر یک درصد در قیمت داخلی کالاهای وارداتی گردد میزان انتقال نرخ ارزکامل و اگر این تغییر موجب تغییر یک درصدی در قیمت داخلی کالاهای وارداتی نشود، میزان انتقال نرخ ارزبه صورت جزئی و ناقص است (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۳).

نحوه عبور تغییرات نرخ ارز به قیمتهای داخلی در قالب دو اثر مستقیم و غیرمستقیم قابل بیان است. اثر مستقیم نشان دهنده عبور نرخ ارز به قیمت واردات از طریق بخش خارجی کشور است. برای مثال، اگر قیمت کالای خارجی ثابت باشد و پول داخلی تضعیف شود، قیمت کالای وارداتی بر حسب پول داخلی افزایش می‌یابد. با توجه به این که کالای وارداتی نوعاً کالای مصرفی نهایی و یا کالای واسطه‌ای می‌باشد، لذا در کالاهای مصرفی به طور مستقیم و در کالای واسطه‌ای از طریق افزایش هزینه تولید و قیمت تمام شده ، موجب افزایش قیمت مصرف کننده می‌شود (هافنر[2]، ۲۰۰۲). اثر غیرمستقیم عبور نرخ ارز با رقابت پذیری کالا در بازار بین‌المللی ارتباط دارد. تضعیف ارزش پول داخلی باعث ارزان شدن کالای داخلی برای خریداران خارجی شده و موجب افزایش صادرات، تقاضای کل و سطح قیمت‌ها می‌گردد. با توجه به ثابت ماندن دستمزدهای اسمی در کوتاه مدت، دستمزد حقیقی در کوتاه مدت کاهش

[1] Exchange-Rate Pass-Through
[2] Hufner,2002

یافته و تولید افزایش می‌یابد. بنابراین کاهش ارزش پول باعث افزایش موقت تولید و افزایش دائمی قیمت‌ها می‌شود (هافنر، ۲۰۰۲).



نمودار (۱): سازوکار اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص قیمت مصرف کننده

منبع: برگرفته از Lafleche 1996,

۲-۱-۱-۱. درجه باز بودن اقتصادی و عبور نرخ ارز

در ادبیات اقتصادی در مورد رابطه بین ERPT و درجه باز بودن اقتصاد، اتفاق نظر روشنی وجود ندارد، اگرچه پیشبینی، یک رابطه مثبت انتظار می‌رود. این به آن علت است که هر چه کشور بازتر باشد به دلیل ارتباطات اقتصادی در سطح تولیدات جهانی، تغییرات نرخ ارز از طریق قیمت‌های وارداتی به تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده بیشتر منتقل می‌شود. با این حال می‌تواند یک رابطه منفی نیز باهمدیگر ایجاد نمایند. همانطور که رومر[1] (۱۹۹) بیان کرد، تورم می‌تواند با درجه باز بودن اقتصادی همبستگی

[1] Romer,1993

منفی داشته باشد و می‌تواند به وجود کانال غیر مستقیمی دلالت کند که در جهت مخالف حرکت می‌کند. دلیل بالقوه دیگر برای کاهش ERPT می‌تواند عوامل اقتصادی خرد، از جمله تغییر در ترکیب وضعیت و نوع کالاهای واردا تی از کالاها یی با درجه عبوری بالای نرخ ارز، مانند انرژی و مواد خام، به اقلام کمتر عبوری، مانند کالاهای تولیدی ویا یا سهم فزاینده‌ای از واردات به ارز داخلی باشد (کامپا و همکاران[1]، ۲۰۰۵).

۲-۱-۱-۲. شکاف تولید و عبور نرخ ارز

شکاف تولید نشان دهنده فاصله بین تولید بالقوه و بالفعل می‌باشد. افزایش هر چه بیشتر شکاف نشان می‌دهد که میزان تولید، توانایی پوشش تقاضای داخل کشور را ندارد این خود با عث می‌شود که تقاضا برای کالاهای وارداتی بیشتر شود و موجب ایجاد یک محیط تورمی نیز می‌گردد که هردو نشان از افزایش درجه عبور نرخ ارز می‌باشد. هرچند در برخی مطالعاتت تجربی مخالف این گفته نیز مشاهده شده است (گلدفاج و ورالنگ[2]، ۲۰۰۰).

۲-۱-۱-۳. سیاست پولی، تورم و عبور نرخ ارز

از دیگر متغیرهای کلان موثر بر عبور نرخ ارز، سیاست‌های پولی است که سیاستگذاران هر کشور اتخاذ می‌کنند. یکی از جنبه‌های مهم سیاست پولی کنترل تورم است که به رابطه تیلور معروف است. تیلور در سال ۲۰۰۰ چنین بیان کرد که در یک بازار رقابت انحصاری بنگاه‌ها به صورت تناوبی سعی در قیمت‌گذاری کالاهای خود دارند، این به آن معنی است که آنها برای چند دوره پیش رو قیمت کالای خود را به صورت انتظاری تخمین می‌زنند، پس می‌توان چنین نتیجه گرفت که بنگاه‌ها سعی می‌کنند زمانی قیمت‌های خود را ابلاغ و تعیین کنند که تغییرات هزینه را دایمی و باثبات در نظر گیرند. پس در محیط‌های تورمی درجه عبورنرخ ارز افزایش می‌یابد، زیرا بنگاه‌ها از وضعیت چند دوره آینده نا مطمن هستند سعی می‌کنند که تغییرات قیمت را حتی بیشتر از تورم نیز اعلام کنند، زیرا وضعیت تورمی را یک وضعیت حتمی اقتصادی می‌بینند و این خود با عث افزایش درجه عبور نرخ ارز در شرایط تورمی می‌گردد (نظریه تیلور[3]، ۲۰۰۰) بر اساس تئوری تیلور که در سال ۲۰۰۰ بیان کرد، هرچقدر محیط اقتصاد تورمی تر باشد درجه عبور نرخ ارز بیشتر می‌گردد و بر عکس. وی چنین استدلال کرد که سیاست‌های پولی مناسب در یک کشور باعث می‌شود تا آن کشور از تورم پایین تری برخوردار باشد و همچنین نوسانات و

[1] Campa et al., 2005
[2] Goldfajn & Werlang, 2000
[3] Taylor, 2000

تغییرات آن نیز بسیار آرام باشد و در نتیجه محیط تورم پایین تری را نیز تجربه کند (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۳).

۲-۱-۱-٤. سطح درآمدی و عبور نرخ ارز

در مطالعات پیشین روابط بسیار ضد و نقیضی بین تولید و عبور نرخ ارز بیان شده است. به طور نظری چنین پیش بینی می‌شود که با افزایش درآمد کشور واردکننده، تقاضای کشور واردکننده برای کالاهای داخلی و وارداتی افزایش یابد که این خود باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی مصرفی می‌شود. بنابراین، بین درجه عبور نرخ ارز و درآمد کشورها رابطه مستقیم وجود دارد. به بیان دیگر انتظار می‌رود که بین سطح درامد و عبور نرخ ارز یک رابطه مثبت در بلند مدت وجود داشته باشد. زیرا افزایش تولید باعث ایجاد محیطی تورمی می‌گردد که خود درجه عبور نرخ ارز را افزایش می‌دهد هرچند دوره‌های کوتاه مدت رابطه منفی با عبور نرخ ارز وجود دارد (بلکی و همکاران[1]، ۲۰۱۳). این درحالی است که در بسیاری از مطالعات تجربی به رابطه منفی بین تولیدات اقتصادی و عبور نرخ ارز اشاره شده است (گلدفاج و ورالنگ، ۲۰۰۰) و این یعنی به طور کل اثرگذاری تولید بر عبور نرخ ارز مبهم می‌باشد.

۲-۲. مطالعات انجام شده

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

بیگرنا[2] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای به تحلیل رابطه بین قیمت انرژی، نرخ ارز و تورم تحت شوک COVID-19 که منجر به رکود شدید فعالیت اقتصادی و بحران اوکراین که منجر به افزایش شدید قیمت انرژی شد، بر اساس داده‌های ماهانه از ژانویه ۲۰۱۰ تا دسامبر ۲۰۲۲ برای ۱۱ کشور اصلی MENA [3] پرداخت. نتایج تجربی نشان داد که، (۱) قیمت‌های نفت در نظر گرفته شده برای هر کشور اثرات متفاوتی را ایجاد می‌کند و (۲) اثر تغییرات قیمت نفت به جهت و دوره شوک بستگی دارد .چتچی و همکاران[4] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی تاثیر نوسانات قیمت انرژی بر نرخ عبور ارز و تورم در دوره زمانی ۱۹۹۷-۲۰۲۰ با استفاده از رهیافت خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی[5] (NARDL) پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد اقتصاد در محیط‌های تورمی، با چالش جدی در حفظ هدف اصلی ثبات قیمت به دلیل عبور نرخ ارز به ویژه در زمان شوک‌های قیمت انرژی مواجه هستند. هیونگوو وهمکاران (۲۰۲۱) تأثیر نرخ ارز بر شاخص بهای مصرف‌کننده در رژیم نرخ ارز شناورآمریکا را با استفاده از مدل خود توضیح برداری

[1] Belke et al., 2013
[2] Bigerna, 2023
[3] Middle East and North Africa
[4] Çitçi et al., 2023
[5] Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

(VAR)[1] بررسی نموده اند، نتایج تحقیق آنان نشان داده است، از دهه ۹۰ تا زمان آخرین رکود، واردات انرژی آمریکا روند صعودی داشته است. این تغییرات بازار و تأثیر شوک‌های نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی، باعث افزایش نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده شده است. تاکتامانوا[2] (۲۰۱۵) به بررسی شکست ساختاری عبور نرخ ارز ۱۴ کشور از کشورهای عضو OECD[3] با استفاده از چارچوب منحنی فیلیپس در دهه ۹۰ پرداخته است. یافته‌های او نشان می‌دهد درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف به شاخص بهای مصرف کننده کاهش و سپس افزایش یافته است. باندت و رازافیندرب[4] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای عبور نرخ ارز به قیمت واردات در میان کشورهای منطقه یورو را ارزیابی کرده‌اند. آنها برخلاف سایر مطالعات که درجه ی عبورنرخ ارز را پایین و نامتقارن نشان می‌دهند، نتیجه گرفته اند که عبور نرخ ارز مؤثر درکوتاه مدت نامتقارن و در بلندمدت کامل است. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهدکه در سال ۲۰۰۸ و با بروز بحران جهانی، عبور نرخ ارز مؤثر به شدت افزایش و پس ازآن کاهش یافته است. فرانکل و همکاران[5] (۲۰۱۲) با استفاده از روش تصحیح خطای تک معادله‌ای به بررسی درجه عبور نرخ ارز در ۷۶ کشور درحال توسعه در دهه ۹۰ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد، در دهه۹۰ درجه عبور نرخ ارز کالای وارداتی به شاخص بهای مصرف کننده، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، کاهش یافته است.

تیلور (۲۰۱۰) با استفاده از مدل اقتصاد خرد و RMS[6] به بررسی دلیل کاهش درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده ی آمریکا در دهه ۹۰ پرداخت. نتایج تحقیق، ضعیف‌شدن فضای تورمی را دلیل کاهش درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده آمریکا در دهه ۹۰ می‌داند. کامپا و کلدبرگ (۲۰۰۵) با استفاده ازروش OLS[7] و معادله لگاریتمی – خطی به بررسی درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات در ۲۳ کشور پردرآمد عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD)، پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد، درجه عبور نرخ ارز کالای وارداتی به شاخص بهای مصرف کننده، کاهش یافته است. گاگنون و آیریگ[8] (۲۰۰۴) ادعای تیلور را درباره ۱۱کشور صنعتی مطرح کرده و به بررسی آن پرداختند. نتایج تحقیق آنها همانند یافته‌های تیلور، ضعیف شدن فضای تورمی را دلیل کاهش درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده آمریکا در دهه ۹۰ می‌داند.

[1] Vector autoregressive
[2] Takhtamanova, 2015
[3] Organisation for Economic Co-operation and development
[4] Bandt & Razafindrabe, 2014
[5] Frankel et al., 2012
[6] Root mean square
[7] Ordinary Least Squares
[8] Gagnon & Ihrig, 2004

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

حیدری و بشیری (۱۴۰۳) در مقاله‌ای تأثیر تغییرات نرخ ارز بر روی قیمت‌های بخش صنعت در سطح‌های کلی و زیربخش‌های آن، طی دوره زمانی بهار ۱۳۷۵ الی تابستان ۱۴۰۲ با استفاده از الگوهای خودرگرسیونی برداری با روش برآورد بیزی را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج نشان‌می‌دهد که در سطح کل صنعت، واکنش شاخص‌های قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی به یک شوک ارزی یکسان نیست. شاخص قیمت کالاهای وارداتی (۷۶/۵ درصد) و بعد از آن کالاهای صادراتی (۳۲/۳ درصد) در سال اول بیشترین افزایش را نسبت به سایر شاخص‌های قیمت دارند. عزتی و همکاران (۱۴۰۰) برای برآورد میزان تأثیر نرخ ارز بر قیمتهای داخلی، از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و از داده‌های دوره زمانی فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل دوم ۱۳۹۷ استفاده نمودند. برآورد درجه عبور نرخ ارز در ایران، نشان داد که ضریب درجه عبور نرخ ارز طی دوره مورد بررسی، ثابت نبوده و در این دوره، تغییرکرده است. تجزیه واریانس تاریخی درجه عبور نرخ ارز با حضور عوامل مؤثر نیز نشان داد که تقریباً اکثر نوسانات درجه عبور نرخ ارز توسط تورم و سپس نوسانات نرخ ارز و شکاف تولید، قابل تفسیر و توضیح است. مصباحی و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی تأثیر متغیرهای بنیادی و بی ثباتی درآمد نفتی بر درجه عبور نرخ ارز بر قیمت واردات پرداختند. بدین منظور از مدل مارکوف – سوئیچینگ و روش گارچ نمایی بر اساس داده‌های سال‌های ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۹:۲ استفاده شد. نتایج نشان داد دو رژیم درجه عبور نرخ ارز برای قیمت کالاهای وارداتی به ایران وجود دارد و درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم بیش از واحد است. همچنین بی ثباتی درآمدهای نفتی از نظر علامت و اندازه تأثیر نامتقارنی بر رژیم‌های درجه عبور نرخ ارز دارد؛ ولی باعث افزایش درجه عبور نرخ ارز در هر دو رژیم می‌شود. مشهدی زاده و همکاران (۱۳۹۶) با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۷۰و با به کارگیری الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، به بررسی عبور نرخ ارز بر قیمت واردات پرداخته اند. نتایج نشان داده است که هرچه درجه چسبندگی قیمت واردات بیشتر باشد، اثر تغییرات نرخ ارز بر تورم وارداتی و تورم شاخص قیمت مصرف کننده کمتر می‌گردد و اثر سیاست پولی از کانال نرخ ارز را در این شرایط، بر متغیرهای اقتصادی کاهش می‌دهد. پیش بهار و همکاران (۱۳۹۳) با رهیافت خود توضیح برداری ساختاری و با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۱تا۱۳۹۰ نشان دادن که عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مواد غذایی ناقص بوده است و نتایج مربوط به تجزیه واریانس نشان داده است که سهم کوچکی از تغییرات قیمت مواد غذایی توسط تکانه‌های نرخ ارز و عرضه پول توضیح داده می‌شود.

۳. روش تحقیق

روش گردآوری اطلاعات در این تحقیق کتابخانه‌ای می‌باشد. داده‌های مربوط به این تحقیق در دوره زمانی ۲۰۲۳-۱۹۹۳ از سایت بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج گردیده است. در این مطالعه، ابتدا

به بررسی نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده پرداخته و بدین منظور مدل خود توضیح برداری بازگشتی، (VAR)[1] برای داده‌های مورد بررسی در ایران به کار برده شده است. همچنین با استفاده از آزمون‌های شکست ساختاری چند متغیره، وقوع شکست ساختاری در دهه‌های مختلف بررسی شده و سپس با بررسی توابع واکنش لحظه‌ای شاخص بهای مصرف کننده (به صورت تفکیک شده) به نرخ واقعی ارز، منشأ شکست ساختاری مورد بررسی قرار گرفته است. متغیرهای این تحقیق عبارت از: y_t تولید ناخالص داخلی واقعی (GDPCI)، s_t شاخص دلار بازار آزادو p_t شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI: CPIAUCSL) است. علاوه بر CPI کل یا (CPIUCSL)، آرایه‌ای از شاخص‌های فرعیCPI تفکیک شده مانند CPI غذا (CPIUFDSL)، مسکن (CPIHOSSL)، پوشاک (CPIAPPSL)، حمل و نقل (CPITRNSL)، درمان (CPIMEDSL)، انرژی (CPIENGSL)، تمام اقلام به جز انرژی (CPILEGSL)، تمام اقلام به جز غذا(CPIULFSL)، و تمام اقلام به جز غذا و انرژی (CPILFESL) در نظر گرفته شده است.

۳-۱. الگویVAR بازگشتی

برای بررسی اثرات نرخ ارز بر قیمت مصرف‌کننده در ایران، از الگوی VAR بازگشتی با درجه q استفاده کرده و مدل زیر را مورد استفاده قرار می‌دهیم:

$$X_t = \sum_{j=1}^{q} \beta_j X_{i\,-j} + Cu_t \qquad (۱)$$

که در آن :

$X_t = [\Delta s_t \;\; \Delta y_t \;\; \Delta p_t]'$

و C نماد فاکتور چولسکی، و u_t بردار شوک‌های ساختاری یا بردار $Eu_t\acute{u}_t = I$ است. s_t نماد نرخ ارز واقعی، y_t نماد GDP واقعی، و p_t شاخص بهای مصرف‌کننده است. تمام متغیرها را به لگاریتم تبدیل کرده و سپس از آنها دیفرانسیل می‌گیریم. توجه ویژه ما به IRF متعامد تورم CPI داخلی در j دوره بعد (Δp_t) نسبت به شوک ساختاری (Δs_t) است که در زمان t رخ داده است. معیار بلند مدت ERPT را به صورت زیر تعریف می‌کنیم.

$$\mathrm{ERPT} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \alpha_{s,j}}{1-\sum_{j=1}^{q} \alpha_{p,j}} \qquad (۲)$$

۳-۲. شکست ساختاری نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده

در این بخش، با استفاده از آزمون‌های آماری در چهارچوب معادله چندمتغیره به بررسی احتمال شکست ساختاری می‌پردازیم.

[1] Vector auto regressive

۳-۲-۱. آزمون شکست ساختاری چندمتغیره

در این مرحله، آزمون‌های شکست ساختاری کیو و پرون (۲۰۰۷) را برای متغیر تقلیل‌یافته x_t معادله (۱) به کار بردیم. برای انجام این آزمون، از رویکرد احتمال شبه‌بیشینه با خطای گاوسی معادله زیر استفاده کردیم.

$$X_t = \sum_{j=1}^{q} \beta_j X_{i\,-j} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

که ε_t یک بردار جملات خطای ۳ در ۱ است. لازم به ذکر است که درجه متغیرها بر نتیجه معادله تأثیری نمی‌گذارد، چرا که معادله (۳) یک جمله تقلیل یافته است. همچنین، این روند، تنها در ضرایب یک معادله مانند معادله(۱)، که فاقد جملات همزمان است، به دنبال شکست ساختاری نیست، بلکه وجود شکست در هر سه معادله را بررسی می‌کند. ابتدا، با استفاده از آزمون Seq(l +1/l) کیو و پرون (۲۰۰۷) تعداد شکست‌های ساختاری را محاسبه و تاریخ هر شکست تخمین زده شد. برای اجرای این روند، فرضیه صفر ۱ شکست ساختاری و فرضیه جایگزین ۱ + ۱ شکست به‌ترتیب مورد آزمایشقرار گرفت. پس از تعیین تعداد شکست‌های ساختاری با معناداری ۵ درصد، فرضیه صفر نبود شکست ساختاری و فرضیه جایگزین وجود تعداد معینی شکست ساختاری با استفاده از آزمون $SupLR_T$ بررسی گردید.

٤.یافته ها

٤-۱. برآورد مدل

در مطالعه حاضر برای جلوگیری از انجام رگرسیون‌های کاذب ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرارگرفته که برای این منظور از آزمون‌های دیکی- فولر[۱]، فیلیپس - پرون[۲] و KPSS [۳] استفاده شده است. نتایج جدول(۱) نشان دهنده این است که تمامی متغیرهای تحقیق در سطح معنی داری کمتر از ۵ درصد و سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده و کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا هستند.

مرحله بعد، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه است. در این مطالعه از معیارهای شوارتز- بیزی[۴] وآکاییک[۵] وحنان - کوئین[۶] برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده است. در مدلVAR سه متغیره، معیارهای آکائیک و خطای پیش بینی نهایی طول وقفه بهینه را p=۳ ، معیار شوارتز طول وقفه بهینه را p=۳ ، معیار حنان-کوئین طول وقفه بهینه را p=۳ تعیین نموده اند. بر اساس نتایج به دست آمده که در جدول(۲)، نشان داده شده است، وقفه ۳ وقفه بهینه به حساب می‌آید.

[1] Dickey–Fuller test
[2] Phillips-Perron tests
[3] Kwaitowski-Phillips-Schmidt-Shin test
[4] Schwarz information criterion
[5] Akaike
[6] Hannan Quinn Criterion

جدول (۱): آزمون ریشه واحد

		آزمون فیلیپس – پرون		آزمون KPSS		آزمون دیکی – فولر	
	نتیجه	اختلاف مرتبه اول	سطح	اختلاف مرتبه اول	سطح	اختلاف مرتبه اول	سطح
تولید ناخالص داخلی	I(۱)	۰/۸۳	۰/۰۰	۰/۱۷	۰/۶۱	۰/۰۰	۰/۶۹
نرخ ارز	I(۱)	۰/۶۵	۰/۰۰	۰/۱۸	۰/۶۹	۰/۰۰	۰/۶۹
همه موارد	I(۱)	۰/۶۳	۰/۰۰	۰/۴۵	۰/۶۶	۰/۰۰	۰/۶۹
غذا	I(۱)	۰/۷۸	۰/۰۵	۰/۱۲	۰/۷۲	۰/۰۱	۰/۶۹
پوشاک	I(۱)	۰/۷۵	۰/۰۱	۰/۱۵	۰/۷۰	۰/۰۰	۰/۶۹
حمل ونقل	I(۱)	۰/۴۳	۰/۰۳	۰/۲۰	۰/۷۲	۰/۰۰	۰/۶۹
همه موارد بجز غذا	I(۱)	۰/۶۴	۰/۰۱	۰/۳۱	۰/۷۱	۰/۰۰	۰/۶۹
مراقبت‌های پزشکی	I(۱)	۰/۳۲	۰/۰۵	۰/۴۸	۰/۷۱	۰/۰۵	۰/۶۹
همه موارد بجز انرژی	I(۱)	۰/۶۷	۰/۰۰	۰/۱۴	۰/۷۱	۰/۰۰	۰/۶۹

منبع: یافته‌های تحقیق

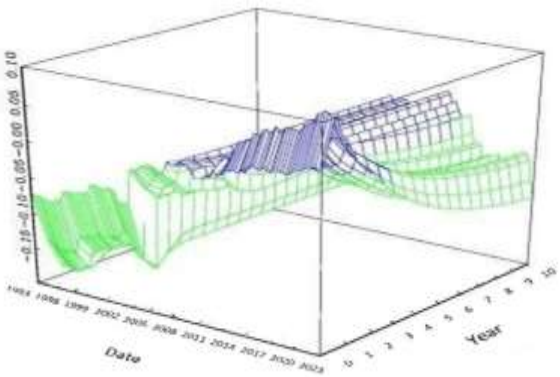
جدول (۲): تعیین وقفه بهینه در مدل

Lag	Logl	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	−۶۸۲/۱۴۲۲	NA	۵۳/۸	۶۶۷۹/۱۰۹	۷۹۸۰/۱۰۹	۷۰۹۷/۱۰۹
۱	۷۸۹/۱۳۵۹	۲۵۴۵/۲۰۰	۷۳/۲	۶۱۴۰/۱۰۱	۱۸۹۹/۱۰۲	۷۵۸۳/۱۰۱
۲	−۴۰۵/۱۳۳۴	۶۰۵۶۷/۳۷	۳۵/۸	۴۰۰۴/۱۰۰	۴۰۸۳/۱۰۱	۷۰۰۱/۱۰۰
۳	-۲۶۶/۱۳۱۰*	۳۹۷۳۹/۳۰*	۹۳/۲*	۲۷۸۹۸/۹۹*	۷۱۸۸/۱۰۰*	۷۰۷۱۲/۹۹*
٤	−۳۴۶/۱۱۹۴	۵۴۹۲۰/۱۹	۱۵/۲	۶۶۷۶۶/۹۸	۵۶۹۱/۱۰۰	۱۹۵۰۴/۹۹

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از تعیین وقفه بهینه ، درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده با مدل VAR بررسی شده است. در این فرآیند، به شناسایی تغییرات ساختاری فرآیند تولید داده x_t در طول زمان توجه ویژه‌ای شده است.

شکل(۱)، تغییرات برآورد شده واکنش شاخص بهای مصرف کننده به شوک (تکانه) واقعی نرخ ارز را نشان می‌دهد که با استفاده از داده‌های ۳۰ ساله به دست آمده‌اند. محور x دامنه (یا تاریخ) ۱۹۹۳-۲۰۲۳، محور y (یا سال) افق زمانی سالیانه (j) تابع واکنش و محور z سطح واکنشCPI ($\eta(j)$) به ۱ درصد، شوک واقعی افزایش قیمت را نشان می‌دهند. نمودار ها، تغییرات واکنش شاخص بهای مصرف کننده به شوک واقعی نرخ ارز در طول زمان را از چپ به راست بر حسب سال نشان داده که در اولین تاثیر (y=0) واکنش مثبت بوده و در طول زمان منفی شده و تا زیر صفر ادامه یافته است. شیب نمودار نشان می‌دهد که واکنش شاخص بهای مصرف کننده ایران به شوک واقعی نرخ ارز به تدریج منفی تر شده است.



شکل (۱): پاسخ CPIکل به نرخ عبور ارز

منبع:یافته‌های تحقیق

۲-٤. آزمون شکست ساختاری چندمتغیره

مهم ترین نتایج آزمون کیو و پرون (۲۴) با q = 1 و حداکثر ۳ شکست در جدول (۳) می‌باشد.

طبق جدول (۳)، در ۶ شاخص از ۸ شاخص قیمت مصرف کننده، یک شکست وجود دارد که در اوایل دهه ۹۰ رخ داده است و دارای آماره ی حداکثر دوبل در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند.

این متغیرها عبارت از Medical Care, Apparel Food, All less Food, All less Energy می‌باشند. آماره حداکثر دوبل آزمون SupLRT برای شاخص قیمت مصرف کننده کل ۸۹۰۹۴ در سطح معناداری ۹۹ درصد و تاریخ برآورد سه شکست ساختاری سال‌های ۱۹۹۵، ۲۰۱۰، ۲۰۱۴ می‌باشد. اولین مشاهدات این مقاله مرتبط بادوره ۱۹۹۳هستند و در سیستم VAR، برآورد مشاهدات کمتر از ۱۰ سال دشوار است در نتیجه، برای بررسی استنباط آماری نرخ‌های برآورد شده درجه عبور نرخ ارز در بخش بعد، تاریخ دومین شکست ساختاری (۲۰۱۰) مبنا قرار گرفته و استنباط‌ها مبتنی بر دو دوره نمونه فرعی قبل از ۲۰۱۰ و بعد از ۲۰۱۰ است.

جدول (۳): نتایج آزمون شکست ساختاری کیو - پرون

شاخص بهای مصرف کننده	تخمین تاریخ شکست			آزمون شکست ساختاری		
	BD#1	BD#2	BD#3	Seq(2/1)	Seq(3/2)	SupLRT
همه موارد	۱۹۹۵	۲۰۱۰	۲۰۱۴	۹۱/۲۸*	۵۴/۳۰*	۹۴/۸۹*
پوشاک	۱۹۹۶	N.A	N.A	۶۲/۳۷**	۶۶/۲۴	۸۴/۳۸**
حمل و نقل	۲۰۰۰	۲۰۱۴	N.A	۶۱/۲۶*	۵۴/۲۵*	۹۴/۴۶**
مراقبت پزشکی	۱۹۹۶	۲۰۰۴	۲۰۰۹	۴۱/۲۹*	۱۱	۲۹/۳۶**
انرژی	۲۰۱۰	N.A	N.A	۶۸/۲۳*	۶۸/۲۳*	۸۱/۲۳**
غذا	۱۹۹۵	N.A	N.A	۵۲/۱۴**	۵۴/۲۶	۹۴/۴۶**
همه موارد بجز انرژی	۱۹۹۶	۲۰۱۰	N.A	۹۱/۴۰**	۵۲/۸	۳۴/۴۸**
همه موارد بجز غذا	۱۹۹۶	۲۰۱۴	N.A	۱۱/۲۵*	۵۴/۱۱	۷۹/۸۶**
همه موارد بجز انرژی و غذا	۱۹۹۶	۲۰۰۸	۲۰۱۴	۱۳/۴۵**	۶۲/۲۴*	۱۳/۵۶**

منبع: یافته‌های تحقیق(*معنادار درسطح اطمینان۹۹درصد، **معنادار درسطح اطمینان۹۵درصد، *** معنادار درسطح اطمینان۹۰درصد)

۳-٤.تخمین مدل

دراین بخش توابع واکنش لحظه‌ای شاخص قیمت مصرف‌کننده به شوک نرخ ارز واقعی از سیستم VAR سه متغیره شامل نرخ ارز واقعی، تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده پس از لگاریتم‌گیری هر متغیر تخمینزده شد. دوره نمونه قبل از ۲۰۱۰ از ۱۹۹۳تا ۲۰۰۹ است، در حالی که دوره پس از ۲۰۱۰ از ۲۰۱۰ شروع می‌شود و در ۲۰۲۳ پایان می‌یابد. تعداد وقفه‌ها نیز ۲ می‌باشد. نتایج برآورد مدل در جدول شماره (۴) قابل مشاهده است.

جدول (٤): برآوردهای ERPT بارویکرد ضرایب VAR

شاخص بهای مصرف کننده	PERE-2010	POSTE-2010
	ERPT CI	ERPT CI
همه موارد	۰/۰۰۷۶۰۰[۰/۰۷۵۴,۰/۰۰۷۳۱]	۰/۲۴۵۵۷۸[۰/۷۵۸۵۰۰,۰/۵۶۹۴۱]
پوشاک	۰/۰۱۲۴۸۸[۰/۰۱۰۱۴,۰/۰۱۳۳۷]	۰/۲۶۵۹۱۶[۰/۴۹۰۸۰۳,۱/۲۳۷۸۴۱]
حمل و نقل	۰/۰۱۱۳۲۱[۰/۰۰۹۰۱,۰/۰۱۱۲۰]	−۰/۰۳۲۳۵۳[۵/۱۳۶۰۱۹,۱/۱۶۸۴۵]
مراقبت پزشکی	۰/۰۱۱۸۷۵[۰/۰۰۹۱۶,۰/۰۱۱۲۰]	۰/۰۰۷۹[−۰/۳۳۳۵۸۶,۱/۲۵۸۶]
انرژی	۰/۰۱۱۶۵۱[۰/۰۰۹۶۹,۰/۰۱۰۳۳]	۰/۰۷۵۷۶۹[۰/۸۶۲۲۱۷,۲/۲۵۷۴۹۱]
غذا	۰/۰۱۵۶۳۴[۰/۰۱۰۸۷,۰/۰۱۱۶۱]	۰/۳۷۱۸۷۵[۳/۳۳۳۹۳۷,۵/۷۵۸۳۱۰]
همه موارد بجز انرژی	۰/۰۱۱۸۷۵[۰/۰۰۹۱۶,۰/۰۰۹۷۶]	−۰/۰۳۰۴۹۶[−۳/۲۷۵۳۸,−۱/۳۰۱۲]
همه موارد بجز غذا	۰/۰۱۱۲۶۹[۰/۰۰۹۹۳,۰/۰۱۰۱۵]	−۰/۰۳۱۷۳۸[−۲/۳۶۷۸۳۳,۰/۰۱۴۸]
همه موارد بجز انرژی و غذا	۰/۰۱۱۲۹۴[۰/۰۱۰۱۷,۰/۰۰۹۴۶]	۰/۰۳۹۰۵۱[−۲/۸۸۳۱۵, ۴/۲۵۸۴۲]

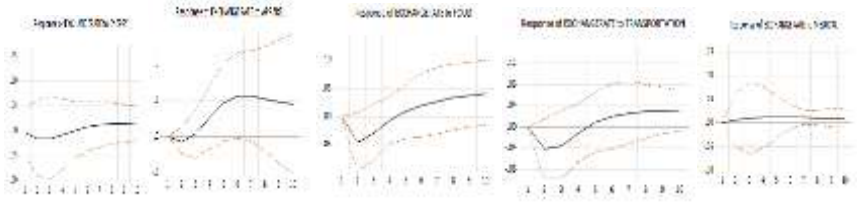
منبع: یافته‌های تحقیق

براساس جدول (۴)، بیشترین قدر مطلق برآوردشده درجه عبور نرخ ارز، مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده غذا و انرژی وکمترین قدر مطلق برآوردشده درجه عبور نرخ ارز، مربوط به شاخص قیمت مصرف کننده پوشاک و درمان است. به عبارت دیگر، درجه عبور نرخ ارز به برخی از شاخص‌های قیمت مصرف کننده تفکیک‌شده مانند شاخص قیمت مصرف کننده انرژی، حمل و نقل، و غذا مهم ترین دلیل پایداری و معنادار شدن درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده کل است. لازم به ذکر است، حذف قیمت غذا و انرژی (یا در نظر گرفتن شاخص قیمت مصرف کننده تمام اقلام به جز غذا و انرژی) باعث می‌شود که تاثیر درجه عبور نرخ ارز بسیار کم شود. همچنین، درجه عبور نرخ ارز با حذف شاخص قیمت مصرف کننده غذا (یا در نظر گرفتن شاخص قیمت مصرف کننده تمام اقلام به جز غذا) بیشتر از درجه عبور نرخ ارزی است که با حذف شاخص قیمت مصرف کننده انرژی (یا در نظر گرفتن شاخص قیمت مصرف کننده تمام اقلام به جز انرژی) به دست می‌آید و در نهایت شاخص قیمت مصرف کننده انرژی بیشتر از شاخص قیمت مصرف کننده غذا بر میزان انتقال نرخ ارزبه شاخص قیمت مصرف کننده کل تأثیر گذاشته است.

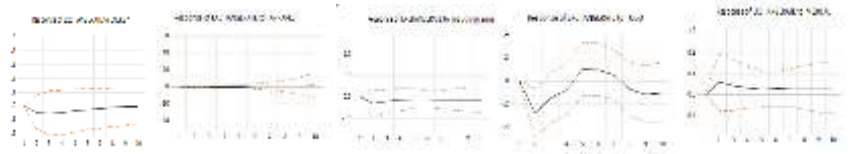
٤-۳. توابع واکنش لحظه‌ای شاخص قیمت مصرف کننده تفکیک‌شده:

در این بخش، با تحلیل IRF شاخص بهای مصرف‌کننده به شوک واقعی نرخ ارز، در دوره زمانی ۱۹۹۳-۲۰۲۳ منشأ شکست ساختاری درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده کل، بیشتر بررسی شده است.

PERE-2010



POST-2010



نمودار (۱): واکنش‌های شاخص قیمت مصرف کننده تفکیک شده به شوک نرخ ارز

منبع:یافته‌های تحقیق

بررسی واکنش شاخص‌های قیمت مصرف کننده در دوره قبل از 2010 (نمودار ۲) بیانگر این است که درجه عبور نرخ ارز به شاخص‌های قیمت مصرف کننده غذا، انرژی و حمل و نقل در فواصل زمانی مختلف منفی و مثبت اما معنادار است. در نتیجه، اگر واکنش‌های شاخص‌های دیگر قیمت مصرف کننده قابل چشم پوشی باشند، می‌توان درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده غذا و انرژی و حمل و نقل را دلیل واکنش منفی شاخص قیمت مصرف کننده کل (نمودار ۲) دانست. از طرف دیگر، شاخص‌های قیمت مصرف کننده غذا، حمل و نقل، و انرژی در دوره پس از ۲۰۱۰، واکنش‌های منفی معناداری دارند. واکنش شاخص‌های قیمت مصرف کننده پوشاک و درمان بسیار ضعیف و غیرمعنا دارند. همچنین درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده تمام اقلام به جز انرژی، و شاخص قیمت مصرف کننده تمام اقلام به جز غذا، در دوره بعد از ۲۰۱۰، واکنش‌های منفی معناداری دارند. اما، در همین دوره، درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده تمام اقلام به جز غذا و انرژی غیر معنادار است. این واکنش‌های مشترک نشان می‌دهند که قیمت غذا و انرژی تأثیر مهمی بر درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده کل می‌گذارند. همچنین، شاخص قیمت مصرف کننده انرژی و قیمت‌های مرتبط مانند شاخص قیمت مصرف کننده حمل و نقل از عوامل مهم اثرگذار بر شکست ساختاری درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده کل هستند. همچنین واکنش‌های شاخص قیمت مصرف کننده غذا در دو دوره نمونه مشابه بوده ولی واکنش‌های شاخص قیمت مصرف کننده انرژی در دو دوره تفاوت کیفی داشته و واکنش شاخص قیمت مصرف کننده انرژی به شوک نرخ ارز هم، مانند واکنش شاخص قیمت مصرف کننده کل به این شوک، تنها در دوره بعد از ۲۰۱۰ منفی است. به عبارت دیگر، تغییر ساختاری درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده انرژی ، منشأ شکست ساختاری درجه عبور نرخ ارز به شاخص قیمت مصرف کننده کل ایران است.

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مطالعه، درجه عبور نرخ ارز به شاخص بهای مصرف کننده و تاثیر نوسانات قیمت نفت بر آن با استفاده از برآورد مدل VAR سه متغیره و با استفاده از تحلیل توابع واکنش لحظه ای، مورد بررسی قرار گرفته و با استفاده از آزمون‌های شکست ساختاری چند متغیره، وقوع شکست ساختاری در دهه‌های مختلف بررسی شده است. نتایج تحقیق نشان داد نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده می‌تواند در طول زمان تغییر کرده و افزایش یا کاهش یابد که با نتایج تحقیقات عزتی و همکاران (۱۴۰۰) و حیدری و بشیری (۱۴۰۳) و باندت ورازافیندرب (۲۰۱۴) سازگار است. همچنین همانند نتایج تحقیق هیونگ کیم و همکاران (۲۰۲۱) بیشترین قدر مطلق برآورد شده درجه عبور نرخ ارز مربوط به شاخص بهای غذا و انرژی می‌باشد. سپس با بررسی مدل VARچهار متغیره، نتایج نشان داد نوسانات قیمت نفت

به عنوان عامل اصلی اثرگذار بر تغییر الگوی نرخ عبور ارز به شاخص بهای مصرف کننده کل در ایران است، که با نتایج تحقیق مصباحی و همکاران (۱۳۹۸) همخوانی دارد.

بر مبنای یافته‌های تجربی توصیه می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی در برنامه‌ریزی‌های خود به منظور تثبیت قیمت‌ها با اتخاذ سیاست‌های مناسب، مانع از بروز شوک‌های شدید ارزی شوند. کنترل تورم سیاست مناسبی برای کاهش درجه عبور نرخ ارز است که خود سبب افزایش قدرت رقابتی خواهد شد و از سوی دیگر افزایش نرخ ارز در سطوح تورمی پایین اثرات شدیدتری در قیمت واردات نخواهد داشت. سیاست‌های پیشنهادی در راستای کاهش محیط تورمی، کنترل نقدینگی یا هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های مولد و مرتبط با افزایش تولید ناخالص داخلی است. با توجه به اهمیت نوسانات و نااطمینانی نرخ ارز و قیمت انرژی، جهت انجام مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود محققان با استفاده از سایر روش‌های اقتصاد سنجی مانند تکنیک داده‌های پانل به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و قیمت انرژِی بر متغیرهای کلان اقتصادی بپردازند.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Asgharpour, H. and Mahdilo, A. (2014). The Impact of Inflationary Environment on Exchange Rate Pass- Through on Import Prices in Iran: Markov–Switching Approach. Quarterly Journal of Economic Research and Policy 22(70), 75-102. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-758-en.html/ (In Persian)
- Bandt, O. D. and Razafindrabe, T. (2014). Exchange rate pass-through to import prices in the Euro-area: A multi-currency investigation. International Economics, 138, 63–77. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.inteco.2014.01.001/
- Beckmann, J., Belke, A. and Verheyen, F. (2013). Exchange rate pass-through into German import prices – A disaggregated perspective. Applied Economics, 46(34), 4164-4177. Retrieved from https://doi.org/10.1080/00036846.2014.946184/
- Bigerna, S. (2024). Connectedness analysis of oil price shocks, inflation, and exchange rate for the MENA region countries. Resources Policy, 84,104344. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104344
- Campa, J. M. and L. S. Goldberg (2005). Exchange rate pass-through into import prices, The Review of Economics and Statistics, 87(4), 679-690. . Retrieved from https://doi.org/10.1162/003465305775098189/
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. L. Evans. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. Handbook of Macroeconomics, 1, 65-148. Retrieved from https://doi.org/10.1016/S1574- 0048(99)01005-8/

- Çitçi, S. H. and Kaya, H. (2024). Exchange rate uncertainty and the connectedness of inflation. Borsa Istanbul Review, 23(3), 723-735. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.bir.2023.01.009/
- Ezzati Shurgoli, A. Khodavisi, H. (2020). Estimation of the degree of exchange rate passage to domestic prices in the Iranian economy: An application of variable parameter models. Quarterly Journal of Economic Research, 21(1),29-62.Retrieved from https://doi.org/20.1001.1.17356768.1400.21.1.2.0/ (In Persian)
- Frankel, J., D. Parsley, and S.-J. Wei. (2012). Slow pass-through around the world: A new import for developing countries. Open Economies Review, 23(2), 213-25. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11079-011-9210-8/
- Gagnon, J. E., and J. Ihrig. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. International Journal of Finance & Economics, 9(4), 315-338. Retrieved from https://doi.org/10.1002/ijfe.253/
- Goldfajn, I. and Werlang, S. R. D. C. (2000). The pass-through from deprecia tion to inflation: a panel study. Werlang, Sergio R., the Pass Through from Depreciation to Infla tion: A Panel Study. Banco Central de Brasil Working Paper, (5). Retrieved from http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.224277/
- Heydari, H. and Bashiri, S. (2024). Estimating the transfer effects of exchange rates on the prices of industrial sub-sectors in Iran using a Bayesian approach. Journal of Monetary Policy, 17(33), 57-84. Retrieved from https://doi.org/10.22034/epj.2024.21571.2593/ (In Persian)
- Schroder, M. and Hufner, F.P. (2002). Exchange rate pass-through to consumer prices: A European perspective. ZEW discussion paper, 02-20. Retrieved from https://doi.org 10.34989/sdp-2015-9
- Hyeongwoo K., Ying L. and Henry, T. (2021). Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: The Increasing Role of Energy Prices. Open Economies Review, 32(2), 395-415. Retrieved from https://doi.org 10.1007/s11079-020-09601-7/
- Laflèche, T. (1996). The Impact of Exchange Rate Movements on Consumer Prices. Bank of Canada Review, 21–32.
- Mashhadizadeh, F., Khosrow. P., Akbari Moghadam. B. and Zare, H. (2019) Monetary Policy and Exchange Rate Transmission in Iran. Quarterly Journal of Applied Economic Studies of Iran. 8(30), 25-55. Retrieved from https://doi.org/10.22084/aes.2019.17891.2780/(In Persian)
- Mesbahi, M., Asgharpour, H., Haghighat, J., Kazeruni, S. and Fallahi, F. (2017). The degree of exchange rate pass-through to import prices in the Iranian economy with emphasis on oil revenue fluctuations (nonlinear approach). Quarterly Journal of Economic Modeling, 11(37), 77-100. (In Persian)
- Pish bahar, I., Ghahramanzadeh, M. and Aref Eshghi, T. (2013). Exchange Pass-Through in to Food Inflation in Iran, Agricultural Economics, 7(3), 1-21. (In Persian)

- Qu, Z., and P. Perron (2007). Estimating and testing structural changes in multivariate regressions. Econometrica, 75(2), 459-502. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1468- 0262.2006.00754.x/
- Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. The quarterly journal of economics, 108(4), 869 903. Retrieved from https://doi.org/10.2307/2118453/
- Takhtamanova, Y. F. (2010). Understanding changes in exchange rate pass-through. Journal of Macroeconomics, 32(4), 1118.1130. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2010.04.004/
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. Euro-pean Economic Review, 44(7), 1389-1408. Retrieved from https://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00037-4/

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Effect of Oil on Gender Inequalities in Oil-rich Countries

Sahar Araghizadeh[1], Ali Daghighiasli[2]✉, Marjan Damankeshideh[3], Ali Esmaeilzadeh[4]

[1] Ph. D. Student in Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: sahar.araghizadeh@gmail.com
[2] * Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: daghighiasli@gmail.com
[3] Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Email: Mar.Daman_keshideh@iauctb.ac.ir
[4] Professor of Accounting, Department of Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran.Iran, Email: alies35091@gmail.com

Article Info

Received: 11/7/2025
Accepted: 26/10/2025

Pages: 51-72

Keywords:
Gender; inequality; oil

JEL Classification:
J16; J14; M21

ABSTRACT

Human power is one of the main pillars and elements of the growth and development of any country. In this direction, women, as half of the society's population, have a decisive role in advancing the goals of growth and development. Therefore, first of all, this part of the society should be taken into consideration in the planning and policies. Secondly, different policies can have different effects on the quantity and quality of their performance. One of the aspects related to this discussion is how macroeconomic policies affect the level of women's participation in the labor market and the gender gap in employment. Therefore, this study is organized in the context of investigating the effect of oil on gender inequality, taking into account other external factors affecting gender inequality. In this regard, a selection of oil countries for the period of 2017 to 2022 is considered. In order to estimate the research model, the panel data regression method has been used. The findings show that oil revenues have a positive and significant effect on gender inequality. This means that with the increase in oil revenues, the amount of gender inequality increases. This shows that oil is actually causally related to gender inequality.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Abstract

The term “equity” refers to fairness and justice, equality refers to equal opportunities, equal access, equal treatment, equal sharing and sharing of resources, and keeping everyone on the same level regardless of the means they already have or have access to. Social equity recognizes that each person has different circumstances and allocates the exact resources and opportunities needed to reach an equal outcome. Social equality means that the same resources or opportunities are given to every person or group of people. Women are useful at work in many ways, but they have much less access to resources and productive opportunities than men. It would be useful to find ways to close gender gaps for women and communities as well. On the other hand, the realization of gender equality can instrumentally have various economic and social achievements for women, their children and the larger society. Meanwhile, high reserves of oil and gas in different countries have made them known as oil countries. It has also paid attention to these areas due to lack and underdevelopment. Oil extraction, which is not a labor force, but a capital-intensive industry, creates little employment. Accordingly, the level of unemployment in these regions is higher than the global average. Also, considering that oil-rich countries often try to extract more oil in order to increase their income, they push most of their labor in this direction, and this requires male labor. Also, unfortunately, Women on average are paid much less than men globally in some departments, organizations and factories, and even the salaries of female workers are lower than average Minister of Labour and Employment salary in some factories. Therefore, one of the reasons why employers attract more women is that they hire them with lower wages than men. Therefore, it can be said that in addition to the fact that gender inequality is seen in some societies regarding the less employment of women in economic activities; Inequality in wages is another cause of gender inequality. Nevertheless, despite their remarkable efforts, it seems that women have been neglected regarding the type and manner of activity in the country's economic system. Similarly, women do not play a role or play a small role in household budget management. As such, women are denied access to jobs, finances, and education, and are more vulnerable to hunger and disease. While considering the apparent gap in the literature, the propositions of this study are based on the gender discourse about sustainable livelihoods in oil communities. This study seeks to find the level of oil investment that has involved oil-rich countries in the promotion of alternative livelihoods, and also to define the amount of women's income from such investment in the communities. Also, this study deals with how this affects women's wage inequality.

Method

The present study, in order to achieve the research goals, has estimated a regression model using the panel data approach for a selection of oil-rich countries in the period from 2017 to 2022. Through the ratio of women's minimum wage to men's minimum wage. The dependent variable in the regression model of this study indicates gender inequality, which is obtained through the ratio of women's

minimum wage to men's minimum wage. OIL is oil revenue, and X includes control variables such as Islam, greenhouse gas production, quality of government, political stability, corruption index, and quality of laws.

Findings

According to the findings from the model estimation, oil revenues have a positive and significant effect on gender inequality. This means that as oil revenues increase, the level of gender inequality increases. Also, according to the table below, greenhouse gases and the level of corruption have a positive and significant effect on gender inequality. Whereas, Islam has a negative and significant effect on gender inequality. This means that the level of gender inequality in Islamic countries is lower than in non-Islamic countries. Political stability and the quality of laws are two other important factors that have a negative and significant impact on gender inequality. This means that as political stability and the quality of laws improve in the countries, gender inequality will decrease.

Conclusion

This study was conducted with the aim of investigating the impact of oil on gender equality and inequality. According to the findings, oil revenues have a positive and significant effect on gender inequality. This means that as oil revenues increase, the level of gender inequality increases. This shows that oil is actually causally related to gender inequality; this inequality in the labor market caused by oil production can potentially lead to other consequences such as domestic violence and adverse health consequences for women. While Islam has a negative and significant effect on gender inequality. Thus, the gendered dimensions of the resource sector are some of the ill-conceived aspects of the literature on the economic effects of residual resource wealth. An important issue for future research is to expand the scope of the resources studied. In addition, another field with high potential yield for further analysis is the identification of contextual and institutional factors that underlie differences in gender inequalities between resource-rich societies. It is felt that a better understanding of distributional issues in resource-rich societies is needed to inform the design of specific policies in such societies.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثر نفت بر نابرابری‌های جنسیتی در کشورهای نفت‌خیز

سحر عراقی‌زاده[۱]، علیرضا دقیقی اصلی[۲]✉، مرجان دامن‌کشیده[۳]، علی اسماعیل‌زاده[۴]

[۱] دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی:
sahar.araghizadeh@gmail.com

[*۲] استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی:
daghighiasli@gmail.com

[۳] استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی:
Mar.Daman_keshideh@iauctb.ac.ir

[۴] استاد حسابداری، گروه حسابداری، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، پست الکترونیکی:
alies35091@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۵۱-۷۲

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۰۴/۲۱
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۳/۰۸/۰۵

واژگان کلیدی:
جنسیت؛ نابرابری؛ نفت

طبقه‌بندی JEL:
J14; J16; M21

چکیده

نیروی انسانی یکی از ارکان و عناصر اصلی رشد و توسعه هر کشوری به شمار می‌آید. در این جهت زنان به عنوان نیمی از جمعیت جامعه، نقشی تعیین‌کننده در پیشبرد اهداف رشد و توسعه دارند. بنابراین اولاً می‌بایست در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها این بخش از جامعه را مورد توجه قرار داد. ثانیاً سیاست‌گذاری‌های مختلف می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر کمّیت و کیفیت عملکرد آنان به جای بگذارد. یکی از جنبه‌های مرتبط با این بحث، نحوه اثرگذاری سیاست‌های کلان اقتصادی بر میزان مشارکت زنان در بازار کار و شکاف جنسیتی در اشتغال است. از اینرو این مطالعه در زمینه بررسی اثر نفت بر نابرابری‌های جنسیتی با در نظر گرفتن سایر عوامل برونزای موثر بر نابرابری جنسیتی، تنظیم شده است. در این راستا منتخبی از کشورهای نفتی برای بازه زمانی ۲۰۱۷ الی ۲۰۲۲ در نظر گرفته شد و مدل مورد نظر تحقیق از روش رگرسیون‌های پانل دیتا برآورد گردید. یافته‌ها نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارد. این بدان معناست که با افزایش درآمدهای نفتی، میزان نابرابری جنسیتی افزایش می‌یابد. این نشان میدهد که نفت در واقع به طور علّی با نابرابری جنسیتی، مرتبط است.

۱. مقدمه

واژه برابری به انصاف و عدالت اشاره دارد، برابری به فرصت‌های برابر، دسترسی برابر، رفتار برابر، اشتراک و تقسیم برابر منابع اشاره دارد و همه را بدون توجه به ابزارهایی که قبلاً انجام می‌دهند یا به آنها دسترسی ندارند، در یک سطح نگه می‌دارند (دولی[۱]، ۲۰۲۰؛ لی[۲]، ۲۰۲۱). برابری اجتماعی تشخیص می‌دهد که هر فرد شرایط متفاوتی دارد و منابع و فرصت‌های دقیق مورد نیاز برای رسیدن به یک نتیجه برابر را تخصیص می‌دهد (جوس[۳]، ۲۰۱۶؛ لی، ۲۰۱۹). زنان در کار به طرق مختلف مفید هستند، اما دسترسی آنها به منابع و فرصت‌های تولیدی در مقایسه با مردان بسیار کم است (جیوا[۴]، ۲۰۱۷) و لذا یافتن راه‌هایی برای رفع شکاف‌های جنسیتی برای زنان و جوامع، مفید خواهد بود (استیسی و همکاران[۵]، ۲۰۱۹). محروم نمودن زنان از فضای مشارکت در توسعه اقتصادی – اجتماعی و برخودار نبودن آنها از عدالتی که سزاوار آن هستند، بر کل جامعه تأثیر می‌گذارد. برای مثال، در اکثر جوامع، کمتر از نیمی از جمعیت را زنان تشکیل می‌دهند اما نیروی کار بیشتر از مردان تشکیل شده است (استیسی و همکاران، ۲۰۱۹). به همین ترتیب، بخش قابل‌توجهی از دختران و زنان با توانایی‌های بالا از امتیاز حضور در مدرسه یا کسب مهارت‌های دیگر برخوردار نیستند. از زنان و دختران کمتر انتظار می‌رود که به مدرسه بروند، و زمانی که آنها در دوران تحصیل هستند، ممکن است سطح تحصیلات متوسطه را مانند پسران تکمیل نکنند و عده معدودی، که تحصیلات متوسطه را به پایان رسانده اند، به راحتی مانند مردان استخدام نمی‌شوند. این رویداد بیشتر در بخش رسمی اتفاق می‌افتد (تامونو[۶]، ۲۰۲۲).

در این میان، ذخایر بالای نفت و گاز در کشورهای مختلف که آنها را به کشورهای نفتی معروف کرده است، این مناطق را به دلیل کمبود و توسعه نیافتگی نیز مورد توجه قرار داده‌است. استخراج نفت که نیروی کار نیست، بلکه یک صنعت سرمایه بر است، اشتغال کمی ایجاد می‌کند (سرگل‌زایی و همکاران، ۱۴۰۲). چالش دیگری که کشورهای نفت خیز با آن مواجه هستند، سختی زمین جغرافیایی است که زیرساخت‌ها را گرانتر می‌کند. مشکل دیگر، اثر تخریب محیط زیست است که تا حد زیادی نتیجه استخراج نفت بر صنایع سنتی مانند ماهیگیری و سایر فعالیت‌های کشاورزی است (برنامه توسعه سازمان ملل متحد[۷]، ۲۰۰۶). نشت نفت و شعله ور شدن گاز برای چندین دهه و همچنین رشد سریع جمعیت به این معنی است که این روش‌های سنتی برای کسب درآمد یا دیگر عملی نیستند یا سقوط عظیمی را تجربه کرده اند. بر این اساس، سطح بیکاری در این مناطق بالاتر از میانگین جهانی است. همچنین با

[1] Dooley, 2020
[2] Lee, 2021
[3] Jos, 2016
[4] Jeeva, 2017
[5] Stacey et al., 2019
[6] Tamuno, 2022
[7] UNDP, 2006

توجه به اینکه کشورهای نفتخیز اغلب سعی دارند که به منظور افزایش درآمد خود، نفت بیشتری را استخراج کنند، بیشتر نیروی کار خود را به این سمت سوق می‌دهند و این امر نیروی کار مردانه را می‌طلبد.

در این خصوص، راس[1] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای بسیار تأثیرگذار، شواهدی را گزارش می‌کند که این دیدگاه عمومی را که نابرابری‌های جنسیتی مشاهده شده در خاورمیانه به دلیل سنت‌های اسلامی منطقه است، زیر سؤال می‌برد (شرابی[2]، ۱۹۹۲؛ اینگلهارت و نوریس[3]، ۲۰۰۳). او پیشنهاد می‌کند که «نفت مقصر است نه اسلام». راس (۲۰۰۸) استدلال می‌کند که تولید نفت ممکن است نابرابری‌های جنسیتی را در بازار کار تشدید کند. مطابق با این نظریه، او در نمونه بزرگی از کشورها رابطه منفی معناداری را بین تولید نفت و نمایندگی زنان در نیروی کار و سیاست نشان می‌دهد.

مقاله راس به چند دلیل قابل توجه است. اتکا به منابع طبیعی در بسیاری از اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه رایج است. با این حال، این یک سوال باز است که آیا بخش استخراج می‌تواند توسعه پایدار ایجاد کند (ون در پلوگ[4]، ۲۰۱۱). ادبیات مربوط به ثروت و توسعه منابع نشان می‌دهد که کشورهای غنی از منابع در واقع تمایل به رشد آهسته تری نسبت به همتایان فقیر خود دارند (ساکس و وارنر[5]، ۲۰۰۱). با این حال، توزیع سود و زیان حاصل از ثروت منابع برای ارتقاء یا عدم ارتقاء توسعه و رشد مهم است (مهلوم و همکاران[6]، ۲۰۰۶).

نابرابریهای جنسیتی هسته اصلی بحث در مورد توسعه اجتماعی – اقتصادی است (دوفلو[7]، ۲۰۱۲؛ باندیرا و نترج[8]، ۲۰۱۳). نه تنها چنین نابرابری‌هایی ذاتاً مشکل ساز هستند، بلکه به نظر می‌رسد که توسعه را مختل می‌کنند. توزیع برابر منافع حاصل از منابع طبیعی به عنوان یک هدف اصلی در دستیابی به برابری جنسیتی و توانمندسازی زنان در اهداف جدید توسعه پایدار (SDGs) که توسط رهبران جهان در اجلاس سازمان ملل در سال ۲۰۱۵ تصویب شد، شناسایی شده است. با این حال ابعاد جنسیتی برخی از جنبه های کمتر درک شده ادبیات، در مورد اثرات اقتصادی ثروت منابع باقی مانده است (راس، ۲۰۱۵).

با این وجود، علیرغم تلاش چشمگیر آنها، به نظر می‌رسد که زنان در خصوص نوع و نحوه فعالیت در سیستم اقتصادی کشورهای نفت خیز مورد غفلت قرار گرفته اند. به همین ترتیب، زنان بارها و بارها در مدیریت بودجه خانوارها حرف کمی دارند یا اصلاً حرفی ندارند. از اینرو، زنان از بهره مندی از شغل، امور

[1] Ross, 2008
[2] Sharabi, 1992
[3] Inglehart & Norris, 2003
[4] van der Ploeg, 2011
[5] Sachs & Warner, 2001
[6] Mehlum et al., 2006
[7] Duflo, 2012
[8] Bandiera & Natraj, 2013

مالی و تحصیلات منع میشوند و در برابر گرسنگی و بیماری آسیب پذیرتر هستند (اسین و اینیانگ[1]، ۲۰۱۷؛ مویز[2]، ۲۰۲۰).

با در نظر گرفتن شکاف ظاهری در ادبیات، گزاره‌های این تحقیق بر گفتمان جنسیتی در مورد معیشت پایدار در جوامع نفتی، استوار است. برای کمک به کاهش فشار و حفاظت منابع دریایی و کشاورزی، این مقاله علاقه مند به یافتن راههایی برای ارتقای معیشت جایگزین است که زنان را حمایت می‌کند. موقعیت این مطالعه در راستای یافتن سطح سرمایه‌گذاری نفتی است که کشورهای نفت خیز را در مورد ارتقای معیشت جایگزین، و همچنین تعریف میزان درآمد زنان از چنین سرمایه‌گذاری در جوامع درگیر کرده‌اند. همچنین به چگونگی تأثیر این امر بر نابرابری دستمزد زنان می‌پردازد. به بیان دیگر مطالعه حاضر در پی پاسخگویی به این سوال است که تاثیر درآمد نفتی بر نابرابری جنسیتی به چه صورتی است؟ برهمین اساس در ادامه، این مقاله به بررسی مرور ادبیات و پیشینه تحقیق، معرفی روش شناسی تحقیق، ارائه یافته ها و در نهایت نتیجه گیری و بحث پرداخته است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

ذخایر عظیم نفت و گاز که در کشورهای نفتخیز وجود دارد، برای اقتصاد کشور حیاتی هستند (اسگیل[3]، ۲۰۱۲). تمام غنای منابع طبیعی در این مناطق هنوز آن را فقیر، توسعه نیافتگی اقتصادی و مبارزه با نابرابری و همچنین محیط ویران کرده است (برنامه توسعه سازمان ملل متحد، ۲۰۰۶). تنش‌های تاریخی و افزایش گروه‌های مسلح از هر نوع (جنایتکار، نظامی و قومی فرقه‌ای) به پویایی‌های متعدد درگیری در منطقه می‌افزاید. مطابق با ایدمودیا[4] (۲۰۱۴)، مهمترین گروهی که در پیشرفت اقتصادی کشورها به شدت مورد غفلت قرار گرفته است، زنانی هستند که در این جوامع می‌مانند. منابع رانتی دولت‌ها به عنوان منابعی ناامن برای سیاستگذاری‌های اقتصادی بخصوص جهت کاهش شکاف طبقاتی استفاده شده است. در ادبیات تحقیق، وجود منابع طبیعی هم عامل و هم مانع توزیع درآمد عنوان شده اند و اثرات افزایش و کاهش منابع رانتی می‌تواند بر نابرابری درآمدی اثرات متفاوتی داشته باشد (صادقی امرآبادی، ۲۰۲۲). از اینرو، یکی از مباحث رایج در میان اندیشمندان این است که بسیاری از کشورهای دارای منابی طبیعی غنی، یک پارادوکس اقتصادی، سیاسی و اجتماعی را تجربه می‌کنند؛ این پدیده به عنوان پارادوکس وفور یا نفرین منابع توصیف می‌شود. صرف نظر از چگونگی نامگذاری، این استدلال کلی وجود دارد که

[1] Essien & Inyang, 2017
[2] Moise, 2020
[3] Asgil, 2012
[4] Idemudia, 2014

کشورهای دارای وفور منابع از سطح پایین عملکرد اقتصادی و مشکلات دموکراسی رنج می‌برند (محمدی فر و صادقی امرآبادی، ۲۰۲۰: ۱۶۶). در این راستا، محققان نیز رابطه بین نفت و نمایندگی زنان را تایید کرده‌اند (کانگ[1]، ۲۰۰۹)، در حالی که برخی دیگر نشان داده‌اند که این رابطه کمتر قوی است (گرو و روچیلد[2]، ۲۰۱۲).

در این راستا، راس (۲۰۰۸) به طور تجربی دو گزاره را آزمایش می‌کند. اول اینکه تولید نفت، مشارکت زنان در نیروی کار را کاهش خواهد داد و دوم اینکه با این کار از نفوذ سیاسی زنان نیز کاسته می‌شود. گزاره اول مستقیماً از ارائه یک فرض در مورد حضور بازارهای کار تفکیک جنسیتی در اقتصادهای مبتنی بر منابع ناشی میشود که با اثرات بیماری هلندی مشخص می‌شود (کوردن[3]، ۱۹۸۴؛ کوردن و نیری[4]، ۱۹۸۲). اگر تفکیک جنسیتی در بازار کار به گونه‌ای باشد که زنان فقط در بخش تجارت و مردان در بخش غیرتجاری کار کنند، تغییر از بخش تجاری به بخش غیرتجاری به دلیل بیماری هلندی تقاضا را برای نیروی کار زنان و کاهش عرضه نیروی کار زنان ناشی از تأثیرات درآمد خانوار: دستمزدهای مردانه بیشتر ویا انتقالات دولتی بالاتر کاهش می‌دهد. گزاره دوم مستقیماً از گزاره اول ناشی می‌شود، با این فرض که نفوذ سیاسی زنان «تا حدی تابعی از مشارکت زنان در نیروی کار است» و توسط آن از طریق پویایی‌های مختلف در سطوح فردی، اجتماعی و اقتصادی تقویت میشود (راس، ۲۰۰۸).

راس (۲۰۰۸) برای بررسی این گزاره‌ها، روابط بین معیارهای تولید نفت، مشارکت زنان در نیروی کار و نمایندگی سیاسی آنها را با اتخاذ دو رویکرد برای برآورد تحلیل می‌کند. رویکرد اول مبتنی بر یک مدل با اثرات ثابت کشور است و از داده‌های تلفیقی بین سال‌های ۱۹۶۰ و ۲۰۰۲ استفاده می‌کند (راس، ۲۰۰۸). رویکرد دوم، که بیشتر تحلیل‌ها را در مقاله هدایت می‌کند، مبتنی بر یک مدل بین کشوری است و همه کشورها را در دوره زمانی ۱۹۹۳–۲۰۰۲ پوشش می‌دهد (متوسط متغیرها در این دوره استفاده می‌شود).

برای تجزیه و تحلیل از دو متغیر وابسته استفاده شد. اولین مورد، مشارکت زنان در نیروی کار است: سهم زنان از نیروی کار رسمی (راس، ۲۰۰۸) کارگران کشاورزی و کارگران خارجی را از این معیار کم می‌کند. دومین مورد، نمایندگی سیاسی زنان است که از طریق دو نماینده تسخیر شده است: کرسی‌های پارلمانی که زنان به عنوان کسری از کل کرسی‌های پارلمان در اختیار دارند، و کرسی‌های وزارتی که زنان به عنوان کسری از کل کرسی های وزیران در اختیار دارند.

متغیر مستقل بهره، اجاره نفت سرانه، به عنوان ارزش کل تولید سالانه نفت و گاز طبیعی هر کشور منهای هزینه های استخراج، تقسیم بر جمعیت اواسط سال اندازه گیری می‌شود. در این راستا راس

[1] Kang, 2009
[2] Groh & Rothschild, 2012
[3] Corden, 1984
[4] Corden & Neary, 1982

همبستگی منفی بین تولید نفت و نمایندگی زنان در نیروی کار و سیاست در سراسر کشورها را گزارش می‌دهد.

دخالت زنان در توسعه سیاسی، اقتصادی و اجتماعی به دلیل دسترسی نابرابر به منابع و فرصت‌ها و همچنین سطوح اسفناک خشونت بین فردی متوقف شده است. این به زنان و کودکان آسیب می‌رساند و اقتصاد منطقه را بدتر می‌کند (واتس[1]، ۲۰۰۴). سهم آنها در توسعه جوامع ساحلی به دلیل تعداد کم آنها در نیروی کار محدود شده است. سوگیری انتخابی که به سمت مردان متمایل میشود به این معنی است که مردانی که توانایی ذاتی کمتری دارند همچنان نسبت به دختران در زمینه تحصیل و اشتغال مورد توجه قرار می‌گیرند و در نتیجه توزیع منابع بین دو جنس بهینه نیست (فرانسیس و همکاران[2]، ۲۰۱۱). با این حال، زنان، فارغ از تحصیل یا اشتغال در بخش رسمی یا غیر رسمی، هرگز از ایفای نقش محوری، در رفاه کودکان دست بر نمی دارند. بنابراین ناتوانی آنها در دسترسی به منابع، به عنوان یک مشکل تلقی شده و تهدیدی برای نسل‌های آینده است.

صندوق بین‌المللی توسعه کشاورزی[3] تاکید می‌کند که منابع درآمد زنان را نمی‌توان بدون در نظر گرفتن شکاف جنسیتی در دسترسی به منابع تولیدی مانند سرمایه، زمین، دارایی، سرمایه انسانی و غیره به درستی درک کرد. به گفته جیوا (۲۰۱۷)، شکاف جنسیتی در مورد دسترسی به انواع مختلف دارایی، بر بهره وری زنان و مردان تأثیر می‌گذارد. توانایی کنترل و مالکیت دارایی‌ها، یک عنصر جدی رفاه است. دارایی‌ها مانند درآمد را می‌توان به پول نقد تغییر داد، اما آنها نیز چند بعدی هستند (لانژ و جیداوی[4]، ۲۰۰۹). هر کسی که بر این دارایی‌ها در داخل خانواده کنترل داشته باشد، یک عامل تعیین کننده در رفاه خانواده و شخص است. علاوه بر این، نحوه تخصیص این دارایی‌ها در خانوارها، پیامدهای قابل توجهی برای طیف وسیعی از نتایج دارد (موتیموکورو ماراوانیکا و همکاران[5]، ۲۰۱۷). محدودیت‌های مالی نیز اغلب به‌عنوان یکی از دلایلی که زنان به سطوح پایین‌تر مشارکت می‌روند، نامیده می‌شود. رام بیدیسی[6] (۲۰۱۵) تاکید می‌کند که محصولات مالی مناسبی که زنان را تشویق به وام گرفتن، پس انداز و بیمه می‌کند برای تحکیم نقش آنها به عنوان تولیدکننده و برای گسترش فرصت‌های اقتصادی در دسترس آنها در جوامع ضروری است. همچنین در برخی از جوامع قانون و هنجارهای قومی، کسب دارایی‌های ارزشمند مانند زمین را برای زنان چالش برانگیز می‌سازد. کلیبر و همکاران[7] (۲۰۱۴) اظهار می‌دارد که حقوق زنان بر دارایی‌هایشان کم و بیش ناامن است، احتمالاً به این دلیل که آنها غالباً از راه‌های گاه به

[1] Watts, 2004
[2] Francis et al., 2011
[3] IFAD
[4] Lange & Jiddawi, 2009
[5] Mutimukuru Maravanyika et al., 2017
[6] Ram-Bidesi, 2015
[7] Kleiber et al., 2014

گاه مانند ارث به یک دارایی می‌رسند. بنابراین، مطابق با دیدگاه فوق، می‌توان تصور که مداخلاتی که توانایی زنان را برای کسب اعتبار، مشارکت در مشاغل با حقوق و شروع کسب و کار خود بهتر می‌کند، می‌تواند در وقف زنان در جوامع سودمند باشد.

در این راستا، نظریه حقوقی فمینیستی[1] که با عنوان فقه فمینیستی نیز شناخته می‌شود، بر این باور استوار است که قانون در تبعیت تاریخی زنان بنیادی بوده است (فاینمن[2]، ۲۰۰۵). رویه حقوقی فمینیستی، فلسفه حقوق مبتنی بر نابرابری سیاسی، اقتصادی و اجتماعی جنسیت است و نظریه حقوقی فمینیستی دربرگیرنده قانون و نظریه به هم پیوسته است. پروژه نظریه حقوقی فمینیستی دوگانه است.

اول، نظریه حقوقی فمینیستی به‌دنبال تبیین راه‌هایی است که در آن قانون در وضعیت زیردست سابق زنان نقش داشته است. نظریه حقوقی فمینیستی مستقیماً برای شناخت و مبارزه با سیستم حقوقی که عمدتاً توسط مردان و برای نیات آنان ساخته شده بود، ایجاد شد و اغلب مؤلفه‌ها و تجربیات مهمی را که زنان را به حاشیه رانده، فراموش می‌کرد. قانون یک نظام ارزشی مردانه را به بهای ارزش‌های زنانه تداوم می‌بخشد (بومن و کواد[3]، ۱۹۹۳). نظریه حقوقی فمینیستی از طریق حصول اطمینان از دسترسی همه مردم به مشارکت در سیستم‌های حقوقی به‌عنوان متخصص، برای مبارزه با پرونده‌ها در قانون اساسی و قوانین تبعیض‌آمیز استفاده می‌شود.

دوم، نظریه حقوقی فمینیستی به تغییر وضعیت زنان از طریق تجدید نظر در قانون و رویکرد آن به جنسیت اختصاص دارد(فاینمن، ۲۰۰۵). این نقدی است بر قوانین آمریکا که برای تغییر نحوه رفتار با زنان و نحوه اعمال قانون توسط قضات به‌منظور حفظ حقوق زنان در همان موقعیتی که سال‌ها در آن بوده‌اند ایجاد شده است. زنانی که در این زمینه کار می‌کردند، قانون را بر اساس فرضیات جنسیتی در جایگاه پایین‌تری نسبت به مردان در جامعه می‌نگریستند و قضات برای تصمیم‌گیری بر این فرضیات تکیه کرده‌اند. این جنبش در دهه‌های ۱۹۶۰و ۱۹۷۰ با هدف دستیابی به برابری زنان از طریق به چالش کشیدن قوانینی که بر اساس جنسیت تمایز قائل می‌شدند، آغاز شد (لویت و همکاران[4]، ۲۰۱۵). یکی از نمونه‌های این تبعیض جنسیتی در این دوران، مبارزه برای پذیرش برابری و دسترسی به تحصیلات بود. اصرار زنان در این مبارزه منجر به مسائل مربوط به سلامت روان از جمله اختلالات اضطرابی شد. آن‌ها نظریه حقوقی جدیدی را ایجاد کردند که برای حقوق آن‌ها و آیندگان در آموزش و پرورش و جوامع به حاشیه رانده‌شده مبارزه می‌کرد و منجر به ایجاد نظریه حقوقی فمینیستی بورسیه حقوقی در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ شد (وست[5]، ۲۰۱۸). این امر بسیار مهمی بود که به زنان اجازه داد تا از طریق مستقل

[1] Feminist legal theory
[2] Fineman, 2005
[3] Bowman & Quade,1993
[4] Levit et al.,2015
[5] West,2018

شدن از نظر مالی و داشتن توانایی یافتن مشاغلی که قبلاً به‌دلیل تبعیض در دسترس آن‌ها نبود، خودکفا شوند. اساس نظریه حقوقی فمینیستی منعکس‌کننده مبارزات فمینیستی موج دوم و سوم است. نظریه‌پردازان حقوقی فمینیست امروزه با استفاده از رویکردهای مختلف برای درک و پرداختن به چگونگی کمک قانون به نابرابری جنسیتی، کار خود را فراتر از تبعیض آشکار گسترش می‌دهند (ساجرز[1]، ۱۹۹۷).

علاوه بر این، زنان با موانع اجتماعی، اقتصادی و سیاسی روبرو هستند که ظرفیت آنها را محدود می‌کند. زنان و مردان در جوامع زمانی آسیب پذیر هستند که برای امرار معاش خود به شدت به منابع طبیعی محلی وابسته باشند. کسانی که مسئولیت تامین آب، غذا و سوخت برای پخت و پز و گرمایش را بر عهده دارند با بزرگترین چالش‌های آسیب‌های زیست محیطی منطقه روبرو هستند (اونوکرهورای و همکاران، ۲۰۲۰). علاوه بر این، هنگامی که با دسترسی نابرابر به منابع و فرآیندهای تصمیم‌گیری همراه باشد، تحرک محدود زنان را در جوامع ساحلی در موقعیتی قرار می‌دهد که به طور نامتناسبی تحت تأثیر بی‌عدالتی محیطی قرار می‌گیرند (اندروز و همکاران، ۲۰۲۱). با این وجود، زنان نیز به طور فعال در جبران اثرات منفی ناشی از عملیات شرکت‌های نفتی در منطقه مشارکت داشته اند. با وجود اینکه زنان با اعمال تبعیض‌آمیز و موانع اقتصادی و اجتماعی مورد تایید دولت مواجه هستند، آنها با اعتراض به این فعالیت‌ها و در نهایت فشار دادن شرکت‌ها به پذیرش برخی از خواسته‌های زنان، در برابر فعالیت‌های منفی شرکت‌های نفتی ایستاده‌اند. زنان برای اعتراض به عملکرد شرکت‌های نفتی و آسیبهای زیست محیطی بر استراتژی های دراماتیکی مانند اعتراضات برهنه تکیه کرده اند (اخاتور و اوبانی[2]، ۲۰۲۲).

۲-۲. مطالعات انجام شده

خزایی و همتی (۱۴۰۳) در پژوهشی به "رویکردهای عدم تبعیض جنسیتی در حقوق اقتصادی اروپا" پرداختند. پژوهش آنها با استفاده از روش توصیفی تحلیلی و با جمع آوری اطلاعات و منابع مورد نیاز به روش کتابخانه‌ای، در پی پاسخ به این پرسش اساسی است که نقض برابری جنسیتی و رویکردهای رفع آن در حقوق اقتصادی اروپا شامل چه مواردی می‌شود؟ نابرابری جنسیتی در پرداخت دستمزد، اشتغال و عدم سهمیه برابر در هیات مدیره شرکت‌ها و سازمان‌ها از موارد اساسی نقض برابری جنسیتی می‌باشند. یکی از رویکردها در راستای تقویت برابری جنسیتی می‌تواند در سطوح کسب و کار یعنی در نظر گرفتن سهمیه‌های برابر در تشکیل هیات مدیره شرکت‌ها، سازمان‌ها و ترویج کارآفرینی زنان صورت گیرد. در سطوح تنظیم مقررات می‌توان بر روی حقوق رقابتی و کمک‌های دولتی تاکید کرد و در فرایند

[1] Sagers,1997
[2] Ekhator & Obani,2022

سیاست‌گذاری اقتصادی، صدور دستورالعملی که مسئولیت شرکت‌ها در زمینه زنجیره تامین جهانی را ضروری بداند و تاکید بر توافقات تجاری آزاد از اهمیت بیشتری برخوردار است. در این پژوهش علاوه بر موارد مذکور با نگاهی تطبیقی جایگاه عدم تبعیض جنسیتی در حقوق اقتصادی ایران و رویکردهای تقویت آن نیز مورد بررسی قرار گرفته است. رشد اقتصادی، افزایش بهره‌وری و کارایی، کاهش فقر، نوآوری و کارآفرینی و غیره نمونه‌هایی از اثرات مثبت توجه به برابری جنسیتی در کشورها قلمداد می‌شوند.

نیازی و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه خود به "طراحی الگو و ابعاد نابرابری جنسیتی با رویکرد فراترکیب" پرداختند. در این تحقیق نتایج پژوهش‌های پیشین از سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۰ جمع‌آوری و مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفته است. برای اعتبار و پایایی از ضریب کاپای کوهن استفاده شده است. از میان مقالات اولیه، تعداد ۲۶ مقاله مناسب، شناسایی شدند. با توجه به بررسی مقالات مورد استناد، نتیجه پژوهش بیانگر ۵ بعد اصلی شامل عوامل خانوادگی، اجتماعی، رسانه‌ای، سیاسی و فرهنگی است که مضمون نابرابری جنسیتی را تبیین می‌کنند.

گوپتا و کوته[1] (۲۰۲۴) در مطالعه خود به "بررسی تبعیض جنسیتی و بازار کار مغرضانه هند" پرداختند. این مقاله با استفاده از بررسی نمونه ملی هند طی دوره ۲۰۱۱-۲۰۱۲ با استفاده از روش فراترکیب، جنبه‌های نابرابری دستمزد مبتنی بر جنسیت و تبعیض را در کارگران عادی و معمولی بررسی می‌کند. ابتدا، شاخص Theil برای تفسیر نابرابری های درون و بین گروه ها محاسبه می‌شود. سپس، یک روش تجزیه سه برابری Oaxaca برای تقسیم شکاف دستمزد بین مؤلفه های توضیح داده شده، غیرقابل توضیح و تعامل استفاده می‌شود. آنها نشان دادند که اگرچه بازده تحصیلی برای زنان بیشتر از مردان در هر سطح تحصیلی است اما زنان همچنان درآمد کمتری دارند. آنها نشان دادند که کارگران زن بر اساس سن، مورد تبعیض قرار می‌گیرند. سیاست ها باید نه تنها بر بهبود مشارکت زنان بلکه بر حفظ آن نیز تأکید کنند. نیاز به تلاش‌های صادقانه برای بهبود دسترسی به بازار کار از طریق برنامه‌های آموزشی ویژه زنان است که شامل برخورد با پیچیدگی‌هایی مانند مراقبت از کودک، مزایای زایمان، حمل و نقل و حتی ایمنی است. قرار دادن آگاهی در هسته فرآیند فکری بلندمدت که توزیع کار بدون مزد یا مراقبت را منع می‌کند و آن را در درجه اول به عنوان "شغل زنانه" می‌بیند ممکن است بازار کار کمتر تبعیض آمیز و بی طرفانه ای را برای زنان هندی ایجاد کند.

استیل[2] و همکاران (۲۰۲۴) در مطالعه خود با استفاده از تئوری هویت اجتماعی، در نظر گرفتند که "چگونه تنوع جنسیتی هیئت مدیره بر شرکت هایی که با دعوای حقوقی تبعیض جنسیتی مواجه

[1] Gupta & Kothe,2024
[2] Steele et al., 2024

هستند"، در سال ۲۰۲۲ با استفاده از روش فراترکیب تأثیر میگذارد. علاوه بر این، آنها بررسی کردند که چگونه تنوع جنسیتی بیشتر در هیئت مدیره، سرمایه شهرت را فراهم می‌کند که به عنوان بیمه در برابر نتایج دعوی قضایی عمل می‌کند. با استفاده از مجموعه داده‌ای از دعاوی تبعیض جنسیتی و آزمایش‌هایی که تصمیم‌گیری هیئت منصفه را شبیه‌سازی می‌کنند، فرض کردند که تنوع جنسیتی بیشتر در هیئت مدیره از شرکت‌ها در برابر دعاوی تبعیض جنسیتی و نتایج آن محافظت می‌کند. آنها نشان دادند که شرکت‌هایی که تنوع جنسیتی بیشتری در هیئت مدیره دارند، با احتمال بیشتری برای متحمل شدن به دعاوی تبعیض جنسیتی هستند، اما تصمیمات مطلوب‌تری توسط قضات و هیئت منصفه دریافت می‌کنند، از جمله اینکه احتمال بیشتری برای دریافت احکام مطلوب و پرداخت خسارت کمتر دارند.

دلار و گوتی[1] (۱۹۹۹) برای "بررسی چگونگی تأثیرتوسعه اقتصادی بر نابرابری جنس-یتی" از داده های تابلویی ۱۲۷ کشور (شامل کشورهای منطقه شرق آسیا، مرکزآسیا، اروپا، آمریکای لاتین و حوزه کارائیب، خاورمیانه و آمریکای شمالی) در دوره زمانی ۱۹۷۵-۱۹۹۰ استفاده نمودند. نتایج آنها نشان داد، رابطه ای به شکل U وارونه بین لگاریتم درآمد سرانه واقعی و شاخص‌های نابرابری جنسیتی (شاخص نرخ بیسوادی زنان، شاخص امید به زندگی و شاخص برابری اقتصادی) وجود دارد.

۳. روش تحقیق

در مطالعه ی حاضر، در راستای دستیابی به اهداف تحقیق، یک مدل رگرسیونی با رویرد پانل دیتا برای۱۲کشورهای نفت خیز(ایران، عراق، الجزایر، عربستان، امارات، قطر، کویت، انگولا، لیبی، اندونزی، نیجریه و عمان) در بازه زمانی ۲۰۱۷ الی ۲۰۲۲ به صورت زیر تخمین زده می‌شود. لازم به ذکر است که در این مطالعه از رهیافت اونارانا و همکاران[2] (۲۰۲۲) استفاده میشود.

$$Y_{it} = \alpha + \gamma OIL_{it} + \beta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، متغیر وابسته بیانگر نابرابری جنسیتی است که از طریق نسبت حداقل دستمزد زنان به حداقل دستمزد مردان بدست می‌آید. OIL درآمد نفتی است و X شامل متغیرهای کنترلی نظیر اسلام، تولید گازهای گلخانه ای، کیفیت حکومت، ثبات سیاسی، شاخص فساد و کیفیت قوانین است.

باتوجه به اینکه در مطالعه حاضر نمونه‌هایی از کشورهای نفتی با شرایط و موقعیت‌های متفاوت از قبیل نوع مالکیت، موقیت‌های اقتصادی و اجتماعی، موقعیت جغرافیایی درنظر گرفته شده‌اند، بدیهی است که این کشورها از لحاظ ساختاری، شرایط اقتصادی با یکدیگر ناهمگن و متفاوت باشند. لذا به منظور لحاظ کردن این ناهمگنی در الگوهای مطالعه حاضر، بهتر است که داده‌ها به صورت داده تابلویی در نظر گرفته

[1] Dollar & Gatti, 1999
[2] Onarana et al., 2022

شوند و هر شرکت به صورت یک مقطع مدنظر قرار گیرد. البته جهت اطمینان از تابلویی بودن داده‌ها می‌توان از آزمون‌های مربوطه استفاده نمود که در ادامه به طور مختصر توضیح داده می‌شود.

برای تشخیص و اطمینان از پنل بودن داده‌ها، می‌توان از آزمون F لیمر که به صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود، استفاده کرد. در این آزمون فرضیه H_0 برابری عرض از مبدأها را نشان می‌دهد که در مقابل فرضیه H_1 عدم برابری عرض از مبدأها مورد آزمون قرار می‌گیرد. رد فرضیه H_0 در این آزمون به معنای آن است که داده‌ها از نوع داده‌های تابلویی بوده و استفاده از الگوی داده‌های تابلویی، تأیید می‌شود (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵).

$$F = \frac{(RRSS-URSS)/(N-1)}{URSS/(NT-N-K)} \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، RRSS: بیانگر مجموع توان دوم اجزای خطا مقید[2]، URSS: بیانگر مجموع توان دوم اجزای خطا نامقید[3]، K: تعداد متغیرهای مستقل و N: تعداد مقاطع است.

در صورتیکه نتیجه آزمون F لیمر وجود داده تابلویی را تائید کند، باید نوع الگوی پنل از بین حالت اثرات ثابت[4] و اثرات تصادفی[5] مشخص گردد. در الگوی اثرات ثابت فرض شده که ضرایب متغیرهای توضیحی (شیب) ثابت بوده و تفاوت میان مقاطع مختلف به وسیله اختلاف عرض از مبدا نشان داده می‌شود، که با استفاده از رابطه (۳) نمایش داده می‌شود(بالتاجی، ۲۰۰۵):

$$Y_{it} = \alpha + \mu_i + \sum_{k=1}^{k} \beta_k \, x_{kit} + e_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق، μ_i متغیری است که میان واحدهای مقطعی مختلف متفاوت بوده، ولی در طول زمان ثابت است. این در حالی است که ممکن است همیشه این اطمینان وجود نداشته باشد. در این راستا برای حل این مشکل الگویی معرفی شده‌است که به اثرات تصادفی معروف است. در این روش فرض بر آن است که جزء ثابت تعیین کننده مقاطع مختلف، میان مقاطع بطور تصادفی توزیع شده است. برهمین اساس، رابطه (۴) یک الگوی اثرات تصادفی را نشان می‌دهد (بالتاجی، ۲۰۰۵):

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^{k} \beta_k \, x_{kit} + \eta_i + e_{it} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، η_i یک جز خطا با میانگین صفر و واریانس σ_η^2 می‌باشد. برای تشخیص این موضوع از آزمون هاسمن بهره گرفته می‌شود. این آزمون برای انتخاب میان الگوی اثرات تصادفی و اثرات ثابت استفاده می‌شود. رابطه (۵) آماره آزمون هاسمن را که دارای توزیع کای – دو با درجه آزادی برابر با تعداد متغیرهای توضیحی است، را نشان میدهد که در آن β_{RE} تخمین زن الگوی اثرات تصادفی و β_{FE} تخمین زن الگوی اثرات ثابت است(بالتاجی، ۲۰۰۵):

[1] Baltaji, 2005
[2] Restric Residual Sum Square
[3] Un Restric Residual Sum Square
[4] Fixed Effects
[5] Random Effects

$$W = [\beta_{RE} - \beta_{FE}]'[Var(\beta_{RE} - \beta_{FE})]^{-1}[\beta_{RE} - \beta_{FE}] \quad (۵)$$

٤. یافته‌ها

در ابتدا، لازم است که قبل از پرداختن به برآورد الگویهای تحقیق، مانایی همه متغیرها بررسی شود. آزمون مانایی عمدتاً به منظور جلوگیری از رگرسیون‌های کاذب انجام می‌گیرد. در این پژوهش از آزمون مانایی داده‌های پانل لوین، لین و چو (۲۰۰۲) استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر داشتن ریشه واحد مشترک (نامانا بودن) است. در این آزمون به آماره t تعدیل شده (t_{θ}^{*}) نگاه می‌شود؛ چنانچه این آماره معنادار باشد، نشان‌دهنده رد فرضیه صفر و مانا بودن متغیر مدنظر است. جدول ۱)، نتایج مانایی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۱)، نشان میدهد که فرضیه صفر آزمون لوین، لین و چو برای کلیه متغیرهای مدنظر قرار گرفته در پژوهش حاضر، رد می‌شود؛ این بدان معناست که کلیه متغیرهای پژوهش، مانا هستند.

جدول (۱): نتایج مانایی لوین، لین و چو

متغیر	t_{θ}^{*}	p-value
تبعیض جنسیتی	−۲۵/۱۴	۰/۰۰
درآمد نفتی	−۱۲/۲۳	۰/۰۰
اسلام[۱]	−۱۰/۵۴	۰/۰۰
گازهای گلخان‌های	−۹/۴۵	۰/۰۰
کیفیت حکومت	−۱۱/۲۳	۰/۰۰
ثبات سیاسی[۲]	−۲۳/۲۱	۰/۰۰
شاخص فساد	−۲۰/۶۵	۰/۰۰
کیفیت قوانین	−۱۹/۲۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته های تحقیق

سپس به منظور تجزیه و تحلیل مدل اول پژوهش، ابتدا باید مشخص شود که برازش مدل مورد نظر به کدام روش ارجح است. از این رو در تشخیص ارجحیت مدل از آزمون F لیمر، بهره گرفته شده است.

[۱] متغیر اسلام یک متغیر مجازی است به این صورت که اگر کشور مورد بررسی جز کشورهای اسلامی باشد عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر به خود میگیرد.

[۲] شاخص ثبات سیاسی بیانگر بی ثباتی سیاسی و احتمال براندازی حکومت با ابزارهای خوشونت بار شامل خشونت داخلی یا تروریسم، کودتا، ترور و تنش‌های قومی است. بانک جهانی برای محاسبه شاخص ثبات سیاسی از میانگین وزنی تمامی شاخص‌های موجود و در دسترس استفاده نموده و یک شاخص تحت عنوان شاخص ثبات سیاسی را معرفی نموده است.

جدول (۲)، نتایج آزمون F لیمر را برای مدل اول پژوهش نشان می‌دهد. نتایج جدول (۲)، بیان می‌کند که فرض صفر در سطح ۵ درصد رد شده و باید از الگوی داده‌های تابلویی با اثر ثابت استفاده کرد. از آنجایی که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر مناسب بودن داده‌های تلفیقی تائید نشده است، بنابراین لازم است که آزمون هاسمن برای انتخاب بین مدل اثرات تصادفی یا اثرات ثابت انجام گردد. نتایج جدول (۲)، بیانگر آن است که در مدل مذکور در پژوهش باید از روش اثرات ثابت استفاده نمود؛ چرا که نتایج حاکی از رد فرضیه صفر بوده است. لذا می‌توان گفت که میان اجزا اخلال و متغیرهای توضیحی در مدل همبستگی وجود دارد؛ بنابراین الگوی اثرات ثابت مناسب خواهد بود.

جدول (۲): نتیجه آزمون F لیمر و آزمون هاسمن مدل پژوهش

نوع آزمون	آزمون F لیمر		آزمون هاسمن		
تعیین نوع داده	آماره	سطح معناداری	تعیین الگو	سطح معناداری	کای-دو
داده‌های تابلویی	۱۰۴/۶۷	۰/۰۰	الگوی اثرات ثابت	۰/۰۰	۱۲۷۷/۵۵

مأخذ: یافته های تحقیق

مدل‌های رگرسیونی دارای مجموعه ای از مفروضات تحت عنوان فروض کلاسیک هستند. از مهمترین مفروضات رگرسیون کلاسیک بخصوص در مدل‌های رگرسیونی پانل دیتا، مسئله وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی و واریانس همسانی است؛ که نقض در هر یک از آنها منجر به ناسازگاری و ناکارایی مدل برآوردی می‌شود. لذا چنانچه هر یک از این فروض برقرار نباشد، بایستی برآورد مدل با بهره گیری از روش رگرسیون تعمیم یافته انجام شود. بنابراین در ادامه به بررسی وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی و واریانس همسانی پرداخته شده است.

- **خودهمبستگی**

یکی از پرکاربردترین آزمونها در راستای بررسی وجود و عدم وجود خودهمبستگی آزمون ولدریج می‌باشد؛ که مزیت آن در مقایسه با آزمون دوربین واتسون این است که در آن علاوه بر خودهمبستگی مرتبه اول، انواع دیگر خودهمبستگی قابل تشخیص است و در مواقعی که داده ها از نوع پانل باشند، این آزمون نیز قابل استفاده است. فرضیه عدم این آزمون عدم وجود خود همبستگی در داده‌های پانل را نشان میدهد. جدول شماره (۳)، نتایج آزمون خودهمبستگی ولدریج برای مدل پژوهش حاضر را نشان میدهد. مطابق نتایج جدول (۳)، فرضیه عدم این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در مدل مذکور رد می‌شود؛ لذا مدل دارای خودهمبستگی است.

جدول (۳): نتایج آزمون خودهمبستگی مدل پژوهش

آماره	سطح معناداری	نتیجه
۱۰۶/۱۶	۰/۰۰	مدل دارای خودهمبستگی است.

مأخذ: یافته های تحقیق

- **آزمون واریانس ناهمسانی**

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای آزمون مدل پژوهش حاضر در جدول شماره (۴) آمده است. نتایج جدول(۴)، نشان میدهد که با در سطح ۹۹ درصد، آماره این آزمون معنادار شده و فرضیه عدم مبنی بر وجود واریانس همسانی در مدل مذکور، رد شده است و بنابراین مدل، دارای واریانس ناهمسانی است.

جدول (٤): نتایج آزمون واریانس ناهمسانی مدل پژوهش

آماره	سطح معناداری	نتیجه
۳۰/۵۴	۰/۰۰۰	مدل دارای واریانس ناهمسانی است.

مأخذ: یافته های تحقیق

در نهایت، جدول (۵)، نتایج مربوط به تخمین مدل پژوهش را نشان می‌دهد. باتوجه به نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن به منظور براورد مدل پژوهش از الگوی اثرات ثابت استفاده شده است. همچنین به منظور رفع مشکل واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی جهت تخمین مدل از رویکرد تعمیم یافته استفاده شد.

همانگونه که درجدول (۵)، مشاهده می‌شود، با توجه به احتمال آماره F محاسبه شده (۰/۰۰) محاسبه‌شده، می‌توان ادعا نمود که مدل رگرسیونی برازش شده معنادار است. همچنین یافته‌های حاصل از تخمین مدل پژوهش حاضر نشان می‌دهند که درآمدهای نفتی تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارد. این بدان معناست که با افزایش درآمدهای نفتی، میزان نابرابری جنسیتی افزایش می‌یابد. همچنین مطابق جدول زیر، گازهای گلخانه‌ای و سطح فساد تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارند. این در حالی است که اسلام تاثیر منفی و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارد. این بدان معناست که در کشورهای اسلامی، میزان نابرابری جنسیتی کمتر از کشورهای غیر اسلامی است. ثبات سیاسی و کیفیت قوانین نیز دو عامل مهم دیگری هستند که بر نابرابری جنسیتی تاثیر منفی و معناداری دارند. این بدان معناست که با بهبود ثبات سیاسی و کیفیت قوانین در کشورها، نابرابری جنسیتی کاهش می‌یابد.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل پژوهش

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره z	سطح معناداری
درآمد نفتی	۰/۷۶	۰/۰۰۶	۱۲۲/۳۹	۰/۰۰
اسلام	−۰/۰۴	۰/۰۰۰۹	−۵۱/۱۸	۰/۰۰
گازهای گلخانه ای	۰/۵۴	۰/۰۲۷	۱۹/۸۰	۰/۰۰
کیفیت حکومت	−۰/۱۸	۰/۰۱۲	−۱۴/۴۱	۰/۰۰
ثبات سیاسی	−۰/۷۳	۰/۰۲۰	−۳۵/۴۰	۰/۰۰
شاخص فساد	۰/۸۰	۰/۰۶۵	۳۲/۱۲	۰/۰۰
کیفیت قوانین	−۰/۰۳	۰/۰۰۲	−۱۳/۸۰	۰/۰۰
عرض از مبدا	−۲/۷۳	۰/۳۷۹	−۷/۲۱	۰/۰۰
F (Prob) = (۰/۰۰۰۰) ۱۰۶/۱۶				

مأخذ: یافته های تحقیق(علامت * و ** بهترتیب معناداری را در سطح ۵ و ۱ درصد نشان می‌دهد.)

۵. نتیجه گیری و پیشنهادات

هدف اصلی این مطالعه این است که ببینیم نفت تا چه میزانی بر برابری و نابرابری جنسیتی در کشورهای نفت خیز مانند ایران، عراق، الجزایر، عربستان، امارات، قطر، کویت، انگولا، لیبی، اندونزی، نیجریه و عمان تأثیر می‌گذارد. یافته‌ها نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارد. این بدان معناست که با افزایش درآمدهای نفتی، میزان نابرابری جنسیتی افزایش می‌یابد و لذا می‌توان گفت که نفت در واقع به طور علّی با نابرابری جنسیتی مرتبط است (روکا و همکاران[1]، ۲۰۰۹) و پیامدهای نامطلوب سلامتی برای زنان، به همراه دارد. (گرون و همکاران[2]، ۲۰۰۵).
همچنین مطابق نتایج بدست آمده، گازهای گلخانه ای و سطح فساد تاثیر مثبت و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارند. این در حالی است که اسلام تاثیر منفی و معناداری بر نابرابری جنسیتی دارد. و لذا در کشورهای اسلامی، میزان نابرابری جنسیتی کمتر از کشورهای غیر اسلامی است. زیرا از دیدگاه اسلامی زن و مرد به جهت داشتن هویت انسانی مشترک و از جهت ارزشی، ترجیحی بر یکدیگر، مگر به سبب تقوی ندارند، لذا هیچ یک از نقش‌های اجتماعی آنها به دلیل جنسیت نمی‌تواند منجر به ارزش برتر و یا ارزش پست تر شود. رویکردی که نقش زنان را بی ارزش تر از مردان بداند، عدالت در هویت جنسی را مخدوش می‌کند. مردان بر زنان برتری ارزشی ندارند و این موضوع که در مواردی، مردان توانمندتر از زنان هستند یا زنان برتر از مردان هستند در واقع برتری ارزشی نیست؛ بلکه تفاوت در توانمندی در انجام

[1] Rocca, 2009
[2] Grown, 2005

کار است. همچنین ثبات سیاسی و کیفیت قوانین نیز دو عامل مهم دیگری هستند که بر نابرابری جنسیتی تاثیر منفی و معناداری دارند. این بدان معناست که با بهبود ثبات سیاسی و کیفیت قوانین در کشورها، نابرابری جنسیتی کاهش می‌یابد.

پیشنهاد می‌شود که قانونگذاران، سهمیه اجباری برای زنان در هیئت مدیره شرکت‌ها در نظر بگیرند تا زمینه حضور زنان در پست های سازمانی بالاتر، فراهم گردد. همچنین دولت‌ها باید زمینه ورود افرادی که بیشترین نرخ بیکاری در مورد آنها وجود دارد را به بازار کار، فراهم نمایند. جبران خدمات برای جوانان و زنان که در آستانه ورود به بازار کار هستند کمتر از شاغلین تعیین می‌شود. لذا توصیه می‌شود که میزان جبران خدمات، برای افراد تازه وارد با افرادی که سال‌ها شاغل هستند، متفاوت باشد.

References

- Asgil, S. (2012). The Nigerian extractive industries transparency initiative (NEITI): Tool for conflict resolution in the Niger Delta or arena of contested politics. Critical African Studies, 4(7), 4–57. Retrieved from https://doi.org/10.1080/21681392.2012.10597798/
- Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data, third Edition,Wiley Publisher, 65-73.
- Bowman, C. and Quade, V. (1993). Redefining Notions: Feminist Legal Theory Pushes into the Mainstream. Human Rights, 20 (4), 8–11. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/27879789/
- Corden, W. M. (1984). Booming sector and Dutch disease economics: Survey and consolidation. Oxford Economic Papers, 36(3), 359–380. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/2662669/
- Corden, W. M. and Neary, J. P. (1982). Booming sector and de-industrialization in a small open economy. The Economic Journal, 92(368), 825–848. Retrieved from https://doi.org/10.2307/2232670/
- Dollar, D. and Gatti, R. (1999). Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women?, The World Bank, Working Paper Series, 1.
- Dooley, T.P. (2020). Searching for social equity among public administration mission statements. Teaching Public Administration, 38 (2), 113–125. Retrieved from https://doi.org/10.1177/0144739419867121/
- Ekhator, E.O. and Obani, P. (2022). Women and environmental justice issues in Nigeria: an evaluation. In: Dawuni, Jarpa (Ed.), Intersectionality and Women's Access to Justice. Lexington Books Publishing, Lanham, MD, 259–283. Retrieved from https://doi.org/ 10.5040/9781666995213.ch-12/
- Essien, E.E. and Inyang, A.B. (2017). Corporate social responsibility of multinational corporations and development of the Niger Delta region of Nigeria. International Journal Asian Social Science, 7 (11), 898–.903 Retrieved from https://doi.org/ 10.18488/journal.1.2017.711.898.903/

- Fineman, M.A. (2005). Feminist Legal Theory. Journal of Gender, Social Policy & the Law. 13 (1).
- Francis, P., Lapin, D. and Rossiasco, P. (2011). Securing Development and Peace in the Niger Delta: A Social and Conflict Analysis for Change. Woodraw Wilson International Center for Scholars, Washington DC.
- Groh, M. and Rothschild, C. (2012). Oil, Islam, women, and geography: A comment on Ross (2008). Quarterly Journal of Political Science 7(1), 69–87.
- Grown, C., Geeta, R. G. and Pande, R. (2005). Taking action to improve women's health through gender equality and women's empowerment. The Lancet 365(9458), 541–543.Retrieved from https://doi.org/10.1016/S0140-6736(05)17872-6/
- Idemudia, U., (2014). Corporate-community engagement strategies in the Niger Delta: some critical reflections. Extractive Industries and Society, 1 (2), 154–162. Retrieved from https://doi.org/ 10.1016/j.exis.2014.07.005/
- Inglehart, R. and Norris, P. (2003). Rising tide: Gender equality and cultural change around the world. Cambridge University Press.
- Jeeva, J.C., (2017). Sustainable livelihood options for women in the coastal ecosystem: a participatory assessment. Curr. Sci. 113 (11), 2183–2186. Retrieved from https://doi.org/ 10.18520/cs/v113/i11/2183-2186/
- Jos, P.H., (2016). Advancing social equity: Proceduralism in the new governance. Administration & Society, 48 (6), 760–780. Retrieved from https://doi.org/ 10.1177/0095399714544942/
- Kang, A. (2009). Studying oil, Islam, and women as if political institutions mattered. Politics and Gender 5(4), 560–568. Retrieved from https://doi.org/10.1017/S1743923X09990377/
- Khazaei, H. and Hemmati, M. (2023). Gender non-discrimination approaches in European economic law. Financial and Economic Law Research, 1(1). Retrieved from https://doi.org/10.48300/jfel.2024.424844.1015/ (In Persian)
- Kleiber, D., Harris, L.M. and Vincent, A.C.J. (2014). Gender and small-scale fisheries: a case for counting women beyond. Fish and Fisheries, 16 (4), 547–562. Retrieved from https://doi.org/ 10.1111/faf.12075/
- Lange, G.M. and Jiddawi, N. (2009). Economic value of marine ecosystem services in Zanzibar: implications for marine conservation and sustainable development. Ocean Coast Manag, 52(10), 521–532. Retrieved from https://doi.org/ 10.1016/j.ocecoaman.2009.08.005/
- Lee, Y. (2019). Gender equity and trust in government: evidence from South Korea. Sexuality, Gender and Policy 2 (2), 132–142. Retrieved from https://doi.org/10.1002/sgp2.12008/
- Lee, Y. (2021). Government for Leaving No One behind: Social Equity in Public Administration and Trust in Government. SAGE Open, 11(3), 1–11. Retrieved from https://doi.org/ 10.1177/21582440211029227/
- Levit, N. and Verchick, Robert R. M. (2015). Feminist Legal Theory: A Primer. New York University Press. ISBN 978-1-4798-0549-5. OCLC 929452292.

- Modiri, H.R. and Damankeshide, M. (2023). Asymmetric oil price shock, tax revenues, resource curse, stock market and business cycles in oil exporting economies. Financial Economics, 17(64), 187-206. Retrieved from https://doi.org/ 10.30495/fed.2023.705597/ (In Persian)
- Mehlum, H., K. Moene, and Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. The Economic Journal 116(508), 1–20. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006. 01045.x/
- Mohamadifar, N. and Sadeghi amroabadi, B. (2020). Analysis of the Interactive Effects of Good Governance and the Rentier state on the Political Instability of OPEC Member States by GMM. Journal of Economics and Regional Development, 27(19), 165-196. Retrieved from https://doi.org/10.22067/erd.2021.18817.0/ (In Persian)
- Moise, G.M., (2020). Corruption in the oil sector: a systematic review and critique of the literature. The Extractive Industries and Society. 7 (1), 217–236. Retrieved from https://doi.org/ 10.1016/j.exis.2020.01.002/
- Mutimukuru –Maravanyika, V., Mills, D., Asare, C. and Asiedu, G.A. (2017). Enhancing women's participation in decision – making in artisanal fisheries in the Anlo Beach fishing community, Ghana. Ghana Resources and Rural Development, 10(4), 58–75. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.wrr.2016.04.00/1
- Niazi, M., Farhadian, A., Ayouzi, F. and Khoshbayani Arani, F. (2022). Designing the Pattern and Dimensions of Gender Inequality using a Meta-Thynthesis Approach. Ferdowsi University of Mashhad Journal of Social Sciences, 20(4), 105-137. Retrieved from https://doi.org/10.22067/social.2023.82884.1363/ (In Persian)
- Onokerhoraye, A.G. and Eronmhonsele, J.I., (2020). Climate Change Adaptation and Resilience Building by Rural Women in the Niger Delta Communities: The Case of Delta State. Center for Population and Environmental Development (CPED), Policy Brief. No. 2.
- Ram-Bidesi, V. (2015). Recognizing the role of women in supporting marine stewardship in the pacific Islands. Marine Policy, 59, 1–8. Retrieved from https://doi.org/ 10.1016/j.marpol.2015.04.020/
- Rocca, C. H., Rathod, S., Falle, T., Pande, R. P. and Krishnan, S. (2009). Challenging assumptions about women's empowerment: Social and economic resources and domestic violence among young married women in urban South India. International Journal of Epidemiology 38(2), 577-585. Retrieved from https://doi.org/ 10.1093/ije/dyn226/
- Ross, M. and Mahdavi, P. (2015). Oil and gas data, 1932-2014. Retrieved from https://doi.org/10.7910/DVN/ZTPW0Y/
- Ross, M. L. (2008). Oil, Islam, and women. American Political Science Review 102(1), 107–123. Retrieved from https://doi.org/ 10.1017/S0003055408080040/

- Ross, M. L. (2015). What have we learned about the resource curse? Annual Review of Political Science 18(1), 239–259. Retrieved from https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-052213-040359/
- Sachs, J. D. and Warner, A. M. (2001). The curse of natural resources. European Economic Review 45(4-6), 827 – 838. 15th Annual Congress of the European Economic Association. Retrieved from https://doi.org/10.1016/S0014-2921(01)00125-8/
- Sadeghi Amroabadi, B. (2022). Analyzing the Asymmetric Cumulative Effects of Rentier State on Income Inequality in Mena Countries. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 9(3), 113-146. Retrieved from https://doi.org/10.22034/ecoj.2022.42390.2748/ (In Persian)
- Sagers, Christopher L. (1997). Postmodern Legal Movements: Law and Jurisprudence at Century's End. Michigan Law Review, 95 (6), 1927–1943. Retrieved from https://doi.org/10.2307/1290030. JSTOR 1290030/
- Sargol Zaei, A., Saleh Nia, N., Homayoni Far, M. and Zabihi, S.M.Q. (2022). Does oil price uncertainty affect Tehran Stock Exchange index? Quantile regression approach based on wavelet transform. Financial Economics, 17(65), 25-50. Retrieved from https://doi.org/10.30495/FED.2023.1956096.2683/ (In Persian)
- Sharabi, H. (1992). Neopatriarchy: A theory of distorted change in Arab society. Oxford University Press.
- Stacey, N., Gibson, E., Loneragan, R.R., Warren, C., Wirya, B., Adhuri, D. and Fitriana, R., (2019). Enhancing coastal livelihoods in Indonesia: an evaluation of recent initiatives on gender, women and sustainable livelihoods in small-scale fisheries. Maritime Studies, 18(3), 359–371. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s40152-019-00142-5/
- Tamuno, P. S. (2022). Corporate social responsibility in the Niger Delta: past, present and future challenges. Journal of African Law, 66 (3), 391–417. Retrieved from https://doi.org/ 10.1017/S0021855322000080/
- UNDP, (2006). Niger Delta Human Development Report. United Nations Development Programme, Abuja.
- Van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing? Journal of Economic Literature 49(2), 366–420. Retrieved from https://doi.org/10.1257/jel.49.2.366/
- Watts, M. (2004). Resource curse? Governmentality, oil and power in the Niger Delta. Geopolitics, 9 (1), 50–80. Retrieved from https://doi.org/10.1080/14650040412331307832/
- West, R. (2018). Women in the Legal Academy: A Brief History of Feminist Legal Theory. Georgetown Law Faculty Publications and Other Works.

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Role of Institutional and Environmental Quality in the Relationship Between Depletion of Natural Resources and Happiness in Selected Oil Countries

Wafaa Ibrahim Askar[1], Bahar Hafezi [2]✉, Ahmed Abdullah Salman[3], Hossein Sharifi Renani [4]

[1] Ph.D. student in Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, Email: fofoibram@gmail.com
[2*]Assistant Professor of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, Corresponding Author, Email: b.hafezi@khuisf.ac.ir
[3] Professor, Faculty of Administrative and Economic Sciences, Wasit University, Wasit, Iraq, Email: asalman@uowasit.edu.iq
[4] Associate Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, Email: H.sharifi@khuisf.ac.ir

Article Info

Received: 23/1/2025
Accepted: 24/5/2025

Pages: 73-98

Keywords:
Depletion of Resources; government effectiveness; Carbon Dioxide Emissions; Happiness

JEL Classification:
I30; H11; Q53; I31

ABSTRACT

Natural resources, as a gift from God, due to their limitation, non-renewability, and intergenerational nature, should be exploited with caution and proper management so that their reserves are not depleted, and their consumption does not lead to the destruction of the environment's quality. Institutional quality and government performance are among the factors that affect the depletion of resources and the environment's quality. The aim of this article is to investigate the role of institutional and environmental quality on the relationship between resource depletion and happiness in 11 selected oil-producing countries during 2013-2021. So, the government effectiveness and carbon dioxide emission index were used as the institutional and environmental quality indices, and DOLS method was used to estimate. The results indicated a negative effect of resource depletion and carbon dioxide emissions on happiness. Government effectiveness had a positive effect on happiness. The interactive effect of government effectiveness and resource depletion on happiness is positive, and the calculation of the final effect indicates the existence of a threshold equal to 0.61 for the government effectiveness. Before government effectiveness reaches threshold, the final effect of resource depletion on happiness is negative, and after that, the final effect becomes positive. The interactive effect of carbon dioxide emissions and resource depletion on happiness is negative, and the calculation of the final effect indicates that there is no threshold for the carbon dioxide index. So, at all levels of carbon dioxide emissions, the final effect of resource depletion on happiness is negative.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Purpose

Natural resources, as a gift from God, due to their limitation, non-renewability, and intergenerational nature, should be exploited with caution and proper management so that their reserves are not depleted, and their consumption does not lead to the destruction of the environment's quality. Institutional quality and government performance are among the factors that affect the depletion of resources and the environment's quality. The aim of this article is to investigate the role of institutional and environmental quality on the relationship between resource depletion and happiness in 11 selected oil-producing countries during 2013-2021. So, the government effectiveness and carbon dioxide emission index were used as the institutional and environmental quality indices, and DOLS method was used to estimate. The results indicated a negative effect of resource depletion and carbon dioxide emissions on happiness. Government effectiveness had a positive effect on happiness. The interactive effect of government effectiveness and resource depletion on happiness is positive, and the calculation of the final effect indicates the existence of a threshold equal to 0.61 for the government effectiveness. Before government effectiveness reaches threshold, the final effect of resource depletion on happiness is negative, and after that, the final effect becomes positive. The interactive effect of carbon dioxide emissions and resource depletion on happiness is negative, and the calculation of the final effect indicates that there is no threshold for the carbon dioxide index. So, at all levels of carbon dioxide emissions, the final effect of resource depletion on happiness is negative.

The aim of this research is analyzing the role of institutional quality in the relationship between resource depletion and happiness with regard to environmental quality in 11 selected oil-rich countries during the period from 2013 to 2021. Also the interaction effect of institutional quality and environmental quality on the relationship between resource depletion and happiness was also analyzed.

Methodology

To achieve the goal of this article the dynamic panel least squares (DOLS) method was used. The first model is specified to analyze the role of institutional quality in the relationship between resource depletion and happiness. The second model evaluates the role of environmental quality in this relationship.

$$\mathrm{Happy}_{it} = \theta_0 + \theta_1 \mathrm{NRD}_{it} + \theta_2 \mathrm{GDPP}_{it} + \theta_3 \mathrm{RLE}_{it} + \theta_4 \mathrm{CO2}_{it} + \theta_5 (\mathrm{NRD}_{it} \times \mathrm{RLE}_{it}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\mathrm{Happy}_{it} = \rho_0 + \rho_1 \mathrm{NRD}_{it} + \rho_2 \mathrm{GDPP}_{it} + \rho_3 \mathrm{RLE}_{it} + \rho_4 \mathrm{CO2}_{it} + \rho_5 (\mathrm{NRD}_{it} \times \mathrm{CO2}_{it}) + \zeta_{it} \quad (2)$$

In models (1) and (2), Happy represents happiness. The happiness index is derived from data reported in the World Happiness NRD is the index of resource depletion, This index is extracted from World Bank data and is calculated as a percentage of that country's national income (World Bank website, 2024).GDPP represents per capita Gross Domestic Product (GDP), obtained by dividing GDP at constant prices (2015) by that country's population.GE is the government effectiveness index considered as an indicator of institutional quality. Data are sourced from the World

Bank website.CO_2 represents carbon dioxide emissions considered as an environmental quality indicator. This index is also extracted from World Bank data. (GE×NRD) is an interaction variable representing the interactive effect of government effectiveness and natural resource depletion.(CO_2×NRD) is an interaction variable representing the interactive effect of environmental quality and natural resource depletion θ_0 and ρ_0 represent the intercepts of the models; θi s and ρi are estimated coefficients; εit and ζit are error terms; i indicates countries; and t indicates time.

Finding

The estimated results in both models indicated that the variables of resource depletion and carbon dioxide emissions had a negative and significant effect on happiness in the selected countries at the 95% confidence level. The variables of economic growth, government effectiveness, the interaction effect of government effectiveness and resource depletion, and the interaction effect of carbon dioxide emissions and resource depletion had a positive and significant impact on happiness at the 95% confidence level.

Also the threshold effect of government effectiveness on the relationship between resource depletion and happiness was found to be 0.61. Thus, until the government effectiveness index reaches 0.61, resource depletion negatively affects happiness in the selected oil-rich countries, meaning it leads to a decrease in happiness. However, once the government effectiveness index surpasses 0.61, the final effect of resource depletion on happiness becomes positive. This indicates that as government effectiveness improves, people become less concerned about the increased use of natural resources and have greater confidence that the exploitation of these resources, even though it may lead to a reduction in their reserves and thus their depletion, is not primarily for the benefit of rent-seeking individuals or at the expense of a significant portion of the population. Instead, it is consumed in alignment with the maximum benefits for society as a whole. The threshold effect of environmental quality on the relationship between resource depletion and happiness was found to be -0.33. Since carbon dioxide is normalized as an indicator of environmental quality between zero and one, and the obtained value is lower than the lower limit of this index's numerical range, it indicates that there is no threshold for the effect of environmental quality on the impact of resource depletion on happiness in the countries under study. In other words, at all levels of carbon dioxide emissions that lead to a decrease in environmental quality, the pollution caused by the emission of this gas has intensified the negative effect of resource depletion on happiness.

Conclusion

Given the positive impact of government effectiveness on happiness and its moderating effect on natural resource depletion's impact on happiness, it is recommended that appropriate policies be implemented to improve the efficiency and effectiveness of government.

Considering the negative impact of natural resource depletion on happiness, it is advisable to adopt suitable policies to prevent the waste of natural resources, such as the development of modern technologies, monitoring and supervision, community-based management, and reforming the natural resource exploitation system. Additionally, since environmental pollution is another issue arising from excessive extraction of natural resources, it is recommended that the use of renewable energy sources and the development of low-carbon technologies are prioritized in national agendas.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

نقش کیفیت نهادی و زیست‌محیطی در ارتباط بین تهی‌شدن منابع طبیعی و شادی در کشورهای منتخب نفتی

وفاء ابراهیم عسکر[۱]، بهار حافظی[۲]✉، احمد عبدالله سلمان[۳]، حسین شریفی رنانی[۴]

[۱] دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، پست الکترونیکی: fofoibram@gmail.com

[۲*] استادیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: b.hafezi@khuisf.ac.ir

[۳] استاد، دانشکدهٔ علوم الاداری و اقتصادی، دانشگاه واسط، واسط، عراق، پست الکترونیکی: asalman@uowasit.edu.iq

[۴] دانشیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران، پست الکترونیکی: H.sharifi@khuisf.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۷۳-۹۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۱/۰۴
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۳/۰۳

واژگان کلیدی:
تهی‌شدن منابع؛ اثربخشی دولت؛ انتشار دی‌اکسیدکربن؛ شادی

طبقه‌بندی JEL:
H11; I31; I30; Q53

چکیده

منابع طبیعی به‌عنوان موهبتی الهی، به‌دلیل محدودیت، تجدیدناپذیری و بین‌نسلی بودن باید با احتیاط و مدیریت مناسب مورد بهره‌برداری قرار گیرند تا ذخایر آن‌ها تهی نشوند و همچنین مصرف آن‌ها به تخریب و کاهش کیفیت محیط‌زیست منجر نشود. کیفیت نهادی و و همچنین کیفیت محیط‌زیست از عواملی هستند که به‌ویژه در کشورهای دارای منابع طبیعی بر تهی‌شدن منابع تاثیرگذار می‌باشند. هدف مقاله حاضر بررسی نقش کیفیت نهادی و کیفیت زیست‌محیطی بر ارتباط بین تهی‌شدن منابع و شادی در ۱۱ کشور منتخب نفتی در دوره ۲۰۲۱-۲۰۱۳ می‌باشد. بدین منظور از شاخص‌های اثربخشی دولت و انتشار دی‌اکسیدکربن به ترتیب به‌عنوان شاخص کیفیت نهادی و کیفیت زیست‌محیطی استفاده شد و برای برآورد الگوهای پژوهش از روش حداقل مربعات پویای تابلویی استفاده شد. نتایج بیانگر اثر منفی تهی‌شدن منابع و انتشار دی‌اکسیدکربن بر شادی بود. اثربخشی دولت بر شادی اثر مثبت داشته است. اثر تعاملی اثربخشی دولت و تهی‌شدن منابع بر شادی مثبت است و محاسبه اثر نهایی بیانگر وجود حد آستانه‌ای برابر با ۰/۶۱ برای شاخص اثربخشی دولت می‌باشد. قبل از رسیدن اثربخشی دولت به حدآستانه مذکور اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی منفی بوده و پس از گذر شاخص اثربخشی دولت از این حد، اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی مثبت شده‌است. اثر تعاملی انتشار دی‌اکسیدکربن و تهی‌شدن منابع بر شادی منفی است و محاسبه اثر نهایی بیانگر عدم وجود حد آستانه برای شاخص دی‌اکسیدکربن می‌باشد. به‌عبارتی در تمامی مقادیر انتشار دی‌اکسیدکربن که منجر به کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود، اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی منفی و تشدید شده می‌باشد.

۱. مقدمه

شادی، نمودی از سلامت روانی انسان‌هاست و اگرچه پدیده‌ای روان‌شناختی و اجتماعی است، اما از بعد مادی نیز قابل بررسی می‌باشد (منصف و همکاران، ۱۳۹۸). رسیدن به شادی هدف نهایی انسان است و تمام فعالیت‌های انسانی اعم از اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و غیره در جهت دستیابی به آن می‌باشد. از این رو طی دهه‌های اخیر طیف جدیدی از تحقیقات تحت عنوان اقتصاد شادی شکل گرفته که بر مفهوم گسترده‌تر مطلوبیت و رفاه، از جمله تابع مطلوبیت متقابل، مطلوبیت رویه‌ای، و تعامل بین تأثیرات عقلانی و غیرعقلانی در تعیین رفتار اقتصادی تکیه دارد (جین و همکاران[۱]، ۲۰۱۹). نخستین بار استرلین[۲] (۱۹۷۴) مفهوم شادی را بازنگری کرد و با انجام نظرسنجی در کشورهای مختلف دریافت که در کوتاه‌مدت، رشد اقتصادی و شادی همبستگی مثبت دارند، در حالی که در بلندمدت، روند شادی و درآمد ارتباطی با هم ندارند[۳] (جین و همکاران، ۲۰۱۹). پس از آن مطالعات تجربی (کنی[۴]، ۱۹۹۹؛ اسوالد[۵]، ۱۹۹۷) اثرگذار بودن شادمانی و رضایت از زندگی انسان‌ها بر عملکرد اقتصادی را نتیجه گرفتند، زیرا افرادی که شادتر هستند، در فرآیند تصمیم‌گیری و خلاقیت موفق‌تر بوده، از روحیه مشارکت و تعاملات اجتماعی بهتری برخوردارند، سطح بهره‌وری و کارایی بالاتری داشته و می‌توانند به افزایش سطح تولیدات و رشد اقتصادی کمک نمایند (منصف و همکاران، ۱۳۹۸). در ادامه پژوهش در مورد اقتصاد شادی، مطالعات تجربی بسیاری (کاربلی و سدرینی[۶]، ۲۰۱۱؛ آلسینا و همکاران[۷]، ۲۰۰۴) به عوامل اقتصادی اثرگذار بر شادی، همچون درآمد، ثروت، نابرابری درآمدی، تورم، بیکاری و سیاست‌های پولی و مالی متمرکز شدند. در این میان مطالعات گسترده‌ای (اسلسمن[۸]، ۲۰۲۳ ؛ الماساه و حسنین[۹]، ۲۰۲۲؛ لو و سهیل[۱۰]، ۲۰۲۲؛ میگنامیسی و کیاتی[۱۱]، ۲۰۲۱؛ اوپالیه و نواچاکی[۱۲]، ۲۰۱۹) به بررسی تاثیر منابع طبیعی و خدادادی موجود در محیط‌زیست، از جمله نفت، بر شادی پرداختند. درآمدهای نفتی به عنوان یک منبع طبیعی مهم اقتصادی، به طرق مختلف و در ابعاد مثبت و منفی، می‌تواند بر شادی مردم اثرگذار باشد. از دلایل تأثیر مثبت درآمدهای نفتی بر شادی، می‌توان به تحکیم امنیت و ایجاد آسودگی خاطر برای مردم، کاهش نیاز دولت به مالیات، کاهش بار مالیاتی، افزایش توان مالی دولت به منظور ارتقای مخارج

[1] Jain & et al., 2019
[2] Easterlin, 1974
[3] این موضوع به پارادوکس استرلین شهرت دارد
[4] Kenny, 1999
[5] Oswald, 1997
[6] Carabelli & Cedrini, 2011
[7] Alesina et al., 2004
[8] Slesman, 2023
[9] Elmassah & Hassanein, 2022
[10] Lu & Sohail, 2022
[11] Mignamissi & Kuete, 2021
[12] Opaleye & Nwachukwu, 2019

آموزشی، بهداشتی، تفریحی، ورزشی و زیرساختی اشاره کرد (صداقت کالمرزی و همکاران، ۱۴۰۰). از دلایل تاثیر منفی درآمد نفت بر شادی نیز می‌توان به افزایش خشونت و ناامنی به دلیل توزیع گزینشی و نابرابری در توزیع رانت نفت در جامعه، تضعیف نظام مالیات‌ستانی و ایجاد عدم شفافیت در اقتصاد، تشدید فعالیت‌های رانت‌جویی، گسترش فساد و کاهش اعتماد مردم به دولت، تضعیف بخش خصوصی از طریق افزایش اندازه دولت و همچنین کسری بودجه دولت هنگام کاهش قیمت نفت و تبعات ناشی از آن اشاره نمود (نادمی[1]، ۲۰۱۸). مطالعات بعدی (ویلسون[2]، ۲۰۰۰؛ ولش[3]، ۲۰۰۶) نیز ادعا نمودند که شرایط اجتماعی- اقتصادی، سلامت و کیفیت محیط‌زیست می‌توانند بر شادی و رفاه تأثیر بگذارند و به‌طور ویژه ارتباط با طبیعت یک عامل مهم تعیین‌کننده رفاه اجتماعی و فیزیولوژیکی، سلامت و شادی در نظر گرفته شد (ژانگ و چن[4]، ۲۰۱۹). محیط‌زیست که بستر لازم برای تداوم حیات بشر و سایر موجودات زنده را فراهم می‌آورد، یک کالای اقتصادی است که در دسته کالاهای عمومی قرار می‌گیرد و می‌تواند به دور از بازار و قیمت، با آثار جانبی همچون تخریب و تخلیه مواجه شود. شرایط محیطی علاوه بر جنبه مادی بر جنبه معنوی نیز زندگی بشر نیز موثر است و می‌تواند کیفیت زندگی افراد و میزان شادی را تحت‌الشعاع قرار دهد. حضور در طبیعت به کاهش اضطراب و افسردگی و افزایش اعتماد به نفس و بهبود سلامت روانی افراد منجر می‌شود و در نتیجه می‌تواند بر شادی اثر مثبت داشته باشد. اثرگذاری حکومت بر میزان شادی در یک جامعه از دیگر عواملی است که مورد توجه اقتصاددانان قرار دارد. عملکرد دولت در ابعاد مختلف جامعه مانند وضعیت اجتماعی، اقتصادی، سلامت و ... موثر است و تغییرات هر یک از ابعاد مذکور بر اثر عملکرد دولت منجر به ایجاد تغییرات گسترده در سطح شادی جامعه خواهد شد. عملکرد دولت هم به‌طور مستقیم از طریق اثرگذاری سیاست‌های حکومت در افزایش شادی، و هم به‌طور غیرمستقیم و از طریق تاثیرگذاری تصمیمات دولت بر سایر بخش‌ها (همچون اجرای نادرست یک سیاست پولی انبساطی که به افزایش تورم و در پی آن به کاهش شادی منجر شود) در سطح شادی مردم تاثیرگذار است (دادگر و همکاران، ۱۴۰۰). از این رو بررسی تاثیر بهبود حکمرانی و اثربخشی سیاست‌ها و تصمیمات دولت بر شادی از موضوعات حائز اهمیت می‌باشد. در این راستا مطالعاتی همچون (هلیول و همکاران[5]، ۲۰۲۰؛ هوانگ[6]، ۲۰۱۶) به اثر مثبت بهبود حکمرانی دولت بر شادی دست یافتند، در حالیکه برخی مطالعات (وو[7]، ۲۰۱۸) اثر مثبت حکمرانی خوب را بر سطح شادی تنها در کشورهای با درآمد بالا نتیجه گرفته‌اند. در این میان بررسی عملکرد دولت بر میزان شادی در کشورهای نفتی به دلیل اتکاء به

[1] Nademi, 2018
[2] Wilson, 200
[3] Welsch, 2006
[4] Zhang & Chen, 2019
[5] Helliwell et al., 2020
[6] Huang, 2016
[7] Woo, 2018

درآمدهای نفت و امکان بروز فعالیت‌های رانت‌جویانه از اهمیت مضاعف برخوردار است. بر اساس مطالعات تجربی وفور منابع طبیعی و بهره‌برداری از آن‌ها به دلیل امکان تقویت فعالیت‌های رانت‌جویانه و بروز فساد (آرزکی و بروکنر[1]، ۲۰۱۱؛ ابکه و امگبا[2]، ۲۰۱۱) و تضعیف حکمرانی (بوسه و گرونینگ[3]، ۲۰۱۳؛ بوولند[4]، ۲۰۱۲) ممکن است بر شادی اثر منفی برجای بگذارد و در این میان تلاش دولت‌ها برای بهبود حکمرانی می‌تواند در ارتباط میان بهره‌برداری از منابع نفتی و شادی موثر واقع شود. از طرفی در مراحل اولیه رشد اقتصادی، کشورها به منظور دستیابی به رشد بیشتر، گاهی به بهره‌برداری بی‌رویه از منابع طبیعی موجود در محیط‌زیست (نفت و گاز، معادن، جنگل‌ها، مراتع و ..) روی می‌آورند. این امر نه تنها به کاهش و تهی‌شدن این منابع که تجدیدناپذیر و بین‌نسلی هستند، منجر می‌شود، بلکه به ایجاد آلودگی و کاهش کیفیت محیط‌زیست هم خواهد انجامید (حسابی و همکاران، ۱۳۹۷). با توجه به اهمیت موارد مطرح شده، مطالعه حاضر در پی پاسخ به این سوال است که تهی شدن منابع بر شادی در کشورهای برخوردار از نفت چه تاثیری دارد. از طرفی اثربخشی دولت به عنوان شاخص کیفیت نهادی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای به عنوان شاخص کیفیت زیست‌محیطی می‌تواند بر اثرگذاری تهی‌شدن منابع بر شادی در کشورهای نفتی نقش موثری داشته باشد یا خیر؟. دلیل انتخاب کشورهای نفتی در این مطالعه، موقعیت تقریباً یکسان آن‌ها از لحاظ شاخص‌های کیفیت نهادی و زیست‌محیطی و همچنین وابستگی به نفت به عنوان یک منبع طبیعی تجدیدناپذیر است. مقاله حاضر در ۵ بخش ارائه می‌شود. پس از مقدمه و در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه پرداخته می‌شود. بخش سوم به ارائه روش تحقیق و بخش چهارم به نتایج آماری و یافته‌ها می‌پردازد. در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

امروزه در سراسر جهان کاهش سرمایه طبیعی یا به عبارت دیگر تهی‌شدن منابع طبیعی[5] (NC) به معضلی فراگیر تبدیل شده است و بهره برداری صحیح و بهینه از منابع طبیعی به منظور دستیابی به توسعه پایدار و حفظ عدالت بین‌نسلی، امری ضروری به شمار می‌آید. از طرفی این معضل که به دلیل سوءمدیریت منابع طبیعی رخ می‌دهد و تأثیر نامطلوبی که بر سلامت، محیط‌زیست و رشد اقتصادی پایدار برجای می‌گذارد، توجه سیاست‌گذاران، محیط‌بانان و کارشناسان بهداشت را به خود معطوف نموده است

[1] Arezki & Bruckner, 2011
[2] Ebeke & Omgba, 2011
[3] Busse & Groning, 2013
[4] Bowland, 2012
[5] Depletion of Resources

(لیو و همکاران[1]، ۲۰۲۲). در این میان ممکن است که بروز این معضل بر اثر ناکارآمدی دولت و به دلیل تمرکز بر منافع سیاسی ایجاد شود. بنابراین احتمال تمرکز ثروت در دست عده اندکی از افراد جامعه وجود دارد که احتمال تحریف‌های بزرگ‌تر در اقتصاد از جمله در بخش منابع طبیعی را افزایش می‌دهد (لیو و همکاران، ۲۰۲۲). در کل دولت‌ها نقش‌های مختلفی در حفاظت بهره‌وری منابع طبیعی همچون نفت دارند و می‌توانند با عملکرد مناسب خود، به ارزش بازار منابع طبیعی بیافزایند یا از آن برای منافع سیاسی استفاده کنند، که ممکن است با کاهش بهره‌وری منابع همراه شود. بنابراین عملکرد دولت و بهبود اثربخشی منجر به بهبود وضعیت سیاسی و اجتماعی و اقتصادی کشور شده و می‌تواند بر شادی افراد تأثیر مثبت گذارد. زیرا دولت از طریق سیاست‌های موثر می‌تواند به مدیریت اقتصاد و منابع طبیعی و در نتیجه توسعه کشور کمک کند. مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که درآمدهای ناشی از منابع طبیعی در ابتدا منجر به بهبود کیفیت نهادی و شاخص‌های حکمرانی خوب از جمله اثر بخشی دولت می‌شوند و بعد از گذر از حد مشخصی تأثیر درآمدهای ناشی از منابع طبیعی مانند نفت و گاز بر شاخص‌های حکمرانی منفی می‌شود. بنابراین بررسی این موضوع که تهی شدن منابع طبیعی به دلیل افزایش استفاده از منابع و افزایش درآمدهای ناشی از استخراج منابع طبیعی می‌تواند بر شادکامی افراد به واسطه عملکرد و اثر بخشی دولت اثر گذارد یا خیر از اهداف این مطالعه است. از طرفی بررسی این موضوع که کاهش (تهی شدن) منابع طبیعی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی، با توجه به اثر بخشی دولت چه تأثیری بر شادی و رفاه مردم دارد مهم می‌باشد. ادبیات در این دیدگاه محدود است و مطالعات کمی این رابطه را از طریق پدیده نفرین منابع طبیعی برجسته کرده‌اند (لی و همکاران[2]، ۲۰۲۳). از طرفی تأثیر برداشت بی رویه منابع طبیعی می‌تواند منجر به آلودگی محیط زیست شود. این در حالی است که رابطه بین کیفیت محیط‌زیست و شادی یا رضایت از زندگی موضوع تحقیقات زیادی در سال‌های اخیر بوده است. محیط‌زیست به‌طور قابل توجهی بر کیفیت زندگی انسان تأثیر می‌گذارد که در احساس ذهنی فرد از شادی و رضایت از زندگی منعکس می شود. در ابتدا، این ایده که دسترسی به محیط‌های طبیعی یا مصنوعی باکیفیت می‌تواند شادی را از طریق وابستگی عاطفی ذاتی انسان‌ها به دیگر موجودات زنده افزایش دهد، زیربنای نظری رابطه بین شادی و محیط‌زیست بوده است. کیفیت محیط‌زیست می‌تواند بر خلق و خو، سطح استرس و سلامت کلی فرد تأثیر بگذارد. یک محیط تمیز و به خوبی نگهداری شده با دسترسی به فضاهای سبز و هوای پاک تاثیر مثبتی بر شادی فرد دارد. در مقابل، قرار گرفتن در معرض آلودگی محیطی، سر و صدا و ازدحام بیش از حد می‌تواند منجر به افزایش سطح استرس، اضطراب و کاهش رفاه شود (بیوهانگ و همکاران[3]، ۲۰۲۴). بنابراین بررسی این موضوع که تهی شدن منابع طبیعی

[1] Liu et al., 2022
[2] Lee et al., 2023
[3] Bui Hong & et al., 2024

با توجه به عملکرد دولت چه تأثیری بر شادکامی مردم دارد می‌تواند به سیاست‌گذاران کمک کند تا در چگونگی برداشت و میزان برداشت از منابع طبیعی کمک کند. با توجه به اهمیت مباحث مربوط به تهی شدن منابع طبیعی از جمله نفت و تأثیر آن بر زندگی انسان‌ها و با توجه به این که هدف غایی هر انسانی رسیدن به رضایت از زندگی و شادکامی است، لذا این مطالعه به بررسی تأثیر تهی شدن منابع طبیعی با توجه به اثر بخشی دولت بر شادکامی در کشورهای منتخب صادر کننده نفت می‌پردازد.

۲-۱-۱. نقش اثربخشی دولت بر ارتباط بین تهی‌شدن منابع و شادی

از آنجایی که امروزه جهان با کاهش منابع طبیعی دست و پنجه نرم می‌کند، نقش اثربخشی دولت به منظور مدیریت مناسب منابع طبیعی به شدت مورد توجه قرار گرفته است (محمدی استادکلایه و همکاران، ۱۴۰۳). مدیریت منابع طبیعی یکی از جنبه‌های حیاتی توسعه پایدار است و تصمیمات اتخاذ شده توسط دولت‌ها می‌تواند تأثیر بسزایی در رفاه و شادی شهروندان داشته باشد. حکمرانی مؤثر نه تنها نقشی کلیدی در مدیریت و حفظ منابع طبیعی ایفاء می‌کند، بلکه در تضمین توزیع عادلانه منافع حاصل از این منابع نیز نقش اساسی دارد (مجیا آکوستا[1]، ۲۰۱۳). سیاست‌های دولت به طور قابل توجهی بر نحوه استفاده و حفاظت از منابع طبیعی تأثیر می‌گذارد. بسیاری از سیاست‌های فعلی هزینه‌های فرصت واقعی مرتبط با استفاده از منابع طبیعی را در نظر نمی‌گیرند، و اغلب اقداماتی را تشویق می‌کنند که منجر به تسریع تخریب منابع می‌شوند. برای مثال، یارانه‌های کشاورزی می‌تواند انگیزه‌های بازار را مخدوش کند و به جای مدیریت پایدار، بهره‌برداری بیش از حد را ترویج کند. حکمرانی مؤثر مستلزم سیاست‌هایی است که تمام هزینه‌های استفاده از منابع را منعکس کند و تلاش‌های حفاظتی را ارتقاء دهد (رپتو[2]، ۱۹۸۸). یک دولت خوب می تواند به مردم و بنگاه ها کمک کند تا به پیشرفت و توسعه پایدار در کشور ادامه دهند و در عین حال مردم را خوشحال کنند. بنابراین، دولت نه تنها باید به موضوع کارآمدی سیاست‌های خود توجه داشته باشد، بلکه باید نیازها و احساسات مردم را نیز در نظر بگیرد. یک دولت خوب می‌تواند نظام زیست محیطی خوب ایجاد کند تا مردم و بنگاه‌ها بتوانند به پیشرفت در کشور ادامه دهند و در عین حال به هدف توسعه پایدار دست یابند. در سال‌های اخیر، دولت‌ها با ارائه اطلاعات در مورد شرایط زیست‌محیطی و پذیرفتن مشارکت و نظارت مردم بر عملکرد زیست‌محیطی دولت، مفهوم پایداری زیست‌محیطی را در سیاست‌های خود گنجانده‌اند و ادارات دولتی برای نشان دادن عملکرد حکومتی خود متعهد به جستجوی راهبردهای سیاست‌گذاری موثر و بهبود رضایت مردم از حکومت هستند (چن و همکاران[3]، ۲۰۲۳). اثربخشی دولت نیز می‌تواند منجر به سیاست‌گذاری‌های صحیح و

[1] Mejía Acosta, 2013
[2] Repetto, 1988
[3] Chen & et al., 2023

تخصیص بهینه منابع در بخش‌های اقتصادی شود و رفاه ذهنی افراد را بهبود دهد و شادکامی را به همراه داشته باشد. دولت کارآمد به درستی در بخش‌های آموزش و بهداشت سرمایه‌گذاری می‌کند و از این طریق بر شاخص شادی تأثیر مثبت می‌گذارد (نیکزادیان و همکاران[1]، ۲۰۱۹).

۲-۱-۲- نقش کیفیت زیست‌محیطی بر ارتباط بین تهی‌شدن منابع و شادی

کیفیت زیست‌محیطی بالا می‌تواند به افزایش احساس شادی و رضایت در زندگی کمک کند. محیط‌های سالم و پایدار به افراد این امکان را می‌دهند که از طبیعت بهره‌مند شوند و احساس بهتری با محیط خود داشته باشند. مطالعات کرکل و مک‌کارن[2] (۲۰۲۰) و بوناسیا و همکاران[3] (۲۰۲۲)، نشان داده‌اند که افرادی که در مناطق با کیفیت زیست‌محیطی بالاتر زندگی می‌کنند، معمولاً شادتر هستند و از سلامت روان بهتری برخوردارند. همچنین افراد به طور غریزی با محیط‌زیست و طبیعت ارتباط خوبی دارند و محیط‌زیست سالم می‌تواند بر شادکامی و سلامت افراد موثر باشد (کرکل و مک‌کارن، ۲۰۲۰). با توجه به این‌که برداشت بی‌رویه منابع طبیعی بر کیفیت محیط‌زیست تأثیر سوء دارد بنابراین انتظار می‌رود که با افزایش برداشت منابع طبیعی و به دنبال آن مشکلات زیست‌محیطی از جمله آلودگی هوا، سطح شادکامی افراد کاهش یابد. بنابراین انتظار می‌رود که با افزایش منابع طبیعی و آلودگی محیط‌زیست دولت ها با اصلاح و بازنگری قوانین در مورد مصرف و برداشت منابع طبیعی، به سمت کاهش استفاده و برداشت منابع طبیعی تجدیدناپذیر پیش بروند و به منظور جلوگیری از برداشت بی‌رویه منابع طبیعی و در نتیجه آلودگی و تخریب محیط‌زیست، سیاست‌های کارآمدی برای استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را در پیش بگیرند (کیلنتون و بودونکاکو[4]، ۲۰۲۱).

۲-۲. پیشینه پژوهش

از مطالعات داخلی مرتبط با موضوع مقاله حاضر می‌توان به مطالعه فرجی دیزجی و همکاران (۱۴۰۲) اشاره نمود که با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به بررسی اثر رانت منابع طبیعی و حکمرانی خوب بر شادی در ۶ کشور دارای رانت منابع طبیعی بالای ۵ درصد طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج نشان داد که رانت منابع طبیعی بر شادکامی تأثیر منفی داشته و حکمرانی خوب بر شادکامی تأثیر مثبت داشته است. همچنین تأثیر متقابل رانت منابع طبیعی و حکمرانی خوب بر شادی منفی بوده که نشان می‌دهد رانت منابع طبیعی باعث تضعیف حکمرانی خوب شده و در نتیجه بر شادکامی تأثیر منفی داشته است. دادگر و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به تحلیل

[1] Nikzadian et al., 2019
[2] Krekel & MacKerron, 2020
[3] Bonasia et al., 2022
[4] Clinton & Budnukaeku, 2021

اثر کیفیت حکمرانی خوب و درآمد بر شادی در ۱۱۲ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج بیانگر آن بود که کیفیت حکمرانی و درآمد بر شادی اثر مثبت داشته‌اند. صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم تابلویی[1] (PSTR) به بررسی اثر رانت حاصل از درآمدهای نفت بر شادمانی در کشورهای منتخب اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج نشان داد که تأثیر رانت نفت بر شادمانی در رژیم اول یعنی قبل از حدآستانه مثبت بوده است. این در حالی است که در رژیم دوم یعنی بعد از حدآستانه تأثیر رانت نفت بر شادمانی منفی شده است. صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از روش پانل آستانه‌ای به بررسی اثر رانت حاصل از درآمدهای نفت بر نابرابری شادی در کشورهای منتخب اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج نشان داد که رانت نفت بر نابرابری شادی تأثیر غیرخطی داشته است، به گونه‌ای که بعد از گذشتن رانت نفت از حدآستانه، نابرابری شادی افزایش و قبل از حد آستانه کاهش داشته است.صداقت کالمرزی و همکاران (۱۳۹۸) با استفاده از الگوی پانل آستانه‌ای به بررسی تأثیر رانت نفت بر شادی در کشورهای منتخب عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج نشان داد که تاثیر نفت بر شادی غیرخطی و آستانه‌ای است و تا قبل از حد آستانه نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی، این متغیر تاثیری مثبت و معنی‌دار بر شادی داشته است، اما پس از عبور از این حد آستانه، نسبت رانت نفت به تولید ناخالص داخلی تاثیری منفی و معنی‌دار بر شادی در کشورهای اوپک داشته است. حسابی و همکاران (۱۳۹۷) با روش داده‌های تابلویی رابطه بین شادی و کیفیت محیط‌زیست را در ۱۵۵ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۶ ارزیابی نمودند. نتایج بیانگر اثر مثبت بهبود عملکرد زیست‌محیطی بر شادی در کشورهای مورد مطالعه بود. ضریب جینی و اثر منفی محیطی (میانگین مجموع احساسات منفی ناشی از محیط) اثر منفی و آزادی انتخاب بر شادی اثر مثبت داشته است. حسابی (۱۳۹۴) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی رابطه بین شادی و کیفیت محیط‌زیست در ۱۵۱ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۵ پرداخت. نتایج بیانگر آن بود که بهبود عملکرد محیط زیست و تولید ناخالص داخلی سرانه بر شادی اثر مثبت داشته و تورم و بیکاری بر شادی اثر منفی گذاشته‌اند.

از مطالعات خارجی مرتبط با موضوع مقاله حاضر می‌توان به مطالعه عمری و کاهیا[2] (۲۰۲۴) اشاره کرد که با به کارگیری روش آستانه‌ای به تحلیل نقش کیفیت نهادی در ارتباط بین منابع طبیعی و رفاه چند بعدی در عربستان سعودی طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۱۹۹۰ پرداختند. بدین منظور دو شاخص کیفیت زندگی و استاندارد زندگی در نظر گرفته شدند. نتایج حاکی از آن بود که کیفیت نهادی نقش کلیدی در شکل‌دهی ارتباط مثبت بین استفاده از رانت منابع طبیعی و بهبود رفاه زندگی دارد. از طرفی حدآستانه

[1] Panel Smooth Transition Regression
[2] Omri & Kahia, 2024

مشخصی برای شاخص نهادی کنترل فساد وجود دارد که با گذر از آن اثر مثبت رانت منابع طبیعی بر رفاه انسانی شدت می‌یابد. احمد و همکاران[1] (۲۰۲۳) با استفاده از روش میانگین گروه اثرات همبسته مشترک[2] به بررسی اثرات منابع طبیعی، ریسک مالی، نوآوری سبز و جهانی شدن اقتصادی بر رفاه انسانی در کشورهای در حال ظهور از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ پرداختند. نتایج بیانگر آن بود که منابع طبیعی و ریسک‌های مالی منجر به کاهش رفاه انسانی در کشورهای در حال گذار شده است. در حالی که نوآوری سبز و جهانی شدن اقتصادی به طور مثبت به رفاه انسانی کمک می‌کند. این یافته‌ها نیز با استفاده از روش‌های جایگزین مانند روش علیت گرنجر تأیید می‌شوند. علاوه بر این نتایج نشان داد که، منابع طبیعی، ریسک مالی و جهانی شدن اقتصادی گرنجر باعث رفاه انسان می‌شود اما برعکس آن صادق نیست. نتایج علیت دوسویه نشان داد که بین نوآوری سبز و رفاه انسان وجود دارد. با توجه به این یافته‌های جدید، بهره‌برداری پایدار از منابع طبیعی و کنترل ریسک‌های مالی، راهکارهای ضروری برای تحقق رفاه انسان است. اسلسمن[3] (۲۰۲۳) با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی موضوع نفرین منابع طبیعی بر شادی در ۳۱ کشور خالص صادرکننده نفت در دوره ۲۰۱۹-۲۰۰۶ پرداخت. نتایج حاکی از آن بود که هیچ شواهدی مبنی بر اینکه رانت نفت (و رانت منابع مجموع و تفکیک شده) اثر نامطلوبی بر شادی یا رفاه ذهنی می‌گذارد، وجود نداشته است. این نتیجه با نتایج مطالعات اخیر در نمونه های جهانی در تضاد است. به منظور بررسی کانال‌های نفرین یا برکت منابع از طریق درآمد، بیکاری، تورم، سطوح توسعه انسانی و حکمرانی استفاده شد. نتایج نشان داد که رانت نفت اثرات حاشیه‌ای مثبت درآمدی بر شادکامی را افزایش داده است. به علاوه هیچ مدرکی دال بر این که از طریق دیگر کانال‌های غنی بودن از نظر نفت یا منابع طبیعی اثر منفی بر خوشبختی وجود داشته باشد، یافت نشد. بوناسیا و همکاران (۲۰۲۲) با استفاده از روش‌های اثرات ثابت پویا و میانگین گروهی جمعی با بررسی تاثیر کیفیت محیط زیست بر شادی در ۱۹ کشور اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۷ پرداختند. بدین منظور از شاخص هزینه‌های حفاظت از محیط زیست برای سنجش کیفیت زیست محیطی استفاده شد. نتایج حاکی از آن بود که هزینه های حفاظت از محیط زیست با شادی ارتباط مثبت داشته است. الماساه و حسنین (۲۰۲۲) با استفاده از روش خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی[4] (ARDL) و روش تصحیح خطای برداری[5] (VECM) به تحلیل اثر نفرین منابع بر رفاه ذهنی با توجه به کیفیت محیطی، حاکمیت و سرمایه انسانی در امارات متحده عربی طی دوره زمانی ۲۰۱۹-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که استفاده از رانت منابع طبیعی بر رفاه ذهنی اثر منفی داشته است و بدین ترتیب فرضیه نفرین منابع تأیید

[1] Ahmad & et al., 2023
[2] Common Correlated Effects Mean Group
[3] Slesman, 2023
[4] Auturegressive Distributed Lags
[5] Vector Error Conditional Model

می‌شود. از طرفی چنانچه کیفیت محیط‌زیست در راستای استفاده از رانت منابع کاهش پیدا نکند، استفاده از منابع می‌تواند رفاه ذهنی افراد را بهبود دهد. در مقابل سرمایه انسانی و حاکمیت هر دو تأثیر ناچیزی بر تأثیر منابع بر رفاه ذهنی دارند. بر این اساس استفاده از منابع طبیعی تا زمانیکه به محیط‌زیست آسیب نرساند رفاه ذهنی انسان‌ها را بهبود خواهد داد. لو و سهیل[1] (۲۰۲۲) با استفاده از خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] به بررسی اثرات سرمایه طبیعی و بلایای طبیعی بر سلامت و رفاه انسانی در چین طی دوره ۱۹۹۳–۲۰۲۰ پرداختند. نتایج تجربی نشان داد که رانت منابع طبیعی در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر شادی، سلامتی و رفاه انسان دارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که بلایای طبیعی به طور قابل توجهی شادی و رفاه انسان را در درازمدت کاهش می‌دهند. اسلسمن (۲۰۲۲) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[3] (SYSTEM GMM) به بررسی تأثیر منابع طبیعی و نظریه نفرین منابع طبیعی بر شادی برای ۱۱۲ کشور جهان طی دوره زمانی ۲۰۱۹–۲۰۰۶ پرداخت. نتیجه این مطالعه نشان داد که اثرات نامطلوب رانت منابع به صورت مجموع و تفکیک شده (از جمله رانت نفت) بر شادی توسط داده‌ها پشتیبانی نمی‌شود. به عبارتی وجود نفرین منابع طبیعی در مورد شادی مورد تأیید نیست. در نتیجه نظریه نفرین منابع طبیعی و یا نعمت در مورد منابع طبیعی در بحث شادی و رفاه انسانی قابل پذیرش نیست. میگنامیسی و کیاتی (۲۰۲۱) با استفاده از داده های تابلویی به بررسی تأثیر رانت منابع طبیعی بر شادکامی در ۱۴۹ کشور جهان پرداختند. نتایج نشان داد که رانت منابع طبیعی منجر به کاهش شادکامی در کشورهای مورد مطالعه شده است و این اثر با توجه به سیستم سیاسی و سطح توسعه، نوع رانت منابع طبیعی متفاوت بوده است. این موضوع در مورد کشورهای دارای سطح دموکراسی ضعیف بیشتر دیده شد. همچنین مطالعه ایشان نشان داد که رانت نفت و گاز بر شادی تأثیر منفی قابل توجهی داشته است. در حالی که رانت حاصل از جنگل‌ها و رانت حاصل از معادن تأثیر معناداری بر شادی نداشته است. اوپالیه و نواچاکی (۲۰۱۹) با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی رانت نفت، رانت منابع معدنی، قیمت نفت و رشد اقتصادی بر شادی در کشورهای منتخب آفریقایی طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند و با تحلیل کارایی جزیی کشورهای مورد مطالعه را رتبه‌بندی کردند. شاخص شادی در این مطالعه معکوس شاخص فلاکت مالی است. نتایج مطالعه نشان داد که رانت نفت بر شادی کشورهای مورد مطالعه تأثیر معناداری نداشته است در حالی که قیمت نفت بر شادی تأثیر مثبت و معناداری داشته است. از طرفی تولید ناخالص داخلی بر شادی تأثیر منفی داشته است. هوانگ[4] (۲۰۱۶) با استفاده از روش کوانتایل به بررسی تاثیر حکمرانی بر شادی در ۱۰۱ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۸–۲۰۱۵ پرداخت و بدین

[1] Lu & Sohail, 2022
[2] autoregressive distributed lag
[3] system generalized method of moments
[4] Huang, 2016

نتیجه دست یافت که کیفیت دموکراسی بر شادی اثر مثبت داشته و این تاثیر در کشورهای توسعه یافته نسبت به در حال توسعه بیشتر بوده است.
تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات پیشین در بررسی تأثیر تهی شدن منابع طبیعی به جای رانت منابع طبیعی و وابستگی به منابع طبیعی و محاسبه حد آستانه شاخص کیفیت محیط زیست و اثربخشی دولت بر شادکامی کشورها تا کنون صورت نگرفته است. در واقع از نوآوری‌های این پژوهش بررسی این موضوع که برداشت بی‌رویه منابع طبیعی و در نتیجه آلودگی محیط‌زیست در کنار اثربخشی دولت و نقش آن در تعدیل اثر منفی سو مدیریت منابع طبیعی از نوآوری‌های این مطالعه است.

۳. روش تحقیق

هدف مقاله تحلیل نقش کیفیت نهادی و زیست‌محیطی در ارتباط بین تهی‌شدن منابع طبیعی و شادی در ۱۱ کشور منتخب نفتی طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۱۳ می‌باشد. بدین منظور الگوهای زیر تصریح می‌شود:

$$Happy_{it} = \theta_0 + \theta_1 NRD_{it} + \theta_2 GDPP_{it} + \theta_3 RLE_{it} + \theta_4 CO2_{it} + \theta_5 (NRD_{it} \times RLE_{it}) + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$Happy_{it} = \rho_0 + \rho_1 NRD_{it} + \rho_2 GDPP_{it} + \rho_3 RLE_{it} + \rho_4 CO2_{it} + \rho_5 (NRD_{it} \times CO2_{it}) + \zeta_{it} \quad (۲)$$

الگوی اول که به منظور تحلیل نقش کیفیت نهادی بر ارتباط بین تهی شدن منابع و شادی تصریح شده است. الگوی دوم نیز نقش کیفیت زیست‌محیطی را بر ارتباط بین تهی شدن منابع و شادی ارزیابی می‌کند. در الگوهای (۱) و (۲) Happy_{it} بیانگر شادی است. شاخص شادکامی از داده های گزارش شادکامی جهانی استخراج شده است. این گزارش به ارائه داده‌ها و شواهد تجربی در مورد خوشحالی و رضایت از زندگی می‌پردازد. این شاخص بر اساس نظرسنجی‌هایی است که در آن پاسخ‌دهندگان کیفیت زندگی خود را در مقیاسی از ۰ (ناراضی) تا ۱۰ (راضی) ارزیابی می‌کنند. NRD_{it} شاخص تهی‌شدن منابع است. شاخص تهی شدن منابع طبیعی از مجموع منابع طبیعی در حال تهی شدن به دست می‌آید. به عبارتی این شاخص از مجموع کاهش خالص جنگل، کاهش انرژی و کاهش مواد معدنی بدست می‌آید: کاهش خالص جنگل محصول اجاره واحد منابع و مازاد برداشت چوب گرد نسبت به رشد طبیعی است. در کشوری که رشد تدریجی آن از استخراج چوب فراتر می رود، بدون توجه به حجم یا ارزش مطلق چوب استخراج شده، کاهش خالص جنگل صفر خواهد بود. کاهش انرژی، نسبت ارزش فعلی رانت بهای منابع انرژی است که با ۴ درصد تنزیل، به زمان اتمام منبع (با سقف ۲۵ سال) می باشد. اجاره به عنوان حاصلضرب اجاره منابع واحد و مقادیر فیزیکی منابع انرژی استخراج شده محاسبه می شود. زغال سنگ سخت و نرم، نفت خام و گاز طبیعی را پوشش می دهد. کاهش مواد معدنی نسبت ارزش فعلی اجاره بهای منابع معدنی است که با تخفیف ۴ درصدی به زمان اتمام منبع (با سقف ۲۵ سال) می باشد. اجاره به عنوان حاصلضرب رانت منابع واحد و مقادیر فیزیکی مواد معدنی استخراج شده محاسبه می شود. قلع،

طلا، سرب، روی، آهن، مس، نیکل، نقره، بوکسیت و فسفات را پوشش می دهد. این شاخص از سایت بانک جهانی استخراج شده است و به صورتی درصدی از درآمد ملی آن کشور محاسبه می‌شود (سایت بانک جهانی، ۲۰۲۴). $GDPP_{it}$ تولید ناخالص داخلی سرانه است. این شاخص از تقسیم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ به جمعیت آن کشور به دست می‌آید. GE_{it} شاخص اثربخشی دولت است که به عنوان شاخص کیفیت نهادی در نظر گرفته می‌شود اثربخشی دولت درک کیفیت خدمات عمومی، کیفیت خدمات ملکی و میزان استقلال آن از فشارهای سیاسی، کیفیت تدوین و اجرای سیاست، و اعتبار تعهد دولت به چنین سیاست‌هایی را در بر می‌گیرد. این شاخص برآوردی، به صورت رتبه ای از ۲/۵- تا ۲/۵ است. داده‌ها از سایت بانک جهانی استخراج شده است. $CO2_{it}$ بیانگر انتشار گاز دی اکسیدکربن است که به عنوان شاخص کیفیت محیط زیست در نظر گرفته می شود. این شاخص شامل انتشار گازهای گلخانه است و بر حسب میلیون تن است. این شاخص از سایت بانک جهانی استخراج شده است. $(GE_{it} \times NRD_{it})$ متغیر ضربی و بیانگر اثر تعاملی اثربخشی دولت و تهی‌شدن منابع طبیعی می‌باشد. $(CO2_{it} \times NRD_{it})$ متغیر ضربی و بیانگر اثر تعاملی کیفیت محیط زیست و تهی‌شدن منابع طبیعی می‌باشد. θ_0 و ρ_0 بیانگر عرض از مبدأ الگوها، θ_iها و ρ_iها ضرایب برآوردی الگوها، ε_{it} و ζ_{it} جزء خطای الگوها هستند. i بیانگر کشورها و t زمان است. پس از برآورد الگوهای (۱) و (۲) به منظور تحلیل اثر تعاملی کیفیت نهادی و کیفیت زیست‌محیطی بر رابطه بین تهی‌شدن منابع و شادی، اثرات نهایی بر اساس روابط زیر محاسبه می‌شوند (سوه و همکاران[1]، ۲۰۲۱):

$$\frac{\partial Happy_{it}}{\partial NRD_{it}} = \theta_1 + \theta_5(GE_{it}) = 0 \quad (۳)$$

$$\frac{\partial Happy_{it}}{\partial NRD_{it}} = \rho_1 + \rho_5(CO2_{it}) = 0 \quad (۴)$$

٤. یافته ها

٤-١. آزمون‌های آماری و نتایج برآورد الگوها

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده در الگوهای (۱) و (۲) شامل میانگین، حداقل، حداکثر، انحراف معیار و آماره جارکو-برا در جدول (۱) خلاصه شده است.

بر اساس جدول (۱) با توجه به آماره جارکو - برا تمامی متغیرهای الگو دارای توزیع نرمال هستند. شاخص شادی که بین صفر تا یک درجه‌بندی شده است، در کشورهای منتخب نفتی طی سال‌های ۲۰۲۱-۲۰۱۳ دارای میانگینی برابر با ۰/۰۹۲ بوده است. کمترین میزان شادی (صفر) مربوط به ایران در سال ۲۰۲۱ و بیشترین میزان شادی (یک) مربوط به امارات در سال ۲۰۱۹ است. تهی‌شدن منابع به طور

[1] Soh et al., 2021

میانگین برابر با ۱۲/۱۱ بوده است. کمترین میزان تهی‌شدن منابع (۱/۲۷) مربوط به نیجریه در سال ۲۰۱۶ و بیشترین میزان (۳۷/۸۳) مربوط به گینه در سال ۲۰۱۳ بوده است.

جدول (۱): آمار توصیفی

متغیر	نماد	میانگین	حداقل	حداکثر	آماره جارکو-برا	احتمال آماره جارکو- برا
شادی	$Happy_{it}$	۰/۰۹۲	۰	۱	۷۵/۷۲	۰/۰۰۰
تهی‌شدن منابع	NRD_{it}	۱۲/۱۱	۱/۲۷	۳۷/۸۳	۱۷/۰۹	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	$GDPG_{it}$	۰/۷۶	−۱۲/۰۴	۱۳/۷۸	۴/۸۵	۰/۰۸۸*
اثربخشی دولت	GE_{it}	−۰/۶۷	−۱/۸۰	۰/۸۷	۸/۴۰	۰/۰۱۵
دی‌اکسیدکربن	$CO2_{it}$	۷/۵۲	۰/۵۴	۲۳/۹۶	۱۷/۵۸	۰/۰۰۰
*معناداری در سطح اطمینان ۹۰ درصد						

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد الگوی پژوهش لازم است مانایی متغیرها آزمون شود. برای بررسی مانایی داده‌های پانل می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1]، لوین، لین و چاو[2]، فیشر[3]، ایم، شین و پسران[4]، هادری[5] و پسران استفاده کرد. انتخاب آزمون مناسب از بین این آزمون‌ها در گام اول نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است، به طوری‌که در صورت وجود وابستگی مقطعی لازم است از آزمون پسران استفاده شود و در غیر این صورت می‌توان از سایر آزمون‌ها استفاده نمود. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای متغیرهای پژوهش در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتیجه آزمون استقلال مقطعی پسران

الگو	آماره CD	احتمال آماره
(۱)	۲/۴۷	۰/۰۱۳
(۲)	۵/۵۸	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده در جدول (۲) نشان می‌دهد که احتمال آماره آزمون CD برای هر دو الگو از ۰/۰۵ کوچکتر است، بدین ترتیب فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در الگوهای پژوهش رد

[1] Augmented Dicky Fuller
[2] Levin, Lin, Chu
[3] Fisher
[4] Im, Pesaran And Shin
[5] Hadri

می‌شود. لذا بین متغیرهای مورد بررسی وابستگی مقطعی وجود دارد. با توجه به وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها، برای بررسی مانایی داده‌ها می‌توان از آزمون مانایی پسران (۲۰۰۷) استفاده کرد که وجود وابستگی مقطعی را لحاظ می‌کند. فرضیه صفر در آزمون مانایی مذکور بیانگر این است که داده‌ها دارای ریشه واحد بوده و به عبارتی نامانا هستند و فرضیه مخالف عدم وجود ریشه واحد یا مانایی داده‌ها را نشان می‌دهد. بنابراین، چنانچه احتمال مقدار آماره محاسبه شده کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود، که این امر نشان دهنده مانا بودن متغیرها خواهد بود. جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های پانلی را به روش پسران نمایش می‌دهد.

جدول (۳): نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش به روش پسران

حد بحرانی در سطح خطای ۵٪ = ۲/٤			
متغیر	**نماد**	**آماره t**	**نتیجه**
شادی	$Happy_{it}$	−۱/۱۶	نامانا
تفاضل مرتبه اول شادی	$\Delta Happy_{it}$	−۳/۱۲	مانا
تهی‌شدن منابع	NRD_{it}	−۲/۲۹	نامانا
تفاضل مرتبه اول تهی‌شدن منابع	ΔNRD_{it}	−۴/۹۰	مانا
تولید ناخالص داخلی	$GDPP_{it}$	−۰/۸۰۷	نامانا
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی	$\Delta GDPP_{it}$	−۲/۸۸	مانا
اثربخشی دولت	GE_{it}	−۰/۸۹۷	نامانا
تفاضل مرتبه اول اثربخشی دولت	ΔGE_{it}	−۳/۸۷	مانا
انتشار دی‌اکسیدکربن	$CO2_{it}$	۳/۹۲	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۳) آزمون مانایی پسران وجود ریشه واحد را برای تمامی متغیرهای به جز انتشار دی اکسید کربن رد نمی‌شود. بدین ترتیب متغیر انتشار دی اکسیدکربن در سطح مانا و سایر متغیرها در سطح نامانا هستند. نتایج آزمون مانایی برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای نامانا در سطح نشان می‌دهد که متغیرهای مذکور در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. به عبارتی بر اساس آزمون مانایی پسران متغیرها ترکیبی از درجه مانایی صفر و یک هستند. در این شرایط لازم است آزمون همجمعی بین متغیرهای الگوها انجام شود تا از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اطمینان حاصل شود. بدین منظور از آزمون همجمعی داده‌های تابلویی به روش کائو[1] استفاده می‌شود.

[1] Kao

جدول (٤): نتیجه آزمون همجمعی کائو

فرضیه صفر: عدم وجود بردار همجمعی			
الگو	آماره	احتمال آماره	نتیجه آزمون
(۱)	۵/۱۳	۰/۰۰۰	رد فرضیه
(۲)	۵/۱۶	۰/۰۰۰	رد فرضیه

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۴) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار همجمعی بین متغیرهای الگوهای پژوهش رد شده است. بدین ترتیب رابطه همجمعی در هر دو الگو وجود دارد و می‌توان از روش‌های همجمعی برای برآورد الگوها استفاده کرد. با توجه به ترکیبی بودن درجه مانایی متغیرهای الگو استفاده از روش همجمعی پویا (DOLS) امکان‌پذیر است. نتیجه برآورد الگوی (۱) در جدول (۵) و نتیجه برآورد الگوی (۲) در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول (۵) : نتیجه برآورد الگوی (۱) به روش همجمعی پویا (DOLS)

متغیر وابسته : شادی $(Happy_{it})$				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	احتمال آماره
تهی‌شدن منابع	NRD_{it}	−۰/۰۳۹	−۳/۱۵	۰/۰۰۲
رشد اقتصادی	$GDPG_{it}$	۰/۰۲۵	۱۴/۱۱	۰/۰۰۰
اثربخشی دولت	RLE_{it}	۰/۰۹۲	۶/۹۲	۰/۰۰۰
انتشار دی اکسید کربن	$CO2_{it}$	−۰/۳۰۳	−۶/۷۶	۰/۰۰۰
اثر تعاملی اثربخشی دولت و تهی‌شدن منابع	$(NRD_{it} \times RLE_{it})$	۰/۰۶۴	۱/۹۸	۰/۰۴۷
۰/۷۱ R^2=	۰/۶۶ $\bar{R}^2$=			

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (٦): نتیجه برآورد الگوی (۲) به روش همجمعی پویا (DOLS)

متغیر وابسته: شادی $(Happy_{it})$				
متغیر	نماد	ضریب	آماره t	احتمال آماره
تهی‌شدن منابع	NRD_{it}	−۰/۰۳۳	−۴/۹۵	۰/۰۰۰
رشد اقتصادی	$GDPG_{it}$	۰/۰۲۶	۳/۳۱	۰/۰۰۲
اثربخشی دولت	RLE_{it}	۰/۱۱۲	۴/۹۴	۰/۰۰۰
انتشار دی اکسید کربن	$CO2_{it}$	−۰/۲۷۵	−۲/۰۷۳	۰/۰۴۲
اثر تعاملی کیفیت محیط زیست و تهی‌شدن منابع	$(NRD_{it} \times CO2_{it})$	−۰/۰۹۹	۷/۹۲	۰/۰۰۰
۰/۷۵R^2=	۰/۶۶ $\bar{R}^2$=			

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۵) و (۶) متغیرهای تهی‌شدن منابع و انتشار دی‌اکسیدکربن بر شادی در کشورهای منتخب اثر منفی و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد داشته است. متغیرهای رشد اقتصادی، اثربخشی دولت و اثر تعاملی اثربخشی دولت و تهی‌شدن منابع و اثر تعاملی انتشار دی‌اکسیدکربن و تهی‌شدن منابع بر شادی اثر مثبت و معنادار در سطح ۹۵ درصد داشته است. اکنون می‌توان با استفاده از رابطه (۳) و با توجه به نتایج جدول (۵) اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی را بر اساس درجه کیفیت نهادی (اثربخشی دولت) محاسبه نمود. از آنجا که در مقاله حاضر کلیه متغیرها بین صفر و یک نرمالایز شده‌اند، نزدیک شدن شاخص اثربخشی دولت به عدد یک به معنای حاکمیت بهتر قانون و نزدیک شدن به صفر به معنای بدتر شدن کیفیت قانون می‌باشد. بدین ترتیب رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$\frac{\partial Happy_{it}}{\partial NRD_{it}} = -۰/۰۳۹ + ۰/۰۶۴\,(RLE_{it}) = ۰ \quad \text{و} \quad RLE_{it}^{*} = ۰/۶۱ \qquad (۵)$$

ملاحظه می‌شود که حدآستانه اثرگذاری اثربخشی دولت بر ارتباط بین تهی‌شدن منابع و شادی برابر با ۰/۶۱ حاصل شده است. بدین ترتیب تا قبل از رسیدن شاخص اثربخشی دولت به مقدار ۰/۶۱، تهی‌شدن منابع بر شادی در کشورهای منتخب نفتی اثر منفی داشته و به عبارتی به کاهش شادی انجامیده است. در حالیکه با گذر شاخص اثربخشی دولت از حد ۰/۶۱، اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی مثبت شده است. بدین معنا که با بهبود وضعیت اثربخشی دولت، مردم از استفاده بیشتر از منابع طبیعی چندان نگران نبوده‌اند و اطمینان بیشتری در این مورد داشته‌اند که بهره‌برداری از منابع طبیعی هرچند به کاهش ذخیره این منابع و به عبارتی تهی‌شدن آن منجر می شود ولی منابع مذکور به دلیل حاکمیت مطلوب‌تر قانون در راستای رانت‌خواری و منفعت افراد خاص و محروم ماندن بخش عظیمی از مردم نبوده است و در راستای منافع حداکثری جامعه مصرف شده است. بر اساس رابطه (۴) و با استفاده از نتایج جدول (۶) اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی بر اساس درجه کیفیت زیست‌محیطی (انتشار دی‌اکسیدکربن) قابل محاسبه است. در مورد شاخص دی‌اکسیدکربن نیز نزدیک شدن به عدد یک به معنی بدتر شدن کیفیت زیست‌محیطی و نزدیک شدن به صفر به معنای بهتر شدن کیفیت محیط‌زیست می‌باشد. بدین ترتیب رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$\frac{\partial Happy_{it}}{\partial NRD_{it}} = -۰/۰۳۳ - ۰/۰۹۹\,(CO2_{it}) = ۰ \quad \text{و} \quad CO2_{it}^{*} = -۰/۳۳ \qquad (۶)$$

ملاحظه می‌شود که حدآستانه اثرگذاری کیفیت زیست‌محیطی بر ارتباط بین تهی‌شدن منابع و شادی برابر با ۰/۳۳- حاصل شده است. از آنجایی که دی‌اکسیدکربن به عنوان شاخص کیفیت نهادی بین صفر تا یک نرمالایز شده است و عدد بدست آمده کوچکتر از حد پایین بازه عددی شاخص مذکور است، نشان می‌دهد که حدآستانه‌ای برای اثرگذاری کیفیت زیست‌محیطی بر اثرگذاری تهی‌شدن منابع بر شادی در کشورهای مورد بررسی وجود ندارد و به عبارتی در تمامی مقادیر انتشار دی‌اکسیدکربن که منجر به

کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود، آلودگی ایجاد شده بر اثر انتشار این گاز منجر به تشدید اثر منفی تهی‌شدن منابع بر شادی شده است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این مقاله که با هدف بررسی نقش کیفیت نهادی و زیست‌محیطی در ارتباط بین تهی‌شدن منابع طبیعی و شادی در ۱۱ کشور نفتی طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۳ به روش حداقل مربعات پویای تابلویی (PDOLS) انجام شد، نتایج زیر حاصل شد:

- تهی‌شدن منابع بر اساس برآورد الگوهای (۱) و (۲) بر شادی اثر منفی و معنادار داشته، به طوریکه بر افزایش یک درصدی تهی‌شدن منابع به ترتیب منجر به کاهش ۰/۰۳۹ و ۰/۰۳۳ درصدی شادی در کشورهای منتخب نفتی شده است. این یافته با نتایج مطالعات فرجی دیزجی و همکاران (۱۴۰۲)، صداقت کالمرزی و همکاران ۱۳۹۸ و ۱۳۹۹)، احمد و همکاران (۲۰۲۳)، الماساه و حسنین (۲۰۲۲) و لو و سهیل (۲۰۲۲) که مبنی بر اثر منفی رانت نفت (که به معنای بهره‌برداری بیشتر از منابع نفتی است و در نهایت به کاهش و تهی شدن ذخایر نفتی منجر می‌شود) مطابقت دارد.
- رشد اقتصادی بر اساس برآورد الگوهای (۱) و (۲) بر شادی اثر مثبت و معنادار داشته است. به طوریکه بر اساس الگوی (۱) و (۲) افزایش یک درصدی رشد اقتصادی به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰۲۵ و ۰/۰۲۶ درصدی شادی در کشورهای منتخب نفتی شده است. این نتیجه با نتایج مطالعات دادگر و همکاران (۱۴۰۰) و حسابی (۱۳۹۴) مطابقت دارد.
- کیفیت نهادی اثربخشی دولت بر اساس برآورد الگوهای (۱) و (۲) بر شادی اثر مثبت و معنادار داشته است. به طوریکه افزایش یک درصدی شاخص اثربخشی دولت به ترتیب منجر به افزایش ۰/۰۹۲ و ۰/۱۱۲ درصدی شادی در کشورهای منتخب نفتی شده است. این نتیجه با نتایج مطالعات فرجی دیزجی و همکاران (۱۴۰۲)، دادگر و همکاران (۱۴۰۰) و هوانگ (۲۰۱۶) مطابقت دارد.
- انتشار دی اکسید کربن به عنوان شاخص کاهش کیفیت زیست‌محیطی بر اساس برآورد الگوهای (۱) و (۲) بر شادی اثر منفی و معنادار داشته است. به طوریکه افزایش یک درصدی آن به ترتیب منجر به کاهش ۰/۳۰۳ و ۰/۲۷۵ درصدی شادی در کشورهای منتخب نفتی شده است. این یافته با نتایج مطالعات حسابی و همکاران (۱۳۹۷)، حسابی (۱۳۹۴) و بوناسیا و همکاران (۲۰۲۲) مطابقت دارد.
- بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگوی (۱) اثر تعاملی اثربخشی دولت و تهی شدن منابع بر شادی مثبت و معناداری و برابر با ۰/۰۶۴ بوده است. محاسبه اثر نهایی تهی شدن منابع بر

شادی بر اساس درجه کیفیت نهادی در رابطه (۵) نیز حاکی از آن است که حدآستانه اثرگذاری اثربخشی دولت بر ارتباط بین تهی‌شدن منابع و شادی برابر با ۰/۶۱ حاصل شده است. بر این اساس قبل از رسیدن شاخص اثربخشی دولت به حد ۰/۶۱، تهی‌شدن منابع منجر به کاهش یافتن شادی مردم در کشورهای منتخب نفتی شده و پس از گذر شاخص اثربخشی دولت از حد ۰/۶۱، اثر نهایی تهی‌شدن منابع بر شادی مثبت شده است. بدین معنا که با بهبود وضعیت اثربخشی دولت، مردم از استفاده بیشتر از منابع طبیعی چندان نگران نبوده‌اند و اطمینان بیشتری در این مورد داشته‌اند که بهره‌برداری از منابع طبیعی هرچند به کاهش ذخیره این منابع و به عبارتی تهی‌شدن آن منجر می شود ولی منابع مذکور به دلیل حاکمیت مطلوب‌تر قانون در راستای رانت‌خواری و منفعت افراد خاص و محروم ماندن بخش عظیمی از مردم نبوده و در راستای منافع حداکثری جامعه مصرف شده است. این یافته با مطالعه عمری و کاهیا (۲۰۲۴) مطابقت دارد.

- بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگوی (۲) اثر تعاملی کیفیت محیط‌زیست و تهی‌شدن منابع بر شادی اثر منفی و معناداری به اندازه ۰/۰۹۹- داشته است. محاسبه اثر نهایی تهی شدن منابع بر شادی بر اساس درجه کیفیت زیست محیطی در رابطه (۶) نیز حاکی از آن است که حدآستانه‌ای برای اثرگذاری کیفیت زیست‌محیطی بر اثرگذاری تهی‌شدن منابع بر شادی در کشورهای مورد بررسی وجود ندارد و به عبارتی در تمامی مقادیر انتشار دی‌اکسیدکربن که منجر به کاهش کیفیت محیط‌زیست می‌شود، آلودگی ایجاد شده بر اثر انتشار این گاز منجر به تشدید اثر منفی تهی‌شدن منابع بر شادی شده است. این یافته یا نتایج مطالعه الماساه و حسنین (۲۰۲۲) مطابقت دارد.

با توجه به تأثیر مثبت اثربخشی دولت بر شادی و تعدیل اثر تهی شدن منابع طبیعی بر شادی توصیه می‌شود سیاست‌های مناسب جهت بهبود کارایی و اثربخشی دولت این اقدامات می تواند شامل اصلاح نظام اداری باشد. بدین منظور اصلاحات ساختاری در بخش اداری و در جهت کاهش بوروکراسی می تواند منجر به افزایش سرعت خدمت رسانی به مردم شود. همچنین تخصیصی سازی مدیریت می تواند به عملکرد دستگاه های دولتی کمک کند. به عبارتی انتخاب مدیران با تخصص مناسب در بخش های مختلف دولتی می تواند منجر به افزایش کارایی و اثربخشی دولت شود. همچنین از طریق تقویت شفافیت و پاسخگویی می توان به فرآیند تصمیم گیری دولت کمک کرد. با توجه به تأثیر منفی تهی شدن منابع طبیعی بر شادکامی توصیه می شود سیاست های مناسب جهت جلوگیری از اتلاف منابع طبیعی همچون توسعه فناوری های نوین، پایش و نظارت، مدیریت مبتنی بر جامعه و اصلاح نظام بهره برداری منابع طبیعی اتخاذ شود. با توجه به این که آلودگی محیط زیست از دیگر مواردی است که ناشی

از برداشت بی رویه منابع طبیعی حاصل می‌شود توصیه می‌شود که استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر و توسعه فناوری‌های کم کربن در دستور کار کشورها قرار گیرد.

٦.تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Ahmad, M., Ahmed, Z., Yang, X., and Can, M. (2023). Natural resources depletion, financial risk, and human well-being: what is the role of green innovation and economic globalization?. Social Indicators Research, 167(1), 269-288. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11205-023-03106-9/
- Alesina, A., Di Tella, R. and MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?, Journal of public economics, 88 (9-10): 2009-2042. Retrieved from https://doi.org/0.1016/ j.jpubeco.2003.07.006/
- Arezki, R. and Brückner, M. (2011). Oil rents, corruption, and state stability: Evidence from panel data regressions. European economic review, 55(7), 955-963. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2011.03.004/
- Bonasia, M., De Simone, E., D'Uva, M. and Napolitano, O. (2022). Environmental protection and happiness: a long-run relationship in Europe. Environmental Impact Assessment Review, 93, 106704. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.eiar.2021.106704/
- Bowland, C. (2012), Resource Abundance in Mozambique: Governance Issues and the Possibility of Violence, 173. Retrieved from https://doi.org/10.13140/RG.2.2.30028.87684/
- Bui Hong, D., Do Van, T. and Bui Hoang, N. (2024). Do the internet, economic growth, and environmental quality spur people's happiness during Covid-19 pandemic?. Electronic Journal of Applied Statistical Analysis, 17(1), 20-33.
- Retrieved from https://doi.org/10.1285/i20705948v17n1p20.
- Busse, M. and Gröning, M.S. (2013). The resource curse revisited: governance and natural resources, Public Choice, Springer, 154(1), 1-20. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11127-011-9804-0/
- Carabelli, A. M. and Cedrini, M. A. (2011). The economic problem of happiness: Keynes on happiness and economics. In Forum for Social Economics, 40 (3), 335-359. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s12143-010-9085-2/
- Chen, Y. C., Chiu, Y. H., Chang, T. H. and Lin, T. Y. (2023). Sustainable Development, Government Efficiency, and People's Happiness. Journal of Happiness Studies, 24(4), 1549-1578. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s10902-023-00658-y/
- Clinton, A. and Budnukaeku, A. C. (2021). Environmental degradation its impact on natural resources depletion. Journal of Environmental Science and

Public Health, 5(1), 50-55. Retrieved from https://doi.org/10.26502/jesph.96120116/

- Dadgar, Y., Eizadkhsti, H. and Seyedi, S.M. (2021). Impact of Good Governance Quality and Income upon Happiness in Selected Countries. Journal of Economic Modeling Research, 12 (44), 45-84. Retrieved from https://doi.org/10.52547/jemr.12.44.45 / (In Persian)
- Ebeke, C. H. and Omgba, L. D. (2011). Oil rents, governance quality, and the allocation of talents in developing countries. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.12.004/
- Elmassah, S. and Hassanein, E. A. (2022). Can the Resource Curse for Well-Being Be Morphed into a Blessing? Investigating the Moderating Role of Environmental Quality, Governance, and Human Capital. Sustainability, 14 (22), 15053. Retrieved from https://doi.org/10.3390/su142215053/
- Faraji Dizaji, S., Zeighami Dehaghani, F. and Sadeghi, H. (2023). The effects of Natural Resources Rents and Good Governance on Happiness in Selected Countries: A Generalized Method of Moments approach. Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20(2), 1-31. Retrieved from https://doi.org/10.22055/jqe.2020.31073.2146/ (In Persian)
- Helliwell, J. F., Huang, H., Wang, S. and Norton, M. (2020). The social foundations of world happiness. World Happiness Report 2020. https://worldhappiness.report/ed/2020/
- Hesabi, H., Khorsandi, M., Abbasinejad, H. and Dehghan Shourkand, H. (2018). The Effect of Environmental Performance on Happiness :A Cross-country Analysis. Economic Modeling, 12(42), 49-72. (In Persian)
- Hesabi, H. (2015). Investigating the Effect of Environmental Quality on Happiness. Master's Thesis, Ministry of Science, Research, and Technology - Allameh Tabatabaei University - Faculty of Economic Sciences. (In Persian)
- Huang, C. J. (2016). The impact of governance on happiness: Evidence from quantile regressions. International Journal of Economics and Management Engineering, 10(7), 2539-2542. Retrieved from https://doi.org/10.1177/00208523211000421/
- Jain, M., Sharma, G. D. and Mahendru, M. (2019). Can I sustain my happiness? A review, critique and research agenda for economics of happiness. Sustainability, 11(22), 6375. Retrieved from https://doi.org/10.3390/su11226375/
- Kenny, C. (1999). Does growth cause happiness, or does happiness cause growth?. Kyklos, 52(1), 3-25. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.1999.tb00576.x/
- Krekel, C. and MacKerron, G. (2020). How environmental quality affects our happiness. World happiness report, 95-112. Retrieved from https://worldhappiness.report/ed/2020/
- Liu, H., Alharthi, M., Atil, A., Zafar, M. W. and Khan, I. (2022). A non-linear analysis of the impacts of natural resources and education on environmental

quality: green energy and its role in the future. Resources Policy, 79, 102940. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102940/

- Lu, F. and Sohail, M. T. (2022). Exploring the effects of natural capital depletion and natural disasters on happiness and human wellbeing: a study in China. Frontiers in Psychology, 13, 870623. Retrieved from https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.870623/
- Lee, B., Kim, H. and Tavakoli, A. (2023). The impact of economic growth, inflation and unemployment on subjective financial satisfaction: new global evidence. Cogent Economics & Finance, 11(2), 2287908. Retrieved from https://doi.org/10.1080/23322039.2023.2287908/
- Mejía Acosta, A. (2013). The impact and effectiveness of accountability and transparency initiatives: The governance of natural resources. Development Policy Review, 31(1s), s89-s105. Retrieved from https://doi.org/10.1111/dpr.12021/
- Mignamissi, D. & Kuete, Y. F. M. (2021). Resource rents and happiness on a global perspective: The resource curse revisited. Resources Policy, 71, 101994. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.101994/
- Mohammadi Ostadkalayeh, A., Tahmasebi, A., Kashani, M. and Keshavarz Ghorabaee, M. (2024). Evaluation of natural resource management using good governance indexes. Iranian Journal of Range and Desert Research, 31(1), 93-106. Retrieved from https://doi.org/10.22092/ijrdr.2024.131465/ (In Persian)
- Monsef, A., Moalemi, M., Biyabani, J., Nejati, M. and Taherizadeh, J. (2019). Investigating Economic Factors Affecting Happiness in Selected Countries: Panel Threshold Regression Approach. Economic Growth and Development Research, 9(36), 15-34. Retrieved from https://doi.org/10.30473/egdr.2019.43005.4976/ (In Persian)
- Nademi, Y. (2018). The Resource Curse and Income Inequality in Iran. Quality and Quantity, 52 (3), 1159-1172. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11135-017-0510-y/
- Nikzadian, A., Agheli, L., Arani, A. A. and Sadeghi, H. (2019). The effects of resource rent, human capital and government effectiveness on government health expenditure in organization of the petroleum exporting countries. International journal of energy economics and policy, 9(2), 381-389. Retrieved from https://doi.org/10.32479/ijeep.7575/ (In Persian)
- Omri, A. and Kahia, M. (2024). Natural Resources Abundance and Human Well-Being: the Role of Institutional Quality. Social Indicators Research, 1-38. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11205-024-03359-y/
- Opaleye, S. S. and Nwachukwu, C. E. (2019). Does oil rent increase happiness? A partial efficiency analysis of selected African countries. Trends Economics and Management, 13(34), 97-111. Retrieved from https://doi.org/10.13164/trends.2019.34.97/

- Oswald, A. J. (1997). Happiness and economic performance. The economic journal, 107(445), 1815-1831. Retrieved from https://doi.org/0.1111/j.1468-0297. 1997.tb00085.x/
- Repetto, R. C. (1988). Economic policy reform for natural resource conservation. Environment Department, World Bank.
- Sedaghat Kalmarzi, H., Fatahi, S. and sohaili, K. (2021). Investigating the Interaction Effects of Economic Growth and Happiness in Framework of the Resource Curse Hypothesis and Easterlin Paradox: Dynamic Simultaneous Equations Panel Approach. Economic Growth and Development Research, 12(45), 42-31. Retrieved from https://doi.org/10.30473/egdr.2020.53527.5860/ (In Persian)
- Sedaghat Kalmarzi, H., Fattahi S. and Sohaili, K. (2020). The Study of Oil Rent Effects on Inequality of Happiness in Selected Oil Exporting Countries. Refahj, 19(75), 57-85. Retrieved from https://doi.org/20.1001.1.17358191.1398.19.75.7.4/ (In Persian)
- Sedaghat Kalmarzi, H., Fattahi, S. and Sohaili, K. (2020). Oil Rent: Joyful or Calamitous?. Journal of Econometric Modelling, 5(4), 9-31. Retrieved from https://doi.org/10.22075/jem.2021.21897.1526/ (In Persian)
- Slesman, L. (2022). The elusive curse of natural resources on happiness. Resources Policy, 79, 103112. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103112/
- Slesman, L., Hoon, C. Y., Arifin, E. N., Haji-Othman, N. A. and Tan, A. (2023). Can money buy happiness? Income and multidimensional life satisfaction in Brunei Darussalam. Asian Development Review, 40(01), 113-150. Retrieved from https://doi.org/10.1142/S0116110523500075/
- Soh, K. L., Wong, W. P. and Tang, C. F. (2021). The role of institutions at the nexus of logistic performance and foreign direct investment in Asia. The Asian Journal of Shipping and Logistics, 37(2), 165-173 Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.ajsl.2021.02.001/
- Welsch, H. (2006). Environment and happiness: Valuation of air pollution using life satisfaction data. Ecological economics, 58(4), 801-813. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2005.09.006/
- Wilson, E. O. (2000). Sociobiology. Harvard University Press. Retrieved from https://doi.org/10.2307/j.ctvjnrttd/
- Woo, C. (2018). Good governance and happiness: does technical quality of governance lead to happiness universally in both rich and poor countries?. Journal of International and Area Studies, 25(1), 37-56. Retrieved from https://doi.org/10.23071/jias.2018.25.1.37/
- Zhang, Z. and Chen, W. (2019). A systematic review of the relationship between physical activity and happiness. Journal of happiness studies, 20(4), 1305-1322. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s10902-018-9976-0/

Computational Economics
ISSN 2821-0433

The Effect of Government Spending Shock on Gross Domestic Product in Iran

Hossein Nasrollahi [1]✉

[1*] Ph.D. student in Economics, Depatment of Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: E-mail: nasrollahy5@gmail.com

Article Info

Received: 11/4/2025
Accepted: 25/8/2025

Pages: 99-122

Keywords:
Fiscal policy; general equilibrium; production

JEL Classification:
D50; E23; E62

ABSTRACT

Government spending, as an important demand management tool, if managed properly, has the potential to strengthen the economy on the path of development; therefore, analyzing the impact of this spending on GDP and other macroeconomic indicators is essential to better understand the effectiveness of fiscal policy. Accordingly, the aim of this study is to examine the effect of a government spending shock on GDP in Iran in the form of a stochastic dynamic general equilibrium model. The calibration results show that a positive government spending shock of one percent increases non-oil production, inflation rate, employment, and GDP by about 0.02, 0.001, 0.06, and 0.01 percent, respectively, and decreases investment and consumption by about 0.69 and 0.19 percent, respectively, in the current period. Meanwhile, the occurrence of oil revenue and technology shocks increase GDP by about 0.2 and 0.96 percent, respectively. Accordingly, the government spending shock has the least impact on GDP, and the technology shock has the greatest impact overall. Therefore, it is suggested that technological advances be used to stimulate long-term growth.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Abstract

Public spending and the role of the government were limited due to the laissez-faire approach until the Great Depression of the 1930s, when Keynes introduced the concept of government intervention in the economy through the use of monetary and fiscal policies. In this regard, fiscal policy is one of the main tools for achieving macroeconomic goals, which includes the use of government spending and taxes to influence the aggregate demand for goods and services. Accordingly, the aim of this study is to examine the effect of a government spending shock on GDP in Iran in the form of a stochastic dynamic general equilibrium model. The calibration results show that a positive government spending shock of one percent increases non-oil production, inflation rate, employment, and GDP by about 0.02, 0.001, 0.06, and 0.01 percent, respectively, and decreases investment and consumption by about 0.69 and 0.19 percent, respectively, in the current period. Meanwhile, the occurrence of oil revenue and technology shocks increase GDP by about 0.2 and 0.96 percent, respectively. Accordingly, the government spending shock has the least impact on GDP, and the technology shock has the greatest impact overall.

Purpose

Achieving macroeconomic goals, including full employment, stability of price levels, and sustainable economic growth is the policy priority of any economy, and fiscal policy is one of the main tools for achieving macroeconomic goals. Fiscal policy is the use of government spending and taxation to influence the economy. Government spending is an important demand management tool and, if properly managed, has the potential to propel the economy towards long-term sustainable development. Government spending has three main components: capital spending, public consumption spending, and transfer payments. There are two types of fiscal policy: expansionary fiscal policy and contractionary fiscal policy. Expansionary fiscal policy involves increasing government spending or reducing taxes, while contractionary fiscal policy involves reducing government spending or increasing taxes. Expansionary fiscal policy can be used during recessions and contractionary fiscal policy can be used during booms. Thus, the aim of this research is to investigate the effects of government spending shock on GDP in Iran, in the form of a dynamic stochastic general equilibrium model.

Methodology

Dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models usually assume optimization agents that maximize their objective function subject to relevant constraints. Almost all models, including DSGE models, have parameters whose

values need to be determined. The two main methods for determining these values in DSGE models are estimation and calibration. In this research, parameters are determined based on the calibration method. In addition, the annual data obtained from the Ministry of Economic Affairs and Finance for the period 1380-1402 (at the constant price of 1390) was used.

Finding

To evaluate the model, the moments obtained from the endogenous variables of the model are compared with the moments obtained from the real data. The comparison shows that the model has been able to simulate the behavior and fluctuations of the variables well and indicates the ability of the model to predict the fluctuations of the variables.

The Impulse Response Function is a tool for describing the dynamic effects of shocks on macroeconomic time series. A positive shock in government spending by one percent increases non-oil output, inflation rate, interest rate, employment, tax revenue, and GDP by about 0.02, 0.001, 0.04, 0.06, 2.2, and 0.01 percent, respectively, and decreases investment, capital stock, and consumption by about 0.69, 0.02, and 0.19 percent, respectively, in the current period. Meanwhile, a positive shock in oil revenues by one percent increases inflation, GDP, consumption, and investment by about 0.72, 0.2, 0.18, and 0.78 percent, respectively, and decreases employment and non-oil production by about 0.06 and 0.018 percent in the current period. Also, a technology shock increases inflation, GDP, consumption, employment, investment, and non-oil production by about 0.02, 0.96, 0.33, 0.27, 5.5, and 1.2 percent in the current period.

Conclusion

Public spending and the role of the government were limited due to the laissez-faire approach until the Great Depression of the ۱۹۳۰s, when Keynes introduced the concept of government intervention in the economy through the use of monetary and fiscal policies. Therefore, this research examines the effect of government spending shock on GDP in Iran using the DSGE approach. The results show that a positive shock to government spending increases non-oil production, inflation rate, interest rate, employment, tax revenue, and GDP, and decreases investment, capital stock, and consumption in the current period. Considering the effects of the shocks, the government spending shock has the least impact on GDP, and overall, the technology shock has the best impact.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

اثر تکانهٔ مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران

حسین نصراللهی [۱*]

[۱*] دانشجوی دکتری اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: nasrollahy5@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۹۹-۱۲۲

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۰۱/۲۲
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۶/۰۳

واژگان کلیدی:
سیاست مالی؛ تعادل عمومی؛ تولید

طبقه‌بندی JEL:
D50; E23; E62

چکیده

مخارج دولتی به عنوان یک ابزار مهم مدیریت تقاضا، در صورت مدیریت مناسب، این پتانسیل را دارد که اقتصاد را در مسیر توسعه تقویت کند؛ لذا تحلیل تأثیر این مخارج بر تولید ناخالص داخلی و سایر شاخص‌های کلان اقتصادی، برای درک بهتر کارایی سیاست مالی ضروری است. براین‌اساس هدف این تحقیق بررسی اثر تکانهٔ مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است. نتایج حاصل از کالیبراسیون نشان می‌دهد که بروز تکانهٔ مثبت مخارج دولتی به میزان یک درصد موجب افزایش تولید غیرنفتی، نرخ تورم، اشتغال و تولید ناخالص داخلی به ترتیب به میزان حدود ۰/۰۲، ۰/۰۰۱، ۰/۰۶ و ۰/۰۱ درصد و کاهش سرمایه‌گذاری و مصرف به ترتیب به میزان حدود ۰/۶۹ و ۰/۱۹ درصد در دورهٔ جاری می‌شود. ضمن این‌که بروز تکانه‌های درآمد نفتی و فناوری موجب افزایش تولید ناخالص داخلی به ترتیب به میزان حدود ۰/۲ و ۰/۹۶ درصد می‌شوند. براین‌اساس، تکانهٔ مخارج دولتی کمترین اثرگذاری را بر تولید ناخالص داخلی داشته و در مجموع اثرات وارده نیز تکانهٔ فناوری دارای بهترین اثرگذاری است. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که از پیشرفت‌های فناوری برای تحریک رشد بلندمدت استفاده شود.

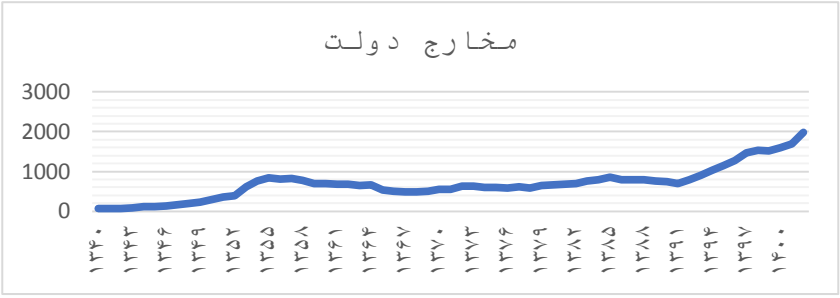
۱. مقدمه

دستیابی به اهداف کلان اقتصادی از جمله اشتغال کامل، ثبات سطح قیمت‌ها و رشد اقتصادی پایدار اولویت سیاستی هر اقتصادی است و سیاست مالی از ابزارهای اصلی دستیابی به اهداف کلان اقتصادی است (اوسینوو[1]، ۲۰۱۵). در سال ۱۹۳۶ نظریهٔ عمومی کینز توضیح داد که چگونه می‌توان از سیاست‌های پولی و مالی برای پایان‌دادن به رکود استفاده کرد. نظریهٔ عمومی، فقط خودآموزی در مورد اجتناب و پیشگیری از رکودها نبود. بلکه استدلالی برای سیاست تثبیت بود (یلن و اکرلف[2]، ۲۰۰۶). سیاست تثبیت یک استراتژی است که توسط دولت یا بانک مرکزی با هدف حفظ سطح سالم رشد اقتصادی و حداقل تغییرات قیمت اعمال می‌شود. چندین اهرم سیاستی برای اهداف تثبیت استفاده می‌شود که رایج‌ترین آن‌ها سیاست‌های پولی و مالی است. سیاست مالی، استفاده از مخارج دولتی و مالیات برای تأثیرگذاری بر اقتصاد است. وقتی دولت در مورد کالاها و خدماتی که خریداری می‌کند، پرداخت‌های انتقالی که توزیع می‌کند یا مالیات‌هایی که جمع‌آوری می‌کند تصمیم می‌گیرد، درگیر سیاست مالی است. مخارج دولتی یک ابزار مهم مدیریت تقاضا است و در صورت مدیریت مناسب، این پتانسیل را دارد که اقتصاد را در مسیر توسعهٔ پایدار بلندمدت تقویت کند. مخارج دولت می‌تواند از طریق کانال‌های مختلف، تأثیرات گسترده‌ای بر اقتصاد داشته باشد. در این راستا، سه اثر کلیدی مخارج دولت بر اقتصاد کلان عبارت‌اند از: ۱) اثر درآمدی و اشتغال، ۲) اثر جریان نقدی که این واقعیت اساسی حسابداری را منعکس می‌کند که جریان‌های خروجی از یک بخش باعث ایجاد جریان ورودی نقدی به بخش دیگر می‌شود. هنگامی‌که دولت قراردادهایی را با بنگاه‌ها منعقد می‌کند، در هر زمانی‌که آن‌ها نیروی کار خود را کاهش می‌دهند، مخارج دولت مستقیماً موجب منافعی برای بخش خصوصی می‌شود. ۳) اثر ترازنامه‌ای، زمانی‌که خانوارها و بنگاه‌ها جریان‌های نقدی را از دولت دریافت می‌کنند، این جریان‌ها موجودی‌هایی (ذخایری) از دارایی‌های مالی جدید را در ترازنامهٔ مربوطهٔ آن‌ها ایجاد می‌کنند (چرنوا[3]، ۲۰۱۱).

شیراس[4] چهار قانون مخارج عمومی را این‌گونه توضیح می‌دهد: قانون منفعت، پیشنهاد می‌کند که مخارج عمومی باید در جهت منافع اجتماعی (رفاه عمومی) استفاده شود. قانون اقتصادی، نشان می‌دهد که مخارج عمومی باید به طور اقتصادی انجام شود و مولد و کارا باشد. قانون تأیید (مجوز)، حاکی از آن است که مخارج عمومی نباید بدون تأیید و مجوز مقام شایسته انجام شود و قانون مازاد، حاکی از آن است که پس‌انداز حتی برای دولت نیز یک فضیلت است؛ بنابراین، بودجهٔ ایده‌آل بودجه‌ای است که با

[1] Osinowo, 2015
[2] Yellen & Akerlof, 2006
[3] Tcherneva, 2011
[4] Shirras

نگه داشتن مخارج عمومی کمتر از درآمد عمومی، بخش و جزئی مازاد را در خود داشته باشد. به عبارت دیگر، دولت باید به نفع اعتبار خود از کسری بودجه خودداری کند.



نمودار(۱): مخارج دولت به قیمت ثابت ۱۳۹۰ (هزار میلیارد ریال)

منبع: وزارت امور اقتصادی و دارایی

با توجه به نمودار(۱)، مخارج دولتی در ایران طی دورهٔ مورد بررسی، روندی صعودی داشته است. به طوری که از سال ۱۳۴۰ تا اواسط دههٔ ۱۳۵۰، مخارج دولت رشد نسبتاً سریعی را تجربه کرده است، در ادامه، تا اواسط دههٔ ۱۳۶۰، شاهد ثبات نسبی یا کاهش اندکی در مخارج دولت هستیم. از اواسط دههٔ ۱۳۶۰ به بعد، مخارج دولت به تدریج افزایش یافته است و روند افزایشی شدیدتر از اوایل دههٔ ۱۳۹۰ مشاهده می‌شود. بنابراین، تحلیل اثرات این تغییرات بر تولید ناخالص داخلی و سایر شاخص‌های اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است.

به‌این‌ترتیب هدف این پژوهش، بررسی اثرات تکانهٔ مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران، در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است. به‌طوری‌که وجه تمایز آن با سایر مطالعات در فروض و روابط مبتنی بر بخش بنگاه است؛ بنابراین، در ادامه و در بخش دوم، به ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. در بخش سوم، روش تحقیق ارائه و بخش چهارم، به یافته‌ها و تجزیه و تحلیل مدل اختصاص دارد و در نهایت، نتیجه‌گیری صورت می‌پذیرد.

۲. ادبیات موضوع و پیشینهٔ تحقیق

۲-۱. مبانی نظری

اقتصاددانان کلاسیک به‌ویژه آدام اسمیت از حداقل مداخلهٔ دولت و از دولتی با حداقل کارکردهای

اقتصادی دفاع می‌کردند؛ لذا تا قرن نوزدهم، مخارج عمومی به دلیل فلسفهٔ لسه‌فر، لسه‌پاسه[1] محدود بود. واگنر[2] (۱۸۸۳) اقتصاددان آلمانی، مطالعه‌ای در اواخر قرن نوزدهم در مورد افزایش مخارج دولت انجام و تئوری افزایش فعالیت‌های عمومی به‌ویژه دولتی را مطرح می‌کند. این نظریه بیان می‌کند که با افزایش درآمد سرانهٔ یک کشور، سهم مخارج عمومی از تولید ناخالص داخلی نیز افزایش می‌یابد که نشان‌دهندهٔ رابطهٔ مستقیم بین آن‌ها است. به بیان دیگر، توسعهٔ اقتصاد در طول زمان باعث افزایش فعالیت‌ها و کارکردهای دولت می شود؛ بنابراین، تز اصلی واگنر این است که بخش جمعی یک اقتصاد تمایل ذاتی به افزایش اندازه و اهمیت دارد. انگل[3] (۱۸۹۵) در نظریهٔ خویش اشاره می‌کند که ترکیب بودجهٔ مصرفی با افزایش درآمد خانواده تغییر می‌کند. به‌گونه‌ای که سهم بیشتری برای برخی کالاها مانند جواهرات گران‌قیمت و سهم کمتری برای کالاهای دیگر صرف می‌شود. به همین ترتیب در مراحل اولیه توسعهٔ ملی، نیاز به سرمایه‌های بالاسری مانند جاده‌ها، بنادر، تأسیسات برق و غیره وجود دارد؛ اما با توسعهٔ اقتصاد، انتظار می‌رود سهم عمومی در تشکیل سرمایه در طول زمان کاهش یابد؛ بنابراین، الگوی مخارج فردی با مخارج کشور مقایسه می‌شود (موریتالا و تایوو[4]، ۲۰۱۱). بااین‌وجود، نگرش لسه‌فر همچنان غالب و نقش دولت محدود باقی ماند و این دکترین تا رکود بزرگ دههٔ ۱۹۳۰، بر اقتصاد جهان تسلط داشت. جنگ جهانی اول باعث افزایش قابل‌توجهی در سطح متوسط مخارج دولت شد که این افزایش عمدتاً نتیجهٔ هزینه‌های نظامی و سایر هزینه‌های مربوط به جنگ بود. پس از جنگ جهانی اول، نگرش کلی نسبت به نقش دولت تغییر کرد، هم چنان‌که در عنوان کتاب کینز در سال ۱۹۲۶، «پایان لسه‌فر» منعکس شد. رکود اواخر دههٔ ۱۹۲۰ منجر به موجی از سیاست‌های انبساطی هزینه‌های دولت گردید. و نظریهٔ عمومی کینز که از طریق آثار هانسن[5]، لرنر[6]، کلین[7] و دیگران رایج شد، دلیل قدرتمندی برای مداخلهٔ دولت فراهم کرد. کینز (۱۹۳۶) مفهوم مداخلهٔ دولت در اقتصاد را از طریق استفاده از سیاست‌های کلان اقتصادی مطرح می‌کند. بر اساس اقتصاد کینزی، زمانی که اقتصاد به دلیل شوک‌های اقتصادی از تعادل خارج می‌شود، دولت می‌تواند با افزایش تقاضا از طریق مخارج دولتی به بازیابی وضعیت عادی کمک نماید (ناموچا و انیانوو[8]، ۲۰۲۲). به بیان دیگر، کینز مطرح می‌کند که افزایش مخارج دولت و

[1] Laissez-faire, laissez-passer

– لسه‌فر، لسه پاسه، به معنی «بگذار انجام دهند ، بگذار بگذرند» است. لسه فر، سیاست حداقل دخالت دولت در امور اقتصادی است و معمولاً با اقتصاددانانی مرتبط است که به عنوان فیزیوکرات‌ها شناخته می‌شوند.

[2] Wagner, 1883
[3] Engel, 1895
[4] Muritala & Taiwo, 2011
[5] Hansen
[6] Abba Lerner
[7] Klein
[8] Nnamocha & Anyanwu, 2022

کاهش نرخ مالیات، ایده‌آل‌ترین رویکرد برای تغییر تقاضای کل است؛ بنابراین، کینزین‌ها معتقدند که سیاست مالی می‌تواند بر سطح تولید مؤثر باشد، در مقابل کلاسیک‌ها که استدلال می‌کنند سیاست مالی نمی‌تواند بر سطح تولید واقعی تأثیر بگذارد (بابالولا[1]، ۲۰۱۵). ماسگریو[2](۱۹۵۹) در کتاب خود، کارکردهای تخصیصی، تثبیت‌کننده و بازتوزیعی را که یک دولت مدرن باید انجام دهد، توصیف می‌کند (تانزی و شوکنخت[3]، ۲۰۰۰). نظریهٔ ماسگریو نظریه‌ای است که درآمد سرانهٔ کشور را در مقابل تقاضای خدمات عمومی ارزیابی می‌کند. این تئوری بیان می‌کند که وقتی سطح بسیار پایینی از درآمد سرانه وجود داشته باشد، احتمالاً سطح پایینی از نیاز به امکانات عمومی وجود خواهد داشت؛ بنابراین، افزایش درآمد سرانه دولت را وادار می‌کند تا برای تأمین خدمات اجتماعی و عمومی اساسی، هزینهٔ بیشتری کند (امیر و امیر[4]، ۲۰۲۰). پیکاک و وایزمن[5] (۱۹۶۱) در مطالعهٔ خود در مورد مخارج عمومی در انگلستان برای دورهٔ ۱۹۵۵-۱۸۹۰ نشان دادند که مخارج عمومی به‌صورت هموار و مستمر افزایش نمی‌یابد، بلکه به‌صورت ناگهانی یا گامی (پلکانی) افزایش می‌یابد و نقش شرایط غیرمنتظره را در افزایش سطح هزینه‌های عمومی در نظر گرفته و مطرح می‌کنند که در نبود اختلالات عمده، مخارج دولت تنها به‌تدریج افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، بر مبنای نظریهٔ پیکاک و وایزمن هیچ قاعدهٔ ثابتی برای مخارج دولت وجود ندارد، و عمدتاً با جزر و مدهای سیاسی و منافع دولت در هر زمان مرتبط است. این بدان معناست که اختلال در اقتصاد می‌تواند دولت را به افزایش هزینه‌ها وادار کند. این به نوبه خود باعث ایجاد یک اثر جابه‌جایی می‌شود که دولت ممکن است مالیات و سایر عوارض را افزایش دهد (امیر و امیر، ۲۰۲۰). ازآنجاکه دولت‌ها دوست دارند پول بیشتری خرج کنند و شهروندان دوست ندارند مالیات بپردازند، دولت باید به خواسته‌های شهروندان خود توجه کند. مدل‌های رشد نئوکلاسیک نیز به این نتیجه می‌رسند که مخارج دولت در کوتاه‌مدت بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. ضمن این‌که مدل‌های رشد درون‌زا (البته نه همهٔ آن‌ها)، مانند مدل‌های بارو (۱۹۹۰، ۱۹۹۱) و کینگ و ریبلو (۱۹۹۰) معتقدند که مالیات‌های اختلال‌زا و مخارج مولد، به طور قابل‌توجهی بر مسیر تولید بلندمدت و نرخ رشد تأثیر می‌گذارند.

۲-۲. پیشینهٔ تحقیق

۲-۲-۱.پیشینهٔ داخلی

فتح‌آبادی و همکاران (۱۴۰۳)، به بررسی اثرات نااطمینانی سیاست مخارج دولت بر فعالیت اقتصادی ایران طی دورهٔ ۱۳۶۵-۱۳۹۹ در چارچوب مدل SVAR می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که تکانهٔ وارده از

[1] Babalola, 2015
[2] Musgrave, 1959
[3] Tanzi & Schuknecht, 2000
[4] Amire & Amire, 2020
[5] Peacock & Wiseman , 1961

ناحیهٔ نااطمینانی مخارج جاری و عمرانی، باعث کاهش به ترتیب ۱۲ درصدی تولید و ۷ و ۵ درصدی اشتغال می‌شود.

محمدی و همکاران (۱۴۰۱)، تأثیر شوک‌های مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران را در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که با اعمال تکانهٔ مثبت مخارج مصرفی دولت، اشتغال نیروی کار خانوارهای غیرریکاردینی به‌دلیل افزایش در دستمزد افزایش یافته، لیکن سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. همچنین سیاست مالی دارای اثر مثبت بر تولید است، اگرچه ضریب تکاثری پایین‌تر از یک بوده و به‌مرورزمان تولید کاهش خواهد یافت.

کریم‌زاده و همکاران (۱۴۰۰)، اثرات تکانه‌های مخارج مصرفی دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعهٔ نفتی و غیرنفتی را طی دورهٔ ۲۰۱۸-۲۰۰۴ در چارچوب مدل VAR بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که تکانهٔ مخارج مصرفی دولت در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت تأثیر مثبت و معنادار بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال و تأثیر منفی و معنادار بر سرمایه‌گذاری دارد.

هادیان و همکاران (۱۳۹۸)، اثرات تکانه‌های مخارج عمومی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را با استفاده از چارچوب مدل DSGE طی سال‌های ۹۷-۱۳۸۳ بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت درصورتی‌که هدف دولت افزایش سطح تولید و اشتغال باشد، افزایش مخارج مصرفی به‌عنوان بهترین راهکار و اگر هدف دولت کنترل بدهی و تورم باشد، تکانهٔ پرداخت‌های انتقالی نسبت به سایر اجزای مخارج دولت اولویت دارد.

سعادت‌مهر و غفاری (۱۳۹۸)، به بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران در چارچوب مدل DSGE طی دورهٔ ۹۴-۱۳۵۷ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که شوک افزایش حجم پول، باعث افزایش تولید، سرمایه‌گذاری و اشتغال در کنار افزایش تورم می‌شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولتی، تولید، اشتغال و تورم را افزایش داده؛ اما سرمایه‌گذاری خصوصی را کاهش می‌دهد.

جباری و اکبری (۱۳۹۷)، به بررسی اثرات پویای شوک‌های مخارج و مالیات‌های دولت در ایران طی دورهٔ ۱۳۹۳-۱۳۷۰ می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که واکنش تولید ناخالص داخلی به شوک‌های مخارج دولتی، رابطه‌ای معنادار و مثبت و به شوک مالیات در کوتاه‌مدت، کاهشی و در بلندمدت بی‌تأثیر است.

حسین‌زاده (۱۳۹۶)، به بررسی اثر شوک مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران و در چارچوب مدل ARDL می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که شوک مربوط به مخارج دولتی فقط در وقفهٔ سوم بر تولید ناخالص داخلی مؤثر و معنادار است. همچنین، با رخداد یک واحد شوک مخارج دولتی، تولید ناخالص داخلی بعد از سه دوره به میزان ۰/۸۴ واحد کاهش می‌یابد.

اسلاملوئیان و توکلی (۱۳۹۶)، به بررسی اثرات تکانهٔ مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران برای دورهٔ ۱۳۹۵-۱۳۵۷ در چارچوب مدل DSGE می‌پردازند. نتایج بیانگر آن است که تکانهٔ مصرف

دولت باعث افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، محصول، اشتغال و دستمزد واقعی و تکانهٔ مثبت سرمایه‌گذاری دولت نیز موجب افزایش محصول، اشتغال، دستمزد واقعی و کاهش مصرف خصوصی می‌شود.

حقیقت و محرم‌جودی (۱۳۹۵)، به بررسی اثرات شوک مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ در چارچوب مدل ARDL می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر شوک مخارج دولتی جاری بر تولید ناخالص داخلی معنادار نیست؛ درحالی‌که شوک مخارج دولتی با یک وقفه، دارای تأثیر مثبت و معنادار بر GDP است.

۲-۲-۲.پیشینهٔ خارجی

رادو[1](۲۰۲۳)، به بررسی اثرات مخارج دولتی بر تولید در رومانی با استفاده از داده‌های دورهٔ ۲۰۲۲-۱۹۹۵ در چارچوب مدل RBC می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که مخارج دولت تأثیر مثبتی بر افزایش رشد اقتصادی داشته است.

چوی و کیم[2](۲۰۲۱)، اثرات شوک مخارج دولت را در چارچوب مدلDSGE دارای ناسازگاری زمانی بررسی می‌کنند. مقایسهٔ نتایج حاصل از یک مدل ناسازگار با زمان[3](TIM) و یک مدل سازگار با زمان[4](TCM) نشان می‌دهد که یک شوک مثبت مخارج دولت درTIM کاهش بیشتری در مصرف، کاهش کمتری در سرمایه‌گذاری و افزایش بیشتر نیروی کار و تولید را نسبت به TCM ایجاد می‌کند.

چاندانا و همکاران[5](۲۰۲۰)، تأثیر مخارج دولتی را بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های دورهٔ ۲۰۱۹-۱۹۷۰ نیجریه در چارچوب مدل ARDL بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که مخارج سرمایه‌ای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارد، درحالی‌که مخارج جاری تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد.

رابرتس و همکاران[6](۲۰۲۰)، به بررسی تأثیر مخارج عمومی بر بخش‌های تولیدی (کشاورزی، صنعت و خدمات) در گامبیا، در چارچوب یک مدل تعادل عمومی قابل‌محاسبهٔ پویا می‌پردازند. این مدل برای ارزیابی تأثیر افزایش۱۰ درصدی مخارج عمومی بر رشد اقتصادی و رفاه طی پنج سال کالیبره شده است. نتایج حاکی از افزایش تولید ناخالص داخلی و ارزش‌افزوده است.

[1] Radu, 2023
[2] Choi & Kim, 2021
[3] Time-Inconsistent Model
[4] Time-Consistent Model
[5] Chandana et al., 2024
[6] Roberts et al., 2020

اتمز[1] (۲۰۱۹)، به بررسی اثرات شوک‌های مخارج دولت در چارچوب مدل VAR در ایالات متحده می‌پردازد. نتایج بیانگر آن است که افزایش مخارج دولتی باعث افزایش تولید، اشتغال و دستمزد واقعی می‌شود. همچنین ضریب فزایندهٔ مخارج در طی دورهٔ رکود بزرگتر از انبساط است.

رادهی[2] (۲۰۱۸)، به بررسی رابطهٔ بین مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد غیرنفتی عراق در دورهٔ زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ در چارچوب مدل ARDL می‌پردازد. نتایج بیانگر آن است که بین مخارج مصرفی و تولید ناخالص داخلی غیرنفتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطهٔ معناداری وجود دارد. بااین‌حال، اثر مثبت مخارج سرمایه‌گذاری بر تولید ناخالص داخلی غیرنفتی در کوتاه‌مدت وجود ندارد.

کبی[3](۲۰۱۷)، به بررسی اندازهٔ ضریب فزایندهٔ مخارج دولت در ترکیه برای دورهٔ بحران مالی پس از سال ۲۰۰۱ در چارچوب مدل VAR می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت مخارج دولت منجر به افزایش تولید، مالیات و نرخ بهره واقعی می‌شود و اندازه ضریب فزایندهٔ مالی در چند فصل اول نسبتاً بزرگ است. ضریب فزایندهٔ مالی در سه‌ماههٔ دوم به حداکثر مقدار ۱/۵ می‌رسد و سپس شروع به کاهش می‌کند.

دونگ و همکاران[4](۲۰۱۶)، اثرات مخارج دولت را بر متغیرهای اقتصادی در ویتنام و در چارچوب مدل‌های SVAR و DSGE بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که مصرف خانوار و تولید در پاسخ به افزایش مخارج دولت افزایش می‌یابد.

اکپان و اتان[5](۲۰۱۵)، اثرات اقتصاد کلان شوک سیاست مالی را در چارچوب مدل SVAR طی دورهٔ ۲۰۱۰-۱۹۸۰ در نیجریه بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که شوک مثبت مخارج سرمایه‌ای دولت تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف خصوصی و تولید واقعی دارد.

یانگ و همکاران[6](۲۰۱۲)، اثرات اقتصاد کلان شوک‌های مخارج دولت در کره را در چارچوب مدل SVAR بررسی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که وقتی مخارج دولت افزایش می‌یابد، واکنش تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی، دستمزد واقعی و سرمایه‌گذاری همگی مثبت هستند که با مدل کینزی جدید مطابقت دارد.

بیتسما و جیولیودری[7](۲۰۱۱)، به بررسی شوک‌های خرید دولت برای هر دو اقتصاد بسته و باز برای کشورهای اتحادیهٔ اروپا می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش خریدهای دولتی باعث افزایش تولید،

[1] Atems, 2019
[2] Radhi, 2018
[3] Cebi, 2017
[4] Duong et al., 2016
[5] Akpan & Atan, 2015
[6] Yang et al., 2012
[7] Beetsma & Giuliodori, 2011

مصرف و سرمایه‌گذاری شده و تراز تجاری را کاهش می‌دهد. به‌طوری‌که کاهش تراز تجاری برای اقتصادهای بازتر اتحادیهٔ اروپا بیشتر است.

تنهوفن و همکاران[1] (۲۰۱۰)، اثرات شوک‌های سیاست مالی بر اقتصاد آلمان را در چارچوب مدل SVAR بررسی می‌کنند. نتایج بیانگر آن است که شوک‌های مخارج دولت باعث افزایش تولید و مصرف خصوصی می‌شود. ضریب فزایندهٔ تولید کوچکتر از یک بوده و پس از سه سال به صفر می‌رسد. شوک‌های درآمد خالص دولت تأثیر قابل‌توجهی بر تولید ندارد. مالیات‌های غیرمستقیم اثرات کمی دارند، درحالی‌که مالیات‌های مستقیم، تولید را به میزان قابل‌توجهی کاهش می‌دهند.

۳. روش تحقیق

مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی DSGE معمولاً عوامل بهینه‌سازی را فرض می‌کنند که تابع هدف خود را با توجه به محدودیت‌های مربوطه به حداکثر می‌رسانند. توسعهٔ این مدل‌ها در دههٔ ۱۹۸۰، به‌واسطهٔ چندین تکانهٔ شکل‌گرفته در دههٔ ۱۹۷۰ آغاز شد. این تکانه‌ها عمدتاً با شکست عملی و نیز پشتوانهٔ نظری مدل‌های اقتصاد کلان نئوکینزی مرتبط بود که به طور خاص، می‌توان به فقدان پایه‌های خرد و دشواری توضیح افزایش هم‌زمان تورم و بیکاری که در دههٔ ۱۹۷۰ رخ داد، اشاره نمود. بااین‌حال، اساسی‌ترین انتقاد از مدل‌های نئوکینزی را می‌توان در لوکاس (۱۹۷۶) معروف به نقد لوکاس یافت.

اولین مدل DSGE توسط کیدلند و پرسکات[2] (۱۹۸۲) شکل‌گرفته و مفاهیم آن‌ها به هستهٔ نظریهٔ چرخهٔ تجاری واقعی (RBC) تبدیل شد. در این مدل‌ها شوک‌های فناوری به‌عنوان منبع اصلی نوسانات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و قیمت‌ها و دستمزدها انعطاف‌پذیرند. در ادامه، نقاط ضعف و کاستی‌های مدل RBC منجر به تکامل مدل‌های موسوم به کینزی جدید شد به طوری‌که تمایز بین مدل کینزی جدید و مدل RBC عمدتاً بر اساس فرض انعطاف‌ناپذیری (چسبندگی) قیمت و دستمزد استوار است (اسلانیکای[3]، ۲۰۱۴).

تقریباً همهٔ مدل‌ها از جمله مدل‌های DSGE دارای پارامترهایی هستند که لازم است مقادیر آن‌ها تعیین شود. دو روش اصلی برای تعیین این مقادیر در مدل‌های DSGE وجود دارد: تخمین[4] و کالیبراسیون.[5] کالیبراسیون در اصطلاح به معنای تنظیم یک ابزار اندازه‌گیری با استفاده از یک استاندارد پذیرفته شده بوده و در اقتصاد عبارت است از تعیین مقادیر پارامترها در یک مدل اقتصادی با استفاده از مقادیر به‌دست‌آمده در سایر مطالعات تجربی. به بیانی دیگر، کالیبراسیون روشی برای مقداردهی به پارامترهای

[1] Tenhofen et al., 2010
[2] Kydland & Prescott, 1982
[3] Slanicay, 2014
[4] Estimation
[5] Calibration

مدل است، به‌نحوی‌که قدرت پیش‌بینی مدل را در مقایسه با مشاهدات دنیای واقعی افزایش می‌دهد. از کاربست‌های اولیهٔ کالیبراسیون می‌توان به شوون و والی[1](۱۹۷۲) که در تلاش بودند تا محاسبات قبلی هاربرگر[2](۱۹۶۲) در مورد هزینهٔ رفاهی رفتار مالیاتی در ایالات متحده را اصلاح کنند و کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲) در اولین مدل چرخهٔ تجاری واقعی آن‌ها اشاره نمود (داوکینز و همکاران[3]، ۲۰۰۱). در تخمین، به عنوان دومین روش برای تعیین پارامترهای مدل DSGE، یکی از پرکاربردترین رویکردها، تخمین بیزی است که با ترکیب اطلاعات قبلی در مورد پارامترها با داده‌هایی که از دریچهٔ مدل مورد تجزیه و تحلیل مشاهده می‌شوند، روشی برای تخمین پارامترها ارائه می‌دهند (بلتران و دراپر[4]، ۲۰۰۸). در این راستا، رایج‌ترین روش برای تخمین بیزی در مسائل کاربردی شامل تخمین زنجیرهٔ مارکوف مونت کارلو (MCMC)[5] است. MCMC یک فرایند تکراری است که در آن یک توزیع پیشین مشخص می‌شود و مقادیر پسین برای هر پارامتر در تکرارهای زیادی تخمین زده می‌شوند (زیفور و اسوالد[6]، ۲۰۱۵).

براین‌اساس در این پژوهش، تعیین پارامترها بر مبنای روش کالیبراسیون صورت می‌گیرد. ضمن این‌که از داده‌های سالانهٔ اخذ شده از وزارت امور اقتصادی و دارایی مربوط به دورهٔ زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۰ (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) استفاده شده است.

۳-۱. الگوی پژوهش

الگوی این پژوهش، شامل سه بخش است: خانوارها، بنگاه‌ها و دولت – مقام پولی.

۳-۱-۱. خانوار

فرض بر این است که خانوارها از مصرف و نگهداری پول، مطلوبیت و از کار کردن، عدم مطلوبیت به دست می‌آورند.

$$U \equiv \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [lnc_t + \frac{1}{1-\chi} m_t^{1-\chi} - \frac{1}{1+\eta} n_t^{1+\eta}] \quad (۱)$$

که در آن c_t مصرف واقعی، m_t نگهداری پول واقعی، n_tساعت کار، η عکس کشش عرضهٔ نیروی کار، χ عکس کشش تقاضای پول و β عامل تنزیل است.

محدودیت بودجهٔ خانوار عبارت است از:

$$c_t + i_t + m_t = w_t n_t + r_{t-1} k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + \Omega_t - t_t \quad (۲)$$

[1] Shoven & Whalley, 1972
[2] Harberger, 1962
[3] Dawkins et al., 2001
[4] Beltran & Draper, 2008
[5] Markov Chain Monte Carlo
[6] Zyphur & Oswald, 2015

که در آن i_t سرمایه‌گذاری، k_t موجودی سرمایه، w_t دستمزد، r_t نرخ اجارهٔ حقیقی سرمایه، Ω_t سود دریافتی از بنگاه‌ها و t_t مالیات پرداختی است.

در هر دوره موجودی سرمایه اقتصاد به شیوهٔ زیر تغییر می‌کند:

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + i_t \quad (۳)$$

لذا شرایط مرتبهٔ اول خانوار به صورت زیر است:

$$\frac{1}{c_t} = \lambda_t \quad (۴)$$

$$n_t{}^{\eta} = \lambda_t w_t \quad (۵)$$

$$m_t^{-\chi} = \lambda_t - \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \quad (۶)$$

$$\beta\lambda_{t+1}(r_t + (1-\delta)) = \lambda_t \quad (۷)$$

رابطهٔ (۶) بیانگر تقاضای پول واقعی است. باتوجه به روابط (۴) و (۵) ، عرضهٔ نیروی کار برابر است با:

$$n_t = \left(\frac{w_t}{c_t}\right)^{\frac{1}{\eta}} \quad (۸)$$

۳-۱-۲. بنگاه

بنگاه‌ها از نیروی‌کار n و سرمایهٔ k برای تولید y استفاده می‌کنند. بازدهی نسبت به مقیاس ثابت[1] است و از تابع تولید کاب داگلاس تبعیت می‌کند:

$$y_t = f(k_t, n_t) = A_t k_t^{\alpha} n_t^{1-\alpha} \quad (۹)$$

که در آن، A_t فناوری بوده و از فرآیند AR(1) تبعیت می‌کند:

$$A_t = \rho_{\mathrm{A}} A_{t-1} + (1-\rho_{\mathrm{A}})\bar{A} + \xi_t \quad (۱۰)$$

در رابطهٔ فوق، ρ_{A} ضریب خودرگرسیون برداری فناوری و ξ_t بیانگر شوک فناوری است.

بنگاه‌ها سودهای تنزیل‌شده را به حداکثر می‌رسانند:

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} z_t \Omega_t \quad ; \quad z_t \equiv \prod_{j=1}^{t} \frac{1}{1+r_j} \ , \ z_0 = 1 \quad (۱۱)$$

که در آن سود با معادلهٔ زیر به دست می‌آید:

$$\Omega_t = y_t - (r_t + \delta)k_t - w_t n_t \quad (۱۲)$$

[1] Constant-Returns to Scale

در این رابطه δ نرخ استهلاک سرمایه است.
لذا شرایط مرتبهٔ اول بنگاه به شکل زیر خواهد بود:

$$f_k(k_t, n_t) = r_t + \delta \quad (۱۳)$$

$$f_n(k_t, n_t) = w_t \quad (۱۴)$$

معادلات (۱۳) و (۱۴)، بیانگر تولید نهایی سرمایه و نیروی کار هستند.

۳-۱-۳. دولت - مقام پولی

فرض بر این است که دولت - مقام پولی، کارگزاری واحد در اقتصاد است. لذا قید بودجهٔ دولت عبارت است از:

$$g_t = t_t + or_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} \quad (۱۵)$$

که در آن g_t مخارج دولت و or_t درآمد نفتی بر حسب مقادیر واقعی و $m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t}$ درآمد ناشی از خلق پول می‌باشند.
برای وارد کردن شوک‌های مخارج دولت، از فرآیند AR(1) استفاده می‌شود:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1 - \rho_g)\bar{g} + \varepsilon_t \quad (۱۶)$$

که در آن، ρ_g ضریب خودرگرسیون برداری مخارج دورهٔ قبل، $\bar{g}$ مقدار با ثبات مخارج دولت و ε_t شوک مخارج دولت است.
همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی از یک فرآیند AR(1) تبعیت می‌نماید:

$$or_t = \rho_o or_{t-1} + (1 - \rho_o)\overline{or} + \zeta_t \quad (۱۷)$$

که در آن، ρ_o ضریب خودرگرسیون برداری درآمد نفتی دورهٔ قبل، $\overline{or}$ مقدار باثبات درآمد نفتی و ζ_t شوک درآمد نفتی است.
نرخ رشد ناخالص پول را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t \quad (۱۸)$$

$$\mu_t = \rho_\mu \mu_{t-1} + (1 - \rho_\mu)\bar{\mu} + \kappa\zeta_t + \omega_t \quad (۱۹)$$

که در آن، ω_t شوک عرضهٔ پول و κ ضریب همبستگی درآمدهای نفتی با رشد پول است. در صورتی‌که $\kappa = 0$ باشد، سیاست پولی مستقل از درآمدهای نفتی و بر اساس تصمیمات بانک مرکزی خواهد بود.
به این ترتیب، تولید ناخالص داخلی برابر است با:

$$GDP_t = y_t + or_t \quad (۲۰)$$

و نهایتاً شرط تسویهٔ بازار را داریم:

$$y_t + or_t = c_t + i_t + g_t \quad (۲۱)$$

٤. یافته‌ها

٤-۱. کالیبراسیون

با توجه به این‌که تعیین پارامترها بر مبنای روش کالیبراسیون صورت می‌گیرد. ازاین‌رو مقادیر پارامترهای مورداستفاده در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول (۱): پارامترهای به‌کار رفته در تحقیق

پارامتر		مقدار	منبع
β	عامل تنزیل	۰/۹۸	پناهی و همکاران (۱۳۹۹)
η	عکس کشش عرضهٔ نیروی کار	۲/۲۳۲۹	میلانی و همکاران (۱۳۹۷)
α	کشش تولید نسبت به سرمایه	۰/۴۹	امیرعلی و همکاران (۱۴۰۲)
χ	عکس کشش تقاضای پول	۲/۴۱۷۹	میلانی و همکاران (۱۳۹۷)
δ	نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۳۷	محمودی‌نیا و جعفری(۱۴۰۲)
ρ_A	ضریب خودرگرسیون برداری فناوری	۰/۷۲	مداح و سمیعی (۱۳۹۷)
ρ_g	ضریب خودرگرسیون برداری مخارج دولت	۰/۸۹	موسوی و همکاران (۱۴۰۱)
ρ_o	ضریب خودرگرسیون برداری درآمد نفتی	۰/۸۷	موسوی و همکاران (۱۴۰۱)
κ	ضریب همبستگی درآمدهای نفتی با رشد پول	۰/۵۵۴۲	مداح و سمیعی (۱۳۹۷)
ρ_μ	ضریب خودرگرسیون برداری رشد پولی	۰/۷۹۳۸	مداح و سمیعی (۱۳۹۷)
$\bar{r}$	مقدار باثبات نرخ بهره	۰/۰۵۷	یافتهٔ تحقیق
$\bar{\iota}/\bar{k}$	نسبت سرمایه‌گذاری به موجودی سرمایه	۰/۰۳۷	یافتهٔ تحقیق
$\bar{c}/\bar{y}$	نسبت مصرف خصوصی به تولید بدون نفت	۰/۵۷۹	یافتهٔ تحقیق
$\bar{\iota}/\bar{y}$	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید بدون نفت	۰/۱۹	هادیان و درگاهی (۱۴۰۰)
$\bar{g}/\bar{y}$	نسبت مخارج دولت به تولید بدون نفت	۰/۲۷	هادیان و درگاهی (۱۴۰۰)
$\overline{or}/\bar{y}$	نسبت درآمدهای نفتی به تولید بدون نفت	۰/۲۷۸	یافتهٔ تحقیق
$\bar{t}/\bar{g}$	نسبت درآمدهای مالیاتی به مخارج دولت	۰/۴۵	احمدی و همکاران (۱۴۰۳)
$\overline{or}/\bar{g}$	نسبت درآمدهای نفتی به مخارج دولت	۰/۴۷	خلیل‌زاده و همکاران (۱۳۹۹)
$\bar{m}/\bar{g}$	نسبت حجم پول به مخارج دولت	۰/۵	احمدی و همکاران (۱۴۰۳)
$\bar{y}/_{GDP}$	نسبت تولید بدون نفت به GDP	۰/۷۸	یافتهٔ تحقیق
$\overline{or}/_{GDP}$	نسبت درآمدهای نفتی به GDP	۰/۲۲	یافتهٔ تحقیق

منبع: گردآوری بر اساس تحقیقات انجام شده و یافته‌های تحقیق

٤-٢. ارزیابی الگو

برای ارزیابی، گشتاورهای حاصل از متغیرهای درون‌زای مدل با گشتاورهای به‌دست‌آمده از داده‌های واقعی، مقایسه می‌شوند. بدین منظور، از داده‌های سالانهٔ اخذ شده از وزارت امور اقتصادی و دارایی مربوط به دورهٔ زمانی ۱۴۰۲-۱۳۸۰ (به قیمت ثابت ۱۳۹۰) که با فیلتر هودریک - پرسکات ($\lambda = 100$) روندزدایی شده‌اند، استفاده شده است.

جدول (۲): گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه سازی شده و داده‌های واقعی

متغیر	میانگین	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
مخارج دولت	-۰/۰۵	-۰/۰۱
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۱	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که در جدول(۲) ملاحظه می‌گردد، مقایسهٔ گشتاور داده‌های واقعی و گشتاورحاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده نشان می‌دهد که مدل توانسته است رفتار و نوسانات متغیرها را شبیه‌سازی کند.

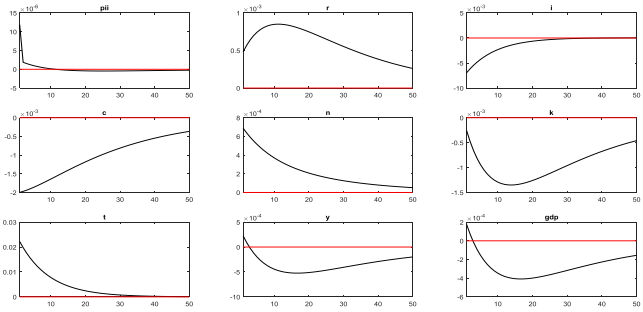
٤-٣. اثر تکانهٔ مخارج دولتی

تابع واکنش آنی[1]ابزاری برای توصیف اثرات پویای تکانه‌ها بر سری‌های زمانی اقتصاد کلان است. به بیان دیگر، تابع واکنش آنی، سیر تکاملی متغیر موردنظر را در طول یک افق زمانی مشخص پس از یک تکانه در یک‌لحظهٔ معین توصیف می‌کند. بدین منظور، تأثیر تکانهٔ مخارج دولت در نمودار (۲) نشان‌داده‌شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد بروز تکانهٔ مثبت مخارج دولتی به میزان یک درصد موجب افزایش تولید غیرنفتی، نرخ تورم، نرخ بهره، اشتغال، درآمد مالیاتی و تولید ناخالص داخلی به ترتیب به میزان حدود ۰/۰۲، ۰/۰۰۱، ۰/۰۴، ۰/۰۶، ۲/۲ و ۰/۰۱درصد و کاهش سرمایه‌گذاری، موجودی سرمایه و مصرف به ترتیب به میزان حدود ۰/۶۹، ۰/۰۲ و ۰/۱۹ درصد در دورهٔ جاری می‌شود.

با افزایش مخارج دولتی و به دنبال آن افزایش تقاضای دولت برای کالاها و خدمات، سطح قیمت‌ها افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، با افزایش مخارج دولتی، کسری بودجه افزایش می‌یابد و دولت برای تأمین مالی، اقدام به چاپ پول نموده که افزایش قیمت‌ها را در پی دارد، ضمن این که درآمدهای مالیاتی را نیز افزایش خواهد داد. این مسئله منجر به کاهش مصرف خانوارها می‌شود. همچنین، با افزایش قیمت‌ها، دستمزد واقعی کاهش و در نتیجه عرضهٔ نیروی کار افزایش می‌یابد که این مسأله موجب

[1] Impulse Response Function

افزایش تولید و نهایت تولید ناخالش داخلی می‌گردد. از سوی دیگر، با افزایش نرخ بهره، وام‌گرفتن برای سرمایه‌گذاران خصوصی گران‌تر شده و می‌تواند توانایی آن‌ها را برای سرمایه‌گذاری کاهش دهد. در نتیجه، سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش می‌یابد.

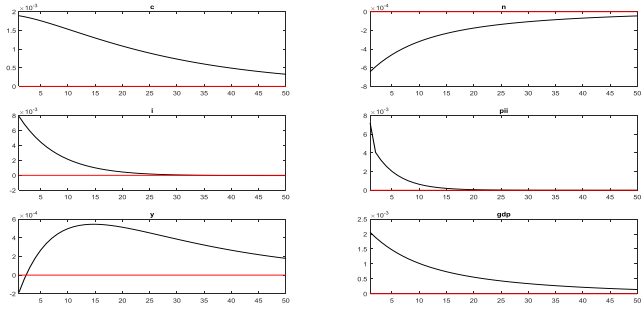


نمودار(۲): اثر تکانهٔ مخارج دولتی

منبع: یافته های تحقیق

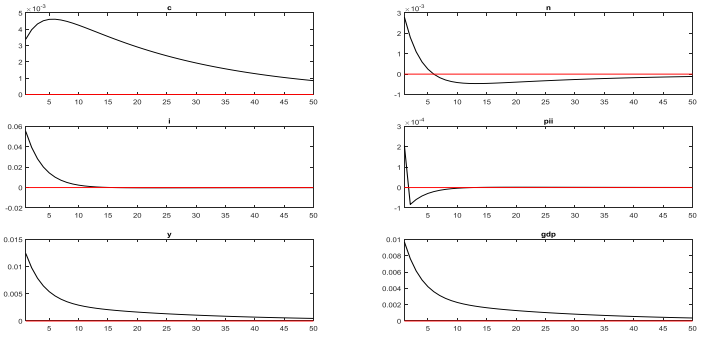
٤-٤. اثر تکانه‌های درآمد نفتی و فناوری

تأثیر تکانه‌های درآمد نفتی و فناوری به ترتیب در نمودارهای (۳) و (۴) نشان داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد، بروز تکانهٔ مثبت درآمدهای نفتی به میزان یک درصد، موجب افزایش نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، مصرف و سرمایه‌گذاری به ترتیب به میزان حدود ۰/۷۲، ۰/۲، ۰/۱۸ و ۰/۷۸ و کاهش اشتغال و تولید غیرنفتی به میزان حدود ۰/۰۶ و ۰/۰۱۸ درصد در دورهٔ جاری می‌شود. همچنین، بروز تکانهٔ فناوری موجب افزایش نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، مصرف، اشتغال، سرمایه‌گذاری و تولید غیرنفتی به ترتیب به میزان حدود ۰/۰۲، ۰/۹۶، ۰/۳۳، ۰/۲۷، ۵/۵ و ۱/۲ درصد در دورهٔ جاری می‌گردد.



نمودار(۳): اثر تکانه درآمد نفتی

منبع: یافته های تحقیق



نمودار(٤): اثر تکانهٔ فناوری

منبع: یافته های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران، نقش مخارج دولتی به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای تعدیل نوسانات اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. لذا، در این تحقیق به بررسی اثر تکانهٔ مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در ایران با استفاده از رهیافت DSGE پرداخته شده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که تکانهٔ مثبت مخارج دولتی موجب افزایش تولید غیرنفتی، نرخ تورم، نرخ بهره، اشتغال، درآمد مالیاتی و تولید ناخالص داخلی می‌شود. ضمن اینکه تکانهٔ مخارج با افزایش تقاضا برای منابع مالی، نرخ بهره را افزایش می‌دهد. این امر، هزینهٔ تأمین مالی بخش خصوصی را بالا برده و سبب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود که این پدیده به عنوان اثر برون‌رانی[1] شناخته می‌شود. به‌علاوه، افزایش نرخ بهره از طریق کاهش تمایل افراد به وام (کاهش انگیزه برای استقراض) و درآمد قابل تصرف، سطح مصرف را کاهش می‌دهد. همچنین، بروز تکانهٔ مثبت درآمدهای نفتی موجب افزایش نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، مصرف و سرمایه‌گذاری و کاهش اشتغال و تولید غیرنفتی و بروز تکانهٔ فناوری موجب افزایش نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی، مصرف، اشتغال، سرمایه‌گذاری و تولید غیرنفتی در دورهٔ جاری می‌گردد. به بیان دیگر، نتایج حاکی از آن است که در اقتصاد ایران، مخارج دولتی به‌عنوان یک محرک می‌تواند نقش مهمی در افزایش فعالیت‌های اقتصادی (کوتاه‌مدت) و اشتغال ایفا کند، اما اثرات جانبی منفی آن مانند کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی و مصرف، می‌تواند تداوم آن را محدود سازد که این امر ضرورت اتخاذ سیاست‌های مکمل را گوشزد می‌کند. علاوه بر این، تکانهٔ درآمد نفتی با

[1] Crowding out Effect

کاهش اشتغال و تولید غیرنفتی، می‌تواند نشان‌دهندهٔ بروز پدیدهٔ بیماری هلندی[1] در اقتصاد ایران باشد. این مسئله بیانگر تأثیر منفی اتکا به درآمدهای نفتی بر بخش‌های غیرنفتی و بازار کار بوده و بر ضرورت متنوع‌سازی منابع درآمدی تأکید می‌کند. از سوی دیگر، پس از وقوع تکانهٔ فناوری، پاسخ متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تولید غیرنفتی و مصرف حاکی از اثرات بلندمدت تکانهٔ فناوری است. براین‌اساس، با درنظرگرفتن آثار تکانه‌های وارده، تکانهٔ مخارج دولتی کمترین اثرگذاری را بر تولید ناخالص داخلی داشته و در مجموع اثرات نیز تکانهٔ فناوری اثرگذاری بهتری دارد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود که از پیشرفت‌های فناوری برای تحریک رشد بلندمدت استفاده شود. ضمن اینکه، به منظور کاهش آثار منفی تکانهٔ مخارج بر بخش خصوصی، تقویت و توسعهٔ بازارهای مالی داخلی با هدف تسهیل تأمین مالی بخش خصوصی مورد توجه قرار گرفته و با تمرکز بر مدیریت بهینهٔ مخارج دولتی، هزینه‌های غیرضروری کاهش یابد. به‌علاوه، دولت با اجرای برنامه‌های حمایتی هدفمند مانند پرداخت نقدی مستقیم به خانوارهای کم‌درآمد از کاهش مصرف گروه‌های آسیب‌پذیر جلوگیری کند.

٦. تعارض منافع

هیچ‌گونه تعارض منافع توسط نویسنده بیان نشده است.

سپاسگزاری

نویسنده از تمامی اعضای محترم فصلنامه و نیز داوران گرامی ناشناس تشکر می‌کند.

References

- Abdollah Milani, M., Bahrami, J., Tavakolian, H. and Akbarpur, N. (2018). The Impact of Tax Policy on the Underground Economy: DSGE Model. Economic Research, 23(76), 1-51. Retrieved from https://doi.org/10.22054/ijer.2018.9511/ (In Persian)
- Ahmadi, S., Khezri, M., Zandi, F. and Safavi, B. (2024). investigating the effect of oil revenues on tax revenues realization under conditions of tax rent-seeking: DSGE Approach. Economic Policy, 16(32), 117-144. Retrieved from https://doi.org/10.22034/epj.2024.21083.2552/ (In Persian)
- Akpan, U. F. and Atan, J. A. (2015). Macroeconomic Effects of Fiscal Policy Shock in Nigeria: A SVAR Approach. International Journal of Business and Economics Research, 4(3), 109-120. Retrieved from https://doi.org/10.11648/j.ijber.20150403.14/

[1] Dutch Disease

- Amirali, M., bakhshi dastjerdi, R. and vaez barzani, M. (2023). The Real Effects of the Bank's Function as a Creator of Liquidity Through Lending and Factitious Rollover of Non-Performing Loans Channels (DSGE Approach). Economic Research, 57(4), 583-628. Retrieved from https://doi.org/10.22059/jte.2023.92422/ (In Persian)
- Amire, C. M. and Amire, P. O. (2020). Government Expenditure in Nigeria: An Evaluation. AE-FUNAI. Journal of Accounting Business and Finance, 6(1),178-186.
- Atems, B. (2019). The effects of government spending shocks: Evidence from US states. Regional Science and Urban Economics, 74, 65-80. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2018.11.008/
- Babalola, A. I. (2015). Fiscal Policy and Economic Development in Nigeria. Journal of Economics and Sustainable Development, 6(7), 150-159. Retrieved from https://www.iiste.org/Journals/index.php/JEDS/article/view/21476/
- Beetsma, R. and Giuliodori, M. (2011). The effects of government purchases shocks: review and estimates for the EU. The Economic Journal, 121(550), 4-32. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02413.x/
- Beltran, D. O. and Draper, D. (2008). Estimating the parameters of a small open economy DSGE model: Identifiability and inferential validity. FRB International Finance Discussion Paper, 955. Retrieved from http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1311887/
- Cebi, C. (2017). The government spending multiplier in Turkey. Emerging Markets Finance and Trade, 53(5), 1184-1198. Retrieved from https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1174685/
- Chandana, A., Adamu, J. and Musa, A. (2020). Impact of government expenditure on economic growth in Nigeria, 1970 - 2019. CBN Journal of Applied Statistics (JAS), 11(2), 139-174. Retrieved from https://dc.cbn.gov.ng/jas/vol11/iss2/6/
- Choi, Y., and Kim, S. H. (2021). Understanding the effects of government spending in a time-inconsistent model. Economic Modelling, 98, 266-279. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.11.018/
- Dawkins, C., Srinivasan, T. N. and Whalley, J. (2001). Calibration. In Handbook of econometrics, 5, 3653-3703. Elsevier. Retrieved from https://ideas.repec.org/h/eee/ecochp/5-58.html/
- Duong, T., Vu, G., Nguyen, T. and Pham-Hi, D. (2016). Impacts of government spending shock on Vietnamese macroeconomic aggregate variables: DSGE and SVAR models. Communications in Mathematics and Applications, 7(4), 343-359. Retrieved from https://doi.org/ 10.26713/cma.v7i4.490/
- Eslamloueyan, k. and Tavakoli, H. (2020). The Effects of Government Expenditure Shocks on Input Efficiency and Consumer Preferences in Iran. Quantitative Economics, 17(3), 1-19. Retrieved from https://doi.org/10.22055/jqe.2020.24789.1814/ (In Persian)

- Fathabadi, M., Haji, M. M. M. S., Mahmoudzadeh, M., and Qavidel, S. (2024). Uncertainty of government expenditure policy and economic activity in Iran. Financial Economics, 18(66), 483-504. Retrieved from https://doi.org/10.30495/fed.2024.709383/ (In Persian)
- Hadian, M. and Dargahi, H. (2021). Macroeconomic effects of current and development expenditures of the government in Iran: DSGE approach. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 8(1), 241-272. Retrieved from https://doi.org/ 10.22034/ecoj.2021.42007.2744/ (In Persian)
- Hadian, E., Afshoon, H. A., Samadi, A., & Sadraei javaheri, A. (2020). Investigate the Effects of Public Expenditure on Macroeconomic Variables under a Balanced Budget Rule in Iran: a DSGE Approach. Journal of Economic Research and Policies, 27 (92) , 89-132. Retrieved from http://qjerp.ir/article-1-2531-en.html/ (In Persian)
- Haghighat, J. and Moharam Joudi, N. (2017). Investigating The Effects Of Governmental Expenditure Shock on Gross Domestic Product Growth In Iran: Ardl Approach. Economic Modelling, 10(4), 141-166. (In Persian)
- HosseinZade, H. (2017). The Effects of Government Expenditure Shocks on Gross Domestic Product (GDP) in Iran. Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 5(17), 77-95. (In Persian)
- Jabbari, A. and Akbari, N. (2018). The Dynamic Effects of Fiscal Policy Shocks on the Variables of Production, Consumption and Private Sector Investment in IRAN. Macroeconomics Research Letter, 13(26), 79-100. Retrieved from https://doi.org/ 10.22080/iejm.2019.14444.1608/ (In Persian)
- Keshtkaran, N., Behboudi, D. and Panahi, H. (2021). The Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks on the Residential Market of Iran:A DSGE Approach. Applied Theories of Economics, 7(4), 195-218. Retrieved from https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.39757.2659/ (In Persian)
- Khalilzadeh, J., Heidari, H. and Bashiri, S. (2020). The Effect of Government Expenditures and Banking Credits Volume Considering Monetary Policies on Economic Growth: DSGE Model (Case Study of Iran). Economic Growth and Development Research, 10(39), 75-92. Retrieved from https://doi.org/10.30473/egdr.2019.47760.5306/ (In Persian)
- Tanzi, V. and Schuknecht, L. (2000). Public Spending in the 20th Century. Cambridge University Press. Retrieved from https://doi.org/10.1017/CBO9780511625800/
- Maddah, M. and Samiei, N. (2019). The Effect of Financial and Monetary Shocks on the Iranian Taxation System along with Determining Optimal Tax Rates of Consumption, Salary and Wages (General Equilibrium Approach using Genetic Algorithm). Tax Research, 25 (36), 177-210. (In Persian)
- Mahmoudinia, D. And Jafari, S. (2024). The Welfare Cost of Inflation in a Steady State: An Application of Various Utility Functions in the Sidrauski Model. Fiscal and Economic Policies, 11(44), 7-51. Retrieved from http://qjfep.ir/article-1-1538-en.html/ (In Persian)

- Mousavi, B., Farazmand, H., Arman, S. A. and Mansori, S. A. (2022). Tax Reform and the Dynamics of Macroeconomic Variables in Iran: A Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE). Tax Research, 30 (54) ,7-28. Retrieved from http:// doi.org/10.52547/taxjournal.30.54.7/ (In Persian)
- Muritala, T. and Taiwo, A. (2011). Government expenditure and economic development: Empirical evidence from Nigeria. European Journal of Business and Management, 3(9), 18-28.
- Nnamocha, P. N. and Anyanwu, A. C. P. (2022). Government Expenditure and Performance of Selected Macroeconomic Variables in Nigeria (1981–2018). International Journal of Research and Scientific Innovation, 9(1), 138-150.
- Osinowo, O.H. (2015). Effect of Fiscal Policy on Sectoral Output Growth in Nigeria. Advances in Economics and Business, 3(6), 195-203. Retrieved from https://doi.org/ 10.13189/aeb.2015.030601/
- Panahi, H., Behboudi, D., Asgharpour, H. and Keshtkaran, N. (2018). An Analysis of the Effects of Monetary Policy Shocks on the Housing Sector: (A DSGE Model). Urban Economics, 3(2), 1-18. Retrieved from https://doi.org/10.22108/ue.2019.111991.1070/ (In Persian)
- Radhi, H. (2018). The relationship between government expenditure and GDP in non-oil Iraqi economy. Journal of the Arab American University, 4(2), 46-71.
- Roberts, T., Cabral, F. J. and Coly, S. M. (2020). Economic Impact of Public Expenditure in The Gambia. Global Journal of Management and Business Research, 20(6). Retrieved from https://doi.org/10.34257/GJMBRBVOL20IS6PG39/
- Radu, Ş. C. (2023). The Effects of Government Expenditure on the Output: A Real Business Cycle Analysis for the Romanian Economy. Studia Universitatis Babes Bolyai-Oeconomica, 68(2), 55-72. Retrieved from https://doi.org/10.2478/subboec-2023-0009/
- Saadatmehr, M. and Ghafari, H. (2019). The Comparative Study of the Impacts of Monetary and Fiscal Policies on the Economy of Iran: DSGE Model Approach. The Journal of Economic Studies and Policies, 6(1), 51-74. Retrieved from https://economic.mofidu.ac.ir/article_37170.html/ (In Persian)
- Slanicay, M. (2014). Some Notes on Historical, Theoretical, and Empirical Background of DSGE Models. Review of Economic Perspectives, 14(2), 145-164. Retrieved from https://doi.org/ 10.2478/revecp-2014-0008/
- Sujudi Kurabaslu, A., Daei Karimzadeh, S. And Sharifi Renani, H. (2021). Impulse Response Analysis of the Effects of Shocks to Government Consumption Expenditures on Macroeconomic Variables (Case Study: Oil and Non-Oil Developing Countries. Economic Research and Policies, 29(97), 283-311. Retrieved from http://doi.org/ 10.52547/qjerp.29.97.283/ (In Persian)
- Tayefeh jabbari, R., Mohammadi, T. and Bahrami, J. (2022). Applications of fiscal policy with the presence of households with finger consumption using dynamic stochastic general equilibrium model approach. Applied Theories of

Economics, 9(1), 27-56. Retrieved from https://doi.org/10.22034/ecoj.2021.42755.2767/ (In Persian)

- Tcherneva, R. P. (2011). Fiscal Policy Effectiveness: Lessons from the Great Recession. Working Paper No. 649. Retrieved from http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1760135/
- Tenhofen, J., Wolff, G. B. and Heppke-Falk, K. H. (2010). The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: a disaggregated SVAR analysis. Jahrbucher fur Nationalokonomie und Statistik, 230(3), 328-355. Retrieved from https://doi.org/10.1515/jbnst-2010-0305/
- Yang, W., Fidrmuc, J. and Ghosh, S. (2012). Macroeconomic effects of government spending shocks: new evidence using natural disaster relief in Korea. CEDI Discussion Paper Series 12-05, Centre for Economic Development and Institutions (CEDI), Brunel University. Retrieved from https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2155603/
- Zyphur, M. J. and Oswald, F. L. (2015). Bayesian estimation and inference: A user's guide. Journal of Management, 41(2), 390-420. Retrieved from https://doi.org/10.1177/0149206313501200/

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Investigating Factors Affecting the Development of Urban Entrepreneurship

Akbar Rozban[1], Yousef Mohammadi Moghadam[2]✉, Mohammad Javad Kameli[3]

[1] Ph.D. Student, Entrepreneurship, Qazvin Branch, Islamic Azad University, Qazvin, Iran, Email: akbarrouzban@gmail.com
[2*] Professor of Judicial Management Department, Faculty Member, University of Judicial Sciences and Administrative Services, Tehran, Iran, Corresponding Author, Email: You_mohammad@yahoo.com
[3] Associate Professor, Department of Human Resources Management, Amin University of Law Enforcement Sciences, Tehran, Iran, Email: P.h.dkameli@gmail.com

Article Info

Received: 22/4/2025
Accepted: 3/9/2025

Pages: 123-152

Keywords:
Entrepreneurship; Urban Entrepreneurship; Municipality; Content Analysis

JEL Classification:
L26; M13; R00; D02; D23; H11; J24; Q56

ABSTRACT

In recent years, the development of urban entrepreneurship has received increasing attention from researchers, policymakers, and managers at the public and organizational levels. Urban entrepreneurship has been introduced in urban space with the aim of economic development and increasing the quality of life and welfare of society, which is in need of development in countries such as Iran. As one of the public institutions responsible for urban management, the municipality can benefit more than other institutions from urban capacities to become entrepreneurs. However, the development of urban entrepreneurship at the municipal level requires effective management. Accordingly, the present study was conducted with the aim of investigating the factors affecting the development of urban entrepreneurship in Tehran Municipality. This study was conducted based on the paradigm of interpretive philosophy and is of mixed type (qualitative-quantitative) and has a combined approach. The data of this study are of the field type, collected through semi-structured interviews and questionnaires. The experts in this qualitative section are 10 people who were selected purposefully. Qualitative data were analyzed through content analysis and in MaxQuda software. Then, the findings of the qualitative section were evaluated through factor analysis. Finally, the results of this study indicate that the factors: organizational structure, organizational culture, dynamic capabilities of the organization, human resource management, social capital, economic context, urban infrastructure and institutional governance are effective factors on the development of urban entrepreneurship in Tehran Municipality. These results can be used by policymakers and planners, Tehran Municipality managers to develop entrepreneurship in the organization.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Purpose

The present study aims to present a model of factors affecting the development of urban entrepreneurship in Tehran Municipality.

Methodology

this study aims to investigate the effects of urban entrepreneurship on sustainable businesses in smart cities with regard to the role of digital technologies. The statistical population of this study is all active technology-based companies located in Tehran in 2012. Then, according to the Cochran formula, 315 companies were randomly selected as a sample. This research is of an applied type and of a descriptive-survey type, and in terms of the type of data collected, it is of a quantitative type. The research findings show that urban entrepreneurship, by using and benefiting from digital technologies, in accordance with the new needs of cities and achieving business sustainability in smart cities, creates and develops the studied enterprises in two quantitative and qualitative dimensions. Finally, based on the literature review, the factors affecting urban entrepreneurship among the general public and organizations have been categorized.

Findings

The model of this research includes intra-organizational factors such as organizational culture, organizational structure, dynamic capabilities of the organization, human resource management, and social capital of the municipality, and external factors include the economic context, urban infrastructure, and institutional governance of the country in the general organization of the municipality, affecting the development of urban entrepreneurship.

Conclusion

Organizational culture is known as an important factor in the development of urban entrepreneurship in the municipality and means having a common and defined goal and belief among all members and personnel of the municipality. The prerequisite for this culture is having an entrepreneurial orientation, which is, promoting and tending to risk-taking among employees, the municipality being a pioneer in identifying market needs to meet needs with an entrepreneurial approach and the welfare of the community. Organizational structure plays an important role in shaping employee behavior and organizational results. Becoming an entrepreneur requires having informal relationships and eliminating hierarchical structures and concentrating power in the hands of one person. Flexibility in processes can increase the spirit and sense of participation among team members. Having capable and expert employees and managers is an accepted assumption in organizational management theories and entrepreneurship theories for the success and development of organizational and business performance. Institutional governance is one of the external environmental factors that has been selected in this study as an effective factor on the development of urban entrepreneurship in Tehran Municipality. The

research literature has also placed great emphasis on this factor. Finally, urban facilities and infrastructure such as waste management, energy resources, and public transportation are considered the main infrastructure for the welfare and social and economic development of a city. The accessibility and quality of infrastructure can accelerate the development of jobs and businesses in general and entrepreneurial activities. In this study, urban infrastructure has been identified as one of the important factors in the development of urban entrepreneurship in Tehran Municipality.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۰۴۳۳-۲۸۲۱

بررسی عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری

اکبر روزبان[۱]، یوسف محمدی مقدم[۲]✉، محمدجواد کاملی[۳]

[۱] دانشجوی دکتری، کارآفرینی، واحد قزوین، دانشگاه آزاد اسلامی، قزوین، ایران، پست الکترونیکی: akbarrouzban@gmail.com

[۲*] استاد گروه مدیریت قضایی، عضو هیات علمی دانشگاه علوم قضایی و خدمات اداری، تهران، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: You_mohammad@yahoo.com

[۳] دانشیار گروه مدیریت منابع انسانی، دانشگاه علوم انتظامی امین، تهران، ایران، پست الکترونیکی: P.h.dkameli@gmail.com

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۱۲۳-۱۵۲

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۰۲/۰۸
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۶/۱۲

واژگان کلیدی:
کارآفرینی؛ کارآفرینی شهری؛ شهرداری؛ تحلیل مضمون

طبقه‌بندی JEL:
L26; M13; R00; D02; D23; H11; J24; Q56

چکیده

توسعه کار آفرینی شهری در سال‌های اخیر از سوی محققین، سیاست‌گذاران و مدیران در سطح عموم و سازمان‌ها موردتوجه روزافزونی قرار گرفته است. کارآفرینی شهری در فضای شهری با هدف توسعه اقتصادی و افزایش کیفیت زندگی و رفاه جامعه معرفی شده است که در کشورهای از قبیل ایران نیازمند توسعه است. شهرداری به‌عنوان یکی از نهادهای عمومی که وظیفه مدیریت شهری را بر عهده دارد، بیشتر از سایر نهادها می‌تواند از ظرفیت‌های شهری جهت کارآفرین شدن منتفع شود. بااین‌وجود توسعه کارآفرینی شهری در سطح شهرداری نیازمند مدیریت اثربخش است. براین اساس پژوهش حاضر باهدف بررسی عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران انجام شده است. این مطالعه براساس پارادایم فلسفه تفسیرگرایی انجام شده است و از نوع آمیخته (کیفی_ کمی) است و رویکردی ترکیبی دارد. داده‌های این پژوهش از نوع میدانی است که از طریق ابزار مصاحبه نیمه ساختاریافته و پرسشنامه گردآوری شده‌اند. خبرگان این پژوهش در بخش کیفی ۱۰ نفر می‌باشند که به روش هدفمند انتخاب شده‌اند. داده‌های کیفی از طریق تحلیل مضمون و در نرم‌افزار مکس‌کیودا مورد تحلیل قرارگرفته‌اند. سپس یافته‌های بخش کیفی از طریق تحلیل عاملی مورد ارزیابی قرارگرفته‌اند. درنهایت نتایج این پژوهش حاکی از این است که عوامل: ساختار سازمانی، فرهنگ‌سازمانی، قابلیت‌های پویای سازمان، مدیریت منابع انسانی، سرمایه اجتماعی، بستر اقتصادی، زیرساخت‌های شهری و حاکمیت نهادی عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران می‌باشند. این نتایج می‌تواند از سوی سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان، مدیران شهرداری تهران جهت توسعه کارآفرینی در سازمان مورداستفاده قرار گیرد.

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر کارآفرینی به‌عنوان یک محرک در ارتقای رشد اقتصادی، نوآوری‌های تکنولوژیکی و توسعه اجتماعی، توجه گسترده‌ای را به خود جلب کرده است (لی[۱]، ۲۰۲۴؛ لو[۲]، ۲۰۲۱؛ پنکو و همکاران[۳]، ۲۰۲۰)؛ زیرا در دهه‌های اخیر پارادایم رشد اقتصاد جهانی دستخوش تغییری اساسی شده است، در این تغییر پارادایم فعالیت‌های کارآفرینانه به‌تدریج به‌عنوان یک محرک جدید و موتور توسعه اقتصادی، ثروت و ایجاد شغل معرفی شده است (های و همکاران[۴]، ۲۰۲۵؛ وو و مائو[۵]، ۲۰۲۰). به طوریکه در برخی از اقتصادهای بزرگ مانند آلمان و چین، کارآفرینی به یک حوزه ضروری برای تمرکز دولت بدل شده است و حتی به‌عنوان یک موضوع اصلی در دستور کار سیاسی آن‌ها قرار گرفته است (ژائو و همکاران[۶]، ۲۰۲۴) و همواره به‌عنوان مسیری تلقی می‌شود که از طریق آن می‌توان به رفع چالش‌های بزرگ عصر حاضر پرداخت. کارآفرینی براساس فاعل به کارآفرینی فردی و سازمانی قابل‌تقسیم است. کارآفرینی فردی توسط فرد یا افراد راه‌اندازی می‌شود اما کارآفرینی سازمانی توسط افراد یک سازمان جهت تحقق اهداف سازمانی صورت می‌گیرد (کوراتکو و کوین[۷]، ۲۰۲۵). در حال حاضر آنچه ضرورت و اهمیت کارآفرینی در سطح سازمان‌ها اعم از دولتی و غیرانتفاعی را آشکارتر می‌سازد ناشی از محیط پویا، غیرقابل پیش‌بینی و رقابتی است که از مسائلی همچون تغییرات اقلیمی، بیماری‌های همه‌گیر و فقر (گیرما آراگوا و همکاران[۸]، ۲۰۲۵)، بحران‌هایی مانند آتش‌سوزی جنگل‌ها همچون ۲۰۲۰-۲۰۱۹ استرالیا، همه‌گیری مداوم کووید ۱۹ و حمله روسیه به اوکراین در سال۲۰۲۲، چالش‌های محیط‌زیست، بهداشت عمومی و بحران‌های بشردوستانه و ... سرچشمه می‌گیرد (ویونا[۹]، ۲۰۲۴) که در چنین محیطی سازمان‌ها ناگزیر به گرایش به کارآفرینی هستند زیرا کارآفرینی سازمانی در شرایط محیطی عدم اطمینان و به سرعت در حال تغییر، نقش مهمی در بقا و توسعه سازمان‌ها ایفا می‌کند (گیرما آراگوا و همکاران، ۲۰۲۵). باید تأکید داشت که کارآفرینی سازمانی بستری است برای توسعه مشارکت کارکنان در فرآیندهای سازمانی تا کارکنان متناسب با شرایط و اقتضائات محیطی در راستای بهبود و بهره‌وری سازمانی به ایده‌پردازی و خلاقیت، روی آورند (محمدی و همکاران، ۱۴۰۲). کارآفرینی سازمانی منجر به اجرای یک ایده در شرایط ناپایدار می‌شود و یک سازمان در فرآیند کارآفرینی منابع خود را براساس رویکرد کارآفرینی اتخاذ شده

[1] Li, 2024
[2] Lv, 2021
[3] Pencoet et al., 2020
[4] Hay et al., 2025
[5] Wu & Mao, 2020
[6] Zhao et al., 2024
[7] Kuratko & Covin, 2025
[8] Girma Aragaw et al., 2025
[9] Vivona, 2024

بازپیکربندی می‌کنند و بر این اساس خواهد توانست سریع‌تر به تغییرات محیطی پاسخ دهند و در بازار رقابتی بر رقبای خود پیشه گیرند و به اهداف خود دست یابد (شاه‌محمدی، ۱۴۰۰). در این بین، سازمان‌های بخش دولتی با توجه نقش مهم در توسعه داخلی و بین‌المللی باید خود را بهتر با تلاطم‌ها و پویایی محیطی برای پاسخگویی به نیازهای در حال تغییر اجزای خود وفق دهند. تحقیقات نشان می‌دهد که نهادهای دولتی و عمومی علاوه بر تحقق پایداری اقتصادی صرف باید عملکرد و اقدامات جاه‌طلبانه از قبیل کارآفرینی برای رسیدگی به چالش‌های بزرگ، تحریک نوآوری و ایجاد ارزش عمومی اتخاذ کنند (ویونا، ۲۰۲۴). از جمله سازمان‌های دولتی مهمی که با توجه به وظایف خود قابلیت و ظرفیت جهت‌گیری کارآفرینانه را دارد، شهرداری می‌باشد. شهرداری‌ها تنها نهادهای عمومی و محلی می‌باشند که توانایی حضور در کلیه مناطق، نواحی و محله‌های یک شهر را دارند و به‌طبع قادرند خدمات موردنیاز عموم شهروندان را با شکلی سازمان‌دهی شده به عموم ارائه کنند علاوه بر این، شهرداری‌ها از تمامی امکانات موجود در شهرها، خصوصاً اماکن بدون استفاده اطلاع دارند و اداره امکانی همچون فرهنگ‌سراها و مراکز فرهنگی و آموزشی وابسته نیز برعهده آن‌هاست و از سوی دیگر وظیفه کنترل امکانات تبلیغاتی، شهری بوستان‌ها و معابر و ... نیز بر عهده آن‌هاست، درنتیجه می‌توان گفت این سازمان عمومی و محلی می‌تواند از این امکانات و ظرفیت‌های جهت کارآفرین شدن استفاده کنند (ابراهیمی دینانی و همکاران، ۱۴۰۰) تا بتوانند تأثیر بسزایی بر توسعه و بهبود شرایط اقتصادی، اجتماعی و کالبدی حیات شهری داشته باشند (سلیمانی مقدم و کریمی نسب، ۱۴۰۴). در شرایطی که رشد جمعیت در کلان‌شهرها به همراه مشکلات اقتصادی و اجتماعی متعدد ناشی از آن، نظام مدیریت شهری را با چالش بزرگی مواجه کرده است اتخاذ سیاست‌های جدیدی همچون کارآفرینی می‌تواند شهرداری‌ها را در مدیریت شهری موفق، یاری دهد (عین‌القضات[1] و همکاران، ۲۰۲۵). گرایش شهرداری‌ها به راه‌اندازی و توسعه با تمرکز بر محیط شهری و محلی مصداق کارآفرینی شهری است و به معنای اداره شهرستان‌ها به شیوهای منظم‌تر و به‌کارگیری روش‌هایی با ویژگی‌هایی نظیر خطرپذیری کسب‌وکار، نوآوری، ارتقا و انگیزه سود توسط دولت‌های محلی است (ریزوندی و همکاران، ۱۴۰۰). کارآفرینی شهری در راستای تأمین نیازهای نوآورانه شهرداری‌ها، بهبود سطح زندگی، تأمین خدمات مورد نیاز، درآمدزایی و ایجاد اشتغال برای شهروندان انجام می‌گیرد (جرجانی و همکاران، ۱۴۰۰). توسعه کارآفرینی شهری با زمینه‌سازی شرایط مساعد اقتصادی همچون اشتغال و خودکفایی مالی شهروندان دارای آثار مثبتی بر اجتماع و فرهنگ شهروندی نیز است و عدم ترویج آن به افزایش مشکلات اقتصادی و آسیب‌های اجتماعی همچون بیکاری فقر و بزهکاری منجر می‌شود که دارای اثرات مخرب اجتماعی و فرهنگی در بین شهروندان است (سعیدی و عطایی ۱۴۰۴). باوجود نقش کارآفرینی شهری در تحقق توسعه همه‌جانبه در یک شهر

[1] Eynolghozat et al., 2025

مطالعه ادبیات پژوهش دلالت بر این مسئله دارد که کارآفرینی شهری در سطح جهانی با تنوع و پیچیدگی‌های بسیاری همراه است و متأثر از چالش‌های مختلف همچون عوامل مالی، فناوری دیجیتال، فرهنگی و اجتماعی ـ اقتصادی زیرساختی‌های شهری است که توسعه کارآفرینی شهری را با چالش‌های چندوجهی و پیچیده‌ای روبرو کرده است (اونیلو و محرم[1]، ۲۰۲۴؛ ۲۰۲۴؛ داگلاس و پرنتیس[2]، ۲۰۱۹؛ هالورسون و همکاران[3]، ۲۰۱۸؛ هوانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۵). در ایران نیز توسعه و موفقیت کارآفرینی تحت تأثیر اقتصادی ـ حمایتی، عوامل انسانی ـ اجتماعی، عوامل زیرساختی (رضائی و همکاران، ۱۴۰۰) شهر خلاق، خط‌مشی شکوفایی شهری، زیست‌بوم کارآفرینی شهری و شرایط تولید/خدمات کارآفرینانه، انعطاف‌پذیری شهری، تراکم شهری، عدم اطمینان محیطی، تعاملات شهری و رقابت شهری (ریزوندی، ۱۴۰۰) می‌باشد و باید یادآور شد که همه شهرها از ظرفیت یکسان برای تبدیل‌شدن به قطب‌های کارآفرینی برخوردار نیستند. به‌عنوان‌مثال، شهرهای درحال‌توسعه اغلب با چالش‌هایی همچون ضعف زیرساخت‌ها و رقابت شدید مواجه‌اند، درحالی‌که شهرهای توسعه‌یافته با زیرساخت‌های پیشرفته‌تر می‌توانند به مراکز مهم کارآفرینی تبدیل شوند. این تفاوت‌ها نشان‌دهنده رابطه‌ای ناهمگون میان شهرنشینی و کارآفرینی است (ناوده[5]، ۲۰۱۸). ازاین‌رو، درک صحیح و عمیق از همه شرایط و عوامل مختلف مؤثر بر توسعه کارآفرینی، در ایجاد اقدامات مفیدی که موفقیت کارآفرینی را افزایش می‌دهد، نقش حیاتی دارد (لو و همکاران، ۲۰۲۱) و علی‌رغم اهمیت و ضرورت کارآفرینی در سازمان‌های دولتی مطالعات نشان داده است فعالیت کارآفرینی در بخش دولتی کم است، برخی از مطالعات دریافتند این عدم فعالیت کارآفرینی در بخش دولتی به دلیل ماهیت ریسک گریز سازمان‌های عمومی و ساختارهای بوروکراتیک؛ مکانیسم‌های پاداش و پیچیدگی محیط‌های کاری، ساختارهای سلسله مراتبی سازمان‌های عمومی و محدودیت‌های مالی است که باعث دلسردی کارکنان بخش دولتی نسبت به کارآفرینی می‌شود (دمیرچی اوغلو و چاودوری[6]، ۲۰۲۱) و در ایران نیز مطالعات همچون سرایانی و همکاران (۱۴۰۳)، نشان می‌دهند که تأسیس و استفاده از ابتکارات کارآفرینی در سازمان‌های دولتی ایران موفق نبوده است و در حوزه آکادمیک نیز علی‌رغم افزایش تحقیقات در مورد کارآفرینی در بخش خصوصی، اطلاعات کمی در مورد کارآفرینی در سازمان‌های دولتی به‌طور خاص وجود دارد (دمیرچی اوغلو و چاودوری، ۲۰۲۱) و بیشتر تحقیقات کارآفرینی بر روی کارآفرین فردی و پدیده شروع سرمایه‌گذاری جدید متمرکز بود (کوراتکو و کوین، ۲۰۲۵) و به‌تازگی تحقیقات تجربی در مورد کارآفرینی عمومی، به‌ویژه در شهرداری در

[1] Oniello & Muharram, 2024
[2] Douglass & Prentice, 2019
[3] Halvorson et al, 2018
[4] Huang et al., 2025
[5] Naudé, 2018
[6] Demircioglu & Chowdhury, 2021

حال انجام می‌باشند که تا رسیدن به بلوغ پژوهشی نیازمند مشارکت پژوهشگران است (نالدی و همکاران[1]، ۲۰۲۰). ازاین‌رو، این مطالعه درصدد شناسایی عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری می‌باشد و شهرداری تهران به‌عنوان موردمطالعه انتخاب شده است زیرا شهرداری تهران به‌عنوان پایتخت کشور بیش از ۷۵ درصد تأمین مالی خود را اغلب از منابع درآمدی ناپایدار مانند فروش تراکم به دست آورده است و این در شرایطی است که شهرداری تهران به‌عنوان سازمانی عمومی و با توجه به نظارت بر زیرساخت‌های شهری و مسئولیتش در مدیریت شهری می‌تواند از فرصت‌های کارآفرینی در بستر شهر تهران جهت تحقق پایداری اقتصادی، اجتماعی بیشتر استفاده کند (علوی و همکاران، ۱۳۹۹). نتایج این مطالعه می‌تواند در راستای سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی استراتژیک جهت توسعه کارآفرینی در شهرداری تهران و سایر شهرداری‌های ایران مورد استفاده قرار گیرد و شهرداری تهران در جهت توسعه کارآفرینی شهری نتایج پژوهش حاضر را در دستور کار قرار دهد؛ اما آنچه نتایج این پژوهش را در مقایسه با سایر پژوهش‌های مرتبط با کارآفرینی شهری متمایز می‌کند تأکید این پژوهش بر کارآفرینی شهری در سطح سازمانی است. مطالعه و بررسی ادبیات پژوهش حاکی از این است که کارآفرینی در سطح فردی به نسبت کارآفرینی سازمانی تاکنون از سوی پژوهشگران کانون توجه بیشتری بوده است و در جدیدترین مطالعه از سوی کوراتکو و همکارانش (۲۰۲۵)، نیز این محدودیت پژوهشی شناسایی شده است و به رفع آن تأکید شده است. همچنین در مطالعات انجام شده با محوریت کارآفرینی شهر از قبیل ژانگ و پانگ[2] (۲۰۲۵)، ضیایی[3] و همکاران (۲۰۲۱)، ونگ و هو[4] (۲۰۲۳)، دانا و همکاران[5] (۲۰۲۲)، رضوانی و همکاران (۱۴۰۳)، سعیدی و همکاران (۱۴۰۴)، سمواتی و همکاران (۱۴۰۱)، مجدد شکاف در انجام پژوهش در سطح سازمان‌ها کاملاً مشهود است و محققین کارآفرینی شهری را توسط شهروندان و کارآفرینان را موردتوجه قرار داده‌اند و به نظر می‌رسد از مطالعه کارآفرینی شهری در سطح سازمان‌های دولتی به‌طور عام و شهرداری‌ها به‌طور خاص غافل بوده‌اند که پژوهش حاضر می‌تواند این محدودیت را کاهش دهد و غنای ادبیات کارآفرینی شهری در سطح سازمانی را افزایش دهد.

۲. ادبیات موضوع (مبانی و مطالعات)

کارآفرینی به‌عنوان ابزاری حیاتی برای تحقق اقتصاد پویا در شهرها و بهبود شاخص‌های توسعه پایدار، نه‌تنها در سطح ملی بلکه به‌طور خاص در محیط‌های شهری نیز مورد تأکید قرار گرفته است (پنکو و

[1] Naldi et al., 2020
[2] Zhang & Pang, 2025
[3] Ziyae et al., 2021
[4] Wang & Hu, 2023
[5] Dana et al., 2022

همکاران،۲۰۲۰). کارآفرینی بر اساس دیدگاه محلی ـ شهری به مجموعه فعالیت‌های نوآورانه اقتصادی و تجاری دلالت دارد که تحت تأثیر ویژگی‌های محیط شهری مانند تراکم جمعیت، امکانات فرهنگی، زیرساخت‌های حمل‌ونقل و فناوری‌های دیجیتال شکل می‌گیرد (آریستیزابال و همکاران[1]، ۲۰۲۳). کارآفرینی شهری پدیده تازه‌ای در زمینه مطالعات شهری و کارآفرینانه است که به دلیل میان‌رشته‌ای بودن آن و نادیده گرفتن جنبه‌های فضایی در پدیده کارآفرینی تاکنون نتوانسته است از تعریف واحدی برخوردار باشد. این حوزه از کارآفرینی تعریف واحدی ندارد و گاهی تبدیل به تعبیری از کارآفرینی می‌شود و در موارد دیگر نیز آن را به کسب‌وکارهای کوچک ارجاع می‌دهند که در مناطق دارای رکود اقتصادی عملیاتی می‌شوند یا به ارائه خدمات می‌پردازند (خراشادی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۵). ازجمله مهم‌ترین شاخص‌های دخیل در این حوزه می‌توان به منابع فرصت، مکان‌های نهایی، همکاری در توسعه سرمایه‌گذاری و جامعه مدنی تأکید .کارآفرینی شهری را مبتنی بر ساختاری پیچیده از روابط اجتماعی می‌دانند که در سطوح گوناگون می‌تواند پیامدهای متفاوتی از ارزش ایجاد نماید. برای رسیدن به این مهم باید ابتدا به یک سیستم نوآوری منطقه‌ای رسید و پس‌ازآن با یادگیری پیوسته و کسب دانش از طریق یک فرایند به سیستم کارآفرینی شهری دست یافت. عمده‌ترین عوامل مؤثر بر کارآفرینی شهری عبارت‌اند از: زیرساخت‌های فیزیکی و دیجیتالی، دسترسی به منابع مالی و سرمایه‌گذاری، سیستم‌های آموزشی، چالش‌های اقتصادی از قبیل تورم، نوسانات ارز، عدم اطمینان بازار و ... (سعیدی و عطایی، ۱۴۰۴). در سایه این عوامل می‌توان به پیامدهای زیادی دست یافت که عبارت‌اند از: (۱) نگرش کارآفرینانه؛ (۲)، توانایی کارآفرینانه؛ (۳) آرمان کارآفرینانه؛ (۴) اقدامات کارآفرینانه (سمواتی و همکاران، ۱۴۰۱).

مطالعات بسیاری پیرامون شناسایی عوامل مؤثر بر کارآفرینی شهری وجود دارد. سعیدی و عطایی (۱۴۰۴) در پژوهش خود با عنوان ارزیابی و اولویت‌بندی مؤلفه‌های توسعه کارآفرینی شهری (پژوهش موردی: کلان‌شهر اصفهان) نشان دادند که عمده‌ترین چالش‌های توسعه کارآفرینی شهری عبارت‌اند از: کمبود زیرساخت‌های مناسب کارآفرینی (اعم از فیزیکی و دیجیتال)، محدودیت دسترسی به منابع مالی و سرمایه‌گذاری، به‌ویژه برای استارتاپ‌ها و کسب‌وکارهای نوپا، ضعف نظام آموزشی و مهارت‌آموزی کارآفرینی که به عدم آمادگی نیروی انسانی برای فعالیت‌های نوآورانه منجر می‌شود، کمبود حمایت‌های نهادی از سوی سازمان‌های دولتی و بخش خصوصی، چالش‌های اقتصادی کلان نظیر تورم، نوسانات بازار و عدم ثبات شرایط کسب‌وکار، ضعف در بازاریابی و جذب سرمایه‌گذاری خارجی، کم‌رغبتی یا عدم آگاهی شهروندان نسبت به فرایندهای کارآفرینی و مزایای مشارکت در آن و نبود سازوکارهای مؤثر برای تشویق و توسعه کسب‌وکارهای پایدار شهری. رضوانی و همکاران (۱۴۰۳)، نیز به این نتیجه رسیدند که

[1] Aristizábal et al., 2023

فرآیند توسعه کارآفرینی شهری در شهر تهران شامل عوامل اجتماعی، سیاست و قوانین، اقتصاد شهری، حکمروایی خوب شهری، عوامل فرهنگی شهری و عوامل کالبدی شهری است. همچنین سمواتی و همکاران (۱۴۰۱)، دریافتند که بین شاخص‌های حکمروایی خوب شهری با کارآفرینی شهری ارتباط معناداری وجود دارد و کارآفرینی شهری بیشترین ارتباط را با شاخص کارآیی و اثربخشی و کمترین ارتباط را شاخص دیدگاه راهبردی دارد، همچنین تأکید کردند که شاخص‌های حکمروایی بر کارآفرینی شهری همدان تأثیر مثبت و معناداری دارند. از بین شاخص‌های حکمروایی خوب شهری، شاخص‌های تمرکززدایی، کارآیی و اثربخشی، قانونمندی و مشارکت به ترتیب بیشترین تأثیر را بر کارآفرینی شهری همدان دارند. یافته‌های رضایی و همکاران (۱۴۰۰)، نشان می‌دهد عوامل اقتصادی-حمایتی مهم‌ترین متغیر مؤثر بر کارآفرینی در راستای دستیابی به اقتصاد پایدار شهری است. به‌طورکلی، محدوده موردمطالعه با داشتن قابلیت‌های بسیار می‌تواند پتانسیل تبدیل‌شدن به یک شهر کارآفرین را داشته باشد. فراهم کردن تسهیلات حمایتی و اقتصادی نیز می‌تواند بیشترین نقش را در این زمینه ایفا کند. ژانگ و پانگ (۲۰۲۵)، در مطالعه خود با محوریت توسعه کارآفرینی در چین از دیدگاه کارآفرینی شهری و خانگی دریافتند که تأمین مالی دیجیتال نقش مهمی در ترویج کارآفرینی شهری و خانگی ایفا می‌کند. ضیایی و همکاران (۲۰۲۱) نیز نشان دادند که ابعاد اصلی مدل کارآفرینی شهری را عوامل علی، عوامل مداخله‌گر و شرایط زمینه‌ای تشکیل می‌دهد. مطالعه دانا و همکاران (۲۰۲۲)، حاکی از این است که کارآفرینی شهری با استفاده و بهره‌مندی از فناوری‌های دیجیتال با توجه به نیازهای جدید شهرها و دستیابی به پایداری کسب‌وکار در شهرهای هوشمند، بنگاه‌های موردمطالعه را در دو بعد کمی و کیفی ایجاد و توسعه می‌دهد. ونگ و هو (۲۰۲۳)، نیز ارتباط بین قیمت مسکن و کارآفرینی شهری را اثبات کردند و دیکینسون[1](۲۰۲۰)، نیز اهمیت زمینه در درک اهمیت استقلال بین نهادها، شبکه‌ها و کارآفرینی در ارتقای توسعه اقتصادی برجسته کرده است.

۳. روش تحقیق

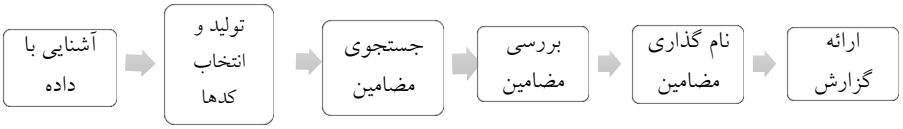
این مطالعه براساس پارادایم فلسفی تفسیرگرایی انجام شده است و ماهیتی اکتشافی دارد و براساس رویکرد ترکیبی استقرا_قیاس و روش آمیخته کیفی_ کمی انجام شده است. داده‌های این پژوهش از نوع میدانی می‌باشند که در بخش کیفی و کمی به ترتیب از طریق مصاحبه نیمه ساختاریافته و پرسشنامه گردآوری شده‌اند. با توجه به هدف پژوهش تحت عنوان شناسایی عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران از روش تحلیل مضمون در بخش کیفی جهت شناسایی عوامل از طریق نرم‌افزار مکس‌کیودا نسخه ۲۰۲۰ استفاده شده است. در بخش کمی عوامل پژوهش از طریق تحلیل

[1] Dickinson, 2020

عاملی تأییدی اعتبار در بستر نرم‌افزار اسمارت‌پی‌ال‌اس عوامل شناسایی‌شده ارزیابی شده است. خبرگان این مطالعه در بخش کیفی شامل ۱۰ نفر از متخصصان حوزه زمینه کارآفرینی شهری و سازمانی می‌باشند که به روش نمونه‌گیری هدفمند انتخاب شده‌اند و حجم خبرگان براساس معیار رسیدن به اشباع اطلاعاتی تعیین شده است. در بخش کیفی از طریق ضریب هولستی که روشی بر اساس توافقات میان دو یا چند محقق یا ارزیاب است پایایی داده‌ها و نتایج کیفی ارزیابی شده است. ضریب هولستی به‌دست‌آمده معادل ۸۲/۶ می‌باشد که دلالت بر پایایی نتایج به‌دست‌آمده دارد.

٤. یافته‌ها

در راستای تحقق، اهداف پژوهش و شناسایی عوامل مؤثر بر کارآفرینی شهری در شهرداری تهران و جهت تجزیه‌وتحلیل داده‌های کیفی از تحلیل مضمون و به روش ارائه‌شده از سوی براون و کلارک[1] (۲۰۰۶)، در بستر فضای نرم‌افزار مکس‌کیودا استفاده شده است. شکل شماره (۱)، شامل گام‌ها و فرآیند تحلیل مضمون می‌باشد که در پژوهش حاضر مورد اجرا قرار گرفته است.



شکل (۱): مراحل تحلیل مضمون

منبع: براون و کلارک، ۲۰۰۶

در این پژوهش و براساس انجام فرآیند ارائه شده در شکل (۱)، در نهایت عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران شناسایی شده‌اند. در جدول شماره (۱)، فرآیند شکل‌گیری و شناسایی مضامین، به‌عنوان عوامل اصلی و فرعی پژوهش مشخص شده است.

جدول (۱): نحوه شکل‌گیری کدهای تفسیری، مضامین فرعی، مضامین اصلی

مقوله‌های فراگیر	مضامین اصلی	مضامین فرعی	کدهای تفسیری یا محوری
عوامل درون‌سازمانی	ساختار سازمانی	ساختار سازمانی غیرمتمرکز	تخت بودن ساختار
			ساختار افقی
			تفویض اختیار به دیگران
			امکان مشارکت برابر اعضا در فرآیندها

[1] Braun & Clarke., 2006

مقوله‌های فراگیر	مضامین اصلی	مضامین فرعی	کدهای تفسیری یا محوری
			تمرکززدایی
		کاهش پیچیدگی‌های بوروکراسی (در اقدام به کارآفرینی)	تسریع تعاملات میان معاونت‌ها
			تسهیل در فرآیند استخدام کارکنان خلاق و متخصص جهت تیم‌سازی
			تسهیل قوانین و مقررات درون‌سازمانی جهت راه‌اندازی کارآفرینی
			کاهش مراحل اداری دریافت مجوز و...
		چابکی سازمانی	دادن اختیار عمل به دیگران در شرایط غیرقابل‌پیش‌بینی
			انعطاف‌پذیری در تقابل با شرایط محیطی
			انعطاف‌پذیری در تدوین و اجرای دستورالعمل‌های درون‌سازمانی کارآفرینانه
			پاسخگویی و واکنش سریع به نیازهای شهروندان
			فراخوان مشارکت عمومی در طرح‌های کارآفرینانه
	قابلیت‌های پویای سازمانی	مدیریت دانش	کسب دانش کارآفرینانه
			یادگیری جمعی
			اشتراک‌گذاری دانش میان معاونت‌ها
			دسترسی به اطلاعات و داده‌ها
			شفافیت اطلاعات
			انتقال دانش به کلیه کارکنان
		تأمین منابع مالی	تخصیص بودجه به طرح‌های کارآفرینانه
			جذب سرمایه‌گذاران پرخطر
			تأمین مالی از طریق جذب سرمایه جمعی
		دوسوتوانی سازمانی	تحلیل بازار و روندها
			شناسایی و کشف فرصت‌های بازار
			تبدیل ایده به نوآوری
			تشکیل کارگروه‌ها و کمیته‌های تخصصی
			تحقیق و توسعه
			به‌کارگیری ابزارهای دیجیتال
			به‌کارگیری ابزارهای هوش مصنوعی
			تشکیل گروه‌های سازمانی جهت خلق ایده
	فرهنگ‌سازمانی	جهت‌گیری کارآفرینانه یا فرهنگ کارآفرینانه	نوآوری
			ریسک‌پذیری کارکنان
			فعال بودن شهرداری در کارآفرینی و بازار

مقوله‌های فراگیر	مضامین اصلی	مضامین فرعی	کدهای تفسیری یا محوری
			پیشگامی شهرداری در مقایسه با نهادهای عمومی
		آرمان مشترک	داشتن هدفی مشترک در شهرداری
			ارزش‌ها و باورهای مشترک در شهرداری
	سرمایه اجتماعی	شبکه‌سازی	پیوند شهرداری با تجارب و ایده‌های کارآفرینان برتر
			برگزاری سمینارها و کنفرانس‌های کارآفرینی توسط شهرداری
			ارتباط و همکاری با انجمن‌های کارآفرینی
			تدوین و ابلاغ دستورالعمل‌های مشترک فراسازمانی
			ارتباط و همکاری شهرداری صنعت، دولت، دانشگاه
	مدیریت منابع انسانی	تخصص‌گرایی	انتصاب افراد متخصص در مدیریت عالی شهرداری
			استخدام کارکنان متخصص و با مهارت
			انتصاب و انتخاب مدیران تحول‌آفرین و پشتیبان
		توانمندسازی نیروی انسانی	توسعه مهارت‌های نرم کارکنان
			آموزش‌های تخصصی به کارکنان فعال
			بادگیری جمعی
			تشکیل گروه‌های سازمانی جهت خلق ایده
			ایجاد فرصت‌های یادگیری و توسعه حرفه‌ای
		سیاست‌های تشویقی و پاداشی	تعیین پاداش برای کارکنان خلاق و فعال
			معرفی و تقدیر از کارکنان خلاق و نوآور
			ارتقای شغلی بر اساس عملکرد
عوامل برون‌سازمانی	حاکمیت نهادی	ثبات سیاسی	ثبات سیاسی در کشور و تهران
			اختلاف احزاب
			امنیت در کشور به‌ویژه پایتخت
			جابجایی مسئولین رتبه بالای کشوری
		حاکمیت قانونی – نظارتی	تدوین قوانین و مقررات مناسب کارآفرینی از سوی دولت
			اجرای قوانین و عملی کردن قوانین توسط سازمان‌های ذی‌ربط
			حذف رانت‌ها
			کنترل فسادهای حزبی
			رعایت حقوق و قوانین مالکیت معنوی
	بستر اقتصادی	شرایط بازار	تورم
			نوسانات ارز
			محدودیت‌های صادرات و واردات

مقوله‌های فراگیر	مضامین اصلی	مضامین فرعی	کدهای تفسیری یا محوری
			رکود اقتصادی
		سیاست‌های پولی و مالی دولت	نرخ بهره بانکی (سود بانکی)
			اعطای وام و تسهیلات مالی
			نرخ مالیاتی تعیین شده در سال
	زیرساخت‌های شهری	مدیریت پسماند	تفکیک زباله‌های شهری
			تفکیک زباله‌های صنعتی و سازمانی
			بازیافت زباله‌ها
		سیستم حمل‌ونقل	توسعه حمل‌ونقل هوشمند
			توسعه حمل‌ونقل عمومی
			هزینه حمل‌ونقل
		اینترنت پرسرعت و پهنای باند	هزینه‌های اینترنت
			دسترسی به اینترنت پرسرعت
			اینترنت نسل ۵
			افزایش پهنای باند
		شبکه‌های توزیع انرژی	دسترسی به انرژی‌های آب، برق و گاز
			تولید و دسترسی به انرژی‌های تجدیدپذیر مانند انرژی‌های بادی و آفتابی، زیست‌توده

بخش کمی این پژوهش، شامل استفاده از تکنیک‌های معادلات ساختاری جهت اعتبار سنجی مدل استخراج شده در بخش کیفی می‌باشد که از طریق نرم‌افزار اسمارت‌پی‌ال‌اس انجام شده است. حجم نمونه در این مرحله ۱۵۰ نفر از کارکنان شهرداری‌های استان تهران و سایر شهرستان‌ها و همچنین متخصصین حوزه کارآفرینی می‌باشد که به روش در دسترس انتخاب شده‌اند. بعد از شناسایی عوامل در بخش کیفی پرسشنامه‌ای در قالب ۸۱ سؤال (سنجه) که همان گزاره‌های خبری یا کدهای تفسیری می‌باشد در قالب طیف پنج‌تایی لیکرت تنظیم و در اختیار نمونه آماری قرار داده شده است و بعد از گردآوری داده از طریق تکنیک‌های معادلات ساختاری اعتبارسنجی مدل انجام شده است و فرضیه تأثیر عوامل شناسایی‌شده مورد آزمون قرار گرفته است.

تحلیل عاملی تأییدی، یکی از قدیمی‌ترین روش‌های آماری است که برای بررسی ارتباط بین متغیرهای پنهان (متغیرهای اصلی) و متغیرهای مشاهده‌شده (گویه‌های پرسشنامه) به کار برده می‌شود و بیانگر مدل اندازه‌گیری است در تحلیل عاملی تأییدی پیش‌فرض اساسی آن است که هر عاملی با زیرمجموعه خاصی از متغیرها ارتباط دارد. حداقل شرط لازم برای تحلیل عاملی تأییدی این است که پژوهشگر در مورد تعداد عامل‌های مدل، قبل از انجام تحلیل، پیش‌فرض معینی داشته باشد، ولی درعین‌حال پژوهشگر می‌تواند انتظارات خود مبنی بر روابط بین متغیرها و عامل‌ها را نیز در تحلیل وارد کند. برای ارزیابی

اعتبارسنجی مدل‌های اندازه‌گیری مقادیر زیر را محاسبه کرده و در صورت برآورده شدن شرایط مندرج در جدول ۲، می‌توانیم ادعا کنیم که مدل اندازه‌گیری از شرایط مناسب و مطلوبی برقرار است.

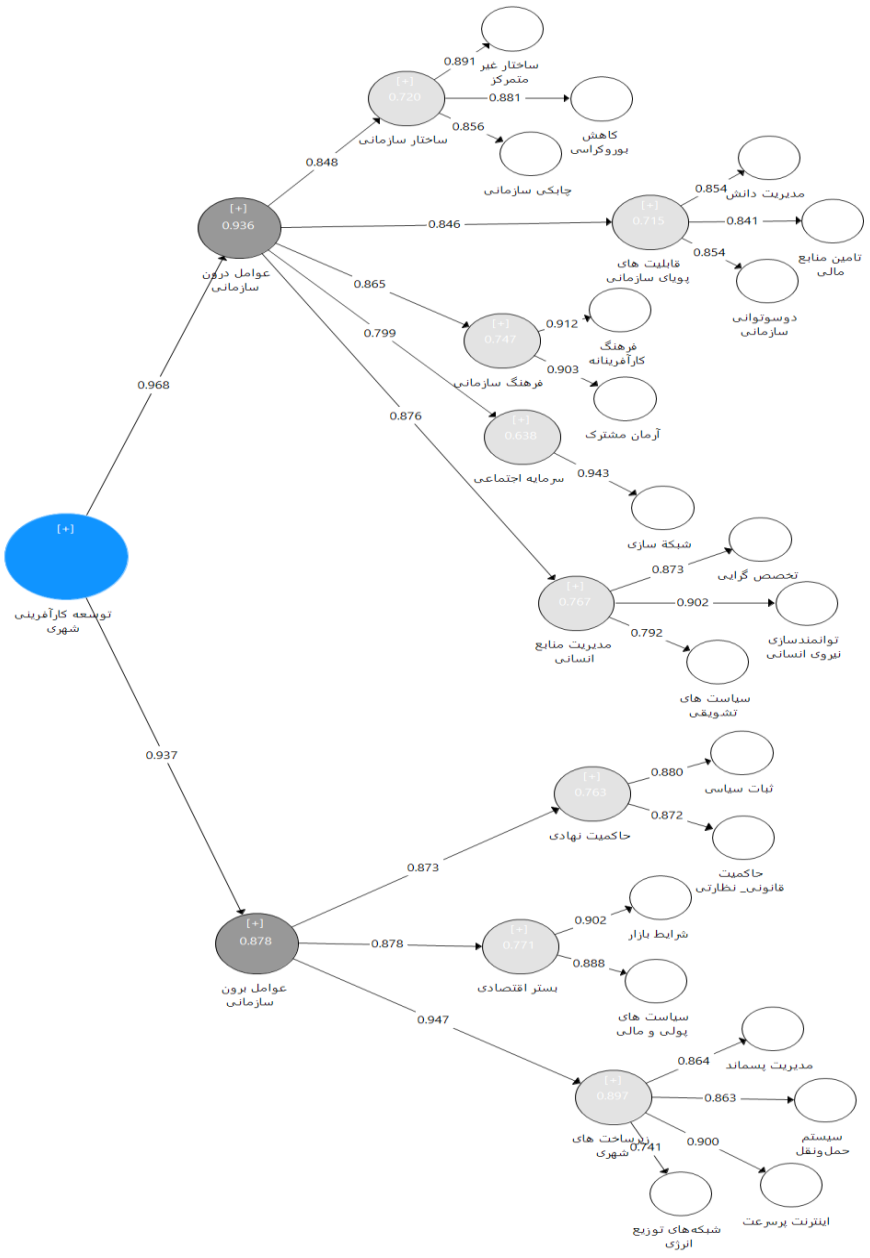
جدول (۲): شرایط تحلیل عاملی تأییدی

شاخص	حد مجاز	منبع
پایایی	پایایی ترکیبی و آلفای کرونباخ بالای ۰/۷ باشند.	(جوزپ و همکاران[1]، ۲۰۱۶)
روایی همگرا	بارهای عاملی باید معنادار باشند (t>1/96) بارهای عاملی استاندارد باید بزرگ‌تر از 0/4 باشد. CR>AVE AVE>0/5 Rho_A>0/7	
روایی واگرا	AVE>MSV	
شاخص‌های برازش مدل	GOF>0/36 SRMR<0/1	

*AVE: Average variance Extracted, CR: Construct Reliability, MSV: Maximum Shared Squared variance, GOF; Goodness of fit

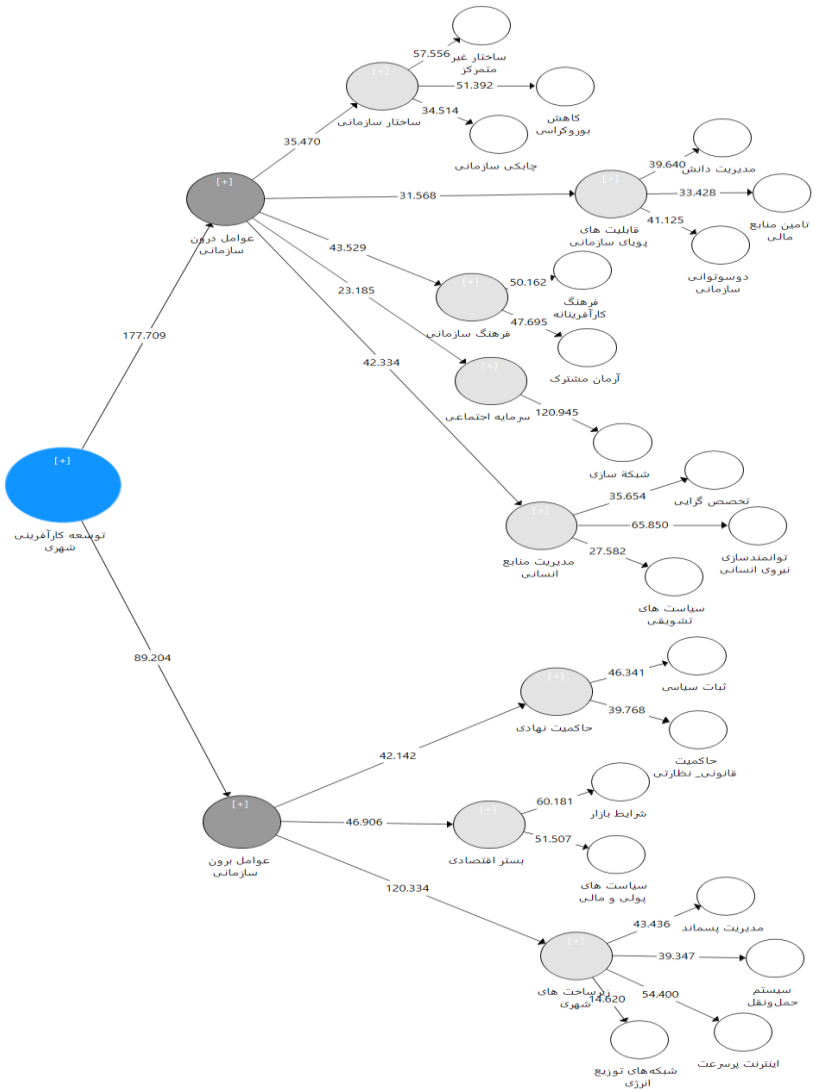
بار عاملی مقدار عددی است که میزان شدت رابطه میان یک متغیر پنهان و متغیر آشکار مربوطه را طی فرآیند تحلیل مسیر مشخص می‌کند. هرچه مقدار بار عاملی یک شاخص در رابطه با یک سازه مشخص بیشتر باشد، آن شاخص سهم بیشتری در تبیین آن سازه ایفا می‌کند. همچنین اگر بار عاملی یک شاخص منفی باشد، نشان‌دهنده تأثیر منفی آن در تبیین سازه مربوطه می‌باشد. معمولاً بارهای عاملی با مقدار کمتر از ۰/۳ یا ۰/۴ به‌عنوان ضعیف تلقی می‌شوند و ممکن است در مدل نهایی لحاظ نشوند. بارهای بالاتر از ۰/۵ تا ۰/۷ نشان‌دهنده رابطه معنادارتر بین متغیر و عامل هستند. همان‌گونه که در نمودار شماره ۱ مشخص شده است مقادیر بار عاملی به‌دست‌آمده که بیانگر روابط میان متغیرهاست بالاتر ۰/۷ می‌باشد و که نشان‌دهنده رابطه معنادار و اثرگذاری میان متغیرهاست. در نمودار (۱)، و نمودار (۲)، مدل روابط میان متغیرهای پنهان و آشکار که نتایج اندازه‌گیری بارعاملی و روابط معنادار می‌باشد ارائه شده است.

[1] Joseph et al., 2016



نمودار (۱): مقادیر بارهای عاملی استاندارد

منبع: یافته های تحقیق



نمودار (۲): معناداری بارهای عاملی

منبع: یافته های تحقیق

بعد از تعیین بارهای عاملی از طریق روش آلفای کرونباخ و پایایی مرکب میزان پایایی متغیرهای پژوهش اندازه‌گیری شده است. شاخص آلفای کرونباخ فرض بر این دارد که متغیرهای مشاهده‌پذیر هر مدل اندازه‌گیری دارای وزن‌های یکسانی هستند و درواقع اهمیت نسبی آن‌ها را باهم برابر می‌گیرد. به‌منظور

رفع این مشکل از شاخص عنوان پایایی مرکب کمک گرفته می‌شود. در این شاخص به علت اینکه هنگام محاسبه، از بارهای عاملی گویه‌ها استفاده می‌شود، مقادیر پایایی مرکب را نسبت به آلفای کرونباخ بیشتر و بهتر نشان می‌دهد. جدول ۳، شامل ضرایب پایایی پژوهش می‌باشد.

جدول (۳): آلفای کرونباخ و پایایی مرکب

متغیر	آلفای کرونباخ	پایایی همگون	پایایی مرکب
توسعه کارآفرینی شهری	۹۶۲/۰	۹۶۴/۰	۹۶۵/۰
عوامل برون‌سازمانی	۹۲۲/۰	۹۲۶/۰	۹۳۳/۰
عوامل درون‌سازمانی	۹۴۳/۰	۹۴۵/۰	۹۴۸/۰
ساختار سازمانی	۸۴۷/۰	۸۵۲/۰	۸۸۷/۰
قابلیت‌های پویای سازمانی	۸۱۹/۰	۸۲۱/۰	۸۶۹/۰
فرهنگ‌سازمانی	۸۱۸/۰	۸۱۹/۰	۸۸۰/۰
سرمایه اجتماعی	۷۸۲/۰	۷۸۳/۰	۹۰۲/۰
مدیریت منابع انسانی	۸۶۱/۰	۸۶۴/۰	۸۹۷/۰
حاکمیت نهادی	۷۵۴/۰	۷۶۲/۰	۸۴۴/۰
بستر اقتصادی	۷۸۶/۰	۷۸۸/۰	۸۶۲/۰
زیرساخت‌های شهری	۸۷۲/۰	۸۸۲/۰	۹۰۰/۰
ساختار غیرمتمرکز	۸۸۹/۰	۸۹۱/۰	۹۲۰/۰
چابکی سازمانی	۸۴۴/۰	۸۶۶/۰	۸۸۹/۰
کاهش بوروکراسی	۸۶۹/۰	۸۷۴/۰	۹۰۶/۰
مدیریت دانش	۸۴۲/۰	۸۴۶/۰	۸۸۳/۰
تأمین منابع مالی	۶۹۳/۰	۷۰۰/۰	۸۲۹/۰
دوسوتوانی سازمانی	۸۹۱/۰	۸۹۸/۰	۹۱۳/۰
فرهنگ کارآفرینانه	۸۲۷/۰	۸۳۲/۰	۸۸۵/۰
آرمان مشترک	۷۸۱/۰	۷۸۱/۰	۹۰۱/۰
شبکه‌سازی	۸۷۴/۰	۸۹۶/۰	۹۰۸/۰
تخصص گرایی	۸۴۰/۰	۸۴۴/۰	۹۰۳/۰
توانمندسازی نیروی انسانی	۸۷۰/۰	۸۸۳/۰	۹۰۵/۰
سیاست‌های تشویقی	۶۷۵/۰	۷۰۸/۰	۸۱۸/۰
ثبات سیاسی	۸۴۹/۰	۸۵۷/۰	۸۹۹/۰
حاکمیت قانونی_ نظارتی	۸۳۷/۰	۸۴۳/۰	۸۸۵/۰
شرایط بازار	۸۰۷/۰	۸۲۷/۰	۸۷۴/۰
سیاست‌های پولی و مالی	۷۳۰/۰	۷۳۸/۰	۸۴۷/۰
مدیریت پسماند	۸۴۱/۰	۸۶۳/۰	۹۰۴/۰

متغیر	آلفای کرونباخ	پایایی همگون	پایایی مرکب
سیستم حمل‌ونقل	۶۸۹/۰	۷۰۶/۰	۸۲۸/۰
اینترنت پرسرعت	۸۸۸/۰	۸۹۳/۰	۹۲۳/۰
شبکه‌های توزیع انرژی	۶۶۸/۰	۶۷۳/۰	۸۵۷/۰

منبع: یافته های تحقیق

نتایج بررسی ضرایب آلفای کرونباخ و پایایی مرکب در جدول (۳)، نشان داد که مقادیر این شاخص‌ها برای همه متغیرهای پنهان، بیشتر از ۰/۷ است و بنابراین پایایی ابزارهای اندازه‌گیری با استفاده از این دو شاخص هم تأیید شد (هنسلر و همکاران،[1] ۲۰۰۹ و هیر[2]، ۲۰۱۷).

همچنین جهت سنجش روایی پژوهش از روایی همگرا[3] استفاده شده است. منظور از شاخص روایی همگرا سنجش میزان تبیین متغیر پنهان توسط متغیرهای مشاهده‌پذیر آن است (بارکلی و همکاران،[4] ۱۹۹۵). برای شاخص متوسط واریانس استخراج شده[5] حداقل مقدار ۰/۵ مقدار قابل قبولی است که این مقدار نشان‌دهنده این است که متغیرهای مشاهده‌پذیر حداقل ۵۰ درصد واریانس متغیر پنهان خود را تبیین می‌کند. در جدول ۴، نتایج روایی همگرا حاکی از این است که مقادیر واریانس استخراج شده همه متغیرهای پنهان مقادیری بیش از ۰/۵ به خود اختصاص دادند. بر این اساس می‌توان گفت: روایی همگرای ابزارهای اندازه‌گیری با استفاده از شاخص میانگین واریانس استخراج شده، تأیید شد.

جدول (٤): میانگین واریانس استخراج شده

متغیر	Average Variance Extracted (AVE)
توسعه کارآفرینی شهری	۵۰۹/۰
عوامل برون‌سازمانی	۵۶۷/۰
عوامل درون‌سازمانی	۵۳۵/۰
ساختار سازمانی	۵۶۸/۰
قابلیت‌های پویای سازمانی	۵۲۶/۰
فرهنگ‌سازمانی	۶۴۷/۰
سرمایه اجتماعی	۸۲۱/۰
مدیریت منابع انسانی	۵۹۴/۰
حاکمیت نهادی	۵۷۶/۰

[1] Henceler et al., 2009
[2] Hair, 2017
[3] Convergent Validity
[4] Barclay et al., 1995
[5] Average Variance Extracted (AVE)

متغیر	Average Variance Extracted (AVE)
بستر اقتصادی	۶۱۰/۰
زیرساخت‌های شهری	۵۳۵/۰
ساختار غیرمتمرکز	۶۹۷/۰
چابکی سازمانی	۶۲۰/۰
کاهش بوروکراسی	۶۵۹/۰
مدیریت دانش	۵۵۸/۰
تأمین منابع مالی	۶۱۸/۰
دوسوتوانی سازمانی	۵۶۹/۰
فرهنگ کارآفرینانه	۶۵۹/۰
آرمان مشترک	۸۲۱/۰
شبکه‌سازی	۶۶۴/۰
تخصص‌گرایی	۷۵۷/۰
توانمندسازی نیروی انسانی	۶۵۷/۰
سیاست‌های تشویقی	۶۰۱/۰
ثبات سیاسی	۶۹۰/۰
حاکمیت قانونی_ نظارتی	۶۰۷/۰
شرایط بازار	۶۳۶/۰
سیاست‌های پولی و مالی	۶۴۹/۰
مدیریت پسماند	۷۵۹/۰
سیستم حمل‌ونقل	۶۱۸/۰
اینترنت پرسرعت	۷۵۰/۰
شبکه‌های توزیع انرژی	۷۵۰/۰

منبع: یافته های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

پژوهش حاضر با هدف ارائه الگوی مناسب عوامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران انجام گردید. الگوی این رساله شامل عوامل درون‌سازمانی از قبیل فرهنگ‌سازمانی، ساختار سازمانی، قابلیت‌های پویای سازمان، مدیریت منابع انسانی و سرمایه اجتماعی شهرداری می‌باشد و عوامل برون سازمان نیز شامل بستر اقتصادی، زیرساخت‌های شهری و حاکمیت نهادی کشور است در سازمان عمومی شهرداری، توسعه کارآفرینی شهری را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این مطالعه نیز هم‌راستا با

نتایج پژوهش‌های نالدی و همکاران (۲۰۲۰)، موریس و جونز[1] (۱۹۹۹)، فرهنگ‌سازمانی به‌عنوان یک عامل مهم در توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری شناخته‌شده است و به معنای داشتن هدف و باوری مشترکی و تعریف‌شده میان کلیه اعضا و پرسنل شهرداری است و لازمه این فرهنگ داشتن جهت‌گیری گیری کارآفرینانه یعنی ترویج و گرایش به ریسک‌پذیری کارکنان، پیشگام بودن شهرداری در شناسایی نیازهای بازار جهت رفع نیاز با رویکردی کارآفرینانه و رفاه جامعه است. در شکل (۱)، زیر معیارهای فرهنگ‌سازمانی در قالب مدل ترسیم شده است.

ساختار سازمانی نقش مهمی در شکل دادن به رفتار کارکنان و نتایج سازمانی دارد. لازمه کارآفرین شدن داشتن روابط غیررسمی و حذف ساختار سلسه مراتبی و تمرکز قدرت در دست یک شخص است. انعطاف‌پذیری در فرآیندها می‌تواند روحیه و حس مشارکت را میان اعضای تیم افزایش دهد. در این پژوهش خبرگان تأکید داشتند ساختار سازمانی در ترویج و توسعه کارآفرینی در انواع مختلف در سازمان‌های همچون شهرداری نقش غیرقابل‌انکاری دارد. این نتیجه با نتایج پژوهش امیر و خان[2] (۲۰۲۳)، مشابه و هم‌راستا می‌باشد. امیر و خان حتی توسعه فرهنگ نوآوری و خلاقیت در یک سازمان و شرکت کارآفرین را نیز وابسته به ساختار یک سازمان کارآفرین می‌دانند. این نتیجه همچنین هم‌راستا با پژوهش کیم و بیهر[3] (۲۰۲۳)، نیز می‌باشد. آن‌ها در مطالعه خود دریافتند که برای این‌که رفتار کارآفرینانه کارکنان رخ دهد، نیاز انعطاف‌پذیری بیشتر، احساس قدرت، کنترل‌های رسمی/سخت کمتر و ارتباطات باز اهمیت بسیاری دارد. توانایی سازمان در بازطراحی و یکپارچه‌سازی، ساختن و صورت‌بندی مجدد قابلیت‌های درونی و بیرونی برای مواجهه با تغییر سریع محیط، قابلیت پویا نامیده می‌شود. کشف فرصت‌ها در محیط بیرونی و بهره‌برداری از این فرصت‌ها و تبدیل محصول یا فرآیندی نوآوری گام اول در کارآفرینی است و یک کارآفرین در قالب سازمان نیز از این قاعده مستثنی نیست. از سوی دیگر شناسایی فرصت و تبدیل به نوآوری نیازمند دانش است و یک سازمان در صورت خلأ دانش باید از طریق توسعه منابع انسانی و تشکیل یک کمیته جهت بهره‌برداری از فرصت و ایده شکل گرفته موجود یا از طریق کسب دانش از منابع بیرونی دانش لازم را به سازمان منتقل کند و زمینه را برای اشتراک دانش میان کارکنان خود فراهم کند و اطلاعات سازمان بدون هیچ جهت‌گیری در اختیار کارکنان خود قرار دهد و کلیه امور نیازمند تخصیص منابع مالی است و یک سازمان همچون شهرداری باید بتواند تأمین اعتبار کند و حتی زمینه را برای جذب سرمایه خارج از سازمان فراهم کند. کلیه این موارد فرآیند براساس تعریف ارائه شده از قابلیت‌های پویا را می‌توان به‌عنوان قابلیت‌های پویای سازمان تعریف کرد که خبرگان

[1] Morris & Jones, 1999
[2] Ameer & Khan, 2023
[3] Kim & Beehr, 2023

در مصاحبه خود به آن‌ها اشاره زیادی داشته‌اند. این نتیجه با یافته پژوهش دیاس و همکاران [1] (۲۰۲۳)، هم‌راستا می‌باشد. دیاس و همکاران (۲۰۲۳)، العموش [2] (۲۰۲۱)، معتقدند قابلیت‌های سازمانی در مدیریت منابع داخلی و خارجی جهت تحقق اهداف پشتیبان عملکرد کارآفرینانه سازمان‌ها می‌باشد. سرمایه اجتماعی در کسب‌وکارها و سازمان‌ها کارآفرین به شبکه‌ها و روابطی ازجمله دوستان، همکاران و سایر تماس‌ها اشاره دارد که کارآفرینان برای فرصت‌ها و حمایت‌ها به آن‌ها تکیه می‌کنند. مشارکت سهامداران از بخش‌های دولتی، خصوصی و غیرانتفاعی در سرمایه اجتماعی، تبادل دانش را برای توسعه محصول و نوآوری تسهیل می‌کند. در این پژوهش براساس نتایج تحلیل داده‌های کیفی این نتیجه حاصل شد که شهرداری باید با سایر بازیگران اکوسیستم کارآفرینی از قبیل کارآفرینان موفق شهر و حتی کشور، با دانشگاه‌ها و سایر سازمان‌های دولتی ارتباط برقرار کنند تا بتواند از حمایت‌های مالی و دانشی آن‌ها استفاده کند. این نتیجه از پژوهش، با نتایج پژوهش‌های ساهاسرانامام و نانداکومار [3] (۲۰۲۰)، ونگویسیسین و تونگ [4] (۲۰۲۵)، لطافت و کریمی‌طاهر (۱۴۰۱)، مشابه می‌باشد. این محققین معتقدند کارآفرین چه فردی و چه شرکتی یا سازمانی باید شبکه از روابط را با افراد و سازمان‌ها ایجاد کنند تا بتواند در صورت نیاز از امکانات، دانش و حتی منابع مالی آن‌ها جهت توسعه کار خود استفاده کنند.

داشتن کارکنان و مدیران توانمند متخصص یک فرض پذیرفته‌شده در تئوری‌های مدیریت سازمان و تئوری‌های کارآفرینی جهت موفقیت و توسعه عملکرد سازمان و کسب‌وکار است. در این پژوهش نیز این یافته به‌دست‌آمده است که داشتن کارکنانی مدیران و کارکنان متخصص و با مهارت می‌تواند اهداف یک سازمان جهت توسعه کارآفرینی شهری را تسریع بخشد. همچنین شهرداری در صورت عدم مهارت کارکنان باید استراتژی‌های جهت توسعه توانمندی منابع انسانی خود اتخاذ کند و انتصاب مدیران متخصص و استخدام کارکنان با مهارت در بدو استخدام ازجمله عواملی هستند که می‌تواند توسعه کارآفرینی در شهرداری را تحت تأثیر قرار دهد. شهرداری به‌طورکلی می‌توان گفت مدیریت منابع سازمانی ازجمله عوامل مهم توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری است. براساس این نتیجه به‌دست‌آمده، پژوهش حاضر هم‌راستا با نتایج (کیم و بیهر، ۲۰۲۳)، والدمن [5] (۲۰۲۴)، ابراهیمی‌دینانی و همکاران (۱۴۰۰)، می‌باشد. آن‌ها دریافتند توانایی کارکنان برای استفاده از فرصت‌های کارآفرینی هم به نفع سازمان‌ها و هم به نفع اقتصاد ملی است.

حاکمیت نهادی ازجمله عوامل محیطی خارجی است که در این پژوهش به‌عنوان عامل مؤثر بر توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران انتخاب شده است. ادبیات پژوهش نیز بر این عامل تأکید زیادی

[1] Dias et al., 2023
[2] Al-Omoush, 2021
[3] Sahasranamam & Nandakumar, 2020
[4] Vongvisitsin & Tung, 2025
[5] Waldman, 2024

داشته است. محققینی از قبیل لی و همکاران (۲۰۲۴)، استاندرت و همکاران[1] (۲۰۲۵)، لوکاس[2] (۲۰۲۴)، هاسکیسون و همکاران[3] (۲۰۱۳)، در مطالعات خود دریافتند ترتیبات نهادی و کیفیت نهادی در کشورهای مختلف (یا مناطق) دلایل مهمی برای تفاوت در فعالیت‌های کارآفرینی هستند. یک محیط نهادی با کیفیت بالا نه‌تنها یک چارچوب قانونی پایدار و حمایت از حقوق مالکیت را فراهم می‌کند، بلکه هزینه‌های ورود به بازار را برای کارآفرینان کاهش می‌دهد. آدرچ و همکاران[4] (۲۰۲۴)، دریافت دولت‌ها می‌توانند مقررات را در بسیاری از حوزه‌های مرتبط با کارآفرینی آزمایش کنند، مانند ثبت کسب‌وکار، تنظیم بازار محصول، چارچوب‌های مالکیت معنوی، ثبت دارایی، مجوزها و مجوزها، الزامات تجاری و ساختارهای مالیاتی. رگولاتورها می‌توانند اقدامات زیادی را انجام دهند که محیط کارآفرینی را شکل می‌دهد. به‌عنوان‌مثال، مدارک ثبت کسب‌وکار ممکن است به هزینه‌ای نیاز نداشته باشد، اما ممکن است به اسناد متعددی نیاز داشته باشد که به‌نوبه خود تکمیل آن زمان و منابع بیشتری را می‌طلبد. به‌طور مشابه، مجوزها ممکن است یک فرآیند درخواست ساده داشته باشند، اما این مراحل می‌تواند شامل الزامی برای تکمیل اسناد مرتبط باشد و سناریویی را ایجاد کند که در آن یک مرحله به تکمیل مرحله قبلی بستگی دارد. بنابراین، چگونگی تأثیر مقررات بر کارآفرینان مهم است. آی‌پک و همکاران[5] (۲۰۲۳)، در مطالعه خود دریافت بازار در دهه‌های گذشته دستخوش دگرگونی و پویایی‌های بوده است که منجر به ظهور فناوری پیشرفته، رقابت بی‌پایان و فرصت‌ها و چالش‌های جدید شده است و محققین معتقدند که تمایل کارآفرینی فرآیند یادگیری بازار را تسریع می‌کند، نیاز به کنترل ابهامات محیطی را شناسایی می‌کند و از ریسک‌پذیری منطقی حمایت می‌کند و شرکت‌هایی که نوآوری، خلاقیت، ریسک‌پذیری بالاتر دارند عمدتاً با موقعیت‌های نامطمئن و مخاطره‌آمیز مواجه می‌شوند که شانس بیشتری را برای توسعه به همراه می‌آورد شرایط بازار در کنار نوآوری و ریسک‌پذیری کارآفرینان جهت استفاده از فرصت‌ها در بازار متلاطم و پویا به آن‌ها کمک می‌کند تا با کمک هم‌افزایی در سازمان خود برای عملکرد بهتر و توسعه عملکرد خود فوق‌العاده تلاش کنند. کاستانو و همکاران[6] (۲۰۱۵) و مندرز- پیکازو[7] (۲۰۲۱)، در مطالعه دریافتند که عوامل اقتصادی در قالب یک عامل اقتصادی توسعه کارآفرینی و گرایش به کارآفرینی را تحریک می‌کند. همچنین لی و همکاران (۲۰۲۴)، بیان کردند که سیاست‌ها و مشوق‌های حمایتی دولت، مانند معافیت‌های مالیاتی و تسهیلات مالی، نیز رفتار کارآفرینانه را به‌شدت تحریک می‌کنند.

[1] Standaert et al., 2025
[2] Lucas, 2024
[3] Hoskisson et al., 2013
[4] Audretsch et al., 2024
[5] İpek et al., 2023
[6] Castaño et al., 2015
[7] Méndez-Picazo, 2021

تأسیسات و زیرساخت‌های شهری از قبیل مدیریت پسماند، منابع انرژی، حمل‌ونقل عمومی زیربناهای اصلی جهت رفاه و توسعه اجتماعی و اقتصادی یک شهر محسوب شود. دسترسی و کیفیت زیرساخت‌ها می‌تواند توسعه مشاغل و کسب‌وکارها را به‌طور عام و فعالیت‌های کارآفرینانه را تسریع بخشد. در این مطالعه زیرساخت‌های شهری به‌عنوان یکی از عوامل مهم در توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران شناسایی شده است. عصر حاضر عصر فناوری اطلاعات و عصر هوش مصنوعی است و زیرساخت اینترنت رکنی اساسی جهت فعالیت در این عصر است. محققینی همچون (گوا و همکاران[1] ۲۰۲۴)، دیویدسون و همکاران[2] (۲۰۲۰)، روبر و فیشر[3] (۲۰۱۱)، ژو و همکاران[4] (۲۰۲۳)، در مطالعات دریافتند که اینترنت به‌عنوان یکی از زیرساخت‌های شهری توسعه کارآفرینی را تقویت می‌کند و امکان دسترسی سریع و ارزان‌تر به اطلاعات را برای کارآفرینان فراهم می‌کند. همسو با این پژوهش‌ها اینترنت و پهنای باند می‌تواند توسعه کارآفرینی شهری در سطح شهر را افزایش دهد. در این مطالعه این نتیجه حاصل شده است که مدیریت پسماند می‌تواند بر توسعه کارآفرینی شهری تأثیر داشته باشد در شرایطی که در ایران مدیریت پسماند یک چالش است و دفع زباله‌های صنعتی و خانگی و بهداشتی همواره منجر به چالش‌های محیطی، اجتماعی و ... شده است. مشابه با این نتیجه، دودین و همکاران[5] (۲۰۱۹)، در مطالعه خود دریافتند که مدیریت پسماند ازجمله عواملی است که می‌تواند کارآفرینی‌های از قبیل کارآفرینی محیطی را تقویت کند. در هر شهری که از حیث پایداری محیطی و مدیریت پسماندهای شهری و صنعتی شرایط مناسبی داشته باشد بستر را برای جذب سرمایه‌گذار و جذب کارآفرینان بالقوه فراهم می‌کند.

در پایان این پژوهش براساس نتایج به‌دست‌آمده جهت توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری تهران، پیشنهاد می‌شود که شهرداری با ایجاد یک ساختار سازمانی منعطف و کارآمد بتواند بستر و محیط را برای مشارکت پرسنل و مدیران خود و همچنین کارآفرینان بالقوه خارج از شهرداری فراهم کند زیرا ساختار سازمانی متمرکز و بوروکراسی‌های سخت مانع از خلاقیت و تفکر و اقدامات کارآفرینانه می‌شود. همچنین به شهرداری تهران و سایر شهرداری پیشنهاد می‌شود در هنگام جذب و استخدام کارمندان جوانان متخصص و با مهارت همچنین با روحیه خلاقیت و ریسک‌پذیری بالا استخدام کنند تا بتوانند به شکلی خودجوش سازمان را به سمت کارآفرینانه فکر کردن پیش ببرند و انتصاب مدیران تحول‌آفرین در شهرداری حتی می‌تواند به‌عنوان یک استراتژی در جهت توسعه کارآفرینی شهری در شهرداری عمل کند و مدیران متفاوت و مدیران با تخصص و علم از یکسو و داشتن روحیه خطرپذیری و خلاقیت از سوی

[1] Guo et al., 2024
[2] Davidsson et al., 2020
[3] Reuber & Fischer, 2011
[4] Xue et al., 2023
[5] Dudin et al., 2019

دیگر منجر به حرکت شهرداری به سمت رویکردی متفاوت از رویکردهای رسمی می‌شود و برقراری شبکه‌های همکاری میان کارآفرینان، دانشگاه‌ها و نهادهای دولتی می‌تواند به تبادل ایده‌ها و منابع کمک کند. ایجاد رویدادهای شبکه‌سازی مانند نمایشگاه‌ها و کنفرانس‌ها می‌تواند این تعاملات را تسهیل کند.

۶. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Alavi, M., Musa Khani, M., Hosseininia, GH. H. and Hosseini, H. (2020). An investigation on the Impact of Entrepreneurship on Sustainable Urban Income: A Systems Dynamics Approach. Entrepreneurship Development Quarterly, 13(2), 293-312. Retrieved from https://doi.org/ 10.22059/jed.2020.300337.653316/ (In Persian)
- Al-Omoush, K. S. (2021). The role of top management support and organizational capabilities in achieving e-business entrepreneurship. Kybernetes, 50(5), 1163-1179. Retrieved from https://doi.org/10.1108/K-12-2019-0851/
- Ameer, F. and Khan, N. R. (2023). Green entrepreneurial orientation and corporate environmental performance: A systematic literature review. European Management Journal, 41(5), 755-778. Retrieved from https://doi.org/10.1108/K-12-2019-0851/
- Aristizábal, J., Tarapuez, E. and Hidalgo Villota, M. E. (2023). A multilevel approach to understanding the relationship between entrepreneurship and the urban environment: empirical evidence from Colombia. Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa, 35, 311-329 .Retrieved from https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.6507.
- Audretsch, D. B., Belitski, M., Chowdhury, F. and Desai, S. (2024). Regulating entrepreneurship quality and quantity. Research Policy, 53(2), 104942. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.respol.2023.104942/
- Barclay, D., Higgins, C. and Thompson, R. (1995). The partial least squares approach to causal modeling: personal computer adoption and use as an illustration, technological studies, 2(2), 285-309.
- Braun, V. and Clarke, V. (2006). Using thematic analysis in psychology. Qualitative research in psychology, 3(2), 77-101. Retrieved from https://doi.org/10.1191/1478088706qp063oa/
- Castaño, M.-S., Méndez, M.-T. and Galindo, M.-Á. (2015). The effect of social, cultural, and economic factors on entrepreneurship. Journal of business research, 68(7), 1496-1500. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2015.01.040/
- Dana, L.-P., Salamzadeh, A., Hadizadeh, M., Heydari, G. and Shamsoddin, S. (2022). Urban entrepreneurship and sustainable businesses in smart cities: Exploring the role of digital technologies. Sustainable Technology and Entrepreneurship, 1(2), 100016. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.stae.2022.100016/ (In Persian)

- Davidsson, P., Recker, J. and Von Briel, F. (2020). External enablement of new venture creation: A framework. Academy of Management Perspectives, 34(3), 311-332. Retrieved from https://doi.org/10.5465/amp.2017.0163/
- Demircioglu, M. A. and Chowdhury, F. (2021). Entrepreneurship in public organizations: the role of leadership behavior. Small Business Economics, 57(3), 1107-1123 .Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11187-020-00328-w/
- Dias, Á., Pereira, L. and Lopes da Costa, R. (2023). Organizational capabilities as antecedents of entrepreneurship: a basis for business practice and policy making. Journal of African Business, 24(1), 1-18 .Retrieved from https://doi.org/10.1080/15228916.2021.1907156/
- Dickinson, M. (2020). The contextual determinants of urban entrepreneurship: Institutions, infrastructure and networks in the city? (Doctoral dissertation, Cardiff University).
- Douglas, E. and Prentice, C. (2019). Innovation and profit motivations for social entrepreneurship: A fuzzy-set analysis. Journal of business research, 99, 69-79. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.02.031/
- Dudin, M. N., Ivashchenko, N. P., Gurinovich, A. G., Tolmachev, O. M. and Sonina, L. A. (2019). Environmental entrepreneurship: characteristics of organization and development. Entrepreneurship and Sustainability Issues, 6(4), 1861 .Retrieved from http://doi.org/10.9770/jesi.2019.6.4(22)/
- Ebrahimi Dinani, E., Mokhtari Dinani, M. and Rezaei Pandari, A. (2021). Identifying and rating of effective factors in sport entrepreneurship in the municipality of Tehran with the DEMATEL approach. Physiology and management research in sports, 13(3), 55-70. Retrieved from Retrieved from http://dor.isc.ac/20.1001.1.1735.5354.1400.13.3.4.9.677/ (In Persian)
- Eynolghozat, M., Rezvani, M. and Ziyae, B. (2025). Corporate entrepreneurship in entrepreneurial city: A new solution for urban sustainability. Regional Science Policy & Practice, 17(4), 100172. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.rspp.2025.100172/
- Guo, J., Cheng, Z. and Wang, B. Z. (2024). Internet development and entrepreneurship. China Economic Review, 88, 102280 .Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.chieco.2024.102280/
- Girma Aragaw, Z., Haag, K. and Baù, M. (2025). Contextualizing corporate entrepreneurship: a systematic review and future research agenda. Entrepreneurship & Regional Development, 37(1-2), 1-37. Retrieved from https://doi.org/10.1080/08985626.2024.2341886/
- Hair, J. F., Sarstedt, M., Ringle, C. M. and Mena, J. A. (2017). An Assessment of the Use of Partial Least Squares Structural Equation Modeling in Marketing Research. Journal of the Academy of Marketing Science, 40(3), 414-433. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11747-011-0261-6/
- Halvarsson, D., Korpi, M. and Wennberg, K. (2018). Entrepreneurship and income inequality. Journal of Economic Behavior & Organization, 145, 275-293. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jebo.2017.11.003/

- Hay, G., Ward, M., van Doorn, S., Parker, S. and Schepis, D. (2025). The role of work design in entrepreneurship: A review and meta-framework. Journal of Business Research, 189, 115156 .Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2024.115156/
- Henseler, J. and Fassott, G. (2009). Testing moderating effects in PLS path models: Anillustration of available procedures. In: V. Esposito Vinzi, W. W. Chin, J. Henseler &H. Wang (Eds), Handbook of partial least squares: Concepts, methods, and applications. Berlin: Springer (in print). Retrieved from https://doi.org/10.1007/978-3-540-32827-8_31/
- Hoskisson, R.E., Wright, M., Filatotchev, I. and Peng, M.W. (2013). Emerging multinationals from mid-range economies: the influence of institutions and factor markets. J0urnal of Management Studies, 50 (7), 1295–1321. Retrieved from https://doi.org/10.1111/j.1467-6486.2012.01085.x/
- Huang, S., Beynon, M., Battisti, M., Pickernell, D. and Jones, P. (2025). The roles of entrepreneurial university and regional conditions for graduate entrepreneurship: a configurational approach. Entrepreneurship & Regional Development, 37(1-2), 188-213 .Retrieved from https://doi.org/10.1080/08985626.2024.2361685/
- İpek, İ., Bıçakcıoğlu-Peynirci, N. and Hizarcı, A. K. (2023). A meta-analytic synthesis of how market and entrepreneurial orientation contribute to export performance: do home country institutions matter?. Industrial Marketing Management, 108, 1-22. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.indmarman.2022.11.001/
- Jiang, P. C. and Qin, S. (2024). E-commerce empowers urban entrepreneurial activity—Empirical evidence from the construction of national e-commerce demonstration cities. Cities, 150, 105092. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.cities.2024.105092/
- Jorjani, M. E., Ashrafi, M., Hosseini, M. R. and Cheraghali, M. R. (2020). Designing an Entrepreneurial Municipality Model Focusing on Tourism Education and the Mediating Role of Social Capital. Quarterly Journal of Educational Leadership and Administration, 14(2), 131-147. Retrieved from http://dor.isc.ac/ 20.1001.1.27171329.1399.14.2.7.7/ (In Persian)
- Joseph, S., Deshmukh, G. K. and Saluja, G. (2016). Go Green Initiatives of Customers: An Introspection of Myths or Reality. Global Journal of Emerging Trends in e-Business, Marketing & Consumer Psychology, 2(1).
- Khorashadizadeh, M., Kaheni, F. and Afshari, M. (2016). The role of creativity, entrepreneurship and innovation on improving organizational performance, International Congress on Community Empowerment in the Field of Management, Economics, Entrepreneurship and Cultural Engineering, Tehran. https://civilica.com/doc/566103/ (In Persian)
- Kim, M. and Beehr, T. A. (2023). Employees' entrepreneurial behavior within their organizations: empowering leadership and employees' resources help.

International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research, 29(4), 986-1006 . Retrieved from https://doi.org/10.1108/IJEBR-05-2022-0459/

- Kuratko, D. F. and Covin, J. G. (2025). Fifty years of entrepreneurship: Recalling the past, examining the present, & foreshadowing the future. Journal of Business Research, 186, 114980 .Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2024.114980.
- Letafat, S. and Karimitaher, R. (2022). The Effect of Perception-Justice, Emotional-Intelligence and Social Capital on Intra-Organizational Entrepreneurship of Quds Municipality Employees. Urban Management Studies, 14(50), 75-85. Retrieved from https://doi.org/ 10.30495/ums.2022.20842/ (In Persian)
- Li, N., Tang, Y., Xia, G., Tang, H. and Li, H. (2024). Institutional Environment and Productive Entrepreneurship. Sustainability, 16(24), 11060. Retrieved from https://doi.org/10.3390/su162411060/
- Lucas, D. S. (2024). The effect of regime changes on entrepreneurship: A real options approach with evidence from US gubernatorial elections. Journal of business Venturing, 39(4), 106394 .Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2024.106394.
- Lv, Z., Rodríguez-García, M. and Sendra-García, J. (2021). Does institutional quality affect the level of entrepreneurial success differently across the entrepreneurship distribution? Review of Managerial Science, 15(4), 937-955 . Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11846-020-00383-3/
- Méndez-Picazo, M. T., Galindo-Martín, M. A. and Castaño-Martínez, M.-S. (2021). Effects of sociocultural and economic factors on social entrepreneurship and sustainable development. Journal of Innovation & Knowledge, 6(2), 69-77 . Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jik.2020.06.001/
- Mohammadi, M., Azma, F., Bayani, A. and Shojaei, S. (2022). Analysis of factors affecting organizational entrepreneurship intuitions. Journal of Studies in Entrepreneurship and Sustainable Agricultural Development, 9(1), 89-104. Retrieved from https://doi.org/10.22069/JEAD.2021.19253.150/ (In Persian)
- Morris, M. H. and Jones, F. F. (1999). Entrepreneurship in established organizations: The case of the public sector. Entrepreneurship theory and practice, 24(1), 71-91. Retrieved from https://doi.org/10.1177/104225879902400105/
- Naldi, L., Larsson, J. P. and Westlund, H. (2020). Policy entrepreneurship and entrepreneurial orientation in vulnerable Swedish municipalities. Entrepreneurship & Regional Development, 32(7-8), 473-491 .Retrieved from https://doi.org/10.1080/08985626.2020.1798557/
- Naudé, W. (2018). Urbanisation and Entrepreneurship in Development: Like a Horse and Carriage? Smart Futures, Challenges of Urbanisation, and Social Sustainability, 29-47 .Retrieved from https://doi.org/10.1007/978-3-319-74549-7_3/

- Onileowo, T. and Muharam, F. M. (2024). Techno-Entrepreneurship, Relevance of Techno Entrepreneurship, Challenges of Technology Entrepreneurship. International Journal of Innovation and Business Strategy (IJIBS), 19(1), 1-9 . Retrieved from https://doi.org/10.11113/ijibs.v19.144/
- Penco, L., Ivaldi, E., Bruzzi, C. and Musso, E. (2020). Knowledge-based urban environments and entrepreneurship: Inside EU cities. Cities, 96, 102443. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102443/
- Reuber, A. R. and Fischer, E. (2011). International entrepreneurship in internet-enabled markets. Journal of Business Venturing, 26(6), 660-679 .Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2011.05.002/
- Rezaee, M., Sadeghi, N. and Azizi, Sh. (2021). Analyzing Factors Affecting Urban Entrepreneurship in Achieving Sustainable Economic (Case Study: Najaf Abad City). Geographical Urban Planning Research, 9(1), 189-209. Retrieved from https://doi.org/10.22059/jurbangeo.2021.310407.136/ (In Persian)
- Rezvani, A., Jalali, R., Motlabi, M. and Darvishpour, H. (2024). Model design of urban entrepreneurship development policies and processes in the social context Tehran City. Journal of Entrepreneurship and Innovation Research, 2(4), 55-71. Retrieved from https://doi.org/10.22034/eir.2024.409811.1044/ (In Persian)
- Rizvandi, M., Rahnavard, F. and Sakhdari, K. (2021). Developing an Entrepreneurial Model for Mega and Big Cities in Iran. Management and Development Process, 34(2), 3-28. Retrieved from https://doi.org/10.52547/jmdp.34.2.3/ (In Persian)
- Sahasranamam, S. and Nandakumar, M. (2020). Individual capital and social entrepreneurship: Role of formal institutions. Journal of Business Research, 107, 104-117. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.09.005/
- Samavati, S., Bahraini, H. and Hosseininia, G. (2022). Urban governance as an effective strategy for the development of urban entrepreneurship Case study: Hamedan city. Journal of Research and Urban Planning, 13(49), 125-145. Retrieved from https://doi.org/10.30495/jupm.2022.5525/ (In Persian)
- Sarayani, A., Pourshahabi, V., Yaghobi, N. and Kamaliyan, A. R. (2024). Presenting the model of recruitment and selection of human resources of the public sector with the approach of the entrepreneurial government. Management and Educational Perspective, 6(1), 159-188. Retrieved from https://doi.org/10.22034/jmep.2024.431349.1301/ (In Persian)
- Shahmohammadi, B. (2021). Entrepreneurial Marketing and Organizational Entrepreneurship Performance of Small and Medium Enterprises: A Systematic Review. Journal of Management and Entrepreneurship Research, 2(2), 134-141. Retrieved from https://doi.org/10.34001/jmer.2021.12.02.2-23/
- Saeedi, J. and Ataei, M. (2025). Evaluation and Prioritization of Urban Entrepreneurship Development Components (Case Study: Isfahan Metropolis). Economics and Urban Planning, 6(2), 6-29. Retrieved from https://doi.org/10.22034/uep.2025.511499.1611/ (In Persian)

- Soleimani Moghadam, H. and Karimi Nasab, N. (2024). Investigating the Role of the Municipality in Improving the Quality of Citizens' Living Environment (Case Study: District 9 of Mashhad Municipality). Geography and Human Relations, 7(4), 429-450. Retrieved from https://doi.org/10.22034/gahr.2025.524388.2481/ (In Persian)
- Standaert, T., Collewaert, V. and Vanacker, T. (2025). Regulatory institutions and cross-country differences in high-growth entrepreneurship rates: A configurational approach. Journal of Business Venturing, 40(2), 106469. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2024.106469/ (In Persian)
- Vivona, R. (2024). The new era leadership for the public sector? Entrepreneurship, effectiveness, and democracy. Public Management Review, 26(6), 1566-1582. Retrieved from https://doi.org/10.1080/14719037.2022.2162957/
- Vongvisitsin, T. B. and Tung, V. W. S. (2025). Technology start-ups in tourism and hospitality: A networked social capital theory perspective from early-stage start-up founders. Tourism Management, 106, 104996 .Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.tourman.2024.104996/
- Waldman, D. A., Stephan, U., Song, Z., Erez, M. and Siegel, D. (2024). Organizational behavior and human resource management perspectives on entrepreneurship: Lessons learned and new directions. Personnel Psychology, 77(1), 3-22 .Retrieved from https://doi.org/10.1111/peps.12636/
- Wang, Y. and Hu, F. Z. (2023). Housing market booms in Chinese cities: boon or bane for urban entrepreneurship?. Journal of Asian Public Policy, 16(2), 199-220. Retrieved from https://doi.org/10.1080/17516234.2021.1976984/
- Wu, F. and Mao, C. (2020). Business environment and entrepreneurial motivations of urban students. Frontiers in Psychology, 11, 1483 .Retrieved from https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01483/
- Xue, L. L., Shen, C. C. and Lin, C. N. (2023). Effects of internet technology on the innovation performance of small-scale travel agencies: Organizational learning innovation and competitive advantage as mediators. Journal of the Knowledge Economy, 14, 1830-1855. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s13132-022-00939-6.
- Zhao, X. and Weng, Z. (2024). Digital dividend or divide: The digital economy and urban entrepreneurial activity. Socio-Economic Planning Sciences, 93, 101857. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.seps.2024.101857/
- Zhang, K. and Pang, J. (2025). Does digital finance promote entrepreneurship? Evidence from city-level and household-level data in China. Applied Economics Letters, 32(5), 637-643. Retrieved from https://doi.org/10.1080/13504851.2023.2278596/
- Ziyae, B., Sadeghi, H., Shahamat Nejad, M. and Tajpour, M. (2021). A framework of urban entrepreneurship for women breadwinners. foresight, 23(5), 597-609. Retrieved from https://doi.org/10.1108/FS-12-2020-0137/

Computational Economics
ISSN 2821-0433

Investigating the Impact of FinTech Innovation on Risk-taking with the Moderating role of Banking Heterogeneity (Evidence from Iranian Banks)

Alireza Shirali[1], Mostafa Heidari Haratemeh[2]✉

[1] PhD student in financial engineering, Department of Financial Management, Dehaghan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran, (alireza_047@yahoo.com)
[2*] Associate Professor of the Department of Economics, Naragh Branch, Islamic Azad University, Naragh, Iran, (Corresponding Author): Mo.heidarih@iau.ac.ir

Article Info

Received: 15/3/2025
Accepted: 6/9/2025

Pages: 153-176

Keywords:
Financial Technology; FinTech Innovation; Heterogeneity Analysis; Risk Taking

JEL Classification:
G21; O33; P34

ABSTRACT

The growing influence of emerging fintech companies has left banks facing extraordinary operational pressures that are impacting their risk-taking levels. FinTech innovations have led to extensive changes in the banking system, including risk management. Therefore, the present study aimed to investigate and analyze the impact of banking heterogeneity on the relationship between FinTech innovation and banks' risk-taking using balanced panel data of 30 banks during the period 2013-2023. Based on web technology, creatively, an indicator at the bank level; The creation and annual number and frequency of news related to fintech innovation from each bank is considered as a ratio of the value of exchanges through the Internet and mobile for online shopping and bill payment to GDP. The findings showed that improvements in bank fintech innovation significantly reduce risk-taking. The analysis of the heterogeneity of bank size, bank type, and competitiveness shows that larger, public, private, and highly competitive commercial banks have a more pronounced effect on reducing risk-taking in the development of technological innovation. Also, robustness and stability tests, including changing the methods of constructing the FinTech innovation index, replacing risk-taking indicators, and the method of reducing the change of the study sample, showed that the findings have not changed.

COPYRIGHTS
©2023 by the authors. Published by the Islamic Azad University, West Tehran Branch. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution 4.0 International (CC BY 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

Extended Abstract

Purpose

Fintech innovations have led to extensive changes in the banking system, including risk management. In the field of fintech innovation development, the use of fintech innovation by commercial banks can improve risk management capability and thus reduce risk taking. FinTech innovation has impacted commercial banks and changed their business practices. In order to better adapt to the development trend of fintech innovation, the commercial banking industry is accelerating digital transformation and improving the level of fintech bank innovation. However, there is insufficient evidence on whether fintech bank innovation currently affects the level of risk-taking of commercial banks. Existing studies show that various factors, including; Bank size, ownership structure, bank concentration, level of competition in the banking market, capital adequacy ratio, GDP growth rate and inflation can affect the bank's risk-taking level. Therefore, the present study was considered with the aim of investigating and analyzing the heterogeneity and mechanism of the effect of fintech innovation on the risk-taking of commercial banks. Various factors including; Bank size, ownership structure, bank concentration, GDP, and inflation can affect a bank's level of risk-taking. However, there is insufficient evidence on whether fintech bank innovation affects the level of risk-taking of commercial banks. The growing influence of emerging fintech companies has caused banks to face tremendous operational pressures that affect their risk-taking levels. The findings of the existing studies show that commercial banks can benefit from the technology spillover effect by using fintech innovation in terms of optimizing operational performance and improving risk control capabilities. In terms of operational performance, commercial banks can strengthen profitability with fintech innovation to increase service options, respond to diverse customer needs, and increase their growth space. In terms of risk control, fintech innovation can use advanced technologies, including biometrics and voice recognition, to reduce labor, capital and time costs to improve data accuracy, which in turn can reduce the internal risk of fraud as well as the risk of systematic risk. Reduce. In addition, fintech innovation can be combined with banks' loan services to reduce information asymmetry between banks and borrowers, thereby making banks safer and more resilient, while also reducing the likelihood of borrowers defaulting on loans. Therefore, fintech innovation may reduce the risk-taking of commercial banks.

Methodology

The data used in this study were collected from the central bank database, the central office of each bank and the financial statements of banks in the Kodal system. FinTech Bank Innovation Index is an index that is measured based on the number of keywords related to FinTech news considered as a ratio of the value of exchanges through the Internet and mobile for online shopping and bill payment to GDP. The final sample included 20 non-governmental commercial banks in the period from 1392 to 1401 on an annual basis and a balanced panel was considered. In order to create the FinTech innovation index, the number of FinTech words in the news related to the FinTech innovation of each bank was considered through advanced artificial intelligence search and ChatGPT program. For example, "Pasargad Commercial Bank + Mobile Payment" and after summarizing and normalizing the number of fintech bank innovation words, the

fintech bank innovation index (FTII) is obtained. The larger the FTII, the higher the degree of fintech innovation of commercial banks.

Finding

Relying on the step-by-step method of mediation effects, a multiple mediation effects model consisting of a system of equations was created with operating income and the bank's capital adequacy ratio as mediating variables, and the results showed that the fintech bank innovation coefficient will be negative and significant. Also, fintech bank innovation increases operating income and thus increases the operational capacity of commercial banks. In the following, the effect of fintech innovation on risk-taking according to three components; Bank size, bank type and market structure (competitiveness) were analyzed. The results showed that the bigger the commercial bank is, the lower its risk tolerance, and the bigger the bank, the stronger its fintech effect, also the state commercial banks have a more important effect on reducing risk tolerance in the development of fintech innovation. In fact, the social responsibility and maintenance of financial stability of the regulatory systems and governance mechanisms of state-owned commercial banks are more mature and have better risk control capabilities due to facing additional risk management, information disclosure and corporate governance. On the other hand, since state-owned commercial banks have to consider more complex factors in the exploitation process, they are more cautious than other banks. Finally, in banks with a strong competitive banking system, fintech innovation shows more obvious effects on risk-taking.

Improving a commercial bank's fintech innovation can reduce its overall risk-taking levels. The more fintech innovation a commercial bank has, the lower its risk-taking levels will be. The analysis of the heterogeneity of bank size, bank type, and competitiveness shows that larger, public, private, and highly competitive commercial banks have a more pronounced effect on reducing risk-taking in the development of technological innovation. According to the above results, suggestions can be made for commercial banks. Second, since the use of fintech by commercial banks entails certain potential risks, all banks should enhance risk management. Third, the government should implement applicable regulatory measures, such as information disclosure standards and risk management indicators.

Conclusion

The findings showed that improvements in bank fintech innovation significantly reduce risk-taking. The analysis of the heterogeneity of bank size, bank type, and competitiveness shows that larger, public, private, and highly competitive commercial banks have a more pronounced effect on reducing risk-taking in the development of technological innovation. Also, robustness and stability tests, including changing the methods of constructing the FinTech innovation index, replacing risk-taking indicators, and the method of reducing the change of the study sample, showed that the findings have not changed.

فصلنامه اقتصاد محاسباتی
شاپا ۲۸۲۱-۰۴۳۳

بررسی تاثیر نوآوری فین‌تک بر ریسک‌پذیری با نقش تعدیلگر ناهمگونی بانکی (شواهدی از بانک‌های ایران)

علیرضا شیرعلی[۱]، مصطفی حیدری هراتمه[۲*]

[۱] دانشجوی دکترای مهندسی مالی، گروه مدیریت مالی، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.
alireza_047@yahoo.com
[۲*] دانشیار گروه اقتصاد، واحد نراق، دانشگاه آزاد اسلامی، نراق، ایران (نویسنده مسئول): Mo.heidarih@iau.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله: مقاله پژوهشی
صفحات ۱۵۳-۱۷۶

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۳/۱۲/۲۵
تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۴/۰۶/۱۵

واژگان کلیدی:
تحلیل ناهمگونی؛ تکنولوژی مالی؛ ریسک‌پذیری؛ نوآوری فین‌تک

طبقه‌بندی JEL:
G21; O33; P34

چکیده

تأثیرات فزاینده شرکت‌های فین‌تک نوظهور باعث شده است که بانک‌ها با فشارهای عملیاتی فوق‌العاده‌ای مواجه شوند که بر سطوح ریسک‌پذیری آنها تأثیر می‌گذارد. نوآوری‌های فین‌تک منجر به تحولات گسترده در نظام بانکی از جمله مدیریت ریسک شده است. لذا مطالعه حاضر با هدف بررسی و تحلیل تاثیر ناهمگونی بانکی بر رابطه نوآوری فین‌تک با ریسک‌پذیری بانک‌ها با استفاده از داده‌های پنل متوازن ۳۰ بانک در دوره زمانی ۱۳۹۳ – ۱۴۰۲ در نظر گرفته شد. بر اساس فناوری وب به طور خلاقانه شاخصی در سطح بانک؛ ایجاد و تعداد و فراوانی سالانه اخبار مربوط به نوآوری فین‌تک از هر بانک به صورت نسبت ارزش مبادلات از طریق اینترنت و موبایل به منظور خرید آنلاین و پرداخت قبوض به GDP در نظر گرفته شده است. یافته‌ها نشان داد که بهبود در نوآوری فین‌تک بانک به‌طور معنی‌داری ریسک‌پذیری را کاهش می‌دهد. تحلیل ناهمگونی اندازه بانک، نوع بانک و رقابت‌پذیری نشان می‌دهد که بانک‌های تجاری بزرگ‌تر(دولتی، خصوصی) و بسیار رقابتی، تأثیر بارزتری بر کاهش ریسک‌پذیری در توسعه نوآوری فن‌آوری دارند. همچنین آزمون‌های استحکام و پایداری، از جمله تغییر روش‌های ساخت شاخص نوآوری فین‌تک، جایگزینی شاخص‌های ریسک‌پذیری، روش کاهش تغییر نمونه مطالعه، نشان داد که یافته‌ها تغییری نداشته است.

۱. مقدمه

شکل‌گیری بانکداری سنتی برای بهبود فرایندها و خدمات خود به نوآوری‌ها و فناوری‌های جدید فین‌تک نیاز دارد. نوآوری‌های فین‌تک منجر به تحولات گسترده در نظام بانکی از جمله مدیریت ریسک شده است. عوامل مختلفی از جمله؛ اندازه بانک (خان و همکاران[۱]، ۲۰۱۷)، ساختار مالکیت (برگر و بومن[۲]، ۲۰۱۳)، تمرکز بانک (افتیوولو و ییلدریم[۳]، ۲۰۱۴)، تولید ناخالص داخلی (لوزانو – ویواس و همکاران[۴]، ۲۰۰۱، ۲۰۰۲)، و تورم (پاسیورس[۵]، ۲۰۰۸) می‌توانند بر سطح ریسک‌پذیری بانک تأثیر بگذارند. با این حال، شواهد کافی در مورد اینکه آیا نوآوری فین‌تک بانک در حال حاضر بر سطح ریسک‌پذیری بانک‌ها تأثیر می‌گذارد، وجود ندارد. تأثیرات فزاینده شرکت‌های فین‌تک نوظهور باعث شده است که بانک‌ها با فشارهای عملیاتی فوق‌العاده‌ای مواجه شوند که بر سطوح ریسک‌پذیری آنها تأثیر می‌گذارد. یافته‌های مطالعات موجود نشان می‌دهد که بانک‌ها می‌توانند با استفاده از نوآوری فین‌تک، در زمینه‌ی بهینه‌سازی عملکرد عملیاتی و بهبود قابلیت‌های کنترل ریسک، از مزایای اثر سرریز فناوری بهره‌مند شوند.

در اقتصاد امروز، بانک ها به عنوان پل ارتباطی میان بخش های واقعی و مالی، نقشی حیاتی ایفا می‌کنند. بانکها با سازماندهی مدیریت جریان های مالی، تسهیل مبادلات را ممکن می‌سازند و به توسعه بازارها و رونق اقتصاد کمک می‌کنند. با این حال، عوامل مختلفی از جمله نااطمینانی اقتصادی و ریسک اعتباری بر عملکرد بانک ها در زمینه اعطای وام تأثیرگذار است(جان‌زاد پریجایی و همکاران، ۱۴۰۴). از نظر عملکرد عملیاتی، بانک‌ها می‌توانند با نوآوری فین‌تک برای افزایش گزینه‌های خدمات، پاسخگویی به نیازهای متنوع مشتریان و افزایش فضای رشد آن‌ها(گومبر و همکاران[۶]، ۲۰۱۷)، و در نتیجه سودآوری تلاش کنند. از نظر کنترل ریسک، نوآوری فین‌تک می‌تواند از فناوری‌های پیشرفته، از جمله بیومتریک و تشخیص صدا، برای کاهش هزینه‌های نیروی کار، سرمایه و زمان استفاده کند تا دقت داده‌ها را بهبود بخشد، که به نوبه خود می‌تواند خطر داخلی تقلب و همچنین خطر ریسک سیستماتیک را کاهش دهد (فوستر و همکاران[۷]، ۲۰۱۹). علاوه بر این، نوآوری فین‌تک می‌تواند با خدمات وام بانک‌ها برای کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین بانک‌ها و وام‌گیرندگان ترکیب شود که در نتیجه بانک‌ها را امن‌تر و انعطاف‌پذیرتر می‌کند (گومبر و همکاران، ۲۰۱۷) و در عین حال می‌تواند احتمال عدم پرداخت قسط وام توسط وام‌گیرندگان را کاهش دهد. بنابراین، نوآوری فین‌تک ممکن است ریسک‌پذیری بانک‌ها را کاهش دهد. با این حال، مطالعات موجود پاسخ روشنی به این سوال درباره تأثیرات نوآوری فین‌تک بانک بر

[1] Khan et al., 2017
[2] Berger and Bouwman, 2013
[3] Efthyvoulou and Yildirim, 2014
[4] Lozano-Vivas et al., 2001
[5] Pasiouras, 2008
[6] Gomber et al., 2017
[7] Fuster et al, 2019

ریسک‌پذیری آن ارائه نمی‌کند. بیشتر مطالعات از دیدگاه نوآوری کلان فین‌تک، انجام شده‌اند (ارنست و یانگ[1]، ۲۰۱۹؛ گوو و همکاران[2]، ۲۰۲۰؛ لی و همکاران[3]، ۲۰۲۱؛ ژائو و همکاران[4]، ۲۰۲۲) و یا صرفاً تأثیر نوآوری فین‌تک را بر روی یک شاخص مانند نقدینگی و کیفیت دارایی (چنگ و کو، ۲۰۲۰) نشان می‌دهد.

در این مطالعه سه نوآوری دیده شده است. اولین نوآوری، غنی‌سازی واژگان نوآوری فین‌تک بانک است. کلیدواژه‌های نوآوری فین‌تک بانک که در این مطالعه به کاررفته‌اند، تقریباً اصطلاحات استاندارد در ادبیات موجود را پوشش داده‌اند. پس از پاک‌سازی داده‌ها، برخی از کلیدواژه‌هایی که دارای یک کلمه منفی بودند، مثلاً «نه» یا «هیچ» حذف شده‌اند و ۴۴ عبارت پس از ترکیب عبارات مشابه شناسایی و مشخص می‌شوند. اصطلاحات جدید اضافه شده واژگان در این تحقیق، تحقیقات چنگ و کو[5] (۲۰۲۰) را را غنی‌تر کرده و منابعی برای تحقیقات بعدی فراهم کرده است. دومین نوآوری، تغییر در تکنولوژی خزنده است. یک چارچوب خزنده اسکریپت در مطالعه برای افزودن "در عنوان" هنگام ارسال درخواست‌های Uniform Resource Locator (URL) به وب سایت‌ها برای دستیابی به تطابق دقیق در سطح عنوان و کاهش تداخل اطلاعات نامربوط استفاده می‌شود. نوآوری سوم، بهبود ابعاد نوآوری فین‌تک بانک است. با توجه به اختلاف ساختاری، شاخص نوآوری فین‌تک در سطح بانک در این مطالعه از دو بعد ساخته شده است: پایه فناوری و کاربرد فناوری. نمایه جدید ساخته شده می‌تواند محتوای پژوهشی مطالعه را گسترش دهد و ایده‌های تحقیقاتی بیشتری را برای موضوعات مشابه ارائه دهد. تاریخچه تحقیقات مطرح شده، عمدتاً به اندازه بانک (خان و همکاران، ۲۰۱۷)، ساختار مالکیت (برگر و بومن، ۲۰۱۳)، تمرکز بانک (افتیوولو و یلدریم، ۲۰۱۴)، میزان رقابت در بازار بانک (واگنر[6]، ۲۰۱۰) و نسبت کفایت سرمایه (چن و همکاران[7]، ۲۰۱۹) به عنوان متغیرهای تاثیرگذار بر ریسک‌پذیری بانک‌ها پرداخته اند.

با توجه به محدودیت‌های موجود، سه نوآوری از نظر عوامل مؤثر بر ریسک‌پذیری بانک در مطالعه حاضر وجود دارد. ابتدا، یک روش اثر واسطه‌ای برای تجزیه و تحلیل کانال‌های انتقال که از طریق آن نوآوری فین‌تک بانک بر ریسک‌پذیری آن تأثیر می‌گذارد، اتخاذ شده است. اگرچه لی و همکاران[8] (۲۰۲۱)، ژائو و همکاران[9] (۲۰۲۲)، و محققان دیگر درباره تأثیر نوآوری فین‌تک بر ریسک‌پذیری بانک‌ها بحث کرده‌اند،

[1] Ernst and Young, 2019
[2] Guo et al., 2020
[3] Lee et al., 2021
[4] Zhao et al., 2022
[5] Cheng and Qu, 2020
[6] Wagner, 2010
[7] Chen et al., 2019
[8] Lee et al., 2021
[9] Zhao et al., 2022

اما در مورد مکانیسم تأثیر خاص بحث نمی‌کنند. بنابراین مطالعه حاضر کمبودهای تحقیقات قبلی در این زمینه را جبران می‌نماید. دوم، به‌طور مبتکرانه پیشنهاد می‌شود که از درآمد عملیاتی و نسبت کفایت سرمایه به‌عنوان متغیرهای واسطه‌ای برای غنی‌سازی تحلیل مکانیسم مطالعه استفاده شود. از آنجایی که درآمد عملیاتی می‌تواند مقیاسی برای وضعیت عملیاتی بانک باشد، درآمد عملیاتی به عنوان متغیر جایگزین عملکرد عملیاتی بانک در این مطالعه استفاده شده است. سوم، ادبیات موجود در مطالعات فیلیپ و همکاران[1]؛ ۲۰۱۷ ، لیبرتی[2]؛ ۲۰۱۸، بانا و همکاران[3]؛ ۲۰۲۱ و شنگ[4]؛ ۲۰۲۱ ترکیب شده تا تأثیر ناهمگون اندازه بانک، ساختار مالکیت و رقابت را بر نوآوری فین‌تک بانک و ریسک‌پذیری آن مورد بررسی قرار گیرد. در نهایت سوال اصلی مطالعه حاضر عبارت است از اینکه تحلیل ناهمگونی و مکانسیم تاثیر نوآوری فین‌تک بر ریسک‌پذیری بانک‌ها چگونه و چه اندازه است؟ در ادامه ابتدا ، تأثیر نوآوری فین‌تک بانک بر ریسک‌پذیری آن از منظر نظری تحلیل می‌شود. سپس داده‌ها، متغیرها و مدل تحلیلی ارائه می‌گردد. و نهایتا یافته‌های اصلی، از جمله مکانیسم، ناهمگونی و تجزیه و تحلیل استحکام به همراه نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات موضوع

امروزه بانک‌ها با چالش‌هایی نظیر تغییر انتظارات مشتریان، تحولات فناوری، الزامات قوانین و مقررات و بحران در اقتصاد مواجه‌اند و این مسئله منجر به تغییرو تحول در نظام بانکی شده است؛ بنابراین بهتر است بانک‌ها از توسعه شرکت‌ها یا استارتاپ‌های حوزه فناوری مالی به نفع خود بهره ببرند. پیشرفت‌های اخیر در فناوری اطلاعات منجر به توسعه سریع خدمات مالی جدید و نوآورانه شده است (عسگری و صفوی، ۱۴۰۴).

تاریخچه توسعه فین‌تک در بانک‌ها نشان می‌دهد در حال حاضر، بانک‌ها در دوره ساخت و ساز آنلاین فناوری اطلاعات هستند و توسعه فین‌تک تقریباً سه مرحله را طی کرده است. مرحله اول FinTech 1.0 era است، زمانیکه امور مالی سطح الکترونیکی و خودکار اداره و تجارت را از طریق استفاده از فناوری اطلاعات سنتی (IT) بهبود بخشیده و در نتیجه کارایی کسب‌وکار را بهبود می‌یابد. تغییر در این مرحله این است که بانک‌ها شروع به استفاده از دستگاه‌های باجه خودکار (ATM) برای جایگزینی باجه‌ها و عابربانک‌ها و کارت‌های اعتباری برای جایگزینی جزئی نقش پول نقد کردند. مرحله دوم، دوره FinTech 2.0 است، همانطور که در مرحله مالی اینترنت مشاهده می‌شود، بانک‌ها کانال‌های مشتریان

[1] Filip et al., 2017
[2] Liberti, 2018
[3] Banna et al., 2021
[4] Sheng, 2021

را از طریق پلت‌فرم‌های کسب‌وکار آنلاین در اینترنت یا پایانه‌های تلفن همراه گسترش دادند و امکان اتصال هر ترکیبی از سمت دارایی، سمت معامله و سرمایه کسب‌وکار را فراهم کردند، که اساساً تغییری در کانال‌های مالی سنتی و بین‌المللی است. رونق کسب‌وکار تغییرات در این مرحله در ظهور پرداخت‌های شخص ثالث، از جمله Alipay و Yu'e Bao، که شروع به فشرده کردن سود بانک‌ها و رقابت مستقیم با بانک‌ها کردند، منعکس می‌شود.

درحال حاضر، بانک‌ها با عصر FinTech 3.0 روبرو هستند. بانک‌ها کارایی مالی سنتی را افزایش می‌دهند و قابلیت‌های خدمات مالی جدیدی را از طریق فناوری‌های IT ، مانند هوش مصنوعی، داده‌های بزرگ، محاسبات ابری و بلاک‌چین به ارمغان می‌آورند. در این مرحله، بانک‌ها شروع به بهینه‌سازی کسب‌وکار خود با استفاده از محاسبات ابری، داده‌های بزرگ و سایر فناوری‌ها، استقرار کامل تحول دیجیتال(چن و همکاران، ۲۰۲۲) و ساختن سیستم‌های اداری و دیجیتالی می‌کنند.

به طور کلی، نوآوری فین‌تک از دو جنبه بر توسعه بانک‌ها تأثیر می‌گذارد: نوآوری فین‌تک بیرونی و نوآوری فین‌تک بانک. نوآوری فین‌تک بیرونی به فین‌تک غیر از بانک‌ها اشاره دارد، از جمله شرکت‌های فین‌تک، که می‌توانند از طریق اثرات رقابتی و سرریزهای فناوری بر توسعه بانک‌ها تأثیر بگذارند (چنگ و کو، ۲۰۲۰). تأثیر بر صنعت بانکداری در اکثر مطالعات موجود از منظر نوآوری فین‌تک بیرونی برای بانک‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد، در حالی که در این مطالعه تأثیر نوآوری فین‌تک بانک، بر ریسک‌پذیری آن از منظر سطح خرد بررسی می‌شود.

علاوه بر موارد ذکر شده، در مطالعه حاضر اثرات ناهمگون نوآوری فین‌تک بانک‌ها بر ریسک‌پذیری آن‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. خان و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی رابطه بین تامین مالی نقدینگی و ریسک‌پذیری بانک دریافتند که اندازه بانک و بافرهای سرمایه معمولاً بانک‌ها را از پذیرش ریسک بیشتر محدود می‌کند. بانک‌های بزرگ معمولاً ریسک‌گریز هستند زیرا از کمبود نقدینگی رنج نمی‌برند و می‌توانند از مقادیر زیادی سرمایه برای نوآوری فین‌تک و کاهش هزینه‌های تامین مالی استفاده کنند (برتای و همکاران[1]، ۲۰۱۳)، در حالی که بانک‌های کوچک ممکن است تمایل قوی‌تری برای ریسک‌کردن داشته باشند (بانا و همکاران[2]، ۲۰۲۱). محققان به طور کلی پیشنهاد می‌کنند که بانک‌ها، تحت ساختارهای مالکیت متفاوت، رفتار متفاوتی داشته باشند(هوانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۷). به عنوان مثال، بانک‌های تجاری دولتی (SOCB) نسبتاً با سایر بانک‌ها تفاوت دارند زیرا دارای مسئولیت اجتماعی خاص بوده ودارای تعهد تأمین مالی دولت و شرکت‌های دولتی هستند (لی و هوانگ، ۲۰۱۹)، که می‌تواند

[1] Bertay, 2013
[2] Banna et al., 2021
[3] Huang et al., 2017

بر رفتار ریسک‌پذیری آنها تأثیر بگذارد. علاوه بر این، بوید و دی نیکولو[1] (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کنند که بانک‌ها ممکن است رفتار ریسک‌پذیری خود را در بازارهای کمتر رقابتی، افزایش دهند (آناگنوستوپولوس[2]، ۲۰۱۸) با این حال، اثر رقابت بازار بر بانک‌ها با تعدیل پرتفوی وام آنها معکوس می‌شود (واگنر، ۲۰۱۰).

مارتینز – میر و رپولو[3] (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند که یک رابطه U شکل، بین رقابت و ریسک وجود دارد اما این رابطه فقط در بازار وام وجود دارد (جیمنز و همکاران[4]، ۲۰۱۳). به طور خاص، بانک‌های بزرگ که تجربه بیشتری نسبت به بانک‌های کوچک در پرداخت وام دارند، می‌توانند از نوآوری فین‌تک برای بهبود فناوری وام‌دهی خود (شنگ، ۲۰۲۱)، حذف سوگیری‌ها در جمع‌آوری داده‌های انسانی یا تصمیم‌گیری در زمان واقعی، ساده‌سازی انتقال اطلاعات، استفاده کنند و باعث کاهش هزینه‌ها شوند، بنابراین بهبود مستمر در معاملات وام‌دهی را تسهیل می‌کند، در حالی که بانک‌های کوچک‌تر در پذیرش نوآوری فین‌تک، کندتر بوده‌اند (فیلیپ و همکاران، ۲۰۱۷). ازینرو، تفاوت در ویژگی‌های بانک‌های مختلف در توسعه نوآوری فین‌تک، می‌تواند منجر به شکل‌گیری ناهمگونی در ریسک‌پذیری نوآوری فین‌تک برای بانک‌هایی با اندازه دارایی، نوع بانک و رقابت‌پذیری متفاوت شود. بنابراین، فرضیه‌ایی به شرح زیر پیشنهاد می‌شود:

توسعه نوآوری فین‌تک بانک، تأثیر ناهمگونی بر سطح ریسک‌پذیری بانک‌ها با تفاوت در اندازه بانک، نوع بانک و رقابت‌پذیری بانک دارد.

۳. روش تحقیق

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از پایگاه داده بانک مرکزی، اداره مرکزی هر بانک و صورت‌های مالی بانک‌ها در سامانه کدال جمع‌آوری شده است. شاخص نوآوری فین‌تک بانک، شاخصی است که بر اساس تعداد کلیدواژه‌های مرتبط با اخبار فین‌تک، اندازه‌گیری می‌شود و داده‌های کلان اقتصادی از وب‌سایت‌های رسمی سازمان آمار و بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند. نمونه نهایی شامل۲۰ بانک تجاری و تخصصی در دوره زمانی ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱ به صورت سالانه و پنل متوازن، در نظر گرفته شد.

شاخص اندازه‌گیری ریسک‌پذیری بانک‌ها از دو جنبه قابل بررسی است. ابتدا بر اساس نظریه حاکمیت شرکتی، دیدگاه ورشکستگی بانک در نظر گرفته شده است. شاخص‌های در نظر گرفته شده در ادبیات

1 Boyd and De Nicolo, 2005
2 Anagnostopoulos, 2018
3 Martinez-Miera and Repullo, 2010
4 Jimenez et al.,2013

موجود شامل ارزش Z (دانیسمن و تارازی[1]، ۲۰۲۰؛ ژائو و همکاران[2]، ۲۰۲۲)، نسبت وام غیرجاری (پاپادوپولوس[3]، ۲۰۱۹؛ چنگ و کو[4]، ۲۰۲۰) ، و واریانس بازده دارایی، در نظر گرفته شد. دوم، بر اساس توافق بازل، چشم‌انداز مرجع نظارتی در نظر گرفته شده است. شاخص‌های مورد استفاده در مطالعات موجود برای اندازه‌گیری ریسک‌پذیری شامل: نسبت دارایی به سرمایه، نسبت سپرده به وام (ژائو و همکاران، ۲۰۲۲)، نسبت دارایی موزون به ریسک (کیو و همکاران[5]، ۲۰۱۸)و نسبت دارایی پرریسک (کیم، باتن و رین[6]، ۲۰۲۰)، منظور گردید. با این حال، از منظر حاکمیت شرکتی، چنین شاخص‌هایی ریسک قبلی بانک را اندازه‌گیری می‌کنند و نمی‌توانند به طور کامل ریسک‌پذیری بانک را منعکس کنند. از دیدگاه بازل، از آنجایی که مقادیر گمشده زیادی در نسبت دارایی موزون ریسک وجود دارد، با اقتباس از ژائو و همکاران (۲۰۲۲)، نسبت دارایی به سرمایه را برای اندازه‌گیری ریسک بانک‌ها انتخاب و از امتیاز Z و نسبت وام‌دهی به سپرده برای آزمون پایداری/استحکام استفاده گردید.

شاخص نوآوری فین‌تک: در مطالعه حاضر، به روش‌هایی اشاره می‌شود که برای ایجاد شاخص نوآوری فین‌تک، اتخاذ شده توسط صندوق بین‌المللی پول[7]، مرجع بانکداری اروپا[8]؛ ارنست و یانگ[9](۲۰۱۹)، گوو و همکاران[10](۲۰۲۰)، چنگ و کو[11](۲۰۲۰)، لی و همکاران[12](۲۰۲۱)، و ژائو و همکاران[13](۲۰۲۲) ، در نظر گرفته شده است. جهت ساختن شاخص نوآوری فین‌تک، تعداد واژه فین‌تک در اخبار مربوط به نوآوری فین‌تک هر بانک از طریق جستجوی پیشرفته هوش مصنوعی و برنامه ChatGPT در نظر گرفته شد. به‌عنوان مثال «بانک تجاری پاسارگاد + پرداخت موبایلی» و پس از جمع‌بندی و عادی‌سازی تعداد کلمات نوآوری فین‌تک بانک، شاخص نوآوری فین‌تک بانک به‌دست می‌آید (FTII). هر چه FTII بزرگتر باشد، درجه نوآوری فین‌تک بانک‌های تجاری بالاتر است. علاوه بر این، با توجه به تفاوت ساختاری، برای بهبود محتوای این مطالعه، شاخص نوآوری فین‌تک بانک به پایه فناوری (FIII–TF) و کاربرد فناوری (TA-FIII) تقسیم می‌شود. در نهایت، بر اساس فناوری وب به طور خلاقانه شاخصی در سطح بانک؛ ایجاد و تعداد و فراوانی سالانه اخبار مربوط به نوآوری فین‌تک از هر بانک به صورت نسبت

[1] Danisman and Tarazi, 2020
[2] Zhao et al., 2022
[3] Papadopoulos, 2019
[4] Cheng and Qu, 2020
[5] Qiu et al., 2018
[6] Kim, H, Batten, J A, & Ryu, 2020
[7] IMF
[8] EBA
[9] Ernst and Young, 2019
[10] Guo et al., 2020
[11] Cheng and Qu, 2020
[12] Lee et al., 2021
[13] Zhao et al., 2022

ارزش مبادلات از طریق اینترنت و موبایل به منظور خرید آنلاین و پرداخت قبوض به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده است.

با پیروی از القهطانی و همکاران[1] (۲۰۱۶) و لی و لی[2] (۲۰۱۹)، متغیرهای کنترلی شامل: اندازه دارایی، قابلیت مدیریت، تنوع درآمد، سودآوری، تورم، و مقیاس تامین اجتماعی، در نظر گرفته شد. نحوه محاسبه متغیرها به قرار زیر ارائه شده است.

ـ متغیرهای توضیح داده شده(وابسته)

ـ نسبت دارایی به سرمایه =کل دارایی‌ها / حقوق صاحبان سهام

ـ امتیاز Z (Z-score) = (بازده دارایی + نسبت دارایی سرمایه) / انحراف استاندارد بازده دارایی‌ها.

(یک اندازه‌گیری آماری از رابطه یک نمره با میانگین در یک گروه از نمرات است. امتیاز Z می‌تواند به معامله‌گران نشان دهد که آیا یک مقدار برای یک مجموعه داده مشخص، معمولی است یا غیر معمول است. به طور کلی، Z-score از ۳ – تا ۳ + نشان می‌دهد که یک سهام در سه انحراف استاندارد از میانگین خود معامله می‌شود)

ـ متغیرهای توضیحی (مستقل)

ـ نسبت سپرده به = ۱۰۰ *(مجموع وام ها ÷ مجموع سپرده‌ها)

ـ شاخص نوآوری فین‌تک = بر اساس واژگان اصطلاحات مربوط به نوآوری فین‌تک، فراوانی اصطلاحات مرتبط با پایه فناوری خلاصه و عادی می‌شود.

ـ شاخص پایه فناوری نوآوری فین تک (TF-FTII) = بر اساس واژگان اصطلاحات مربوط به نوآوری فین‌تک، فراوانی همه اصطلاحات خلاصه و عادی می‌شود.

ـ شاخص کاربرد فناوری نوآوری فین‌تک (TA-FTII) = بر اساس واژگان اصطلاحات مربوط به نوآوری فین‌تک، فراوانی اصطلاحات مربوط به کاربردهای فناوری خلاصه و عادی می‌شود.

ـ متغیرهای واسطه

ـ درآمد عملیاتی = (۱ + درآمد عملیاتی) Ln

ـ نسبت کفایت سرمایه = کل دارایی‌های در معرض ریسک ÷ کل سرمایه

ـ متغیرهای کنترلی (سطح بانک)

ـ اندازه دارایی = (۱ + کل دارایی ها) Ln

ـ قابلیت مدیریت = هزینه‌های اداری ÷ درآمد عملیاتی

ـ تنوع درآمد = [(درآمد عملیاتی) ÷ (درآمد بهره خالص– درآمد غیرعملیاتی)] 1- abs

1 Alqahtani et al., 2016
2 Lee and Lee, 2019

ـ سودآوری = ۱۰۰ × (کل دارایی ÷ سود خالص)
ـ متغیرهای کنترلی (سطح کلان)
ـ تورم = ۱۰۰ ÷ شاخص قیمت مصرف کننده سال قبل
ـ مقیاس تامین مالی اجتماعی = GDP ÷ مقیاس تامین مالی اجتماعی

٤. یافته‌ها

سطح ریسک‌پذیری بانک‌ها تحت تأثیر فین‌تک بانک، ویژگی‌های فردی در سطح بانک و متغیرهای کلان اقتصادی است. به همین دلیل، بر اساس داده‌ها و متغیرهای فوق، با اقتباس به مطالعات ژائو و همکاران (۲۰۲۲) و لی و همکاران (۲۰۲۱)، مدل رگرسیون پانل متوازن به قرار زیر توسعه داده شده‌است:

$$RISK_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 FTII_{it} + \gamma Control_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

جایی‌که RISK؛ نسبت دارایی به سرمایه است که سطح ریسک‌پذیری بانک‌ها را اندازه‌گیری می‌کند و FTII متغیر توضیحی اصلی است که شاخص نوآوری فین‌تک بانک‌ها را محاسبه می‌کند. Control مجموعه‌ای از متغیرهای کنترلی است که در این مطالعه در نظر گرفته شده است. اندیس i بانک‌های نمونه را نشان می‌دهد، t نشان دهنده سال است، α αι و γ ضرایب رگرسیون هستند، δ ؛ اثرات ثابت بانک است، و؛ عبارت اختلال تصادفی است.

پس از کنترل خطاهای استاندارد تصحیح‌شده با ناهمگونی، رویکرد حداقل مربعات معمولی (OLS) برای تأیید تأثیر نوآوری فین‌تک بانک بر ریسک‌پذیری آن اتخاذ می‌شود. برای کاهش مشکلات درون‌زایی بالقوه مرتبط با علیت معکوس، با اقتباس از مطالعه احمد و مالک،۲۰۱۹ و کیم و همکاران، ۲۰۲۰ ، یک رویکرد دو مرحله‌ای حداقل مربعات متغیرهای ابزاری (2SLS-IV) و همچنین یک رویکرد سیستماتیک GMM برای آزمون استفاده می‌شود. علاوه بر این، نمونه پژوهش در سه سطح جداگانه: از نظر اندازه بانک؛ از نظر نوع بانک و نهایتا از نظر رقابت‌پذیری طبقه‌بندی شده‌است و سرانجام، ناهمگونی به طور جداگانه در هر دسته آزمون می‌شود.

نتایج رگرسیون در جدول (۱)، نشان داده شده است. ستون‌های (۱) و (۲) نتایج رگرسیون پایه هستند که صرفاً برای شاخص نوآوری فین‌تک بانک و ریسک‌پذیری بانک رگرس شده‌اند و ضرایب این دو متغیر هر دو به‌طور معنی‌داری در سطح ۱ درصد منفی هستند که نشان‌دهنده آن است که توسعه نوآوری فین‌تک توسط بانک، به طور کلی، سطح ریسک‌پذیری را کاهش می‌دهد. ستون (۳)، متغیرهای کنترلی سطح بانک را به ستون (۲) و ستون (۴) متغیرهای کنترلی سطح کلان را به ستون (۳) اضافه می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهد الف: فین‌تک بانک تجاری سطح ریسک‌پذیری را کاهش می‌دهد. ب: از نظر متغیرهای کنترلی، هرچه بانک بزرگتر باشد، تأثیر کاهش آن در توسعه نوآوری فین‌تک بر ریسک‌پذیری

بیشتر می‌شود. ج: در سطح کلان، مقیاس بزرگ‌تر تامین مالی نشان‌دهنده تقاضای بالاتر سرمایه از سوی بنگاه‌ها یا افراد جامعه و بانک‌ها است و بانک‌ها احتمالاً وام‌ها را برای پاسخگویی به تقاضای تأمین مالی اجتماعی افزایش می‌دهند، که به نوبه خود منجر به افزایش ریسک مربوطه خواهد شد.

جدول (۱): تأثیر نوآوری فین‌تک بانک بر ریسک‌پذیری آن

متغیرها	0LS		FE	
	۱	۲	۳	٤
FTII	−۱۰/۴۰۶ ***	-۱۳/۳۸۲** *	۸/۲۹۶***	۹/۷۳۹***
SIZE	----	----	−۱/۱۱۵ ***	−۱/۰۱۲***
OVER	----	----	۱/۴۷۱	۱/۰۹۲
ROA	----	----	−۱/۴۲۱***	−۱/۳۷۸ ***
INV	----	----	−۴/۳۳۴***	−۴/۱۹۳***
INF	----	----	----	۴/۸۳۹
SGDP	----	----	----	۵/۴۰۷ **
.Cons	۱۷/۵۰۲ ***	۱۹/۵۲ ***	۶۲/۱۸۹ **	۴۱/۶۹۳ ***
اثرات ثابت				
R2	۰/۱۷	۰/۴۹۵	۰/۵۳۲	۰/۵۲۸

منبع: محاسبات محقق

*** P < 0.01 , ** P < 0.05 , * P < 0.1

برای کاهش مشکلات درون‌زایی بالقوه، از یک رویکرد سیستم GMM برای آزمون نتایج پایه استفاده شده است (بلوندل و باند،۱۹۹۸). از یک سو، رویکرد سیستم می‌تواند مفروضات برون‌زای دقیق رگرسیون‌ها، اثرات مشاهده‌نشده خاص بانک و وابستگی به مسیر را در توالی متغیرهای وابسته به کنترلی حذف کند. از سوی دیگر، از آنجایی که ریسک بانک ممکن است در طول زمان باقی بماند، سیستم GMM امکان مدل‌سازی پویای ریسک بانک را فراهم می‌کند. با توجه به اینکه ریسک بانک دارای اثرات تداومی پویا است، سطح ریسک‌پذیری فعلی ممکن است تحت تأثیر سطح ریسک دوره قبل باشد. بنابراین، یک متغیر توضیحی با وقفه یک دوره‌ای، LRISK، برای ساخت یک مدل پانل پویا معرفی شده است و از روش تخمین GMM جهت آزمون نتایج پایه استفاده می‌شود. همانطور که در ستون (۱) جدول (۲)، نشان داده شده است، ضریب رگرسیون متغیر توضیحی اصلی FTII به طور معنی‌داری منفی است که با نتایج رگرسیون قبلی مطابقت دارد. بنابراین، نتایج تحت‌تاثیر سوگیری درون‌زایی بالقوه قرار نمی‌گیرد و استحکام خوبی را نشان می‌دهد.

جدول (۲): نتایج آزمون درون‌زایی

متغیر	GMM ۱	IV1 ۲	IV2 ۳
FTII	−۰/۳۲۲** *	−۸۳/۶۲۷***	−۱۷/۷۳۹***
SIZE	۰/۱۳۹ **	۱/۸۷۵ ***	−۰/۹۱۲***
OVER	۰/۳۱۳ **	۱۰/۴۷۱	۳/۴۹۲
ROA	−۰/۰۱۶	۰/۰۴۲۱	−۱/۳۷۸ ***
INV	−۰/۱۶۳ **	−۳/۷۳۴***	۴/۵۹۳***
INF	۰/۳۶۲ **	۳۴/۱۲۹ **	۱/۱۰۹
SGDP	۰/۳۸۷ ***	۱۸/۶۸۴ ***	۴/۴۸۷ **
L.RISK	۰/۷۱۲***	----	----
.Cons	----	۶۲/۱۸۹ **	۴۱/۶۹۳ ***
اثرات ثابت			
AR(1) (P-value)	۰/۰۰۰۰	----	----
AR(2) (P-value)	۰/۸۷۵	----	----
سطح احتمال آزمون هاسمن	۰/۳۷۶	----	----
R2	----	۰/۵۳۸	۰/۶۲۹

منبع: محاسبات محقق

*** P < 0.01 , ** P < 0.05 , * P < 0.1

٤-۱. تحلیل ناهمگونی

الف: نوآوری فین‌تک، ریسک‌پذیری با توجه به اندازه بانک

مطالعات نشان داده‌اند که اندازه بانک و بافرهای سرمایه معمولاً بانک‌ها را از پذیرش ریسک بیشتر محدود می‌کند (خان و همکاران، ۲۰۱۷). برای تایید این دیدگاه، مطابق با تحقیقات ژائو و همکاران (۲۰۲۲)، با استفاده از داده‌های اندازه بانک از پایگاه داده، مقیاس بانک‌های بزرگ و متوسط به عنوان بانک‌های مقیاس بزرگ با مقدار «۱» و مقیاس بانک‌های کوچک و خرد به‌عنوان بانک‌های مقیاس کوچک با مقدار «۰» تعریف می‌شود. همانطور که در جدول (۳)، نشان داده شده است، ستون (۱) خروجی برآورد معادله رگرسیون پس از افزودن عبارت تعاملی بین شاخص نوآوری فین‌تک بانک و اندازه بانک (FTII * SCALE) است. یعنی هرچه بانک تجاری بزرگ‌تر باشد ریسک‌پذیری آن کمتر است. یکی از دلایل احتمالی برای چنین نتیجه‌ای این است که بانک‌ها می‌توانند از این مقیاس استفاده کامل کنند. از یک طرف، آنها می‌توانند تخصیص منابع را برای دستیابی به اثر تنوع ریسک، بهبود توانایی/قابلیت خود برای مدیریت و پیشگیری از ریسک به طور جامع و کاهش ریسک‌پذیری، متنوع کنند (لوپز و همکاران، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، آنها می‌توانند در هزینه‌های حاشیه‌ای صرفه‌جویی کنند، درآمد عملیاتی را افزایش دهند و انگیزه ریسک‌پذیری را کاهش دهند. ستون‌های (۲) و (۳)

رگرسیون‌های گروه‌بندی شده بر اساس تفاوت در اندازه بانک هستند: ستون (۲) نتایج رگرسیون بانک‌های کوچک (خرد و کوچک) و ستون (۳) نتایج رگرسیون بزرگ را نشان می‌دهد. هر دو ضرایب ستون (۲) و (۳) به طور معنی‌داری منفی هستند و ضریب ستون (۲) از ستون (۳) کوچکتر است، که نشان می‌دهد هر چه بانک بزرگ‌تر باشد، تأثیر فین‌تک آن قوی‌تر است. نوآوری در کاهش ریسک‌پذیری به نظر می‌رسد که با نتایج ستون (۱) مطابقت دارد. بنابراین، واضح است که فرضیه ۳ برقرار است.

جدول (۳): آزمون ناهمگونی بر اساس اندازه بانک

متغیر	رگرسیون عامل تعاملی	رگرسیون در گروه	
	SCALE(۱)	SMALL(۲)	LARGE(۳)
FTII	۳/۴۸۹	-۴/۴۷۷*	-۱۲/۵۸۹***
FTII*SCALE	-۱۵/۲۰۹ ***	----	----
SIZE	-۰/۸۶۶ ***	-۰/۵۰۲ ***	-۱/۹۱۲***
OVER	۰/۰۸۸	-۱/۰۲۸	-۱/۷۱۲
ROA	-۱/۴۰۹ **	-۰/۸۵۸ ***	۲/۳۰۸ ***
INC	-۴/۳۰۷ **	-۲/۱۱۴*	-۶/۶۹۳***
INF	۵/۴۶۲	-۱۱/۵۸۹	-۵/۲۳۲
SGDP	۵/۵۱۷ **	۶/۷۱۷ **	۲/۸۸۷
.Cons	۳۰/۳۰۹ ***	۱۲/۹۱۴	۴۳/۹۵۳
اثرات ثابت			
R2	۰/۵۸۵	۰/۴۳۸	۰/۵۱۹

منبع: محاسبات محقق * P < 0.1 , ** P < 0.05 , *** P < 0.01

ب: نوآوری فین‌تک، ریسک‌پذیری با توجه به نوع بانک

مطالعات موجود به طور کلی بیان می‌کنند که بانک‌ها در ساختارهای مالکیت متفاوت، متفاوت هستند (هوانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۷). به همین دلیل از روش تقسیم انواع بانک‌ها در بانک اطلاعاتی Wind استفاده شده است. انواع بانک‌ها (TYPE) به گروه بانک‌های تجاری(دولتی و خصوصی) با ارزش «۱» و گروهی از بانک‌های تخصصی با ارزش «۰»، تقسیم می‌شوند.

همانطور که در جدول (۴)، نشان داده شده است، ستون (۱) نتایج برآورد رگرسیون را پس از افزودن عبارت تعامل بین شاخص نوآوری فین‌تک بانک و نوع بانک (FIII*TYPE) نشان می‌دهد. در مقایسه با انواع دیگر بانک‌ها (بانک‌های تخصصی)، بانک‌های تجاری (دولتی و خصوصی) تأثیر مهم‌تری بر کاهش ریسک‌پذیری در توسعه نوآوری فین‌تک دارند چرا که مسئولیت اجتماعی و حفظ ثبات مالی از

[1] Huang et al., 2017

یک سو، سیستم‌های نظارتی و مکانیسم‌های حاکمیتی بانک‌های تجاری (دولتی و خصوصی) بالغ‌تر هستند و به دلیل مواجهه با مدیریت ریسک اضافی، افشای اطلاعات و حاکمیت شرکتی، از قابلیت‌های کنترل ریسک بهتری برخوردارند. از سوی دیگر، از آنجایی که بانک‌های تجاری(دولتی و خصوصی) باید عوامل پیچیده‌تری را در فرآیند بهره‌برداری در نظر بگیرند، نسبت به سایر بانک‌ها (تخصصی) محتاط‌تر هستند. ستون‌های (۲) و (۳) رگرسیون‌های گروه‌بندی شده بر اساس تفاوت در انواع بانک‌ها هستند: ستون (۲) نتایج رگرسیون بانک‌های تجاری (دولتی و خصوصی) را نشان می‌دهد و ستون (۳) نتایج برآورد رگرسیون بانک‌های تخصصی است. پس از گروه‌بندی، حجم نمونه خیلی کوچک است، بنابراین نتایج به دست آمده در این مقاله معنی دار نیست. ضریب ستون (۲) بزرگتر از ستون (۳) است که می‌تواند نشان دهد که نقش بانک‌های تجاری(دولتی و خصوصی) در توسعه نوآوری فین‌تک برای کاهش ریسک‌پذیری ممکن است حیاتی‌تر باشد. بنابراین، نتیجه این است که فرضیه ۳ صادق است.

جدول (٤): آزمون ناهمگونی بر اساس نوع بانک

متغیر	رگرسیون عامل تعاملی	رگرسیون در گروه	
	TYPE(۱)	تجاری (دولتی و خصوصی) (۲)	تخصصی (۳)
FTII	−۴/۶۲۲*	−۱۷/۲۰۷	۳/۲۳۹
FTII*TYPE	−۲۹/۸۶۹ ***	----	----
SIZE	۱/۰۳۲ ***	−۳/۸۶۵ ***	۰/۲۶۲
OVER	−۰/۱۶۵	−۱۶/۹۲۸	۰/۲۰۲
ROA	−۱/۳۶۹	−۰/۶۳۸	−۰/۹۶۸ ***
INC	−۳/۷۷۳ ***	۶/۲۰۴	−۲/۳۹۳***
INF	۵/۱۶۲	−۳/۱۸۹	۲۰/۰۸۷ **
SGDP	۵/۸۸۷ **	۱۰/۰۱۴	۳/۷۸۷
M2GDP	----	----	−۶/۷۷۳ ***
.Cons	۴۲/۳۰۹ ***	۸۸/۹۹۴ **	۵۲/۰۷۳ ***
اثرات ثابت			
R2	۰/۵۶۵	۰/۵۹۹	۰/۵۱۹

منبع: محاسبات محقق *** P < 0.01 , ** P < 0.05 , * P < 0.1

ج: نوآوری فین‌تک، ریسک‌پذیری بانک‌ها با توجه به ساختار بازار(رقابت‌پذیری)

بوید و دی نیکولو (۲۰۰۵) نشان می‌دهند که بانک‌ها ممکن است رفتار ریسک‌پذیری خود را در بازارهای کمتر رقابتی افزایش دهند. بنابراین با مراجعه به تحقیقات بنا و همکاران (۲۰۲۱)، تجزیه و تحلیل شد که آیا سطح رقابت بانکی به رابطه بین شاخص نوآوری فین‌تک بانک و ریسک‌پذیری آن ناهمگونی وجود دارد یا خیر. در این مقاله، حاشیه سود خالص (NII) که به معنای سهم درآمد بهره در دارایی‌های بهره‌دار است، به‌عنوان

متغیری برای سطح رقابت بانکی استفاده شده است. هرچه این شاخص بالاتر باشد، سیستم بانکی رقابت کمتری دارد. از آنجایی که تفاوت های معنی‌داری در سطوح رقابت در بین بانک‌ها وجود دارد، تشخیص تفاوت در رقابت‌پذیری بانک‌ها در صورتی که از میانگین ارزش مستقیماً برای قضاوت در مورد سطح رقابت استفاده شود، دشوار است. بنابراین، در این مقاله از چارک اول – (۲۵درصد) حاشیه سود خالص (NII) به عنوان استاندارد برای تقسیم کل نمونه بانک‌ها استفاده شده است. نمونه بانک‌های با ارزش سرمایه بالای ۲۵ درصد متعلق به یک گروه با ارزش «۱» و بقیه متعلق به گروه دیگری با مقدار «۰» است؛ سپس آنها به طور جداگانه پسرفت می‌کنند. نتایج در ستون (۱) جدول (۵) نشان داده شده است، که در آن عبارت تعامل (FTII*NII) بین سطح نوآوری فین‌تک بانک و حاشیه سود خالص به طور معنی‌داری مثبت است. در مقابل، نتایج رگرسیون پایه این تحقیق به طور معناداری منفی است. نتایج نشان می‌دهد که هرچه حاشیه سود خالص بانک بیشتر باشد، رقابت‌پذیری سیستم بانکی ضعیف‌تر خواهد بود و حاشیه سود خالص بانک از کاهش ریسک‌پذیری ناشی از نوآوری فین‌تک بانک و بالعکس جلوگیری می‌کند. برای بانک‌هایی که دارای سیستم بانکی قوی رقابتی هستند، نوآوری فین‌تک بانک اثرات آشکارتری بر ریسک‌پذیری نشان می‌دهد. ستون‌های (۲) و (۳) نتایج رگرسیون گروهی بر اساس اندازه بانک هستند. ضرایب هر دو نتیجه رگرسیون به طور معنی داری منفی است و ضریب ستون (۲) بزرگتر از ستون (۳) است. نتایج نشان می‌دهد که هر چه سطح رقابت بالاتر باشد، تأثیر نوآوری فین‌تک بر کاهش ریسک‌پذیری معنادارتر است که با نتایج ستون (۱) همخوانی دارد. بنابراین، نتیجه این است که فرضیه ۳ صادق است.

جدول (۵): آزمون ناهمگونی بر اساس رقابت‌پذیری بانک

متغیر	رگرسیون عامل تعاملی	رگرسیون در گروه	
	NII (۱)	LOWER (۲)	HIGHER (۳)
FTII	−۴۴/۸۲۲***	−۲۲/۰۰۷***	−۶/۶۵۹**
NII	۰/۲۱۴	———	———
FTII*NII	۱۲/۷۶۹ ***	———	———
SIZE	−۰/۸۶۹ ***	−۱/۶۱۵ ***	۰/۸۸۲***
OVER	۱/۸۵۶	−۱/۴۲۸	۶/۷۰۸***
ROA	−۱/۳۶۹ ***	۱/۳۹۸ *	−۰/۹۰۸ **
INC	−۳/۴۷۳ **	−۶/۲۰۴***	−۴/۹۰۳***
INF	۵/۴۶۲	−۷/۰۸۹	۹/۶۲۲
SGDP	۶/۲۸۷ **	۷/۴۱۴	۶/۰۰۷ **
.Cons	۲۸/۳۰۹ **	۶۲/۶۴۴ **	۲۱/۷۶۳
اثرات ثابت			
R2	۰/۵۶۴	۰/۶۵۸	۰/۵۸۹

منبع: محاسبات محقق

*** P < 0.01 , ** P < 0.05 , * P < 0.1

ـ تحلیل استحکام/پایداری (با فرض معیار: متغیرهای پروکسی برای سطح نوآوری فین‌تک بانک و ریسک‌پذیری آن)

نتایج رگرسیون پس از جایگزینی معیار شاخص نوآوری فین‌تک (FTII)، (فراوانی/تعداد واژگان مربوط به پایه فناوری (TF-FTII) در توسعه نوآوری فین‌تک در بانک‌ها و فراوانی/تعداد واژگان مربوط به کاربرد فناوری نوآوری فین‌تک (TA-FTII) در بانک‌های تجاری). هنوز معنی‌دار است و نشان می‌دهد که نتایج پایدار است. همچنین به پیروی از تحقیقات دانیسمن و تارازی (۲۰۲۰)، نتایج رگرسیون پس از جایگزینی متغیرهای ریسک‌پذیر بانک‌ها(نسبت سرمایه به دارایی (RISK) برای اندازه‌گیری سطح ریسک‌پذیری) جهت انجام آزمون‌های پایداری/استحکام با استفاده از Z-score، با نتایج قبلی مطابقت دارند. علاوه بر این، به پیروی از تحقیقات ژائو و همکاران (۲۰۲۲)، نسبت سپرده به وام به عنوان متغیری برای ریسک‌پذیری یک بانک استفاده و نشان از پایداری یافته‌ها دارد، مبنی بر این که نوآوری فین‌تک بانک، سطح نقدینگی آن را با افزایش نسبت سپرده به وام، افزایش می‌دهد تا ریسک‌پذیری را کاهش دهد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

از داده‌های پنل۲۰ بانک اعم از تجاری و تخصصی از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱ برای بررسی تأثیر نوآوری فین‌تک یک بانک بر ریسک‌پذیری آن از طریق تحلیل تجربی استفاده شد. ابتدا از روش تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده و نشان داده شد که نوآوری فین‌تک بانک می‌تواند ریسک‌پذیری آن را کاهش دهد. دوم، به دلیل برخی مشکلات درون‌زایی، مانند خود همبستگی، در روش تخمین OLS، از شاخص مالی دیجیتال به عنوان یک متغیر ابزاری (گو و همکاران، ۲۰۲۰) برای ارزیابی ثانویه استفاده گردید و همچنان نتایج ثابت و یکسان حاصل شد. علاوه بر این، متغیر دیگری در رگرسیون وارد شد. یعنی ارزش نوآوری فین‌تک بانکی با یک دوره تاخیری جایگزین مقادیر فعلی گردید که نتایج همچنان ثابت ماند. سوم رابطه علی بین نوآوری فین‌تک بانک و ریسک‌پذیری آن با استفاده از شوک‌های سیاستی مرتبط با توسعه نوآوری فین‌تک یعنی مجموعه اقدامات سیاستی از جمله، «تشویق نوآوری»، جلوگیری از ریسک‌ها، استفاده از مزایا و اجتناب از معایب و توسعه سالم، جهت تشویق نوآوری و حمایت از توسعه پایدار اینترنت تحلیل گردید. لذا از آنجایی که این سیاست‌ها نقش مهمی در ارتقای توسعه نوآوری فین‌تک بانک‌ها ایفا می‌کند، اینگونه دستورالعمل‌ها به عنوان یک شوک سیاستی برای نوآوری فین‌تک بانک‌ها در نظر گرفته شد (چنگ و کو، ۲۰۲۰).

مطابق با تحقیقات ژائو و همکاران (۲۰۲۲)، اثر نوآوری فین‌تک بر ریسک‌پذیری با توجه به سه مولفه؛ اندازه بانک، نوع بانک و ساختار بازار(رقابت‌پذیری) مورد تحلیل قرار گرفت. در این راستا عبارت تعاملی بین شاخص نوآوری فین‌تک بانک و اندازه بانک (FTII * SCALE) به مدل اضافه شد و نتایج نشان

داد که هرچه بانک بزرگ‌تر باشد ریسک‌پذیری آن کمتر است. یکی از دلایل احتمالی برای چنین نتیجه‌ای این است که بانک‌ها می‌توانند از این مقیاس استفاده کامل کنند. از یک طرف، آنها می‌توانند تخصیص منابع را برای دستیابی به اثر تنوع ریسک، بهبود توانایی/قابلیت خود برای مدیریت و پیشگیری از ریسک به طور جامع و کاهش ریسک‌پذیری، متنوع کنند. از سوی دیگر، آنها می‌توانند در هزینه‌های حاشیه‌ای صرفه‌جویی کنند، درآمد عملیاتی را افزایش دهند و انگیزه ریسک‌پذیری را کاهش دهند. از طرفی نتایج رگرسیون بانک‌های کوچک (خرد و کوچک) نشان داد که ضرایب به طور معنی‌داری منفی هستند به این معنی که هر چه بانک بزرگ‌تر باشد، تأثیر فین‌تک آن قوی‌تر است.

نتایج رگرسیون پس از افزودن عبارت تعامل بین شاخص نوآوری فین‌تک بانک و نوع بانک (FIII*TYPE) نشان داد که بانک‌های تجاری تأثیر مهم‌تری بر کاهش ریسک‌پذیری در توسعه نوآوری فین‌تک دارد. در واقع مسئولیت اجتماعی و حفظ ثبات مالی سیستم‌های نظارتی و مکانیسم‌های حاکمیتی بانک‌های تجاری بالغ‌تر هستند و به دلیل مواجهه با مدیریت ریسک اضافی، افشای اطلاعات و حاکمیت شرکتی، از قابلیت‌های کنترل ریسک بهتری برخوردارند. از سوی دیگر، از آنجایی که بانک‌های تجاری باید عوامل پیچیده‌تری را در فرآیند بهره‌برداری در نظر بگیرند، نسبت به سایر بانک‌ها محتاط‌تر هستند.

از آنجایی‌که بوید و دی نیکولو (۲۰۰۵) نشان دادند که بانک‌ها ممکن است رفتار ریسک‌پذیری خود را در بازارهای کمتر رقابتی افزایش دهند. با مراجعه به تحقیقات بنا و همکاران (۲۰۲۱)، تجزیه و تحلیل شد که آیا سطح رقابت بانکی به رابطه بین شاخص نوآوری فین‌تک بانک و ریسک‌پذیری آن ناهمگونی وجود دارد یا خیر. در این راستا، حاشیه سود خالص (NII) که به معنای سهم درآمد بهره در دارایی‌های بهره‌دار است، به‌عنوان متغیری برای سطح رقابت بانکی استفاده شد. هرچه این شاخص بالاتر باشد، سیستم بانکی رقابت کمتری دارد. از آنجایی که تفاوت های معنی‌داری در سطوح رقابت در بین بانک‌ها وجود دارد، تشخیص تفاوت در رقابت‌پذیری بانک‌ها در صورتی که از میانگین ارزش مستقیماً برای قضاوت در مورد سطح رقابت استفاده شود، دشوار است. بنابراین، از چارک اول – (۲۵درصد) حاشیه سود خالص به عنوان استاندارد برای تقسیم کل نمونه بانک‌ها استفاده شده است. نمونه بانک‌های با ارزش سرمایه بالای ۲۵ درصد متعلق به یک گروه با ارزش «۱» و بقیه متعلق به گروه دیگری با مقدار «۰» است. با منظور نمودن این شاخص، نتایج نشان داد، که عبارت تعامل (FTII*NII) بین سطح نوآوری فین‌تک بانک و حاشیه سود خالص به طور معنی‌داری مثبت است. هرچه حاشیه سود خالص بانک بیشتر باشد، رقابت‌پذیری سیستم بانکی ضعیف‌تر خواهد بود و حاشیه سود خالص بانک از کاهش ریسک‌پذیری ناشی از نوآوری فین‌تک بانک و بالعکس جلوگیری می‌کند. برای بانک‌هایی که دارای سیستم بانکی قوی رقابتی هستند، نوآوری فین‌تک بانک اثرات آشکارتری بر ریسک‌پذیری نشان می‌دهد. سرانجام، تحلیل استحکام/پایداری با در نظر گرفتن متغیرهای پروکسی برای سطح نوآوری فین‌تک بانک (فراوانی/تعداد واژگان مربوط به پایه فناوری (TF-FTII) در توسعه نوآوری فین‌تک در بانک‌ها و

فراوانی/تعداد واژگان مربوط به کاربرد فناوری نوآوری فین‌تک (TA-FTII) در بانک‌های تجاری) و ریسک‌پذیری(نسبت سرمایه به دارایی) با استفاده از شاخص Z-score مورد بررسی قرار گرفت که یافته‌ها با نتایج قبلی مطابقت دارند.

برخلاف بسیاری از مطالعات موجود، مطالعه حاضر مبتنی بر نوآوری فین‌تک کلان یا منطقه‌ای نیست. در عوض، بر اساس دیدگاه نوآوری فین‌تک بانک در سطح خرد است تا تأثیر آن بر ریسک‌پذیری بانک‌ها را بررسی کند. در این راستا، به‌طور خلاقانه یک شاخص نوآوری فین‌تک در سطح بانک، با استفاده از فناوری خزنده وب جهت شمارش اخبار مربوط به شرایط نوآوری بانک‌ها از بازیابی پیشرفته Baidu News ایجاد گردید. نتایج به دست آمده به شرح زیر است. اول، بهبود نوآوری فین‌تک یک بانک می‌تواند سطوح ریسک‌پذیری آن را به طور کلی کاهش دهد. هرچه یک بانک از نوآوری فین‌تک بالاتری برخوردار باشد، سطوح ریسک‌پذیری آن کمتر خواهد بود. دوم، نتایج تحلیل مکانیسم نشان می‌دهد که نوآوری فین‌تک بانک، ریسک‌پذیری آن را از طریق دو کانال کاهش می‌دهد، یعنی افزایش درآمد عملیاتی و نسبت کفایت سرمایه. سوم، تحلیل ناهمگونی اندازه بانک، نوع بانک و رقابت‌پذیری نشان می‌دهد که بانک‌های تجاری بزرگ‌تر (دولتی، خصوصی) و بسیار رقابتی تأثیر بارزتری بر کاهش ریسک‌پذیری در توسعه نوآوری فن‌آوری دارند.

با توجه به نتایج فوق، می‌توان پیشنهاداتی برای بانک‌ها ارائه نمود. اولا، همه بانک‌ها اعم از تجاری و تخصصی و حتی سایر بانک‌ها، باید از الگوی توسعه عصر پیروی کنند و راه‌حل‌های فین‌تک را برای تسریع تحول دیجیتال خود بر اساس ویژگی‌های منحصربه‌فردشان بپذیرند. ثانیا، از آنجایی که استفاده بانک‌های تجاری از فین‌تک خطرات بالقوه خاصی را به دنبال دارد، همه بانک‌ها باید مدیریت ریسک را افزایش دهند. ثالثاً، دولت باید اقدامات نظارتی قابل اجرا، مانند استانداردهای افشای اطلاعات و شاخص‌های مدیریت ریسک را اعمال کند.

همچنین همانند همه مطالعات، محدودیت‌هایی نیز در مطالعه وجود دارد. اول، به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها، تنها نمونه‌ای از بانک‌های تجاری و تخصصی فهرست‌شده در پژوهش استفاده شده است، نمونه‌ای که سایر بانک‌های موجود در نظام بانکی ایران را پوشش نمی‌دهد. بنابراین، تحقیق بیشتر در مورد تأثیر نوآوری فن‌آوری بانک‌ها بر ریسک‌پذیری بانک‌های کوچک و متوسط مورد نیاز و پیشنهاد می‌گردد. دوم، شاخص نوآوری فین‌تک بانک مورد استفاده در این مطالعه از طریق تحلیل متنی و اقتباس از مطالعات جدید در نظر گرفته شده است. اگر قرار است در آینده شاخص‌های مستقیم بیشتری از نوآوری فین‌تک بانک به دست آید، تحلیل بیشتری لازم است.سوم ، تنها تأثیر نوآوری فین‌تک یک بانک بر ریسک‌پذیری آن در حال حاضر مورد بررسی قرار گرفت، که تأثیر آن بر سایر جنبه‌های بانکی را پوشش نمی‌دهد، که می‌تواند در مطالعات آینده مورد بررسی قرار گیرد. چهارم، تعریف ریسک‌پذیری بانک در این مطالعه نسبتاً محدود است و تأثیر خاص نوآوری فین‌تک بانک بر انواع مختلف ریسک‌های آن به طور

جداگانه مورد بحث قرار نگرفت. با توجه به چنین محدودیت‌های تحقیقاتی، در مطالعات بعدی، می‌توان حجم و مقیاس نمونه را بیشتر گسترش داد تا بیشترین تعداد نمونه بانکی پوشش داده شود. همچنین یک شاخص نوآوری فین‌تک بانکی چندبعدی را اتخاذ نمود تا نتایج تحقیقات مشابه را ارتقا دهد و متغیرهای ریسک‌پذیر بانک را برای توصیف بیشتر انواع ریسک‌های بانکی به منظور ارائه پیشنهادات ارزشمندتر به بانک‌ها تقسیم‌بندی کند.

٦. تعارض منافع

هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان بیان نشده است.

References

- Ahamed, MM. and Mallick, S. K. (2019). Is financial inclusion good for bank stability? International evidence. Journal of Economic Behavior & Organization, 157, 403–427. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jebo.2017.07.027/
- Anagnostopoulos, I. (2018). Fintech and regtech: Impact on regulators and banks. Journal of Economics and Business, 100, 7–25. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2018.07.003/
- Asgari, E. and Safavi, B. (2025). The impact of electronic banking channels and efficiency indicators on bank profitability A case study of the Melli Bank of Iran. The Journal of Computational economics, 4(2), 65-89. Retrieved from https://doi.org/ 10.30495/ECOMAG.1403.1192889/ (In Persian)
- Banna, H., Hassan, M K. and Rashid, M. (2021). Fintech-based financial inclusion and bank risk-taking: evidence from OIC countries. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 75, 101447. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101447.
- Berger, A N. and Bouwman, C.H.S. (2013). How does capital affect bank performance during financial crises? Journal of Financial Economics, 109(1), 146–176. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.008.
- -Bertay, A C., Demirg€u¸c-Kunt, A. and Huizinga, H. (2013). Do we need big banks? Evidence on performance, strategy and market discipline. Journal of Financial Intermediation, 22(4), 532–558. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jfi.2013.02.002/
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. Journal of Econometrics, 87(1), 115–143. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8/
- Boyd, J H. and De Nicolo, G. (2005). The theory of bank risk taking and competition revisited. The Journal of Finance, 60(3), 1329–1343.
- Chen, N., Sun, D. and Chen, J. (2022). Digital transformation, labour share, and industrial heterogeneity. Journal of Innovation & Knowledge, 7(2) 100173. Retrieved from https://doi.org/ https://doi.org/10.1016/j.jik.2022.100173/

- Chen, T., Goh, J R., Kamiya, S. and pingyi, l. (2019). Marginal cost of risk-based capital and risktaking. Journal of Banking & Finance, 103, 130–145. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2019.03.011/
- Cheng, M. and Qu, Y. (2020). Does bank FinTech reduce credit risk? Evidence from China. Pacific-Basin Finance Journal, 63, 101398. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101398/
- Danisman, G O. and Tarazi, A. (2020). Financial inclusion and bank stability: Evidence from Europe. The European Journal of Finance, 26(18), 1842–1855. Retrieved from https://doi.org/10.1080/1351847X.2020.1782958/
- Efthyvoulou, G. and Yildirim, C. (2014). Market power in CEE banking sectors and the impact of the global financial crisis. Journal of Banking & Finance, 40, 11–27. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.010/
- Ernst, & Young (2019). Global FinTech adoption index 2019: As FinTech becomes the norm, you need to stand out from the crowd. Retrieved from https://www.ey.com/en_gl/eyglobal-fintech-adoption-index/
- European Banking Authority. (2017). Approach to Financial Technology (FinTech). Retrieved from https://www.eba.europa.eu/regulation-and-policy/other-topics/approachto-financial-technology-fintech.
- Filip, D., Jackowicz, K. and Kozlowski, l. (2017). Influence of internet and social media presence on small, local banks' market power. Baltic Journal of Economics, 17(2), 190–214.
- Fuster, A., Plosser, M., Schnabl, P and Vickery, J. (2019). The role of technology in mortgage lending. The Review of Financial Studies, 32(5), 1854–1899. Retrieved from https://doi.org/10.1093/rfs/hhz018/
- Gomber, P., Koch, J A. and Siering, M. (2017). Digital Finance and FinTech: current research and future research directions. Journal of Business Economics, 87(5), 537–580. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s11573-017-0852-x/
- Guo, F., Wang, J., Wang, F. et al. (2020). Measuring the Development of China's Digital Inclusive Finance: Index Compilation and Spatial Characteristics. Economics, 19(4),1401–1418.
- Huang, T.H., Lin, C.I. and Chen, K.C. (2017). Evaluating efficiencies of Chinese commercial banks in the context of stochastic multistage technologies. Pacific-Basin Finance Journal, 41, 93–110. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2016.12.008/
- IMF. (2017). Fintech and financial services: initial considerations. retrieved from file///Users/hugoferradansramonde/Downloads/sdn1705.pdf.
- Jimenez, G., Lopez, J.A. and Saurina, J. (2013). How does competition affect bank risk-taking? Journal of Financial stability, 9(2), 185–195.
- Janzad Parijai, H., Haji, G. and Sarlak, A. (2025). The effect of economic uncertainty and credit risk on lending of banks listed on the Tehran Stock Exchange using the generalized method of moments (GMM). Computational Economics. 4(2). 79-105. Retrieved from https://doi.org/10.30495/ECOMAG.1404.1194401/ (In Persian)

- Khan, M.S., Scheule, H. and Wu, E. (2017). Funding liquidity and bank risk taking. Journal of Banking & Finance, 82, 203–216. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2016.09.005/
- Kim, H., Batten, J. A. and Ryu, D. (2020). Financial crisis, bank diversification, and financial stability: OECD countries. International Review of Economics & Finance, 65, 94–104. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.08.009/
- KPMG. (2017). The Pulse of Fintech - Q4 2016. Available at https://home.kpmg/xx/en/home/insights/2017/02/infographics-the-pulse-of-fintech-q4-2016.html.
- Lee, C. C. and Huang, T. H. (2019). What causes the efficiency and the technology gap under different ownership structures in the Chinese banking industry?, Contemporary Economic Policy, 37(2), 332–348. Retrieved from https://doi.org/10.1111/coep.12409/
- Lee, C.C. and Lee, C. C. (2019). Oil price shocks and Chinese banking performance: do country risks matter? Energy Economics, 77, 46–53. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.01.010/
- Lee, C. C., Li, X., Yu, C. H. and Zhao, J. (2021). Does fintech innovation improve bank efficiency? Evidence from China's banking industry. International Review of Economics & Finance, 74, 468–483. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.03.009/
- Liberti, J. M. (2018). Initiative, incentives, and soft information. Management Science, 64(8), 3469-3970. Retrieved from https://doi.org/10.1287/mnsc.2016.2690/
- Lozano-Vivas, A., Pastor, J. T. and Pastor, J. M. (2002). An efficiency comparison of European banking systems operating under different environmental conditions. Journal of Productivity Analysis, 18(1), 59–77. Retrieved from https://doi.org/10.1023/A:1015704510270/
- Martinez-Miera, D. and Repullo, R. (2010). Does competition reduce the risk of bank failure? The Review of Financial Studies, 23(10), 3638–3664.
- Papadopoulos, G. (2019). Income inequality, consumption, credit and credit risk in a data-driven agent-based model. Journal of Economic Dynamics and Control, 104, 39–73. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jedc.2019.05.002/
- Pasiouras, F. (2008). Estimating the technical and scale efficiency of Greek commercial banks: the impact of credit risk, off-balance sheet activities, and international operations. Research in international business and finance, 22(3), 301–318. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2007.09.002/
- Qiu, H. Huang, Y P, & Ji, Y. (2018). How Does FinTech Development Affect Traditional Banking in China? the Perspective of Online Wealth Management Products. Journal of Financial Research (Chinese Version), 461(11), 17–30.
- Sheng, T. (2021). The effect of fintech on banks' credit provision to SMEs: Evidence from China. Finance Research Letters, 39, 101558. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101558/

- Wagner, W. (2010). Loan market competition and bank risk-taking. Journal of Financial Services Research, 37(1), 71–81. Retrieved from https://doi.org/10.1007/s10693-009-0073-8/
- -Zhao, J., Li, X., Yu, C. H. and et al. (2022). Riding the FinTech innovation wave: FinTech, patents and bank performance. Journal of International Money and Finance, 122,102552. Retrieved from https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102552/

Contents

1. The Influence of Economic Growth on Income Distribution: NARDL Approach
Sosan Darakhani, Asghar Abolhasani Hastiani, Farhad Ghaffari 1

2. Exchange Rate Pass-Through to the Consumer Price Index in Iran
Sayedeh azam Darajati, Shahriyar Nessabian, Reza Moghaddasi, Marjan Damankeshedeh 29

3. The Effect of Oil on Gender Inequalities in Oil-rich Countries
Sahar Araghizadeh, Ali Daghighiasli, Marjan Damankeshideh, Ali Esmaeilzadeh 51

4. The Role of Institutional and Environmental Quality in the Relationship Between Depletion of Natural Resources and Happiness in Selected Oil Countries
Wafaa Ibrahim Askar, Bahar Hafezi, Ahmed Abdullah Salman, Hossein Sharifi Renani 73

5. The Effect of Government Spending Shock on Gross Domestic Product in Iran
Hossein Nasrollahi 99

6. Investigating Factors Affecting the Development of Urban Entrepreneurship
Akbar Rozban, Yousef Mohammadi Moghadam, Mohammad Javad Kameli 123

7. Investigating the Impact of FinTech Innovation on Risk-taking with the Moderating role of Banking Heterogeneity (Evidence from Iranian Banks)
Alireza Shirali, Mostafa Heidari Haratemeh 153

• ***Director in Charge: Dr. Maryam Lashkarizadeh***
• ***Editor in Chief: Dr. Nader Mehregan***
• ***Manager: Dr. Soheila Kaghazian***
• ***Associate Editor: Dr.Yazdan Naghdi***
• ***English Editor: Dr.Mojtaba Mohammadi***

• ***Editorial Board:***
Dr. Ahmad Jafari Samimi ***(Professor of Economics, University of Mazandaran)***
Dr. Seyed Abdul Majid Jalaei ***(Professor of Economics, University of Shahid Bahonar Kerman)***
Dr. Jafar Haghighat (Professor of Economics, University of Tabriz)
Dr. Alireza Erfani (Professor of Economics, University of Semnan)
Dr. Hasan Farazmand (Professor of Economics, University of Shahid Chamran)
Dr. Nader Mehregan ***(Professor of Economics, Bu Ali Sina University)***
Dr. Kambiz Hojabr Kiani ***(Professor of Economics, Shahid Beheshti University)***
Dr. Sara Emamgholipour ***(Professor of Health Economics, University of Tehran)***
Dr. Nazanin Pilevari Salmasi ***(Professor of Industrial Management, West Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Hossein Eyvazlou ***(Associate Professor of Economics, Imam Sadiq University)***
Dr. Alireza Amini ***(Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Abbas Ali Abu Nouri ***(Associate Professor of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Maryam Mosleh ***(Associate Professor of Mathematics, West Tehran Branch, Islamic Azad University)***
Dr. Taher Armaghani ***(Associate Professor of Mechanical Engineering, West Tehran Branch, Islamic Azad University)***

Mailing Address:

2nd Floor, Faculty of Humanities, Payambar-e-Azam Campus, Islamic Azad University, West Tehran Branch, Simay-e-Iran St., San'at Sq. TEHRAN/IRAN,

Tel: 02188385771

Email: **ecomag.wtiau@gmail.com**

In the Name of God

Quarterly Journal of
Computational Economics

ISSN 2821-0433

Islamic Azad University, West Tehran Branch

Vol. 4, No.3, Summer 2025