

فصلنامه علمی

پژوهش ها و چشم اندازهای اقتصادی

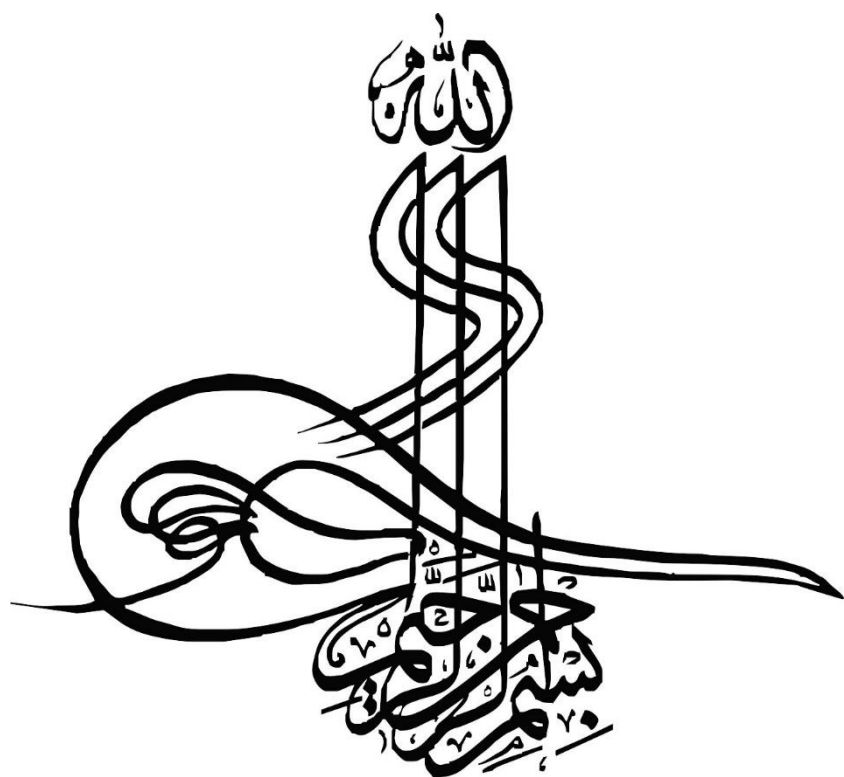
سال بیست و پنجم - شماره سوم - پاییز ۱۴۰۴ - شماره پیاپی: ۹۹



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



- بررسی نقش وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده مواد معدنی
رضا محسنی، فاضل مریدی فریمانی و سارینا خانلرخانی ۱
- اثر شرایط ثبات سیاسی و حکمرانی بر دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد ایران
محمد مصطفی زاده، پرویز داودی، علی اکبر عرب مازار و حسین صمصامی ۴۱
- اثرات اقتصادی ناشی از تغییر الگوی رفت و آمد در شهرستان اصفهان (رویکرد داده - ستانده
سه منطقه ای، روش ترکیبی سهم مکانی - جاذبه)
نورالدین شریفی، سعیده ایزدی و فاطمه بزازان ۷۳
- تأثیر درگیری و بی ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب: رویکرد مدل های پائل بیزین
مارکوف سوچینسک
محمود شریف پور، لطفعلی عاقلی و مارال اسکندری ۱۰۳
- تحلیل اثر استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب پذیر در کشورهای عضو اوپک (رویکرد
رگرسیون انتقال ملایم تابلویی
قراسی صباح علوی، سارا قبادی، سعد مکصیص و حسین شریفی رنئی ۱۳۳
- بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام در ایران: رویکرد یادگیری ماشین
محمدمهدی برقی اسکویی، رضا رنجپور، سامان حاتم راد، مریم امینی و صادق رضایی ۱۶۵
- تحلیل تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز
سارا پرنگ، زهرا دهقان شبلی، علی عسگری و دکتر ابراهیم هادیان ۱۹۷
- تأثیر سیاست پولی بر حباب قیمت سهام در منتخبی از کشورهای گروه DA
سید کمال صادقی، داود پهبودی و سید محمدرضا حسینی ۲۲۷
- تحلیل رفتار توده ای ناشی از فرهنگ و ایستگی در بازار مسکن ایران
وحید نیک پی، پسیان، یوسف محمدزاده، علی رضازاده و حبیب انصاری سامانی ۲۵۷
- بررسی اثر فضایی تعمیق مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال در کشورهای عضو منا
ابوالفضل فلاح، مرجان دامن کشیده و منیژه هادی نژاد ۲۹۱
- تأثیرات پویای سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ بورس اوراق بهادار تهران (تحلیل
کوتاه مدت و بلندمدت)
سید حسن مسعودی علوی، محمد ندیری و علیرضا سارنج ۳۲۷
- جایگاه متغیرهای ادراکی در تابع تقاضای سفر به مقاصد فرهنگی - تاریخی (مورد شهر اصفهانی
دکتر مزگان معلمی و محمد زاهدی ۳۵۹





فصلنامه پژوهشی‌ها و چشم‌اندازهای اقتصادی

فصلنامه علمی - پژوهشی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

با همکاری انجمن علمی تجارت الکترونیکی ایران

سال بیست و پنجم - شماره سوم - پاییز ۱۴۰۴

صاحب امتیاز: پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

مدیر مسئول: پرستو محمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

سر دبیر: مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران



هیأت تحریریه: (به ترتیب حروف الفبا)

مصطفی سلیمی فر

استاد دانشگاه فردوسی مشهد - مشهد - ایران

حسین صادقی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مجید صامتی

استاد دانشگاه اصفهان - اصفهان - ایران

عباس عساری آرانی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

کاظم یآوری

دانشیار دانشگاه یزد - یزد - ایران

حسین اصغر پور

استاد دانشگاه تبریز - تبریز - ایران

مجید احمدیان

استاد دانشگاه تهران - تهران - ایران

عبدالمجید جلایی

استاد دانشگاه شهید باهنر - کرمان - ایران

یداله دادگر

استاد دانشگاه شهید بهشتی - تهران - ایران

سعید راسخی

استاد دانشگاه مازندران - بابلسر - ایران

منصور زراءنژاد

استاد دانشگاه شهید چمران - اهواز - ایران

Srdjan Redzepagic

Professor of Economics - University Côte

d'Azur (University Nice Sophia Antipolis)

Nice - France

دبیران تخصصی: (به ترتیب حروف الفبا)

مرتضی عزتی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

امیرحسین مزینی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

علی محمد احمدی

استادیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

لطیفعلی عاقلی

دانشیار دانشگاه تربیت مدرس - تهران - ایران

تیم پشتیبانی کننده:

ویراستار فارسی: سیدمحمدحسن مصطفوی

ویراستار انگلیسی: محمدحسین آقاجانی

مدیر داخلی فصلنامه: مریم طالبی

صفحه آرایی: مریم طالبی و مرضیه ارغوانی

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

این فصلنامه هم اکنون در پایگاه‌های زیر نمایه می‌گردد:

DOAJ

AEA Electronic Indexes (e-JEL & Econlit)

Google Scholar

International Standard Serial Number (ISSN)

ICI Journals Master List (Index Copernicus)

پایگاه استنادی جهان اسلام (ISC)

پایگاه اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)

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

پایگاه مجلات تخصصی نور (Noor mags)

بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)

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

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

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

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

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

راهنمای تنظیم و ارسال مقالات

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

سایر نکات

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

فهرست مطالب

عنوان	صفحه
بررسی نقش وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده مواد معدنی	
رضا محسنی، فاضل مریدی فریمانی و سارینا خانلرخانی.....	۱
اثر شرایط ثبات سیاسی و حکمرانی بر دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد ایران	
محمد مصطفی‌زاده، پرویز داودی، علی اکبر عرب‌مازار و حسین صمصامی.....	۴۱
اثرات اقتصادی ناشی از تغییر الگوی رفت‌وآمد در شهرستان اصفهان (رویکرد داده- ستانده	
سه منطقه‌ای، روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه)	
نورالدین شریفی، سعیده ایزدی و فاطمه بزازان.....	۷۳
تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب: رویکرد مدل‌های پانل بیزین	
مارکوف سویچینگ	
محمود شریف‌پور، لطفعلی عاقلی و مارال اسکندری.....	۱۰۳
تحلیل اثر استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک (رویکرد	
رگرسیون انتقال ملایم تابلویی	
فراس صباح علیوی، سارا قبادی، سعد مکاصیص و حسین شریفی رنانی.....	۱۳۳
بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام در ایران: رویکرد یادگیری ماشین	
محمد مهدی برقی اسکویی، رضا رنجپور، سامان حاتم‌راد، مریم امینی و صادق رضایی.....	۱۶۵
تحلیل تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز	
سارا پرنگ، زهرا دهقان شبانی، علی عسگری و دکتر ابراهیم هادیان	۱۹۷
تأثیر سیاست پولی بر حباب قیمت سهام در منتخبی از کشورهای گروه D8	
سید کمال صادقی، داود بهبودی و سید محمدرضا حسینی	۲۲۷
تحلیل رفتار توده ای ناشی از فرهنگ وابستگی در بازار مسکن ایران	
وحید نیک پی پسیان، یوسف محمدزاده، علی رضازاده و حبیب انصاری سامانی.....	۲۵۷
بررسی اثر فضایی تعمیق مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال در کشورهای عضو منا	
ابوالفضل فلاح، مرجان دامن‌کشیده و منیژه هادی نژاد	۲۹۱
تأثیرات پویای سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ بورس اوراق بهادار تهران (تحلیل	
کوتاه مدت و بلندمدت)	
سید حسن مسعودی علوی، محمد ندیری و علیرضا سارنج.....	۳۲۷
جایگاه متغیرهای ادراکی در تابع تقاضای سفر به مقاصد فرهنگی - تاریخی (مورد شهر اصفهانی	
دکتر مژگان معلمی و محمد زاهدی	۳۵۹

Natural Resource Abundance and Economic Growth in Mineral Exporting Countries

Reza Mohseni¹ , Fazel Moridi Farimani², Sarina Khanlarkhani³

1. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author)
E-mail: re_mohseni@sbu.ac.ir
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: f_moridii@sbu.ac.ir
3. M.A. in Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: sarinakhanlarkhani@gmail.com

Abstract

Natural resources are one of the most important resources for the production of any country. Based on growth and development theories and international trade theories, these resources can bring a comparative advantage to an economy. Revenues generated from the abundance of natural resources can create wealth for a country and lead to economic growth, increased welfare, and reduced poverty. In this context, mineral resources are an important factor in accelerating investment and, consequently, economic growth; however, some empirical observations show the opposite. In fact, many countries with abundant natural resources, including mineral resources, have not been able to translate the opportunity created by revenue from these resources into benefits for their economy. Therefore, in this paper, this issue is examined using growth models for the Iranian economy and selected oil- and mineral-rich countries over the period 2000–2020; in such a way that the direct and indirect effects of resource abundance on economic growth are analyzed through channels of physical capital accumulation, R&D expenditure in technology, labor, financial development, and economic freedom for the selected countries in three groups: the first group comprises countries with mineral and oil resources, the second group comprises countries with mineral resources, and the third group comprises countries with oil resources (which includes Iran). The results indicate that resource abundance is significant and has a substantial effect for the first and second groups, but for the third group, which includes Iran, the effect is not confirmed.

Article information

Review History:

Received: Mar. 05, 2024

Revised: Apr. 19, 2024

Accepted: June. 13, 2024

Keywords:

Economic Growth

Mineral Resources

Abundance Panel Data

Resource Curse

JEL Classification:

C33, E10, O47, Q00

Corresponding Author:

re_mohseni@sbu.ac.ir



Aim and Introduction

Many theories and models of economic growth have identified capital as one of the most important drivers and determinants of economic growth and development. For years, it was believed that abundant natural resources, as part of a country's capital, constituted a divine blessing, as they could be converted into other forms of capital and contribute to overall economic development. Consequently, countries rich in natural resources were expected to perform better economically than those without such resources. However, over time, particularly after World War II, empirical evidence revealed that most resource-rich countries performed poorly compared to resource-poor countries.

In the late twentieth century, the best economic growth performances were observed in newly industrialized countries in South Asia, including South Korea, Hong Kong, Singapore, and Taiwan. In contrast, many resource-rich countries, such as oil-rich nations like Mexico, Nigeria, and Venezuela, faced dire situations during the same period.

Nonetheless, some empirical studies have highlighted a positive relationship between natural resource abundance and economic growth. Stijns (2001), using an alternative variable from Sachs and Warner (1995) to measure resource abundance, found no evidence of the detrimental effect of natural resources on economic growth. Lederman and Maloney (2003) also reported a positive relationship between resource abundance (measured by net resource exports per worker) and economic growth.

Sala-i-Martin and Subramanian (2003) contended that the relationship between natural resource abundance and economic growth loses statistical significance once institutional quality is accounted for. They suggested that the effect of natural resources depends on the type of resource, indicating that fuel and mineral resources negatively affect institutions (and thus economic growth), whereas the relationship between economic growth and other types of resources is not statistically significant. Similarly, Papyrakis and Gerlagh (2004) demonstrated that when variables such as corruption, investment, degree of freedom, terms of trade, and education are controlled and managed, the abundance of natural resources would have a positive effect on economic growth.

Thus, it can be concluded that not all resource-rich countries have experienced poor economic performance or economic decline. In certain cases, the optimal utilization of abundant resources has led to significant economic growth and increased per capita income.

Economic growth remains the primary goal of all economies, as it is directly linked to maximizing societal welfare. Economic growth encompasses increased utilization of inputs, improved productivity of production factors, and enhanced employment opportunities. Natural resources are among the most crucial sources of production in any country. According to growth and development theories, as well as international trade theories, these resources can provide a comparative advantage for an economy. Income generated from natural resource abundance can create national wealth, spur economic progress, increase societal welfare, and

reduce poverty. In this regard, mineral resources are considered a key factor in accelerating investment and economic growth. However, some empirical studies suggest otherwise, indicating that many countries with abundant natural resources, including minerals, have failed to harness these resources effectively to achieve the desired economic benefits.

Methodology

This study examines the economic growth patterns of Iran and a group of mineral-rich countries from 2000 to 2020. A panel data method was employed to estimate and evaluate the results, considering the similarities between the selected countries and Iran in terms of mineral resource abundance.

In the research process, the final variables and the functional form of the model were identified, and data processing, analysis, and model estimation were conducted using Stata software. The data used in the study were collected from official sources, including the Central Bank, the Statistical Center of Iran, and the Ministry of Industry, Mine, and Trade. Additionally, for data on other countries, international sources such as the World Trade Organization (WTO), the World Bank, the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD), and the International Monetary Fund's (IMF) STAN database were utilized.

Findings

The study investigated the direct and indirect effects of natural resource abundance on economic growth through channels such as physical capital accumulation, research and development (R&D) investment in technology, labor, financial development, and economic freedom across three groups of countries. The first group includes countries with both mineral resources and oil, the second group consists of countries with only minerals, and the third group comprises countries with only oil resources. The generalized fixed effects model was selected as the final model for all three groups. According to the results:

- The share of mineral resources in exports was significant and positive for the first and second groups of countries, whereas it was significant and negative for the third group, which includes Iran.
- The share of oil and gas resources in exports was significant and positive for the first group of countries, but it had a significant negative impact for the third group.
- The capital stock variable was positive and significant for all three groups.
- The unemployment rate had a significant negative relationship with per capita income across all groups.
- The total factor productivity index was positive and significant for all groups, positively influencing per capita income.

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.3, 2025, pp: 1-39

- Research and development expenditures had a significant positive effect on per capita income across all groups.
 - The economic openness index was significant for all groups, positively affecting per capita income.
 - The institutional quality index was significant for all groups, positively influencing per capita income.
 - The net foreign direct investment variable was significant for the second group but had a negative effect.

Discussion and Conclusion

The results suggest that the hypothesis of natural resource abundance positively influencing economic growth is supported for the first and second groups of countries. However, this hypothesis is not confirmed for the third group, which includes Iran.

بررسی نقش وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای صادرکننده مواد معدنی

رضا محسنی^۱ , فاضل مریدی فریمانی^۲، سارینا خانلرخانی^۳

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
re_mohseni@sbu.ac.ir

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
f_moridi@sbu.ac.ir

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
sarinakhanlarkhani@gmail.com

چکیده	اطلاعات مقاله
منابع طبیعی، یکی از مهم‌ترین منابع تولید هر کشور محسوب می‌گردد. براساس نظریات رشد و توسعه و همچنین نظریات تجارت بین‌الملل، این منابع می‌تواند مزیت نسبی برای یک اقتصاد به‌همراه داشته باشد. درآمدهای حاصل از وفور منابع طبیعی، می‌تواند برای یک کشور ایجاد ثروت نموده و پیشرفت اقتصادی و افزایش رفاه و کاهش فقر را به‌دنبال داشته باشد. در این رابطه، منابع معدنی عاملی مهم در تسریع سرمایه‌گذاری و به‌دنبال آن، رشد اقتصادی‌اند؛ اما برخی مشاهدات تجربی، عکس این ادعا را نشان می‌دهند. در حقیقت بسیاری از کشورهای دارای وفور منابع طبیعی از جمله منابع معدنی، نتوانسته‌اند از فرصت ایجاد شده ناشی از درآمدهای حاصل از این منابع، منافع لازم را برای اقتصاد کسب کنند. براین اساس در مقاله حاضر، این موضوع با استفاده از الگوهای رشد برای اقتصاد ایران و کشورهای منتخب دارای وفور منابع معدنی طی دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد؛ به‌طوری‌که اثرات مستقیم و غیرمستقیم وفور منابع طبیعی، از کانال انباشت سرمایه فیزیکی، انباشت هزینه تحقیق و توسعه در زمینه تکنولوژی، نیروی کار، توسعه مالی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی برای کشورهای منتخب در ۳ گروه کشورها که گروه اول، دارای منابع معدنی و نفتی، گروه دوم، دارای منابع معدنی و گروه سوم، دارای منابع نفتی‌اند، پرداخته شده است. نتایج، حاکی از آن است که وفور منابع طبیعی برای گروه کشورهای اول و دوم، معنی‌دار بوده و اثر قابل توجهی دارد، اما برای گروه کشورهای سوم که شامل ایران نیز می‌باشد، مورد تأیید قرار نگرفت.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۲/۱۲/۱۴ بازنگری: ۱۴۰۳/۱/۳۰ پذیرش: ۱۴۰۳/۳/۲۳
	کلمات کلیدی: رشد اقتصادی نفرین منابع وفور منابع معدنی داده‌های پانل
	طبقه‌بندی JEL: C33, E10, O47, Q00
	نویسنده مسئول: re_mohseni@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

منابع طبیعی، یکی از مهم‌ترین منابع ثروت هر کشور می‌باشد که براساس نظریات رشد و توسعه و همچنین نظریات تجارت بین‌الملل، می‌تواند مزیت نسبی برای یک جامعه به‌همراه آورد و به‌عنوان بخشی از سرمایه‌های کشور، به‌مثابه موتور رشد و توسعه عمل کند. شاید این تصور وجود داشته باشد که درآمدهای حاصل از وفور منابع طبیعی برای یک کشور، ایجاد ثروت کرده و پیشرفت اقتصادی و کاهش فقر را به‌دنبال داشته باشد. وجود این دیدگاه در رابطه با منابع طبیعی، می‌تواند براساس تئوری توسعه اقتصادی نیز باشد. در این رابطه، منابع معدنی عاملی مهم در تسریع سرمایه‌گذاری و به‌دنبال آن، رشد اقتصادی‌اند، اما برخی مشاهدات تجربی، عکس این ادعا را نشان می‌دهند. در حقیقت بسیاری از کشورهای دارای وفور منابع طبیعی از جمله منابع معدنی، نتوانسته‌اند از فرصت ایجاد شده ناشی از درآمدهای حاصل از منابع، منافع لازم را برای اقتصاد کسب کنند. این تعارض میان تئوری و تجربه، سبب شد تا تلاش‌های متعددی برای تبیین علل رابطه منفی میان رشد اقتصادی و منابع طبیعی انجام شود (صبوری و غیاثوند، ۱۳۹۰).

از آنجا که رشد اقتصادی، قدرت سیاسی کشورها را در داخل و خارج افزایش داده و از طرفی، تولیدات را افزایش می‌دهد، شاید بتوان گفت مهم‌ترین بحث اقتصادی در سال‌های بعد از جنگ جهانی دوم، به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه، مسئله رشد اقتصادی بوده است. از این‌رو، نظریه‌های بسیاری پیرامون رشد در طول سال‌های پس از جنگ جهانی دوم مطرح شده است؛ که هدف اساسی نظریه‌های رشد، توضیح عوامل تعیین‌کننده نرخ‌های رشد در یک کشور و بررسی دلایل تفاوت نرخ‌های رشد و درآمدهای سرانه بین کشورها می‌باشد. لذا می‌توان بیان نمود که یکی از عواملی که تأثیر بسزایی بر رشد اقتصادی کشورها دارد، منابع طبیعی از جمله منابع معدنی آن کشورها است.

اهمیت بخش معادن به‌واسطه ضروری بودن محصول این بخش برای سایر فعالیت‌ها است. این اهمیت، هم از بعد تقاضای صنایع معدنی از سایر فعالیت‌های اقتصادی و هم، عرضه محصولات صنایع معدنی به سایر فعالیت‌ها قابل بررسی است و با توجه به نقش و جایگاه کلیدی بخش معدن و صنایع معدنی در کشور، از اهمیت زیادی برخوردار است. بخش معدن در ایران، با توجه به آمار بانک مرکزی در سال‌های ۹۸-۸۳، ارزش افزوده آن هر سال به‌طور متوسط ۱۰/۶ درصد رشد داشته، و رشد اقتصادی ایران در طی همین دوره به‌طور متوسط ۳/۵ درصد بوده است. با توجه به اینکه کشور ایران از ذخایر معدنی غنی برخوردار است، لذا می‌توان پیش‌بینی کرد که در آینده‌ای نه چندان دور، به‌نظر می‌رسد که بخش معدن، سهم بالایی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص دهد. لذا لزوم انجام مطالعات در راستای بررسی اثر افزایش سهم و تأثیری که بر سایر بخش‌های اقتصاد از جمله صنعت می‌گذارد، احساس می‌شود. از این‌رو، هدف اصلی در این مقاله، بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی بر روی رشد اقتصادی با تأکید بر نقش معادن، در کشور ایران و مقایسه آن با سایر کشورهای منتخب و

شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در این کشورها و تخمین ضریب اثرگذاری هر کدام از عوامل است.

لذا در مقاله حاضر، با روش کمی مبتنی بر الگوهای نظری و تجربی، سعی بر آن شده است که رابطه بین وفور منابع معدنی در کشورهای مختلف (از جمله اقتصاد ایران) و اثر آن بر رشد اقتصادی، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد؛ و سعی بر آن است که با استفاده از ابزار اقتصادسنجی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع معدنی را شناسایی نموده و با تحلیل دقیق، رشد اقتصادی متأثر از منابع معدنی مورد ارزیابی، و از این طریق، توصیه‌های سیاستی در اختیار سیاستگذار در راستای تغییر استراتژی و همچنین برنامه‌ریزی در جهت استفاده صحیح از منابع طبیعی، قرار گیرد.

در ادامه، بعد از مقدمه در بخش دوم، بررسی ادبیات موضوع ارائه می‌گردد. معرفی الگو، تخمین و تجزیه و تحلیل در بخش سوم معرفی می‌شود و در نهایت در بخش چهارم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری و مرور مطالعات تجربی

درحالی‌که ظاهراً به نظر می‌رسد، درآمدهای بالای نفتی از منابع طبیعی نظیر نفت و معدن می‌باید به ایجاد ثروت برای جامعه منجر گردد و فرایندهای اقتصادی را بهبود بخشیده و فقر را کاهش دهد، اما تجارب بسیاری از صادرکنندگان این منابع، خلاف این امر را نشان می‌دهد؛ به‌طوری‌که تعداد زیادی از کشورهای دارای وفور منابع طبیعی، حتی عملکرد نسبتاً ضعیف‌تری در مقایسه با کشورهای کمتر برخوردار در زمینه رشد و توسعه اقتصادی و کاهش فقر داشته‌اند. این واقعیت متناقض که به تعبیر کارل (۱۹۷۷)، تناقض فراوانی^۲ نام دارد، در ادبیات اقتصاد با عنوان "نفرین منابع"^۳ شناخته می‌شود. شواهد تجربی در قرن حاضر در اقتصاد ایران نشان می‌دهد، منابع نفتی و معدنی به افزایش وابستگی دولت به ثروت‌های طبیعی و بزرگ شدن حجم دولت، اهمال در اخذ مالیات، عدم شفافیت عملکرد دولت و پاسخگو نبودن آن، ترویج فرهنگ ویژه خواری و تبعیض، ایجاد شکاف طبقاتی در مقاطعی، به مصداق نفرین منابع منجر می‌شود. منابع طبیعی و منابع معدنی، پایه و اساس توسعه اقتصادی و عنصر و ستون اصلی رشد اقتصادی در هر کشور هستند (تیسائورای^۴، ۲۰۲۱). منابع معدنی، ورودی‌های لازم برای تولید نهاده‌های تولید به شمار می‌روند و نقش تعیین‌کننده‌ای در توسعه اقتصادی در برخی از مراحل خاص ایفا می‌کنند. بنابراین، به نظر می‌رسد که بدون منابع معدنی،

1. Karl (1977).

2. Paradox of Plenty

3. Resource Curse

4. Tsaurai (2021).

نمی‌توان توسعه اقتصادی را مورد بررسی قرار داد. در این رابطه، نظریه اقتصاد کلاسیک قبل از ۱۹۵۰ بر تأثیر مثبت منابع طبیعی و مواد معدنی بر رشد اقتصادی تأکید دارد.

هاباکوک^۱ (۱۹۶۲)، اولین کسی بود که پیشنهاد نمود، منابع طبیعی فراوان برای رونق اقتصادی مفید هستند (چنگ و همکاران^۲، ۲۰۲۰؛ هاباکوک، ۱۹۶۲). علاوه بر این، در مورد مطالعات منابع معدنی، نظریه پردازانی همچون سینگر^۳ (۱۹۵۰)، آرزکی و همکاران^۴ (۲۰۱۳)، باگواتی^۵ (۱۹۵۸)، کالومبو^۶ (۲۰۱۴)، پربیش^۷ (۱۹۵۰) و تیلتون^۸ (۲۰۱۲)، بر تأثیر مثبت منابع معدنی بر رشد اقتصادی تأکید داشتند.

کاولکانتی و همکاران^۹ (۲۰۱۱)، بر این عقیده‌اند که استخراج مواد معدنی، تأثیر مثبت بلندمدت بر رشد اقتصادی دارد. در صورت وجود یا حاکمیت محیط مناسب، منابع طبیعی مانند مواد معدنی در بلندمدت، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی، ایجاد اشتغال و ریشه کنی فقر دارند (تیسائورای، ۲۰۲۱؛ هاروی و همکاران^{۱۰}، ۲۰۱۷؛ هاروی و همکاران، ۲۰۱۰؛ اولاکوجو^{۱۱}، ۲۰۱۵).

در فرضیه سینگر-پربیش (۱۹۵۰) استدلال می‌شود، کشوری که به شدت به صادرات کالاهای اولیه مانند مواد معدنی متکی است، در زمان افزایش قیمت جهانی کالاها، یک مرحله رشد سریع اقتصادی را تجربه می‌کند. لذا کاهش قیمت و تقاضای کالا در بازارهای بین‌المللی، به بی‌ثباتی اقتصادی در آن کشور منجر می‌شود که این امر، ناشی از کسری تراز تجاری است.

آرزکی و همکاران^{۱۲} (۲۰۱۳)، از فرضیه سینگر-پربیش حمایت کردند، در حالی که مطالعه انجام شده توسط تیلتون (۲۰۱۲)، با این فرضیه مغایرت داشت. برخلاف فرضیه سینگر-پربیش، کانودور (۱۹۸۷)، خاطرنشان کرد که افزایش قیمت کالاهای منابع طبیعی، ماهیتی تورمی دارد و از این‌رو، مانع رشد اقتصادی می‌شود (تیسائورای، ۲۰۲۱).

همچنین مطالعه باگواتی (۱۹۵۸)، نشان می‌دهد که رشد اقتصادی کشوری که بیش از حد به صادرات کالاهای معدنی وابسته است، تحت تأثیر نوسانات قیمت‌های بین‌المللی کالاها قرار می‌گیرد؛

1. Habakkuk(1962).
2. Cheng et al.
3. Singer(1950).
4. Arezki et al(2013).
5. Bhagwati(1958).
6. Kalumbu(2014).
7. Prebisch(1950)
8. Tilton et al.(2012).
9. Cavalcanti et al.(2011).
10. Harvey et al (2017).
11. Olakojo(2015).
12. Arezki & Gylfason(2011).

به‌ویژه اگر شرایط تجارت وخیم‌تر شود. این سناریو در صورتی رخ می‌دهد که رشد قبلی ناشی از افزایش قیمت کالا، کمتر از میزان وخامت شرایط تجارت باشد (تیسائورای، ۲۰۲۱).

کالومبو (۲۰۱۴)، با اصلاح جزئی در فرضیه سینگر-پربیش نشان داد، کشورهایی که به‌شدت به منابع طبیعی مانند مواد معدنی وابسته هستند، با کاهش منابع طبیعی، کسری تجاری و رشد اقتصادی منفی را تجربه خواهند نمود (تیسائورای، ۲۰۲۱).

در این رابطه، مطالعه اولاکوجو (۲۰۱۵)، نشان می‌دهد، افزایش قیمت کالاهای جهانی بر رشد اقتصادی کشوری که واردکننده خالص کالاها (مواد معدنی) است، تأثیر منفی می‌گذارد و در جهت عکس، رشد اقتصادی صادرکننده کالا در واکنش به افزایش قیمت جهانی کالاها افزایش می‌یابد؛ به‌ویژه در صورت وجود هزینه‌های سرمایه‌گذاری توسط شرکت‌های محلی، سطح بالای مصرف داخلی کالاهای داخلی در اقتصاد را به‌همراه خواهد داشت (تیسائورای، ۲۰۲۱؛ اولاکوجو، ۲۰۱۵).

از طرف دیگر، اکثر مطالعات در مورد تأثیر مواد معدنی بر رشد اقتصادی در انتخاب فرض، دچار انحراف شده، به‌طوری‌که رابطه بین دو متغیر از یک فرم خطی پیروی می‌کند.

تعداد اندکی از مطالعات مانند آرزکی و گیل‌فاسون (۲۰۱۱) و بودمن و باکونا (۲۰۱۰)، اشاره کردند که رابطه بین معادن (منابع طبیعی) و رشد اقتصادی از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند. آنچه هنوز مورد توافق قرار نگرفته، مکانیزیم و شدت اثرگذاری مواد معدنی در افزایش رشد اقتصادی است (تیسائورای، ۲۰۲۱).

در این رابطه، دو دیدگاه وجود دارد که در وهله اول، بر این باورند که منابع طبیعی فراوان، تأثیر مثبت قابل توجهی بر رشد اقتصادی خواهند گذاشت که می‌تواند به توسعه اقتصادی منجر شود (سان و همکاران، ۲۰۲۱؛ علی و همکاران، ۲۰۲۰؛ چنگ و همکاران، ۲۰۲۰).

در واقع، استفاده از منابع طبیعی ارزان و فراوان در سراسر جهان، به‌عنوان منبع مواد اولیه، رشد سریع اروپا، ایالات متحده، کانادا و دیگر کشورهای غربی را افزایش داده است (علی و همکاران، ۲۰۲۰)؛ به‌گونه‌ای که همه باید درک عینی و منطقی از رابطه بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی را مورد توجه قرار دهند (سان و همکاران، ۲۰۲۱). با این حال، مصرف بالای منابع طبیعی به‌طور عینی شدت توسعه منابع را افزایش داده است.

همچنین، علاوه بر توسعه و فراوری منابع طبیعی در مقیاس بزرگ‌تر، تداخل و آسیب به محیط‌زیست نیز افزایش یافته است (سان و همکاران، ۲۰۲۱؛ اندرسون و فورمیکا، ۲۰۱۸؛ ریچرت، ۲۰۰۷).

در دیدگاه دوم، تأثیر منابع طبیعی فراوان بر رشد اقتصادی قابل توجه نیست و در این رابطه، دو دلیل احتمالی وجود دارد. از یک سو، با توسعه علم و فناوری، رشد اقتصادی بیش از پیش به فناوری، سرمایه و نیروی کار وابسته شده است. این امر، به ضعیف و ضعیف‌تر شدن تأثیر منابع طبیعی به‌ویژه معدنی بر رشد اقتصادی منجر خواهد شد. از سوی دیگر، تأثیر منابع طبیعی بر رشد اقتصادی، با تأثیرات و عوامل متعدد محدود می‌شود (هاورانک و همکاران، ۲۰۱۶) و تعامل بین این اثرات مختلف، این تأثیر را قابل ملاحظه نمی‌داند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ الکسیو و کنراد، ۲۰۰۹؛ کوت و تسوی، ۲۰۱۳).

به‌طور کلی، سرمایه، نیروی کار و منابع طبیعی، از عوامل اصلی تولید محسوب می‌شوند که در کنار هم، سهم حاشیه‌ای مثبتی در رشد اقتصادی از خود نشان می‌دهند و به‌طور ذاتی، موجب تسهیل و تسریع رشد اقتصادی شود؛ به‌طوری‌که مطالعات تجربی در قرن نوزده و نیمه اول قرن بیستم میلادی، منابع طبیعی را به‌عنوان موتور رشد اقتصادی معرفی می‌کنند (آل‌کات و کینیستون، ۲۰۱۸؛ مبارک و همکاران، ۱۳۹۸؛ لی و بارو، ۲۰۰۵). این امر، عمدتاً به این دلیل است که وفور منابع طبیعی، می‌تواند انباشت نسبتاً سریعی از ثروت را برای توسعه ایجاد نماید که به افزایش بهره‌وری نیروی کار اجتماعی (گیلفاسون، ۲۰۰۱)، ارتقاء پیشرفت فناوری (رایت و چلوستا، ۲۰۰۲) و بهبود طرح صنعتی و تقسیم کار (استیونز، ۲۰۰۶) کمک می‌کند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰).

در موارد دیگر، مناطق دارای منابع طبیعی فراوان، نسبت به مناطق با منابع طبیعی محدود، هم به انباشت سرمایه بیشتر و هم، به امکانات تولید دسترسی دارند. بنابراین، این امر به رشد سریع‌تر اقتصادی منجر خواهد شد (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ مورفی و همکاران، ۱۹۸۹).

با این حال، پس از جنگ جهانی دوم، اکثر قریب به اتفاق کشورهای در حال توسعه و مناطقی که دارای وفور منابع طبیعی بودند، به سرعت توسعه نیافتند. در واقع، آن‌ها با سرعت کمتری نسبت به بسیاری از کشورها و مناطق دارای منابع طبیعی فقیرتر توسعه یافتند (بدیب و همکاران، ۲۰۱۷). آتی^۹ (۲۰۰۱)، این پارادوکس را «فرضیه نفرین منابع» نامگذاری کرد که به‌دنبال آن، دیگران به تحقیق در مورد نفرین منابع پرداختند (هاورانک و همکاران، ۲۰۱۶).

-
1. Havranek et al. (2016).
 2. Cheng et al. (2020).
 3. Alexeev & Conrad (2009).
 4. Cotet & Tsui (2013).
 5. Allcott and Keniston (2018).
 6. Lee & Barro (2005).
 7. Gylfason (2001).
 8. Right & Czelusta (2002).
 9. Auty (2001).

بسیاری از مطالعات بعدی نیز این پارادوکس را تأیید کرده‌اند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ ساکس و وارنر، ۱۹۹۵؛ ساکس و وارنر، ۱۹۹۷؛ رودریگز و ساکس، ۱۹۹۹؛ پاپیراکیس و قزلاف، ۲۰۰۴). با این حال، از زمانی که آتی (۱۹۹۳)، فرضیه «نفرین منابع» را مطرح کرد، محققان در مورد نقش ویژه منابع طبیعی در رشد اقتصادی، مباحثی را ادامه می‌دهند. با این حال، برخی تصور می‌کنند که منابع طبیعی، پدیده «نفرین منابع» را برای اقتصاد ایجاد می‌کند (سان و همکاران، ۲۰۲۱؛ علی و همکاران، ۲۰۲۰).

بسیاری از مطالعات، امروزه بر این موضوع اتفاق نظر دارند که منابع طبیعی مانع رشد اقتصادی می‌شوند؛ که به اصطلاح به آن «نفرین منابع» می‌گویند (سان و همکاران، ۲۰۲۱). آتی (۱۹۹۳-۲۰۰۱)، این اصطلاح برای توصیف این ویژگی شگفت‌انگیز زندگی اقتصادی به کاربرد که اقتصادهایی که فقر منابع دارند، نسبت به اقتصادهایی که غنی از منابع هستند، در رشد اقتصادی بهتر عمل می‌کنند (دل‌آنو، ۲۰۲۰). گرچه طبق دیدگاه سنتی توسعه، نقش منابع طبیعی در توسعه اقتصادی کشورها، در مراحل اولیه توسعه حیاتی است، اما شواهدی که از تلاش کشورها در مسیر صنعتی شدن پس از جنگ جهانی دوم به دست آمده است و همچنین، عملکرد کشورهای در حال توسعه دارای منابع معدنی از سال ۱۹۶۰، نشان می‌دهد که ممکن است این منابع برای کشورهایی با درآمد پایین و متوسط، کمتر سودمند باشد.

همچنین، شواهد جدید نشان می‌دهد که نه تنها کشورهای دارای وفور منابع معدنی در استفاده از این موهبت با شکست مواجه شوند، بلکه ممکن است به‌طور بالقوه عملکردی ضعیف‌تر از کشورهای کمتر بهره‌مند از منابع معدنی داشته باشند. این نتایج بحث برانگیز، بیان نظریه «نفرین منابع» است (عبادی و نیکونسبتی، ۱۳۹۱؛ غیاثوند و صوری، ۱۳۹۰؛ آتی، ۱۹۹۳).

دی لانگ و ویلیامسون (۱۹۹۴)، نشان دادند که عملکرد ضعیف کشورهای دارای منابع طبیعی، معطوف به دوران پس از جنگ جهانی نبوده است و مقایسه عملکرد کشوری غنی مانند اسپانیای قرن ۱۷ که به منابع طلای آمریکای جنوبی دست یافته بود، در برابر سوئیس یا ژاپن در برابر روسیه در قرن نوزدهم، نشان می‌دهد که این مسئله قدمتی طولانی دارد (عبادی و نیکونسبتی، ۱۳۹۱؛ استیجنز، ۲۰۰۵).

در این راستا، تحقیقات تجربی متعددی توسط دیگر محققان نیز انجام شده است که برخی از آن‌ها عبارتند از ساکس و وارنر، (۱۹۹۵)، که پیشگام تحقیقات در زمینه آزمایش تجربی «نفرین منابع» بودند و دریافتند که این همبستگی منفی بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی، همیشه وجود داشته است.

نانکانی (۱۹۷۸)، خاطرنشان کرد که کشورهای دارای منابع معدنی، بدون شک دارای مزایای مطلوبی از نظر منابع طبیعی و نقدینگی هستند؛ اما به دلیل شرایط خاص منابع، مشکلات اقتصادی مختلفی نیز دارند. علاوه بر این، پلگ (۲۰۱۰)، از افزایش نرخ ارز واقعی ناشی از منابع فراوان و سیستم‌های مالی توسعه نیافته، نشان داد که این کشورها نمی‌توانند منابع تمام شده را به سایر دارایی‌های مولد تبدیل کنند که نتیجه «نفرین منابع» است.

ون در پلوگ^۱ (۲۰۱۱)، گیل‌فاسون و زوگا^۲ (۲۰۰۶) و گیل‌فاسون (۲۰۰۱)، به نتایجی دست یافتند که به‌طور ضمنی از فرضیه نفرین منابع پشتیبانی می‌کند. برعکس، در نتیجه مطالعات تجربی، کاولکانتی و همکاران (۲۰۱۱)، دریافتند که فراوانی منابع طبیعی در واقع نعمت است؛ نه عاملی برای رفاه اقتصادی کشور (تیسائورای، ۲۰۲۱؛ سان و همکاران، ۲۰۲۱).

باید به این امر توجه داشت که بسیاری از محققان، فرضیه نفرین منابع را به صورت تجربی مورد آزمون قرار داده‌اند؛ اما تفاوت‌های قابل توجهی در نتایج تحقیق آن‌ها وجود دارد (هاورانک و همکاران، ۲۰۱۶). منابع طبیعی فراوان، تأثیر منفی قابل توجهی بر رشد اقتصادی دارند؛ به این معنا که از فرضیه نفرین منابع پشتیبانی می‌کند. این امر، عمدتاً به این دلیل است که منابع طبیعی فراوان، می‌توانند سایر سازمان‌های تولیدی یا فعالیت‌های اقتصادی دارای مزیت نسبی را از بین ببرند (بدیب و همکاران^۳، ۲۰۱۷) و توسعه صنایع پرمصرف و ایجاد وابستگی را آسان‌تر کنند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ کیم و لین، ۲۰۱۷؛ ساتی و همکاران^۴، ۲۰۱۴؛ بیورباتن و فرزائگان، ۲۰۱۳؛ ماوروتاس و همکاران^۵، ۲۰۱۱؛ فرانکل، ۲۰۱۰).

از این‌رو، اقتصاددانان سعی کردند که دلایل وجود رابطه منفی بین نفرین منابع و رشد اقتصادی را مورد تبیین قرار دهند و در این راستا، دلایل و نظریه‌های مختلفی برای تبیین پدیده منابع طبیعی مطرح شده که برخی از این دلایل و نظریه‌ها را می‌توان به شرح زیر بیان نمود (مبارک و همکاران، ۱۳۹۸).

یکی از مهم‌ترین علل اقتصادی اظهارشده در این خصوص، پدیده بیماری هلندی است. در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی، بخش‌های تولیدی تجارت‌پذیر به غیر از بخش منابع طبیعی متضرر می‌شوند؛ چرا که (برای مثال بخش صنعت)، از رونق بخش منابع و افزایش ارزش پول ملی، درآمد منابع طبیعی با افزایش قیمت، در بخش‌های تجارت‌ناپذیر داخلی جذب می‌شود و عوامل تولید به منظور کسب سود بیشتر از بخش‌های مولد تجارت‌پذیر به این بخش‌ها سوق پیدا می‌کنند. این

-
1. Van der Ploeg (2011).
 2. Gylfason & Zoega (2006).
 3. Badeeb et al. (2017).
 4. Satti et al. (2014).
 5. Mavrotas et al. (2011).

چرخه معیوب به تضعیف بخش‌های تولیدی همانند صنعت و کاهش توان صادراتی آن‌ها منجر می‌شود.

از طرف دیگر، وفور منابع طبیعی به ساختار اقتصادی متکی بر درآمدهای صادراتی، در قبال شوک‌های برونزای قیمت منابع، آسیب وارد می‌سازد و در نتیجه، رشد اقتصادی کندتر می‌شود. همچنین، نوسان قیمت جهانی منابع طبیعی، تولیدکنندگان و فعالان اقتصادی را با نااطمینانی مواجه می‌سازد و نااطمینانی باعث افزایش ریسک و کاهش انباشت سرمایه خواهد شد (ساکس و وارنر، ۱۹۹۷).

در برخی اقتصادهای دارای منابع طبیعی غنی، رفتارهای رانت‌جویانه رونق دارد. فساد اقتصادی در بخش خصوصی و دولت، ناکارآمدی نظام اداری و حمایت شدید از تولید داخلی و شرکت در فعالیت‌های رانت‌جویانه رایج است. پیامدهای اصلی رفتارهای رانت‌جویانه در پدیده‌هایی از قبیل اختلال در تخصیص منابع، کاهش فعالیت‌های مولد، کاهش کارایی اقتصادی، افزایش نابرابری اجتماعی و کندی رشد اقتصادی نمود می‌یابد.

از طرف دیگر، کاهش بلندمدت در قیمت‌های واقعی منابع طبیعی، ضمن ایجاد وابستگی فزاینده و شکل‌گیری اقتصادهای تک‌محصولی، این کشورها را از منابع مالی قابل اتکا در دوره‌های بلندمدت محروم می‌سازد. رانت ناشی از وفور منابع طبیعی، از یک طرف، موجب رضایت‌خاطر و غفلت دولتمردان می‌شود و با پوشاندن ناکارآمدی‌های اقتصادی و اجتماعی، انگیزه‌های لازم را برای اصلاحات اقتصادی و بهبود کارایی و بهره‌وری اقتصاد از بین می‌برد. از سوی دیگر، این پدیده اغلب به افزایش مصرف‌گرایی منجر خواهد شد که در دولت‌ها به صورت کسری بودجه و در سایر اجزای تقاضای نهایی مانند خانوارها به صورت فزونی سطح تقاضا و مصرف بر تولید و عرضه داخلی ظاهر می‌شود (مبارک و همکاران، ۱۳۹۸).

برخی محققان از نظریه رانت‌جویی برای توضیح نفرین منابع استفاده می‌کنند (تورویک، ۲۰۰۲). این امر، تأکید دارد که توسعه سریع صنعت منابع، مستعد رانت‌جویی و فساد دولتی است که به وضوح برای رشد اقتصادی مؤثر نیست (پلگ، ۲۰۱۱).

مهلوم و همکاران^۲ (۲۰۰۶)، با ایجاد یک مدل کارآفرین، تأثیر رانت اقتصادی بر نفرین منابع را تجزیه و تحلیل کردند. نتایج این مطالعه، نشان داد که منابع طبیعی فراوان، کارآفرینان بیشتری را به مشارکت در فعالیت‌های رانت‌جویی و کاهش تعداد افراد شاغل در فعالیت‌های مولد را ترغیب می‌کند و در نتیجه، باعث کند شدن رشد اقتصادی می‌شود.

1. Torvik (2002).

2. Mehlum et al. (2006).

رابینسون و همکاران^۱ (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای، تأثیر رانت‌جویی سیاسی بر نفرین منابع را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که رونق بخش منابع، قدرت صاحب منصبان را افزایش داده و انتخاب مجدد آن‌ها، به رانت‌جویی سیاسی منجر می‌شود. این رانت‌خواری نه تنها درآمد منابع را هدر می‌دهد، بلکه توانایی دولت در افزایش حداکثر درآمد از منابع را کاهش خواهد داد.

به این ترتیب، چهار دلیل احتمالی برای بروز فرضیه نفرین منابع طبیعی مورد تأکید قرار می‌گیرد. اول، تفاوت در انتخاب شاخص‌ها و روش‌های تحقیق ممکن است به نتایج متفاوتی منجر شود (وو و همکاران^۲، ۲۰۱۸)؛ دوم، انواع مختلف منابع طبیعی نیز ممکن است به نتایج متفاوتی منجر شود (لی و وان^۳، ۲۰۱۸)؛ سوم، تفاوت در کیفیت نهادی و سرمایه انسانی نیز ممکن است به نتایج مختلف تحقیق منجر شود (زاله^۴، ۲۰۱۹)؛ چهارم، ممکن است کشورهای مختلف در بازه‌های زمانی مختلف به نتایج متفاوتی برسند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ پاپیراکیس^۵، ۲۰۱۷).

بعضی از محققان، مکانیسم انتقال نفرین منابع را تجربی تحلیل کرده‌اند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ کیم و لین^۶، ۲۰۱۷)؛ این مکانیسم‌ها عمدتاً در موارد زیر خلاصه می‌شوند:

اثر بیماری هلندی: بیش از یک نظریه وجود دارد که نفرین منابع را تفسیر می‌کند و اثر بیماری هلندی، احتمالاً نماینده معروف‌تری در بیان این نظریه است. این امر، رابطه بین رونق بخش منابع، کاهش تولید و کند شدن رشد اقتصادی را از لحاظ نظری استنباط می‌کند (وز^۷، ۲۰۱۷؛ درلیچمن^۸، ۲۰۰۵؛ کوردن و نیری^۹، ۱۹۸۲).

ماتسویاما^{۱۰} (۱۹۹۲)، با ایجاد یک مدل رشد درونزا، تأثیرات منفی بیماری هلندی را بر رشد اقتصادی اثبات کرد. بر اساس این تحقیق، ساکس و وارنر^{۱۱} (۱۹۹۷)، یک مدل رشد درونزا با همپوشانی نسل ایجاد کردند و به‌طور مشابه، نتیجه‌گیری را تأیید کردند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰). منابع طبیعی فراوان می‌توانند اثر انتقال منابع، اثر قیمت نسبی و اثر مخارج را ایجاد کنند که همگی مانع توسعه بخش تولید می‌شوند.

-
1. Robinson et al. (2006).
 2. Wu et al. (2018).
 3. Le & Van (2018).
 4. Zallé (2019).
 5. Papyrakis (2017).
 6. Kim & Lin (2017).
 7. Vaz (2017).
 8. Drelichman (2005).
 9. Corden & Neary (1982).
 10. Matsuyama (1992).
 11. Sachs, & Warner (1997).

اثر اکستروژن^۱: منابع طبیعی فراوان می‌تواند سرمایه‌گذاری در زمینه فناوری‌های پیشرفته و سرمایه انسانی را متوقف کند. بنابراین، مانع از انباشت سرمایه انسانی و توانایی بهبود نوآوری‌های علمی و تکنولوژیکی خواهد شد (سان و همکاران، ۲۰۱۹؛ کاکس و فرانکن، ۲۰۱۶؛ پاپیراکیس و قرلاف، ۲۰۰۷). این امر، تأکید می‌کند که توسعه سریع صنعت مرتبط با منابع طبیعی منجر می‌شود تا دولت از سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی بی‌بهره باشد یا از آن غفلت کند که برای رشد اقتصادی بلندمدت مناسب نیست (براو-اوتیجا و گرگوریا، ۲۰۰۵).

احمد و همکاران (۲۰۱۶)، با ایجاد یک مدل رشد درونزا، رابطه بین منابع طبیعی، سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که افزایش منابع مالی برای انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی مناسب نیست. بر اساس این مطالعه، شائو و یانگ^۳ (۲۰۱۴)، نیز به نتایج مشابهی دست یافتند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰).

اثر تضعیف‌کننده نظام سیاسی: منابع طبیعی فراوان می‌تواند با تشویق شیوه‌های رانت‌خواری و فساد، کیفیت سیستم‌های سیاسی محلی را تضعیف کند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ زاله، ۲۰۱۹؛ اوریهونلا^۴، ۲۰۱۸؛ ژان^۵، ۲۰۱۷؛ لیمن^۶، ۲۰۱۳؛ باتاچاریا و هُدلیر^۷، ۲۰۱۰).

اثر وخامت شرایط تجاری: منابع طبیعی فراوان ممکن است منجر به مقاومت ساکنان محلی در برابر اصلاحات و توسعه شوند. همچنین، شرایط تجاری خود را از طریق صادرات منابع وخیم‌تر سازند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ کیم و لین، ۲۰۱۷؛ پاپیراکیس و قرلاف، ۲۰۰۴).

لذا با توجه به یکپارچه‌سازی ادبیات فوق، در خواهیم یافت که تحقیقات متعددی با تأکید بر نفرین منابع، مشارکت سازنده‌ای داشته‌اند. این مطالعات به‌عنوان مرجع و روشن‌گری خوبی برای محققان عمل می‌کند؛ اما هنوز برخی از زمینه‌ها نیاز به مطالعه عمیق‌تری دارند. برخی از ادبیات موجود در این زمینه، اکثراً از متغیر رشد تولید ناخالص داخلی یا رشد درآمد برای اندازه‌گیری رشد اقتصادی استفاده می‌کنند (وو و همکاران^۸، ۲۰۱۸)؛ اما به‌طور علمی و منطقی، تأثیرات اقتصادی منابع طبیعی را منعکس نمی‌کند (بولت و همکاران^۹، ۲۰۰۵). در واقع، منابع طبیعی نه تنها بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد، بلکه با تأثیر بر ساختارهای صنعتی و سطوح تکنولوژیکی، بر انرژی و محیط‌زیست نیز مؤثر است (نمازی و محمدی، ۲۰۱۸).

1. extrusion

2. Bravo-Ortega & De Gregorio (2005).

3. Shao & Young (2014).

4. Orihuela(2018).

5. Zhan(2017).

6. Libman(2013).

7. Bhattacharyya & Hodler(2010).

8. Wu et al(2018).

9. Bulte et al(2005).

معمولاً مناطقی با منابع طبیعی فراوان، تمایل بیشتری به توسعه صنایع مبتنی بر منابع دارند که به نوبه خود، مصرف انرژی و تخریب محیط‌زیست را تسریع می‌بخشد (بالسالوبره لورنته و همکاران، ۲۰۱۸). با این حال، شاخص‌های فوق نه تنها کیفیت رشد اقتصادی را نادیده می‌گیرند؛ بلکه از مصرف بیش از حد انرژی و دو طرف تولید مطلوب و نامطلوب ناشی از مصرف انرژی غافل می‌شوند. این امر، احتمالاً به ارزیابی‌های اثرات اقتصادی منابع طبیعی بستگی دارد (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ چن و گالی، ۲۰۱۴).

همچنین، بسیاری از مطالعات تجربی موجود از فراوانی منابع و وابستگی به منابع به‌طور متناوب استفاده می‌کنند و هم، رابطه ذاتی و هم، تفاوت‌های این دو را نادیده می‌گیرند (نورمن، ۲۰۰۹). در واقع، فراوانی منابع و وابستگی به منابع، دو مقوله مفهومی متفاوت هستند؛ اما در برخی از مطالعات در به‌کارگیری آن دچار انحراف می‌گردند. این امر، به سردرگمی در انتخاب شاخص‌های مربوطه منجر خواهد شد که به نوبه خود، به انتقاد و زیر سؤال بردن فرضیه نفرین منابع در محافل دانشگاهی منجر می‌شود (اُوبابا، ۲۰۱۶؛ برونشویپر و بولت، ۲۰۰۸).

در واقع، فراوانی منابع، نشان دهنده کل منابع در یک کشور یا منطقه است و یک معیار مطلق به شمار می‌رود. وابستگی به منابع، میزان وابستگی اقتصاد یک کشور یا منطقه به منابع طبیعی و اندازه‌گیری نسبی را نشان می‌دهد. تفاوت‌های قابل توجهی بین این دو مفهوم وجود دارد. از یک سو، فراوانی منابع دارای ثبات نسبی است و یک متغیر برونزا محسوب می‌شود. وابستگی به منابع، تحت تأثیر عوامل اجتماعی، اقتصادی و سیاسی قرار دارند و از نوسانات بالایی برخوردار بوده و یک متغیر درونزا به شمار می‌رود (استیجنز، ۲۰۰۵). با این حال، فراوانی منابع به معنای وابستگی به منابع نیست؛ بلکه وابستگی به منابع اغلب با فراوانی منابع همراه است (وو و همکاران، ۲۰۱۸).

با درک واضحی از مفاهیم و شاخص‌های اندازه‌گیری فراوانی منابع و وابستگی به منابع، مشاهده می‌گردد که اکثر مطالعات تجربی انجام شده، با استفاده از متغیر وابستگی به منابع، وجود فرضیه نفرین منابع را اثبات می‌کند؛ در حالی که مطالعات تجربی، با استفاده از متغیر فراوانی منابع، اغلب موفق به ایجاد آن نمی‌شوند (چنگ و همکاران، ۲۰۲۰؛ وو و همکاران، ۲۰۱۸؛ نورمن، ۲۰۰۹؛ دینگ و فیلده، ۲۰۰۵).

لذا همان طوری که اشاره شده، در رابطه با مسئله نفرین منابع و تأثیر وفور منابع و سایر شاخص‌های کلان اقتصادی، مطالعات متعددی انجام شده است؛ اما با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، وجه تمایز مقاله حاضر را با سایر مطالعات انجام شده، می‌توان به شرح زیر توضیح داد:

1. Balsalobre-Lorente et al(2018).
2. Chen & Golly(2019).
3. Ouoba(2016).
4. Stijns (2005).
5. Ding and Field (2005).

- برخلاف اکثر مطالعات انجام شده که بیشتر نقش وفور نفت و گاز بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند، در مقاله حاضر، نقش معادن و تأثیر آن بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است.
- همچنین سایر متغیرهای کنترلی مانند مخارج تحقیق و توسعه، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید، شاخص ترکیبی ادراک فساد، شاخص توسعه مالی و شاخص آزاد سازی اقتصادی که در سایر مطالعات کمتر به آنها توجه شده، مورد بررسی قرار گرفته است.
- از طرف دیگر، در مقاله حاضر، با استفاده از سه شاخص توسعه مالی، آزادسازی اقتصادی و شاخص ادراک فساد، یک شاخص ترکیبی و جدید با استفاده از روش PCA طراحی شد و به‌عنوان شاخص کیفیت نهادی مورد بررسی قرار گرفت.

۳. معرفی الگو، تخمین و تجزیه و تحلیل

۳-۱. معرفی الگو

در این مقاله، با توجه به مرور انجام گرفته در ادبیات موضوع، جامعه آماری مورد نظر، مربوط به کشور ایران و کشورهای دارای منابع طبیعی (نفت، گاز و منابع معدنی) می‌باشد. نمونه آماری، یک زیر مجموعه از جامعه آماری است که به واسطه آن، داده‌های مورد نیاز پژوهش به دست می‌آیند. لذا متناظر با جامعه آماری، کشورهای زیر، در سه گروه انتخاب شدند:

گروه اول: کشورهای دارای منابع معدنی و نفت و گاز: استرالیا، قزاقستان، کانادا، اندونزی، روسیه، مکزیک و نروژ؛

گروه دوم: کشورهای دارای منابع معدنی: پرو، شیلی، بولیوی، برزیل، اکراین، ترکیه و هند؛

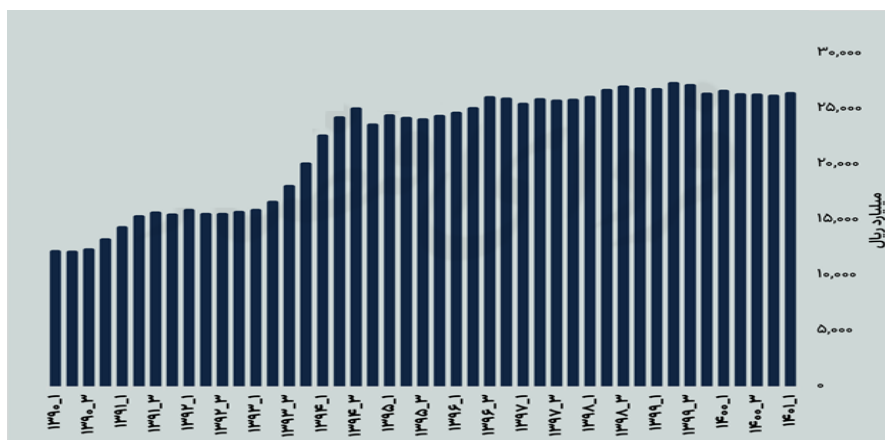
گروه سوم: کشورهای دارای منابع نفت و گاز: الجزایر، قطر، عمان، مالزی، ایران، امارات متحده عربی، عراق و عربستان.

از کشورها، ۲۰ کشوری که نسبت صادرات منابع معدنی و منابع نفتی و گازی آنان سهم بالایی را داشته، انتخاب شده‌اند. اینکه منابع معدنی و نفت و گاز را مشخصاً مجزا در نظر گرفته و ۳ گروه از کشورها برای بررسی انتخاب گردید، به دلیل ماهیت متفاوت فرایند تولید، صادرات، حجم و جریان نقدینگی آن‌ها بوده است. بر همین مبنا، ابتدا کشورهایی که هم، در نسبت صادرات مواد معدنی به کل صادرات و هم، در نسبت مربوطه برای منابع نفت و گاز جزء ۲۰ کشور مربوطه بوده‌اند، در گروه کشورهای دارای منابع معدنی و نفت و گاز قرار گرفته‌اند. سپس از کشورهای باقیمانده دارای بیشترین سهم صادرات منابع معدنی، گروه کشورهای دارای منابع معدنی، و از کشورهای دارای بیشترین سهم صادراتی منابع نفتی و گاز گروه کشورهای دارای منابع نفت و گاز انتخاب شده است.

متغیرهای مربوط به صادرات منابع معدنی، از سایت بانک جهانی براساس کدهای مربوطه به منابع معدنی گرفته شده است (بر حسب دلار). متغیر میزان صادرات کالا و خدمات به دلار برای

کشورها در نظر گرفته شده، که مقادیر این متغیر هم برای کشورها، از بانک جهانی استخراج، و مقادیر میزان صادرات نفت و گاز، از سایت رسمی سازمان اوپک اخذ شده است که به ترتیب، بر حسب تعداد بشکه صادراتی و متر مکعب گاز صادراتی در روز می‌باشد.

محصولات معدنی به عنوان ماده اولیه برای صنایع بسیار ارزشمندند و دسترسی هر کشور به آن‌ها اثرات اقتصادی، محیط‌زیستی، شغلی و اجتماعی خود را دارد. در ایران، این محصولات بخش مهمی از صادرات کشور را تشکیل می‌دهند. ۱/۸ درصد از تولید ناخالص داخلی ایران در سال ۱۴۰۰ در این بخش اقتصادی ایجاد شد. مجموع ارزش افزوده بخش معدن در سال ۱۴۰۰ حدود ۱۶۱ هزار میلیارد تومان (همت)، و در بهار سال جاری هم که آخرین حساب‌های ملی منتشره مربوط به آن است، ۴۳ همت بوده است. شکل ۱، سطح تولید بخش معدن را براساس قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ نشان می‌دهد. در سال‌های ابتدایی دهه ۹۰ تا سال ۹۴ رشد اقتصادی در بخش معدن قابل توجه بوده، اما در سال‌های بعدی، به تدریج با توقف روند رشد اقتصادی کشور، رشد بخش معدن هم بسیار اندک شده، به طوری که از پاییز ۹۶ تا بهار امسال رشد خاصی رخ نداده است.

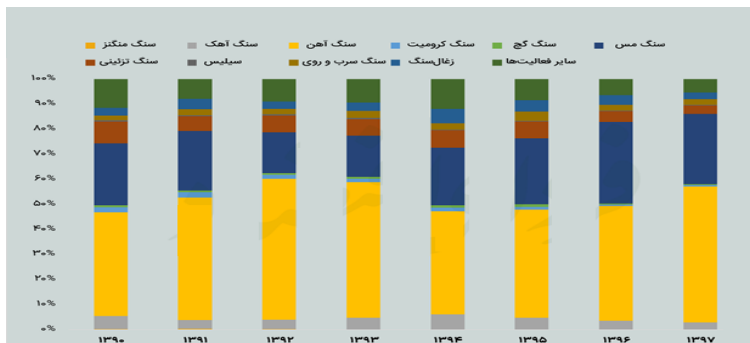


شکل ۱: ارزش افزوده بخش معدن

Figure 1: Value added of the mining sector

شکل ۲، سهم ارزش افزوده انواع معادن در بخش معدن به قیمت ثابت را نشان می‌دهد. در بخش معدن اقتصاد ایران، سنگ آهن همواره بزرگ‌ترین ارزش افزوده را خلق می‌کرده است. نمودار زیر، سهم انواع معادن را در دهه گذشته نشان می‌دهد. سهم سنگ آهن از ۴۱ تا ۵۴ درصد متغیر بوده، و پس از آن، معادن مس بزرگ‌ترین تولید اقتصادی را داشته‌اند، به طوری که سهم آن‌ها معمولاً در بازه ۱۶ تا ۳۲ درصد قرار داشته است.

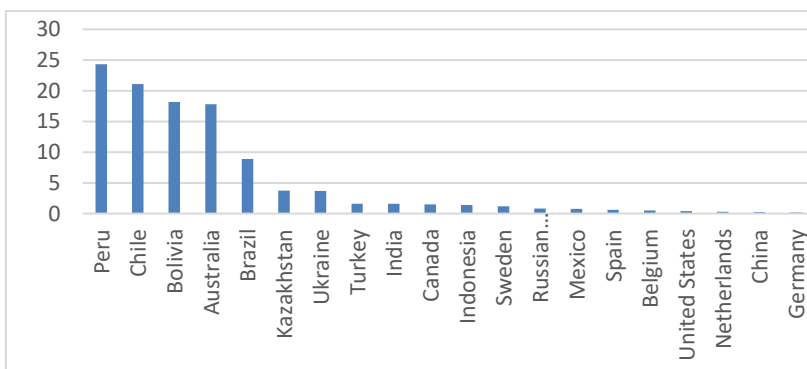
سهم ارزش افزوده معادن سنگ‌های تزئینی هم معمولاً قابل توجه بوده و در سال ۹۰ به ۸/۸ درصد رسیده، اما طی دهه ۹۰ به تدریج سهم این دسته از معادن از کل تولید ناخالص داخلی معادن کشور کاهش یافته است. سهم هر کدام از معادن زغال‌سنگ و سنگ آهک در بازه ۳ تا ۶ درصد قرار داشته و سرب و روی هم ۲ تا ۴ درصد ارزش افزوده بخش معدن را ایجاد کرده، و سهم باقی معادن، معمولاً کمتر از یک درصد بوده است.



شکل ۲: سهم انواع معادن در ارزش افزوده بخش معدن

Figure 2: Share of different mineral types in the value added of the mining sector

شکل ۳، سهم منابع معدنی از کل صادرات کشورها به صورت میانگین برای سال‌های بین ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ برای ۲۰ کشور برتر را نشان می‌دهد.

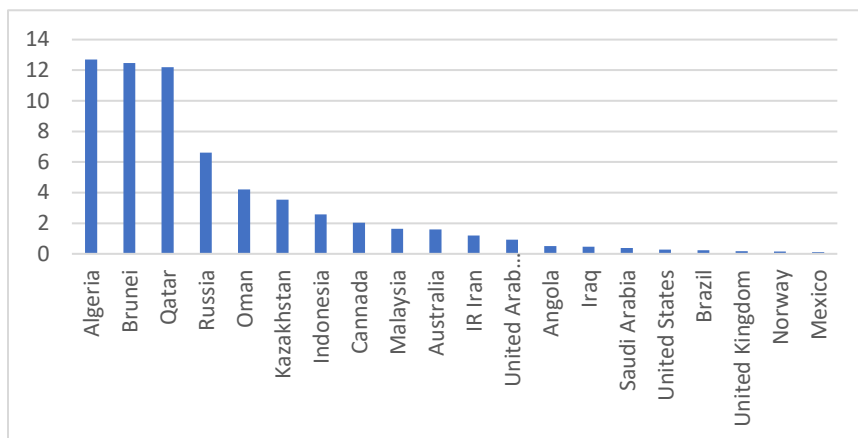


شکل ۳: سهم منابع طبیعی از کل صادرات

Figure 3: Share of natural resources in total exports

منبع: بانک جهانی

نسبت مجموع تعداد بشکه‌های صادراتی روزانه و میزان گاز صادراتی بر حسب مترمکعب نسبت به کل صادرات به صورت میانگین برای سال‌های بین ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ برای کشورهای مربوطه، در شکل ۴ نشان داده شده است (برای نمایش بهتر نموداری، ارقام در ۱/۰۰۰/۰۰۰ ضرب شده است).



شکل ۴: کشورهای برتر در حوزه نفت و گاز

Figure 4: top countries in the field of oil and gas

منبع: بانک جهانی

۲-۳. تجزیه و تحلیل الگو

با توجه به مرور مبانی نظری و پیشینه تحقیق، در این بخش، به شناسایی و ارزیابی اثرات روابط میان متغیرها پرداخته می‌شود. بر همین اساس، با انجام مطالعه و بررسی‌های اولیه، متغیرها و روابط میان آنها را تعیین نموده و سپس به صورت یک الگوی مشخص مبتنی بر تئوری و نظریات مطرح شده، تدوین، و بر این اساس، الگوی مورد نظر تصریح می‌گردد. لازم به ذکر است که الگوی مورد بررسی در مقاله حاضر، برگرفته از اهداف و فرضیات تحقیق هستند. لذا جهت دستیابی به اهداف تحقیق مبتنی بر مبانی نظری و مطالعات تجربی رابرت سولو (۱۹۵۶)، بارو و سالائی مارتین (۱۹۹۵)، گیلیفاسون (۲۰۰۸)، ساکس و وارنر (۱۹۹۹)، الگوی زیر برای رشد اقتصادی معرفی می‌گردد.

$$\ln(gdpp_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(sm_{it}) + \beta_2 \ln(so_{it}) + \beta_3 \ln(fdi_{it}) + \beta_4 \ln(k_{it}) + \beta_5 \ln(un_{it}) + \beta_6 \ln(tft_{it}) + \beta_7 \ln(open_{it}) + \beta_8 \ln(fdc_{it}) + \varepsilon_{it}$$

به‌طوری‌که متغیرهای الگو، به‌ترتیب، از چپ به راست عبارتند از: درآمد سرانه، سهم منابع معدنی از صادرات، سهم منابع نفتی از صادرات، تشکیل سرمایه به تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، شاخص بهره‌وری کل عوامل، مخارج تحقیق و توسعه، شاخص باز بودن اقتصاد، شاخص کیفیت نهادی، و خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

متغیرهای الگو

متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی سرانه

میزان تولید ناخالص داخلی، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد اقتصادی است، چرا که این شاخص، اندازه اقتصاد یک کشور و ظرفیت‌های تولیدی آن را نشان می‌دهد. البته باید توجه داشت که میزان رفاه و برخورداری مردم یک کشور، صرفاً به واسطه تولید ناخالص داخلی تعیین نمی‌شود، بلکه شاخص بهتر، تولید ناخالص داخلی سرانه است که میزان تولید به وسیله هر نفر را به صورت سرانه نشان می‌دهد. در واقع، رفاه مردم یک کشور، متأثر از تولید ناخالص داخلی و میزان جمعیت آن کشور است که در تولید ناخالص داخلی سرانه منعکس می‌شود. داده‌های مورد نظر، از سایت بانک جهانی استخراج شده است.

مطالعاتی که از تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر وابسته برای بررسی مسئله نفرین منابع استفاده کرده‌اند، می‌توان به میدکسا^۱ (۲۰۱۳)، فان و همکاران^۲ (۲۰۱۲)، کاولکانتی و همکاران^۳ (۲۰۱۱)، همچنین اولایه (۲۰۱۰)، حسین و همکاران (۲۰۰۹)، گیلفسان (۲۰۰۸)، کاولکانتی و همکاران (۲۰۰۹)، پاپیراکس و گرلف (۲۰۰۷) و شاه‌آبادی و صادقی (۱۳۹۲)، اشاره نمود.

متغیرهای سیاستی، شاخص‌های وفور منابع طبیعی

این متغیرها شامل سهم منابع معدنی و سهم منابع نفتی و گاز از صادرات است. مطالعاتی که از این متغیرها به عنوان متغیر سیاستی برای بررسی مسئله نفرین منابع استفاده کرده‌اند، می‌توان به مطالعات گیلفسون (۲۰۰۱)، آتکینسون و همیلتون (۲۰۰۳)، استیجنس (۲۰۰۶)، دیئزت و همکاران (۲۰۰۷)، باند و مالیک (۲۰۰۹)، کاکس و فرانکنن (۲۰۱۶)، حسین و همکاران (۲۰۰۹)، هالووا (۲۰۱۵) و امیرنژاد و قربانی (۱۳۸۹) اشاره نمود.

متغیرهای مستقل و کنترلی

۱- تشکیل سرمایه ثابت

تشکیل سرمایه ثابت، مجموع سرمایه‌گذاری عمومی دولت و بخش خصوصی می‌باشد. داده‌های مربوط از سایت بانک جهانی و از بانک اطلاعاتی صندوق بین‌المللی پول^۴ برای سال‌های ۲۰۱۹-۱۹۶۰ استخراج شده است. مطالعاتی که در مورد نظریات و مدل‌های رشد اقتصادی که سرمایه را به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد و توسعه اقتصادی تأکید نموده‌اند شامل گیلفسون (۲۰۰۱)، استجنز (۲۰۰۶)، پاپیراکس و قرلاف (۲۰۰۷) و کالیئر (۲۰۱۴) است؛ به طوری که سرمایه را به عنوان یک متغیر تأثیرگذار و مثبت بر رشد اقتصادی معرفی کرده‌اند.

1. Mideksa (2013).

2. Fan et al. (2012).

3. Cavalcanti et al. (2011).

4. IMF Investment and Capital Stock Dataset, 1960-2019.

۲- نرخ بیکاری

بر اساس تعریف مرکز آمار، نرخ بیکاری، عبارت است از نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال. در اقتصاد کلان از دیرباز براساس قانونی به نام قانون اوکان، ارتباط منفی بین دو متغیر مهم رشد اقتصادی و نرخ بیکاری پذیرفته شده، و البته در برخی مقالات موردی و تجربی، این ارتباط در بلندمدت نقض شده است. تحقیقات و مقالات مختلفی این رابطه را مورد بررسی قرار داده‌اند. داده‌های مربوط به نرخ بیکاری، از سایت بانک جهانی استخراج شده است. از مطالعاتی که از این متغیر در الگوهای رشد استفاده نموده‌اند، می‌توان به سادیکو و همکاران^۱ (۲۰۱۵)، نیکولی^۲ (۲۰۱۴)، حسن و نصار^۳ (۲۰۱۵)، بالان^۴ (۲۰۱۴)، آرتور اوکان (۱۹۶۲)، لئوپولد سنره^۵ (۲۰۰۰)، تتقلو^۶ (۲۰۱۱)، تینج و لینج^۷ (۲۰۱۱)، پتکو^۸ (۲۰۰۸)، کارایانی^۹ (۲۰۰۶)، فوکو^{۱۰} (۲۰۰۸) و لال و همکاران^{۱۱} (۲۰۱۰) اشاره نمود.

۳- شاخص بهره‌وری کل عوامل^{۱۲}

در اقتصاد، بهره‌وری کل عوامل که بهره‌وری چند عاملی نیز نامیده می‌شود، معمولاً به‌عنوان نسبت تولید کل (به‌عنوان مثال، تولید ناخالص داخلی) به ورودی‌های کل اندازه‌گیری می‌شود. بهره‌وری کل عوامل، معیاری برای کارایی بهره‌وری است که میزان خروجی را می‌توان از مقدار معینی از نهاده‌ها تولید کرد. این شاخص از داده‌های صندوق بین‌المللی پول گرفته شده است.

۴- مخارج تحقیق و توسعه

هزینه‌های تحقیق و توسعه که توسط بنگاه‌های تجاری صورت می‌گیرد در تولید کالاها و خدمات جدید، کیفیت بالاتر تولید و فرایندهای تولیدی جدید اثرگذار می‌باشند و موجب رشد بهره‌وری در هر دو سطح خرد بنگاه‌ها و کلان اقتصادی می‌شوند. تأثیر R&D بخش تجاری بر بهره‌وری در بسیاری از مطالعات تجربی مورد بررسی قرار گرفته، و تأثیر آن در کلیه سطوح (اعم از واحد تجاری، بنگاه‌ها، و صنعت) و برای بسیاری از کشورها (به‌خصوص آمریکا) مشخص گردیده است. مخارج تحقیق و توسعه، رشد اقتصادی را بهبود می‌بخشد و شکاف بین رشد تولید و رشد عوامل تولید را از طریق کاهش هزینه‌ها و افزایش بهره‌وری پر می‌کند. داده‌های این متغیر از سایت بانک جهانی گرفته شده

1. Sadiku (2015).
2. Nikolli (2014).
3. Hassan and Nassar (2015).
4. Balan (2014).
5. Leopold Sogner (2000).
6. Tatoglu (2011).
7. Tingi & Lingii (2011).
8. Petkov (2008).
9. Caraiiani (2006).
10. Fouquau (2008).
11. Lal et al. (2010).
12. Total factor productivity index

است. مطالعاتی که از این متغیر در الگوهای رشد استفاده نموده‌اند، می‌توان به اینکو^۱ (۲۰۱۴)، گالوویک^۲ (۲۰۱۵)، بوزکورت^۳ (۲۰۱۵)، گوموس و کالیکتی^۴ (۲۰۱۵)، آلتیناتس و مرکان^۵ (۲۰۱۵) و هانگ و همکاران^۶ (۲۰۱۶) اشاره نمود.

۵- شاخص باز بودن اقتصاد

در خصوص تأثیر مثبت تجارت خارجی بر نرخ رشد اقتصادی مطالعات متعددی صورت پذیرفته است. طرفداران استراتژی توسعه صادرات، معتقدند که افزایش صادرات باعث بهبود بهره‌وری و در نهایت به رشد اقتصادی منجر خواهد شد. در این رابطه، می‌توان به شاخص باز بودن اقتصاد اشاره نمود که از نسبت مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی به دست آمده، و داده‌های مربوط به صادرات، واردات و تولید ناخالص داخلی، از بانک اطلاعاتی بانک جهانی استخراج شده است. از مطالعاتی که از این متغیر در الگوهای رشد استفاده نموده‌اند، می‌توان به بهمنی اسکویی و نیرومند^۷ (۱۹۹۹)، لوید و مک لارن^۸ (۲۰۰۰)، یانی کایا^۹ (۲۰۰۳)، یان لی و همکاران^{۱۰} (۲۰۰۴) و جین^{۱۱} (۲۰۰۶) اشاره نمود.

۶- شاخص کیفیت نهادی

این شاخص ترکیبی از سه شاخص آزادی اقتصادی^{۱۲}، ادراک فساد^{۱۳} و توسعه مالی^{۱۴} است. در این مقاله، یک شاخص ترکیبی از ۳ شاخص مذکور به عنوان شاخص کیفیت نهادی استفاده شده، و ساخت شاخص‌های ترکیبی در برگرنده انتخاب‌های متعددی بوده، و این موضوع در بردارنده مراحل مختلفی مانند انتخاب متغیرها و شاخص‌ها، نرمال‌سازی، تعیین وزن و در نهایت، ترکیب آن‌ها در یک شاخص نهایی است. به‌طور کلی، بیشتر روش‌های وزن‌دهی و تجمیع شاخص‌های جزء در شاخص ترکیبی

-
1. Inekwe (2014).
 2. Galovic (2015).
 3. Bozkurt (2015).
 4. Gümüs and Çelikay (2015).
 5. Altintas & Mercan (2015).
 6. Hong et al. (2016).
 7. Bahmani-Oskooee and Niroomand (1999).
 8. Loyd and McLaren (2000).
 9. Yanikkay (2003).
 10. Yan Lee et al. (2004).
 11. Jin (2006).
 12. Economic freedom
 13. Corruption perception index
 14. Financial Development Index

نهایی، از تکنیک‌های تحقیق در عملیات به‌ویژه تحلیل پوششی داده‌ها و تحلیل تصمیم‌گیری چند معیاری^۱ استخراج شده‌اند (زهوا و آنگ، ۲۰۰۹).

در روش‌های ساخت و تجمیع شاخص‌ها، روش‌هایی مناسب کیفی و کمی مختلف تدوین شده است. روش‌های کیفی مبتنی بر وجود مبانی نظری قوی، قابل فهم بودن، سهولت استفاده و اعتبار شاخص‌های جزء است. در این بخش، ارتباط این ۳ متغیر را در بستر اقتصاد نهادی توضیح داده و سپس نحوه حصول متغیر جدید تشریح می‌شود.

بخش اول: به لحاظ نظری، شاخص‌های توسعه مالی، شاخص‌های ادراک فساد و شاخص آزادی اقتصادی در حوزه اقتصاد نهادی، به شدت مطرح می‌باشند.

رزمی و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای نشان دادند که آزادی اقتصادی با توجه به مباحث اقتصاد نهادگرا، می‌تواند از کانال کاهش حجم دولت، افزایش کارایی نهادهای دولتی، افزایش بهره‌وری، و کاهش بخش غیررسمی، به رشد اقتصادی کمک کند. تأثیر مثبت شاخص آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در مطالعات داوسون (۱۹۹۸)، گارتنر و همکاران (۱۹۹۹)، دی‌هاواستورم (۲۰۰۱)، ادکینز و همکاران (۲۰۰۲)، پتلیک (۲۰۰۲)، ودز و کامپف (۲۰۰۲) و داوسون (۲۰۰۳) نشان داده شده است (رزمی و همکاران، ۱۳۸۸). در مطالعاتی مانند استون و همکاران (۱۹۹۹)، هان و استورم (۲۰۰۱)، هکلن و استروپ (۲۰۰۰) و ادکینز و همکاران (۲۰۰۲)، تأثیر سطح شاخص آزادی اقتصادی بر رشد بی‌معنی شده است.

شاخص ادراک فساد از این جهت که فساد مالی و اقتصادی به مفهوم نادیده گرفتن و نقض قوانین و مقررات، به‌منظور دسترسی و کسب سود و منافع مالی شخصی و گروهی است، مفهوم مشترک جدی با شاخص آزادی اقتصادی دارد. فساد اقتصادی می‌تواند در سطوح مختلفی از جامعه مانند متقاضیان و ارائه‌دهندگان خدمات اجتماعی، قضایی، وضع‌کنندگان قوانین و مقررات، مجریان قانون و در مجموع، کلیه بخش‌های اقتصادی یک کشور دیده شود. نبود فرایندهای مکانیزه و شفافیت که فعالیت‌های اقتصادی افراد و نوع روابط مالی آنها را با یکدیگر نشان دهد و همچنین وجود ارتباط مستقیم و مراجعه حضوری متقاضیان خدمت به ارائه‌دهندگان آن، از عوامل عمده گسترش فساد مالی در یک جامعه است و از این جهت که فساد اقتصادی، تبعات منفی بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارد و باعث عدم تحقق اهداف توسعه اقتصادی کشورها می‌گردد، می‌تواند با فساد مالی وجه اشتراک داشته باشد.

فساد موجب از بین رفتن نیروهای رقابتی مورد نیاز برای عملکرد مطلوب بازارها خواهد شد. کاهش درآمدهای مالیاتی و پایین آمدن کیفیت زیر ساخت‌های اقتصادی و خدمات عمومی، از دیگر نتایج وجود فساد اقتصادی در هر کشوری است و سطح بالای فساد اقتصادی، می‌تواند ناکارآمدی سیاست‌های دولت را به‌دنبال داشته باشد. همچنین با توجه به اینکه فساد، منابع مالی را از هدف خود منحرف می‌سازد، این منابع نمی‌توانند کمک شایانی به رشد اقتصادی کشورها نمایند. این مسئله

نشان می‌دهد که توسعه نهادهای مالی و تنظیم‌گری و کنترل و کارآیی این شاخص‌ها برای عدم ایجاد فساد مالی، ارتباط تنگاتنگی دارند.

گوپتا و همکاران^۱ (۱۹۹۸)، در مقاله‌ای به این نتیجه رسیدند که فساد بالا، نابرابری و فقر را افزایش و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

حبیب و زوراویکی^۲ (۲۰۰۱)، معتقدند فساد از کانال تأثیرگذاری منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

پاتریک و جیکوبز^۳ (۲۰۰۷)، بلک‌بورن و پاول^۴ (۲۰۱۱) و پیریپونی و آگوستیک^۵ (۲۰۱۳) و لطیفیان (۱۳۷۵)، با تشریح کانال‌های تأثیرگذاری منفی فساد بر رشد اقتصادی و توسعه، این موضوع را تأیید کرده‌اند.

فرونی و همکاران (۲۰۲۰)، از شاخص ادراک فساد و توسعه مالی، همزمان برای بررسی توسعه اقتصادی در کشورهای اروپایی استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده که فساد، تأثیر منفی و آزادی اقتصادی، تأثیر مثبت و معنادار بر توسعه و رشد اقتصادی دارد.

بخش دوم: برای وزن‌دهی از روش PCA استفاده شده است. برای مثال، یون و کالسن (۲۰۱۸) در مطالعه‌ای بیان می‌کنند که شاخص‌های ترکیبی مورد استفاده در تحقیقات علوم اجتماعی، اغلب بر تجزیه و تحلیل مؤلفه‌های اصلی PCA به‌عنوان روشی برای استخراج وزن برای متغیرهای مؤلفه تکیه می‌کنند، که بر بزرگ‌ترین تغییرات در متغیرها در یک شاخص ترکیبی تأکید دارد. همچنین عبدالله‌زاده و همکاران (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای، شاخص کیفیت نهادی را بر اساس حاصل ضرب متغیرهای مذکور و وزن به‌دست آمده در تحلیل مؤلفه‌های اصلی محاسبه نموده‌اند. لذا در مقاله حاضر، نتایج در جدول (۱) نشان داده شده است.

۷- خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

در الگوهای مختلف رشد اقتصادی، یکی از عوامل اصلی رشد، سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه ناشی از آن عنوان گردیده است. براساس مطالعات نونکن و اسپاتز^۶ (۲۰۰۳)، و ژانگ^۱ (۲۰۰۱)، از آنجا که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به سرمایه و اشتغال، صادرات و تولید منجر می‌گردد، امکان دسترسی به منابعی همچون مدیریت، نیروی کار ماهر، شبکه‌های تولید بین‌المللی و تأسیس نام‌های تجاری را فراهم می‌نماید و همچنین موجبات برخورداری از آثار سرریز و انتقال تکنولوژی را برای کشور میزبان فراهم می‌سازد، لذا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند موتور رشد اقتصادی کشور میزبان محسوب گردد.

1. Gupta, Davoodi and Alonso Terme(1998).

2. Habib and Zurawicki (2001).

3. Patrick & Jacobs (2007).

4. Blackburn and Powell (2011).

5. Pieroni and G. d'Agostino (2013).

6. Nunnenkamp and Spatz (2003).

از مطالعاتی که از این متغیر در الگوهای رشد استفاده نموده‌اند، می‌توان به مطالعه موسی احمد (۲۰۱۲)، چونگ و همکاران^۱ (۲۰۱۰)، آزمان-ساینی و همکاران^۲ (۲۰۱۰)، بیوگلسدیجک و همکاران^۳ (۲۰۰۸)، آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۸)، هادی زوز و کمالی دهکردی (۱۳۸۸)، و مهدوی و همکاران (۱۳۸۹)، اشاره نمود.

جدول ۱: تحلیل مؤلفه‌های اصلی

Tabel 1: Principal Components Analysis (PCA)

متغیر	مؤلفه اول	مؤلفه دوم	مؤلفه سوم
LnCPI	۰/۶۳۱۳	-۰/۰۱۰۷	-۰/۷۷۵۱
LnIEF	۰/۵۵۰۵	-۰/۶۹۷۸	۰/۴۵۸۳
LnFDI	۰/۵۴۵۸	۰/۷۱۶۲	۰/۴۳۴۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$lnfdcpir = lnfdi * 0/545 * lnief * 0/550 * incpi * 0/6317$$

۳-۳. تخمین الگو

جهت تخمین الگو برای گروه کشورها، ابتدا آزمون ریشه واحد بر متغیرهای الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد. آزمون مانایی متغیرها مبتنی بر سه آماره لوین، لین و چو؛ ایم، پسران و شین؛ و ADF فیشر، نشان می‌دهد، تمامی متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند^۴. با توجه به اینکه داده‌ها نامانا از درجه یک هستند، هم‌انباشتگی متغیرهای الگوسازی شده برای هر گروه از کشورها برای جلوگیری از رگرسیون کاذب آزمون می‌گردد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو در جدول ۲ ارائه شده است.

براساس آمارهای آزمون هم‌انباشتگی کائو، ارتباط هم‌انباشتگی در بلندمدت بین متغیرها برای هر سه گروه کشورها مورد تأیید قرار می‌گیرد. از آنجایی که prob آماره دارای احتمال کمتر از ۰/۰۵ هستند، در نتیجه فرض صفر، مبنی به عدم هم‌انباشتگی، رد شده و به معنی آن است که متغیرهای الگوسازی شده، هم‌انباشته هستند. لذا می‌توان از متغیرها بدون تفاضل‌گیری، در سطح استفاده کرد.

1. Choong et al. (2010).
2. Azman-Saini et al. (2010).
3. Beugelsdijk et al. (2008).

۴. نتایج جهت خلاصه نویسی گزارش نشده است.

جدول ۲: آزمون هم‌انباشتگی برای گروه کشورها

Tabel 2: Panel cointegration test for a group of countries

آزمون	مدل گروه کشورها	مقدار آماره	احتمال
آزمون کائو	اول	-۲/۴۴۳۳	۰/۰۰۷۳
	دوم	-۷/۰۷۶۱	۰/۰۰۰۰
	سوم	-۳/۴۰۴۲	۰/۰۰۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مورد داده‌های ترکیبی، ابتدا آزمون F (آزمون چاو) به منظور انتخاب شیوه تخمین مدل بین دو رهیافت Pooling و Panel انجام می‌شود. جدول ۳ نتایج آزمون F لیمر را برای هر سه گروه کشورها نشان می‌دهد و حاکی از آن است که فرضیه صفر در سطح ۵ درصد رد شده و می‌باید از روش داده‌های تابلویی یا الگوی اثر ثابت استفاده نمود.

جدول ۳: آزمون F لیمر

Tabel 3: Limer's F-test

آزمون	مدل گروه کشورها	F test	P-Value	فرضیه صفر (مدل Pooled)
F- لیمر	اول	۴۷/۵۱	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر
	دوم	۱۱۵/۶۰	۰/۰۰۰۰۱	رد فرضیه صفر
	سوم	۵۲/۶۴	۰/۰۰۰۱	رد فرضیه صفر

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از انجام آزمون F لیمر (چاو) و انتخاب مدل اثرات ثابت مقطعی، برای انتخاب روش آزمون داده‌ها، از بین دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. جدول ۴ نتایج آزمون هاسمن برای هر سه گروه را نشان می‌دهد و حاکی از آن است که الگوی اثرات ثابت برای هر سه گروه کشورها، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۴: آزمون هاسمن

Tabel 4: Hausman test

آزمون	مدل گروه کشورها	آماره کای دو	P-Value	فرضیه صفر (مدل اثرات تصادفی)
هاسمن	اول	۳۵۳/۴۱	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر
	دوم	۱۱۵/۶۰	۰/۰۰۰۱	رد فرضیه صفر
	سوم	۵۳/۹۹	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵، نتایج برآوردی برای هر سه گروه کشور را نشان می‌دهد. در جدول ۶، برای تمامی گروه کشورها براساس آزمون ولدريج برای بررسی خودهمبستگی مشاهده می‌گردد و در سطح معناداری ۵ درصد، وجود خودهمبستگی در مدل تأیید می‌شود. بر این اساس، از الگوی اثرات ثابت با استفاده از رویکرد رگرسیون تعمیم یافته در راستای رفع مشکل خودهمبستگی استفاده شده و نتایج در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۵: مدل اثرات ثابت برای گروه کشورها

Table 5: Fixed Effects Panel Model for a group of countries

متغیر	گروه اول	گروه دوم	گروه سوم
$\ln(sm)$	۰/۰۵۰۴۲ (۰/۱۸۴)	۰/۰۱۴۵۸ (۰/۱۷۵)	-۰/۵۳۰۷۹ (۰/۰۱۵)
$\ln(so)$	-۰/۰۰۰۶۸ (۰/۹۷۴)	-----	-۰/۷۳۳۸۲۶ (۰/۰۰۳)
$\ln(fdi)$	-----	-۰/۰۰۶۶ (۰/۰۶۸)	-----
$\ln(k)$	۰/۰۰۶۷۲ (۰/۲۵۷)	۰/۱۸۸۵۸ (۰/۰۰۱)	۰/۶۳۲۹۷ (۰/۰۰۰)
$\ln(un)$	-۰/۱۰۳۸۳ (۰/۰۱۰)	-۰/۰۱۵۶۴ (۰/۲۲۵)	-۰/۹۰۶۸۰ (۰/۰۶۴)
$\ln(tft)$	۱/۱۵۸۴ (۰/۰۰۰)	۱/۱۸۱۵۰ (۰/۰۰۰)	۰/۹۵۶۸۶ (۰/۰۰۰)
$\ln(rd)$	۰/۰۱۰۲۵۵ (۰/۹۱۳)	۰/۱۴۹۷۱ (۰/۰۹۷)	۰/۰۷۰۱۷ (۰/۰۴۶)
$\ln(open)$	-۰/۱۰۸۹۴ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۳۹۰ (۰/۰۶۱)	-۰/۸۰۷۶۷ (۰/۰۱۰)
$\ln(fdc)$	۰/۲۸۴۳۵۵ (۰/۰۰۱)	-۰/۰۰۶۶۸ (۰/۰۶۸)	۰/۰۲۳۳۹ (۰/۴۹۲)
تعداد مشاهدات	۱۸۹	۱۶۸	۱۸۹
R2	۰/۷۶	۰/۷۱	۰/۸۷
F	24/82(0/000)	۸۹/۸۰(۰/۰۰۰)	۲۹/۹۷(۰/۰۰۰)
ناهمسانی واریانس (آزمون والد)	$\chi^2 = 4/17(0/520)$	$\chi^2 = 0/22(0/971)$	$\chi^2 = 0/03(0/984)$
خودهمبستگی (آزمون ولدريج)	$F = 38/90(0/008)$	$F = 57/11(0/0006)$	$F = 43/99(0/0006)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۶)، نتایج مبتنی بر رفع خودهمبستگی با استفاده از روش اثرات ثابت تعمیم‌یافته را نشان می‌دهد. همان‌طوری که مشاهده می‌گردد، ضریب متغیرهای سهم منابع معدنی از صادرات ($\ln(sm)$) و سهم منابع نفتی از صادرات ($\ln(so)$) به‌عنوان شاخصی برای وفور منابع طبیعی برای کشورهای گروه اول و دوم، به‌ترتیب، ۰/۱۸ و ۰/۰۱ درصد برآورد شده که مقدار آن، ناچیز با علامت مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده است؛ به این معنی که رشد اقتصادی در این کشورها، وابستگی کمتری به منابع معدنی و نفتی داشته، به‌طوری که در این گروه از کشورها، رشد اقتصادی بیشتر تحت تأثیر بهره‌وری کل عوامل تولید ($\ln(tft)$)، (به‌ترتیب، ۰/۷۲ و ۱/۱۹ درصد) و مخارج تحقیق و توسعه $\ln(rd)$ ، (به‌ترتیب، ۰/۶۲ و ۰/۱۸ درصد) قرار دارد.

برای کشورهای گروه سوم (از جمله ایران)، ضریب متغیر $\ln(sm)$ و $\ln(so)$ به‌ترتیب، تأثیر سهم منابع معدنی از صادرات بر رشد اقتصادی ۰/۰۶- درصد و سهم منابع نفتی از صادرات بر رشد اقتصادی ۰/۰۸- برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده، نشان می‌دهد که اثر منفی وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی بعد از وارد کردن متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی در الگو از قبیل تشکیل سرمایه، سرمایه‌گذاری خارجی، بهره‌وری، بیکاری، کیفیت نهادی و درجه باز بودن اقتصاد، تغییر نمی‌کند.

همچنین اثر منفی تأثیر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی به افزایش رشد ارزش افزوده بخش خدمات، کاهش رشد ارزش افزوده بخش صنعت، کاهش رشد سهم صادرات صنعتی از کل صادرات کالایی و تغییر نسبی سهم ارزش افزوده بخش‌ها به نفع بخش خدمات می‌گردد، لذا شواهد بیماری هلندی در این کشورها وجود دارد. در مدل‌های بیماری هلندی، رونق منابع طبیعی از طریق دو بخش قابل مبادله و غیرقابل مبادله در کنار عوامل نهادی بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. بدین صورت که از یک طرف، رونق بخش منابع، سرمایه و نیروی کار را از بخش قابل مبادله (بخش صنعت و معدن) دور می‌کند و در نتیجه، هزینه‌های این بخش افزایش می‌یابد. با توجه به اینکه بخش صنعت با اثرات خارجی مثبت صرفه‌های اقتصادی برای سایر بخش‌ها همراه است، یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی کشورها تلقی شده و لذا رونق منابع به تضعیف این بخش و در نتیجه، کاهش نرخ رشد اقتصادی منجر می‌شود (اثر مخارج) و از سوی دیگر، افزایش درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، موجب افزایش درآمد و افزایش بودجه دولت می‌شود، که خود به افزایش تقاضا در بخش‌های قابل مبادله و غیرقابل مبادله می‌انجامد.

بخشی از افزایش تقاضا در بخش قابل مبادله از طریق واردات جبران می‌شود و چون قیمت در این بخش برونزا است و کاهش نرخ ارز و تقویت پول ملی نیز در این زمان اتفاق می‌افتد، لذا افزایش قیمت و فشار تورمی چندانی در بخش قابل مبادله مشاهده نمی‌شود؛ ولی افزایش تقاضا در بخش غیرقابل مبادله را نمی‌توان از طریق واردات جبران کرد و بنابراین، افزایش تقاضا به افزایش قابل توجه

قیمت‌ها در بخش غیرقابل مبادله، شده و فعالیت را در آن سودآور می‌سازد و در نتیجه، سرمایه و نیروی کار از بخش‌های قابل مبادله به بخش غیرقابل مبادله منتقل شده و به گسترش این بخش و تضعیف بیش از پیش بخش قابل مبادله منجر می‌شود (اثر جابه‌جایی منابع).

ضریب متغیر مخارج تحقیق و توسعه $\ln(rd)$ برای کشورهای گروه سوم، $0/05$ برآورد شده است. این ضریب معنی‌دار و مطابق انتظار بوده، اما مقدار آن ناچیز می‌باشد. این امر تأیید کننده آن است که وفور منابع طبیعی می‌تواند سرمایه‌گذاری در زمینه فناوری‌های پیشرفته و سرمایه انسانی را متوقف کند و بنابراین، مانع از انباشت سرمایه انسانی و توانایی بهبود نوآوری‌های علمی و تکنولوژیکی خواهد شد (سان و همکاران، ۲۰۱۹؛ کاکس و فرانکن، ۲۰۱۶).

این امر، حاکی از آن است که توسعه سریع صنایع مرتبط با منابع طبیعی، به این منجر می‌شود که دولت، از سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه سرمایه انسانی بی‌بهره باشد یا از آن غفلت کند که برای رشد اقتصادی بلندمدت مطلوب نیست (براو-اوتیجا و گرگوریا، ۲۰۰۵).

احمد (۲۰۱۶)، نشان داد که افزایش منابع مالی برای انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی مناسب نیست. همچنین در مطالعه‌ای، شائو و یانگ (۲۰۱۴) و نیز چنگ و همکاران (۲۰۲۰)، به نتایج مشابهی دست یافتند.

ضریب متغیر نرخ بیکاری برای هر سه گروه کشور، به ترتیب، $0/08$ ، $0/01$ و $0/06$ - برآورد شده، و ضرایب از نظر آماری، معنی‌دار و مطابق انتظارات نظری است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، نرخ بیکاری در گروه کشورهای سوم نسبت به دو گروه دیگر، تأثیر بالاتری بر نرخ رشد اقتصادی دارد. نتایج حاصله با مطالعات آرتور اوکان (۱۹۶۲)، سانر (۲۰۰۰)، تتقلو (۲۰۱۱)، تینج و لینج (۲۰۱۱)، پتکو (۲۰۰۸)، کارایانی (۲۰۰۶)، فوکو (۲۰۰۸) و لال و همکاران (۲۰۱۰) همسو می‌باشد.

ضریب متغیر باز بودن اقتصاد $\ln(open)$ برای هر سه گروه از کشورها، به ترتیب، $0/17$ ، $0/03$ و $0/09$ برآورد شده و از نظر آماری معنی‌دار و علامت آن مطابق با انتظارات تئوری است. اثر باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه اول نسبت به سایر گروه‌ها، بزرگ‌تر بوده و بیانگر آن است که در این گروه کشورها، به دلیل صادرات کالا با تکنولوژی بالا، نقش مهمی بر رشد اقتصادی دارد؛ به‌طوری‌که افزایش در صادرات، باعث بهبود بهره‌وری و در نهایت، به رشد اقتصادی منجر خواهد شد.

1. Leopold Sogner (2000).
2. Tatoglu (2011).
3. Tingi & Lingii (2011).
4. Petkov (2008).
5. Caraianni (2006).
6. Fouquau (2008).
7. Lal et al. (2010).

ضریب متغیر کیفیت نهادی $\ln(fdc)$ برای هر سه گروه از کشورها، مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده است (به‌ترتیب، ۰/۲۰، ۰/۱۵ و ۰/۰۴)؛ بدان معنی که شاخص کیفیت نهادی (به‌عنوان معیاری برای حق اعتراض و پاسخگویی)، از متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی هر سه کشور بوده، اما این ضریب برای گروه کشورهای سوم، از مقدار ناچیزی برخوردار است.

جدول ۶: مدل اثرات ثابت تعمیم یافته برای گروه کشورها

Table 6: Generalized Fixed Effects Panel Model for a group of countries

متغیر	گروه اول	گروه دوم	گروه سوم
$\ln(sm)$	۰/۱۸۲۷۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۳۴۱ (۰/۰۰۴)	-۰/۰۶۱۰۲ (۰/۰۰۰)
$\ln(so)$	۰/۰۶۲۲۷ (۰/۰۰۰)	-----	-۰/۰۸۲۵۸ (۰/۰۰۰)
$\ln(fdi)$	-----	-۰/۰۰۶۸۷ (۰/۰۰۰)	-----
$\ln(k)$	۰/۰۱۲۵۳ (۰/۰۱۳)	۰/۱۸۶۱۰ (۰/۰۰۰)	۰/۶۳۹۳۵ (۰/۰۰۰)
$\ln(un)$	-۰/۰۸۷۴۰ (۰/۰۳۱)	-۰/۰۱۳۲۴ (۰/۰۲۹)	-۰/۰۶۹۱۲ (۰/۰۱۷)
$\ln(tft)$	۰/۷۲۷۲۴ (۰/۰۰۱)	۱/۱۹۳۴۹ (۰/۰۰۰)	۰/۹۲۶۶۴ (۰/۰۰۰)
$\ln(rd)$	۰/۶۲۳۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۲۲۰ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵۲۷۷ (۰/۰۰۲)
$\ln(open)$	۰/۱۷۵۴۰ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳۹۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹۳۳۷ (۰/۰۰۰)
$\ln(fdc)$	۰/۲۰۸۹۳ (۰/۰۰۱)	۰/۱۵۰۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۴۷۷۵ (۰/۰۲۵)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بسیاری از نظریات و الگوهای رشد، سرمایه را به‌عنوان یکی از مهم‌ترین محرک‌ها و عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی مطرح کرده‌اند. سال‌ها تصور بر این بود که داشتن منابع طبیعی فراوان از این لحاظ که بخشی از سرمایه کشورها بوده و قابلیت تبدیل و کمک به سایر انواع سرمایه را دارد، یک موهبت خدادادی هم محسوب می‌شود و کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان، باید عملکرد اقتصادی بهتری نسبت به کشورهای فاقد این منابع داشته باشند؛ اما با گذشت زمان و به‌ویژه پس از جنگ جهانی دوم، شواهد تجربی، حکایت از عملکرد ضعیف اکثر کشورهای غنی از لحاظ منابع طبیعی در مقایسه

با کشورهای فقیر از لحاظ منابع داشتند؛ به طوری که در طول دهه‌های پایانی قرن بیستم، بهترین عملکرد اقتصادی در میان کشورهای دنیا در زمینه رشد، مربوط به کشورهای تازه صنعتی شده جنوب آسیا شامل کره جنوبی، هنگ کنگ، سنگاپور و تایوان بوده است، در حالی که در همین دوران، بسیاری از کشورهای غنی از لحاظ منابع نظیر کشورهای نفتی مکزیک، نیجریه و ونزوئلا وضعیت نامیدکننده‌ای داشته‌اند.

لذا در این مقاله، سعی شده است تا تأثیر وفور منابع نفت، گاز و منابع معدنی بر رشد اقتصادی به طور مجزا مورد بررسی قرار گیرد. مراتب برای سه گروه کشورهای دارای منابع معدنی، نفت و گاز، کشورهای دارای منابع معدنی و کشورهای دارای منابع نفت و گاز (شامل ایران) در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای سیاستی وفور منابع طبیعی برای کشورهای گروه اول و دوم، مقدار آن ناچیز با علامت مثبت و معنی‌دار ارزیابی شده است؛ به این معنی که رشد اقتصادی در این کشورها، وابستگی کمتری به منابع معدنی و نفتی داشته، به طوری که در این گروه از کشورها، رشد اقتصادی، بیشتر تحت تأثیر بهره‌وری کل عوامل تولید و مخارج تحقیق و توسعه قرار دارد؛ اما نتایج برای کشورهای گروه سوم، نشان می‌دهد که اثر منفی وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی بعد از وارد کردن متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی تغییر نمی‌کند.

به این ترتیب، پیشنهاد می‌گردد که کشورهایی که از وفور منابع معدنی برخوردارند، بیشتر این منابع در صنایع پیشرو که دارای تأثیر بالایی در رشد اقتصادی است، مورد استفاده قرار گیرد. همچنین در مقابل، منابع طبیعی مرتبط با جنگل و کشاورزی که در مقاله حاضر مورد بررسی قرار نگرفته، می‌تواند به عنوان مطالعات آتی مد نظر قرار گیرد که مسلماً می‌تواند سهم بسزایی در رشد اقتصاد ایران داشته باشد.

سپاسگزاری: موردی وجود ندارد.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم (۲۵ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Ahmad, P. (2016). Good governance of natural resources for economic growth. In *International Conference on Studies in Humanities and Social Sciences* (SHSS-2016) May (pp. 24-52).
- Alexeev, M., & Conrad, R. (2009). The elusive curse of oil. *The Review of Economics and Statistics*, 91(3), 586-895.
- Ali, S., Murshed, S. M., & Papyrakis, E. (2020). Happiness and the resource curse. *Journal of Happiness Studies*, 21(2), 437-464.
- Allcott, H., & Keniston, D. (2018). Dutch disease or agglomeration? The local economic effects of natural resource booms in modern America. *The Review of Economic Studies*, 85(2), 695-137.
- Altintas, H., & Mercan, M. (2015). R&D expenditures and economic growth relation: Panel cointegration analysis under the Cross-Section dependence on OECD countries. Ankara University, *Journal of Social Sciences Faculty*, Vol. 70, No 2, 345-376.
- Andersson, T., & Formica, P. (2018). *Lessons from Abu Dhabi: The Road Towards an Innovative Entrepreneurial Economy*. In *Entrepreneurship Ecosystem in the Middle East and North Africa (MENA)* (pp. 543-563). Springer, Cham.
- Arezki, R., Rota-Graziosi, G., & Senbet, L. W. (2013). Capital flight risk. *Finance & Development*, 50(3), 26-28.
- Auty, R. (1993). *Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis*. New York: Oxford University Press.
- Auty, R. M. (2001). *Resource Abundance and Economic Development*. Oxford University Press, Oxford and New York.
- Arezki, R. and Gylfason, T. (2011). Commodity price volatility, democracy and economic growth, No. 3619, *CESifo Working Paper Series*, CESifo
- Azarbayejani, K., Shahidi, K. and Mohammadi, F. (2009). Investigating the relationship between foreign direct investment, trade and growth in the framework of ARDL approach. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, Vol. 9, Issue 2. [In Persian]
- Azman-Saini W.N.W., Hook Law, S., & A. Halim Ahmad. (2010). FDI and economic growth: New evidence on the role of financial markets. *Economics Letters*, Vol. 107, 211-213, Access: <http://www.sciencedirect.com>.
- Bahmani-Oskooee, M. and F. Niroomand. (1999). Openness and economic growth: An empirical investigation. *Applied Economic Letters*, Vol. 6, No. 3, 557-561.
- Balan, M. (2014). Analysis of unemployment among young individuals from Romania by econometric methods. *Internal Auditing and Risk Management*, Athenaeum University of Bucharest, Vol. 35(1), 95-102, September.
- Balsalobre-Lorente, D., Shahbaz, M., Roubaud, D., & Farhani, S. (2018). How economic growth, renewable electricity and natural resources contribute to CO₂ emissions. *Energy policy*, 113, 356-367.
- Barro R. and X. Sala-I-Martin. (1995). *Economic Growth*. McGraw-Hill.

- Bakwena, M. and Bodman, P. (2010). The role of financial development in natural resource abundant economies: Does the nature of the resource matter, No. 2208, *MRG Discussion Paper Series*, School of Economics, University of Queensland, Australia.
- Badeeb, R. A., Lean, H. H., & Clark, J. (2017). The evolution of the natural resource curse thesis: A critical literature survey. *Resources Policy*, 51, 123-134.
- Beugelsdijk, S., Smeets, R., & R. Zwinkels. (2008). the impact of horizontal and vertical FDI on Host's country economic growth. *International Business Review*, Vol. 17, Issue 4, August, 452-472. Access: <http://www.sciencedirect.com>.
- Bhattacharyya, S., & Hodler, R. (2010). Natural resources, democracy and corruption. *European Economic Review*, 54(4), 608-621.
- Blackburn, K. and Powell, J. (2011), Corruption, inflation and growth. *Economics Letters*, 113(3), 225-227.
- Bloch H. & Sapsford, D. (2000). Whither the terms of trade? An elaboration of the Prebisch-Singer hypothesis. *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 24, No. 4 (July 2000), 461-481.
- Bravo-Ortega, C., & De Gregorio, J. (2005). The relative richness of the poor? Natural resources, human capital, and economic growth. *Natural Resources, Human Capital, and Economic Growth* (January 2005). https://www.researchgate.net/publication/23723034_The_Relative_Richness_of_the_Poor_Natural_Resources_Human_Capital_and_Economic_Growth
- Brunnschweiler, C., & Bulte, E. (2008). The resource curve revisited and revised: A tale of Paradoxes and Red Herrings. *Journal of Environmental Economics and Management*, 55, 248-264.
- Bulte, E., & Damania, R. (2008). Resources for sale: Corruption, democracy and the natural resource curse. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 8(1).
- Bozkurt, C. (2015). R&D expenditures and economic growth relationship in Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *Econjournals*, Vol. 5(1), 188-198.
- Caraiani, P. (2006). Alternative methods of estimating the Okun coefficient applications for Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, Vol. 3, Issue. 4, 82-89.
- Cavalcanti et al. (2011). Growth, development and natural resources: New evidence using a heterogeneous panel analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 51, Issue 4, November 2011, 305-318.
- Cavalcanti, T. V., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2009). *Growth, Development and Natural Resources: New Evidence Using a Heterogeneous Panel Analysis*. Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Cheng, Z., Li, L., & Liu, J. (2020). Natural resource abundance, resource industry dependence and economic green growth in China. *Resources Policy*, 68, 101734.
- Chen S. and Golley J. (2014). Green' productivity growth in China's industrial economy. *Energy Economics*, Vol. 44, July 2014, 89-98.

- Cheng, Zhonghua, Li, Lianshui, & Liu, Jun. (2020). Natural resource abundance, resource industry dependence and economic green growth in China. *Resources Policy*, 68, No. 101734.
- Choong, Ch., Zubaidi Baharumshah, A., Yusop, Z., & M. Shah Habibullah. (2010). Private Capital Flows, Stock Market And Economic Growth In Developed And Developing Countries: A comparative analysis. *Japan and the World Economy*, Vol. 22, 107-117. Access: <http://www.sciencedirect.com>.
- Gumus, Erdal and Celikay, Ferdi. (2015). R&D expenditure and economic growth: New empirical evidence. *Margin-The Journal of Applied Economic Research*, 9(3), 205-217.
- Corden, W. M. and Neary, J. P. (1982), "Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy", *Economic Journal* 92 (December), 825-48.
- Cotet, A. M., & Tsui, K. K. (2013). Oil, growth, and health: What does the cross-country evidence really show. *The Scandinavian Journal of Economics*, 115(4), 1107-7311.
- Dell'Anno, R. (2020). Reconciling empirics on the political economy of the resource curse hypothesis. Evidence from long-run relationships between resource dependence, democracy and economic growth in Iran. *Resources Policy*, 68, 101807.
- Ding, N. and Barry C. Field. (2005). Natural resource abundance and economic growths. *Land Economics*, 81(4).
- Drelichman, M. (2005). The curse of Moctezuma: American silver and the Dutch disease. *Explorations in Economic History*, 42(3), 349-380.
- Ebadi, J. and Nikoonesbati, A. (2013). Natural resources, institutions and economic development. *The Journal of Planning and Budgeting*, Vol. 17, Issue 4, 127-144. [In Persian]
- Fan, J., Titman, S. and Twite, G. (2012). An international comparison of capital structure and debt maturity choices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(1), 23-56.
- Fouquau, J. (2008). Threshold effects in Okun's law: A Panel Data analysis. *Economics Bulletin*, Vol. 5, Issue. 33, 1-14.
- Farda News. (2022). Has Iran been able to take advantage of the capacity of its mines to create wealth on earth?. <https://fardayeeghtesad.com/x5zB>. [In Persian]
- Ghiasvand, A. and Sabori, F. (2011). The relationship between resource governance and economic growth in countries with abundant natural resource. *Financial Economic*, Volume 5, Issue 16, January, 113-134. [In Persian]
- Galović, T. (2015). Impact of R&D on export competitiveness of chemical industry in selected OECD countries. *Poslovna Izvrsnost*, 9(1): 91-107.
- Gupta, S., H. Davoodi, and R. Alonso-Terme. (1998). Does corruption affect income inequality and poverty?. *IMF Working Paper* 98/76. International Monetary Fund, Washington, D. C.
- Gylfason, T. (2008). Development and growth in mineral-rich countries. *CEPR Discussion Paper Series*, No. 7031. www.cepr.org/pubs/dps/DP7031.asp.

- Gylfason, Th. (2001). Natural resource and economic growth: What is the connection?. *Cesifo working paper*. No. 530.
- Gylfason, T., & Zoega, G. (2006). Natural resources and economic growth: The role of investment. *World Economy*, 29(8), 1091-1115.
- Habib, M. & Zurawicki, L. (2001). Country-level investments and the effect of corruption-some empirical evidence. *International Business Review*, Volume 10, Issue 6, December 2001, 687-700
- Hadi Zonooz, B. and Kamali Dehkordi, P. (2009). The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth in Host Countries, Volume 13, Issue 39 - Serial Number 39, July, Pages 136-113. [In Persian]
<https://www.google.com/search?q=Hadi+Zonooz%2C>
- Hassan, M. & Nassar, R. (2015). Effects of debt and GDP on the unemployment rate: An empirical study. *Journal of International Business Disciplines*, 10(2), 52-69.
- Harvey et al. (2017). Long-run commodity prices, economic growth, and interest rates: 17th. century to the present day. *World Development*, 89, 57-70.
- Harvey et al. (2010). The Prebisch-Singer hypothesis: Four centuries of evidence. *The Review of Economics and Statistics* (2010) 92(2): 367-377.
- Havranek, T., Horvath, R., & Zeynalov, A. (2016). Natural resources and economic growth: A meta-analysis. *World Development*, 88, 134-151.
- Hussain, Sh., & Chaudhry, I. Sh., & Malik, Sh. (2009). Natural resource abundance and economic growth in Pakistan. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*.
<https://www.researchgate.net/publication/253926256>
- Hung et al. (2016). Financing sources, R&D investment and enterprise risk, *Procedia Computer Science*, 91 (2016), 122-130.
- Inekwe. (2014). The contribution of R&D expenditures to economic growth in developing countries. *Social Indicators Research*, (124), 1.
- Jin, C. J. (2006 b). Openness, growth, and inflation: Evidence from South Korea before the economic crisis. *Journal of Asian Economics*, No.17, 738-757.
- Kalumbu, S. (2014). Terms of trade and economic growth in Namibia. *An Online International Research Journal*, 1(3).
- Kim, D. H., & Lin, S. C. (2017). Natural resources and economic development: New panel evidence. *Environmental and Resource Economics*, 66(2), 363-391.
- Latifian, A. (1996). Effective factors in administrative corruption and ways to deal with. *Journal of Knowledge and Development*, No. 4. [In Persian]
- Lal, I., S. D. Muhammad, A. Jalil and A. Hussain. (2010), Test of Okun's law in some Saian countries co-integration approach. *European Journal of Scientific Research*, Vol. 40, Issue. 1, 73- 80.
- Le, T., & Le Van, C. (2018). Research and development and sustainable growth over alternative types of natural resources. *Economic Modelling*, 70, 215-229.
- Libman, A. (2013). Resource curse, institutions and non-resource sector. *MPRA Paper* 53563, University Library of Munich, Germany.

- Loyd, P. J. and D. McLaren. (2000). Openness and growth in East Asia crisis. *Journal of Asian Economics*, 11(1), 89-105.
- Mahdavi, R., Jahangard, E., & khataei, M. (2010). The impact of foreign direct investment on economic growth: The role of financial market development in host countries by Panel Data method. *Journal of Financial Modeling*, 1(2): 21-40. [In Persian]
- Mavrotas, G., Murshed, S. M., & Torres, S. (2011). Natural resource dependence and economic performance in the 1970-2000 period. *Review of Development Economics*, 15(1), 124-138.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth. *Journal of Economic Theory*, 58, 317-334.
- Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal*, 116(508), 1-20.
- Mideksa, Torben K. (2013). The economic impact of natural resources. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65(2): 277-289.
- Mobarak, A., Hojar Kiani, K., Memarnejad, A., & Peykarjou, K. (2019). The effects of institutional environment, quality and abundance of natural resources on economic growth. *The Journal of Planing & Budgeting*, Vol. 24, No. 1, Spring, 103-133. [In Persian]
- Musa Ahmed, E. (2012). Are the FDI inflow spillover effects on Malaysia's economic growth input driven?", *Economic Modelling*, Access: <http://www.sciencedirect.com>.
- Nikolli, E. (2014). Economic growth and unemployment rate, case of Albania. *European Journal of Social Sciences Education and Research Articles, Revistia Research and Publishing*, Vol. 1, May-Aug.
- Namazi, M., & Mohammadi, E. (2018). Natural resource dependence and economic growth: A TOPSIS/DEA analysis of innovation efficiency. *Resources Policy*, 59, 544-552.
- Nunnenkamp, P. and Spatz, J. (2003). Foreign direct investment and economic growth in developing countries: How relevant are host-country and industry characteristics, No. 1176, *Kiel Working Papers*, Kiel Institute for the World Economy (IfW Kiel).
- Okun, A. M. (1962). *Potential GNP: It's Measurement and Significance*". *American Statistical Association, Proceeding of the Business and Economics Statistics Section*, PP. 98-104.
- Olakojo, S. A. (2015). Export commodity prices and long-run growth of primary commodities-based African economies. *CSEA Working Paper*, WPS/15/02.
- Orihuela, J. C. (2018). Institutions and place: Bringing context back into the study of the resource curse. *Journal of Institutional Economics*, 14(1), 157-180.
- Ouoba, Y. (2016). Natural resources: Funds and economic performance of resource-rich countries. *Resources Policy*, 50, 108-116.
- Papyrakis, Elissaios & Gerlagh, Reyer. (2004). The resource curse hypothesis and its transmission channels. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32, 181-193.

- Papyrakis, Elissaios, & Gerlagh, Reyer. (2007). Resource abundance and economic growth in the United States. *European Economic Review*, Vol. 51, 1011-1039.
- Papyrakis, E. (2017). The resource curse-what have we learned from two decades of intensive research: Introduction to the special issue. *The Journal of Development Studies*, 53(2), 175185.
- Patrick, A. I. and Jacobs, D.F. (2007). Effect of corruption on tax revenues in the Middle East, *IMF Working Paper*, November, WP/07/270.
- Petkov, B. (2008). The labour market and output in the UK-does Okun's law still stand?. *Discussion Papers*: Bagarska Narodna Banka. Vol. 69.
- Pieroni, L., & d'Agostino, G. (2013). Corruption and the effects of economic freedom. *European Journal of Political Economy*, Elsevier, Vol. 29(C), 54-72.
- Razmi, S.A.A., Razmi, S.M.J., & Shahraki, S. (2009). The effect of economic freedom on economic growth with institutional approach (Causal investigation). *Knowledge and Development*, 16(28), 127-157. [In Persian]
- Reichert, E. (2007). *Cryptorhynchus melastomae* (Coleoptera: Curculionidae) as a potential biocontrol agent for *Miconia calvescens* (Melastomataceae) in Hawaii. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/22182550/>
- Robinson, J., Torvik, R., & Verdier, T. (2006). Political foundations of the resource curse. *Journal of Development Economics*, 79(2), 446-68.
- Sachs, J. and Warner, A. (1997). Natural resource abundance and economic growth. Harvard Institute for International Development: *Working Paper*, November, 1-50.
- Sachs, J., & Warner, A. (1995). *Natural Resource Abundance and Economic Growth*. in G. Meier and J. Rauch (eds.), *Leading Issues in Economic Development*, Oxford: Oxford University Press.
- Sachs, J., & Warner, A. (1997). Sources of slow growth in African economies. *Journal of African Economies*, 6(3), 335-376.
- Sadiku et al. (2015). Econometric estimation of the relationship between unemployment rate and economic growth of FYR of Macedonia. *Procedia Economics and Finance*, Volume 19, 2015, 69-81.
- Satti, S. L., Farooq, A., Loganathan, N., & Shahbaz, M. (2014). Empirical evidence on the resource curse hypothesis in oil abundant economy. *Economic Modelling*, 42, 421-429.
- Shah abad, A. and Sadeghi, H. (2013) Comparative study of natural resource abundance on economic growth in Iran and Norway. *JBRMR*, Volume 7, Issue 22 , Serial Number 22, April, 21-43. [In Persian]
- Shao, S., & Yang, L. (2014). Natural resource dependence, human capital accumulation, and economic growth: A combined explanation for the resource curse and the resource blessing. *Energy Policy*, 74, 632-.246
- Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, Vol. 70(1), 65-94
- Sogner, L. (2000). Okun's law: Does the American unemployment GDP relationship exhibit structural breaks?. *Working Paper*, No. 61. PP. 1-10

- Stijns, J. P. (2005). Natural resource abundance and economic growth revisited. *Resources Policy*, 30(2), 107-031.
- Stijns, J-P. (2006). Natural resource abundance and human capital accumulation. *World Development*, 34(6), 1060-1083.
- Sun, D. et al. (2021). TISCH: A comprehensive web resource enabling interactive single-cell transcriptome visualization of tumor microenvironment. *Nucleic Acids Research*, 49(D1), D1420-D1430.
- Sun, H. P., Sun, W. F., Geng, Y., Yang, X., & Edziah, B. K. (2019). How does natural resource dependence affect public education spending. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(4), 3666-3674.
- Tatoglu, F.Y. (2011). The long and short run effects between unemployment and economic growth in Eurpoe. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12(1), 99-113.
- Tilton, J. C., Comer, D. C., Priebe, C. E., Sussman, D., & Chen, L. (2012). Refinement of a method for identifying probable archaeological sites from remotely sensed data. In *Algorithms and Technologies for Multispectral, Hyperspectral, and Ultraspectral Imagery XVIII* (Vol. 8390, 458-468). SPIE. <https://www.researchgate.net/publication/267424328>
- Tilton, J. (2012). The terms of trade debate and the policy implications for primary product producers. *Division of Economics and Business Working Paper Series*.
- Tingi, N. Y. and L. S. Lingii. (2011). Okun's Law in Malaysia: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach with HodrickPrescott (HP) filter. *Journal of Global Business and Economics*, Vol. 2, Issue 1, 95-103.
- Tsaurai, K. (2021). The relationship between mining, financial development and growth. A case of BRICS. *Acta Universitatis Danubius. Economica*, 17(2).
- Van der Ploeg, F. (2011). Natural resources: Curse or blessing?. *Journal of Economic literature*, 49(2), 366-420.
- Vaz, P. H. (2017). Discovery of natural resources: A class of general equilibrium models. *Energy Economics*, 61, 174-178.
- Wu, S., Li, L., & Li, S. (2018). Natural resource abundance, natural resource-oriented industry dependence, and economic growth: Evidence from the provincial level in China. *Resources, Conservation and Recycling*, 139, 163-171.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, No.72, pp.57-89.
- Yan Lee, H., L. A. Ricci and R. Rigobon. (2004). Once again, is openness good for growth?. *Journal of Development Economics*, No. 75, 451-472.
- Zallé, O. (2019). Natural resources and economic growth in Africa: The role of institutional quality and human capital. *Resources Policy*, 62, 616-624.
- Zhan, J. V. (2017). Do natural resources breed corruption? Evidence from China. *Environmental and Resource Economics*, 66(2), 237-259.
- Zhou, P., Ang, B. W. (2009). Comparing MCDA aggregation methods in constructing composite indicators using the Shannon-Spearman measure. *Social Indicator Research*, 94(1): 83-96.

The Effect of Political Stability, Governance Conditions, and Risk on the Formal and Informal Sectors of Iran's Economy

Mohammad Mostafazadeh¹ , Parviz Davood², Aliakbar Arabmazar³, Hossein Samsami Mazraeakhund⁴

1. Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: M_mostafazadeh@sbu.ac.ir
2. Professor, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: P_Davoodi@sbu.ac.ir
3. Professor, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: A-Arabmazar@sbu.ac.ir
4. Assistant Professor, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. E-mail: H-Samsami@sbu.ac.ir

Abstract

Economic and social instability and insecurity, reduction in the quality of governance and political management; It causes an increase in costs, an increase in risk, and therefore a decrease in motivation for productive economic activities. In this research, using PCA and ARDL econometric techniques and economic statistics from 1370 to 1401, the effect of risk and instability conditions and political management along with other factors affecting two formal and informal sectors economy in Iran has been investigated. According to the results, in the function of economic growth, the effect of property rights and political management is positive and the effect of economic instability variables and sanctions on Iran's economic growth has become negative. The effectiveness coefficient of political management is relatively large and an increase of one unit in it increases the economic growth by 3.0033 percent. Also, with the increase of one unit of economic instability, 0.1935 percent of economic growth decreases. Regarding the factors affecting the underground economy; An increase in the variables: risk and instability, unemployment rate, tax revenues and sanctions cause The underground economy increases. and; Improving the index of political management reduces informal activities in Iran's economy. Meanwhile, the risk and instability index with a coefficient of 3.99 indicates a relatively high impact on the volume of Iran's underground economy. Therefore, it is suggested to use appropriate economic and governance policies that improve political management and reduce risk and stability in society; Minimize informal activities.

Article information

Review History:

Received: May. 21, 2024

Revised: June. 03, 2024

Accepted: June. 17, 2024

Keywords:

Economic growth

Governance institutions

Political management

Risk and instability

Underground economy

JEL Classification:

O40 ·E26 ·E02 ·H56 ·G32

Corresponding Author:

M_mostafazadeh@sbu.ac.ir



Aim and Introduction

Economic and social instability, insecurity, and poor governance significantly increase transaction costs and investment risks while reducing incentives for productive economic activities. Institutional conditions and the political environment are fundamental factors influencing economic growth, as they affect the motivations of economic agents and thereby influence investment decisions, production organization, and overall economic performance. Macroeconomic instability, as an undesirable phenomenon, imposes both economic and social costs on society. Its persistence disturbs the national economic structure and diminishes household welfare by undermining financial security and increasing economic uncertainty.

Furthermore, effective economic policy-making and national development planning require a comprehensive understanding of the economy's formal and informal sectors. The informal or underground economy includes activities outside the scope of official oversight, such as unregistered income, tax evasion, and operations beyond legal, social, and economic regulations. These activities are typically excluded from official GDP calculations but represent a significant share of economic production.

Modern definitions of economic growth encompass not only increases in GDP but also broader improvements in societal economic well-being. Notably, economic production occurs in both formal and informal sectors; thus, a thorough analysis of both is essential for developing effective and inclusive growth strategies. This study aims to evaluate the influence of political and economic risk, instability, and governance quality on both sectors of Iran's economy over the period 1370–1401 (1991–2022). To achieve this, relevant indices were constructed to measure risk and instability in economic, financial, and social domains, as well as Iran's governance performance, with the goal of identifying key determinants of formal sector strengthening and informal sector reduction.

Methodology

This research employs an endogenous growth model to investigate the factors influencing economic growth in Iran. Data on the underground economy are drawn from estimates produced using the Multiple Indicators and Multiple Causes (MIMIC) model. The methodological framework combines econometric techniques, notably Principal Component Analysis (PCA) and the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model.

PCA is applied to construct composite indices where multiple explanatory variables are involved, particularly in capturing instability and governance indicators. ARDL is used to examine relationships among variables, given the mixed order of integration in the time series data. This dual approach enables the study to assess the impact of governance, risk, and economic instability on both the formal and informal economic sectors.

Results and Discussion

The results show that within the economic growth function, property rights and political management exert a positive influence, while economic instability and international sanctions negatively affect Iran's economic growth. Specifically, an increase of one unit in the political management index results in a 3.0033%

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.3, 2025, pp: 41-71

increase in economic growth, whereas a one-unit rise in the economic instability index leads to a 0.1935% decline in growth.

In analyzing the informal (underground) economy, the study finds that increased risk and instability, unemployment, government size, tax revenues, and sanctions all contribute to the expansion of the informal sector. Conversely, improvements in political management reduce informal economic activities. Notably, the risk and instability index shows a high impact, with a coefficient of 3.99, signifying its strong correlation with the growth of Iran's underground economy.

Conclusion

Improved political management enhances formal economic activity while suppressing informal sector expansion. Specifically, advancements in governance indicators—such as political participation, accountability, and rule of law—help reduce the size of the underground economy and promote formal sector growth. On the other hand, economic and social instabilities, including financial market volatility, inflation, speculation, and societal insecurity, incentivize informal economic behavior, thereby undermining the formal structure of the economy.

To address these challenges, the study recommends implementing comprehensive governance and economic reforms. On the governance side, strategies should include corruption control, enhanced oversight, legal enforcement, public trust-building, and increased legitimacy of political institutions. On the economic front, stabilizing inflation, exchange rates, and market speculation—as well as improving social cohesion through targeted policies—can mitigate the growth of informal economic activities. A balanced, multi-pronged approach will foster sustainable economic development and enhance the resilience of Iran's formal economy.

اثر شرایط ثبات سیاسی و حکمرانی بر دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد ایران

محمد مصطفی زاده^۱ , پرویز داودی^۲، علی اکبر عرب‌مازار^۳، حسین صمصامی^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول) M_mostafazadeh@sbu.ac.ir

۲. استاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران P_Davoodi@sbu.ac.ir

۳. استاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران A-Arabmazar@sbu.ac.ir

۴. استادیار، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران H-Samsami@sbu.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
بی‌ثباتی‌های اقتصادی و اجتماعی، کاهش کیفیت مدیریت سیاسی، موجب افزایش هزینه‌های مبادلاتی، ریسک سرمایه‌گذاری و کاهش انگیزه برای فعالیت‌های مولد اقتصادی می‌شود. در این پژوهش، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی PCA و ARDL و آمارهای اقتصادی ۱۳۷۰ الی ۱۴۰۱، سعی شده اثر ریسک و بی‌ثباتی و مدیریت سیاسی به‌همراه دیگر عوامل مؤثر بر بخش‌های رسمی و غیررسمی اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به نتایج پژوهش، در برآورد تابع رشد اقتصادی، می‌توان گفت که اثر حقوق مالکیت و مدیریت سیاسی، مثبت و اثر بی‌ثباتی اقتصادی و تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران، منفی بوده است. ضریب اثرگذاری مدیریت سیاسی، نسبتاً بزرگ بوده و افزایش یک واحدی در آن، رشد اقتصادی را ۰.۳۳٪ درصد افزایش می‌دهد. همچنین، با افزایش یک واحدی بی‌ثباتی اقتصادی، ۰.۱۹۳۵ درصد رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. درخصوص عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی، افزایش در متغیرهای: ریسک و بی‌ثباتی، نرخ بیکاری، حجم دولت، درآمدهای مالیاتی و تحریم‌ها، موجب بزرگ‌تر شدن حجم اقتصاد زیرزمینی می‌شوند و در مقابل، بهبود شاخص مدیریت سیاسی، فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد ایران را کمتر می‌کند. در این میان، شاخص ریسک و بی‌ثباتی با ضریب ۰.۲۹۹، نشان‌دهنده اثرگذاری نسبتاً بالا بر حجم اقتصاد زیرزمینی ایران است. بنابراین، اثرگذاری بالای مدیریت سیاسی و بی‌ثباتی، تعیین‌کننده‌ترین عامل بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد شناخته شده‌اند. لذا پیشنهاد می‌شود که با بهره‌گیری از سیاست‌های مناسب اقتصادی و حکمرانی که موجب بهبود مدیریت سیاسی و کاهش ریسک در بازارها و همچنین ثبات در جامعه می‌شوند، فعالیت‌های غیررسمی را به حداقل رسانند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۰۱ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۱۴ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۷
	کلمات کلیدی: اقتصاد زیرزمینی رشد اقتصادی ریسک و بی‌ثباتی مدیریت سیاسی نهادهای حکمرانی
	طبقه‌بندی JEL: O40، E26، E02، H56، G32
	نویسنده مسئول: M_mostafazadeh@sbu.ac.ir

۱. مقدمه

تولیدات اقتصادی را می‌توان به دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد تقسیم کرد. اقتصاد غیررسمی یا به عبارتی دیگر، اقتصاد زیرزمینی، به فعالیت‌هایی گفته می‌شود که خارج از بازار، سازمان‌های غیر انتفاعی که به دلایل مختلف از کنترل مقامات رسمی خارج است و هر گونه فعالیت اقتصادی که در حاشیه قوانین کیفری اجتماعی و مالیاتی انجام می‌گیرد و درآمد سالانه آن ثبت نمی‌شود (تولیو و کاپاسو، ۲۰۱۳: ۱۶۹). لذا فعالیت‌های سوداگرانه و سفته‌بازی که در بخش سایه و زیرزمینی اقتصاد انجام می‌شوند، بخش رسمی را تضعیف کرده و موجب افزایش حجم اقتصاد غیررسمی و نامولد در جامعه می‌شوند. در مقابل این موضوع، بخش رسمی اقتصاد و شاخص‌ترین متغیر آن، تولید ناخالص داخلی قرار می‌گیرد که رشد آن، نشان از رشد بخش رسمی و مولد اقتصاد است. رشد اقتصادی نیز فرایندی است که به مثابه رشد تولید ناخالص داخلی اقتصاد رسمی در هر جامعه است. تعریف مدرن رشد اقتصادی، در بر گیرنده افزایش رفاه اقتصادی نیز می‌باشد (پور علی و همکاران، ۱۳۹۹: ۸۰).

از طرفی دیگر، رشد تولید فقط در بخش رسمی اقتصاد اتفاق نمی‌افتد، بلکه بخش غیررسمی نیز بخشی از تولیدات را در بر می‌گیرد. بنابراین، جهت تبیین مناسب سیاست‌های مربوط به رشد و رفاه اقتصادی، بررسی دقیق تولید در دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد نیاز است و مدیران اقتصادی هر کشور، به هدف رشد اقتصادی بیشتر، به دنبال کاهش حجم اقتصاد غیررسمی و نامولد بوده تا فعالیت‌های اقتصادی به سمت بخش مولد سوق داده شوند. لذا این سؤال مطرح می‌شود که چه عواملی، چه در حوزه اقتصادی و چه در حوزه مدیریت سیاسی، موجب کاهش فعالیت‌ها در بخش غیررسمی و تقویت بخش رسمی اقتصاد می‌شوند؟

در حوزه مدیریت سیاسی، از شاخص‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در دو بخش رسمی و غیررسمی، می‌توان به شرایط نهادی و محیط سیاسی اشاره کرد که با تحت تأثیر قرار دادن انگیزه بازیگران اصلی اقتصاد، بر میزان سرمایه‌گذاری، سازماندهی تولید و عملکرد اقتصادی جامعه تأثیر می‌گذارند (عجم اوغلو و رابینسون، ۲۰۰۶: ۱۱۵). یکی از شاخص‌های مطرح در بحث مدیریت سیاسی، رقابت سیاسی و مشارکت انتخاباتی است که بهبود این شاخص می‌تواند از طریق شفافیت اقتصادی، سیاستمداران را به پاسخگویی تشویق (استیگلر، ۱۹۷۲: ۹۴-۹۳؛ بارو، ۱۹۷۳: ۴۱)، و رفتار تصاحب رانت توسط سیاستمداران را کنترل کند؛ سپس کارآیی دولت افزایش پیدا یابد (آریزا مارین و همکاران، ۲۰۲۱: ۲۴).

1. Tullio and Capasso (2013).
2. Acemoglu and Robinson (2006).
3. Stigler (1972).
4. Barro (1973).
5. Ariza Marín et al. (2021).

از طرفی دیگر، با مشارکت بیشتر مردم، مشروعیت دولت حاکم افزایش پیدا می‌کند و کارایی سیاست‌های مولد دولتی در چنین فضایی نیز بیشتر می‌شود. لذا فساد سیستمیک کاهش پیدا کرده و مدیریت سیاسی با نظم و عزم جدی بیشتر، فضا را برای انجام فعالیت‌های غیرمولد اقتصادی تنگ‌تر می‌کند. در حوزه اقتصادی، افزایش بی‌ثباتی اقتصاد کلان، ساختار و امنیت اقتصادی کشور را مختل می‌نماید و در نتیجه، هزینه‌هایی که بر زندگی اشخاص وارد می‌کند، به کاهش در رفاه خانوارها منجر می‌شود (گیلک حکیم‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۶). از دیگر پیامدهای بی‌ثباتی اقتصاد کلان در یک کشور، می‌توان به کاهش رشد اقتصادی، کاهش سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه بخش خصوصی و تأثیر سوء بر توزیع درآمد اشاره نمود (زروکی و همکاران، ۱۴۰۰: ۳۸).

با بیان این واقعیت که بخش غیررسمی در بازارهای نوظهور و اقتصادهای در حال توسعه، حدود یک-سوم تولید ناخالص داخلی و ۷۰ درصد اشتغال را تشکیل می‌دهد (بانک جهانی، ۲۰۱۹)، ضرورت پژوهش در این زمینه بیشتر اهمیت پیدا می‌کند. مدینا و اشنایدر^۲ (۲۰۱۷)، با مطالعه حجم اقتصاد زیرزمینی ۱۵۸ کشور طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۱، به این نتیجه رسیدند که حجم آن به طور متوسط ۳۲/۵ درصد از GDP رسمی است. رقم متناظر کشور ایران، ۱۷/۹ درصد به عنوان ۲۶امین کشور برآورد شده است. طبق دیگر برآوردها، نسبت اقتصاد زیرزمینی به اقتصاد رسمی در ایران به طور متوسط ۱۸ درصد است (صامتی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۰۷؛ الگین و اوزتونا^۳، ۲۰۱۲: ۲۸). سیاستگذاری‌های رسمی براساس تولید ناخالص داخلی رسمی ثبت شده انجام می‌گردد؛ در حالی که ۱۸ درصد اقتصاد رسمی نادیده گرفته می‌شود (فطرس و دلانی میلان، ۱۳۹۵).

بنابراین، بخش غیررسمی در اقتصاد ایران، حجم قابل توجهی از فعالیت‌های اقتصادی را تشکیل می‌دهد و در همین راستا، تشخیص عوامل تأثیرگذار بر دو بخش مذکور و درجه اثرگذاری آن‌ها و اینکه کدامیک بالاترین اثر دارند، از اهمیت بالایی برخوردار هستند. لذا در پژوهش حاضر، با تأکید بر شرایط سیاسی و حکمرانی و همچنین با بررسی شرایط ریسک و ثبات در اقتصاد کشور، مهم‌ترین عوامل مؤثر و درجه اثرگذاری آن‌ها بر دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد، بررسی و تحلیل می‌شوند.

۲. ادبیات نظری

مواردی از جمله ناکارآمدی سیستم‌های مدیریتی و نهادهای حکمرانی، بی‌ثباتی و ناامنی اقتصادی و اجتماعی، گسترش فساد در نظام اداری و اجرایی کشور، ناکارآمدی نظام قضایی (طولانی شدن دادرسی، فساد در نظام قضایی، بی‌عدالتی و ...)، ناکارآمدی قوانین و مقررات، موجب افزایش هزینه‌های مبادلاتی، افزایش ریسک سرمایه‌گذاری و در نتیجه، کاهش انگیزه برای فعالیت‌های مولد اقتصادی

1. World Bank (2019).

2. Medina & Schneider (2017).

3. Elgin & Oztunali (2012).

شده که پیامد آن در بخش‌های اقتصادی نیز جلوه خواهد کرد (تاوارس، ۲۰۰۹). رشد اقتصادی به تعبیر ساده، افزایش تولید یک کشور در یک بازه زمانی است؛ اما چگونگی و چرایی رشد جای تأمل دارد و دربرگیرنده سؤال‌های زیادی است. حال موضوع قابل اهمیت در عصر حاضر، تأثیر شرایط اقتصادی و سیاسی جوامع بر رشد اقتصادی آن‌ها می‌باشد و نمی‌توان رشد اقتصادی را فارغ از شرایط غیراقتصادی آن مورد بحث قرار داد. در ادامه، بحث را در بخش رشد اقتصادی، به دو بخش نهادهای حکمرانی و بی‌ثباتی تقسیم، و شرح داده می‌شوند. در آخرین قسمت این بخش، دیگر موارد لازم برای اقتصاد زیرزمینی ارائه می‌گردد.

۱-۲. رشد اقتصادی و نهادهای

در اقتصادهای دولتی یا به عبارتی دیگر، در اقتصادهایی که دولت نقش چشمگیری در آن دارد، بدیهی است نهادهای حاکمیتی بر روند و شاخص‌های اقتصادی به‌خصوص رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. به وضوح تفاوت‌های عمده درآمدی که در سراسر دنیا شاهد آن‌ها هستیم تا حدود زیادی در ارتباط با تفاوت در کیفیت نهادهای کشورها و سیاست‌های اقتصادی به‌علاوه خصوصیات رهبران سیاسی هستند (اسنودان، ۲۰۰۵). در اکثر مطالعات، تدارک نهادهای موفق که از عوامل بنیادی رشد اقتصادی به حساب می‌آیند، تحت عنوان "حکمرانی خوب"^۳ مطرح می‌شوند. دولت قادر است با ایجاد نهادهای کارآمد و توانمند، محیطی مناسب برای تنظیم روابط اقتصادی افراد جامعه به‌گونه‌ای کم هزینه، ساده و به دور از ائتلاف وقت مهیا سازد و به این ترتیب، موجبات رشد اقتصادی را فراهم کند. در تعریف بانک جهانی، از شش شاخص تحت عنوان شاخص حکمرانی خوب برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در کشورها استفاده شده است (کافمن و همکاران، ۲۰۱۰). این شش شاخص و اثرات آن بر اقتصاد با توجه به توضیحات پایگاه اطلاعاتی WGI^۵ (۲۰۱۵)، به صورت زیر تعریف می‌شوند (مصطفی‌زاده و عرب‌مازار، ۱۳۹۷):

حق اظهار نظر و پاسخگویی: این شاخص عبارت است از آزادی‌های قانونی، وجود نهادهای مدنی و انتشار آزاد اطلاعات که مصادیقی از وجود حق اظهار نظر و پاسخگویی هستند و موجب تقویت آگاهی‌های عمومی و شفافیت اقتصادی و اجتماعی می‌شوند. با وجود حق اظهار نظر و پاسخگویی بالا در یک کشور، رشد اقتصادی از طریق بهبود شرایط تولید افزایش پیدا می‌کند. بیشتر مطالعات تجربی با استفاده از متغیرهای جانشینی همچون حقوق سیاسی و مدنی، دموکراسی، حقوق مالکیت و ... اثر

1. Tavares (2009).

2. Governance institutions

3. good governance

4. Kaufmann et al. (2010).

5. The Worldwide Governance Indicators, 2015 Update

6. Voice and Accountability

مثبت آن‌ها را بر رشد اقتصادی تأیید می‌کنند. دیوید لوکا^۱ (۲۰۱۵) به این نتیجه می‌رسد که یک رابطه معنی‌دار بین آرا و رشد اقتصادی منطقه‌ای ترکیه وجود دارد. همچنین کناک^۲ (۲۰۰۳) در پژوهشی، اثر مثبت و معنی‌دار میان درجه دموکراسی نهادها و کیفیت حکمرانی را تأیید کرد. در نتیجه، بهبود این شاخص‌ها از طریق کاهش فساد و تسهیل روند تغییرات تکنولوژی، رشد اقتصادی بالاتر را محقق می‌سازند.

ثبات سیاسی و عدم خشونت ۳: درگیری‌های جناحی، نزاع‌های داخلی، ترور و ... با از بین بردن ثبات سیاسی، موجب افزایش ریسک و نااطمینانی و کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و در نتیجه، کاهش رشد اقتصادی می‌شود. مطالعه تجربی داگوستینو و همکاران^۴ (۲۰۱۶)، برای مجموعه‌ای از کشورها، اثر مثبت ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی آن کشورها را به تأیید می‌رساند. همچنین فتاس و میهوف^۵ (۲۰۱۳)، به تأثیر منفی بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی این کشورها رسیدند.

کارآیی و اثربخشی دولت ۶: اثربخشی دولت، به معنی توانایی دولت در تدوین و اجرای سیاست‌های صحیح، لازمه آن برخورداری از یک دستگاه اداری کارآمد است. یک دستگاه اداری کارآمد، باید از قدرت و مهارت لازم برای اداره امور کشور برخوردار باشد تا از پس مشکلات هماهنگی در راه‌اندازی فعالیت‌های جدید برآید. والریانی و پلوسو^۷ (۲۰۱۱)، به این نتیجه رسیده‌اند که کشورهای مختلف از نظر تأثیر پذیری از کیفیت نهادی، در اندازه این اثر و نه در جهت آن، با هم اختلاف دارند.

بار مالی مقررات ۸: نهادهای حاکم بر جامعه، تأثیر بسزایی بر منافع و هزینه‌های یک فعالیت اقتصادی دارند. کیفیت بروکراسی و قوانین و مقررات مطلوب و کارآمد، یکی از مهم‌ترین عامل‌هایی است که می‌تواند بر عملکرد اقتصادی جوامع تأثیر بگذارد و سرمایه‌گذاران را تشویق کند. همان‌طور که کارلوس جیوس^۹ (۲۰۱۶)، در مطالعه خود نتیجه می‌گیرد، بار مقررات، تأثیر مثبت بر تولید سرانه بر جای می‌گذارد و به عبارتی دیگر، کیفیت قوانین و مقررات، موجب بهبود رشد اقتصادی می‌گردد.

حاکمیت قانون ۱۰: با رعایت این اصل، بیشتر فعالیت‌های غیررسمی، به حداقل ممکن می‌رسند. حاکمیت قانون یعنی حمایت از افراد در مقابل اقدام‌های غارتگری و خودسرانه و همچنین وجود نظام

1. David Luca (2015).
2. Knack (2003).
3. Political Instability and Violence
4. d'Agostino G. et al. (2016).
5. Fatas & Mihov (2013).
6. Government Effectiveness
7. Valeriani and Peluso (2011).
8. Regulatory Burden
9. Carlos Góes (2016).
10. Rule of Law

قضایی قابل پیش‌بینی و منصف که این موارد، تضمین حقوق مالکیت و حسن اجرای قراردادها و هدایت صحیح منابع را به دنبال دارد که به سرمایه‌گذاری‌های مولد منجر می‌شود.

کنترل فساد: فساد از جمله عوامل اصلی در نامولد ساختن فعالیت‌های اقتصادی و کاهش رشد اقتصادی در بخش رسمی اقتصاد است. فساد باعث تخصیص غیربهبینه استعدادهای جامعه می‌شود و جذابیت‌های اقتصاد را برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی کاهش می‌دهد. فساد، همچنین درآمدهای مالیاتی دولت‌ها را کاهش داده و از این طریق، دولت‌ها را در انجام وظایف خود که ارائه خدمات زیربنایی و کالاهای عمومی در فرایند تولید است، ناتوان می‌سازد. مطالعه داگوستینو و همکاران^۲ (۲۰۱۶)، به این نتیجه رسیدند که با اثر دوسویه بین فساد و هر دو مخارج نظامی و سرمایه‌گذاری دولت، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند.

مشارکت سیاسی: مشارکت مردم در امور سیاسی و انتخاب مسئولان خود، مفاهیم زیادی را در پی دارد. اگر مشارکت سیاسی و به عبارتی دیگر، حضور مردم در انتخابات درصد بالایی از افراد دارای حق رأی را شامل شود، بدین معنا است که نظام حاکم، مشروعیت لازم در بین مردم دارد و مدیران کشور بر اساس انتخاب و رضایت مردم بر سر کار آمده‌اند. لذا در چنین شرایطی، اعتماد مردم به مدیران و سیاست‌های اعمالی آن‌ها به‌خصوص سیاست‌های اقتصادی بیشتر بوده و کارآیی سیاست‌ها افزایش پیدا می‌کند. در نقطه مقابل آن، نبود مشارکت فراوان مردم و در پی آن، نبود مشروعیت سیستم مدیریتی، اعتماد مردم نسبت به مسئولان و سیاست‌های اعمالی را ضعیف کرده و نه تنها از کارآیی سیاست‌های اعمالی کاسته، بلکه ممکن است نتیجه عکس بدهد و سیاست‌ها را از اهداف خود دور کند. بنابراین، رشد اقتصادی را کاهش و فعالیت‌های غیررسمی و نامولد را افزایش می‌دهد.

حقوق مالکیت و رشد اقتصادی: اگر کشوری به دنبال رشد اقتصادی بیشتر و جذب سرمایه‌گذاری -های بیشتر داخلی و خارجی باشد، نیازمند حفاظت از حقوق مالکیت است. از طرفی، حفاظت از حقوق مالکیت، هزینه‌هایی برای هر جامعه به دنبال دارد؛ اما نکته مهم این است بار هزینه‌های حمایت از حقوق مالکیت برای کشورهای با کیفیت نهادی قوی، به مراتب کمتر از کشورهایی است که از کیفیت نهادی کمتری برخوردارند (دانینگ^۳، ۲۰۰۱: ۱۷۵). ناک و کیفر^۴ (۱۹۹۵) امنیت حقوق مالکیت را به عنوان ریسک سلب مالکیت و نقش قانون در اندازه‌گیری کیفیت نهادها به کار می‌برند. از سوی دیگر، نهاد دموکراسی، از طریق فراهم کردن یک منطق منسجم برای ایجاد حمایت‌های قانونی و مدیریت پیروزی و شکست گروه‌های مختلف در یک اقتصاد پویا می‌شود (نیمن و تایس^۵، ۲۰۱۲: ۲).

1. Corruption Foreign
2. d'Agostino G. et al. (2016).
3. Dunning (2001).
4. Knack & Keefer (1995).
5. Nieman and Thies (2012).

بنابراین، با توجه به مباحث مطرح شده، عواملی از جمله نهادهای حکمرانی، مشارکت سیاسی، حقوق مالکیت و بی‌ثباتی به عنوان عوامل بنیادی در کنار عوامل بلافصل اقتصاد از جمله سرمایه فیزیکی و انسانی، می‌توانند بسیار مؤثر باشند و بخش رسمی اقتصاد را در وضعیت بهبود قرار دهند و برعکس. در فضایی که دارای ضعف قانون، ضعف در اجرای قراردادهای، ضعف در حمایت از حقوق مالکیت، مصادره اموال و فساد مالی گسترده باشد، فعالیت‌های غیرمولد و رانت‌جویی رایج، سبب می‌شوند تا آسیب زیادی به فعالیت‌های تقویت‌کننده رشد وارد شود (تانزی، ۱۹۹۸). از دیدگاه کاربردی، انباشت سرمایه انسانی با تغییر مهارت و توانایی‌های افراد به سمت استفاده از شیوه‌های نوین تولید، در شرایط ثبات و نهادهای سالم، صورت می‌گیرد، یا به عبارتی دیگر، با افزایش بهره‌وری همراه می‌شود (خو و لی، ۲۰۲۰؛ لوئو و همکاران، ۲۰۱۷؛ کیجک و کیجک، ۲۰۲۰).

۲-۲. بی‌ثباتی

تورم بالا و پرنوسان، بیکاری زیاد، عدم تعادل بخش خارجی و داخلی با کسری بودجه بالا، رشد اقتصادی ناپایدار، از ویژگی‌های مشترک کشورهای در حال توسعه است. به علاوه، شرایط اجتماعی این کشورها نیز با افزایش نابرابری درآمد و سطح زندگی پایین، بدتر می‌شود؛ که یک بحث اقتصاد کلان درخصوص نابرابری و ارتباط آن با بی‌ثباتی اقتصاد کلان خصوصاً در ارتباط با کشورهای در حال توسعه است (دیتا و هایت، ۲۰۱۷). ادبیات موجود در زمینه بی‌ثباتی، براساس مطالعات مختلف، شاخص‌های متفاوتی برای بی‌ثباتی در نظر گرفته‌اند.

اقبال و نواز^۶ (۲۰۱۰) و شهباز^۷ (۲۰۱۳)، از تورم به عنوان متغیر جانشین برای بی‌ثباتی در پاکستان استفاده کرده، و شاخص فلاکت (مجموع نرخ تورم و نرخ بیکاری) را به عنوان بی‌ثباتی اقتصاد در پاکستان به کار برده‌اند.

در مطالعه علی و رحمان^۸ (۲۰۱۵)، برای اندازه‌گیری شاخص بی‌ثباتی، از نرخ تورم، نرخ بیکاری، کسری تجاری و کسری بودجه استفاده شده است.

ایسمیهان^۹ (۲۰۰۳)، با استفاده از چهار شاخص نرخ تورم، نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص ملی، نسبت کسری عمومی به تولید ناخالص ملی و نرخ ارز، شاخص بی‌ثباتی اقتصاد کلان را برای ترکیه معرفی نمود. لذا بی‌ثباتی اقتصاد می‌تواند شامل مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی باشد

1. Tanzi (1998).

2. Xu & Li (2020).

3. Luo et al. (2017).

4. Kijek & Kijek (2020).

5. Ditta and Hayat (2017).

6. Iqbal and Nawaz (2010).

7. Shahbaz (2013).

8. Ali and Rehman (2015).

9. Ismihan (2003).

که نقش مهمی در مؤلفه‌ای اقتصادی از جمله سرمایه‌گذاری، اشتغال، رشد اقتصادی و مصرف ایفا می‌کنند و ناپایداری در آن، تبعات ناگوار برای جامعه به دنبال دارد.

۳-۲. اقتصاد زیر زمینی

بر اساس نظر اشنایدر و همکاران (۲۰۱۰: ۴۶۱-۴۴۳)، اقتصاد سایه یا به عبارتی دیگر، اقتصاد زیرزمینی شامل همه کالاها و خدمات تولیدی قانونی مبتنی بر بازار است که به دلایلی تعمداً از نظارت مقامات عمومی پنهان نگه‌داشته می‌شوند. افزایش فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی، منجر به فرار مالیاتی و در نتیجه، کاهش قابل توجه پایه‌های مالیاتی می‌شود و سپس، زیر ساخت‌ها و خدمات رفاهی عمومی به خوبی در جامعه عرضه نخواهد شد و در نتیجه، منجر به کاهش رشد اقتصادی بخش رسمی می‌شود (اشنایدر و کلینگ مایر، ۲۰۰۴: ۵۸). این فعالیت‌ها، همچنین از جمله علل ناکارایی بازار کار و بازار کالا محسوب و باعث جذب کارگران در خارج از بخش رسمی اقتصاد می‌شوند و رقابت نامساعدی را بین شرکت‌های رسمی و غیررسمی ایجاد می‌کنند (انست، ۲۰۰۳: ۸۱).

افزایش در بار مالیاتی نیز گرایش قوی را برای کار کردن در اقتصاد زیرزمینی ایجاد می‌کند (تانزی، ۱۹۹۹: ۳۴۴؛ دلانو، ۲۰۰۷: ۲۷۵؛ بوهن و اشنایدر، ۲۰۱۲: ۱۶۵؛ اشنایدر و بوهن، ۲۰۱۷).

به طور کلی، عوامل اقتصادی و سیاسی مختلفی در پیدایش اقتصاد غیررسمی نقش دارند. حجم دولت در اقتصاد، فساد و حکمرانی، درجه مقررات سیستم اقتصادی، رشد بیکاری و رشد سطح عمومی قیمت‌ها، از عواملی هستند که گرایش ورود به اقتصاد غیررسمی را تقویت می‌کنند (گیلز، ۱۹۹۸؛ دل‌انو و سالومن، ۲۰۰۸). این عوامل بر تصمیمات شرکت‌ها و کارگران برای مشارکت در بخش رسمی تأثیر می‌گذارد (البنسای، ۲۰۲۱). توسعه بازارهای مالی و به عبارتی دیگر، کاهش ریسک در بازارهای مالی، موجب کاهش فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد می‌شود (بلاکبورن و همکاران، ۲۰۱۲). آثار اقتصاد غیررسمی در بخش‌های مختلفی مانند بخش تولید، مخارج خانوار و بازار پول بروز می‌یابد (مدینا و اشنایدر، ۲۰۱۷). در نتیجه مباحث ارائه شده، نهادهای قوی و کیفیت حکمرانی بالا در شرایط ثبات، عناصر بخش مولد از جمله رشد اقتصاد رسمی و عوامل مؤثر بر آن را تقویت، و در مقابل، بخش غیررسمی را

1. Schneider & Klinglmaier (2004).
2. Enste (2003).
3. Tanzi (1999).
4. Dell'Anno (2007).
5. Buehn & Schneider (2012).
6. Giles (1998).
7. Dell'Anno and Solomon (2008).
8. Elbahnasawy (2021).
9. Blackburn et al. (2012).
10. Medina and Schneider (2017).

تضعیف می‌کنند (عجم اوغلو و رابینسون^۱، ۲۰۱۰؛ عجم اوغلو و همکاران^۲، ۲۰۱۷؛ عجم اوغلو و همکاران، ۲۰۱۹).

۳. پیشینه پژوهش

پیشینه پژوهش در دو بخش اقتصاد رسمی و اقتصاد غیررسمی که در هر بخش، ابتدا مطالعات داخلی و سپس مطالعات خارجی مورد توجه قرار می‌گیرند. در ادامه با تأکید بر شرایط نهادی و حکمرانی و همچنین ثبات اقتصادی، تعدادی از مطالعات مشابه انجام شده مرور می‌شوند.

۳-۱. رشد اقتصادی

میلادی لاری و همکاران (۱۴۰۲)، به این نتیجه رسیدند که شاخص توان خانوار در مواجهه با ریسک متغیر انتقال تابع لاجستیک برای رشد اقتصادی، با وجود یک حد آستانه و دو رژیم حدی می‌باشد، که با گذر از حد آستانه ۰/۷۸۹ درصد، به انتقال تابع رشد از رژیم اول به رژیم دوم منجر شده است. بیات بقائی و همکاران (۱۴۰۱)، بررسی کردند که میزان مواجهه اقتصاد ۱۰ دوره رکود در مقابل ۱۶ دوره رونق است. همچنین طبق نتایج تخمین در رژیم دوم یعنی دوران رونق و با افزایش کیفیت نهادی، منجر به افزایش نرخ رشد اقتصادی و در رژیم اول یعنی دوران رکود، منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی شده است.

خداداد کاشی و همکاران (۱۳۹۹)، به این نتیجه رسیدند که رشد اقتصادی متأثر از نوع حکمرانی دولت‌ها می‌باشد.

در مطالعه‌ای دیگر، برهانی‌پور و همکاران (۱۴۰۰)، تأثیر غیرخطی حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه متوسط و بالا را ارزیابی کرده‌اند که اثرگذاری مثبت شاخص حکمرانی خوب در کشورهای با درآمد متوسط و بالا بر رشد اقتصادی آن‌ها، از نتایج پژوهش آن‌ها محسوب می‌شود.

دهقان منشادی و همکاران (۱۳۹۹)، نشان دادند که بهبود کیفیت نهادی از طریق افزایش فعالیت‌های مولد، کاهش هزینه مبادله تولید، ارتقاء بهره‌وری، افزایش سرمایه‌گذاری و اثرگذاری سیاست‌گذاری‌های پولی و مالی، مصرف خصوصی، مخارج دولت و تولید غیرنفتی در ایران را افزایش خواهد داد.

در باب اثر ثبات بر شرایط اقتصادی، جلولی و همکاران (۱۳۹۹)، با بررسی اثر بی‌ثباتی بر بخش‌های تولیدی اقتصاد، دریافتند که کمترین و بیشترین اثر میان روند مبنا و روند پس از بی‌ثباتی اقتصادی، در بخش کشاورزی و بخش نفت و گاز مشاهده می‌شود.

1. Acemoglu and Robinson (2010).

2. Acemoglu et al. (2017).

نتایج حاصل از پژوهش مظفری شمسی و قبادی (۱۳۹۸)، نشان می‌دهد که بهبود متغیرهای رشد اقتصادی، اندازه دولت، دموکراسی، حاکمیت قانون و دسترسی به پول سالم بر کاهش فساد مالی کشورهای منتخب تولیدکننده نفت مؤثر است. از سوی دیگر، بهبود متغیرهای اندازه دولت، ثبات سیاسی، دموکراسی، قوانین و مقررات و کاهش فساد مالی، به افزایش رشد اقتصادی کشورهای منتخب منجر شده است.

عرب مازار و همکاران (۱۳۹۷)، با بررسی اقتصاد سیاسی رشد، نشان دادند که متغیرهای مردم سالاری، کیفیت قانون، آزادی اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد، توسعه انسانی و شاخص کل حکمرانی در جهت مستقیم بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر می‌گذارند.

با توجه به نتایج پژوهش دلیسا و همکاران (۲۰۲۴)، نیز پرداختن به کیفیت نهادی و ثبات اقتصاد کلان ضروری است، زیرا نقشی اساسی در تعدیل اثربخشی جریان‌های سرمایه ورودی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی منطقه ایفا می‌کنند.

آلمیدا و همکاران (۲۰۲۴)، نشان دادند که متوسط نرخ رشد به شوک‌های برونزا در عملکرد نهادی پاسخ مثبت می‌دهد و پاسخ به شوک‌ها در نهادهای سیاسی در آمریکای لاتین و کارائیب، بیشتر از اقتصادهای پیشرفته است. همچنین، علیت گرنجر دو طرفه از نهادهای اقتصادی به نرخ رشد پیدا شده‌اند.

ماتاللا (۲۰۲۰)، به این نتیجه می‌رسد که شاخص کیفیت مقررات و اثربخشی دولت اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است.

عمری و مبروک (۲۰۲۰)، نیز با بهره‌گیری از سیستم معادلات همزمان، اثرگذاری مثبت شاخص‌های حکمرانی بر رشد اقتصادی را در پژوهش خود نتیجه می‌گیرند.

در پژوهش نوسریت و احمد (۲۰۱۸)، نشان داده شده که کشورهای با درآمد بالا، رابطه مثبت ولی در کشورهای با درآمد متوسط و پایین، رابطه منفی بین نهادهای و رشد اقتصادی وجود دارد.

رادزویکا و بولدربرجاء (۲۰۱۸)، در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبتی بین شاخص‌های عوامل نهادی و رشد اقتصادی برقرار است.

دآگوستینو و همکاران (۲۰۱۶)، با در نظر گرفتن یک مدل جامع پنل دیتا برای کشورها، نشان می‌دهند که اثر متقابل بین فساد و هر دو مخارج نظامی و سرمایه‌گذاری دولت، اثر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند.

1. Delessa et al. (2024).
2. Almeida et al. (2024).
3. Matallah (2020).
4. Omri & Mabrouk (2020).
5. Nusrate and Ahmad (2018).
6. Radzeviča and Bulderberga (2018).
7. d'Agostino, G. et al. (2016).

در پژوهش جیوس (۲۰۱۶)، نیز مشاهده می‌شود که شوک‌های خارجی نسبت به شاخص کیفیت نهاده‌ها، تأثیر معنادار و مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. به‌طور متوسط، یک شوک یک درصدی مثبت در کیفیت نهاده‌ها، منجر به افزایش ۱/۷ درصدی تولید ناخالص سرانه در ۶ سال بعد می‌شود.

در باب اثر بی‌ثباتی بر رشد اقتصاد رسمی، بریلِت (۲۰۱۵)، در یک پژوهش، به این نتیجه رسید که براساس شوک‌های مختلف که به‌طور جداگانه به الگو داده شدند، سطح رشد اقتصاد، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه مدت، کاهش می‌یابد و در بلند مدت، با کمی تعدیل به سطح قبلی خود برمی‌گردد.

اسکوروبوگاتووا (۲۰۱۶)، در پژوهش خود برای اوکراین، به نتیجه مشابه رسید و دریافت اثرات منفی بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد و در بلند مدت، بازار نیروی کار اوکراین را به سمت بیکاری سوق دهد.

۲-۳. اقتصاد زیرزمینی

شریفی و همکاران (۱۴۰۱)، دریافتند که یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در درآمد مالیاتی، باعث افزایش اقتصاد زیرزمینی در طی زمان خواهد شد.

کاربر و همکاران (۱۳۹۸)، به برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی استان‌های ایران طی دوره ۹۴-۱۳۸۰ پرداخته‌اند. در این راستا، برای برآورد آن، از مدل تقاضای پول تعمیم‌یافته تانزی (۱۹۸۰) و مدل منطقه‌ای فرناندز و ولاسکو (۲۰۱۵) استفاده شده است. نتایج این برآورد نشان می‌دهد که حجم اقتصاد زیرزمینی در تمامی استان‌ها، دارای سیر صعودی بوده است.

زروکی و همکاران (۱۴۰۱)، نشان دادند که طی ۴۸ سال، میانگین اندازه نسبی حجم اقتصاد زیرزمینی ۱۵/۱۹ درصد است. نتایج حاصل از برآورد الگوی پژوهش، حاکی از آن است که اندازه کل، جاری و عمرانی دولت، با اثری معکوس و بار مالیاتی کل و بار مالیات غیرمستقیم، با اثری مستقیم بر اقتصاد زیرزمینی همراه بوده و مالیات مستقیم، اثر معناداری ندارد.

در پژوهش حسونند و همکاران (۱۳۹۵)، نتایج نشان‌دهنده آن است که در کشورهای مورد مطالعه، نرخ بیکاری، تأثیری مثبت بر اقتصاد سایه دارد.

تقی‌نژاد عمران و نیک‌پور (۱۳۹۲)، نشان دادند که متغیرهایی چون بار مالیاتی، تورم، نابرابری درآمد و اندازه دولت، همگی بر اندازه اقتصاد زیرزمینی ایران اثر مثبت و معنی‌داری دارند. علاوه بر آن، مطالعات قدیمی‌تر که اندازه اقتصاد زیرزمینی (درصد از تولید ناخالص داخلی) برای ایران به دست

1. Brillet (2015).

2. Skorobogatova (2016).

3. Tanzi (1980).

4. Fernández & Velasco (2015).

آورده‌اند، عمدتاً نتایج نزدیک به هم را به دست آورده‌اند. برخی از این مطالعات عبارت‌اند از: طاهری‌فر (۱۳۷۴)، بین ۱۸ تا ۳۲ درصد، اسفندیاری و مهربانی (۱۳۸۵)، با استفاده از روش شکاف درآمد و هزینه، ۳۰/۸۱ درصد و در روش نسبت نقد، ۱۹/۶۴، صامتی و همکاران (۱۳۸۸)، ۱۷/۵۴ درصد، سلیمی‌فر و کیوان‌فر (۱۳۸۹)، ۲۶/۵۱ درصد.

چونگ و گرادیس تین^۱ (۲۰۰۹)، بر اثر نابرابری و ضعف نهادهای مالی تمرکز کرده‌اند. در مطالعه‌ای شنایدر و همکاران^۲ (۲۰۱۰)، مالیات کار و عرضه کار را از عوامل مؤثر برشمرده‌اند. آنچه در اکثر مطالعات مشترک است، تأکید بر مالیات و سیاست‌های مربوط به آن است (راگ^۳، ۲۰۱۲؛ اسپرو^۴، ۲۰۱۸). از طرفی دیگر، کاپاسو و چاپلی^۵ (۲۰۱۳)، عدم توسعه یافتگی مالی را از عوامل اصلی اقتصاد زیرزمینی قلمداد کرده‌اند. بلک بورن و همکاران^۶ (۲۰۱۲: ۲۵۱) نیز در مطالعه‌ای مشابه، رابطه توسعه مالی و اقتصاد زیرزمینی را مورد بررسی قرار داده، و به این نتیجه رسیده‌اند که توسعه مالی می‌تواند اندازه اقتصاد زیرزمینی را کاهش دهد.

نتایج دیگر مطالعات نیز این مطلب را اثبات می‌کنند (اروری و همکاران^۷، ۲۰۱۳: ۳۵؛ بردایو و ساینورایزر^۸، ۲۰۱۶: ۱۹۹). همچنین بیتن کورت و همکاران^۹ (۲۰۱۴: ۲۵۰)، نتیجه گرفتند که توسعه مالی بیشتر و تورم پایین‌تر، از عوامل کوچک‌تر شدن اقتصاد زیرزمینی هستند.

نتایج پژوهش آبادا و همکاران^{۱۰} (۲۰۲۱)، نشان داده است که یک ارتباط قوی و مثبت بین نرخ بیکاری و اقتصاد زیرزمینی وجود دارد که توانایی اقتصاد زیرزمینی را به منظور جذب کارگران بیکار از اقتصاد رسمی تأیید می‌کند. دلانو و داویدسکو^{۱۱} (۲۰۱۸)، در پژوهش خود به نتیجه مشابه دست یافتند. بر اساس مطالعه آن‌ها، علاوه بر اثر مثبت بیکاری بر اقتصاد زیرزمینی، تورم، اندازه دولت و مالیات نیز اثر مثبت دارند.

نتایج پژوهش فرزانگان و بادرلدیان^{۱۲} (۲۰۲۰)، نشان داده که سیاست‌هایی که آزادسازی اقتصادی را تقویت می‌کنند، قادر هستند گسترش اقتصاد زیرزمینی در مصر را تعدیل کنند.

با توجه به مرور مطالعات تجربی انجام شده در زمینه پژوهش حاضر، می‌توان دریافت مجموعه زیادی از عناصر نهادی و ثبات، به صورت جدا برای بخش رسمی و غیررسمی اقتصادهای متفاوت در

1. Chong & Gradstein (2009).

2. Schneider et al. (2010).

3. Ruge (2012).

4. Spiro (2018).

5. Capasso & Jappelli (2013).

6. Blackburn et al. (2012).

7. Arouri et al. (2013).

8. Berdiev & Saunoris (2016).

9. Bittencourt et al. (2014).

10. Abada et al. (2010).

11. Dellanno & Davidescu (2018).

12. Farzanegan & Badreldin (2020).

پژوهش‌های علمی مورد توجه قرار گرفته است. این پژوهش برای اقتصاد ایران و با ساختن متغیرهای جدید از جمله مشارکت سیاسی، ریسک و بی‌ثباتی (در مفهوم گسترده‌تری، اعم از بی‌ثباتی اقتصادی و اجتماعی)، با تأکید بر بازارهای سرمایه، ارز و بانکی، سعی بر مطالعه‌ای متفاوت و جدید دارد.

۴. شرح مدل، روش شناسی و نتایج

مدل مورد استفاده برای بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در پژوهش حاضر، یک مدل رشد درونزا محسوب می‌شود. برای آمار مربوط به اقتصاد زیرزمینی در ایران، از داده‌هایی استفاده شده که بر اساس مدل شاخص چندگانه و علل چندگانه برآورد شده، و روش‌های مدل نیز بر اساس روش‌های اقتصادسنجی و به صورت ترکیبی استفاده و در بخش روش‌شناسی بررسی شده است.

۴-۱. شرح مدل

۴-۱-۱. شرح مدل عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشور ایران

اقتصاددانانی چون لوکاس، رومر، بارو و ... در پاسخ به کاستی‌های الگوی رشد نئوکلاسیک، الگوهایی را مطرح کرده‌اند که در آن‌ها رشد یکنواخت می‌تواند به‌طور درونزا تحقق یابد. در مدل درونزا، سرمایه کل به‌طور عام تعریف می‌شود؛ به‌طوری‌که نه تنها شامل سرمایه فیزیکی، بلکه سرمایه انسانی، و موجودی علم و دانش را نیز شامل می‌شود. همچنین نرخ رشد بلند مدت (که برابر نرخ رشد کوتاه مدت است) به پارامترهای میل به پس‌انداز و بهره‌وری سرمایه بستگی دارد.

حال برای استخراج معادله رشد به تبعیت از منکیو، رومر و دیگران، از یک تابع تولید از نوع کابداگلاس، به شرح زیر استفاده می‌گردد:

$$Y = A_0 (A_K K)^\alpha (A_H H)^\beta (A_L L)^{1-\alpha-\beta}, \quad \alpha + \beta < 1, \quad \alpha, \beta > 0 \quad (۱)$$

که در آن، Y تولید واقعی، K موجودی سرمایه فیزیکی، H موجودی سرمایه انسانی، L نیروی کار و A_0 سطح کلی دانش فنی و کارایی در اقتصاد (شامل وضعیت محیط نهادی و اقتصاد کلان) و A_K ، A_H و A_L به ترتیب، دانش فنی افزایش‌دهنده سرمایه فیزیکی، انسانی و نیروی کار است. اگر داشته باشیم:

$$A = A_L (A_0 A_K^\alpha A_H^\beta)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (۲)$$

در نهایت با طی مراحل ریاضی، رابطه ۳ استخراج می‌شود:

$$\ln y^* = \left[\frac{\gamma}{1-\gamma} \right] \ln (n + g + \sigma) + \left[\frac{\alpha}{1-\gamma} \right] \ln S_k + \left[\frac{\beta}{1-\gamma} \right] \ln S_h \quad (۳)$$

$$\gamma = \alpha + \beta$$

همچنین با جای‌گذاری معادلات رشد A و L و با گرفتن لگاریتم طبیعی، معادله تجربی زیر به

دست می‌آید:

$$\ln y = \ln \left(\frac{Y}{L} \right) - \ln A_0 = \ln \left(\frac{Y}{L} \right) - \ln A_0 e^{(gt+x\theta)}$$

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right) = \ln y + \ln A_0 + gt + x\theta$$

با جایگذاری معادله فوق در رابطه (۳) داریم:

$$\ln(YL) = \ln A0 + gt + x\theta - [\gamma_1 - \gamma] \ln(n + g + \sigma) + [\alpha_1 - \gamma] \ln Sk + [\beta_1 - \gamma] \ln Sh \quad (۴)$$

رابطه شماره (۴)، یک معادله پایه برای رشد اقتصادی است که در آن، برخی متغیرها لگاریتمی، برخی به صورت رشد و برخی در سطح تعریف شده‌اند و با استفاده از آن، می‌توان برای هر اقتصادی یک معادله رگرسیونی رشد با لحاظ شرایط آن اقتصاد استخراج کرد که در پژوهش‌های اقتصادی جدید، در کنار عوامل بلا فصل رشد، عوامل بنیادی رشد از جمله شرایط نهادی و حکمرانی، اجتماعی، سیاسی و ... مورد توجه قرار گرفته‌اند.

۲-۴. روش‌شناسی

در ادامه پژوهش، از دو روش اقتصادسنجی تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ (PCA) و الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده می‌شود. از آنجا که تعداد متغیرها در ایجاد برخی از شاخص‌های مورد نیاز زیاد بوده و ایجاد یک شاخص ترکیبی در هر بخش مورد نیاز است، استفاده از روش PCA ضرورت پیدا می‌کند. از طرفی دیگر، جهت بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و اقتصاد زیرزمینی، از آنجا که تمام متغیرها در سطح پایا نیستند، الگوی اقتصادسنجی ARDL برای برآورد آن‌ها انتخاب شده است.

۱-۲-۴. روش مؤلفه‌های اصلی

این روش تجزیه داده‌ها، اولین بار توسط کارل پیرسون در سال ۱۹۰۱ به کار گرفته شد؛ اما روش وی تنها برای محاسبه دو یا سه متغیر قابل استفاده بود و روش عملی در سال ۱۹۹۳ توسط هتلینگ شرح داده شد (برومند، ۱۳۸۷). متدولوژی PCA بر مبنای کاربرد یک تکنیک آماری استوار است که با تبدیل خطی مجموعه‌ای از متغیرها به مجموعه‌ای کوچک‌تر از متغیرهای ناهمبسته که اکثر اطلاعات و ویژگی‌های متغیرهای اصلی و اولیه را نشان می‌دهند، متغیرهای جدیدی را ایجاد می‌کند. فرض کنید مجموعه‌ای از n متغیر وجود داشته باشد، آنگاه، دو جزء اول اصلی، به ترتیب زیر به دست می‌آیند:

$$\begin{aligned} Y_1 &= a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n \\ Y_2 &= b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n \end{aligned} \quad (۵)$$

ضرایب به عنوان ضرایب وزنی برای محاسبه وزن هر یک از متغیرها در شاخص ترکیبی به کار می‌رود. Y_1 اولین جزء اصلی است. Y_1 تابعی خطی از x ها است که بالاترین واریانس را دارند. Y_2 که با Y_1 ناهمبسته است، دومین جزء اصلی است (برومند، ۱۳۸۷).

۲-۲-۴. الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) ۱

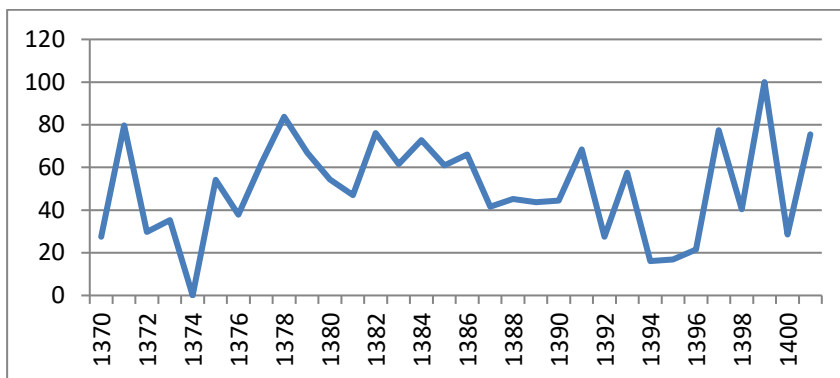
الگوی آماری و روش برآورد مدل‌های مطالعه، الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) است. در این روش، نیازی نیست که همه متغیرها در سطح پایا باشند؛ بلکه وجود متغیرهای جمعی از مرتبه بالاتر، با یکدیگر رابطه خطی تشکیل داده و پایا می‌شوند. شکل کلی الگوی ARDL برای یک مدل پایه، به صورت رابطه ۶ می‌باشد (Y متغیر وابسته و Xها متغیرهای توضیحی):

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} X_{1t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} X_{2t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} X_{3t-j} + \dots + v_t \quad (۶)$$

در رابطه ۶، فرض بر این است که جملات خطای آن نوفه سفید یا دارای فروض کلاسیک است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از وقفه‌های توضیح دهنده را می‌توان به کمک یکی از شاخص‌های آکائیک (AIC)، شوارتر-بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HQC) مشخص کرد. شرط اینکه تابع، یک رابطه بلند مدت تعادلی داشته باشد، باید مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته، کوچک‌تر از یک باشد. برای این کار نیز باید آزمون برنجی-دولادو-مستر را انجام داد. جای تذکر است که از رابطه بلند مدت برای تفسیر ضرایب و سیاستگذاری‌ها استفاده می‌شود.

نتایج پژوهش

روش به کار رفته در این مقاله، یک روش کمی چند مرحله‌ای و بر پایه الگوهای اقتصادسنجی است. در مرحله نخست، با پیروی از مطالعه صمصامی و همکاران (۱۳۹۵) و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)، چهار متغیر شاخص قیمت مسکن، نرخ ارز، قیمت سکه طلا و شاخص کل قیمت سهام ترکیب می‌شود و شاخص ترکیبی قیمت دارایی‌ها به دست می‌آید. سپس، عوامل مؤثر بر شاخص قیمت دارایی‌ها بررسی و با استفاده از روش ARDL برآورد شده است. از آنجا که در بازار دارایی‌ها، دو بخش واقعی و سوداگرانه نقش ایفا می‌کنند و قیمت آن‌ها از عوامل بنیادی و غیر بنیادی اثر می‌پذیرند، جهت به دست آوردن شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی، باید مؤلفه‌های حبابی از قیمت واقعی تحت تأثیر عوامل بنیادی جدا شود؛ بنابراین، تغییرات جمله پسماند معادله برآورد شده به عنوان مؤلفه حبابی بازار یا به عبارتی دیگر، شاخص فعالیت‌های سفته‌بازی (به اختصار: شاخص سفته‌بازی) در نظر گرفته شده است.



شکل ۱: شاخص سفته‌بازی ۱۳۷۰-۱۴۰۱

Figure 1: Speculation Index 1991 - 2022

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در مرحله دوم، شاخص بی‌ثباتی اقتصادی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) ساخته شده است.

$(0/413512) + (نرخ ارز * 0/526739) + (قیمت سکه * 0/325295) =$ شاخص بی‌ثباتی اقتصادی
 $(سفته بازی * 0/119796) + (کسری بودجه * 0/51144) + (نرخ تورم * 0/413512)$

مرحله سوم، به ساخت متغیر مدیریت سیاسی تخصیص داده شده است.

اثر $(0/573914) + (کنترل فساد * 0/49526) + (مشارکت سیاسی * 0/297819) =$ مدیریت سیاسی
 $(حاکمیت قانون * 0/442318) + (کیفیت نظارت * 0/3755) + (بخشی دولت$

در مرحله چهارم، ابتدا شاخص ریسک مالی با استفاده از سه زیر شاخص ریسک مالی در بازار ارز، ریسک مالی در بازار بانکی و ریسک مالی در بازار سرمایه ایجاد شده و سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، با شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصادی و بی‌ثباتی اجتماعی ترکیب، و شاخص ریسک و بی‌ثباتی تولید شده است. بنابراین، این شاخص، ریسک و بی‌ثباتی را از سه بعد مالی، اجتماعی و اقتصادی مورد توجه قرار داده است. ناگفته نماند، شاخص بی‌ثباتی اجتماعی، متغیرهای آسیب‌های اجتماعی و ناامنی‌های اجتماعی از جمله بیکاری، فقر، اعتیاد، طلاق، قتل، سرقت و ... را دربرمی‌گیرد.

لگاریتم $(0/566312) + (لگاریتم شاخص بی‌ثباتی اقتصادی * 0/546157) =$ بی‌ثباتی و ریسک
 $(لگاریتم شاخص ریسک مالی * 0/617255) + (شاخص بی‌ثباتی اجتماعی$

در مرحله پنجم، با استفاده از الگوی اقتصاد سنجی ARDL و با بهره‌گیری از شاخص‌های درست شده در مراحل قبلی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی و اقتصاد زیرزمینی در دو تابع مجزا برآورد می‌شود. در ادامه، نتایج هر مرحله ارائه می‌گردد.

جدول ۱: معرفی متغیرهای معادله رشد اقتصادی ایران و سطح پایداری آن‌ها

Tabel 1: Introducing the variables of Iran's economic growth equation and their stability level

تحریم‌ها	رشد	شاخص	رشد سالانه تشکیل	لگاریتم حقوق	لگاریتم	رشد اقتصادی بر
	سرمایه	مدیریت	سرمایه ثابت ناخالص	مالکیت	شاخص	اساس آمار محصول
	انسانی	سیاسی	کل (میلیارد ریال) - به	(شاخص پتنت	بی ثباتی	ناخالص داخلی سال
	(درصد)		قیمت های ثابت سال	بانک جهانی)	اقتصادی	پایه ۱۳۹۵ - میلیارد
			۱۳۹۵ - درصد			ریال (با نفت) - درصد
Sanc	HCG	MP	ITG	LPRI	LEUSI	GDPG
-	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به متغیرهای معرفی شده در جدول ۱، به غیر از برخی متغیرهای مدیریت سیاسی که قبلاً اشاره شده، تمامی آمارها از وبسایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و مرکز آمار ایران تهیه شده‌اند. نتایج برآورد کوتاه مدت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران با پیروی از مدل ARDL و با استفاده از نرم افزار ایویوز، در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: برآورد کوتاه مدت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران ۱۴۰۱-۱۳۷۰

Tabel 2: Short-term estimation of factors affecting Iran's economic growth 1991-2022

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	احتمال
GDPG(-1)	۰/۴۹۸۷-	۰/۱۰۸۶	-۴/۵۹۱۰	۰/۰۰۰۳
ITG	۰/۴۰۲۰	۰/۰۶۹۴	۵/۷۸۴۹	۰/۰۰۰۰
ITG(-1)	-۰/۳۳۰۰	۰/۰۶۹۱	-۴/۷۷۲۲	۰/۰۰۰۲
HCG	۰/۳۲۳۶	۰/۰۷۹۷	۴/۰۶۰۵	۰/۰۰۰۸
LPRI	۶/۹۷۷۴	۱/۵۲۰۲	۴/۵۸۹۶	۰/۰۰۰۳
LPRI(-1)	-۸/۷۰۲۳	۲/۴۷۱۲	-۳/۵۲۱۴	۰/۰۰۲۶
LPRI(-2)	۳/۲۱۹۷	۱/۷۸۲۰	۱/۸۰۶۸	۰/۰۸۸۵
MP	۴/۵۰۱۱	۲/۴۴۲۸	۱/۸۴۲۵	۰/۰۸۲۹
LEUSI	۷/۶۸۸۸	۱/۸۶۹۳	۴/۱۱۳۱	۰/۰۰۰۷
LEUSI(-1)	-۷/۹۷۸۹	۱/۸۴۵۷	-۴/۳۲۲۸	۰/۰۰۰۵
SANC	-۹/۱۴۱۳	۱/۲۸۰۱	-۷/۱۴۰۷	۰/۰۰۰۰
U23	-۴/۰۳۷۹	۰/۸۷۹۸	-۴/۵۸۹۴	۰/۰۰۰۳
U21	۱/۵۸۶۹	۰/۴۳۲۹	۳/۶۶۵۲	۰/۰۰۱۹
R-squared	۰/۹۰۴۲			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول شماره ۲، مشاهده می‌شود که متغیرها از سطح معناداری قابل قبولی برخوردار هستند و بیش از ۹۰ درصد رشد اقتصادی را مشخص می‌کنند. مشاهده می‌شود که متغیرهای

سرمایه‌گذاری و بی‌ثباتی اقتصادی علاوه بر اینکه در دوره جاری بر رشد اثر می‌گذارند، با یک وقفه نیز معنادار شده‌اند. متغیر حقوق مالکیت با دو وقفه زمانی معنادار شده است. دیگر متغیرها در سطح معنادار شده‌اند. حال، از آنجا که مقدار آماره ۱۳/۸۰۰۱- بوده و از مقدار بحرانی جدول در سطح ۰/۰۱ (۵/۰۴-) بسیار کوچک‌تر است، رابطه بلند مدت برآورد با اطمینان کامل تأیید می‌شود.

جدول ۳: برآورد بلند مدت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران ۱۴۰۱-۱۳۷۰

Tabel 3: Long-term estimation of factors affecting Iran's economic growth 1991-2022

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	احتمال
ITG	۰/۰۴۸۰	۰/۰۴۵۸	۱/۰۴۶۱	۰/۳۱۰۱
HCG	۰/۲۱۵۹	۰/۰۵۴۵	۳/۹۵۹۳	۰/۰۰۱۰
LPRI	۰/۹۹۷۴	۰/۱۷۲۴	۵/۷۸۳۳	۰/۰۰۰۰
MP	۳/۰۰۳۳	۱/۶۲۸۲	۱/۸۴۴۵	۰/۰۸۲۶
LEUSI	-۰/۱۹۳۵	۰/۵۶۶۰	-۰/۳۴۱۹	۰/۰۳۶۵
SANC	-۶/۰۹۹۳	۰/۹۱۷۶	-۶/۶۴۶۷	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، متغیرهای توضیحی به غیر از متغیر مربوط به رشد سالانه سرمایه که در سطح نسبتاً پایین تری معنادار شده است، در سطح قابل قبولی معنادار شده‌اند و مطابق با مبانی نظری، اثر سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، حقوق مالکیت و مدیریت سیاسی مثبت و اثر متغیرهای بی‌ثباتی اقتصادی و تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران، منفی شده است. در خصوص دیگر متغیرها، رشد سرمایه انسانی با افزایش یک درصد، موجب افزایش ۰/۲۱۵۹ درصد در رشد اقتصادی می‌شود و حقوق مالکیت با تغییر یک درصدی، رشد اقتصادی را ۰/۹۹۷۴ درصد در همان جهت تغییر می‌دهد؛ اما در خصوص متغیرهای کلیدی پژوهش، مدیریت سیاسی و بی‌ثباتی اقتصادی، با توجه به نتایج برآورد، می‌توان نتیجه گرفت که ضریب مدیریت سیاسی در مقایسه با ضریب دیگر متغیرها، به صورت چشمگیری بزرگ‌تر است و افزایش یک واحدی در مدیریت سیاسی، رشد اقتصادی را ۳/۰۰۳۳ درصد افزایش می‌دهد، همچنین، با افزایش یک واحدی بی‌ثباتی اقتصادی، ۰/۱۹۳۵ درصد رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند. علاوه بر آن، متغیر تحریم‌ها بیشترین اثر بر رشد اقتصادی کشور داشته است. لذا با توجه به نتایج برآورد، مدیریت سیاسی و تحریم‌ها، نقش کلیدی در تغییرات تولید ناخالص داخلی داشته‌اند.

مرحله ششم نتایج پژوهش حاضر، مربوط به برآورد عوامل مؤثر بر اقتصاد زیر زمینی ایران است. متغیرهای حاضر در برآورد مذکور، در جدول ۴ معرفی می‌شوند.

جدول ۴: معرفی متغیرهای معادله اقتصاد زیرزمینی ایران و سطح پایداری آن‌ها

Tabel 4: Introducing the variables of Iran's underground economy equation and their stability level

نسبت اقتصاد	شاخص	شاخص	نرخ	لگاریتم مخارج	لگاریتم درآمدهای	متغیر	متغیر مربوط به
زیرزمینی به تولید ناخالص داخلی (درصد)	بی ثباتی و ریسک	مدیریت سیاسی	بیکاری (درصد)	دولت (میلیارد ریال) - به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۵	مالیاتی به قیمت‌های ۱۳۹۵ - میلیارد ریال	شدت گرفتن تحریم‌ها	کرونا
UER	USRI	MP	UNE	LGEX	LTR	Sanc	CRONA
I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در این برآورد نیز از آمار بانک مرکزی و مرکز آمار ایران برای تمامی متغیرها، به غیر از شاخص مدیریت سیاسی، استفاده شده است

جدول ۵: برآورد کوتاه مدت عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی ایران ۱۳۷۰-۱۴۰۱

Tabel 5: Short-term estimation of factors affecting Iran's underground economy 1991-2022

احتمال	آماره T	خطای استاندارد	ضریب	متغیر
۰/۰۲۴۹	-۲/۵۶۲۴	۰/۲۴۲۴	-۰/۶۲۱۳	UER(-1)
۰/۲۵۷۱	۱/۱۸۹۸	۰/۹۲۵۵	۱/۱۰۱۲	USRI
۰/۰۰۴۱	۳/۵۳۸۹	۱/۰۳۱۶	۳/۶۵۰۸	USRI(-1)
۰/۱۳۸۵	۱/۵۸۷۱	۱/۰۸۷۳	۱/۷۲۵۷	USRI(-2)
۰/۴۵۴۸	۰/۷۷۲۴	۱/۹۱۵۵	۱/۴۷۹۷	MP
۰/۴۰۱۳	۰/۸۷۰۰	۲/۳۵۰۶	۲/۰۴۵۱	MP(-1)
۰/۰۰۵۶	-۳/۳۶۵۱	۱/۹۸۰۱	-۶/۶۶۳۴	MP(-2)
۰/۰۱۰۲	۳/۰۴۶۴	۰/۲۵۲۶	۰/۷۶۹۷	UNE
۰/۰۰۰۶	۴/۵۶۵۹	۲/۲۷۹۷	۱۰/۴۰۹۲	LGEX
۰/۴۹۶۶	-۰/۷۰۱۱	۱/۶۶۳۸	-۱/۱۶۶۶	LTR
۰/۶۴۴۵	۰/۴۷۳۲	۱/۷۷۶۵	۰/۸۴۰۶	LTR(-1)
۰/۰۰۶۰	۳/۳۲۸۲	۱/۴۹۰۴	۴/۹۶۰۶	LTR(-2)
۰/۰۱۸۹	۲/۷۱۱۵	۰/۷۹۲۰	۲/۱۴۷۶	SANC
۰/۰۵۱۲	-۲/۱۶۵۴	۰/۵۴۸۶	-۱/۱۸۸۰	CRONA
۰/۰۰۵۷	-۳/۳۵۸۰	۰/۵۴۴۹	-۱/۸۲۹۹	CRONA(-1)
۰/۰۲۵۷	-۲/۵۴۴۵	۰/۶۴۸۷	-۱/۶۵۰۶	CRONA(-2)
۰/۰۰۰۲	-۵/۳۸۵۶	۲۷/۷۱۶۷	-۱۴۹/۲۷۳۷	عرض از مبدأ
۰/۰۰۰۲	-۵/۳۸۱۵	۰/۱۶۶۹	-۰/۸۹۸۴	روند
			۰/۹۶۳۹	R-squared

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول شماره ۵، مشاهده می‌شود متغیرها از سطح معناداری قابل قبولی برخوردار هستند و متغیرهای انتخاب شده، بیش از ۹۶ درصد اقتصاد زیرزمینی را تعیین می‌کنند. مشاهده

می‌شود در کوتاه مدت، شاخص بی‌ثباتی و ریسک، مدیریت سیاسی، مالیات و کرونا با دو دوره وقفه نیز بر اقتصاد زیرزمینی معنادار شده‌اند. از آنجا که مقدار آماره در آزمون بنرجی $6/6885$ - بوده و از مقدار بحرانی جدول در سطح $0/01$ ($5/37$ -) کوچک‌تر است، رابطه بلند مدت برآورد تأیید می‌شود.

جدول ۶: برآورد بلند مدت عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی ایران ۱۴۰۱-۱۳۷۰

Table 6: Long-term estimation of factors affecting Iran's underground economy 1991-2022

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره T	احتمال.
USRI	۳/۹۹۵۲	۱/۲۸۶۹	۳/۱۰۴۴	۰/۰۰۹۱
MP	-۱/۹۳۵۸	۱/۵۳۴۰	-۱/۲۶۱۸	۰/۳۳۱۰
UNE	۰/۴۷۴۷	۰/۱۵۴۷	۳/۰۶۷۶	۰/۰۰۹۸
LGEX	۶/۴۲۰۰	۱/۲۴۶۵	۵/۱۵۰۱	۰/۰۰۰۲
LTR	۲/۸۵۸۴	۱/۰۹۲۳	۲/۶۱۶۶	۰/۰۲۲۵
SANC	۱/۳۲۴۵	۰/۴۴۶۶	۲/۹۶۵۷	۰/۰۱۱۸
CRONA	-۲/۸۷۹۴	۰/۷۰۹۴	-۴/۰۵۸۴	۰/۰۰۱۶
روند	-۰/۵۵۴۱	۰/۰۸۷۱	-۶/۳۵۷۷	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در نتیجه برآورد بلند مدت اقتصاد زیرزمینی (جدول ۶)، مشاهده می‌شود که افزایش در متغیرهای: ریسک و بی‌ثباتی، نرخ بیکاری، مخارج دولت (متغیر نشان دهنده حجم دولت در اقتصاد)، درآمدهای مالیاتی و تحریم‌ها، موجب بزرگ‌تر شدن حجم اقتصاد زیرزمینی می‌شوند و در مقابل آن، بهبود شاخص مدیریت سیاسی، فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد ایران را کمتر می‌کند. در این میان، شاخص ریسک و بی‌ثباتی با ضریب $3/99$ ، نشان دهنده اثرگذاری نسبتاً بالا بر حجم اقتصاد زیرزمینی ایران است. همچنین با بهبود و افزایش یک واحدی در شاخص مدیریت سیاسی، شاخص اقتصاد زیرزمینی $1/93$ درصد کاهش پیدا می‌کند. در تحلیل متغیرهای اصلی مدل، می‌توان گفت که بی‌ثباتی و ریسک، از عوامل کلیدی در افزایش فعالیت‌های غیررسمی اقتصاد در کشور ایران هستند.

نتیجه گیری

شرایط نهادی و محیط سیاسی از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی است که با تحت تأثیر قرار دادن انگیزه بازیگران اصلی اقتصاد، بر میزان سرمایه‌گذاری، سازماندهی تولید و عملکرد اقتصادی جامعه مؤثر است. رقابت سیاسی و مشارکت انتخاباتی، می‌تواند از طریق شفافیت اقتصادی، سیاستمداران را به پاسخگویی تشویق کند. بی‌ثباتی اقتصاد کلان نیز، پدیده‌ای نامطلوب بوده و وجود و افزایش آن، هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی برای جامعه به همراه دارد.

در پژوهش حاضر، با دنبال کردن این سؤال که چه عواملی در دو بخش رسمی و غیررسمی اقتصاد مؤثر هستند و نقش شرایط حکمرانی و سیاسی و ثبات چقدر اهمیت دارند، سعی شد در ابتدا

با استفاده از تکنیک‌های اقتصاد سنجی، شاخص‌های لازم ساخته شوند و سپس با برآورد رشد اقتصادی و اقتصاد زیرزمینی، تأثیرگذاری شاخص‌های مذکور به همراه مجموعه‌ای از عوامل کلیدی سنجیده شود.

با توجه به نتایج پژوهش، در برآورد تابع مربوط به رشد اقتصادی، مشاهده می‌شود که ضریب مدیریت سیاسی در مقایسه با ضریب دیگر متغیرهای کمی، به صورت چشمگیری بزرگ‌تر است و با افزایش یک واحدی در مدیریت سیاسی، رشد اقتصادی $3/0 \times 33$ درصد افزایش می‌یابد، همچنین، با افزایش یک واحدی بی‌ثباتی اقتصادی، $0/1935$ درصد رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند و حقوق مالکیت با تغییر یک درصدی، رشد اقتصادی را $0/9974$ درصد در همان جهت تغییر می‌دهد. علاوه بر آن، متغیر تحریم‌ها، بیشترین اثر بر رشد اقتصادی کشور داشته است. لذا با توجه به نتایج برآورد، مدیریت سیاسی و تحریم‌ها، نقش کلیدی در تغییرات تولید ناخالص داخلی داشته‌اند.

در برآورد عوامل مؤثر بر اقتصاد زیرزمینی، افزایش در متغیرهای: ریسک و بی‌ثباتی، نرخ بیکاری، مخارج دولت (متغیر نشان دهنده حجم دولت در اقتصاد)، درآمدهای مالیاتی و تحریم‌ها، موجب بزرگ‌تر شدن حجم اقتصاد زیرزمینی می‌شوند و در مقابل آن، بهبود شاخص مدیریت سیاسی، فعالیت‌های غیررسمی در اقتصاد ایران را کمتر می‌کند. در این میان، شاخص ریسک و بی‌ثباتی با ضریب $3/99$ ، نشان دهنده اثرگذاری نسبتاً بالا بر حجم اقتصاد زیرزمینی ایران است. همچنین با بهبود و افزایش یک واحدی در شاخص مدیریت سیاسی، شاخص اقتصاد زیرزمینی $1/93$ درصد کاهش پیدا می‌کند.

در خصوص نتایج پژوهش می‌توان گفت، بهبود شاخص‌های زیر مجموعه مدیریت سیاسی از جمله مشارکت سیاسی و حکمرانی خوب، حجم اقتصاد زیرزمینی را کاهش می‌دهد و رشد اقتصادی در بخش اقتصاد رسمی را به دنبال دارد. بی‌ثباتی‌های اقتصادی و اجتماعی و همچنین افزایش ریسک در بازارهای سرمایه، بانکی و ارز نیز موجب هدایت فعالیت‌های اقتصادی به سمت بخش غیررسمی می‌شوند. به بیان دیگر، ناهنجاری‌های پیش آمده در اجتماع (از جمله آسیب‌های اجتماعی و ناامنی‌های جامعه) و اقتصاد (از جمله ریسک‌های مالی، نوسانات، سفته بازی و تورم‌های افسارگسیخته)، موجب ایجاد فرصت‌های مناسب جهت فعالیت‌های غیررسمی شده و رشد اقتصادی در بخش رسمی را مختل می‌کند.

در انتها با توجه به نتایج پژوهش، شاخص مدیریت سیاسی در بین دیگر متغیرهای منتخب، دارای بیشترین اثر بر رشد اقتصاد رسمی کشور بوده و این اثرگذاری در تابع اقتصاد زیرزمینی نیز نسبتاً بزرگ و منفی برآورد شده است. بنابراین، اثرگذاری این متغیر، بیشتر از دیگر عامل‌های منتخب در رشد اقتصادی و ایجاد بخش غیررسمی اقتصاد، تعیین کننده است. ثبات اقتصادی نیز با تفسیر مشابه و شدت کمتر در تعیین بخش رسمی و غیررسمی مطرح است. این حقایق با مشاهده روند شاخص‌های مرتبط در اقتصاد کشور، قابل تأیید است. لذا پیشنهاد می‌شود با بهره‌گیری از سیاست‌های مناسب

اقتصادی و حکمرانی که موجب بهبود مدیریت سیاسی و کاهش ریسک در بازارها و همچنین ثبات در جامعه می‌شوند، فعالیت‌های غیررسمی را به حداقل رساند.

به عبارتی دیگر، از طرفی با کنترل فساد، نظارت بیشتر، افزایش قانون‌گرایی، بهبود انتظارات مردم و افزایش مشروعیت نظام حاکم، شاخص‌های سیاسی را بهبود بخشیده و همچنین با دنبال کردن سیاست‌های اقتصادی از جمله کاهش تورم و ثبات در قیمت‌ها، ثبات نرخ ارز، محدود کردن فعالیت‌های سفته‌بازی، و سیاست‌های اجتماعی جهت کاهش آسیب‌های اجتماعی و افزایش امنیت جامعه، بخش غیررسمی اقتصاد به حداقل خود برسد.

سپاسگزاری: این مقاله مستخرج از رساله دکتری اقتصاد با عنوان "اثرات بخش‌های مولد و غیر مولد بر شکاف بین رشد اقتصادی و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران: رویکرد پویایی شناسی سیستم‌ها" در دانشگاه شهید بهشتی است و نگارندگان وظیفه خود می‌دانند که از کمک‌های مادی و معنوی دانشگاه جهت انجام این پژوهش قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی توسط نویسنده گزارش نشده است.

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

مشارکت نویسندگان: پژوهش با نگارش نویسنده اول و با راهنمایی نویسنده دوم و مشاوره نویسندگان سوم و چهارم انجام شده است.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی توسط نویسنده گزارش نشده است.

References

- Abada, F. C., Manasseh, C. O., Nwakoby, I. C., Iroegbu, N. F., Okoh, J. I., Alio, F. C., & Asogwa, O. J. (2021). Relationship between unemployment rate and shadow economy in Nigeria: A TadoYamamoto approach. *International Journal of Financial Research*, 12(3), 271-283.
- Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P. & Robinson, J. A. (2019). Democracy does cause growth. *Journal of Political Economy*, 127(1), 47-100.
- Acemoglu, D., Robinson, J. A. & Verdier, T. (2017). Asymmetric growth & institutions in an interdependent world. *Journal of Political Economy*, 125(5), 1245-1303.
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2010). The role of institutions in growth and development. *Review of Economics and Institutions*, 1(2), 1- 33.
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2006). economic backwardness in political perspective. *American Political Science Review*, 100(1), 115-131.
- Ali, A., & Rehman, H. (2015). Macroeconomic instability and its impact on gross domestic product: An empirical analysis of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 53(2), 285-316.
- Almeida, S. J., Esperidião, F., & Moura, F. R. (2024). The impact of institutions on economic growth: Evidence for advanced economies and Latin America and the Caribbean using a panel VAR approach. *International Economics*, 178, 100480,
- Arabmazar, A., Moshrefi, R., & Mostafazadeh, M. (2018). Political economy of growth and impact of some of the fundamental factors on economic growth of Iran. *Economic Growth and Development Research*, 30(8), 17-32. [In Persian]
- Ariza Marín, D., Goda, T., & Tabares Pozos, G. (2021). Political competition, electoral participation and local fiscal performance. *Development Studies Research*, 8(1), 24-35.
- Arouri, M., Uddin, G. S., Nawaz, K., Shahbaz, M., & Teulon, F. (2013). Causal linkages between financial development, trade openness and economic growth: Fresh evidence from innovative accounting approach in case of Bangladesh. *Ipag Business School, Working Paper*, 2013-037.
- Barro, R. J. (1973). The control of politicians: An economic model. *Public Choice*, 14, 19-42.
- Bayat, B. F., Seifipour, R., Mohammadi, T., & Mehrabian, A. (2022). Investigating the impact of natural resource abundance and institutional quality on economic growth in recession and boom regimes. *Applied Theories of Economis*, 34(9), 231-256. [In Persian]
- Berdiev, A. N., & Saunoris, J. W. (2016). Financial development and the shadow economy: A panel VAR analysis. *Economic Modelling*, 57, 197- 207.
- Bittencourt, M., Gupta, R., & Stander, L. (2014). Tax evasion, financial development and inflation: Theory and empirical evidence. *Journal of Banking & Finance*, 41, 194-208.

- Blackburn, K., Bose, N., & Capasso, S. (2012). Tax evasion, the underground economy and financial development. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(2), 243-253.
- Brillet, J. L. (2015). Macro econometric modelling: A practical approach under reviews. With a focus on Africa. *AGRODEP Technical Note*, 11, 125-175.
- Borhanipour, A., Geraeinejad, Gh., Daghighiasli, A., & Hadinejad, M. (2022). Assessment of the impact of good governance index on economic growth in upper middle income countries (Panel STR approach). *Economic Growth and Development Research*, 45(12), 95-114. [In Persian]
- Borumand, Sh. (2008). Corruption, private sector investment and economic growth (Case study: Iran). *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 5(2), 107-129. [In Persian]
- Buehn, A., & Schneider, F. (2012). Shadow economies around the world: Novel insights, accepted knowledge, and new estimates. *International Tax and Public Finance*, 19(1), 139-171.
- Capasso, S., & Jappelli, T. (2013). Financial development and the underground economy. *Journal of Development Economics*, 101, 167-178
- Carlos, G. (2016). Institutions and growth: A GMM/IV panel VAR approach. *Economics Letters*, 138, 85-91.
- Chong, A., & Gradstein, M. (2009). Volatility and firm growth. *Journal of Economic Growth*, 14(1), 1-25.
- d'Agostino, G., Dunne, J. P., & Pieroni, L. (2016). Government spending, corruption and economic growth. *World Development*, 84, 190-205,
- David, L. (2015). Votes and regional economic growth: Evidence from Turkey. *World Development*, 78, 477-495.
- Dehghanmanshadi, M., Eslamloueyan, K., Hadian, E., & Dehghanshabani, Z. (2020). The Effect of institutional quality on business cycle and the dynamics of macroeconomic variables in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 11(1), 29-66. [In Persian]
- Delessa, K., Alemu, T., & Bane, J. (2024). Remittances inflow and economic growth nexus in Sub-Saharan Africa: Do institutional quality and macroeconomic stability matter?. *Heliyon*, 10(3), e25690.
- Dell'Anno, R. (2007). The shadow economy in Portugal: An analysis with the MIMIC approach. *Journal of Applied Economics*, 10, 253-277.
- Dell'Anno, R., & Solomon, O. H. (2008). Shadow economy and unemployment rate in USA: Is there a structural relationship? An empirical analysis. *Applied Economics*, 40(19), 2537-2555.
- Dell'Anno, R., & Davidescu, A. A. (2018). Estimating Shadow economy in Tanzania: An analysis with the MIMIC approach. *Journal of Economic Studies*, 45(1), 100-113
- Ditta, A., & Hayat, M. A. (2017). Macroeconomic instability and its role on income inequality in developing countries: A Panel Data analysis. *Pakistan Economic and Social Review*, 55(2), 613 -636.

- Dunning, J. H. (2001). The eclectic (OLI) paradigm of international production: Past, present and future. *International Journal of the Economics of Business*, 8(2), 173-190.
- Elbahnasawy, N. G. (2021). Can E-government limit the scope of the informal economy?. *World Development*, 139(C), 105341.
- Elgin, C., & Oztunali, O. (2012). Shadow economies around the world: Model based estimates. Bogazici University Department of Economics, *Working Papers*, 5.
- Enste, D. H. (2003). Shadow Economy and Institutional Change in Transition Countries. The Informal Economy in the EU Accession Countries: Size, Scope, Trends and Challenges to the Process of EU Enlargement. Centre for the Study of Democracy, Sofia, 81-113.
- Esfandiari, A.A., & Mehrbani, F. (2007). Investigating of underground economy by using currency ratio and gap between expenditure and income of the family. *Economic Research*, 23(4), 133-162. [In Persian]
- Farzanegan, M. R., Hassan, M., & Badreldin, A. M. (2020). Economic liberalization in Egypt: A way to reduce the shadow economy?. *Journal of Policy Modeling*, 42(2), 307-327.
- Fatas, A., & Mihov, I. (2013). Policy volatility, institutions & economic growth. *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 362-376
- Fotros, M, H., & Dalaei, M. A. (2016). Examination of underground economy and tax evasion within the framework of dynamic Stochastic General Equilibrium Models (DSGE). *Economic Growth and Development Research*, 25(7), 65-84. [In Persian]
- Gilakhakimabadi, M, T., Zaroki, Sh., & Hasanzade, Sh. (2017). The effect of macroeconomic instability on financial crimes in Iran. *Strategic Research on Social Problems*, 16(6), 29-46. [In Persian]
- Giles, D. (1998). The underground economy: Minimizing the size of government. *Department Discussion Papers* 9801, Department of Economics, University of Victoria.
- González-Fernández, M., & González-Velasco, C. (2015). Analysis of the shadow economy in the Spanish regions. *Journal of Policy Modeling*, 37(6), 1049-1064.
- Hasanvand, S., Zarranezhad, M., & Montazerihojat, A. H. (2016). The analysis of the effect of unemployment rate on the shadow economy in selected developing countries. *Economic Growth and Development Research*, 22(6), 103-118. [In Persian]
- Iqbal, N., & Nawaz, S. (2010). *Fiscal Decentralization and Macroeconomic Stability: Theory and Evidence from Pakistan*. Pakistan Institute of Development Economics, Islamabad.
- Ismihan, M. (2003). The Role of Politics and Instability and Public Spending Dynamics and Macroeconomic Performance: Theory and Evidence from Turkey. PHD Thesis, METU, Ankara.

- Jalouli, M., Sarlak, A., Ghafari, H., & Horri, MS. (2020). the study of the effects of economic instability on the production of major sectors of economy in Iran. *Economic Growth and Development Research*, 38(10), 99-118. [In Persian]
- Karbor, R., Karimi, T, Z., & Rostamzadeh, P. (2019). Estimation of underground economy in Iran's provinces and effective factors. *Applied Theoriesn of Economics*, 21(6), 161-188. [In Persian]
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M., (2010). Governance matters: The worldwide governance indicators, aggregate indicators of governance 1996-2010. URL: <http://www.govindicators.org>
- Khodadad, K, F., Noranizad, S., & Shateri, S. (2020). The impact of government size and governance on economic growth in vision document countries (Nonlinear Threshold GMM approach). *Economic Growth and Development Research*, 41(11), 35-52. [In Persian]
- Kijek, A., & Kijek, T. (2020). Nonlinear effects of human capital and R&D on TFP: Evidence from European regions. *Sustainability*, 12(5).
- Knack, S. Ed. (2003). *Democracy, Governance and Growth*, Ann Arbor. The University of Michigan press.
- Knack, S. and Keefer, P. (1995). Institutions and economic performance: Cross-country tests using alternative institutional measures. *Economics & Politics*, 7(3): 207-227.
- Luo, C., Fan, S., & Zhang, Q. (2017). Investigating the influence of green credit on operational efficiency and financial performance based on hybrid econometric models. *International Journal of Financial Studies*, 5(4), 27.
- Marija Radzeviča, A. & Bulderberga, K. (2018). The role of institutional quality in economic growth: Implications for the Baltic states, *Bachelor Thesis*.
- Matallah, S. (2020). Economic diversification in MENA oil exporters: Understanding the role of governance. *Resources Policy*, 66, 1-11.
- Medina, I., & Schneider, F. (2017). Shadow economies around the world: New results for 143 countries over 1996-2014. *Discussion Paper*, Department of Economics, University of Linz, Austria.
- Miladi, L, N., Sharifi, R, H., & Daeikarimzadeh, S. (2023). Analysis of factors affecting Iran's economic growth with an emphasis on the household risk preparation (Smooth transition regression approach). *The Economic Research*, 23(3), 133-157. [In Persian]
- Snowdon, B., & Howard R. V. (2005). *Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and current State*, Cheltenham. UK; Northhampton, MA: E. Elgar, c2005.
- Mostafazadeh, M., & Arabmazar, A. (2019). The Effect of Governance Institutions on International Migration of Iranian Workforce. *The Journal of Economic Policy*, 20(10), 1-33. [In Persian]
- Mozafari, SH, H., & Ghobadi, S. (2019). Impact of Economic and Political Factors on Financial Corruption, Economic Growth and the Size of Government in Selected Oil Producing Countries: A System Panel Data Approach. *Iranian Journal of Economic Research*, 79(24), 177-207. [In Persian]

- Nieman, M. D. and Thies, C. G. (2012). Property rights regimes, technological innovation, and foreign direct investment. *Under Review Paper*.
- Nusrate, A., & Ahmad, H. (2018). Institutions and economic growth: Does income level matter?. *MPRA Paper*.
- Omri, A., & Mabrouk, N. B. (2020). Good governance for sustainable development goals: Getting ahead of the pack or falling behind?. *Environmental Impact Assessment Review*, 83, 1-8.
- Pourali, M., Rajaei, Y., & Dalmanpour, M. (2020). Effects of macroeconomic and institutional variables on the economic growth of selected developing countries. *Applied Economics*, 32 & 33(10), 79-96. [In Persian]
- Ruge, M. (2012). Public governance and shadow economy. *The Berlin Internaional Economic Congress*, 2015, 1-10.
- Salomifar, M., & Keivanfar, M. (2010). Informal economy in Iran and the effect of inflation on it. *Journal of Knowledge and Development*, 33(17), 52-74. [In ersian]
- Samati, M., Sameti, M., & Delaimilan, A. (2009). Estimating the underground economy in Iran (1964-2005): By the MIMIC method. *International Economic Studies*, 35(20), 114-89. [In Persian]
- Schneider, F., & Klinglmair, R. (2004). Shadow economies around the world: What do we know?. Center for Economic Studies and Ifo Institute for Economic Research, *IZA Discussion Paper* (1043). *CESifo Working Paper Series*, 1167, 1-58.
- Schneider, F., Buehn, A., & Montenegro, C. E. (2010). New estimates for the shadow economies all over the world. *International Economic Journal*, 24(4), 443-461.
- Schneider, F., & Buehn, A., (2017). Estimating a shodow Economy: Results, methods, problems, and open questions. *Open Economics*, 1, 1-29.
- Sharifi, M., Haghighat, A., Ebrahimi, M., & Aminifard, A. (2022). Investigating the effect of financial development and tax on the underground economy; Evidence from Iran's economy. *Economic Growth and Development Research*, 46(12), 68-88. [In Persian]
- Shahbaz, M. (2013). Linkages between inflation, economic growth and terrorism in Pakistan. *Economic Modelling*, 32, 496-506.
- Skorobogatova, N. (2016). Macroeconomic instability: Its causes and consequences for the economy of Ukraine. *Eastern Journal of European Studies*, 7(1), 66-96.
- Spiro, P. S. (2018). *Tax Policy and the Underground Economy*. In *Size, Causes and Consequences of the Underground Economy*. Routledge.
- Stigler, G. J. (1972). Economic competition and political competition. *Public Choice*, 13(1), 91-106.
- Taghineghad, V., & Nikpoor, M. (2014). Underground economy and its causes: A case study of Iran. *Applied Economics Studies Iran*, 8(2), 53-72. [In Persian]

- Taherifar, K. (1995). The role of underground economic activities in Iran, emphasis on the motive of tax evasion. *Master's Thesis*, University of Tehran, Iran. [In Persian]
- Tanzi, V. (1980). The underground economy in the United States: Estimate and implications. *Banca Nazionale Del Lavoro*, 135(4), 427-453.
- Tanzi, V. (1998). Corruption around the world: Causes, consequences, scope, and cures. *Staff Papers*, 45(4), 559-594.
- Tanzi, V. (1999). Uses and abuses of estimates of the underground economy. *Economic Journal*, 109(3), 338-347.
- Tavares, J. (2009). Economic integration and the comovement of stock returns. *Economics Letters*, 103(2), 65-67.
- Tullio, J., & Capasso, S. (2013). Financial development and the underground economy. *Journal of Development Economics*, 101©, 167-178.
- Valeriani, E., & Peluso, S. (2011). The impact of institutional quality on economic growth and development: An empirical study. *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 1(6), 443-468.
- Xu, Y., & Li, A. (2020). The relationship between innovative human capital and interprovincial economic growth based on Panel Data Model and spatial econometrics. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 365(3). <https://doi.org/10.1016/j.cam.2019.112357>.
- Zaroki, Sh., Abdi, S, M., & Yousefi, B, A. (2021). Analyzing the role of macroeconomic instability on income inequality in Iran. *The Economic Research*, 21(4), 37-63. [In Persian]
- Zaroki, Sh., Nasrnejadnesheli, S., & Tavassolynia, A. (2022). Analyzing the effect of macroeconomic variables on the underground economy with emphasis on fiscal policy instruments. *Economic Research*, 57(1), 85-123. [In Persian]

The Economic Effects of Changing the Commuting Pattern in Isfahan: A Three-Regional Input-Output Approach Using a Combined Location Quotient-Gravity Method

Nuraddin Sharify¹ , Saeedeh Izadi², Fatemeh Bazzazan³

- 1 Associate Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Iran. (Corresponding Author)
E-mail: nsharify@umz.ac.ir
2. Ph.D. in economic sciences, urban and regional economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Mazandaran University, Iran. E-mail: si.mahan@yahoo.com
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Al-Zahra University, Iran. E-mail: fbazzazan@alzahra.ac.ir

Abstract

The limitation of available resources in transportation systems, supply and increase in citizen trips demand, have caused the reduction trip generation to be an effective solution in improving the performance of city transportation systems. Since a major share of the daily trip generation is caused by land use, including workplaces, the reduction in trip generation will be available by the change in the commuting pattern and migration of workers from their current residence to another region. The reduction of commuting between different regions will bring changes in employment and production. One of the conventional models in estimating the changes of economic variables between different regions is the multi-regional input-output model. In this research, the combined location quotient-gravity method has been used for three regions of Iran, in which the size of the supply and demand sector, the size of the entire economy and distance between the regions has been used. Using the national input-output table of 1395 of the central bank and the regional accounts of the statistics center of Iran, the whole economy is divided into three regions: Isfahan city, other cities of Isfahan province and other provinces of the country. The results show that decrease in transportation cost in Isfahan city causes a decrease in production in all three regions which has the greatest impact on industrial production, wholesale and retail sectors. Also, increase in the cost of real estate causes increase in employment of construction, financial and insurance sectors, and then in industrial production and transportation sectors.

Article information

Review History:

Received: May. 13, 2024

Revised: June. 06, 2024

Accepted: June. 17, 2024

Keywords:

Change of commuting pattern

Economic effects

Location quotient method
regional input-output

JEL Classification:

R41, R23, R15, R12, C67

Corresponding Author:

nsharify@umz.ac.ir



Aim and Introduction

Commuting is a socio-economic phenomenon that arises from spatial imbalances between labor supply and demand across different locations. While some trips are recreational or incidental, a significant proportion occurs due to the inability of individuals to meet essential needs—such as employment—at their place of residence. In this context, commuting serves as a practical response to spatial mismatches. However, constraints in transportation infrastructure and increased demand for urban travel have made trip reduction an effective strategy for improving the performance of urban transportation systems.

Since a considerable share of daily trips is generated by land patterns—particularly workplace locations—modifying commuting patterns by relocating workers closer to their places of employment can significantly reduce trip generation. This study assumes that all workers currently living in Isfahan but employed elsewhere relocate to reside in their respective places of work. As a result, transportation costs associated with commuting to and from Isfahan would be eliminated, thereby creating a negative shock to the city's final demand.

Conversely, the inflow and outflow of workers and their families would induce changes in local economic dynamics. Specifically, increased demand for housing would raise real estate rental prices, generating a positive shock in final demand. This research explores the economic consequences of such shifts through a regional input-output framework.

Methodology

To estimate interregional economic changes, this study employs a multi-regional input-output (MRIO) model. Given the availability of regional account data in Iran, regional tables were constructed using the Location Quotient (LQ) method. To address the common shortcomings of traditional LQ techniques—namely, the overestimation of regional coefficients and underestimation of imports—the Flag method was adopted. This approach incorporates three economic dimensions and addresses spatial factors, improving the accuracy of regional estimates.

A key challenge in compiling MRIO tables is obtaining reliable interregional trade data to calculate import and export coefficients. To this end, the gravity model—based on Newton's law of gravitation—was utilized to estimate economic flows. The model correlates the volume of interregional trade with the economic size of the origin and destination and inversely with the distance between them. Thus, this study combines the LQ and gravity methods to model economic interactions among three regions in Iran: (1) Isfahan city, (2) other cities within Isfahan province, and (3) other provinces nationwide. Data sources include the national input-output table (1395) from the Central Bank of Iran and regional accounts provided by the Statistical Center of Iran.

Results and Discussion

Findings indicate that the reduction in transportation costs within Isfahan city leads to a decline in production across all three regions, with the most pronounced effects observed in the industrial production and wholesale/retail sectors.

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.3, 2025, pp: 73-101

Conversely, rising real estate rental costs initially stimulate employment growth in the construction, financial, insurance, industrial, and transportation sectors. The simultaneous impact of reduced commuting costs and increased housing expenses results in a net rise in employment in Isfahan's construction and real estate sectors. Similar employment gains are observed in the real estate, construction, and financial sectors in other cities within Isfahan province. In other provinces, the positive effects extend to the real estate, construction, financial, insurance, and water and sewage sectors. However, most other economic sectors across all regions experience a decline in employment.

Conclusion

This study underscores the complex economic implications of altering commuting patterns. Future research should explore the broader effects of these shocks on variables such as energy savings, reduced fossil fuel consumption, decreased air pollution and greenhouse gas emissions, fewer traffic accidents, lower healthcare costs, and less congestion—especially during peak commuting hours. Additionally, reduced commuting times can increase employees' available time, some of which could be allocated to productive activities, warranting supply-side investigations. Furthermore, lower transportation costs may function as increased household income, potentially influencing household consumption patterns—an area that merits further exploration in subsequent studies.

اثرات اقتصادی ناشی از تغییر الگوی رفت‌وآمد در شهرستان اصفهان (رویکرد داده-ستانده سه منطقه‌ای، روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه)

نورالدین شریفی^۱ , سعیده ایزدی^۲، فاطمه بزازان^۳

۱. دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران (نویسنده مسئول)
nsharify@umz.ac.ir
۲. دکتر در علوم اقتصادی، اقتصاد شهری و منطقه‌ای، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران
si.mahan@yahoo.com
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصاد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران
fbazzazan@alzahra.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
محدودیت منابع موجود در سیستم‌های حمل و نقل، محدودیت در عرضه و افزایش تقاضای سفر از سوی شهروندان، سبب شده است تا کاهش تولید سفر بتواند به‌عنوان راه‌حل مؤثری در بهبود عملکرد سیستم‌های حمل و نقل شهری مورد استفاده قرار گیرد. از آنجا که سهم عمده‌ای از تولید سفرهای روزانه ناشی از کاربری زمین از جمله محل کار می‌باشد، بخشی از کاهش تولید سفر از مجرای تغییر الگوی رفت و آمد و تغییر محل سکونت کارگران از منطقه سکونت فعلی به منطقه محل کار آنها میسر می‌باشد. کاهش رفت و آمد بین مناطق مختلف و به‌دنبال آن، تغییر در هزینه حمل و نقل و اجاره املاک در مناطق مختلف به‌عنوان یک شوک تقاضا، تغییر در اشتغال و تولید در مناطق مختلف را به‌همراه دارد. یکی از الگوهای متعارف در برآورد تغییرات متغیرهای اقتصادی بین مناطق مختلف، مدل داده-ستانده چندمنطقه‌ای است. در این پژوهش، از روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه برای سه منطقه ایران استفاده شده است که در آن، به‌طور همزمان اندازه بخش عرضه‌کننده، اندازه بخش تقاضاکننده، اندازه کل اقتصاد و فاصله بین مناطق، به‌کار گرفته شده، و منابع آماری، از جدول داده-ستانده ملی سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی و حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، تأمین شده است. کل اقتصاد را به سه منطقه شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور تقسیم کرده‌ایم. نتایج نشان می‌دهد، کاهش در هزینه حمل و نقل در شهرستان اصفهان، سبب کاهش تولید در هر سه منطقه می‌شود که بیشترین تأثیر آن، بر بخش تولیدات صنعتی و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی می‌باشد. همچنین، با افزایش هزینه املاک و مستغلات، اشتغال ابتدا در بخش ساختمان و فعالیت‌های مالی و بیمه و سپس در بخش تولیدات صنعتی و حمل و نقل افزایش می‌یابد.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۳ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۱۶ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۷
	کلمات کلیدی: داده‌ستانده سه منطقه‌ای روش سهم مکانی تغییر الگوی رفت‌وآمد اثرات اقتصادی
	طبقه‌بندی JEL: R41, R23, R15, R12, C67
	نویسنده مسئول: nsharify@umz.ac.ir

۱. مقدمه

رفت‌وآمد یک پدیده اقتصادی-اجتماعی است که در پاسخ به عدم تعادل‌های فضایی به منظور همگرایی عرضه و تقاضا در قالب مقاصد مسافرتی مختلف پدید می‌آید. صرف‌نظر از برخی سفرهای شهری که هدف‌شان صرفاً تغییر مکان است، بسیاری از سفرها به این دلیل انجام می‌گیرد که نیازهای انسانی از جمله رسیدن به محل کار در محل اولیه خود یعنی در مبدأ برآورده نمی‌شود و بنابراین رفت‌وآمد، پاسخ عملی در برآوردن نیازهای انسانی است.

تصمیم به رفت‌وآمد به شدت به اجاره، هزینه حمل‌ونقل و درآمد خانوارها بستگی دارد و کاهش آن می‌تواند سبب تغییراتی در توزیع درآمد، هزینه اجاره، اشتغال و تولید گردد. به همین جهت، ابعاد مختلف رفت و آمد در ادبیات موضوع، به طور گسترده‌ای تصریح شده، اما مطالعات اقتصادی شهری و منطقه‌ای، همچنان فاقد چهارچوبی برای مدل‌سازی است که ترکیبی از همه این ابعاد در زمینه اقتصادی یک منطقه خاص را دارا باشد (فریرا و همکاران، ۲۰۱۷).

امروزه در سیستم‌های حمل‌ونقل به دلیل محدود بودن منابع موجود و عدم امکان گسترش و افزایش عرضه، روش‌های مدیریت تقاضای سفر به عنوان راهکار مهم و مؤثر در بهبود عملکرد و افزایش سطح سیستم‌های حمل و نقل در شهرها به ویژه شهرهای بزرگ به شمار می‌آید (صدراپی، ۱۳۸۶). مبنای این روش را می‌توان بر اساس سناریوی کلی کاهش سفرها و حذف کلی قسمتی از آنها بیان نمود. بنابراین اگر رفت‌وآمدهای اضافه در کلان شهرها حذف شود و خانوارها از محل سکونت فعلی خود تغییر مکان داده و در محل کار خود ساکن شوند، هزینه فرصت این کاهش رفت‌وآمد، می‌تواند منافعی را نصیب جامعه و اقتصاد نماید. هر چند رفت‌وآمدها هرگز حذف نخواهد شد، اما شبیه سازی این وضعیت می‌تواند برای هدایت سیاست‌های اقتصادی مفید باشد و برنامه‌ریزی شهری و منطقه‌ای را با اهمیت جلوه دهد.

الگوی رفت‌وآمد کارگران که با مکان‌یابی مجدد از یک منطقه به منطقه دیگر تغییر می‌کند، سبب تغییر در هزینه‌های حمل‌ونقل و هزینه اجاره املاک در مناطق مختلف می‌شود. بنابراین، تغییر در اجزای تقاضای نهایی به عنوان یک شوک برونزا، می‌تواند بر متغیرهای اقتصادی همه مناطق اثرگذار باشد.

یکی از الگوهای متعارف در برآورد تغییرات متغیرهای اقتصادی بین مناطق مختلف، جدول داده-ستانده چند منطقه‌ای است. این جدول از ترکیب مناطق مختلف کشور که مجموعاً اقتصاد ملی را تشکیل می‌دهند، ساخته می‌شود و تعاملات منطقه‌ای شامل ارتباط فعالیت‌های تولیدی، خدماتی و تجاری یک منطقه با فعالیت‌های سایر مناطق که اصطلاحاً به آن، تجارت بین منطقه‌ای گفته می‌شود، از آن قابل استخراج است. بنابراین، مطرح شدن مفهوم برنامه‌ریزی منطقه‌ای و کاربردهای مدل داده-ستانده در این زمینه، باعث شده است که تهیه جداول داده-ستانده چندمنطقه‌ای به شدت مورد توجه پژوهشگران و سیاستگذاران قرار گیرد. با توجه به زمان‌بر و

پرهزینه بودن تهیه جداول آماری و ضعف آمار منطقه‌ای در ایران، روش‌های غیر آماری به ویژه سهم مکانی^۱، رایج‌ترین روش مورد استفاده برای تهیه جداول منطقه‌ای در ایران به حساب می‌آیند. این جداول به صورت تک منطقه‌ای^۲، دو منطقه‌ای^۳ و چند منطقه‌ای^۴ ساخته می‌شوند. نقطه شروع برای ساخت الگوی داده-ستانده چندمنطقه‌ای، تهیه جدول داده-ستانده منطقه‌ای است که بر اساس جدول داده-ستانده ملی، محاسبه می‌شود.

بررسی مطالعات انجام شده در ایران، نشان می‌دهد که بسیاری از پژوهش‌ها در این زمینه در سطح تک منطقه‌ای و دو منطقه‌ای و در سطح استان بوده‌اند و ساخت جدول منطقه‌ای در سطح شهرستان، به ندرت صورت پذیرفته است. علت این امر، در دسترس نبودن اطلاعات ستانده، ارزش افزوده و تقاضای نهایی شهرستان‌ها است. ساخت جدول سه منطقه‌ای نیز در ایران در مطالعه ترحمی و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه^۵ برای سه منطقه (مناطق نفت خیز، استان تهران و سایر اقتصاد ملی) و همچنین مطالعه شاداب‌فر و همکاران (۱۳۹۹)، با استفاده از روش چارم^۶ برای نه منطقه صورت پذیرفت.

پس از ساخت جداول منطقه‌ای، مهم‌ترین چالش تهیه جداول چند منطقه‌ای، تهیه داده‌های تجارت بین مناطق و در نتیجه، محاسبه ضرایب واردات و صادرات بین مناطق است. یکی از مدل‌هایی که می‌تواند در محاسبه ضرایب تجارت راهگشا باشد، مدل جاذبه است که بر اساس نظریه جاذبه نیوتن^۷ شکل گرفته و بر این عقیده استوار است که میزان تجارت بین دو منطقه به سطح تولید، تقاضا و فاصله بین آنها بستگی دارد (میلر و بلر^۸، ۲۰۰۹).

مدل جاذبه، ابتدا در زمینه تجارت بین‌الملل توسط تین برگن^۹ در سال ۱۹۶۲ مورد استفاده قرار گرفته است (استارک^{۱۰}، ۲۰۱۲). در این مدل، حجم تجارت مستقیماً با GDP^{۱۱} کشورها و به‌طور معکوس با فاصله^{۱۲} بین آن‌ها رابطه دارد. در سال ۱۹۶۳ لئونتیف و استروت^{۱۲} برای اولین بار در محاسبات داده-ستانده از روش جاذبه استفاده کرده، و مدل نسبتاً ساده‌تری را پیشنهاد داده‌اند که از ویژگی‌های مهم آن، در نظر گرفتن تجارت همزمان دو طرفه می‌باشد. در این مدل، یک کالای خاص می‌تواند از یک منطقه به منطقه دیگر صادر شود و همزمان به همان منطقه وارد شود.

1. Location quotient
2. Single Region Input-Output Table
3. Inter-Regional Input-Output Table
4. Multi-Regional Input-Output Table
5. Gravity
6. CHARM
7. Newton
8. Miller & Blair (2009).
9. Tinbergen (1962).
10. Starck (2012).
11. Gross Domestic Production
12. Leontief & Strout (1963).

در این راستا، هدف اصلی مقاله، سنجش اثرات اقتصادی ناشی از تغییر الگوی رفت‌وآمد در شهرستان اصفهان می‌باشد. رفت‌وآمد به عنوان سفر به محل کار بین شهرهای مختلف در یک منطقه کلان‌شهری یا به نواحی شهری خارج از منطقه کلان‌شهر تعریف می‌شود. با اجرای یک سناریو شامل این فرض که عمدتاً افراد، محل سکونت خود را به شهری که در آن کار می‌کنند، تغییر می‌دهند، با کاهش رفت‌وآمد، هزینه‌های حمل‌ونقل نیز کاهش می‌یابد و به دنبال آن، تغییر در تقاضا برای مسکن در منطقه‌ای که مهاجرت در آنجا صورت گرفته است، باعث تغییر اجاره املاک و مستغلات می‌گردد.

بدین منظور، کل اقتصاد ایران، به سه منطقه شامل استان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور تقسیم می‌شود. ابتدا با استفاده از جدول داده-ستانده ملی سال ۱۳۹۵، جدول منطقه‌ای استان اصفهان از جدول ملی استخراج می‌شود و در ادامه، جدول داده-ستانده سایر استان‌های کشور بجز اصفهان محاسبه می‌گردد. در مرحله بعد، جدول منطقه‌ای شهرستان اصفهان و جدول منطقه‌ای سایر شهرستان‌های استان اصفهان به روش سهم مکانی تهیه می‌شوند. با استفاده از روش جاذبه و از ترکیب این سه جدول، جدول سه منطقه‌ای حاصل می‌شود. بنابراین با توجه به اینکه ایران ۳۱ استان و استان اصفهان ۲۴ شهرستان دارد، منطقه اول شامل شهرستان اصفهان، منطقه دوم شامل ۲۳ شهرستان استان اصفهان و منطقه سوم شامل ۳۰ استان دیگر ایران خواهد بود. پس از تهیه جدول سه منطقه‌ای، اثر تغییر در اجاره‌بها و هزینه‌های حمل‌ونقل ناشی از تغییر در الگوی رفت‌وآمد بر تولید و اشتغال در این سه منطقه محاسبه می‌گردد. ویژگی‌های مقاله به شرح زیر است:

۱- در تهیه جدول داده-ستانده چندمنطقه‌ای، مدل جاذبه معرفی و ضرایب داده-ستانده سه منطقه‌ای محاسبه می‌شوند.

۲- در اغلب مطالعات انجام شده، جداول استانی از جداول ملی محاسبه می‌شوند؛ اما در این مطالعه، پس از محاسبه جدول استانی، جدول منطقه‌ای در سطح شهرستان تهیه شده است.

۳- اثرات اقتصادی ناشی از تغییر در الگوی رفت‌وآمد یک شهرستان را در سطح ملی اندازه‌گیری می‌کند.

مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. بخش بعدی، به ادبیات پژوهش شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی می‌پردازد و مدل جاذبه و کاربرد آن در چهارچوب تحلیل داده-ستانده را معرفی می‌کند. بخش سوم، به معرفی روش محاسبه ضرایب واردات و صادرات در جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای و اعمال سناریوی موردنظر جهت اندازه‌گیری اثرات اقتصادی مدل می‌پردازد. بخش چهارم، به تجزیه و تحلیل یافته‌ها اختصاص دارد. در نهایت در بخش پنجم، نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. چهارچوب داده-ستانده چندمنطقه‌ای

جدول داده-ستانده کاربردهای مختلفی در برنامه‌ریزی ملی و منطقه‌ای دارد. جداول منطقه‌ای با استفاده از روش‌های آماری، غیرآماري و نیمه آماری تهیه می‌شوند که به دلیل پیچیدگی و زمان‌بر بودن روش‌های آماری، معمولاً برای تهیه جدول داده-ستانده منطقه‌ای از روش‌های نیمه‌آماري یا غیرآماري استفاده می‌گردد (فلگ و همکاران، ۲۰۱۴). برای این منظور، جدول داده-ستانده ملی به عنوان پایه آماری مورد استفاده قرار می‌گیرد.

الگوی داده-ستانده چند منطقه‌ای، با در نظر گرفتن اهمیت بعد مکان از ابعاد فضا و لحاظ کردن آن در چهارچوب داده-ستانده، شناسایی، و وابستگی موجود بین مناطق اقتصادی را ممکن می‌سازد. جدول داده-ستانده غیرآماري به روش‌های گوناگون تهیه می‌شود که می‌توان آن را به چهار گروه روش سهم مکانی، روش تعادل کالایی^۲، روش راس^۳ و روش اقتصاد سنجی^۴ تقسیم کرد. بررسی پژوهش‌ها نشان می‌دهد که پژوهشگران داخلی، معمولاً از روش‌های سهم مکانی استفاده می‌کنند و دلیل آن هم وجود داده‌های لازم در حساب‌های منطقه‌ای ایران می‌باشد. معروف‌ترین این روش‌ها عبارتند از SLQ^۵، CILQ^۶، RLQ^۷، FLQ^۸ و AFLQ^۹.

شواهد تجربی موجود، نشان می‌دهند که روش‌های معمولی سهم مکانی، از جمله سه روش اول اشاره شده در بالا، تمایل به تخمین بیش از حد ضرایب منطقه‌ای و دست کم گرفتن واردات آن دارند. به منظور رفع نواقص موجود در این روش‌ها، فلگ در سال ۱۹۹۵، روشی پیشنهاد داد که علاوه بر در نظر گرفتن سه عامل اقتصاد فضا (اندازه نسبی بخش تقاضاکننده، اندازه نسبی بخش عرضه‌کننده و اندازه نسبی منطقه)، تا حد زیادی مشکل تخمین بیش از حد ضرایب منطقه‌ای را برطرف کرده (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۶)، و از این رو، در این مقاله، از روش FLQ استفاده شده است.

پس از ساخت جداول منطقه‌ای، مشکل اساسی مدل‌سازی داده-ستانده چندمنطقه‌ای، تخمین معاملات بین منطقه‌ای است. بنابراین، هم به داده‌های درون منطقه‌ای نیاز است و هم داده‌های بین-منطقه‌ای؛ یعنی تجارت کالا از بخش i در منطقه r به بخش j در منطقه s .

-
1. Flegg et al. (2014).
 2. Commodity Balance
 3. Rass
 4. econometrics
 5. simple Location quotient
 6. Cross-industry location quotient
 7. Round's semi logarithmic LQ
 8. Flegg semi logarithmic LQ
 9. Augmented FLQ

از لحاظ زمانی، در سال ۱۹۵۳ لئونتیف و همکاران، یک چهارچوب مدل داده-ستانده بین‌المللی را ترسیم کردند که بعدها برای ارزیابی اثرات بخشی و منطقه‌ای کاهش هزینه‌های تسلیحاتی آمریکا در مطالعه لئونتیف و همکاران (۱۹۶۵)، به کار رفته است. مدل داده-ستانده چند منطقه‌ای، تقریباً به طور همزمان در مطالعه داده-ستانده دو منطقه‌ای چنری^۱ (۱۹۵۳) برای ایتالیا و مدل منطقه‌ای موزس^۲ (۱۹۵۵) برای آمریکا توسعه یافته است که به این ترتیب، مدل چنری-موزس نامیده شده است. در سال ۱۹۶۰، والتر ایزارد^۳ و همکاران، مدل داده-ستانده چندمنطقه‌ای را به تفصیل توسعه دادند. سرانجام لئونتیف و استروت (۱۹۶۳)، استفاده از مدل جاذبه را برای تخمین مبادلات بین منطقه‌ای مدل داده-ستانده منطقه‌ای پیشنهاد کرده‌اند.

۲-۲. مدل جاذبه در اقتصاد

در علوم پایه، قانون جاذبه فیزیکی نیوتن بیان می‌کند که نیروی گرانش بین دو جسم ارتباط مستقیم با جرم آن دو و عدد ثابت گرانش دارد؛ یعنی هرچه جرم دو جسم بیشتر باشد، نیروی جاذبه بین آن‌ها بیشتر است. همچنین نیروی جاذبه بین دو جسم ارتباط وارون با فاصله میان آن دو جسم به توان ۲ دارد.

$$F = G \frac{m_1 \cdot m_2}{r^2} \quad (۱)$$

به این ترتیب، قانون جاذبه نیوتن الهام بخش مدل اصلی جاذبه در تعاملات اقتصادی فضایی شده است. بر این اساس، جریان‌ات اقتصادی به طور قابل قبولی با حجم فعالیت‌های اقتصادی در مبدأ و مقصد و به طور عکس با فاصله بین مبدأ و مقصد در ارتباط است. به این ترتیب، مبادلات اقتصادی از مبدأ به مقصد به صورت زیر است (میلر و بلر ۲۰۰۹):

$$Z_i^{rs} = \frac{(c_i^r x_i^r) (d_i^s x_i^s)}{(d^{rs}) e_i} = k_i^{rs} \frac{x_i^r \cdot x_i^s}{(d^{rs}) e_i} \quad (۲)$$

e_i و $k_i^{rs} = (c_i^r d_i^s)$ پارامترهایی هستند که باید تخمین زده شوند. x_i^r ستانده کل کالای i در منطقه r ، x_i^s کل واردات کالای i در منطقه s ، d^{rs} فاصله بین دو منطقه و Z_i^{rs} جریان اقتصادی کالا از منطقه r به s می‌باشد.

البته در مدل جاذبه نیوتن، G عدد ثابت جهانی گرانش و e مساوی ۲ است. اما قدم اول در مدل جاذبه در اقتصاد، جایگزین کردن مقدار ثابت گرانش با یک مقدار ثابت در مورد مقادیر جریان‌ات اقتصادی است و توان دوم فاصله نیز باید با یک مقدار مناسب جایگزین شود و توان متغیرهای جرمی نیز به‌گونه‌ای انتخاب شوند که پیش‌بینی را بهبود بخشند.

در متون اقتصاد، مدل جاذبه در ابتدا در زمینه تجارت بین‌الملل توسط تین برگن در سال ۱۹۶۲ به کار رفته، و او مدل خود را به صورت زیر پیشنهاد داده است:

1. Chenery (1953).

2. Moses (1955).

3. Walter Isard et al. (1960).

$$X_{ij} = \frac{A Y_i^\alpha Y_j^\beta}{D_{ij}^\gamma} \quad (3)$$

که در آن، X_{ij} تجارت بین مناطق، Y_i تولید کل در کشور صادرکننده، Y_j تولید کل در کشور واردکننده، α کشش GDP کشور صادرکننده، β کشش GDP کشور واردکننده، γ کشش فاصله بین دو کشور و A مقدار ثابت جایگزین عدد گرانش در مدل جاذبه می‌باشد. در این مدل، اگر $\alpha = \beta = 1$ و $\gamma = 2$ باشد، مدل تین‌برگن همان مدل جاذبه نیوتن خواهد بود (استارک، ۲۰۱۲).

بعدها در متون مربوط به داده-ستانده، مدل جاذبه برای اولین بار توسط لئونتیف و استروت در سال ۱۹۶۳ مطرح، و در سال ۱۹۶۷ در مطالعات تیل، بسط داده شد. لئونتیف و استروت مدل نسبتاً ساده‌تری پیشنهاد کرده‌اند. در این مدل، برخلاف مدل تین‌برگن که بر اساس تجارت بین-المللی است، تجارت بین منطقه‌ای در داخل یک کشور به کار گرفته می‌شود:

$$Z_i^{rs} = \frac{x_i^r \cdot x_i^s}{x_i} Q_i^{rs} \quad (4)$$

که در آن، Z_i^{rs} تجارت بین مناطق، x_i^r عرضه کل کالای i در منطقه r ، x_i^s تقاضای کل کالای i در منطقه s ، x_i تولید کل کالای i در کل اقتصاد (دو منطقه) و Q_i^{rs} پارامتری است که باید تخمین زده شود.

در این مدل، برخلاف مدل تین‌برگن که تنها تولید در هر یک از مناطق r و s را مورد توجه قرار می‌دهد، مجموع کل تولید کالای i در هر دو منطقه r و s نیز وارد مدل می‌شود. مقادیر α و β در این مدل برابر با یک در نظر گرفته می‌شود. از نظر لئونتیف و استروت، شکل ضربی صورت معادله که حاصل ضرب عرضه کل کالای i در منطقه صادرکننده و تقاضای کل کالای i در منطقه واردکننده است، به پژوهشگر این امکان را می‌دهد که نوع خاصی از جاذبه را توصیف کند. در این صورت، اگر مقدار عرضه یا تقاضای یکی از دو منطقه صفر باشد، هیچ جریان کالایی از منطقه r به منطقه s وجود نخواهد داشت. معرفی تولید کل کالای i در مخرج کسر، دلالت بر این دارد که اگر کل تولید و همچنین صادرات منطقه r و واردات منطقه s دو برابر شوند، جریان کالا از منطقه r به s نیز دو برابر می‌شود.

از ویژگی‌های مهم دیگر این رابطه، آن است که تجارت همزمان دوطرفه را در نظر می‌گیرد. یعنی کالای i همزمان می‌تواند از منطقه r به s و از منطقه s به r ارسال شود. مخرج این معادله نیز به صورت غیرفضایی^۲ است و هیچ ارتباطی با فاصله بین منطقه r و s ندارد. با این حال، در صورتی که $Q_i^{rs} > 0$ باشد، اگر برای کالای i عرضه کل در منطقه r ، تقاضای کل در منطقه s و تولید کل دو منطقه به اندازه p درصد افزایش یابد، Z_i^{rs} هم p درصد افزایش می‌یابد. به این ترتیب، Q_i^{rs} شبیه $\frac{k_i^{rs}}{(d^{rs})^e}$ خواهد بود.

1. Theil (1967).

2. aspatial

در ادامه، پژوهشگران مختلف، عوامل دیگری را به مدل جاذبه اضافه کرده‌اند و تعدیلات گوناگونی در این مدل صورت پذیرفته، که پاره‌ای از آنها به شرح زیر است:

لیمر ۱ و استرن^۲ (۱۹۷۱)، معادله جاذبه تجارت را برای توضیح مبادلات دو طرفه مطالعه کردند. البته تجزیه و تحلیل تخمین معادلات جاذبه از زمان تین‌برگن (۱۹۶۲ تا ۱۹۹۵) با این انتقاد که بیشتر در حوزه فیزیک هستند تا اقتصاد، خارج از جریان اصلی تحقیقات تجاری قرار گرفتند (هید و مایر^۳، ۲۰۱۳). جیمز اندرسون^۴ (۲۰۱۱)، معتقد بود که مدل جاذبه، موفق‌ترین اثر تجربی تجارت است و زمانی که طیف وسیعی از کالاها و عوامل در مرزهای جغرافیایی ملی و منطقه‌ای با شرایط مختلف در حال جابه‌جا شدن هستند، ابزار بسیار خوبی ارائه می‌دهد. با این حال، با وجود اینکه به طور گسترده توسعه یافته است، کاربرد آن برای مقاصد سیاستی توجیه نظری ندارد و قابل استفاده نمی‌باشد.

همچنین از نظر کواکسلان^۵ (۲۰۱۷)، مدل جاذبه به‌رغم ادبیات رو به رشد آن، به دلیل نداشتن پایه‌های نظری قوی، مورد انتقاد قرار می‌گیرد؛ اما پس از آنکه رویکرد تین‌برگن با مبانی نظری زیربنایی و تکنیک‌های برآوردی بهتر تکمیل شد، مدل جاذبه همان‌طوری که برای مدل‌سازی جریان‌های تجارت بین‌المللی استفاده شد، برای موضوعات مختلف تحقیقات اقتصادی مانند مهاجرت، رفت‌وآمد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز، گردشگری و تحرک سبد سرمایه بین‌المللی مورد استفاده قرار گرفته است (استارک^۶، ۲۰۱۲؛ هررا^۷ و بالیکس^۸، ۲۰۰۹).

نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که اثر فاصله بر تجارت دو طرفه، از ترکیب سه پارامتر کشش قیمت، درجه ناهمگنی بنگاه‌ها و هزینه‌های حمل‌ونقل منتج می‌شود (کروزت و کوئینگ^۹، ۲۰۰۸). استارک (۲۰۱۲) و هید^{۱۰} (۲۰۰۳) نیز معتقد بودند که اندازه‌گیری فاصله می‌تواند جایگزین مناسبی برای عوامل مختلف از جمله هزینه حمل‌ونقل، تعرفه، مالیات، هزینه اطلاعات، هزینه‌های ارتباطی و هزینه مبادله باشد و لذا به عنوان یک نماینده برای همه این هزینه‌ها به کار می‌رود. اساساً فاصله بیشتر به معنای هزینه حمل‌ونقل بالاتر است؛ چرا که نرخ‌ها، حداقل وزن‌ها، امکانات بارگیری و تخلیه، هزینه بسته‌بندی و آسیب در حین حمل‌ونقل در هزینه‌های حمل‌ونقل لحاظ می‌شود و

-
1. Leamer (1971).
 2. Stern (1971).
 3. Head, & Mayer (2013).
 4. James A. Anderson (2011).
 5. Kocaslán (2017).
 6. Starck (2012).
 7. Herrera (2009).
 8. Baleix (2009).
 9. Crozet & Koenig (2008).
 10. Head (2003).

بنابراین، هزینه حمل‌ونقل به عنوان هزینه مستقیم، مرتبط با فاصله تعریف می‌شود که به آسانی قابل مشاهده است (کوئل و همکاران، ۲۰۰۳).

اندرسون و وینکوپ^۲ (۲۰۰۴)، فهرستی از موانع تجاری را به عنوان متغیرهای قابل مشاهده مورد استفاده در تابع هزینه معرفی کردند. این متغیرها شامل فاصله و مجاورت، زبان مشترک، مرزهای جغرافیایی مشترک، واحد پول و غیره می‌باشند. برخی از این متغیرها مانند فاصله و مجاورت، به پایه‌های اصلی مدل جاذبه تبدیل شده‌اند. متغیرهای دیگری نظیر سابقه مستعمره بودن کشور مورد مطالعه نیز بعدها مورد توجه قرار گرفته‌اند.

لیندال و همکاران^۳ (۲۰۰۶) نیز مدل جاذبه را برای تخمین خالص جریان تجارت برای ۵۰۹ کالا و ۳۱۴۰ شهر آمریکا به کار بردند. نتایج حاصل از پژوهش آنها توانست مجموعه‌ای از ضرایب واردات منطقه‌ای برای هر شهر را به دست آورد.

بارانوا^۴ (۲۰۰۸)، در رساله خود با استفاده از روش جاذبه، رابطه علی بین تجارت و مخارج دولت و همچنین اثر استعمار بر تجارت بین‌المللی را مورد بررسی قرار داد.

۳. پیشینه پژوهش

در ایران مطالعات زیادی با استفاده از روش جاذبه در موضوعات مختلف اقتصادی انجام گرفته، اما اولین و تنها پژوهش در زمینه به کارگیری مدل جاذبه در محاسبه ضرایب داده-ستانده چند-منطقه‌ای توسط ترحمی و همکاران (۱۳۹۹) انجام شده است. آنها در مطالعه خود، روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه را برای سه منطقه تهران، مناطق نفت‌خیز و سایر اقتصاد ملی به کار گرفتند و با استفاده از جدول داده-ستانده ملی ۱۳۹۰، ضرایب فزاینده اثرات سرریزی و بازخوردی در الگوی داده-ستانده سه منطقه‌ای را محاسبه کردند. نتایج حاکی از آن است که ضرایب فزاینده در سه منطقه مورد مطالعه، متفاوت می‌باشد و استان تهران در بین مناطق مورد مطالعه، بیشترین اثرات سرریزی و سایر اقتصاد ملی، بالاترین ضرایب فزاینده را دارد. ضمن اینکه ساختار اقتصاد در استان تهران، خدماتی، در مناطق نفت‌خیز بر پایه بخش نفت خام و گاز طبیعی و در سایر اقتصاد ملی، صنعتی است.

فریرا و همکاران^۵ (۲۰۱۷)، هزینه فرصت رفت‌وآمد را در چهارچوب یک حساب ماهواره‌ای رفت‌وآمد برای کلان‌شهر لیسیون محاسبه کردند. در این پژوهش، از مدل MRIO^۶ که یک چهارچوب داده-ستانده چند منطقه‌ای است، استفاده شده است که با پیوست حساب ماهواره‌ای

1. Coyle et al. (2003).

2. Anderson and Wincoop (2004).

3. Lindall et al. (2006).

4. Baranava (2008).

5. Ferreira et al. (2017).

6. Multi Regional Input Output

رفت‌وآمد به آن، ترکیبی از فعالیت‌های رفت‌وآمد با توزیع درآمد منطقه‌ای، تمایز ساختار مصرف خانوار، فعالیت‌های اجاره املاک و مستغلات و مصرف انرژی و جریان‌های زیست‌محیطی در صنایع مختلف را ارزیابی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد اگر مسافران فعلی لیسبون، نزدیک‌تر به محل کار خود زندگی کنند، صرفه‌جویی قابل توجهی از نظر اقتصادی و اجتماعی و هزینه فرصت‌های زیست‌محیطی ایجاد می‌شود.

بوئرو و همکاران^۱ (۲۰۱۸) با استفاده از روش جاذبه جدول داده-ستانده ایالات متحده برای ۶۵ بخش اقتصادی را به همراه جریان‌های تجاری در سراسر منطقه محاسبه کردند. در این مطالعه، جریان‌های تجاری، تابعی از عرضه و تقاضای یک کالا و هزینه حمل‌ونقل آن فرض شده، و پارامترهای مدل با استفاده از روش رگرسیون خطی تخمین زده شده‌اند.

می و همکاران (۲۰۱۸)، برای اولین بار پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸ جهت ارائه الگوی توسعه اقتصادی چین، با کمک روش جاذبه، یک جدول داده-ستانده چندمنطقه‌ای برای سال ۲۰۱۲، شامل ۳۰ منطقه و ۳۰ بخش اقتصادی چین تهیه کردند. آنها با استفاده از این جدول، جریان‌های اقتصادی بین منطقه‌ای و بین‌بخشی را محاسبه و ساختار مصرف و تولید بین استان‌های چین را تجزیه و تحلیل کردند. همچنین با پیوند میان تولید منطقه‌ای و صنعتی با مصرف انرژی و انتشار کربن و آلودگی محیط‌زیست، زمینه برای تحقیق بر روی اثرات زیست‌محیطی فعالیت‌های اقتصادی فراهم شد.

کرز^۲ (۲۰۲۰)، در مطالعه خود، ساختار تولید و تجارت در سراسر آلمان را تجزیه و تحلیل کرد و به این منظور، یک جدول داده-ستانده چندمنطقه‌ای با رویکرد مدل جاذبه تهیه نمود. این جدول برای ۴۰۲ شهر آلمان و ۲۶ شریک تجاری خارجی در ۱۷ بخش اقتصادی تنظیم و با استفاده از روش مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) و داده‌های درآمد و تقاضای مشتق شده محلی، محاسبه، و کشش (توان) فاصله بین مناطق نیز با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی تعیین شده است.

۴. مدل‌سازی پژوهش

به منظور مدل‌سازی اثر تغییر الگوی رفت‌وآمد بر متغیرهای اقتصادی موردنظر، ابتدا ساختار جدول سه منطقه‌ای معرفی می‌شود. نمای کلی جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای در جدول (۱) نشان داده شده است.

1. Boero et al. (2018).

2. Krebs (2020).

جدول ۱: نمای کلی جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای مورد مطالعه

Tabel 1: Overview of the Three-Regional Input-Output table in study

تقاضاکننده	تقاضای واسطه			تقاضای نهایی	تقاضای نهایی				ستانده کل
	منطقه r	منطقه S	منطقه n		صادرات			صادرات به دنیای خارج	
					منطقه r	منطقه S	منطقه n		
عرضه کننده				داخلی					
منطقه r	Z^{rr}	Z^{rs}	Z^{rn}	Y^r	---	E^{rs}	E^{rn}	E^r	X^r
منطقه S اصفهان	Z^{sr}	Z^{ss}	Z^{sn}	Y^s	E^{sr}	----	E^{sn}	E^s	X^s
منطقه n	Z^{nr}	Z^{ns}	Z^{nn}	Y^n	E^{nr}	E^{ns}	---	E^n	X^n
واردات از دنیای خارج	M^r	M^s	M^n						
ارزش افزوده	V^r	V^s	V^n						
داده کل	X^r	X^s	X^n						

منبع: میلر و بلر، ۲۰۰۹

این جدول از سه ناحیه تشکیل شده است:

ناحیه اول: مبادلات واسطه‌ای مناطق به صورت درونزا، که شامل ۹ ماتریس مبادلات بین بخشی می‌باشد. سه ماتریس روی قطر اصلی شامل مبادلات واسطه‌ای بین بخشی درون منطقه‌ای است و شش ماتریس دیگر، مبادلات واسطه‌ای بین بخشی بین منطقه‌ای می‌باشد.

ناحیه دوم: تقاضای نهایی مناطق به صورت برونزا است که شامل تقاضای نهایی داخلی (مصرف خانوار، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تغییر در موجودی انبار)، صادرات بین مناطق داخلی و صادرات به خارج از کشور می‌باشد.

ناحیه سوم: ارزش افزوده مناطق به صورت برونزا و واردات از خارج از کشور را نشان می‌دهد. در این جدول:

r نماینده منطقه اول یعنی شهرستان اصفهان؛

s نماینده منطقه دوم یعنی سایر شهرستان‌های استان اصفهان؛

n نماینده منطقه سوم یعنی سایر استان‌های کشور؛

 Z^{rr} ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی درون منطقه شهرستان اصفهان؛ Z^{rs} ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای از شهرستان اصفهان به مقصد سایر شهرستان‌های استان؛ Z^{rn} ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای از شهرستان اصفهان به مقصد سایر استان‌های کشور؛

Z^{sr} ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای از سایر شهرستان‌های استان اصفهان به مقصد شهرستان اصفهان؛

Z^{ss} ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی درون منطقه سایر شهرستان‌های استان اصفهان؛
 Z^{sn} ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای از سایر شهرستان‌های استان اصفهان به مقصد سایر استان‌های کشور؛

Z^{nr} ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای از سایر استان‌های کشور به مقصد شهرستان اصفهان؛
 Z^{ns} ماتریس مبادلات بین منطقه‌ای از سایر استان‌های کشور به مقصد سایر شهرستان‌های استان اصفهان؛

Z^{nn} ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین بخشی درون منطقه سایر استان‌های کشور؛
 Y^r بردار ستونی تقاضای نهایی داخلی شهرستان اصفهان (مصرف خانوار، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تغییر در موجودی انبار)؛

Y^s بردار ستونی تقاضای نهایی داخلی سایر شهرستان‌های استان اصفهان (مصرف خانوار، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تغییر در موجودی انبار)؛

Y^n بردار ستونی تقاضای نهایی داخلی سایر استان‌های کشور (مصرف خانوار، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تغییر در موجودی انبار)؛

E^{rs} بردار ستونی جریان کالا از شهرستان اصفهان به تقاضاکنندگان نهایی سایر شهرستان‌های استان اصفهان؛

E^{rn} بردار ستونی جریان کالا از شهرستان اصفهان به تقاضاکنندگان نهایی سایر استان‌های کشور؛
 E^{sr} بردار ستونی جریان کالا از سایر شهرستان‌های استان به تقاضاکنندگان نهایی شهرستان اصفهان؛

E^{sn} بردار ستونی جریان کالا از سایر شهرستان‌های استان اصفهان به تقاضاکنندگان نهایی سایر استان‌های کشور؛

E^{nr} بردار ستونی جریان کالا از سایر استان‌های کشور به تقاضاکنندگان نهایی شهرستان اصفهان؛
 E^{ns} بردار ستونی جریان کالا از سایر استان‌های کشور به تقاضاکنندگان نهایی سایر شهرستان‌های استان اصفهان؛

E^r ، E^s و E^n به ترتیب، صادرات به خارج از کشور از شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور؛

X^r ، X^s و X^n به ترتیب، بردار سطری ستانده کل شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور؛

M^r ، M^s و M^n به ترتیب، بردار سطری واردات از دنیای خارج به شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور؛

V^r ، V^s و V^n به ترتیب، بردار سطری ارزش افزوده شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور می‌باشد.

۴-۱. محاسبه ضرایب

در مدل‌سازی جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای و با فرض خطی بودن تابع تولید، تولید کل مناطق با استفاده از روابط زیر حاصل می‌شود؛ که خواهیم داشت:

$$X^r = A^{rr}X^r + A^{rs}X^s + A^{rn}X^n + Y^r \quad (۵)$$

$$X^s = A^{sr}X^r + A^{ss}X^s + A^{sn}X^n + Y^s \quad (۶)$$

$$X^n = A^{nr}X^r + A^{ns}X^s + A^{nn}X^n + Y^n \quad (۷)$$

شکل ماتریسی این روابط به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} X^r \\ X^s \\ X^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} & A^{rn} \\ A^{sr} & A^{ss} & A^{sn} \\ A^{nr} & A^{ns} & A^{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^r \\ X^s \\ X^n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Y^r \\ Y^s \\ Y^n \end{bmatrix} \quad (۸)$$

ماتریس‌های A^{rr} ، A^{rs} و A^{rn} به ترتیب، ضرایب فنی درون منطقه‌ای شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور می‌باشد. ماتریس‌های A^{sr} ، A^{sn} ، A^{nr} و A^{nn} نیز ضرایب تجاری بین منطقه‌ای را نشان می‌دهند.

$$\begin{bmatrix} X^r \\ X^s \\ X^n \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} & A^{rn} \\ A^{sr} & A^{ss} & A^{sn} \\ A^{nr} & A^{ns} & A^{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X^r \\ X^s \\ X^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y^r \\ Y^s \\ Y^n \end{bmatrix} \quad (۹)$$

$$\begin{bmatrix} X^r \\ X^s \\ X^n \end{bmatrix} \left(\begin{bmatrix} I & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 \\ 0 & 0 & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} & A^{rn} \\ A^{sr} & A^{ss} & A^{sn} \\ A^{nr} & A^{ns} & A^{nn} \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} Y^r \\ Y^s \\ Y^n \end{bmatrix} \quad (۱۰)$$

$$\begin{bmatrix} X^r \\ X^s \\ X^n \end{bmatrix} = \left(\begin{bmatrix} I & 0 & 0 \\ 0 & I & 0 \\ 0 & 0 & I \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} & A^{rn} \\ A^{sr} & A^{ss} & A^{sn} \\ A^{nr} & A^{ns} & A^{nn} \end{bmatrix} \right)^{-1} \begin{bmatrix} Y^r \\ Y^s \\ Y^n \end{bmatrix} \quad (۱۱)$$

و در نهایت:

$$X = (I - A)^{-1}Y = CY \quad (۱۲)$$

به طوری که X بردار ستانده، Y بردار تقاضای نهایی داخلی و C ماتریس معکوس سه منطقه‌ای لئونتیف است.

۲-۴. مراحل محاسبه نواحی جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای

نواحی مختلف جدول سه منطقه‌ای مورد استفاده در این تحقیق، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(الف) در ناحیه اول، ماتریس‌های قطر اصلی که نشان‌دهنده مبادلات بین بخشی درون منطقه‌ای هستند، از ناحیه اول جداول منطقه‌ای هر یک از مناطق به دست می‌آیند. این جداول منطقه‌ای با استفاده از روش FLQ برآورد می‌شوند. در روش FLQ داریم:

$$FLQ_{ij} = CILQ_{ij} \cdot \lambda \quad \text{for } i \neq j \quad (13)$$

$$FLQ_{ij} = SLQ_i \cdot \lambda \quad \text{for } i = j \quad (14)$$

$$\lambda = \left[\log_2 \left(1 + \frac{X_i^r}{X_j^n} \right) \right]^\delta \quad (15)$$

$$SLQ_i = \frac{X_i^r / X_j^n}{X_i^r / X_j^n} \quad \text{و} \quad CILQ_{ij}^r = \frac{X_i^r / X_j^n}{X_j^r / X_j^n} \quad (16)$$

که در آن، $CILQ$ (سهم مکانی متقاطع) اندازه نسبی بخش عرضه‌کننده نسبت به بخش تقاضاکننده در سطح منطقه را در نظر می‌گیرد.

SLQ سهم تولید یک بخش خاص در منطقه از کل تولید همان بخش در کشور تقسیم بر سهم تولید کل آن منطقه به تولید کل کشور را نشان می‌دهد (میلر و بلر، ۲۰۰۹)؛

X_i^r و X_j^n به ترتیب، تولید بخش i ام در منطقه r و تولید بخش j ام در کل کشور؛

X_j^r و X_j^n به ترتیب، تولید بخش j ام در منطقه r و تولید بخش j ام در کل کشور؛

X^r و X^n به ترتیب، تولید کل منطقه r و تولید کل کشور را نشان می‌دهد.

δ نیز پارامتری بین صفر و یک است که باید بهترین مقدار آن انتخاب شود. هر چه δ افزایش

یابد، واردات بین منطقه‌ای بیشتر می‌شود و اگر δ صفر باشد، $FLQ_{ij} = CILQ_{ij}$ خواهد بود.

ماتریس‌های غیرقطری که نشان‌دهنده تجارت واسطه بین بخشی بین سه منطقه شهرستان اصفهان (r)، سایر شهرستان‌های استان اصفهان (s) و سایر استان‌های کشور (n) است، با به کارگیری مدل جاذبه، برآورد خواهد شد که در قسمت (۳-۴) به تفصیل شرح داده می‌شود. از آنجا که مشکل اساسی مدل‌سازی داده-ستانده چند منطقه‌ای، تخمین مبادلات بین منطقه‌ای است، نکته مهم در کاربرد مدل‌های مختلف جاذبه، تعیین اجزای جدول داده-ستانده به عنوان شاخص مناسب برای استفاده از مدل جاذبه می‌باشد.

در ایران با توجه به دسترسی به آمارهای موجود، بردار واردات واسطه‌ای از سایر مناطق که با استفاده از جدول داده-ستانده تک منطقه‌ای استخراج می‌شود، بین سایر مناطق توزیع می‌شود و ضرایب واردات و صادرات محاسبه می‌گردند.

(ب) ناحیه دوم جدول شامل تقاضای نهایی داخلی منطقه و صادرات می‌باشد. هر یک از اجزای تقاضای نهایی داخلی شامل مخارج دولت، سرمایه‌گذاری و تغییر در موجودی انبار به صورت سهمی

از اجزای تقاضای نهایی داخلی ملی در نظر گرفته می‌شود که از حاصل ضرب هر یک از این اجزا در نسبت ستانده منطقه به ستانده ملی محاسبه می‌گردد. بردار صادرات به صورت پسماند برآورد می‌شود.

ج) در ناحیه سوم نیز واردات از خارج از کشور برای هر منطقه به صورت سهمی از واردات ملی محاسبه می‌شود که حاصل ضرب واردات ملی در نسبت ستانده منطقه به ستانده کل کشور در هر بخش می‌باشد. در این ناحیه، ارزش افزوده نیز به صورت پسماند محاسبه می‌گردد.

۳-۴. محاسبه واردات واسطه‌ای با استفاده از روش جاذبه

عناصر ماتریس‌های مبادلات واسطه‌ای بین بخشی بین سه منطقه با به کارگیری مدل جاذبه محاسبه می‌شوند. ابتدا با استفاده از روابط (۱۷) و (۱۸) به ترتیب، میزان تجارت واسطه‌ای بین بخشی بین منطقه r و s و همچنین بین منطقه r و n به شکل زیر تعیین می‌شوند:

$$T^{sr} = \frac{X_i^s X_i^r}{X^{s+r}} Q_i^{sr} \quad (17)$$

$$T^{nr} = \frac{X_i^n X_i^r}{X^{n+r}} Q_i^{nr} \quad (18)$$

$$Q_i^{sr} = \frac{K_i^{sr}}{(d^{sr})^{e_i}}$$

که X_i^s ستانده کل بخش i در منطقه s ، X_i^r ستانده کل بخش i در منطقه r و X^{s+r} مجموع ستانده بخشی در دو منطقه r و s را نشان می‌دهند. Q_i^{sr} شامل دو عنصر K_i^{sr} و $(d^{sr})^{e_i}$ می‌باشد که K_i^{sr} یک مقدار ثابت و d^{sr} فاصله زمینی بین دو منطقه r ، s و e توان فاصله است که در اکثر مطالعات قبلی، مقدار توان (کشش) فاصله، واحد در نظر گرفته شده است (اندرسون، ۲۰۱۶).

در مرحله بعد، با استفاده از روش جاذبه در روابط (۱۹) و (۲۰)، بردار سطری واردات واسطه‌ای از سایر مناطق که از جداول تک منطقه‌ای به روش FLQ به دست آمده است، بین دو منطقه دیگر توزیع می‌شود:

$$m_i^{sr} = \frac{T^{sr}}{T^{sr} + T^{nr}} m_i^r \quad (19)$$

$$m_i^{nr} = \frac{T^{nr}}{T^{nr} + T^{sr}} m_i^r \quad (20)$$

رابطه (۱۹)، واردات واسطه‌ای شهرستان اصفهان از سایر شهرستان‌های استان اصفهان و رابطه (۲۰)، واردات واسطه‌ای شهرستان اصفهان از سایر استان‌های کشور را نشان می‌دهد. در واقع، روابط (۱۹) و (۲۰)، بردارهای سطری هستند که سهم واردات شهرستان اصفهان از دو منطقه دیگر یعنی سایر شهرستان‌های استان اصفهان و سایر استان‌های کشور می‌باشند. بنابراین، برای ساخت ماتریس واردات فرض می‌شود که واردات هر بخش به نسبت عرضه داخلی صورت می‌گیرد (انگو و همکاران، ۱۹۸۶). با استفاده از روابط (۲۱) و (۲۲)، به ترتیب، ماتریس واردات واسطه‌ای شهرستان اصفهان

از سایر شهرستان‌های استان اصفهان و ماتریس واردات واسطه‌ای شهرستان اصفهان از سایر استان‌های کشور به دست می‌آیند:

$$m^{sr} = A^{rr} * \text{diag } m^{sr} \quad (21)$$

$$m^{nr} = A^{rr} * \text{diag } m^{nr} \quad (22)$$

در این روابط، $\text{diag } m^{sr}$ ماتریس قطری واردات واسطه‌ای شهرستان اصفهان از سایر شهرستان‌های استان اصفهان از رابطه (۱۹) به دست آمده است. $\text{diag } m^{nr}$ ماتریس قطری واردات واسطه‌ای شهرستان اصفهان از سایر استان‌های کشور از رابطه (۲۰) حاصل شده است. A^{rr} هم ماتریس ضرایب فنی منطقه واردکننده (شهرستان اصفهان) می‌باشد. به همین ترتیب، برای به دست آوردن ماتریس واردات بین سایر مناطق که چهار ماتریس دیگر ناحیه اول جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای را تشکیل می‌دهند، از روابط (۱۷) تا (۲۲) استفاده می‌شود.

۴-۴. محاسبه اثرات اقتصادی

پس از تهیه جدول سه منطقه‌ای و محاسبه مبادلات بین مناطق، هدف پژوهش، ایجاد یک شوک در تقاضای نهایی و بررسی اثر آن بر تولید و اشتغال در سه منطقه می‌باشد. بنابراین، با مطرح شدن سناریوی "تغییر الگوی رفت‌وآمد"، فرض می‌شود که همه کارگرانی که در منطقه‌ای خارج از شهرستان اصفهان مشغول به کار هستند و در این شهرستان ساکن می‌باشند، محل سکونت خود را تغییر داده و در همان منطقه محل کار خود ساکن شوند. در نتیجه، رفت‌وآمد کاهش یافته و هزینه حمل‌ونقلی که به واسطه جابه‌جایی مسافران شاغل بین محل سکونت و محل کار به هزینه‌های شهرستان اصفهان تحمیل می‌شود، از بین خواهد رفت و یک کاهش در هزینه حمل‌ونقل به صورت یک شوک منفی در تقاضای نهایی رخ می‌دهد.

از سوی دیگر، چنانچه کارگران به جای رفت‌وآمد از محل سکونت به محل کار در منطقه دیگر، در همان منطقه محل کار خود ساکن شوند، در منطقه‌ای که مهاجرت به آنجا صورت گرفته است، اجاره املاک و مستغلات افزایش می‌یابد و بر عکس، در مناطقی که مهاجرت از آنجا صورت می‌گیرد و کارگران از آنجا خارج می‌شوند، اجاره املاک و مستغلات کاهش خواهد یافت. با توجه به اینکه تغییر جمعیت در داخل هر منطقه، به تعداد افرادی که وارد یا خارج می‌شوند، بستگی دارد، برآیند تغییرات در انتخاب محل سکونت، تعیین‌کننده تغییر در اجاره املاک و مستغلات خواهد بود. بنابراین، با ورود و خروج تعدادی از کارگران به همراه خانواده‌شان به شهرستان اصفهان که برآیند آن به صورت مثبت است و با افزایش ورود شاغلان به شهرستان همراه است، هزینه اجاره املاک و مستغلات افزایش می‌یابد و نهایتاً یک شوک مثبت در تقاضای نهایی ایجاد خواهد شد.

بنابراین، با اعمال این دو شوک در دو بخش از تقاضای نهایی جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای، اثر تغییر در هزینه حمل‌ونقل و همچنین اثر تغییر در هزینه اجاره املاک و مستغلات بر تولید و اشتغال، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

با استفاده از رابطه (۲۵)، تغییر در میزان تولید در هر سه منطقه به واسطه تغییر در هزینه حمل‌ونقل و اجاره املاک و مستغلات در منطقه r یعنی در شهرستان اصفهان، محاسبه می‌گردد:

$$\Delta X = (I - A)^{-1} \Delta F \quad (23)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta X_1 \\ \Delta X_2 \\ \Delta X_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta F_1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (24)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta X_1 \\ \Delta X_2 \\ \Delta X_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11} \Delta F_1 \\ B_{21} \Delta F_1 \\ B_{31} \Delta F_1 \end{bmatrix} \quad (25)$$

که در آن، ΔX تغییر در تولید، A ماتریس ضرایب فنی مناطق و ΔF تغییر در تقاضای نهایی می‌باشد (میلر و بلر، ۲۰۰۹). در اینجا، منظور از ΔF_1 تغییر در تقاضای نهایی بخش حمل‌ونقل و بخش اجاره املاک و مستغلات در منطقه اول یعنی شهرستان اصفهان می‌باشد.

با استفاده از رابطه (۲۹)، تغییر در میزان اشتغال در هر سه منطقه به واسطه تغییر در هزینه حمل‌ونقل و اجاره املاک و مستغلات در منطقه r یعنی در شهرستان اصفهان محاسبه می‌گردد:

$$\Delta L = \hat{S}(I - A)^{-1} \Delta F \quad (26)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta L_1 \\ \Delta L_2 \\ \Delta L_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_1 & 0 & 0 \\ 0 & S_2 & 0 \\ 0 & 0 & S_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta F_1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (27)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta L_1 \\ \Delta L_2 \\ \Delta L_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_1 B_{11} & S_1 B_{12} & S_1 B_{13} \\ S_2 B_{21} & S_2 B_{22} & S_2 B_{23} \\ S_3 B_{31} & S_3 B_{32} & S_3 B_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta F_1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (28)$$

$$\begin{bmatrix} \Delta L_1 \\ \Delta L_2 \\ \Delta L_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_1 B_{11} \Delta F_1 \\ S_2 B_{21} \Delta F_1 \\ S_3 B_{31} \Delta F_1 \end{bmatrix} \quad (29)$$

که در آن، ΔL تغییر در اشتغال، $\hat{S}$ ماتریس ضرایب مستقیم اشتغال (حاصل تقسیم تعداد افراد شاغل در هر منطقه به ستانده کل منطقه) می‌باشد (میلر و بلر، ۲۰۰۹).

۴-۵. پایه های آماری

در این مقاله، برای تهیه داده‌های مربوط به ستانده، اشتغال و مصرف واسطه‌ای، از حساب‌های منطقه-ای مرکز آمار ایران (جداول ۱۵۵ کالا در ۸۲ بخش) استفاده شده است که با ادغام ۱۵۵ گروه کالا، یک جدول متقارن ۲۰ بخشی برآورد، و با حذف واردات واسطه‌ای از ماتریس مبادلات، در نهایت جدول داده-ستانده داخلی محاسبه شده است. ۲۰ بخش اقتصادی در جدول (۲) معرفی شده‌اند.

جهت محاسبه فاصله بین مناطق، میانگین حسابی از فاصله زمینی بین مناطق محاسبه شده است که شهرستان اصفهان با سایر شهرستان‌های استان (شامل ۲۳ شهر) و مرکز هر یک از ۳۰ استان کشور و همچنین فاصله زمینی هر یک از شهرستان‌های استان با مرکز هر یک از ۳۰ استان دیگر محاسبه شده است که این فواصل، از وبگاه "با حساب" ۱ به‌دست آمده‌اند.

داده‌های مربوط به هزینه‌های حمل‌ونقل و هزینه اجاره املاک و مستغلات، از فصل هزینه و درآمد خانوار (فصل ۲۱) سالنامه آماری استان اصفهان سال ۱۳۹۵، استخراج شده است.

جدول ۲: عناوین بخش‌های اقتصادی در جدول داده-ستانده منطقه‌ای

Table 2: Titles of economic sectors in the regional input-output table

بخش	عنوان	بخش	عنوان	بخش	عنوان	بخش	عنوان
۱	کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری	۶	ساختمان	۱۱	فعالیت‌های مالی و بیمه	۱۶	آموزش
۲	استخراج معدن	۷	عمده فروشی و خرده فروشی	۱۲	فعالیت‌های املاک و مستغلات	۱۷	فعالیت‌های سلامت و مددکاری اجتماعی
۳	تولید صنعتی (ساخت)	۸	حمل‌ونقل و انبارداری	۱۳	فعالیت‌های حرفه‌ای، علمی و فنی	۱۸	هنر، سرگرمی و تفریح
۴	تأمین برق، گاز، بخار و تپهویه هوا	۹	فعالیت‌های خدماتی مربوط به تأمین جا و غذا	۱۴	فعالیت‌های اداری و خدمات پشتیبانی	۱۹	سایر فعالیت‌های خدماتی
۵	آبرسانی، مدیریت پسماند، فاضلاب و تصفیه	۱۰	اطلاعات و ارتباطات	۱۵	اداره امور دفاعی و تأمین اجتماعی	۲۰	فعالیت‌های نامشخص

مأخذ: نتایج پژوهش

۵. تحلیل نتایج پژوهش

ساختار جدول داده-ستانده چندمنطقه‌ای، می‌تواند اطلاعات زیادی در رابطه با اثر ایجاد یک شوک در منطقه بر سایر مناطق را به‌دست دهد. به عنوان مثال، تغییر در میزان رفت‌وآمد کارگران و در پی آن، تغییر در هزینه حمل‌ونقل و هزینه اجاره املاک و مستغلات در شهرستان اصفهان، باعث تغییر در تولید و اشتغال در این منطقه و سایر مناطق خواهد شد. جداول (۳) تا (۸)، اثرات این تغییر را نشان می‌دهند.

جدول ۳: تغییرات تولید منطقه‌ای ناشی از کاهش هزینه حمل‌ونقل (ارقام به هزار ریال)
 Tabel 3: Changes in regional production due to reduced transportation costs (in thousand Rials)

بخش	شهرستان اصفهان	رتبه	سایر شهرستان‌های استان اصفهان	رتبه	سایر استان‌ها	رتبه
۱	-۲۱۵,۴۵۹	۸	-۱,۰۰۵	۱۰	-۳۳۰	۱۰
۲	-۴۳۰,۰۶۸	۱۶	-۳۰۰	۱۶	-۱۰۰	۱۶
۳	-۱۲,۱۴۰,۱۵۲	۲	-۱۱۱,۵۳۳	۲	-۳۷,۶۹۲	۲
۴	-۹۴۲,۸۸۹	۴	-۸,۵۸۳	۴	-۲,۸۹۸	۴
۵	-۵۹,۳۰۴	۱۴	-۳۴۵	۱۵	-۱۱۰	۱۵
۶	-۶۲,۵۷۸	۱۳	-۵۹۳	۱۳	-۲۰۰	۱۳
۷	-۲,۶۳۵,۵۱۵	۳	-۲۴,۱۵۵	۳	-۸,۱۵۹	۳
۸	-۵۸,۷۹۲,۴۶۹	۱	-۵۶,۱۱۷,۶۵۰	۱	-۵۶,۰۹۹,۴۹۰	۱
۹	-۱۶۹,۲۲۲	۱۰	۱,۸۴۷	۸	-۶۲۵	۸
۱۰	-۱۰۲,۲۸۴	۱۲	-۸۸۰	۱۱	-۲۹۵	۱۱
۱۱	-۶۵۷,۸۶۲	۵	-۶,۲۴۱	۵	-۲,۱۰۷	۵
۱۲	-۲۴۵,۳۹۶	۶	-۷۷۶	۱۲	-۲۴۲	۱۲
۱۳	-۱۶۲,۴۸۲	۱۱	-۱,۳۵۱	۹	-۴۵۴	۹
۱۴	-۲۳۳,۷۱۸	۷	-۲,۶۲۸	۶	-۸۹۱	۶
۱۵	-۲۰,۳۴۴	۱۹	-۲۲۲	۱۹	-۷۵	۱۸
۱۶	-۲۹,۹۲۶	۱۷	-۲۶۵	۱۷	-۸۹	۱۷
۱۷	-۵۸,۲۵۶	۱۵	-۴۷۶	۱۴	-۱۶۰	۱۴
۱۸	-۲۶,۹۹۵	۱۸	-۲۲۴	۱۸	-۷۵	۱۹
۱۹	-۱۸۷,۰۵۱	۹	-۱,۹۸۴	۷	-۶۷۱	۷
۲۰	-۴۲۶	۲۰	-۲	۲۰	-۱	۲۰
جمع	-۷۶,۷۸۵,۴۰۷		-۵۶,۲۸۱,۰۷۰		-۵۶,۱۵۴,۶۷۳	

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس نتایج محاسبات انجام شده در جدول ۳، یک کاهش در هزینه حمل‌ونقل در شهرستان اصفهان، سبب تغییراتی در تولید هر سه منطقه مورد مطالعه می‌شود:

* در هر سه منطقه، بخش حمل‌ونقل با بیشترین کاهش تولید همراه است.
 * در هر سه منطقه، پس از بخش حمل‌ونقل، به ترتیب، بیشترین کاهش تولید در بخش تولیدات صنعتی؛ فعالیت‌های عمده‌فروشی و خرده‌فروشی؛ تامین برق، گاز و تهویه هوا؛ و فعالیت‌های مالی و بیمه رخ می‌دهد.

* اگرچه در شهرستان اصفهان کاهش در هزینه‌های املاک و مستغلات، رتبه ششم را دارد، اما در دو منطقه دیگر، کاهش در هزینه املاک و مستغلات، رتبه ۱۲ را به خود اختصاص می‌دهد.

* کمترین تأثیر در هر سه منطقه، مربوط به کاهش هزینه‌های هنر، سرگرمی و تفریح؛ اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی؛ و سایر فعالیت‌های نامشخص می‌باشد.

* کاهش تولید ابتدا به شهرستان اصفهان که مبدأ ایجاد شوک است، تحمیل شده و سپس تولید سایر شهرستان‌های اصفهان که در مجاورت بیشتر با شهرستان اصفهان هستند و در نهایت، تولید سایر استان‌های کشور تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

* در مجموع، یک کاهش در هزینه‌های حمل‌ونقل، به میزان ۵۶۰۹۰۱۹۵ هزار ریال در شهرستان اصفهان، باعث کاهش تولید به میزان ۱۸۹۲۲۱۱۵۰ هزار ریال در کل اقتصاد کشور می‌شود.

جدول ۴: تغییرات تولید منطقه‌ای ناشی از افزایش اجاره املاک و مستغلات (ارقام به هزار ریال)

Tabel 4: Changes in regional production due Increase in real estate rents
(in thousand Rials)

رتبه	سایر استان‌ها	رتبه	سایر شهرستان‌های استان اصفهان	رتبه	شهرستان اصفهان	بخش
۱۴	۶۷	۱۴	۱۴۵	۱۰	۴۹۲۹	۱
۱۵	۵۳	۱۵	۱۰۸	۱۶	۱۳۶۳	۲
۳	۱۶۱۴۹	۳	۳۲۸۰۶	۲	۳۴۹۰۴۲	۳
۷	۵۱۹	۷	۱۰۶۷	۷	۱۴۸۳۱	۴
۱۱	۱۳۶	۱۱	۲۸۰	۱۴	۲۸۱۲	۵
۲	۱۷۵۴۷	۲	۳۵۳۹۰	۳	۲۰۱۶۲۹	۶
۵	۴۸۴۸	۵	۹۸۳۵	۵	۹۱۲۲۸	۷
۶	۴۸۳۷	۶	۹۸۰۴	۶	۹۰۹۵۳	۸
۱۳	۹۸	۱۳	۲۰۲	۱۵	۲۴۶۲	۹
۸	۲۳۸	۸	۴۹۱	۹	۵۸۷۳	۱۰
۴	۱۳۲۵۳	۴	۲۶۸۰۱	۴	۱۷۰۱۵۰	۱۱
۱	۲۰۹۰۴۷۶۶	۱	۲۰۹۲۰۷۱۰	۱	۲۰۰۷۰۹۳۷	۱۲
۱۲	۱۱۴	۱۲	۲۵۴	۸	۹۹۹۲	۱۳
۹	۲۱۶	۹	۴۴۱	۱۱	۴۰۰۲۹	۱۴
۱۹	۱	۱۹	۳	۱۹	۲۳۱	۱۵
۱۷	۲۵	۱۷	۵۳	۱۷	۹۲۸	۱۶
۱۶	۴۱	۱۶	۹۳	۱۳	۲۹۳۸	۱۷
۱۸	۱۶	۱۸	۳۳	۱۸	۴۸۵	۱۸
۱۰	۱۸۰	۱۰	۳۶۹	۱۲	۳۷۰۲	۱۹
۲۰	۱	۲۰	۱	۲۰	۱۲	۲۰
۲۰۹۶۳۰۱۱۴		۲۱۰۰۳۸۸۹۳		۲۲۰۰۲۸۵۳۵		جمع

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۴، تغییرات تولید ناشی از تأثیر افزایش هزینه اجاره املاک و مستغلات در شهرستان اصفهان را در مناطق مورد مطالعه نشان می‌دهد:

* در هر سه منطقه، بخش اجاره املاک و مستغلات، با بیشترین افزایش تولید همراه بوده و به ترتیب، بیشترین تأثیر بر روی شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌ها و سایر استان‌های کشور ایجاد می‌شود.

* در هر سه منطقه، بخش‌های فعالیت‌های نامشخص، اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی؛ هنر، سرگرمی و تفریح؛ و آموزش، به ترتیب، با کمترین افزایش تولید مواجه می‌گردند.

* بخش تولید صنعتی و ساختمان، پس از بخش اجاره املاک و مستغلات، بیشترین افزایش تولید را در هر سه منطقه دارند.

* اثر شوک در مجموع سبب افزایش تولید به میزان ۶۴۰۳۰۵۴۲ هزار ریال در کل اقتصاد کشور می‌شود.

جدول ۵: اثر کاهش هزینه حمل‌ونقل بر اشتغال منطقه‌ای

Tabel 5: The effect of reducing transportation costs on regional employment

بخش	شهرستان اصفهان	رتبه	سایر شهرستان‌های استان اصفهان	رتبه	سایر استان‌ها	رتبه
۱	-۳۰	۶	-۱	۴	-۱	۳
۲	-۱۳	۱۱	-۱	۴	-۱	۳
۳	-۵۲۲	۲	-۵	۲	-۲	۲
۴	-۱۹	۹	-۱	۴	-۱	۳
۵	-۲۰	۸	-۱	۴	-۱	۳
۶	-۱۲	۱۲	-۱	۴	-۱	۳
۷	-۳۱۵	۳	-۳	۳	-۲	۲
۸	-۷۶۶۵	۱	-۷۳۱۶	۱	-۸۲۷۹	۱
۹	-۱۸	۱۰	-۱	۴	-۱	۳
۱۰	-۲۳	۷	-۱	۴	-۱	۳
۱۱	-۶۵	۵	-۱	۴	-۱	۳
۱۲	-۲	۱۸	-۱	۴	-۱	۳
۱۳	-۱۹	۹	-۱	۴	-۱	۳
۱۴	-۲۰	۸	-۱	۴	-۱	۳
۱۵	-۴	۱۶	-۱	۴	-۱	۳
۱۶	-۸	۱۴	-۱	۴	-۱	۳
۱۷	-۵	۱۵	-۱	۴	-۱	۳
۱۸	-۳	۱۷	-۱	۴	-۱	۳
۱۹	-۸۰	۴	-۱	۴	-۱	۳
۲۰	-۱۱	۱۳	-۱	۴	-۱	۳
جمع	-۸۸۵۴		-۷۳۴۱		-۸۳۰۰	

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۵، تغییرات حاصل از کاهش در هزینه حمل‌ونقل در شهرستان اصفهان بر اشتغال هر سه منطقه را اندازه‌گیری می‌کند:

* در هر سه منطقه، بخش حمل‌ونقل و انبارداری، رتبه اول از نظر کاهش اشتغال در بین همه بخش‌ها را دارد. بخش تولید صنعتی؛ بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی؛ و سایر فعالیت‌های خدماتی از لحاظ کاهش اشتغال، در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند.

* در شهرستان اصفهان، به ترتیب، در بخش‌های فعالیت‌های املاک و مستغلات، هنر، سرگرمی و تفریح؛ و اداره امور عمومی، دفاع و تأمین اجتماعی، با کمترین کاهش اشتغال روبرو خواهند بود.

* بر خلاف شهرستان اصفهان که در همه بخش‌ها با کاهش اشتغال روبرو می‌شود، در سایر شهرستان‌ها و سایر استان‌های کشور، به استثنای بخش‌های حمل‌ونقل و انبارداری؛ تولید صنعتی؛ و بخش عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، تغییر محسوسی در اشتغال ایجاد نمی‌شود.

* اثر این شوک در مجموع سبب کاهش اشتغال به میزان ۲۴۴۹۵ نفر در کل اقتصاد کشور می‌گردد.

جدول ۶: اثر افزایش هزینه اجاره املاک و مستغلات بر اشتغال منطقه‌ای

Tabel 6: The effect of increasing real estate rental costs on regional employment

ردیف	شهرستان اصفهان	رتبه	سایر شهرستان‌های استان اصفهان	رتبه	سایر استان‌ها	رتبه
۱	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۲	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۳	۱۵	۴	۲	۴	۱	۳
۴	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۵	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۶	۳۸	۲	۷	۲	۴	۲
۷	۱۱	۶	۲	۴	۱	۳
۸	۱۲	۵	۲	۴	۱	۳
۹	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۱۰	۲	۷	۱	۵	۱	۳
۱۱	۱۷	۳	۳	۳	۱	۳
۱۲	۱۲۱	۱	۱۲۰	۱	۱۳۹	۱
۱۳	۲	۷	۱	۵	۱	۳
۱۴	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۱۵	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۱۶	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۱۷	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۱۸	۱	۸	۱	۵	۱	۳
۱۹	۲	۷	۱	۵	۱	۳
۲۰	۱	۸	۱	۵	۱	۳
جمع	۲۳۱		۱۵۰		۱۶۱	

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۶، اثر افزایش در هزینه اجاره املاک و مستغلات بر شهرستان اصفهان را در اشتغال

مناطق سه‌گانه نشان می‌دهد:

* در هر سه منطقه، تقریباً همه بخش‌ها با افزایش اشتغال مواجه خواهند بود.

* در هر سه منطقه، بیشترین افزایش اشتغال، به ترتیب، مربوط به بخش فعالیت‌های املاک و

مستغلات؛ بخش ساختمان؛ فعالیت‌های مالی و بیمه؛ و سپس تولید صنعتی می‌باشد. اما در

سطح اشتغال سایر بخش‌های سایر شهرستان‌ها و سایر استان‌های کشور، تغییر محسوسی ایجاد

نمی‌شود.

* اثر شوک در مجموع، سبب افزایش اشتغال به میزان ۵۴۲ نفر در کل اقتصاد کشور می‌شود.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به پیچیدگی و زمان‌بر بودن تهیه جداول داده-ستانده منطقه‌ای به روش آماری، جدول داده-ستانده سه منطقه‌ای مورد نظر این پژوهش، به روش غیرآماری و با استفاده از روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه، برای سه منطقه شهرستان اصفهان، سایر شهرستان‌های اصفهان و سایر استان‌های کشور برآورد شده است. با توجه به ویژگی استان اصفهان به عنوان یکی از قطب‌های صنعتی کشور و دارا بودن تعداد زیادی از صنایع و کارخانجات و کارگاه‌های کوچک و بزرگ صنعتی و جابه‌جایی روزانه تعداد زیادی از کارگران بین محل کار و محل سکونت، این استان به عنوان مطالعه موردی انتخاب شده است. براساس مباحث مطرح شده، نتایج حاصل از پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

* روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه به‌طور همزمان اندازه بخش عرضه‌کننده، اندازه بخش تقاضاکننده، اندازه کل اقتصاد و فاصله را در نظر می‌گیرد و قابلیت برآورد ضرایب تجارت بین منطقه‌ای را دارا می‌باشد.

* نتایج به‌دست آمده از این پژوهش، نشان می‌دهد، ایجاد یک شوک در یک بخش از اقتصاد یک منطقه، بر تولید و اشتغال سایر بخش‌های این منطقه و سایر مناطق دیگر اثرگذار است که می‌تواند در سیاستگذاری‌ها و تصمیم‌گیری‌های برنامه‌های راهبردی کشور مورد توجه قرار گیرد.

* کاهش در هزینه حمل‌ونقل در شهرستان اصفهان، سبب کاهش تولید در هر سه منطقه می‌شود و بیشترین تأثیر را بر بخش تولیدات صنعتی و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی و کمترین تأثیر را بر بخش هنر و سرگرمی و تفریح دارد. به همین ترتیب، کاهش در هزینه حمل‌ونقل در شهرستان اصفهان، سبب بیشترین کاهش اشتغال در بخش تولیدات صنعتی و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی می‌شود. بنابراین، می‌توان هزینه‌های صرفه‌جویی شده در بخش حمل‌ونقل را در بخش تولیدات صنعتی و عمده‌فروشی و خرده‌فروشی وارد کرد.

* افزایش هزینه املاک و مستغلات، سبب افزایش تولید در هر سه منطقه می‌شود. بخش‌های ساختمان و تولیدات صنعتی، با بیشترین افزایش تولید همراه هستند. نکته مورد توجه این است که با افزایش هزینه املاک و مستغلات، اشتغال ابتدا در بخش ساختمان و سپس در بخش فعالیت‌های مالی و بیمه به شدت افزایش می‌یابد و سپس بخش تولیدات صنعتی و حمل و نقل با افزایش اشتغال روبرو خواهند بود.

* با توجه به اینکه مطالعات اقتصادی شهری و منطقه‌ای، فاقد چهارچوب مدل‌سازی است که ترکیبی از همه ابعاد رفت و آمد، هزینه حمل‌ونقل، هزینه اجاره املاک، تولید و اشتغال باشد، مطالعه فریرا و همکاران (۲۰۱۷)، اولین مطالعه‌ای است که جدول داده-ستانده را برای مطالعه رفت‌وآمد و تأثیرات چند بعدی آن بر اقتصاد به کار گرفته است. در این پژوهش، اثرات کاهش رفت‌وآمد بر ساختار مصرف خانوار، توزیع درآمد، تولید، اشتغال و آلودگی محیط زیست بررسی شده است که متأسفانه به دلیل فقدان آمارهای لازم در سطح استانی در ایران، تنها می‌توان اثر

شوک تقاضا بر تولید و اشتغال را محاسبه کرد و تغییرات ساختار مصرف خانوارها و تغییر توزیع درآمد بین شهروندان قابل بررسی نیست.

در پایان، پیشنهاد می‌شود، اثر این شوک بر سایر متغیرهای اقتصاد، نظیر تأثیر کاهش رفت‌وآمد بر میزان صرفه‌جویی در مصرف انرژی و سوخت‌های فسیلی، کاهش آلودگی و انتشار گازهای گلخانه‌ای؛ کاهش تعداد تصادفات جاده‌ای؛ کاهش هزینه‌های بهداشتی و درمانی؛ کاهش ترافیک روزانه به‌خصوص در زمان‌های اوج رفت‌وآمد و صرفه‌جویی در زمان نیز مورد بررسی قرار گیرد.

این پژوهش، تنها تغییرات ناشی از تقاضای نهایی را بررسی می‌کند. کاهش طول سفر، سبب افزایش اوقات فراغت کارکنان می‌شود که تمام یا بخشی از آن می‌تواند در تولید مورد استفاده قرار گیرد که در یک مطالعه طرف عرضه، قابل بررسی خواهد بود. همچنین کاهش هزینه حمل‌ونقل، می‌تواند به عنوان افزایش درآمد خانوار تعریف شود که بر مصرف خانوارها از سایر کالاها و خدمات اثرگذار خواهد بود که در مطالعات بعدی می‌تواند تحلیل و بررسی گردد.

سپاسگزاری: مقاله مستخرج از رساله دکترای علوم اقتصادی با عنوان " اثرات اقتصادی ناشی از تغییر الگوی رفت‌وآمد در شهرستان اصفهان (رویکرد داده- ستانده سه منطقه‌ای، روش ترکیبی سهم مکانی-جاذبه)" در دانشگاه مازندران است و نگارندگان وظیفه خود می‌دانند که از کمک‌های مادی و معنوی دانشگاه جهت انجام این پژوهش قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: در نگارش این مقاله اصول اخلاقی از جمله رفرنس دهی مناسب، پرهیز از سرقت ادبی و رعایت دستورالعمل‌های مجله موردنظر تا حد امکان رعایت شده است.

تعارض منافع: در نگارش این مقاله تضاد منافع وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۲۵ درصد)، نویسنده دوم (۵۰ درصد) و نویسنده سوم (۲۵ درصد).

منابع مالی / حمایت‌ها: نگارش این مقاله توسط نویسنده دوم تامین مالی شده است.

References

- Anderson, J. E. (2011). The Gravity model. *Annual Review of Economics*. 3(1), 133-160.
- Anderson, J. E. and Van Wincoop, Eric. (2004). Trade costs. *NBER Working Paper* No. w10480, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=541705>.
- Anderson, J.E. (2016). *The Gravity Model of Economic Interaction*. Boston College and NBER.
- Baranova, V. (2008). *Essays on International Trade*. Clemson University, All Dissertations, P. 209.
- Boero, R., Edwards, B. and Rivera, M. (2018). Regional input-output tables and trade flows: An integrated and interregional non-survey approach. *Regional Studies*, 52(2), 225-238.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran website (1400). [In Persian] <http://www.cbi.ir>
- Coyle J.J., Bardi, E.J., & Langley, C.J. (2003). *Management of Business Logistics: A Supply Chain Perspective*. South-Western College. Ohio.
- Crozet M. and P. Koenig (2008). Structural Gravity equations with intensive and extensive margins. *CEPII Working Paper*. No 30.
- Ferreira, J. P., E. Barata, P. Ramos and Luis Cruz. (2017). The opportunity costs of commuting: The value of a commuting satellite account framework with an example from Lisbon Metropolitan Area. *Journal of Economic Systems Research*. <https://ideas.repec.org/a/taf/ecsyst/v30y2018i1p105-119.html>
- Flegg, A., Y. Hawng, & T. Tohmo. (2014). *Cross-Hauling And Regional Input-Output Tables: The Case of the Province Hubei, China*. University of the West of England: Faculty of Business and Law.
- Head, K. (2003). *Gravity For Beginners*. University of British Columbia.
- Head, K. and Mayer, T. (2013). Gravity equations: Workhorse, toolkit, and cookbook. *CEPII Working Paper* No. 2013, 27.
- Herrera, E.G. and Baleix, J.M. (2016). Are estimation techniques neutral to estimate Gravity equations? An application to the impact of EMU on third countries' exports. <https://www.etsg.org/ETSG2009/papers/gomez.pdf>
- Iran Statistics Center website. (2022). <http://www.amar.org.ir> [In Persian]
- James, E. Anderson. (1979). Theoretical foundation for the Gravity equation. *The American Economic Review*, Vol. 69.
- Krebs, O. (2018). RIOTs in Germany-constructing an interregional input-output table for Germany. *BGPE Discussion Paper*, No. 182.
- Kocslan, G. (2017). The role of distance in the Gravity Model: From the view of Newton, International Economics and Quantum Mechanics. *Neuro Quantology*, 15(2), 208-214.
- Leamer, E. and Stern, R. (1971). Quantitative international economics. *Journal of International Economics*, 1(3), 359-361.
- Leontief, W. and Strout, A. (1963). *Multiregional Input-Output Analysis*. in TiborBarna (ed.), *Structural Interdependence and Economic Development*. London.

- Leontief, Wassily, Alison Morgan, Karen Polenske, David Simpson and Edward Tower. (1965). The economic impact-industrial and regional-of an arms cut. *Review of Economics and Statistics*, 47, 217-241.
- Lindall, Scott, Doug Olson and Greg Alward. (2006). Deriving multi-regional models using the IMPLAN national trade flows model. *Journal of Regional Analysis and Policy*, 36, 76-83.
- Mi, Z., Meng, J., Zheng, H., Shan, Y., Wei, Y. and D. Guan. (2018). A multi-regional input-output table mapping China's economic outputs and interdependencies in 2012. *Scientific Data*, 5(1), 1-12.
- Miller, R.E. and P.D. Blair. (2009). *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions: Second edition*. Cambridge University Press.
- Moses, Leon N. (1955). The stability of interregional trading patterns and input-output analysis. *American Economic Review*, 45, 803-832.
- Nasrollahi, Z., & Zarei, M. (2017). Introduction and evaluation of the method of specific industry Felegg location quotient (SFLQ) (In the regionalization of national input-output tables). (Case study: Yazd province). *Economic Researches and Regional Development*, 24, 112-140. [In Persian]
- Ngo, T.W. Jazayeri A. and Richardson H.W. (1986). Regional policy simulations with an interregional input-output model of the Philippines. *Regional Studies*, 21(2), 121-130.
- Sadraei, S. (2007). Educational booklet identifying travel demand management methods in urban transportation. Office of Transport and Secretariat of the Supreme Council of Traffic Coordination of the Cities of the Country. *The Third Training Course for Teachers of Traffic Councils*, Tehran. [In Persian]
- Shadabfar, E. and Bazzazan, F. (2020). Estimating of Iran's Interregional Trade with Charm Method". *Quarterly Journal of Business Research*, 91, 31-64. [In Persian]
- Starck, Sc.T. (2012). *The Theoretical Foundation of Gravity Modeling: What Are The Developments That Have Brought Gravity Modeling Into Mainstream Economics?*. Published Master Thesis, Denmark.
- Statistical Yearbook of Isfahan Province. (2017). Management and Planning Organization of Isfahan Province, Deputy of Statistics and Information. [In Persian]
- Tarahomi, F., Bazzazan, F. and Farsi, F. (2021). Calculating the coefficients of three-regional input-output, the combined combined location quotient-Gravity method. *Scientific Journal (quarterly) of Economic Research and Policies*, 93, 171-201. [In Persian]
- Tinbergen, J. (1962). *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*. The Twentieth Century Fund, New York.

The Impact of Political Instability and Conflict on Economic Growth in Selected Developing and Developed Countries

Mahmoud Sharifpour ¹ , Lotfali Agheli ², Maral Eskandari ³

1. PhD in Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author)
E-mail: Mahmoudsharifpour@modares.ac.ir
2. Associate Professor of Economics, Department of Agricultural Economics, Economic Research Institute, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. E-mail: aghelik@modares.ac.ir
3. Assistant Professor of Economics, North Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: maral.eskandari@srbiau.ac.ir

Abstract

In line with political economy, there exists a close but complex relationship between politics and the guidance of economic groups. In this regard, political instability can lead to economic instability, disrupt the natural course of the economy, and slow down economic growth, which is considered the most important indicator of economic performance. Accordingly, the main objective of the present study is to model the impact of conflict and political instability on economic growth in selected developing and developed countries (Iran, Iraq, Saudi Arabia, Russia, the United States, India, China, and Canada), using the Bayesian Markov-Switching Panel approach over the period 1990–2020. The results indicate that conflict and political instability have negative effects on economic growth in both regimes: -0.1719 and -0.1212 percent in the recession regime, and -0.1581 and -0.1115 percent in the boom regime, respectively. It is noteworthy that these variables are of statistically significant effects in both regimes; however, their impact on economic growth is weaker under boom conditions compared to recession. Furthermore, oil revenues, population growth, foreign direct investment, life expectancy, government consumption, trade, and the governance quality index all exert positive and significant effects on economic growth in both regimes. The economic boom is the dominant regime in this research.

Article information

Review History:

Received: May. 14, 2024

Revised: June. 09, 2024

Accepted: June. 24, 2024

Keywords:

Bayesian Markov switching
model

Conflict

Economic growth

Oil income

Political instability

JEL Classification:

C23, O40, D74

Corresponding Author:

Mahmoudsharifpour@modares.ac.ir

orcid:



Aim and Introduction:

A growing body of research highlights the bidirectional relationship between conflict and economic performance. Findings indicate that economic decline—particularly severe recessions that reduce income levels, exacerbate inequalities, and intensify widespread economic distress—can fuel social unrest and internal conflicts. Periods characterized by a high risk of government collapse are associated with significant lower rates of economic growth compared to more politically stable periods. Although such violent events may not occur frequently, they are prevalent worldwide and have affected numerous countries. The Middle East, in particular, has long been afflicted by internal unrest, persistent conflicts, and intra- and intergovernmental tensions—all of which adversely influence national economies. Political economy literature underscores a complex interplay between political forces and economic direction, suggesting that political instability can disrupt economic continuity and hinder economic growth—a central indicator of national economic performance. Accordingly, the primary objective of this study is to model the effects of political instability and conflict on economic growth in a sample of developing and developed countries, namely Iran, Iraq, Saudi Arabia, Russia, the United States, India, China, and Canada.

Methodology:

This study adopts a descriptive-analytical approach with practical applications, relying on secondary data collected through documentary research. The analytical method employed is the Bayesian Markov Switching Panel Regression, which effectively captures symmetric and asymmetric effects across different economic regimes.

The selected countries—spanning both developed and developing contexts—include Iran, Iraq, and Saudi Arabia, which have historically faced political tension and oil revenue fluctuations, as well as Russia, Canada, the United States, India, and China. The inclusion of India and China reflects their status as major global energy consumers. These countries were selected based on their exposure to international tensions and their substantial influence on the global energy landscape.

The study period covers 1990 to 2020. The Markov switching panel framework enables the model to differentiate the impact of explanatory variables across distinct economic regimes. For instance, political stability may influence economic growth differently during recessionary periods compared to times of economic expansion. The variables of this research include conflict intensity, political instability, oil income, population growth, foreign direct investment, life expectancy, government expenditure, budget deficits, trade openness, and the governance quality index.

Results and Discussion:

The analysis reveals that conflict and economic instability exert statistically significant effects on economic growth across both recession and boom regimes.

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.3, 2025, pp: 103-132

In the recession regime, the coefficients for conflict and instability are 0.17% and 0.12%, respectively, while in the boom regime, they are slightly lower at 0.16% and 0.11%. Although both variables remain significant in both regimes, their influence is more pronounced during recessions, implying that political instability and conflict are more detrimental to growth when the economy is already underperforming.

These findings are consistent with prior research by Ashenfelter and Troeger (2006), Gaybulov and Sandler (2019), and Bart et al. (2021). Additionally, variables such as oil income, population growth, foreign direct investment, life expectancy, government expenditure, trade openness, and governance quality all exhibit positive and statistically significant effects on economic growth in both regimes.

The dominant economic regime identified in the study is the boom regime. Notably, with the exception of Iraq, Iran, and Saudi Arabia, the other countries analyzed have been experiencing economic growth in recent years. This observation underscores the correlation between political stability and sustained economic performance.

Conclusion:

The findings emphasize the critical role of political stability in fostering a robust and resilient economic environment. A stable political climate is not only essential for social cohesion but also serves as a prerequisite for sustainable economic growth and development. Policymakers are thus encouraged to invest in institutional reforms, infrastructure development, and inclusive governance frameworks that enhance citizens' participation in decision-making processes. These measures can significantly contribute to both political stability and long-term economic prosperity in the countries under study.

تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب: رویکرد مدل‌های پانل بیزین مارکوف سوچینگ

محمود شریف‌پور^۱ , لطفعلی عاقلی^۲، مارال اسکندری^۳

۱. فارغ‌التحصیل دکتری اقتصاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
mahmoudsharifpour@modares..ac.ir

۲. دانشیار، پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
aghelik@modares.ac.ir

۳. استادیار، گروه اقتصاد، واحد تهران شمال، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
maral.eskandari@srbiau.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
مطابق با اقتصاد سیاسی، رابطه تنگاتنگ و در عین حال پیچیده‌ای مابین سیاست و هدایت گروه‌های اقتصادی وجود دارد. از این حیث بی‌ثباتی سیاسی، می‌تواند منجر به بی‌ثباتی اقتصادی شود و حرکت طبیعی اقتصاد را دچار اختلال کند و رشد اقتصادی کشور که مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی می‌باشد را کند نماید. بر این اساس، هدف اصلی تحقیق حاضر، مدل‌سازی تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته (ایران، عراق، عربستان سعودی، روسیه، آمریکا، هند، چین و کانادا)، با استفاده از رویکرد پانل مارکوف سوچینگ طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ می‌باشد. بر اساس نتایج، شاخص درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی در رژیم رکود، به ترتیب، ۰.۱۷۱۹- و ۰.۱۲۱۲- درصد و در رژیم رونق، به ترتیب، ۰.۱۵۸۱- و ۰.۱۱۱۵- درصد بر رشد اقتصادی اثر دارند؛ لازم به ذکر است متغیرهای مذکور در هر دو رژیم تأثیر معناداری داشته، اما این متغیرها در شرایط رونق نسبت به رکود، اثر ضعیف‌تری بر رشد اقتصادی دارند. متغیرهای درآمد نفتی، رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، امید به زندگی، مصرف دولتی، تجارت و شاخص کیفیت حکمرانی، اثرات مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم دارند. رژیم غالب در تحقیق حاضر، رژیم رونق اقتصادی بوده است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۵ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۰۴
	کلمات کلیدی: بی‌ثباتی سیاسی درگیری رشد اقتصادی پانل بیزین مارکوف سوچینگ
	طبقه‌بندی JEL: C23, O40, D74
	نویسنده مسئول: mahmoudsharifpour@modares..ac.ir

۱. مقدمه

ویژگی منحصر به فرد دولت‌های رانتی به‌طور کلی، مستقل بودن آن‌ها از جامعه، عدم مالیات‌ستانی و تفکیک منابع است. این دولت‌ها از حیث سیاسی، همواره اقتدارگرا و غیرپاسخگو هستند و سعی دارند بر جامعه مسلط شوند؛ و از حیث اقتصادی نیز عموماً تک‌محصولی بوده و وابسته بودن و دولتی بودن اقتصاد، ویژگی مشترک آن‌ها محسوب می‌شود (مسعود نیا و همکاران، ۱۴۰۲). موضوع مهم در عصر حاضر، تأثیر شرایط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جوامع بر نرخ رشد اقتصادی آن‌ها است و نمی‌توان رشد اقتصادی را فارغ از شرایط اجتماعی، سیاسی و فرهنگی مورد بحث قرارداد.

به‌خصوص در چند دهه اخیر شواهد تجربی بیشتری به تأیید و اثبات موضوع مذکور پرداخته‌اند (لی و یانگ^۱، ۲۰۲۳). شرایط سیاسی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی، سال‌هاست که مورد توجه پژوهشگران حوزه اقتصاد سیاسی قرار گرفته است (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۸).

از موضوعات پرتعداد اقتصاد سیاسی رشد و عوامل بنیادی آن، می‌توان به مواردی همچون، نابرابری و عدالت، استبداد و مردم‌سالاری، اجزای حکمرانی خوب (ازجمله ثبات سیاسی و عدم خشونت، کنترل فساد، حاکمیت قانون، حق اظهارنظر و پاسخگویی، کارآیی و اثربخشی دولت و کیفیت مقررات)، دموکراسی و همچنین اثر آن‌ها بر شرایط اقتصادی (رشد اقتصادی)، اشاره کرد (ابونوری و خانعلی پور، ۱۳۸۹).

نظریات اقتصادی در مورد رابطه بین جنگ و رشد اقتصادی، مبهم است (شن جن و همکاران، ۲۰۲۲)؛ که از یک سو، جنگ سرمایه را از بین می‌برد و نیروی انسانی را به خدمت می‌گیرد. از سوی دیگر، نیروی کار را بسیج می‌کند، تلاش و کوشش را افزایش می‌دهد و بهره‌وری را بالا می‌برد (پلاچک و سواستیانوآ^۲، ۲۰۱۲). منازعات و درگیری‌های داخلی بر اقتصاد، تأثیر منفی می‌گذارد (کولیا^۳ و همکاران، ۲۰۲۲).

شواهد فراوان نشان می‌دهد که بی‌ثباتی سیاسی، نزاع و ناآرامی اجتماعی، بی‌نظمی و درگیری داخلی، تروریسم، جنگ‌های داخلی و بین دولتی، تأثیر منفی بر اقتصاد دارند (بوزولی و همکاران^۴، ۲۰۱۰؛ اقبال و همکاران^۵، ۲۰۲۱؛ اسمیت^۶، ۲۰۱۴). درگیری و بی‌ثباتی سیاسی، پتانسیل تأثیرگذاری بر بازارهای سرمایه را دارند که مستقیماً بر صرف ریسک بازار^۷ مؤثر هستند، نوسانات قیمتی را در

1. Lee and Yang (2023).

2. Polachek & Sevastianova (2012).

3. Kollias (2022).

4. Bozzoli et al. (2010).

5. Iqbal et al. (2021).

6. Smith (2014).

7. Market Risk Premium

بازار را به شدت افزایش می‌دهند و بنابراین، تأثیر نامطلوبی بر ارزیابی دارایی‌ها، تخصیص پورتفولیو و تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌گذارند (پولاچک و سواستیانووا، ۲۰۱۲؛ برون و همکاران، ۲۰۱۵؛ عجم اوغلو و همکاران، ۲۰۱۸؛ گیدولین و لا فرارا، ۲۰۱۰).

در واقع، در صورت وجود عدم اطمینان و بی‌ثباتی سیاسی اجتماعی ناشی از درگیری‌های داخلی و ناآرامی‌های اجتماعی، سرمایه‌گذاران ممکن است در انتظارات و استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود تجدید نظر کنند. با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری در سطح جهانی به عنوان موتور رشد در نظر گرفته می‌شود، رویدادهایی که از طریق کاهش اعتماد و افزایش عدم اطمینان باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شوند، آشکارا مانع رشد اقتصادی یا تأخیر در آن می‌شوند (کولیس و همکاران، ۲۰۲۲). وسعت و طول مدت پیامدهای اقتصادی، هم بر اساس نوع رویداد و هم، با توجه به ویژگی‌های نهادی و سایر ویژگی‌های سیاسی کشور تعیین می‌شود، به‌طوری‌که کشورهای ضعیف‌تر از نظر نهادی، تمایل به تجربه تأثیر منفی اقتصادی نسبتاً بزرگ‌تری دارند (هادزی واسکوف، ۲۰۲۱). همچنین، میزان و مدت تأثیر منفی اقتصادی به شدت رویدادها، مدت زمان آن‌ها و همچنین چهارچوب نهادی و اثربخشی پاسخ‌های مقامات سیاسی آن‌ها بستگی دارد (اشنایدر و تروگر، ۲۰۰۶؛ گایبولوف و سندلر، ۲۰۱۹؛ بارت و همکاران، ۲۰۲۱).

پیوند بین درگیری و نزاع با اقتصاد، می‌تواند دو طرفه باشد. کاهش عملکرد اقتصادی به‌ویژه رکودهای شدید اقتصادی که باعث کاهش شدید درآمد، افزایش نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی و منجر به مشکلات اقتصادی گسترده می‌شود، می‌تواند به‌عنوان عواملی که باعث ناآرامی‌های اجتماعی و دامن زدن به نزاع‌های داخلی شود، عمل کند (پاسونن، ۲۰۲۰؛ پونتچلی و وث، ۲۰۲۰؛ واینبرگ و باکر، ۲۰۱۵، ۱۱؛ ویزل، ۲۰۱۵، ۱۲). در دوره‌هایی با تمایل زیاد فروپاشی دولت، رشد اقتصادی در مقایسه با دوره‌هایی که چنین بی‌ثباتی و عدم اطمینان در مورد ثبات دولت وجود ندارد، به‌طور قابل توجهی پایین‌تر است (کولیس و همکاران، ۲۰۲۲).

1. Polachek & Sevastianova (2012).

2. Brune et al. (2015).

3. Acemoglu et al. (2018).

4. Guidolin & La Ferrara (2010).

5. Hadzi-Vaskov et al. (2021).

6. Schneider & Troeger (2006).

7. Gaibulloev & Sandler (2019).

8. Barrett et al. (2021).

9. Paasonen (2020).

10. Ponticelli & Voth (2020).

11. Weinberg & Bakker (2015).

12. Weezel (2015).

رویدادهای خشونت آمیز در همه جا وجود داشته و بسیاری از کشورها تحت تأثیر آن قرار دارند. کشورهای خاورمیانه جزو مناطقی هستند که همواره از ناآرامی‌های داخلی، نزاع‌ها و درگیری‌های درون و بین دولتی با تأثیر همزمان بر اقتصاد ملی‌شان رنج می‌برند (ابومراد و الشیاب، ۱، ۲۰۱۹؛ ورث، ۲، ۲۰۱۶؛ کوستالی و همکاران، ۳، ۲۰۱۷؛ سويدن، ۴، ۲۰۱۶).

به نظر می‌رسد سازوکار اثرگذاری شاخص‌های ثبات سیاسی به سطح و وضعیت رشد اقتصادی وابسته باشد، و رگرسیون پانل بیزین مارکوف سویچینگ^۵ قادر است اثرات متقارن و نامتقارن را در رژیم‌های اقتصادی مختلف به خوبی مشخص کند. برای مثال، ممکن است اثر متغیرهای توضیحی و ثبات سیاسی در یک رژیم اقتصادی، متفاوت از یک رژیم دیگر باشد؛ بنابراین، نتایج این مطالعه می‌تواند به سیاست‌گذاران دولتی در زمینه رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب کمک قابل توجهی کند. در پژوهش حاضر، تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر نرخ رشد اقتصادی در کشورهای منتخب متکی بر رانت نفتی، در دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۰ با روش داده‌های پانلی بیزین مارکوف سویچینگ مورد آزمون تجربی قرار می‌گیرد. در این تحقیق، از خاورمیانه، کشورهای ایران، عراق و عربستان سعودی که به درآمدهای نفتی وابسته‌اند، انتخاب شدند و از کشورهای مؤثر در تنش‌های جهانی، روسیه، کانادا، ایالات متحده، هند و چین که نقش مهمی در تولید و مصرف انرژی جهانی دارند، به عنوان نمونه انتخاب شدند. علت انتخاب این کشورها، بالا بودن سطح درگیری و بی‌ثباتی سیاسی در آن‌ها است.

این پژوهش، در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. بخش دوم، به مرور ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و پیشینه پژوهش، اختصاص دارد؛ در بخش سوم، روش پژوهش معرفی می‌شود؛ در بخش چهارم، نتایج برآورد الگو، و بخش پایانی، پیشنهادها ارائه می‌گردد.

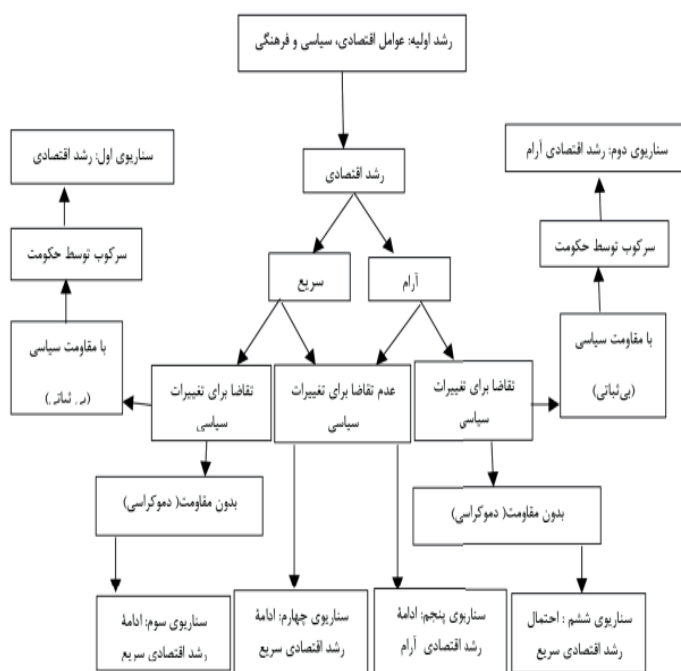
۲. مبانی نظری

مدل‌های رشد نئوکلاسیک، مانند سولو^۶ (۱۹۵۶)، نیروهایی چون سرمایه‌گذاری خصوصی، رشد جمعیت، پیشرفت برونزای فناوری و سطح اولیه درآمد سرانه را از متغیرهای مؤثر بر رشد برشمرده است. در نگاهی متفاوت، ادبیات رشد درونزا با بهره‌گیری از تصریح‌های تجربی و مدل‌های کلان اقتصادی تک معادله‌ای برای داده‌های مقطعی از کشورهای مختلف (و یا مناطق مختلف)، فرضیه‌های جدیدی را مطرح کرده است. در این مدل‌ها، عواملی چون نیروهای سیاسی، عوامل سیاسی-اقتصادی، انباشت دانش یا شاخص‌های نهادی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است.

1. Abu Murad & Alshyab (2019).
2. Worth (2016).
3. Costalli et al. (2017).
4. Sweidan (2016)
5. Panel Bayesian Markov Switching
6. Solow (1956).

درگیری و ناآرامی اجتماعی به عنوان وقوع رویدادهایی تعریف می‌شوند که به عنوان اعتراضات، شورش‌ها و سایر اشکال بی‌نظمی و درگیری مدنی تعریف می‌شوند (بارت و همکاران، ۲۰۲۰). تأثیر چنین آشفتگی اجتماعی و اعتراضات مدنی توده‌ای، به ندرت به حوزه سیاسی محدود می‌شود. این آشفتگی‌ها از طریق کانال‌های مختلف از جمله بازارهای سرمایه و تصمیم‌های سرمایه‌گذاری و با ایجاد عدم قطعیت، به اقتصاد سرایت می‌کنند (ابومراد و الشیاب، ۲۰۱۹؛ آيسن و ویگا، ۲۰۱۳؛ دورست، ۲۰۱۳).

این فرایند در نمودار (۱)، به تصویر کشیده شده است و براساس آن، سناریوهای مختلفی تعریف می‌شود.



نمودار ۱: رابطه بین بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی

Figure 1: The relationship between political instability and economic growth

منبع: گوپتا و همکاران، ۱۹۹۸

از دیدگاه نظری، دو مکتب فکری متفاوت در خصوص ارتباط بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد:

مکتب اول، دیدگاه ناسازگاری است. طرفداران این مکتب معتقدند که سیاست‌های حکومت‌های دموکراتیک نسبت به حکومت‌های غیر دموکراتیک، بیشتر طرفدار فقرا هستند؛ بنابراین توزیع درآمد،

عادلان‌تر است. اثر بازتوزیعی دموکراسی، منجر به اختصاص درآمد ملی به مصرف خصوصی می‌شود که نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد؛ همچنین گروه‌های دموکراتیک در معرض خواسته‌های گروه‌های ذی‌نفع هستند و ناکارآمدی آن‌ها، باعث کاهش درآمد ملی می‌شود (پرزورسکی و لیمونگی، ۱۹۹۳).

مکتب دوم، مکتب سازگاری است. طرفداران این مکتب معتقدند که حاکمان خودکامه، علاقه‌ای به افزودن تولید کل ندارند و در حالی که انحصار سیاسی را به انحصار اقتصادی تبدیل کرده، موجب ناکارایی اقتصادی می‌شوند (پرزورسکی و لیمونگی، ۱۹۹۳). در صورتی که دموکراسی به دنبال افزایش امنیت حقوق مالکیت بوده و با سیستم کنترل و توازن خود، رانت جویی را محدود می‌کند؛ همچنین، نظام دموکراسی با ارائه مکانیسم شفاف و اجرای هرچه بهتر قوانین، ثبات سیاسی را فراهم می‌آورد و عملکرد بهتری نسبت به نظام دیکتاتوری دارد، به‌طوری که نرخ رشد اقتصادی بالاتری دارد (سیگال ۲ و همکاران، ۲۰۰۴).

Error! Reference source not found. که توسط گوپتا، ماداوان و بلی^۳ (۱۹۹۸)، طراحی شده است، می‌تواند تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر نرخ رشد اقتصادی را از طریق تقاضا برای تغییرات سیاسی توضیح دهد. این تقاضا از دو جنبه قابل بررسی است: از منظر نخست، نیاز به تغییرات از ساختار داخلی حاکمیت سیاسی آغاز می‌شود که می‌تواند ناشی از عوامل متعدد همچون ایجاد اختلاف و کشمکش میان سیاستگذاران باشد؛ از منظر دوم، احساس نیاز به اعمال تغییرات از خارج سیستم به ساختار سیاسی تحمیل می‌شود. به عبارتی، حکومت می‌تواند از طریق مشروعیت سیاسی یا تهدید و سرکوب، به ثبات سیاسی دست یابد. سرایت این تشنج و ناآرامی به فضای اجتماعی، تمرکز لازم را برای مدیریت اقتصادی از بین می‌برد و چه‌بسا نوع کنش و تقابل اعتراضی فضای اجتماعی - همچون اعتصابات کارگری را - با بحران‌ها و چالش‌های جدی مواجه سازد؛ بنابراین، بی‌ثباتی سیاسی فارغ از نوع و شدت، باعث هدر رفتن انرژی و پتانسیل‌های به کار گرفته شده در مسیر رشد اقتصاد می‌شود و روند طبیعی نظام اقتصادی را در اثر سوء مدیریت که ناشی از منازعات درون حزبی و برون‌حزبی باشد، منحرف، و سرعت رشد اقتصادی را کند می‌سازد (اصغری‌پور و همکاران، ۱۳۹۲). بی‌ثباتی سیاسی، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود و تأثیر مخربی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان نظیر سرمایه‌گذاری، بیکاری و تورم دارد (جعفری صمیمی و خیره، ۱۳۹۲).

۳. پیشینه پژوهش

با عنایت به اینکه اقتصاد ایران در سه دهه اخیر، کاهش رشد اقتصادی را تجربه کرده است، بخش قابل‌توجهی از مطالعات تجربی در علوم اقتصادی مربوط به تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی در ایران

1. Prezsworski & Limongi (1993).

2. Siegal (2004).

3. Gupta, Madhavan & Blee (1998).

هستند. با این وجود، وجه تمایز مطالعه حاضر با پژوهش‌های خارجی و داخلی مرتبط با نرخ رشد اقتصادی، در آزمون تجربی تأثیر درگیری و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته است. به برخی از مهم‌ترین تحقیقاتی که پیرامون تأثیر فضای سیاسی بر عملکرد اقتصادی انجام شده است، در ذیل اشاره می‌شود.

حشمتی و کیم (۲۰۱۷)، رابطه میان دموکراسی و نرخ رشد اقتصادی را برای ۱۴۴ کشور طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته بررسی کردند. نتایج حاصله نشان داد که دموکراسی، تأثیر مثبت و معناداری بر نرخ رشد اقتصادی دارد.

عاقلی (۲۰۱۸)، عوامل ثبات سیاسی، در منطقه منا را طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۴ بررسی کرده است. در این پژوهش، از روش داده‌های تابلویی استفاده شده و نتایج، حاکی از آن است که ثبات سیاسی ناشی از رانت منابع طبیعی، وضعیت اقتصادی-اجتماعی و کیفیت نهادی است. تخصیص مناسب این رانت به سرمایه‌گذاری‌های تولیدی و تلاش‌های تقویت رفاه و حاکمیت قانون، منجر به ثبات سیاسی در منطقه می‌شود.

نصرت و همکاران (۲۰۱۸)، به بررسی اثر نهادها بر رشد اقتصادی در بازه زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداختند. برای این منظور، کشورها از لحاظ سطح درآمد به سه گروه تقسیم‌بندی شده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان می‌دهد درگیری مسلحانه در کشورهای با درآمد بالا و متوسط، بر رشد اقتصادی اثر نداشته، اما در کشورهایی با درآمد پایین، اثر منفی آن بر رشد اقتصادی تأیید می‌شود.

بر اساس مطالعه وینینگا و ایله^۱ (۲۰۱۸)، بی‌ثباتی‌های سیاسی، نه تنها باعث عدم اطمینان و تأثیر منفی بر عوامل اقتصادی مانند مصرف‌کنندگان و تجار می‌شود، بلکه به ناکارآمدی مؤسسات دامن می‌زند و این امر به نوبه خود، مانع از فعالیت تجاری و اقتصادی می‌شود.

ماتا و همکاران (۲۰۲۱)، استدلال می‌کنند که اعتراض‌های توده‌ای و ناآرامی‌های اجتماعی، می‌تواند توسط عوامل اقتصادی به عنوان نشانه‌ای از امکان تغییر رژیم سیاسی و اقتصادی عمده یا در واقع، اساسی تفسیر شود و این احتمال، تأثیر منفی بر اقتصاد و فعالیت اقتصادی را تشدید می‌کند.

کولیساس و همکاران (۲۰۲۲)، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و ناآرامی اجتماعی در مورد ۲۹ کشور خاورمیانه و آسیای مرکزی طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۰ پرداختند؛ که از رویکرد علیت پانلی برای ارتباط مابین متغیرها بهره گرفته شد. نتایج آزمون‌های علیت، نشان‌دهنده یک رابطه دوسویه قوی بین ناآرامی‌ها و درگیری و رشد اقتصادی است. یافته‌ها از این ادعا حمایت می‌کنند که درگیری‌های داخلی بر عملکرد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد و رکود اقتصادی، می‌تواند باعث نارضایتی و ناآرامی شود.

لوبو^۱ و همکاران (۲۰۲۳)، به بررسی اثرات ناآرامی سیاسی و هزینه‌های زیرساختی دولت بر رشد اقتصادی در جمهوری دموکراتیک کنگو بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰ پرداختند. با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS)، حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده FMOLS^۲، و مدل تصحیح خطای برداری^۳ (VECM)، یک رابطه مثبت بین هزینه‌های زیرساختی و رشد اقتصادی بلندمدت حاصل شد؛ همچنین نتایج، بیانگر این واقعیت بود که ناآرامی‌های سیاسی بر هزینه‌های زیرساختی تأثیر دارد؛ که به طور مستقیم و غیرمستقیم بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد.

شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۳)، اثر ثبات سیاسی را بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ بررسی کردند. در این مطالعه، از روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده شده که نتایج مطالعه، حاکی از اثر مثبت و معنادار شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی در هر دو گروه کشورهای مورد مطالعه بود.

عرب مازار و همکاران (۱۳۹۷)، به بررسی اقتصاد سیاسی رشد و تأثیر برخی از عوامل بنیادی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۲ پرداختند. آنان با به کار بستن روش ARDL در قالب ۸ مدل، نشان دادند که متغیرهای بنیادی سیاسی و اجتماعی، در کنار متغیرهای پایه‌ای و بلافاصل بر رشد اقتصادی ایران، تأثیر چشمگیری دارند. متغیرهای مردم سالاری، کیفیت قانون، آزادی اقتصادی، درجه باز بودن اقتصاد، توسعه انسانی و شاخص کل حکمرانی در جهت مستقیم بر رشد اقتصادی در ایران تأثیر می‌گذارند.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۸)، به بررسی اثرگذاری شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۴ پرداختند. برای این منظور، از روش رگرسیون کوانتایل استفاده شده است. آن‌ها برای محاسبه شاخص ثبات سیاسی از پنج مؤلفه درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های نژادی مستخرج از پایگاه داده‌های ریسک بین‌المللی کشورها (ICRG^۴)، استفاده کردند و با توجه به همبستگی بین پنج مؤلفه فوق، از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی در ساخت شاخص ترکیبی ثبات سیاسی استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که شاخص ترکیبی ثبات سیاسی و افزایش دموکراسی در کلیه چندک‌ها اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد؛ بنابراین، برقراری ثبات سیاسی و بهبود سطح دموکراسی، عامل مهمی در رسیدن به رشد اقتصادی پایدار در ایران است.

کشاورز و رضایی (۱۴۰۰)، به بررسی ابعاد و عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی در اقتصاد ایران پرداختند. برای این منظور، علاوه بر تحلیل شاخص‌های بی‌ثباتی (اقتصادی، مالی و سیاسی)، از آزمون علیت گرنجر و مدل خود رگرسیون برداری استفاده شده است. تحلیل شاخص‌های بی‌ثباتی، نشان می‌دهد

1. Lubu (2023).

2. Fully Modified Least Squares

3. Vector Error Correction Model

4. Indicators of Risk Guidance International Countries

بعد از جنگ هر سه شاخص ریسک اقتصادی، مالی و اقتصادی کاهش یافته، اما طی سه دهه اخیر، ریسک سیاسی در کشور افزایش داشته، و ریسک اقتصادی نوسان زیادی تجربه کرده، ولی بدون تغییر بوده و ریسک مالی کاهش یافته است. نتایج آزمون علیت نشان می‌دهد، بی‌ثباتی سیاسی علیت گرنجری، بی‌ثباتی اقتصادی و مالی است؛ همچنین بررسی توابع عکس‌العمل آنی، حاکی از آن است که با افزایش بی‌ثباتی سیاسی، بی‌ثباتی اقتصادی و مالی افزایش می‌یابد.

گل‌خندان و همکاران (۱۴۰۲)، تأثیر چهار شاخص بی‌ثباتی سیاسی شامل «ریسک سیاسی ICRG»، «درگیری مسلحانه»، «ثبات سیاسی و نبود خشونت» و «تعداد حملات تروریستی»، را بر رشد اقتصادی در بین کشورهای منطقه بین‌النهرین طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۱ مطالعه کردند. برآورد مدل با استفاده از روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانل و برآوردگر اثرات ثابت (FE)، انجام شده است. نتایج، نشان می‌دهد، مطابق انتظار تئوریک، بی‌ثباتی سیاسی، تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه بین‌النهرین داشته است که بر ضرورت ایجاد یک فضای سیاسی باثبات در این کشورها برای دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و پایدار تأکید می‌کند.

شیرعلی زاده و همکاران (۱۴۰۲)، به بررسی اثر ثبات سیاسی و کنترل فساد بر رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی پرداختند. آن‌ها با کمک روش گشتاور تعمیم یافته پویا در بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۱ برای ۳۰ کشور اسلامی، نشان دادند که اثرات ثبات سیاسی و عدم خشونت، معنی‌دار و اثر کنترل فساد بر رشد اقتصادی، غیرمعنی‌دار است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

این تحقیق از نظر ماهیت، توصیفی-تحلیلی و به لحاظ هدف، کاربردی است. جمع‌آوری داده‌ها به‌صورت اسنادی بوده، و از روش پانل مارکوف سویچینگ بهره گرفته شده است. ۸ کشور منتخب در حال توسعه و توسعه یافته شامل ایران، عراق، عربستان سعودی، روسیه، آمریکا، هند، چین، کانادا به عنوان نمونه استفاده شده، و بازه زمانی تحقیق، ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ است. کشورهای ایران، عراق و عربستان سعودی که با تنش‌های متعددی روبرو بوده‌اند و همزمان از مشکل درآمدهای نفتی نیز رنج می‌برند، به عنوان نمونه کشورهای خاورمیانه و کشورهای روسیه، کانادا و ایالات متحده، هند و چین (هند و چین جزو بزرگ‌ترین مصرف‌کننده‌های انرژی جهان هستند)، که همواره بر تنش‌های جهانی تأثیرگذار و یا تأثیرپذیر بوده‌اند و نقش مهمی در تولید و مصرف انرژی جهانی دارند، به عنوان نمونه انتخاب شدند.

جهت برآورد مدل، از نرم افزارهای Eviews12 و R بهره گرفته شده است. داده‌های مورد نیاز سالیانه بوده و از چهار منبع اطلاعاتی زیر جمع‌آوری شده است:

(۱) جداول پن جهانی؛ (۲) بانک جهانی؛ (۳) داده‌های بررسی سرمایه‌گذاری ریسک بین‌المللی؛ (۴) داده‌های پولیتی IV^۳ با توجه به مطالعات تجربی و به‌ویژه بر اساس مطالعه پلاچک و سواستیانوآ (۲۰۱۲)، با تغییراتی در رابطه محاسباتی آن‌ها، در نهایت، مدل زیر تصریح شده است:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{conflict}_{it} + \alpha_2 \text{political instability}_{it} + \alpha_3 \text{oil}_{it} + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

در مدل (۱):

Y: لگاریتم تولید ناخالص داخلی

Conflict: درگیری در کشور نام برای سال tام. این متغیر مجموع دو متغیر درگیری داخلی و خارجی است. درگیری داخلی به ارزیابی خشونت سیاسی در کشور و تأثیر بالقوه آن بر حکمرانی توجه می‌کند. این شاخص از سه مؤلفه فرعی با حداکثر ۴ امتیاز تشکیل شده است که عبارتند از: جنگ داخلی، تهدید به کودتا، خشونت سیاسی، تروریسم و اغتشاشات شهری. بیشترین امتیاز ۱۲ است و مربوط به کشورهایی است که هیچ‌گونه مقابله مسلحانه با حکومت در آن وجود ندارد و بالعکس، کمترین مقدار به کشورهایی تعلق می‌گیرد که درگیر جنگ داخلی مداوم باشند. مؤلفه درگیری خارجی، ارزیابی دو نوع ریسک برای حکومت شامل فشار خارجی بدون خشونت (فشارهای دیپلماسی، و محدودیت‌های تجاری) و فشار خارجی همراه با خشونت (درگیری مرزی و جنگ کامل)، را در بر می‌گیرد؛ کشورهایی که امتیاز بالای میانگین داشته باشند، عدد صفر و در غیر این صورت، عدد یک می‌گیرند. این متغیر هر قدر به صفر نزدیک‌تر باشد، سطح درگیری و تنش پایین‌تر است.

Political instability: بی‌ثباتی سیاسی در کشور نام برای سال tام. مؤلفه‌های ریسک سیاسی عبارتند از: ثبات دولت، شرایط اقتصادی اجتماعی، افق سرمایه‌گذاری، تنش داخلی، تنش خارجی، فساد، دخالت نظامی در امور سیاسی، تنش‌های مذهبی و قومی، نظم و قانون، پاسخگویی دموکراتیک و کیفیت بوروکراسی. قابل ذکر است که توالی و امتیاز هر مؤلفه متفاوت است. به‌طور کلی، ریسک سیاسی از ۰ تا ۴۹/۹، نشان دهنده ریسک بسیار بالا؛ ۵۰ تا ۵۹/۹، ریسک خیلی بالا؛ ۶۰ تا ۶۹/۹، ریسک متوسط؛ ۷۰ تا ۷۹/۹، کم ریسک و از ۸۰ یا بیشتر، بسیار کم‌ریسک است.

Oil: درآمدهای نفتی در کشور نام برای سال tام. این شاخص به صورت سهم از GDP (درصد) لحاظ شده است. شدت اثرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی، بستگی به صادرات یا واردات محور بودن در حوزه انرژی توسط کشور مورد بررسی و کیفیت شاخص‌های نهادی و زیرساخت‌های تولیدی و کشش توابع عرضه و تقاضای ارز (شرط مارشال-لرنر)، در آن کشور دارد. متغیرهای کنترل در این مطالعه عبارتند از:

1. <https://www.pen-international.org/>
 2. <https://databank.worldbank.org/>
 3. www.cidcm.com

(۲) $X = (\text{Trade, Central Government Budget Balance, Institutional Quality Index, Rate of Population Growth, Life Expectancy, Investment, Government Consumption})$

Trade = تجارت در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق، با نماد (TR)، نمایش داده می‌شود. این شاخص درصدی از GDP لحاظ شده است. بر اساس نظریاتی همچون توسعه صادرات و جایگزینی واردات، تجارت خارجی تأثیر عموماً مثبتی بر رشد اقتصادی دارد.

Central Government Budget Balance: کسری بودجه دولت در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق، با نماد (CGBB)، نمایش داده می‌شود. در ادبیات اقتصادی، سه دیدگاه نظری عمده "نئوکلاسیک، کینزی و ریکاردویی" در این ارتباط وجود دارد. این سه دیدگاه نظری از بعد فروض و نتایج با یکدیگر اختلاف نظرهایی دارند. در دیدگاه نئوکلاسیک، وجود کسری‌های بودجه، عاملی مضر برای اقتصاد شمرده می‌شود و به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی آسیب می‌رساند. در مقابل در دیدگاه کینزی، نه تنها کسری بودجه ضرورتاً صدمه‌ای بر عملکرد اقتصاد وارد نمی‌سازد، بلکه در شرایطی حتی به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی کمک می‌کند. دیدگاه سوم که از آن به عنوان "نظریه برابری ریکاردویی" یاد می‌شود، وجود هرگونه تأثیر از سوی کسری‌های بودجه دولت بر متغیرهای حقیقی را نفی می‌کند.

Institutional Quality Index: شاخص کیفیت نهادی در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (IQI)، نمایش داده می‌شود. برخلاف تفاوت‌های جزئی در فرایند اثرگذاری نهادها بر رشد اقتصادی هر دو گروه نهادگرایان قدیم و جدید، تأثیر نهادها را بر رشد اقتصادی مثبت ارزیابی نمودند.

Rate of Population Growth: نرخ رشد جمعیت در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (RPG)، نمایش داده می‌شود. رشد جمعیت، اثر مبهمی بر رشد اقتصادی دارد و میزان اثرگذاری آن به ترکیب جمعیتی، سود جمعیتی اول و دوم و هرم سنی، گذار جمعیتی و سطح توسعه یافتگی کشورها بستگی دارد.

Life Expectancy: امید به زندگی در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (LE)، نمایش داده می‌شود. امید به زندگی، به علت تأثیری که بر رشد جمعیت دارد همانند متغیر رشد جمعیت، تأثیر مبهمی بر رشد اقتصادی داشته و به عوامل متعددی بستگی دارد؛ اما بر اساس ادبیات نظری با فرض ثبات سایر شرایط، عموماً رابطه مثبتی بین این دو متغیر وجود دارد. امید به زندگی به نمایندگی شاخص سلامت و سرمایه انسانی (نیروی انسانی) در مدل لحاظ شده است.

Investment: سرمایه‌گذاری در کشور نام در سال نام؛ که در این تحقیق با نماد (Invest)، نمایش داده می‌شود. در این شاخص، درصدی از GDP لحاظ شده است. بر اساس تابع تقاضای کینزی و تابع تولید کلاسیکی، همواره سرمایه‌گذاری از مهم‌ترین عوامل تولید و رشد اقتصادی بوده و بر رشد اقتصادی تأثیر مثبتی دارد.

Government Consumption: مصرف دولتی در کشور t ام؛ که در این تحقیق با نماد (GOVC)، نمایش داده می‌شود. در این شاخص، درصدی از GDP لحاظ شده است. به‌طور کلی، مخارج عمومی دولت هم می‌تواند از طریق افزایش بهره‌وری، موجب رشد اقتصادی شود و هم تأمین مالی هزینه‌های عمومی دولت، به‌دلیل جایگزینی با سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی و افزایش سطح بدهی خارجی، می‌تواند به عنوان یکی از موانع رشد و توسعه اقتصادی محسوب شود. لازم به ذکر است که ترکیب مخارج دولت بر رشد اقتصادی نیز مؤثر است. به عنوان مثال، مخارج دولت در حوزه بهداشت و سلامت، با مخارج دولت در حوزه مباحث نظامی، تأثیر متفاوتی می‌تواند بر رشد اقتصادی داشته باشد.

ε_{it} : جمله اخلاص در کشور t ام در سال t ام.

مدل (۱)، به روش داده‌های تابلویی بیزین مارکوف سوچینگ برآورده شده است و اندیس i نشان‌دهنده کشور و اندیس t نشان‌دهنده زمان است. روش پانل مارکوف-سوچینگ رویکردی جهت بررسی واحدهای آماری در سال‌های مختلف در وضعیت‌های اقتصادی مختلف است (بیلیو و همکاران، ۲۰۱۴؛ ۲۰۱۶a و ۲۰۱۶b).

مدل MS-VAR برای اولین بار توسط همیلتون (۱۹۸۹)، ارائه گردید. این رویکرد، یکی از کاربردی‌ترین مدل‌های غیرخطی در مباحث سری زمانی است. این رویکرد بر اساس تعداد متغیرها، اقدام به ارائه مدل می‌نماید و به عبارتی، چند معادله‌ای است. این رویکرد، شکست ساختاری در سری‌های زمانی را در برآورد مدل در نظر می‌گیرد. به همین دلیل، مدل‌های VAR و VECM که این تغییرات را در نظر نمی‌گیرند، مناسب نیستند (کک و شوایکرت، ۲۰۱۷). این روش‌ها زمانی کاربرد دارند که زمان دقیق شکست ساختاری در متغیرها را بدانیم که در بیشتر موارد این اطلاعات موجود نیست (قادری مقدم و همکاران، ۱۴۰۱).

نظر به اینکه مدل‌های خطی، قادر به لحاظ کردن عدم تقارن‌ها^۲ (شامل شکست‌های ساختاری در سری‌های زمانی)، نیستند، جدیداً مدل‌های تغییر رژیم به صورت فزاینده در تحقیقات بین‌المللی مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ اخیراً تعدادی از مدل‌های تجربی، ارتباط بین مفهوم تغییرات ادواری و تغییر در رژیم را تأیید کرده‌اند (کرولیگ-۳، ۱۹۹۷؛ کلمنتس و کرولیگ-۴، ۱۹۹۸، ۲۰۰۰؛ دیبلود و رادیبوسچ-۵، ۱۹۹۶؛ کیم و نلسون-۶، ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹). مزیت اصلی فرایندهای تغییر رژیم، توانایی آن‌ها

1. Billio
2. Asymmetry
3. Krolzig (1997).
4. Clements & Krolzig (1998).
5. Diebold & Rudebusch (1996).
6. Kim & Nelson (1998).

در لحاظ رخدادهای غیرخطی، به منظور مدل‌سازی عدم تقارن‌های زمانی و ماندگاری در سری‌های زمانی اقتصاد کلان می‌باشد (دیبولد، ۱۹۸۶؛ همیلتون و ساسمل، ۱۹۹۴). اگر $y_{it} \in \mathbb{R}^K, i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ دنباله‌ای از بردارهای K -بعدی مشاهدات باشد. N تعداد واحدها (کشورها یا شرکت‌ها یا استان‌ها) و T تعداد مشاهدات زمانی می‌باشد. در این قسمت، مدل عمومی PMS - VAR ارائه شده است.

$$y_{it} = a_i(s_{it}) + \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^p A_{ijl}(s_{it}) y_{it-1} + D_i(s_{it}) z_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

و $i = 1, \dots, N$ و $\varepsilon_{it} = N_K(0, \Sigma_i(s_{it}))$ و $z_t \in \mathbb{R}^G$ بردار متغیرها، مشترک برای همه واحدهای تعریف شده است. در مدل پانل مارکوف سویچینگ (s_{it})، زنجیره‌ها ثابت و غیرقابل کاهش فرض می‌شود و واریانس خطاها در طی زمان متغیر است (کلمنتز و کروزلیگ، ۱۹۹۸). کلیت مدل آماری پیشنهادی، از این واقعیت ناشی می‌شود که ضرایب، هم در واحدها و هم، در طول زمان تغییر می‌کنند. علاوه بر این، وابستگی متقابل بین واحدها در هر بازه زمانی مجاز است $A_{ijl}(s_{it})$ (برای اینکه تغییر پارامترها واضح‌تر تعریف گردد و برای ساده‌تر کردن توضیح روش استنتاج، متغیر نشانگر $\xi_{ikt} = \delta_k(s_{it})$ معرفی می‌گردد.

$$\delta_k(s_{it}) = \begin{cases} 1 & \text{if } s_{it} = k \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

برای $t = 1, \dots, T$ و $i = 1, \dots, N$ و $k = 1, \dots, M$ بردار شاخص‌ها $\xi_{it} = (\xi_{i1t}, \dots, \xi_{iMt})'$ اطلاعات مربوط به زنجیره مارکوف تأمین واحد در طول دوره نمونه مورد بررسی است. شاخص‌ها به ما این امکان را می‌دهند که تغییر پارامترها را به صورت زیر بیان کنیم:

$$a_i(s_{it}) = \sum_{k=1}^M D_{i,k} \xi_{ikt} \quad (5)$$

$$D_i(s_{it}) = \sum_{k=1}^M D_{i,k} \xi_{ikt} \quad (6)$$

$$A_{ijl}(s_{it}) = \sum_{k=1}^M A_{ijl,k} \xi_{ikt} \quad (7)$$

$$\Sigma_i(s_{it}) = \sum_{k=1}^M \Sigma_{i,k} \xi_{ikt} \quad (8)$$

در روابط (۵) تا (۸)، محدودیت‌های $O_{K \times K} = E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}') = 0_{n \times m}$ و $n \times m$ اعمال شده است؛ بدین معنی که ماتریسی که هیچ وابستگی متقابلی بین متغیرهای مشابه در بین واحدها وجود نداشته باشد، تعریف نشده است، یعنی:

$$A_{ijl} = A_{ijl} \delta_i(j) + O_{K \times K} (1 - \delta_i(j)) \quad (9)$$

کلمنتز و کروزلیگ (۱۹۹۸)، در یک مطالعه تجربی دریافتند که سهم بیشتر خطاهای پیش‌بینی به دلیل ثابت فرض کردن ضرایب در مدل‌های پیش‌بینی است.

در این مقاله، از مطالعات کرولزیگ (۲۰۰۰) و انس و همکاران (۲۰۰۸)، بهره گرفته شده است. اگر فرض کنید که هر وضعیت خاص $a_i(S_{it})$ و نوسانات $\sum i(S_{it})$ توسط متغیرهای تغییر دهنده رژیم (S_{it}) هدایت می‌شوند و ضرایب در طی زمان، تابع هم فرض می‌شوند $A_{il,k} = A_{il} \forall k$. فرض می‌کنیم ضرایب متغیرهای مشترک در طول زمان تغییر نمی‌کنند، یعنی $D_{i,k} = D_i \forall k$. اگر $\bar{W}_{i,t} = (1, \dots, y_{it-1}, \dots, y_{it-p}, z_t), t = 1, \dots, T$ دنباله‌ای از بردارهای ستونی $(1 + K_p + G)$ از مدل رگرسیونی PMS-VAR، که شامل عبارت ثابت، متغیرهای وابسته تأخیری و مجموعه‌ای از متغیرهای مشترک است. علاوه بر این، رگرورها به صورت $W_{it} = \bar{W}_{i,t} \otimes I_k$ و ضرایب، $A_{i,k} = (a_{i,k}, A_{i1,k}, \dots, A_{ip,k}, D_i)$ به ترتیب، ماتریس‌های با ابعاد $(K(1 + K_p + G) \times K)$ و $K \times K(1 + K_p + G)$ هستند. با استفاده از متغیرهای شاخص ξ_{it} و مفروضات ارائه شده در بالا، مدل PMS-VAR را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد.

$$y_{it} = A_{i,1}W_{it}\xi_{i1t} + \dots + A_{i,M}W_{it}\xi_{iMt} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N_K(0, \Sigma_{it}) \quad (10)$$

به صورت ساده‌تر، اگر $y_{it} = (\xi_{iMt} \otimes W_{it})\text{vec}(B_i) + \varepsilon_{it}$ که در آن $B_i = (\text{vec}(A_{i,1}), \text{vec}(A_{i,2}), \dots, \text{vec}(A_{i,M}))$ ، $\Sigma_{it} = (\Sigma_{i1}, \dots, \Sigma_{iM})$ به دلیل سادگی بخش‌های مجموعه، رگرورها به صورت $\bar{W}_{i,t}$ در یک بردار $M+1$ تعریف می‌گردد.

$$y_{it} = X_{i0t}Y_{i0} + \xi_{i1t}X_{i1t}Y_{i1} + \dots + \xi_{iMt}X_{iMt}Y_{iM} + \varepsilon_{it}, \quad (11)$$

به گونه‌ای که $X_{i0t} = (\bar{x}_{i0t} \otimes I_k)$ و $X_{iMt} = (\bar{x}_{iMt} \otimes I_k)$ در بخش بعدی، به برآورد مدل پانل مارکوف سوئیچینگ در سطح کشورهای منتخب اقدام شده است.

۵. یافته‌های پژوهش

برای انجام آزمون‌های اقتصادسنجی و برآورد به روش تابلویی، می‌باید وابستگی بخش‌های مورد نظر در ارتباط با هر کدام از متغیرهای مورد نظر، مورد آزمون قرار گیرد.

همان‌طور که از نتایج موجود در جدول (۱)، استنباط می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین بخش‌ها رد شده و وابستگی میان مقاطع تأیید می‌گردد. با توجه به اثبات وجود وابستگی مقطعی، از آماره CIPS پسران برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است.

جدول ۱: نتایج آزمون وابستگی متقاطع

Table 1: Cross-Sectional Dependence Test Results

متغیر	آماره CD	متغیر	آماره CD
Y	۳۶۵,۰۴۳۷ (۰/۰۰۰)	FDI	۵۱۰,۲۲۰۲ (۰/۰۰۰)
CONFLICT	۹۸,۸۳۰۳۲ (۰/۰۰۰)	GOVC	۲۳۱,۹۰۵ (۰/۰۰۰)
POINSTABILITY	۱۲۸,۸۶۸۰ (۰/۰۰۰)	LE	۸۴۲,۴۴۲ (۰/۰۰۰)
OIL	۴۱۹,۷۸۰۱ (۰/۰۰۰)	IQUALITY	۴۷۲,۳۶۵ (۰/۰۰۰)
Population	۳۳۶,۷۸۹۷ (۰/۰۰۰)	TRADE	۵۱۵,۹۰۸ (۰/۰۰۰)
CGBB	۱۰۹,۰۸۱ (۰/۰۰۰)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد، نخستین گام در تخمین داده‌های پانل، انجام آزمون وابستگی مقطعی است. در این تحقیق، آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴)، برای مدل مورد بررسی انجام شده و مقدار آماره آزمون $3/12$ - به دست آمده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آزمون که از توزیع نرمال برخوردار است (در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد، که به ترتیب، $-1/64$ ، $-1/96$ و $-2/57$ است)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۱ درصد رد شده، و وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای مدل نتیجه گرفته شده است. سپس با توجه به اثبات وابستگی مقطعی در مدل، از آماره CIPS پسران (۲۰۰۷)، برای بررسی وجود یا فقدان ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون برای تمام متغیرها، یک‌بار با وجود عرض از مبدأ (C) و یک‌بار با وجود عرض از مبدأ و روند (C+T)، در سطح و با یک تفاضل در قسمت بالای جدول (۲)، آمده است. بر اساس این نتایج و مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران (۲۰۰۷)، در قسمت پایین جدول (۲)، نتیجه می‌گیریم که تمام متغیرها در سطح نامانا هستند؛ اما با یک‌بار تفاضل‌گیری، به‌صورت مانا درآمده‌اند و از درجه مانایی واحد یعنی $I(1)$ برخوردارند.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد
Tabel 2: Unit Root Test Results

درجه مانایی	آماره CIPS				متغیر
	با یک تفاضل		در سطح		
	C+T	C	C+T	C	
(۱)I	-۳/۵۵۵	-۳/۳۵۴	-۲/۲۱۷	-۱/۱۱۵	Y
(۱)I	-۴/۰۰۹	-۳/۹۹۱	-۲/۶۱۱	-۱/۷۳۹	CONFLICT
(۱)I	-۳/۴۸۸	-۴/۰۹۹	-۲/۲۱۳	-۱/۴۷۸	POINSTABILITY
(۱)I	-۳/۱۰۱	-۳/۲۴۹	-۱/۷۷۳	-۱/۱۱۳	OIL
(۱)I	-۲/۸۸۷	-۲/۴۲۱	-۱/۱۳۶	-۰/۱۲۸	Population
(۱)I	-۴/۱۹۸	-۳/۳۱۸	-۱/۹۹۸	-۱/۱۰۳	CGBB
(۱)I	-۵/۲۲۴	-۳/۶۱۳	-۱/۵۸۷	-۰/۹۸۵	FDI
(۱)I	-۴/۰۰۱	-۳/۶۰۹	-۱/۸۷۶	-۱/۰۰۹	GOVC
(۱)I	-۳/۸۸۶	-۳/۲۶۹	-۱/۱۸۹	-۱/۰۰۷	LE
(۱)I	-۴/۶۹۸	-۳/۶۶۸	-۱/۱۸۵	-۰/۸۷۵	IQUALITY
(۱)I	-۴/۱۱۶	-۳/۷۹۴	-۲/۰۷۶	-۱/۱۶۶	TRADE
مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) در سطوح اطمینان مختلف					
٪۱۰		٪۵		٪۱	حالت
-۲/۲۱		-۲/۳۴		-۲/۶۰	C
-۲/۷۴		-۲/۸۸		-۳/۱۵	C+T

مأخذ: مقادیر بحرانی آزمون ریشه واحد پسران، از جدول ارائه شده توسط پسران^۱ (۲۰۰۷) و سایر نتایج بر اساس محاسبات تحقیق

با توجه به وجود وابستگی مقطعی در مدل مورد بررسی و همچنین نتایج آزمون ریشه واحد و اینکه تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، هم‌انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین مدل‌های یاد شده، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند (۲۰۰۷)، پرداخته شده، و نتایج، در جدول (۳)، ارائه شده است. با توجه به نتایج این جدول (مقدار آماره و سطح احتمال محاسبه شده)، می‌توان گفت که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس آماره میانگین گروه و دو آماره پانل و در سطح ۱ درصد رد می‌شود. ستون سوم جدول (۳)، مقادیر احتمال قوی آزمون وسترلاند (۲۰۰۷)، را که به وسیله روش بوت‌استرپ برای حذف اثر وابستگی مقطعی بین متغیرها به دست آمده است را نشان می‌دهد. بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بر اساس دو آماره میانگین گروه و دو آماره پانل در مدل رد می‌شود. بنابراین بر اساس آزمون هم‌انباشتگی وسترلوند^۲ (۲۰۰۷)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل را می‌توان پذیرفت.

۱ . Pesaran

۲ . Westerlund

جدول ۳: نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی وسترلوند
Tabel 3: Westerlund panel cointegration test results

آماره	مقدار آماره	احتمال	احتمال قوی
G_{τ}	-۵/۸۷۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
G_{α}	-۸/۰۹۹	۰/۰۹۳	۰/۰۰۱
P_{τ}	-۲۶/۰۹۷	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
P_{α}	-۱۱/۳۰۵	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

* طول وقفه بهینه با استفاده از معیار آکائیک (AIC) و بر اساس جای‌گذاری در تعیین طول پنجره Bartlett-kernel به صورت $3 \approx \left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}$ تعیین شده است. تعداد بوت‌استرپ‌ها نیز برای تعیین ارزش احتمال بوت‌استرپ شده که باعث حذف اثرات مقطعی در داده‌های پانل می‌شوند، ۵۰۰ در نظر گرفته شده است.

در ادامه، به بررسی آزمون F لیمر و هاسمن مدل‌های مختلف پانلی پرداخته شده است. بر اساس نتایج این آزمون‌ها، امکان تعیین نوع مدل برآوردی در داده‌های تحقیق وجود دارد. پیش از آنکه به آزمون فرضیه‌های پژوهش پرداخته شود، ابتدا به نحوه تخمین مدل‌ها اشاره می‌شود. به منظور تخمین مدل‌های پژوهش، از تکنیک داده‌های ترکیبی استفاده شده است. برای تعیین مدل بهینه، از میان سه روش اثر مشترک، اثر ثابت و اثر تصادفی در مدل‌های پانل، از آزمون‌های لیمر و هاسمن استفاده می‌گردد. آماره لیمر و هاسمن پانل در مدل‌های مختلف در جدول (۴)، ارائه شده است:

جدول ۴: نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن
Tabel 4: F-Leamer and Hausman test results

آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون	نوع برآورد
آزمون F لیمر	F	۷۰/۱۳۶۰۶۷	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر	تخمین به روش اثر
آزمون هاسمن	کای دو	۴۴/۰۸۵۹۲۴	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر	ثابت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فرضیه صفر در آزمون F لیمر به صورت زیر می‌باشد:
پارامترهای عرض از مبدأ در تمام کشورها (مقاطع)، برابر هستند: H_0
پارامترهای عرض از مبدأ در تمام کشورها (مقاطع)، برابر نیستند: H_1
برای انتخاب میان این دو روش، از آزمون هاسمن کمک خواهیم گرفت. فرضیه صفر در آزمون هاسمن به صورت زیر می‌باشد:

$$H_0: \text{plim}q = \text{plim}(\beta F.E - \beta \text{GLS})$$

$$H_1: \text{plim}q \neq \text{plim}(\beta F.E - \beta \text{GLS})$$

بر اساس نتایج جدول (۴)، تمام مدل‌های فوق با توجه به رد H_0 در آزمون لیمر و رد H_0 در آزمون هاسمن توسط مدل اثرات ثابت برآورد خواهد شد. روش پانل دیتا (داده‌های ترکیبی)، موجب افزایش سطح کارایی (افزایش کارایی به معنای افزایش دقت ضرایب برآوردی است) و کاهش ناریبی (افزایش ناریبی به معنای عدم تفاوت میان ضرایب برآوردی در نمونه با ضریب واقعی در جامعه مورد بررسی است)، ضرایب برآورد می‌شود.

بر اساس آزمون LR، یک مدل غیرخطی بهتر از یک مدل خطی، قابلیت توضیح تغییرات متغیر رشد اقتصادی را دارد. برای بررسی غیرخطی بودن متغیرها، در این تحقیق، از آزمون نسبت راست‌نمایی استفاده شده است. آماره آزمون LR به وسیله رابطه $LR=2[\ln L_{MS-AR} - \ln L_{AR}]$ محاسبه شده و مقدار بحرانی این آماره مبتنی بر مقدار P داوینس^۱ (۱۹۸۷)، که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده، می‌باشد. نتایج در جدول (۵)، قابل مشاهده است. بر اساس فرض صفر در این آزمون که بیانگر عدم تغییر رژیم در متغیر رشد اقتصادی است، یک فرایند AR یک رژیمه، در مقابل یک ساختار MS-AR که تغییر در میانگین رشد اقتصادی، در دو و سه رژیم متفاوت را مورد آزمون قرار می‌دهد، از دقت بالاتری برخوردار خواهد بود. در نتیجه، بر اساس مقدار آماره راست‌نمایی، مدل MS شامل دو رژیم، بالاتر از مدل AR برای یک رژیم می‌باشد؛ بنابراین، قادر به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تغییر در رژیم با سطح معنی‌داری ۵ درصد است؛ و تغییرات متغیر رشد اقتصادی به وسیله مدل MS-AR دو رژیمه بهتر توصیف می‌شود. بر اساس نتایج جدول (۵)، تفکیک به سه رژیم مورد تأیید قرار نگرفت.

جدول ۵: آزمون LR خطی بودن متغیرهای مدل
Table 5: LR test of linearity in model variables

آزمون در دو رژیم نسبت به یک رژیم	AR (ln LAR) (تک رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	LR test statistic
	-۱۴۵/۵۶	-۸۷/۳۴	۵۶/۱۹***
آزمون در سه رژیم نسبت به دو رژیم	MS-AR (ln LMS-AR) (دو رژیمه)	MS-AR (ln LMS-AR) (سه رژیمه)	LR test statistic
	-۸۷/۳۴	-۸۵/۱۲	۱/۴۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

رژیم یک رکود (رشد اقتصادی پایین) و رژیم دو رونق (رشد اقتصادی بالا)، ملاحظه می‌شود. در این بخش، به برآورد مدل در دو رژیم پرداخته خواهد شد. نتایج در جدول (۶) ارائه شده است. قبل از برآورد مدل، لازم است با توجه به اینکه از رویکردهای خودرگرسیون برداری بهره گرفته می‌شود، اقدام به تعیین وقفه بهینه گردد. در جدول زیر، نتایج این امر ارائه شده، و بر اساس نتایج وقفه بهینه ۲ جهت برآورد مدل، تعیین شده است.

جدول ۶: معیارهای اطلاعاتی تعیین وقفه بهینه
Table 6: Information criteria for optimal lag selection

حنان کوپین	شوارتز	آکایک	وقفه بهینه
۴,۷۷۶۴	۳,۹۰۴۳	۱,۴۸۵۸	اول
۲,۱۰۹۸	۱,۳۲۸۵	۰,۹۸۴۶	دوم
۳,۱۶۹۲	۴,۷۸۲۱	۱,۳۸۷۳	سوم

مأخذ: یافته‌های پژوهش

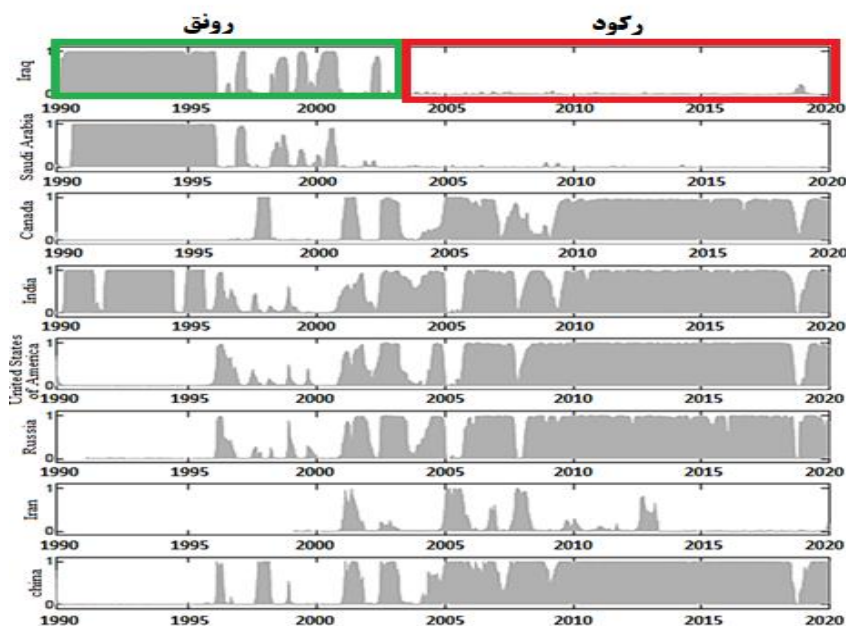
جدول ۷: مدل رشد اقتصادی بر اساس رویکرد پانل مارکوف سویچینگ بیزین
Tabel 7: Economic growth model under the Bayesian Markov-Switching Panel approach

متغیرها	رژیم رکود			
	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
درگیری	-۰,۱۷۱۹	۰,۱۶۲,۰	۵۹۸۴,۱۰	۰,۰۰۰۰
بی‌ثباتی سیاسی	۱۲۱۲,۰۰	۰,۱۸۴,۰	۵۸۲۱,۰۶	۰,۰۰۰۰
درآمد نفتی	۰,۸۸۹,۰	۰,۲۰۸,۰	۲۷۱۰,۴	۰,۰۰۰۰
رشد جمعیت	۳۶۱۶,۰	۰,۱۸۶,۰	۴۷۶۴,۱۹	۰,۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۱۱۸۷,۰	۰,۱۸۶,۰	۳۶۶۳,۶	۰,۰۰۰۰
امید به زندگی	۱۹۴۷,۰	۰,۲۰۳,۰	۵۷۷۹,۹	۰,۰۰۰۰
مخارج دولت	۲۷۶۳,۰	۰,۱۸۰,۰	۳۸۹۷,۱۵	۰,۰۰۰۰
کسری بودجه دولت	۳۱۹۸,۰۰	۰,۵۸۶,۰	۴۵۷۳,۰۵	۰,۰۰۰۰
تجارت	۱۵۵۲,۰	۰,۳۴۴,۰	۵۱۲۸,۴	۰,۰۰۰۰
شاخص کیفیت حکمرانی	۲۰۷۲,۰	۰,۲۶۴,۰	۸۵۰۰,۷	۰,۰۰۰۰
احتمال وقوع رژیم رکود			۰,۳۴۱۴	
ضریب تعیین			۰,۷۵۰۹	
شاخص حداکثر راست‌نمایی			۵۶۷,۵۷۸۴	
متغیرها	رژیم رونق			
	ضریب	انحراف معیار	t آماره	سطح معناداری
درگیری	۱۵۸۱,۰۰	۰,۱۲۶,۰	۵۱۵۷,۱۲	۰,۰۰۰۰
بی‌ثباتی سیاسی	۱۱۱۵,۰۰	۰,۱۴۴,۰	۷۶۹۲,۰۷	۰,۰۰۰۰
درآمد نفتی	۰,۹۶۶,۰	۰,۳۰۶,۰	۱۵۶۹,۳	۰,۰۰۴۸
رشد جمعیت	۳۳۲۷,۰	۰,۱۴۵,۰	۹۳۰۲,۲۲	۰,۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۱۲۹۰,۰	۰,۲۳۹,۰	۴۰۴۱,۵	۰,۰۰۰۰
امید به زندگی	۲۵۷۰,۰	۰,۱۷۹,۰	۳۸۷۶,۱۴	۰,۰۰۰۰
مخارج دولت	۳۶۷۴,۰	۰,۰۱۵۸	۲۳,۰۲۵	۰,۰۰۰۰
کسری بودجه دولت	۱۷۶۴,۰۰	۰,۳۰۳,۰	۸۲۱۷,۰۵	۰,۰۰۰۰
تجارت	۲۰۴۹,۰	۰,۰۲۶۸	۷,۶۳۵۱	۰,۰۰۰۰
شاخص کیفیت حکمرانی	۲۷۳۵,۰	۰,۰۲۳۲	۱۱,۷۷۲۷	۰,۰۰۰۰
احتمال وقوع رژیم رونق			۰,۶۵۸۶	
ضریب تعیین			۰,۸۹۶	
شاخص حداکثر راست‌نمایی			۹۱۱,۶۳۶	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج، شاخص درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم در کشورهای مورد بررسی، تأثیر منفی و معناداری دارند؛ اما این متغیرها در شرایط رونق اقتصادی، اثر ضعیف‌تری دارند. بر اساس نتایج هادزی واسکوف (۲۰۲۱)، وسعت و طول مدت پیامدهای اقتصادی، هم بر اساس نوع رویداد و هم، با توجه به ویژگی‌های نهادهی و سایر ویژگی‌های سیاسی کشور تعیین می‌شود. در رژیم‌های سطح پایین به علت پایین بودن شدت اثرگذاری، میزان تأثیر آن بر رشد اقتصادی نیز ضعیف‌تر خواهد بود؛ و به عبارتی، شدت میزان بی‌ثباتی و درگیری بر میزان اثرگذاری بر رشد اقتصادی اثرگذار است و سطح درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی تابع رژیم است؛ که این امر با نتایج تحقیقات شنایدر و تروگر (۲۰۰۶)، گایبولوف و سندلر (۲۰۱۹) و بارت و همکاران (۲۰۲۱) سازگار است.

لازم به ذکر است که متغیرهای درآمد نفتی، رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، امید به زندگی، مصرف دولتی، تجارت و شاخص کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم دارند. بر اساس نتایج، رژیم غالب در تحقیق حاضر، رژیم رونق اقتصادی بوده است.

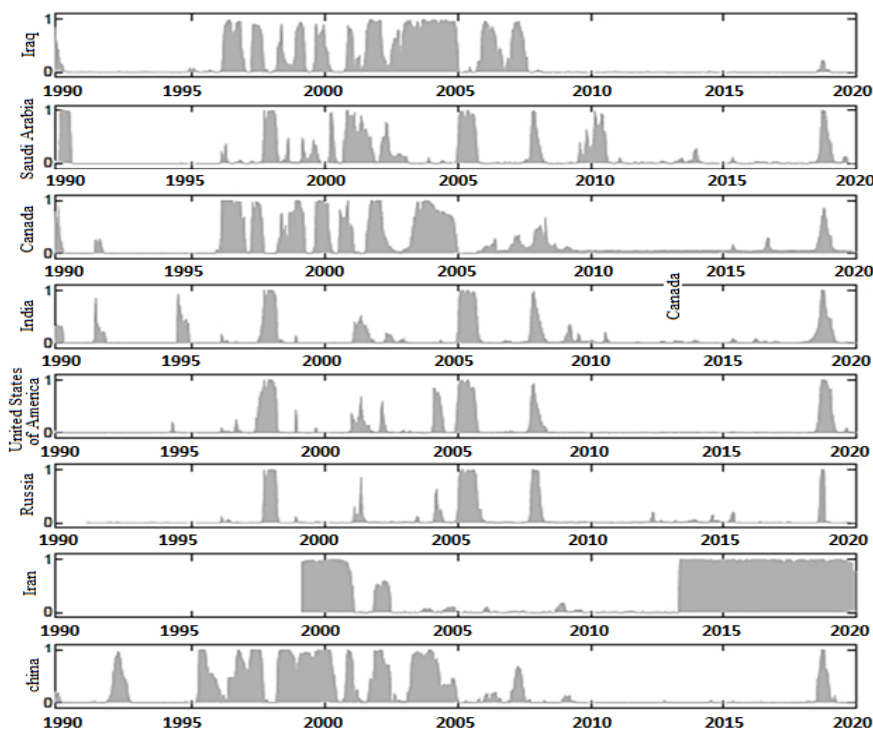


نمودار ۲: نتایج برآورد در رژیم رونق

Figure 2: Estimation results in the boom regime

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Schneider & Troeger (2016).
2. Gaibullov & Sandler (2019).
3. Barrett et al. (2021).



نمودار ۳: نتایج برآورد در رژیم رکود

Figure 3: Estimation results in the recession regime

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با مقایسه نمودارهای (۲) و (۳)، مشاهده می‌گردد که رشد اقتصادی در سال‌های اخیر (۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰) افزایش یافته است. ۱. برای بررسی این امر، باید به رنگ تیره احتمال قرار گرفتن در رژیم رونق در نمودار شماره (۲)، توجه شود، بر اساس این نمودار، بجز کشورهای عراق و ایران و عربستان سعودی، سایر کشورهای مورد بررسی در سال‌های اخیر، در دوره رونق قرار داشته‌اند و بر این اساس، می‌توان بیان داشت که در این بازه زمانی، کشورهایی که در حال رونق بوده‌اند، از ثبات سیاسی نسبی بالاتری برخوردار بوده‌اند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها:

هدف از مطالعه حاضر، بررسی تأثیر مناقشات و بی‌ثباتی سیاسی بر روی رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته بوده، و برای این منظور، از داده‌های سال‌های (۱۹۹۰-۲۰۲۰) و روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است.

۱. لازم به ذکر است که در این رویکرد، امکان ارائه ضرایب برای هر یک از کشورها به صورت جداگانه امکان‌پذیر است.

بر اساس نتایج، شاخص درگیری و بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم در کشورهای مورد بررسی، تأثیر منفی و معناداری دارند؛ اما این متغیرها در شرایط رونق اقتصادی، اثر ضعیف‌تری داشته‌اند. لازم به ذکر است که متغیرهای درآمد نفتی، رشد جمعیت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، امید به زندگی، مصرف دولتی، تجارت و شاخص کیفیت حکمرانی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در هر دو رژیم دارند. بر اساس نتایج، رژیم غالب در تحقیق حاضر، رژیم رونق اقتصادی بوده است.

بررسی رابطه پیچیده و تنگاتنگ ساختار سیاسی با ساختار اقتصادی، همواره در کانون توجه پژوهشگران این عرصه بوده است. تجربیات دنیای واقعی و مطالعات انجام شده در این حوزه، بیش از آنکه یک ساختار اقتصادی خاصی را برای دستیابی به بهترین رشد اقتصادی تجویز کند، این موضوع را مطرح می‌کند که نظام سیاسی، فارغ از نوع و ماهیت آن، به شدت نیازمند آرامش و ثبات سیاسی است. ایجاد ثبات سیاسی در داخل کشور و جلب اعتماد همگانی نسبت به دولت در چهارچوب قوانین کشور، یک ضرورت جدی است تا به این ترتیب، بتوان با برقراری ثبات داخلی ضمن کاهش فشارهای ناشی از محیط بیرونی، زمینه را برای تبدیل تهدید به فرصت فراهم نمود. از این رو، پرهیز از هرگونه ایجاد تنش سیاسی و برنامه‌ریزی مناسب برای ایجاد ثبات سیاسی در شکوفایی رشد و توسعه اقتصادی، بسیار حائز اهمیت بوده و باید در دستور کار سیاستگذاران قرار بگیرد.

با توجه به اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی، دولت‌ها می‌توانند با تشویق بخش خصوصی داخلی و خارجی، به جذب سرمایه اقدام کنند. براساس نظریات اقتصادی، لازمه جذب مشارکت بیشتر در سرمایه‌گذاری، تضمین حقوق مالکیت و برقراری شرایط باثبات در کشورها است؛ همچنین دولت از طریق جذب سرمایه می‌تواند اقدامات مؤثری در جهت کاهش هزینه‌های مصرفی دولت و در نتیجه، بهبود رشد اقتصادی انجام دهد.

توصیه سیاستی این تحقیق، آن است که اهمیت یک محیط اقتصادی باثبات و پر رونق به عنوان یک شرط مهم برای ثبات اجتماعی و همزمان ثبات سیاسی که منجر به رشد و توسعه اقتصادی شود، باید در دستور کار قرار گیرد. بهبود نهادها، زیرساخت‌ها و سیاست‌های ارتقاء مشارکت مردم در تصمیم‌گیری‌های بنیادین، نقش مهمی در ثبات سیاسی و بهبود رشد اقتصادی دارد. با توجه به اینکه تحقیق حاضر، منوط به کشورهایی بوده که در کنار درگیری و ثبات سیاسی، در حوزه انرژی نیز نقش مهمی را ایفا نموده‌اند، در نتیجه، گسترش تجزیه و تحلیل به گروه‌های دیگر از کشورها، باید با احتیاط صورت پذیرد.

سپاس‌گزاری: نویسندگان از دانشگاه تربیت مدرس بابت فراهم سازی دسترسی به منابع و اینترنت قدردانی می‌نمایند.

تاییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: بین نویسندگان، تعارض منافع وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: به طور یکسان می‌باشد.

منابع مالی/حمایت‌ها: موردی وجود ندارد.

References

- Abu Murad, M.S. and Alshyab, N. (2019). Political instability and its impact on economic growth: The case of Jordan. *International Journal of Development Issues*, Vol. 18, No. 3, 366-380. DOI:10.1108/IJDI-02-2019-0036.
- Acemoglu, D., Hassan, T.A. and Tahoun, A. (2018). The power of the street: Evidence from Egypt's Arab Spring. *The Review of Financial Studies*, Vol. 31, No. 1, 1-42.
- Agheli, L. (2017). Political stability, misery index and institutional quality: case study of Middle East and North Africa. *Икономически изследвания*, 6, 30-46.
- Aisen, A. and Veiga, F.J. (2013). How does political instability affect economic growth?. *European Journal of Political Economy*, Vol. 29, 151-167. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2012.11.001
- Alesina, A., Özler, S., Roubini, N. and Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 2, 189-211. <https://doi.org/10.1007/BF00138862>
- Anas, J., Billio, M., Ferrara, L., and Mazzi, G. L. (2008). A system for dating and detecting turning points in the Euro area. *The Manchester School*, 76: 549-577. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2008.01076.x>
- Asgharpur, H., Ahmadian, K., Maniee, O. (2014). Effect of political instability on economic growth in Iran (Nonlinearity method, APARCH). *QJERP*, 21(68):175-194. [In Persian]
- Asteriou, D., & Price, S. (2001). Political instability and economic growth: UK time series evidence. *Scottish Journal of Political Economy*, 48(4), 383-399. <https://doi.org/10.1111/1467-9485.00205>
- Barrett, P., Appendino, M., Nguyen, K. and de Leon Miranda, J. (2020). Measuring social unrest using media reports. *IMF Working Paper WP/20/129*, Washington, DC. 10.5089/9781513582573.001.A001
- Barrett, P., Bondar, M., Chen, S., Chivakul, M. and Igan, D. (2021). Pricing protest: The response of financial markets to social unrest. *IMF Working Paper 21/079*, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The quarterly journal of economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R. J. (1996). Determinants of economic growth: A cross-country empirical study (No. w5698). National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (1993). Losers and winners in economic growth. *The World Bank Economic Review*, 7(suppl_1), 267-298.
- Billio, M., Casarin, R., Costola, M. and Pasqualini, A. (2016a). An entropy -based early warning indicator for systemic risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 45, 42-59.
- Billio, M., Casarin, R., Ravazzolo, F. and Van Dijk, H. K. (2012). Combination schemes for turning point predictions. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 52, 402 -412. DOI: 10.1016/j.qref.2012.08.002

- Billo, M., Casarin, R., Ravazzollo, F. and Vandick, H. K. (2016b). Interconnections between Eurozone and US booms and busts using a Bayesian panel Markov - switching VAR model. *J. Appl. Econometrics*, 31, 1352-1370. MR3580904
- Bozzoli, C., Brüch, T. and Sottas, S. (2010). A survey of the global economic costs of conflict. *Defence and Peace Economics*, Vol. 21, No. 2, 165-176.
DOI:10.1080/10242690903568934
- Brune, A., Hens, T., Rieger, M.O. and Wang, M. (2015). The war puzzle: Contradictory effects of international conflicts on stock markets. *International Review of Economics*, Vol. 62, No. 1, 1-21. DOI: 10.1007/s12232-014-0215-7
- Clements, M. P., and Krolzig, H. M. (1998). Business cycle asymmetries: Characterisation and testing based on Markov-Switching Autoregressions. <https://ideas.repec.org/p/ags/uwarer/269248.html>
- Clements, M. P., and Krolzig, H. M. (2000). A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP. *Econometrics Journal*, 1, C47-C75.
- Costalli, S., Moretti, L. and Pischedda, C. (2017). The economic costs of civil war: Synthetic counterfactual evidence and the effects of ethnic fractionalization. *Journal of Peace Research*, Vol. 54, No. 1, 80-98. Doi: 10.1177/0022343316675200
- Deger, S. (1986). Economic development and defense expenditure. *Economic Development and Cultural Change*, 35(1), 179-196. DOI: 10.1086/451577
- Diebold, Francis X., & Rudebusch, Glenn D. (1996). Measuring business cycles: A modern perspective. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 78(1), 67-77, February.
- Dorsett, R. (2013). The effect of the troubles on GDP in Northern Ireland. *European Journal of Political Economy*, Vol. 29, 119-133.
<https://doi.org/10.1108/REPS-06-2021-0059>
- Dunne, J. P., Smith, R. P., & Willenbockel, D. (2005). Models of military expenditure and growth: A critical review. *Defense and Peace Economics*, 16(6), 449-461. <https://doi.org/10.1080/10242690500167791>
- Ebadi, J., Motavaseli, M., Nikou-Nesbati, A., & Khazra N. (2012). Is democracy good for developing countries?. *JMDP*, 24(4): 55-73.
<http://dorl.net/dor/20.1001.1.17350719.1390.24.4.3.1>. [In Persian]
- Fiqh Majidi, A., Salami, F. and Gudini, S. (2013). Investigating the relationship between democracy and economic growth in developing countries using a mixed data approach. *The First International Conference on Management, Accounting and Economics*. [In Persian]
- Gaibullov, K. and Sandler, T. (2019). What we have learned about terrorism since 9/11. *Journal of Economic Literature*, Vol. 57, No. 2, 275-328.
DOI: 10.1257/jel.20181444
- Golkhandan, A. and Mohammadian Mansour, S. (2023). The effect of political instability indicators on the economic growth of Mesopotamia countries. *Quarterly Journal of Mesopotamia Political Studies*, Vol. 2, No.3. [In Persian]

- Guidolin, M. and La Ferrara, E. (2010). The economic effects of violent conflict: Evidence from asset market reactions. *Journal of Peace Research*, Vol. 47, No. 6, 671-684.
- Hadzi-Vaskov, M., Pienknagura, S. and Ricci, L. (2021). The macroeconomic impact of social unrest. *IMF Working Paper* 21/135, Washington, DC.
- Hamilton, J. D. & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64, 307-333.
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)90067-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)90067-1)
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
<https://doi.org/10.2307/1912559>
- Iqbal, M., Bardwell, H. and Hammond, D. (2021). Estimating the global economic cost of violence: Methodology improvement and estimate updates. *Defence and Peace Economics*, Vol. 32, No. 4, 403-426. DOI: 10.1080/10242694.2019.1689485
- Jafari Samimi, A., Montazeri Shorakchali, J. and T. Musa. (2012) Life expectancy and economic growth in Iran, soft transition regression model. *Scientific-Research Quarterly of Economic Growth and Development Research*, 4th. year, 13th. issue, 117-128. [In Persian]
- Jong-A-Pin, R. (2009). On the measurement of political instability and its impact on economic growth. *European Journal of Political Economy*, 25(1), 15-29.
<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2008.09.010>
- Kamijani, A., Gurji Bandapi, E. and Iqbali, A. (2014). Estimating a new model of political business cycles: The case study of Iran. *Commercial Research Quarterly*, Vol. 18, No. 71, 1-34.
- Keshavarz, H., Rezaei, M. (2020). Political, financial and economic instability in Iran's economy: Dimensions and factors affecting it. *International Political Economy Studies*, 4(2), 691-724. Doi: 10.22126/IPES.2022.6122.1348 [In Persian]
- Kim, Chang-Jin and Charles, R. Nelson. (1998). Business cycle turning points, A new coincident index, and tests of duration dependence based on a dynamic factor model with regime switching. *Review of Economics and Statistics*, 80, 188-201.
DOI:10.1162/003465398557447
- Kim, Chang-Jin and Charles, R. Nelson. (1999a). *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press: Cambridge. DOI:10.7551/mitpress/6444.001.0001
- Kollias, C. and Tzeremes, P. (2022). The nexus between social unrest and economic growth in Middle East and Central Asia countries. *Review of Economics and Political Science*, Vol. 7, No. 2, 74-86. <https://doi.org/10.1108/REPS-06-2021-0059>
- Krolzig, H. M. (1997a). International business cycles: Regime shifts in the stochastic process of economic growth. *Applied Economics Discussion Paper*, 194, University of Oxford.

- Krolzig, H. M. (1997b). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Kuck, K. and Schweikert, K. (2017). A Markov regime-switching model of crude oil market integration. *Journal of Commodity Markets*, S2405-8513(16) 30115-5, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcomm.2017.03.001>.
- Lonzo Lubu, G. , Musonda Kalusambo, J. , Tondi Kikola, C. and Ambroise, J. (2023). Infrastructure spending, political instability and economic growth. *IBusiness*, 15, 119-139. doi: 10.4236/ib.2023.152009.
- Matta, S., Bleaney, M. and Appleton, S. (2021). The economic impact of political instability and mass civil protest. *Economics and Politics*. doi: 10.1111/ecpo.12197. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12197>
- Murdoch, J. C., & Sandler, T. (2004). Civil wars and economic growth: Spatial dispersion. *American Journal of Political Science*, 48(1), 138-151. <https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2004.00061.x>
- Paasonen, K. (2020). Are the unhappy unemployed to blame for unrest? Scrutinizing participation in the Arab Spring uprisings. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, Vol. 26, No. 1, 1-22.
- Polachek, S. W. (1980). Conflict and trade. *Journal of Conflict Resolution*, 24(1), 55-78. <https://doi.org/10.1177/002200278002400103>
- Polachek, S. and Sevastianova, D. (2012). Does conflict disrupt growth? Evidence of the relationship between political instability and national economic performance. *The Journal of International Trade and Economic Development*, Vol. 21, No. 3, 361-388. DOI:10.1080/09638191003749783
- Ponticelli, J. and Voth, H. J. (2020). Austerity and anarchy: Budget cuts and social unrest in Europe, 1919-2008. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 48, No. 1, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2019.09.007>
- Prezeworski, A., & Limongi, F. (1993). Political regimes and economic growth. *Journal of Economic Perspectives*, 7(3), 51-69.
- Qadri Moghadam, R., Basri, B., Falihi, N., & Abbasi, G. (2022). Investigating the uncertain impact of macroeconomic variables on electricity and gas consumption in Iran (Markov-switching approach). *Scientific Quarterly of Industrial Economics Research*, 6(19), 77-97. <https://doi.org/10.30473/jier.2022.9184>. [In Persian]
- Schneider, G. and Troeger, V. (2006). War and the world economy: Stock market reactions to international conflicts. *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 50, No. 5, 623-645.
- Shahabadi, A., & Behari, Z. (2013). The effect of political stability and economic freedom on the economic growth of selected developed and developing countries. *Economic Growth and Development Researches*, 16. 53-72. [In Persian]

- Siegle, J. T., Weinstein, M. M., & Halperin, M. H. (2004). Why democracies excel. *Foreign Aff.*, 83, 57. DOI:10.2307/20034067
- Smith, R. (2014). The economic costs of military conflict. *Journal of Peace Research*, Vol. 51, No. 2, 245-256. DOI:10.1177/0022343313496595
- Sweidan, O. (2016). Political instability and economic growth: Evidence from Jordan. *Review of Middle East Economics and Finance*, Vol. 12, No. 3, 279-300. <https://doi.org/10.1515/rmeef-2015-0025>
- Veninga, W. and Ihle, R. (2018). Import vulnerability in the Middle East: Effects of the Arab spring on Egyptian wheat trade. *Food Security*, Vol. 10, No. 1, 183-194.
- Weezel, S. (2015). Economic shocks and civil conflict onset in Sub-Saharan Africa, 1981-2010. *Defence and Peace Economics*, Vol. 26, No. 2, 153-177.
- Weinberg, J. and Bakker, R. (2015). Let them eat cake: Food prices, domestic policy and social unrest. *Conflict Management and Peace Science*, Vol. 32, No. 3, 309-326. Doi: 10.1177/0738894214532411
- Worth, R.F. (2016). *A Rage for Order: The Middle East in Turmoil, from Tahrir Square to ISIS*. Macmillan, New York.
- Yousefi, A. (2007). *Alavi Economic System*. Tehran, Research Institute of Islamic Culture and Thought, 1386, first edition, p. 309. [In Persian]

Analyzing the Effect of the Strength of Legal Rights Index on Vulnerable Employment in OPEC Member Countries: A Panel Smooth Transition Regression Approach

Firas Sabah Alivi¹, Sara Ghobadi², Saad Makassees³, Hossein Sharifi Renani⁴

1. Ph.D. student in Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. E-mail: Firascr415@gmail.com
2. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) E-mail: sghobadi@khuif.ac.ir
3. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Alkut University, waset, Iraq. E-mail: Saad.hussein@alkutcollege.edu.iq
4. Associate Professor of Economics, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran. E-mail: H.sharifi@khuif.ac.ir

Abstract

Vulnerable employment is part of the informal economy and includes home-based businesses formed due to the inability to secure formal employment. Because these workers lack benefits such as health insurance, social security, bonuses, and retirement pensions, they face vulnerability and try to obtain loans and banking facilities to start, improve activities, and transition to the formal sector. Banks, as loan providers, request collateral from borrowers to ensure loan repayment, which is often in the form of property documents. Strengthening the legal rights of loans related to bank collateral leads to greater assurance for banks in lending. Due to the single-product nature of the economies of oil-exporting countries, reliance on oil revenues, and the lack of strong productive infrastructure creating sufficient jobs in the formal sector, this paper aims to analyze the effect of the strength of legal loan rights on vulnerable employment in OPEC member countries during 2013-2021. For this purpose, the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) method was used. The results showed that the legal loan rights index has a threshold of 6.22 percent with two regime. In the first regime, the strength of legal loan rights has no effect on vulnerable employment, while in the second regime, it has a negative effect, indicating that with the increase of this index, a transition from vulnerable to formal employment occurs. Additionally, oil income and the percentage of secondary education enrollment have a negative impact, and the ratio of urban population to total population has a positive impact on vulnerable employment.

Article information

Review History:

Received: June. 19, 2024
Revised: June. 25, 2024
Accepted: July. 03, 2024

Keywords:

Legal Rights Strength Index
Panel Smooth Transition Regression
Vulnerable Employment

JEL Classification:

C23, J46, J81

Corresponding Author:

sghobadi@khuif.ac.ir



Aim and Introduction:

Vulnerable employment, a segment of the informal economy, includes home-based businesses that emerge due to a lack of opportunities for formal employment. These businesses often operate without essential benefits such as medical insurance, social security, bonuses, and pensions, which exposes workers to economic instability. Consequently, many individuals engaged in vulnerable employment seek loans and financial assistance to expand their business activities and transition to the formal sector. Banks, as the primary providers of such loans, request collateral from borrowers – typically in the form of property documents – to ensure repayment and mitigate financial risk. Strengthening legal rights related to loan collateral enhances banks' confidence in issuing loans, thereby increasing access to credit for vulnerable workers.

Due to the oil-dependent nature of OPEC economies and their reliance on oil revenues, many of these countries often lack robust production infrastructures capable of generating sufficient formal employment opportunities. This study aims to analyze the effect of strengthening loan-related legal rights on vulnerable employment in OPEC member countries, including Iran, Iraq, Algeria, Angola, Congo, Gabon, Kuwait, Saudi Arabia, the United Arab Emirates, Venezuela, Guinea, Libya, and Nigeria, during the period from 2013 to 2021.

Methodology:

Following the approach of Herkenhoff et al. (2021), this study employs a model in which the independent variables include the strength of legal rights related to loans, oil revenues, secondary school enrollment rates, and the urbanization ratio. Given the study's objective of analyzing the threshold effects of legal loan rights on vulnerable employment, the Panel Smooth Transition Regression (PSTR[\[A1\]](#)) method is used to estimate the model.

Results and Discussion:

The analysis identifies a 6.22% threshold in the legal rights index, distinguishing two distinct regimes. In the first regime, the strength of legal loan rights does not significantly impact vulnerable employment. However, in the second regime, a higher index value reduces vulnerable employment, suggesting that more substantial legal loan rights facilitate the transition of workers from the vulnerable to the formal sector. Additionally, oil revenues and secondary school enrollment rates exhibit a negative effect on vulnerable employment, while the urbanization ratio has a positive effect.

Conclusion:

The findings of this study indicate that strengthening legal loan rights has contributed to a reduction in vulnerable employment, which is a subset of informal employment. This shift has contributed to growth in formal sector employment. Banking regulations and enhanced requirements for obtaining collateral have increased banks' confidence in lending, as they are better able to mitigate the risk of non-repayment. However, this system primarily benefits individuals who can pledge valid collateral, such as real estate and housing documents. Given the high value of such collateralized assets, borrowers are more

likely to invest their loans in business development, transitioning their employment from the informal to the formal sector. In addition to securing stable employment, they also gain access to social benefits such as insurance and social security. This financial stability enables them to make timely loan repayments, preventing defaults and preserving their financial credibility.

Based on these findings, it is recommended that governments and banking authorities in the investigated countries implement strict laws and regulations to guarantee loan security and identify factors contributing to bank insolvency. Such measures would help prevent financial resource mismanagement in the banking sector and reduce the probability of bank failures. Strengthening financial regulations and risk management strategies would facilitate lending, ultimately promoting employment growth in the formal sector and reducing the prevalence of vulnerable employment.

Furthermore, the study reveals that oil revenues negatively impact vulnerable employment, which may be attributed to increased government spending on productive investments and formal job creation. This suggests that redirecting oil revenues toward investment, production, and employment generation—rather than short-term expenditures—can facilitate the transition of workers from the informal to the formal sector. Thus, policymakers are encouraged to prioritize long-term economic strategies that allocate oil revenues to sectors that foster sustainable employment opportunities.

The findings also highlight the positive effect of education on labor force transition. Higher levels of education and training result in a more skilled workforce, increasing their acceptance and employability in formal job markets. Therefore, governments should allocate additional resources to public education, provide free schooling, and expand access to higher education for economically disadvantaged groups. Promoting scientific education and fostering a culture that values learning can further enhance workforce skills and economic mobility. Finally, the study finds that urbanization has had a positive effect on vulnerable employment, indicating that increasing urbanization has not been accompanied by industrial advancements or skill development, thereby failing to support the expansion of the formal sector. Instead, urbanization in the studied countries has often been driven by unfavorable business environments, weak regulatory frameworks, and a lack of political transparency, contributing to the growth of the informal economy. To address these challenges, policymakers should focus on improving governance, strengthening legal and economic structures, and fostering a business-friendly environment that supports formal employment.

[A1] The written abbreviation is for “the Panel Smooth Transition Regression”

تحلیل اثر استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک (رویکرد رگرسیون انتقال ملایم تابلویی)^۱

فراس صباح علیوی^۲، سارا قبادی^۳ , سعد مکاصیص^۴، حسین شریفی رنایی^۵

۱. این مقاله مستخرج از رساله دکتری فراس صباح علیوی در رشته علوم اقتصادی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان) با راهنمایی دکتر سارا قبادی و دکتر سعد مکاصیص و مشاوره دکتر حسین شریفی رنایی می‌باشد.

۲. دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران
Firascr415@gmail.com

۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران (نویسنده مسئول)
sghobadi@khuif.ac.ir

۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه الکتوت، واسط، عراق
Saad.hussein@alkutcollege.edu.iq

۵. دانشیار گروه اقتصاد، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران
H.sharifi@khuif.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
اشتغال آسیب‌پذیر، بخشی از اقتصاد غیررسمی و شامل کسب‌وکارهای خانگی است که در پی عدم امکان استخدام و ورود به مشاغل رسمی، شکل می‌گیرد و به دلیل برخوردار نبودن از مزایایی همچون بیمه درمان و تأمین اجتماعی، پاداش و حقوق بازتستسگی، منجر به آسیب‌پذیری شاغلان آن و تلاش برای دستیابی به وام و تسهیلات بانکی برای راه‌اندازی و ارتقاء فعالیت‌ها و انتقال به بخش رسمی می‌شود. بانک‌ها نیز به‌عنوان تأمین‌کنندگان وام به‌منظور اطمینان از بازگشت منابع وام داده شده، وثیقه‌هایی را از وام‌گیرندگان درخواست می‌کنند که اغلب به‌صورت اسناد ملکی هستند. استحکام یافتن حقوق قانونی وام در مورد وثیقه‌های بانکی منجر به اطمینان بیشتر بانک‌ها برای وام‌دهی می‌شود. به دلیل تک‌محصولی بودن اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت، اتکا به درآمدهای نفتی و عدم برخورداری از زیرساخت‌های تولیدی قوی که منجر به ایجاد مشاغل کافی در بخش رسمی باشد، هدف از تدوین مقاله حاضر، تحلیل اثر استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۱۳ می‌باشد. بدین منظور، از روش رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) استفاده شد. نتایج نشان داد، شاخص استحکام حقوق قانونی وام، دارای حد آستانه‌ای برابر با ۶/۲۲ درصد و دو رژیم حدی است. استحکام حقوق قانونی وام در رژیم اول، بر اشتغال آسیب‌پذیر، بی‌تأثیر بوده و در رژیم دوم، بر آن اثر منفی داشته است که نشان می‌دهد، با افزایش این شاخص، انتقال از بخش آسیب‌پذیر به بخش رسمی صورت گرفته است. همچنین درآمد نفت و درصد ثبت‌نام در مقطع متوسطه، اثر منفی و نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت، اثر مثبت بر اشتغال آسیب‌پذیر داشته‌اند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۳۰ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۴/۰۵ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۳ کلمات کلیدی: اشتغال آسیب‌پذیر شاخص استحکام حقوق قانونی وام رگرسیون انتقال ملایم تابلویی طبقه‌بندی JEL: C23, J46, J81 نویسنده مسئول: sghobadi@khuif.ac.ir

۱. مقدمه

به دنبال جهانی شدن، تغییرات عمیقی در بازار کار به وجود آمده است. این موضوع، باعث تمرکززدایی از میحث تولید و انعطاف‌پذیری نسبت به اشکال جدید اشتغال شده است (اولستورن، ۲۰۱۳). کاهش تعداد مشاغل خوب با دستمزد بالا، مزایای جانبی و امنیت شغلی و همچنین افزایش تعداد مشاغل بد با دستمزد پایین، ناامنی کاری و استقلال کم کارگران، باعث افزایش نابرابری در بازار کار شده است (کالبرگ، ۲۰۱۱). از این رو، نرخ بیکاری شاخص خوبی برای اندازه‌گیری ماهیت بازار کار نیست، زیرا برخی از افراد به این دلیل که توان پرداخت هزینه‌های بیکاری را ندارند، در مشاغل بد مشغول به کار می‌شوند. اهمیت این موضوع نیز با گسترش مشاغل غیررسمی در بسیاری از کشورها آشکار شده است (اتوبی، ۲۰۱۱).

فاج (۲۰۰۵) بیان می‌کند که با جهانی شدن و از هم‌پاشیدگی روابط استخدامی استاندارد، بسیاری از روابط کاری استاندارد به ترتیبات کاری غیراستاندارد تبدیل شده است (گخول و همکاران، ۲۰۱۸؛ ووسکو، ۱۹۹۷). با گسترش ترتیبات کاری غیراستاندارد و به وجود آمدن کارهای موقت، پاره‌وقت و خوداشتغالی، فضای کاری، مخاطره‌آمیزتر و آسیب‌پذیرتر شده است (سازمان جهانی کار، ۲۰۱۲).

بر اساس گزارش سازمان جهانی کار (۲۰۱۴)، تعداد کارگران شاغل در مشاغل آسیب‌پذیر در سراسر جهان، از سال ۲۰۰۷ میلادی به میزان ۲۶ میلیون افزایش یافته و در سال ۲۰۱۳ میلادی به حدود ۱/۵ میلیارد نفر رسیده است. کارگران آسیب‌پذیر، معمولاً از شرایط مطلوب کاری مانند امنیت تصدی، دستمزد و مزایای مرخصی، مزایای بهداشتی و تأمین اجتماعی و حق چانه‌زنی دسته جمعی برخوردار نیستند (کابگین و همکاران، ۲۰۱۰).

-
1. Olsthoorn (2013)
 2. Kalleberg (2011)
 3. Otake (2011)
 4. Fudge (2005)
 5. Standard employment relationship
 6. Non-standard work arrangements
 7. Gokhool et al. (2018)
 8. Vosko (1997)
 9. Short-term Temporary Employment
 10. Part-time Employment
 11. International Labour Organization (2012)
 12. Cabegin et al. (2010)

بر اساس تعریف سازمان جهانی کار (۲۰۲۰)، کارگران خودمحابسه‌گر^۱ و کارگرانی که به‌صورت خانوادگی با یکدیگر همکاری می‌کنند^۲، آسیب‌پذیر هستند، در حالی که کارفرمایان^۳ و کارمندان^۴ جزء گروه آسیب‌پذیر محسوب نمی‌شوند (لیکمن، ۲۰۲۳). کنگره اتحادیه‌های کارگری بریتانیا^۵ (۲۰۰۸)، نیز اشتغال آسیب‌پذیر را به‌عنوان شغلی ناپایدار تعریف می‌کند که افراد را به‌طور مستمر در معرض فقر و بی‌عدالتی ناشی از عدم تعادل قدرت در روابط کارفرما و کارگر قرار می‌دهد (بازولی و پرابست، ۲۰۲۳، ۷).

مبنی بر اهمیت این موضوع، کشورها باید در جهت کاهش آسیب‌پذیری مشاغل و یا توسعه کسب‌وکارهای کوچک به‌نحوی که شاغلین در این بخش از امنیت شغلی بالاتری برخوردار شوند، اقدام نمایند. شواهد نشان می‌دهد که تأمین مالی خرد، تأثیر اساسی بر خوداشتغالی و بهبود وضعیت کارهای خانوادگی بدون مزد و حقوق دارد. کسب‌وکارهای خانوادگی معمولاً منابع مالی حاصل شده از طریق وام را در جهت فعالیت‌های درآمدزا، سرمایه‌گذاری‌های اجتماعی، تحصیل و مصرف فرزندان استفاده می‌کنند. به‌طور کلی می‌توان گفت که اعتبارات خرد، بیش از آنکه در ایجاد مشاغل جدید نقش داشته باشد، در توسعه کسب‌وکارهای کوچک، نقش‌آفرینی می‌کند (فعالیت و خارقانی، ۱۳۹۰). با توجه به اهمیت نقش اعتبارات و دسترسی به وام در کاهش آسیب‌پذیری مشاغل، پژوهش حاضر با هدف تحلیل اثر سهولت وام‌دهی بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی (۲۰۲۱-۲۰۱۳) انجام می‌شود.

در این راستا، جهت سنجش میزان سهولت وام‌دهی، از شاخص استحکام حقوق قانونی^۶ که هر ساله داده‌های آن توسط بانک جهانی منتشر می‌شود، استفاده شده است. جهت برآورد الگو نیز از روش رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی^۷ (PSTR) بهره گرفته می‌شود. مرور بر پیشینه تحقیق، نشان می‌دهد که پژوهش حاضر، به لحاظ انتخاب شاخص استحکام حقوق قانونی وام و اشتغال آسیب‌پذیر به عنوان درصدی از اشتغال کل و همچنین قلمرو مکانی، دارای نوآوری است؛ به‌طوری‌که در سطح پژوهش‌های داخلی، به بررسی تأثیر استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر پرداخته نشده

-
1. Own-account workers
 2. Contributing family workers
 3. Employers
 4. Employees
 5. Lakemann (2023)
 6. The British Trades Union Congress (2008)
 7. Bazzoli & Probst (2023)
 8. Strength of legal rights
 9. Panel Smooth Transition Regression

است. علاوه بر این، استفاده از روش رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی با تعیین حد آستانه شاخص استحکام حقوق قانونی وام، بر نوآوری پژوهش افزوده است.

متناسب با هدف پژوهش، این مقاله به ۵ بخش تقسیم می‌شود. پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، ادبیات نظری تحقیق شامل مبانی نظری مورد بررسی قرار گرفته، در بخش سوم، مروری بر مطالعات پیشین ارائه شده، بخش چهارم به روش تحقیق و نتایج آزمون‌های آماری و برآورد الگوی پژوهش اختصاص یافته، و در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی عرضه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مدل‌های نظری پیرامون شکل‌گیری ترتیبات کاری غیراستاندارد

ترتیبات کاری غیراستاندارد، به وضعیتی اشاره دارد که در آن، شرایط کاری از قالب استاندارد خود یعنی وجود روابط استخدامی مستقیم و بدون واسطه، کار تمام‌وقت و قرارداد استخدامی دائمی خارج می‌شود. این ترتیبات کاری، انواع متنوعی از جمله اشتغال مثلثی^۱، اشتغال پاره‌وقت، اشتغال موقت و روابط استخدامی مبهم^۲ (پیمانکاران مستقل^۳) را شامل می‌شود (هیل^۴، ۲۰۱۵). اشتغال غیراستاندارد تحت عناوین دیگری همچون اشتغال ناهنجار، بی‌ثبات، تصادفی، اتفاقی، غیررسمی، غیرحمایتی و آسیب‌پذیر نیز نام برده می‌شود (زمانیان و موسوی، ۱۳۹۴).

در ادبیات اقتصادی، مدل‌های نظری مهمی از جمله مدل حاشیه‌نشینی^۵، تئوری بازار کار دوگانه^۶، و مدل پرتفولیوی جایگزین^۷ پیرامون شکل‌گیری ترتیبات کاری غیراستاندارد مطرح شده است. براساس مدل حاشیه‌نشینی، افراد به دلیل پیدا نکردن جایگاه شغلی مناسب، به اجبار و با اکراه به سمت مشاغل غیراستاندارد روی می‌آورند. در حقیقت، کشورها با هدف رشد و توسعه به دنبال افزایش رقابت هستند که یکی از راه‌های آن، افزایش انعطاف‌پذیری در بازار کار است. به دنبال این انعطاف‌پذیری، سازمان‌ها، کارگران ماهر و آموزش‌دیده را حفظ، و برعکس کارگران با مهارت پایین را اخراج می‌کنند (استدینگ^۸، ۲۰۱۱؛ پیل و باکسال^۹، ۲۰۰۵).

-
1. Triangular Employment
 2. Ambiguous Employment Relationships
 3. Independent Employer
 4. Hill (2015)
 5. Marginalisation model
 6. The dual labour market theory
 7. The alternative portfolio model
 8. Standing (2011)
 9. Peel and Boxall (2005)

این موضوع باعث به حاشیه رانده شدن کارگران غیرماهر می شود (واکر، ۲۰۱۱). براساس تئوری بازار کار دوگانه، بازار کار به بازارهای اولیه و ثانویه تقسیم می شود (دورینگر و پیور، ۱۹۷۱). بازار اولیه، شامل اشتغال پایدار با دستمزد بالا، شرایط کاری مطلوب و امنیت بالای شغلی است، در حالی که بازار ثانویه، دربرگیرنده مشاغل با دستمزد پایین، مشاغل غیرماهر و کوتاه مدت، شرایط کاری نامناسب و امنیت پایین شغلی می باشد (کالبرگ و سورنسن، ۱۹۷۹).

تئوری بازار کار دوگانه با تئوری سرمایه انسانی سازگار است، به این مفهوم که روابط شغلی بلندمدت میان کارگران و بنگاه ها و همچنین پرداخت دستمزدهای مبتنی بر ارشدیت، زمانی موضوعیت می یابد که بنگاه ها و کارگران، به سرمایه گذاری های متقابل در این زمینه می پردازند (بکر، ۱۹۶۴). در روشی مشابه، اقتصاد هزینه مبادله، اشتغال پایدار را با وجود قابلیت های «ویژه-دارایی» در مقایسه با مشاغل با مهارت کم و اختیارات کم، شناسایی می کند. از این رو، افراد تحصیل کرده و با مهارت بالا نسبت به کارگران کم مهارت، در موقعیت های شغلی بهتری قرار می گیرند. بر مبنای مدل پورتفولیوی جایگزین، افراد به صورت داوطلبانه به سوی مشاغل غیراستاندارد حرکت می کنند. در این مدل، استدلال می شود که تعداد فزاینده ای از کارگران به دلیل ناامن بودن وضعیت کارمندی، به کارآفرینی و خوداشتغالی روی می آورند (برچل و همکاران، ۱۹۹۹). در این بین کوندا و همکاران (۲۰۰۲) نیز نشان می دهند که تعدادی از افراد بسیار ماهر با حرکت به سوی مشاغل قراردادی (به جای مشاغل دائمی) ترجیح می دهند به دور از ترتیبات شغلی مرسوم، طیف بیشتری از مزایای کاری و پاداش های مالی را به دست آورند (اسمیتن، ۲۰۰۳).

۱-۲. اشتغال آسیب پذیر

براساس ادبیات موجود، اشتغال آسیب پذیر به عنوان زیرمجموعه ای از اشتغال غیررسمی تلقی می شود. برای رسیدن به تعریف اشتغال آسیب پذیر، می توان وضعیت اشتغال کل افراد شاغل را به دو گروه طبقه بندی نمود. گروه اول، کارگران مزد و حقوق بگیر هستند که به عنوان کارمندان شناخته می شوند و گروه دوم، کارگران خوداشتغال هستند که شامل کارگران خوداشتغال با کارمند (کارفرمایان)، کارگران

1. Walker (2011)
2. Doeringer and Piore (1971)
3. Kalleberg and Sorensen (1979)
4. Seniority-based wages
5. Becker (1964)
6. Transaction cost economics
7. Asset-specific
8. Burchell et al. (1999)
9. Kunda et al. (2002)
10. Smeaton (2003)

خوداشتغال بدون کارمند (کارگران خودمحابسه‌گر)، اعضای تولیدکنندگان تعاونی‌ها^۱ و کارگرانی که به‌صورت خانوادگی با یکدیگر همکاری می‌کنند (کارگران خانوادگی بدون مزد)، می‌شوند (بانک جهانی^۲، ۲۰۲۴).

کارمندان، به کلیه کارگرانی گفته می‌شود که در یک جایگاه شغلی مشخص با حقوق تعریف شده استخدام شده‌اند، به‌طوری‌که از قراردادهای کاری صریح (کتبی یا شفاهی) برخوردار هستند و صرف‌نظر از درآمد سازمانی که در آن مشغول به کار هستند، حقوق مشخصی دریافت می‌کنند. کارفرمایان آن دسته از افرادی هستند که به صورت انفرادی و یا با یک یا چند شریک برای خود و در زمینه شغلی مشخص کار می‌کنند؛ به‌طوری‌که حقوق و دستمزدشان مستقیماً به سود حاصل از فروش کالاها و خدمات بستگی دارد. کارفرمایان، معمولاً یک یا چند نفر را به عنوان کارمند برای خود استخدام می‌کنند. کارگران خوداشتغال بدون کارمند (کارگران خودمحابسه‌گر)، آن دسته از کارگرانی هستند که به‌تنهایی یا به‌همراه یک یا چند شریک، برای خود کار می‌کنند و از طرفی، فاقد هرگونه کارمندی هستند. اعضای تولیدکنندگان تعاونی‌ها، کارگرانی هستند که به صورت مشارکتی در تولید کالاها و خدمات فعالیت دارند و کارگرانی که به صورت خانوادگی با یکدیگر همکاری می‌کنند نیز آن دسته از کارگرانی را شامل می‌شوند که در یک سازمان بازار محور^۳ با مدیریت یک شخص مرتبط با همان خانواده، مشغول به کار هستند (سازمان ملل متحد^۴، ۲۰۲۴).

اشتغال آسیب‌پذیر، دربرگیرنده مجموع کارگران خوداشتغال بدون کارمند (کارگران خودمحابسه‌گر) و اعضای تولیدکنندگان تعاونی‌ها و کارگرانی که به صورت خانوادگی با یکدیگر همکاری می‌کنند (کارگران خانوادگی بدون مزد)، است (بانک جهانی^۵، ۲۰۲۴). علاوه بر این، کنگره اتحادیه‌های کارگری بریتانیا (۲۰۰۸)، نیز اشتغال آسیب‌پذیر را به‌عنوان شغلی ناپایدار تعریف می‌کند که افراد را به‌طور مستمر در معرض فقر و بی‌عدالتی ناشی از عدم تعادل قدرت در روابط کارفرما و کارگر قرار می‌دهد (بازولی و پرابست، ۲۰۲۳). از مشخصه‌های اصلی مشاغل آسیب‌پذیر، می‌توان به درآمد ناکافی، بهره‌وری پایین، شرایط سخت کاری، فقدان تضمین حقوق اولیه و ظرفیت اضطراری ضعیف اشاره کرد (گنگوپادی و شانکار^۶، ۲۰۱۶؛ سازمان جهانی کار، ۲۰۱۰).

1. Members of producers' cooperatives

2. <https://databank.worldbank.org/metadataglossary/world-development-indicators/series/SL.EMP.VULN.ZS>

۳. در سازمان‌های بازارمحور، فعالیت و محصولات کسب و کار، براساس نیازها و خواسته‌های مشتریان سازماندهی می‌شود.

4. https://www.un.org/esa/sustdev/natlinfo/indicators/methodology_sheets/econ_development/vulnerable_employment.pdf

5. <https://databank.worldbank.org/metadataglossary/world-developmentindicators/series/SL.EMP.VULN.ZS>

6. Poor emergency capability

7. Gangopadhyay & Shankar (2016)

در کشورهای در حال توسعه، مشاغل آسیب‌پذیر سهم زیادی در بخش غیررسمی دارند و عموماً به فعالیت‌هایی همچون کشاورزی یا سایر فعالیت‌های با ارزش افزوده پایین و با درآمدهای کم و متغیر اشتغال دارند. علاوه بر این، در این‌گونه از مشاغل معمولاً کالاها یا خدماتی تولید می‌شوند که برای فروش با قیمت پایین یا معاوضه است، مانند فروشندگان خیابانی، رانندگان تاکسی و کارگران خانگی (سازمان جهانی کار، ۲۰۲۰). به‌طور کلی، می‌توان گفت که مشاغل آسیب‌پذیر، احتمال کمتری دارد که ترتیبات کاری رسمی داشته باشند و بنابراین به احتمال زیاد، فاقد شرایط کاری مناسب و امنیت اجتماعی کافی از طریق اتحادیه‌های کارگری و سازمان‌های مشابه هستند. مشاغل آسیب‌پذیر، اغلب با درآمد ناکافی، بهره‌وری پایین و شرایط دشوار کار، مشخص می‌شوند که باعث تضعیف حقوق اساسی کارگران می‌شود (سازمان ملل متحد، ۲۰۲۳).

۲-۲. استحکام حقوق قانونی وام و اشتغال آسیب‌پذیر

استحکام حقوق قانونی وام، مفهومی است که نشان می‌دهد قوانین وثیقه و ورشکستگی^۱ تا چه حد از حقوق وام‌گیرندگان و وام‌دهندگان حمایت می‌کند، و به بیانی دیگر، این مفهوم، بیانگر میزان سهولت در وام‌دهی است. زمانی که قوانین و مقررات مربوط به اخذ وام، سخت و طاقت‌فرسا باشند، این موضوع می‌تواند منجر به سطوح غیررسمی بالاتر شود. از آنجایی که بخش غیررسمی، دسترسی کمتری به اعتبارات دارد، معمولاً کارگران کمتری استخدام می‌کند که اغلب فاقد حمایت‌های لازم کاری نیز هستند (بانک جهانی، ۲۰۲۴).^۲ در عین حال، شواهد نشان می‌دهد که تأمین مالی خرد، تأثیر اساسی بر خوداشتغالی و بهبود وضعیت کارهای خانوادگی بدون مزد و حقوق دارد.

کسب‌وکارهای خانوادگی، معمولاً منابع مالی حاصل شده از طریق وام را در جهت فعالیت‌های درآمدزا، سرمایه‌گذاری‌های اجتماعی، تحصیل و مصرف فرزندان استفاده می‌کنند. به‌طور کلی می‌توان گفت، اعتبارات خرد بیش از آنکه در ایجاد مشاغل جدید نقش داشته باشد، در توسعه کسب‌وکارهای کوچک، نقش‌آفرینی می‌کند. از این رو، در اولویت‌بندی تخصیص اعتبارات خرد، باید اهمیت کسب‌وکارهای کوچک مورد توجه قرار بگیرد. علاوه بر این، باید به این نکته توجه داشت که با نزدیک شدن افراد به خط فقر، کسب‌وکارهای خانوادگی نسبت به کسب‌وکارهای تخصصی، از ریسک پایین‌تری برخوردار خواهد بود و لذا اعتبارات خرد اعطایی، بیشتر موجب رونق کسب‌وکارهای خانوادگی می‌شود.

1. https://esa.un.org/unmigration/documents/retreat/UN%20WOMEN_Indicator_vulnerable_employment.pdf

2. Collateral and bankruptcy laws

3. <https://data.worldbank.org/indicator/IC.LGL.CRED.XQ>

هولم و موسلی^۱ (۱۹۹۶)، نیز نشان می‌دهند که وام‌های خرد، تأثیر اندکی بر تخصیص شدن کسب‌وکارها دارد. البته باید در نظر داشت که میزان مؤثر بودن اعتبارات در ایجاد و توسعه اشتغال، به درآمد، مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری دریافت‌کننده وام بستگی دارد (فعالیت و خارقانی، ۱۳۹۰). با توجه به موارد بیان شده، اعطای تسهیلات می‌تواند به ایجاد اشتغال در بخش رسمی و غیررسمی منجر شود. به عبارتی، با اعطای تسهیلات، این امکان وجود دارد که مشاغل جدید ایجاد شوند و یا مشاغلی که از قبل وجود داشته‌اند، گسترش و توسعه یابند. همچنین انتقال افراد از بخش غیررسمی به بخش رسمی، با وجود دریافت وام و تسهیلات قابل تصور است. در این میان، نظام بانکی به عنوان واسطه میان صاحبان سرمایه و متقاضیان سرمایه از اهمیت زیادی برخوردار است. بانک‌ها با سازماندهی و هدایت دریافت‌ها و پرداخت‌ها، مبادله‌های تجاری و بازرگانی را تسهیل می‌کنند و موجب گسترش بازارها، رشد و شکوفایی اقتصادی می‌شوند (کبیری شاه آباد و عیسائی تفرشی، ۱۳۹۸).

هرچند اکثر مدل‌های کلان اقتصادی، تعاملات بین بخش واقعی و بخش مالی اقتصاد را به صورت خطی بررسی می‌کنند، اما این تعاملات، لزوماً خطی نیستند. اولین مطالعاتی که پیوند بین امور مالی و اقتصاد واقعی را تحلیل نمودند، بر پول و سیاست پولی همچون نسبت وام به سپرده و نسبت وام به تولید ناخالص داخلی و اثرگذاری آن بر تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری و اشتغال با به کارگیری روش خودرگرسیون^۲ (VAR) تمرکز داشتند (فورناری و استراکا^۳، ۲۰۱۳). اخیراً احتمال غیرخطی بودن پیوندهای کلان اقتصادی-مالی به شدت برجسته شده است و بسیاری از مطالعات تجربی که از مدل‌های غیرخطی همچون مدل‌های تغییر رژیم استفاده کرده‌اند، عدم تقارن در پاسخ به تغییرات متغیرهای مالی را در رژیم‌های مختلف نتیجه گرفته‌اند (رضازاده و همکاران، ۱۴۰۲).

۳-۲. درآمد نفت و اشتغال آسیب‌پذیر

کاهش درآمدهای نفتی به دنبال کاهش قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی، باعث ایجاد رکود اقتصادی و افزایش بحران‌های کلان اقتصادی می‌شود که یکی از پیامدهای آن، افزایش بیکاری است (رایفو و امینو^۴، ۲۰۲۲). بیکاری با ناعادلانه‌تر نمودن توزیع درآمد، باعث گسترش فقر در میان آحاد جامعه می‌شود. آمارتیا سن^۵ (۱۹۹۷)، کاهش تدریجی مهارت‌های شغلی را به عنوان یکی از پیامدهای مهم بیکاری تلقی می‌کند (سنجری کنارصندل و همکاران، ۱۴۰۱). به دنبال افزایش بیکاری و کمبود فرصت‌های شغلی در کوتاه‌مدت و کاهش تدریجی مهارت‌های شغلی در بلندمدت، افراد به سمت

1. Hulme & Mosley (1996)

2 Vector auto regressive

3 Fornari & Stracca

4. Raifu & Aminu (2022)

5. Amartya Sen (1997)

مشاغل مبتنی بر خوداشتغالی و همکاری با اعضای خانواده که در زمره مشاغل آسیب‌پذیر هستند، روی می‌آورند.

در حقیقت، کاهش درآمدهای نفتی از طریق کاهش مخارج عمومی دولت و تقاضای کل، منجر به کاهش اشتغال بخش رسمی می‌شود (حقیقی و بهاء‌لو، ۱۳۰۲؛ کانتور و همکاران، ۲۰۱۲؛ فرزانه‌گان و مارکواردت، ۲۰۰۹). البته کاهش درآمدهای نفتی و کاهش ارزش پول ملی، می‌تواند از طریق افزایش صادرات و در نتیجه، تقویت بخش تولید در اقتصاد، به افزایش اشتغال نیز منجر شود که در این صورت، پیامدهای متفاوتی را به همراه خواهد داشت (حقیقی و بهاء‌لو، ۱۳۰۲؛ جیمز و همکاران، ۲۰۱۲).

۴-۲. آموزش و اشتغال آسیب‌پذیر

در اقتصادهای کم‌درآمد، کارگران از تحصیلات کمتری برخوردار هستند و این موضوع، یکی از دغدغه‌های اصلی و یک مانع مهم در مسیر رشد و تحول جامعه است. تحصیلات پایین و تداوم آن در این گروه از کشورها، از یک سو، ناشی از فقر و از سوی دیگر، ناشی از فقدان آموزش با کیفیت است که در نهایت، منجر به ایجاد اشتغال آسیب‌پذیر و دستمزد پایین کارگران جوان و متعاقب آن، کمبود منابع مالی برای تأمین بودجه آموزش نسل آتی می‌شود. اگر چه افزایش سطح تحصیلات نیروی کار نوظهور در اقتصادهای در حال توسعه، به‌خودی‌خود، منجر به جذب آسان آن‌ها به مشاغل غیرآسیب‌پذیر نمی‌شود، اما سوق دادن جوانان با تحصیلات پایین و کم مهارت به سوی بازار کار، ضمن ایجاد یک زندگی حداقلی مبتنی بر اشتغال آسیب‌پذیر برای افراد، باعث بالقوه ماندن پتانسیل افزایش بهره‌وری برای اقتصاد نیز می‌شود. به‌طور کلی می‌توان گفت، بازده تحصیلات برای کارگران استخدام شده با دستمزد و کارگران خودمحاسبه‌گر بسیار متفاوت است و یافته‌ها حاکی از اهمیت روزافزون تحصیلات پیشرفته و فراتر از مقطع ابتدایی است (اسپارووم و استینووا، ۲۰۱۴).

۵-۲. شهرنشینی و اشتغال آسیب‌پذیر

براساس نظریه ساختاری کلاسیک^۷ (مانند نظریه ساختار اقتصادی دوگانه لویی^۸) و نظریه مهاجرت جمعیت^۹ (مانند قضیه پتی-کلارک^{۱۰})، شهرنشینی به‌ترتیب، منجر به افزایش اشتغال در صنایع ثانویه

1. Haqiqi & Bahalou (2013)
2. Cantore et al. (2012)
3. Farzanegan & Markwardt (2009)
4. James et al. (2012)
5. workers in paid employment
6. Sparreboom & Staneva (2014)
7. Classical structural theory
8. Lewis' Dual Economic Structure Theory
9. Population migration theory
10. The Petty-Clark Theorem

و سوم ۱ و کاهش اشتغال در صنایع اولیه^۲ می‌شود (تیمبرلیک^۳، ۱۹۸۷). علاوه بر این، شهرنشینی تنها منجر به یک دگرگونی ساده در ساختار اشتغال نمی‌شود، بلکه با مشکلات اجتماعی مهمی همچون فقر و نابرابری نیز ارتباط تنگاتنگی دارد (کاستری^۴، ۲۰۰۷؛ پک^۵، ۲۰۰۳). از این رو، ادبیات رو به رشدی بر اهمیت رابطه شهرنشینی و آسیب‌پذیری مشاغل تأکید کرده‌اند.

برخی از محققان، معتقدند که در بحران ایجاد شده پس از سال ۲۰۰۸ میلادی، مناطق با فضای شهری بیشتر، در مقایسه با مناطق با فضای شهری کمتر، از مشکلات بیکاری بیشتری رنج برده‌اند. در این بین پالاسکاس و همکاران^۶ (۲۰۱۵)، نیز نشان می‌دهند که میان جمعیت و گسترش بیکاری، ارتباط مثبتی برقرار است و از آن تحت عنوان بحران شهرنشینی یاد می‌کنند. علاوه بر این، برخی از محققان نیز بر این باور هستند که در صورت مهاجرت سیل عظیم افراد آسیب‌پذیر، سطح شهرنشینی و اندازه شهر، می‌تواند بر آسیب‌پذیری مشاغل مؤثر باشد (چن و همکاران^۷، ۲۰۲۳؛ ویل^۸، ۲۰۰۹). مطالعات وو و اشنایدر^۹ (۲۰۱۹)، هانگ و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۹)، الگین و اویوات^{۱۱} (۲۰۱۳) و راج^{۱۲} (۱۹۹۳)، نیز یک رابطه U شکل میان شهرنشینی و اشتغال غیررسمی را نشان می‌دهد، به‌طوری‌که با رسیدن نرخ شهرنشینی به یک حد معین، روند افزایشی اشتغال غیررسمی به‌عنوان درصدی از اشتغال کل به یک روند کاهشی تبدیل می‌شود. علاوه بر این، باکلوتی و بوژلبنه^{۱۳} (۲۰۲۰)، نیز استدلال می‌کنند که در صورت ضعیف بودن کیفیت نهادی، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، باعث کاهش اشتغال بخش غیررسمی نمی‌شود و سطوح گذشته نابرابری از مهم‌ترین عوامل در توضیح اندازه اقتصاد غیررسمی است (گوتیرز-رومر^{۱۴}، ۲۰۲۱).

۱. صنعت ثانویه، بخشی از اقتصاد است که مواد خام را به کالاهایی برای فروش یا مصرف تبدیل می‌کند. صنعت سوم نیز بخشی از اقتصاد است که به فروش یا تجارت خدمات (به‌جای کالا) می‌پردازد.

۲. صنایع اولیه به صنایعی همچون معدن، کشاورزی و جنگلداری اشاره دارد که در تهیه مواد خام طبیعی به منظور تولید کالاها و محصولات، نقش دارند.

3. Timberlake (1987)

4. Castree (2007)

5. Peck (2003)

6. Palaskas et al. (2015)

7. Chen et al. (2023)

8. Weil (2009)

9. Wu & Schneider (2019)

10. Huang et al. (2019)

11. Elgin & Oyvat (2013)

12. Rauch (1993)

13. Baklouti and Boujelbene (2020)

14. Guti´errez-Romero (2021)

۳. مطالعات پیشین

عناستانی و همکاران (۱۳۹۸)، با استفاده از مدل آنتروپی^۱، به بررسی اثر وام‌های کمیته امداد امام خمینی بر اشتغال پایدار روستاییان مشهد در سال ۱۳۹۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین مدیریت پروژه و اشتغال پایدار، رابطه‌ای مستقیم با شدتی قوی وجود دارد.

عبدی و همکاران (۱۳۹۸)، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۹۵-۱۳۸۵) و با استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف^۲ و ضریب همبستگی پیرسون^۳، به بررسی اثر اعتبارات خرد دولتی بر کارآفرینی و توسعه پایدار روستایی شهرستان جوانرود پرداخته‌اند. آنان به این منظور، از شاخص‌های متعددی در ابعاد اقتصادی، اجتماعی و کالبدی استفاده نموده‌اند. نتایج نشان داده است که اعتبارات خرد دولتی، تأثیر مهمی بر ایجاد کارآفرینی و توسعه پایدار دارد.

قربانی و حسنی (۱۳۹۶)، با به کارگیری روش لاجیت چندسطحی، به بررسی رابطه بین تسهیلات بانکی پرداختی توسط بانک کشاورزی در استان مازندران و طرح‌های خود اشتغالی طی دوره (۱۳۸۸-۱۳۸۴) پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که بین ظرفیت طرح‌ها و تسهیلات اعتباری، رابطه‌ای معنی‌دار وجود نداشته است. این نتیجه، بیانگر لزوم امکان‌سنجی و مکان‌سنجی طرح‌های تسهیلاتی توسط بانک‌ها می‌باشد.

چراغی و همکاران (۱۳۹۳)، با در نظر گرفتن سال ۱۳۹۱ و با استفاده از جدول مورگان^۴ و همچنین با بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ^۵، به ارتباط میان وام دریافتی و پایداری شغل ایجاد شده در شهرستان آبدانان پرداخته‌اند. آنان به این منظور از ابزار پرسشنامه مشتمل بر ۲۹ سؤال با سطوح سنجش اسمی، ترتیبی و فاصله‌ای نسبی استفاده نموده‌اند. نتایج به دست آمده، تأییدکننده ارتباط میان پایداری شغل ایجاد شده با متغیرهای جنسیت، سن و میزان وام دریافتی می‌باشد.

یعقوبی (۱۳۸۴)، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۱۳۸۱-۱۳۷۵) و با استفاده روش پرسشنامه‌ای و بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ، به بررسی اثرات اعتبارات خرد بر اشتغال زنان روستایی استان زنجان پرداخته است. وی به این منظور، زنان روستایی استان زنجان که طی سال‌های مورد بررسی، موفق به اخذ اعتبارات از بانک کشاورزی شده‌اند را به عنوان جامعه آماری تحقیق انتخاب نموده است. نتایج نشان داد که اعتبارات پرداختی، بیشترین تأثیر را در زمینه تثبیت شغل قبلی زنان دریافت‌کننده وام داشته، و به علت ناکافی بودن مبلغ آن در ایجاد مشاغل جدید به صورت فردی و گروهی، از موفقیت‌چندانی برخوردار نبوده است.

-
1. Entropy
 2. Kolmogrov-Smirnov test
 3. Pearson correlation coefficient
 4. Morgan
 5. Cronbach's alpha

آکوستا و کورتس^۱ (۲۰۲۲)، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی^۲ و در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۱۸-۲۰۰۹)، به بررسی اثر وام بر اشتغال در بنگاه‌های بزرگ و کوچک پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که کانال وام بانکی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، به ترتیب، نقش مهمی در تحریک اشتغال بنگاه‌های کوچک و بزرگ دارد.

هرکنهاف و همکاران^۳ (۲۰۲۱)، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۱۰-۱۹۹۸) و با استفاده از رگرسیون مبتنی بر اقتصادسنجی، به بررسی چگونگی تأثیر اعتبار مصرف‌کننده بر اشتغال، درآمد و کارآفرینی در ایالات متحده آمریکا پرداخته‌اند. آنان به این منظور، از متغیرهایی همچون درآمد خالص خوداشتغالی، تراز اعتباری و درآمدهای نیروی کار استفاده نموده‌اند. نتایج نشان داده است که افزایش دسترسی خانوار به اعتبارات، افزایش خوداشتغالی و مالکیت بنگاه‌ها را به همراه دارد، در حالی که افزایش اعتبارات، اشتغال بخش رسمی را کاهش می‌دهد.

داتا و ساهو^۴ (۲۰۲۱)، با استفاده از روش رگرسیونی چندگانه^۵ و با در نظر گرفتن فاصله زمانی مارس^۶ تا دسامبر^۷ ۲۰۱۹، به بررسی تأثیر اعتبارات خرد بر ایجاد اشتغال و قدرت زنان روستایی در هند پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش اعطای اعتبارات خرد، فعالیت‌های درآمدزا و جذب نیروی انسانی در قالب کسب و کارهای خانگی و غیرخانگی افزایش می‌یابد.

گارسیا^۸ (۲۰۲۰)، با در نظر گرفتن دوره زمانی (۲۰۱۰-۲۰۰۷) و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به بررسی اثر عرضه اعتبارات مسکن بر اشتغال خانوار در آمریکا در بخش‌های ساختمانی و مالی پرداخته است. وی به این منظور، متغیرهایی همچون قیمت خانه، فروش خانه، اشتغال، اعتبارات مسکن، امتیازات اعتباری، جمعیت‌شناسی، مشخصات وام‌گیرندگان و ساختار صنعت را مورد توجه قرار داده است. نتایج نشان داد که کاهش عرضه اعتبارات مسکن، منجر به کاهش اشتغال خانوار می‌گردد.

تمو^۹ (۲۰۱۹)، با استفاده از روش پرسشنامه‌ای و همچنین با بهره‌گیری از تکنیک‌های نمونه‌گیری تصادفی ساده و چند مرحله‌ای^{۱۰}، چگونگی تأثیر دسترسی جوانان به اعتبارات بر ایجاد اشتغال در تانزانیا را مورد بررسی قرار داده است. وی به این منظور، به تعیین نسبت دسترسی جمعیتی جوانان به اعتبارات، عوامل مؤثر بر دسترسی جوانان به اعتبارات، سهم اعتبارات دریافتی در ایجاد اشتغال و چالش‌های پیش روی جوانان برای دسترسی به اعتبارات پرداخته است. نتایج نشان داده است که با افزایش دسترسی جوانان به اعتبارات، اشتغال نیز افزایش می‌یابد.

1. Acosta & Cortés (2022)
2. Ordinary Least Squares
3. Herkenhoff et al. (2021)
4. Datta & Sahu (2021)
5. Multiple Regression
6. March
7. December
8. Garcia (2020)
9. Temu (2019)
10. Multistage and simple random sampling techniques

مرور بر مطالعات گذشته، نشان می‌دهد که تاکنون به‌طور مشخص، به بررسی تأثیر شاخص استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر پرداخته نشده است. استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم تابلویی، به‌عنوان یک روش غیرخطی در تحلیل اثر آستانه‌ای شاخص مذکور بر اشتغال آسیب‌پذیر نیز از دیگر نوآوری‌های این پژوهش است.

۴. روش تحقیق

۴-۱. تصریح الگو و معرفی متغیرها

برای دستیابی به هدف این مقاله که تحلیل اثر استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای اوپک شامل ایران، عراق، الجزایر، آنگولا، کنگو، گابن، کویت، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، ونزوئلا، گینه، لیبی و نیجریه طی سال‌های ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۱ است. به پیروی از هرکنهاف و همکاران (۲۰۲۱)، الگوی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$VE_{it} = f(SLR_{it}, OR_{it}, SET_{it}, UP_{it}) \quad t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

در مدل (۱)، VE_{it} متغیر وابسته است که بیانگر اشتغال آسیب‌پذیر می‌باشد. اشتغال آسیب‌پذیر دربرگیرنده اشتغال نیروهای کار خودمحاسبه‌گر و اشتغال مبتنی بر همکاری اعضای خانواده می‌باشد. SLR_{it} متغیر مستقل و بیانگر شاخص استحکام حقوق قانونی وام است. این شاخص، نشان می‌دهد که قوانین وثیقه و ورشکستگی، تا چه حد از حقوق وام‌گیرندگان و وام‌دهندگان محافظت می‌کنند. به بیانی دیگر، این شاخص، میزان سهولت در دریافت وام را اندازه‌گیری می‌نماید. شاخص مذکور در بازه عددی صفر تا دوازده رتبه‌بندی شده است، به‌طوری‌که رتبه صفر، بیانگر بدترین وضعیت و رتبه ۱۲، بیانگر بهترین وضعیت در حفاظت از حقوق وام‌گیرندگان و وام‌دهندگان و سهولت در دریافت وام است.

OR_{it} متغیر مستقل و بیانگر درآمد نفت در کشورهای اوپک می‌باشد. در محاسبه این متغیر، متوسط قیمت سالیانه نفت خام در کشورهای اوپک به دلار برای هر بشکه نفت خام ضرب در متوسط فروش نفت در نظر گرفته می‌شود. SET_{it} متغیر مستقل و نشان‌دهنده درصد ثبت‌نام در مقطع متوسطه می‌باشد. این متغیر نسبت کل ثبت نام به جمعیت گروه سنی که به‌طور رسمی با این سطح از تحصیلات مطابقت دارند، در نظر گرفته می‌شود و مقیاس آن درصد می‌باشد. UP_{it} متغیر مستقل و بیانگر نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت است. در محاسبه این نسبت، جمعیتی که به گزارش مقامات رسمی در مناطق شهری زندگی می‌کنند، در نظر گرفته می‌شود. مقیاس اندازه‌گیری این متغیر نیز درصد است.

داده‌های مربوط به متغیرهای مربوطه برای کشورهای اوپک، طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۳ از سایت بانک جهانی (WDI) استخراج شده است. از آنجا که هدف این مطالعه، تحلیل اثر آستانه‌ای استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر است، از الگوی رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR) که روشی برای تعیین حد آستانه است، استفاده می‌شود. بدین منظور از مطالعات گونزالز و همکاران (۲۰۱۷) و کولیتاز

و هارولین^۱ (۲۰۰۶)، پیروی می‌شود که براساس الگویی، دارای دو حد آستانه و یک تابع انتقال و به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$VE_{it} = \pi_i + \alpha_1 OR_{it} + \alpha_2 SET_{it} + \alpha_3 UP_{it} + \lambda_0 IQ_{it} F(SLR_{it}; \gamma, c) + \mu_{it} \quad (2)$$

در معادله (۱)، π_i اثرات ثابت مقاطع، α_i ها ضرایب برآوردی، λ_0 ضریب تابع انتقال t بیانگر زمان، i نشان‌دهنده مقاطع (کشورها) و μ_{it} نیز جز خطا است. تابع $F(IQ_{it}, GI_{it}; \gamma, c)$ بیانگر تابع انتقالی است که پیوسته و کراندار بوده و بین صفر و یک قرار می‌گیرد. در این الگو، متغیر انتقال از بین متغیرهای توضیحی یا وقفه متغیر وابسته و یا متغیر دیگری که خارج از الگو است، ولی از لحاظ مبانی نظری با الگوی مورد مطالعه مرتبط است و عامل ایجاد رابطه غیرخطی می‌باشد، قابل انتخاب است.

در این مقاله، شاخص استحکام حقوق قانونی وام به‌عنوان متغیر انتقال و دارای اثرات آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود. تابع انتقال به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، به‌صورت لاجستیکی، به‌شکل زیر تصریح می‌گردد:

$$F(SLR_{it}; \gamma, c) = [1 + \exp(-\gamma \pi(SLR_{it} - c_i))]^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq c_1 \leq \dots \leq c_m \quad (3)$$

در معادله (۳)، c_j برداری m بعدی از مقدار حدهای آستانه‌ای است. γ نیز پارامتر شیب است که سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. در الگوی PSTR، ضرایب تخمینی با توجه به مشاهدات متغیر انتقال و پارامتر شیب به‌صورت پیوسته میان دو حالت حدی $F=0$ و $F=1$ تغییر می‌یابد که این دو حالت حدی، به‌صورت زیر تصریح می‌گردند:

$$Y = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 X_{it} + u_{iu} & F = 0 \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1) X_{it} + u_{it} & F = 1 \end{cases} \quad (4)$$

از آنجایی که پارامترهای انتقال، با پارامتر شیب در تابع انتقال متناسب هستند، می‌توان آزمون خطی بودن را انجام داد. مبنای کار در این آزمون، آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) است که توسط کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، ارائه شده‌اند. گام بعدی، پس از تأیید وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها، اطمینان از نبود رابطه غیرخطی در باقیمانده‌ها است. پس از اطمینان از غیرخطی بودن رابطه بین متغیرها، عدم وجود رابطه غیرخطی بین باقیمانده‌ها و انتخاب یک تابع انتقال، لازم است به تعیین انتخاب تعداد حدهای آستانه‌ای برای مدل نهایی پرداخته شود.

گونزالز و همکاران (۲۰۱۷)، برای تبیین تغییرپذیری پارامترها، لحاظ کردن یک یا دو مقدار آستانه‌ای ($m=1$ یا $m=2$) را کافی دانسته و بیان می‌کنند که برای $m=1$ ، مدل PSTR با توجه به مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (q_{it}) در مقایسه با مقدار حد آستانه‌ای (C_1) و با یک تابع انتقال یکنواخت، دو رژیم حدی وجود خواهد داشت. اگر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل PSTR به مدل دو رژیمی آستانه‌ای تابلویی PTR تبدیل می‌شود. در واقع، تابع انتقال زمانی که $q_{it} > C_1$ باشد، مقدار یک و در غیراین‌صورت، مقدار صفر را اختیار می‌کند. در حالت $m=2$ ، نقطه حداقل تابع انتقال در $\frac{(C_1+C_2)}{2}$ رخ

می‌دهد و مقدار یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (IQ_{it}) لحاظ می‌کند و در صورتی که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، مدل PSTR تبدیل به یک مدل آستانه‌ای سه رژیم می‌شود. اگر پارامتر شیب به سمت صفر میل کند، با هر تعداد حد آستانه‌ای، مدل PSTR، یک مدل رگرسیونی خطی یا همگن با اثرات ثابت خواهد بود (گونزالز و همکاران، ۲۰۱۷).

۴-۲. نتیجه آزمون‌های آماری و برآورد الگو

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد استفاده در الگوی پژوهش، در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: آمار توصیفی
Table 1: Descriptive statistics

متغیر	نماد	میانگین	میان	حداقل	حداکثر	مقیاس
اشتغال آسیب‌پذیر	VE_t	۳۸/۶۷	۳۴/۲	۰/۳۴	۸۲/۲۹	درصد
شاخص استحکام حقوق قانونی وام	SLR_t	۲/۸۸	۲	۰	۹	امتیاز ۱۲-۰
درآمد نفت	OR_t	۲۱/۹۷	۱۹/۳۱	۲/۶۸	۵۶/۳۷	درصد
ثبت‌نام در مقطع متوسطه	SET_t	۳۸/۷۵	۴۷/۰۵۲	۴/۱۵۸	۸۱/۵۲	درصد
نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت	UP_t	۷۶/۵۹	۷۴/۳۹	۴۶/۱۱	۱۰۰	درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای بررسی مانایی داده‌های پانل، می‌توان از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته؛ لوین، لین و چاو؛ فیشر؛ ایم، شین و پسران؛ هادری؛ و پسران استفاده کرد، که البته انتخاب آزمون مناسب از بین این آزمون‌ها در گام اول، نیازمند بررسی وجود وابستگی مقطعی است، به‌طوری‌که در صورت وجود وابستگی مقطعی، لازم است از آزمون پسران استفاده شود و در غیراین صورت می‌توان از سایر آزمون‌ها استفاده نمود. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران برای متغیرهای پژوهش، در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر در این آزمون، عدم وجود وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است و فرضیه مخالف، از وجود وابستگی مقطعی حکایت دارد.

جدول ۲: نتیجه آزمون استقلال مقطعی پسران

Table 2: Results of the Pesaran cross-sectional independence test

آماره CD	احتمال آماره
۱/۴۵	۰/۱۴۷۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Augmented Dicky Fuller
2. Levin, Lin & Chu
3. Fisher
4. Im, Pesaran & Shin
5. Hadri

نتایج به دست آمده در جدول (۲)، نشان می‌دهد که احتمال آماره آزمون CD از ۰/۰۵ بزرگ‌تر است، بدین ترتیب فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در مدل پژوهش، رد نمی‌شود. لذا بین متغیرهای مورد بررسی، وابستگی مقطعی وجود ندارد. به عبارتی، مقاطع از هم مستقل هستند. با توجه به عدم وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها، برای بررسی مانایی داده‌ها، می‌توان از آزمون‌های معمول مانایی برای داده‌های پانلی شامل واحد لوین، لین و چو؛ ایم، پسران، شین و بریتانگ و هادری استفاده کرد.

در این پژوهش، به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های لین، لوین و چاو (LLC) و آزمون ایم، پسران و شین (IPS) استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون مانایی لین، لوین و چاو، 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 روش‌های لین، لوین و چو و ایم، پسران، شین نمایش می‌دهد.

جدول ۳: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش به روش IPS و LLC

Table 3: Results of the stationarity test of research variables using IPS and LLC methods

نام متغیر	نماد متغیر	آزمون IPS	نتیجه آزمون	آزمون LLC	نتیجه آزمون
اشتغال آسیب‌پذیر	VE_{it}	-۲/۹۸۲ (۰/۰۰۱۴)	I(0)	-۸/۶۷۵ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
شاخص استحکام حقوق قانونی وام	SLR_{it}	۰/۱۲۷ (۰/۵۵۰۵)	I(1)	-۱/۷۴۰ (۰/۰۴۰۹)	I(0)
تفاضل مرتبه اول شاخص استحکام حقوق قانونی وام	ΔSLR_{it}	-۲۱/۰۰۰ (۰/۰۰۰۰)		—	—
درآمد نفت	OR_{it}	-۸/۹۳۲ (۰/۰۰۰۰)	I(0)	-۲۰/۸۷۳ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
درصد ثبت‌نام در مقطع متوسطه	SET_{it}	-۱۳/۰۰۰ (۰/۰۰۰۰)	I(0)	-۴/۶۷۴ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت	UP_{it}	۰/۱۳۷ (۰/۵۵۴۴)	I(1)	-۶/۵۴۷ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
تفاضل مرتبه اول نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت	ΔUP_{it}	-۵۶/۰۰۰ (۰/۰۰۰۰)		—	—

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۳)، آزمون مانایی لین، لوین و چاو، عدم وجود ریشه واحد را برای تمام متغیرهای موجود در مدل پژوهش تأیید می‌کند. به عبارتی، براساس آزمون لین، لوین و چاو، تمامی متغیرهای موجود در مدل مانا یا از درجه $I(0)$ هستند؛ در حالی که براساس آزمون مانایی ایم، پسران و شین، برخی از متغیرها در سطح مانا هستند و برخی با یک بار تفاضل‌گیری، مانا شده‌اند. ملاحظه می‌شود

که کلیه متغیرها براساس آزمون مانایی LLC، مانا در سطح هستند، ولی آزمون مانایی IPS، حاکی از وجود متغیرهای مانا و نامانا در سطح می‌باشد.

در چنین شرایطی دو راه حل برای برآورد مدل وجود دارد. راه حل اول، استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرهای نامانا در مدل است که باعث از بین رفتن اطلاعات مرتبط با سطح متغیرها می‌شود. به دلیل اینکه هدف این پژوهش، بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرها بوده، لازم است از متغیرها در سطح استفاده شود. بدین ترتیب، از راه حل دوم به پیروی از کادیلی و مارکوف (۲۰۱۱) مبنی بر انجام آزمون مانایی برای پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل استفاده می‌شود. بر این اساس، پسماندهای بخش خطی و غیرخطی حاصل از مدل PSTR استخراج شده و مانایی آن‌ها به وسیله هر دو نوع آزمون مانایی لین، لوین و چو و ایم، پسران و شین بررسی می‌شود. چنانچه پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل، مانا در سطح باشند، می‌توان بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، به برآورد مدل اقدام نمود. جدول (۴)، نتایج آزمون مانایی برای پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۴: نتایج آزمون مانایی پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل به روش LLC و IPS

Table 4: Results of the stability test of the residuals of the linear and nonlinear parts of the model using the LLC and IPS methods

نام متغیر	نوع آزمون	آماره t	احتمال آماره	نتیجه آزمون
پسماند بخش خطی	LLC	-۲۴/۴۷۵	۰/۰۰۰۰	مانا در سطح
	IPS	-۳/۱۲۰	۰/۰۰۰۹	مانا در سطح
پسماند بخش غیرخطی	LLC	-۱۹/۱۳۱	۰/۰۰۰۰	مانا در سطح
	IPS	-۲/۲۲۱	۰/۰۱۳۲	مانا در سطح

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴)، بیانگر آن است که احتمال آماره آزمون مانایی به هر دو روش لین، لوین و چو و ایم، پسران و شین برای پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل برآوردی به روش PSTR از ۰/۰۵ کوچک‌تر است. بدین ترتیب، فرضیه صفر مبنی بر نامانا بودن پسماندهای بخش خطی و غیرخطی مدل رد می‌شود و نگرانی از بروز رگرسیون کاذب وجود ندارد. شرط استفاده از روش PSTR، اطمینان از غیرخطی بودن مدل است. بدین ترتیب، آزمون تشخیص خطی یا غیرخطی بودن مدل با فرضیه صفر خطی بودن و فرضیه مخالف غیرخطی بودن مدل انجام می‌شود. در صورتی که احتمال آماره از ۰/۰۵ کوچک‌تر باشد، فرضیه خطی بودن رد، و غیرخطی بودن مدل، نتیجه گرفته می‌شود. نتایج مربوط به آزمون تشخیصی خطی بودن مدل، در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵: نتیجه آزمون خطی بودن مدل

Table 5: Result of the linearity test of the model

احتمال آماره	آماره LR
۰/۰۰۰۰	۱۳/۳۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۵)، آماره LR برای تشخیص خطی بودن مدل در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد، از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل حکایت دارد. اکنون که از غیرخطی بودن مدل اطمینان حاصل شد، اقدام به تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای می‌شود. براساس پیشنهاد کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶)، مدل در دو حالت وجود یک حد آستانه و وجود دو حد آستانه، تخمین زده می‌شود. سپس در هر یک از این حالات، مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها با استفاده از معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین با یکدیگر مقایسه می‌گردد و مدلی که دارای مقدار آماره کوچک‌تری است، پذیرفته می‌شود. در صورتی که نتایج معیارهای آکائیک و شوارتز با هم یکسان نباشد، بهتر است معیار شوارتز بیزین، ملاک انتخاب قرار بگیرد.

جدول ۶: نتیجه آزمون تعیین تعداد حدهای آستانه‌ای

Table 6: Test result for determining the number of thresholds

تعداد حد آستانه	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار آکائیک	معیار شوارتز بیزین
۱	۲۳۳/۳۹۷	۴۲۷/۰۸	۴۴۶/۴۲
۲	۲۵۷/۷۷۹	۴۳۶/۴۵	۴۵۳/۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۶)، نشان می‌دهد که مدل با وجود یک حد آستانه از معیار آکائیک و شوارتز-بیزین کوچک‌تری نسبت به مدل دارای دو حد آستانه برخوردار است و بنابراین، کارایی بیشتری دارد. نتایج حاصل از برآورد مدل با یک حد آستانه و دو رژیم حدی، در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج برآورد مدل (۱) به روش PSTR با یک حد آستانه‌ای

Tabel 7: Results of estimating model (1) using the PSTR method with one threshold

متغیر وابسته: اشتغال آسیب‌پذیر VE_{it}				
متغیر انتقال: شاخص استحکام حقوق قانونی وام SLR_{it}				
نام متغیر	نماد متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
درآمد نفت	OR_{it}	-۰/۰۱۶	-۲/۰۲	۰/۰۴۶
درصد ثبت‌نام در مقطع متوسطه	SET_{it}	-۰/۱۵۵	-۳/۱۵	۰/۰۰۲
نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت	UP_{it}	۰/۸۴۴	۴/۹۳	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	C	۸/۶۱۴	۱/۴۵	۰/۱۵۰
حد آستانه متغیر انتقال $SLR_{it} = ۶/۲۲$ ، شیب تابع انتقال = ۰/۹۹۸				
شاخص استحکام حقوق قانونی وام قبل از حد آستانه	SLR_{it}	-۰/۰۵۴	-۰/۲۱	۰/۸۳۷
شاخص استحکام حقوق قانونی وام بعد از حد آستانه	SLR_{it}	-۰/۵۱۵	-۲/۲۲	۰/۰۰۰
$R^2 = ۰/۴۲$				

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتایج جدول (۷)، مقدار حد آستانه متغیر انتقال شاخص استحکام حقوق قانونی وام برابر با ۶/۲۲ درصد حاصل شده است. شیب تابع انتقال که سرعت انتقال تابع اشتغال آسیب‌پذیر از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد نیز ۰/۹۹۸ می‌باشد. ضرایب متغیرهای کنترلی موجود در مدل، بیانگر اثر منفی میانگین قیمت سالانه نفت اوپک و درصد ثبت‌نام در مقطع متوسطه بر اشتغال آسیب‌پذیر می‌باشد. از طرفی، نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت، دارای اثر مثبت بر اشتغال آسیب‌پذیر می‌باشد. ضریب برآوردی شاخص استحکام حقوق قانونی وام، قبل از رسیدن این متغیر به حد آستانه خود (۶/۲۲ درصد) منفی است؛ ولی از نظر آماری بی‌معنا است؛ در حالی که با رسیدن این شاخص به حد آستانه خود، اثر شاخص مذکور در سطح ۹۵ درصد، معنادار شده است. ضریب برآوردی شاخص استحکام حقوق قانونی وام بعد از حد آستانه، برابر با ۰/۵۱۵- است. بدین ترتیب تا قبل از اینکه شاخص استحکام حقوق قانونی وام در کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۲۱ به ۶/۲۲ درصد برسد، افزایش یک درصدی در این شاخص، اثر معنی‌داری بر اشتغال آسیب‌پذیر نداشته است؛ اما با افزایش شاخص مذکور و ارتقاء آن به ۶/۲۲ درصد، استحکام یافتن حقوق قانونی وام، به کاهش اشتغال آسیب‌پذیر منجر شده است. به‌طوری‌که بعد از حد آستانه، یک درصد بهبود در شاخص استحکام حقوق قانونی وام، موجب ۰/۵۱۵ درصد کاهش در اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک طی دوره مورد بررسی شده است.

جدول (۸)، سال‌هایی را که شاخص استحکام حقوق قانونی وام برای هریک از کشورهای مورد بررسی از حدآستانه گذشته است، نشان می‌دهد.

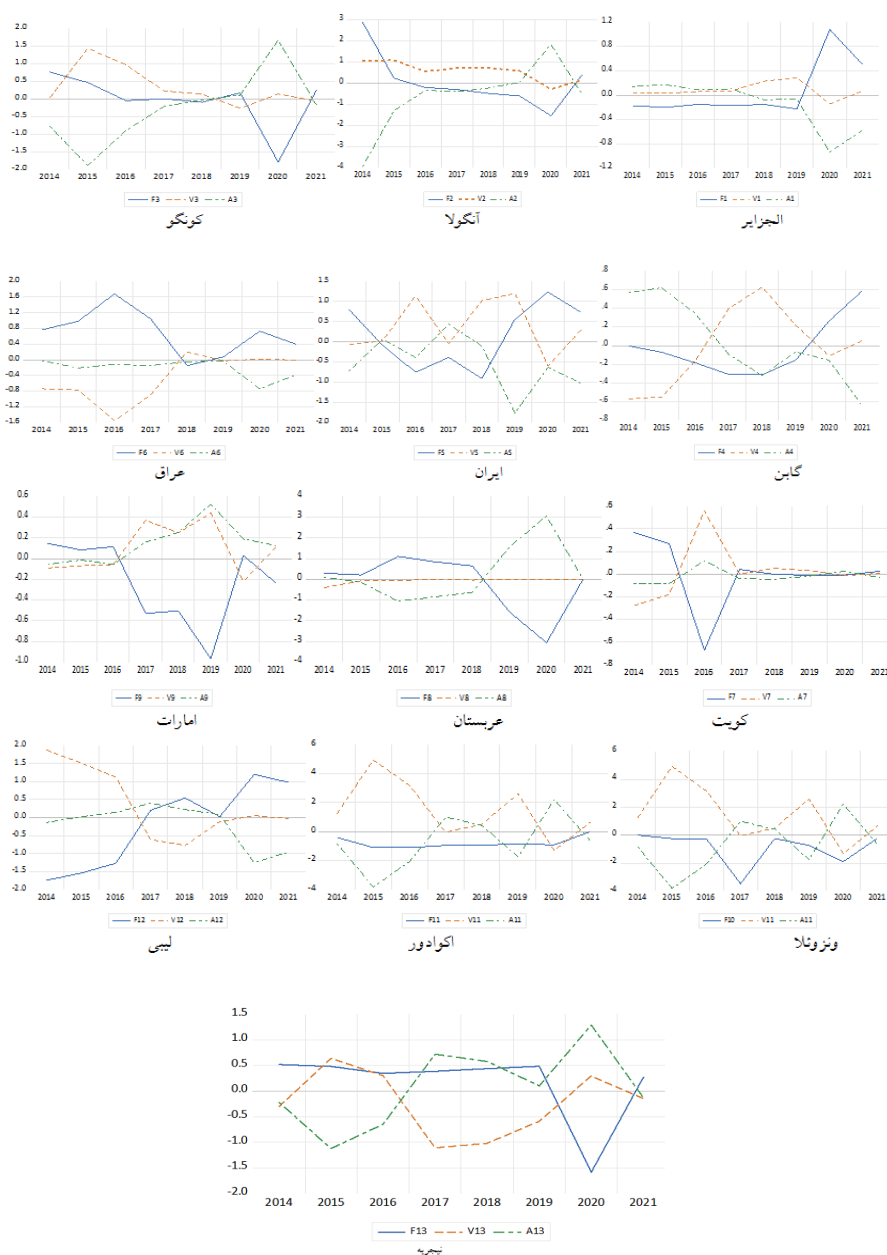
**جدول ۸: سال‌های گذر شاخص استحکام حقوق قانونی وام از حد آستانه در کشورهای
اوپک طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۳**

Table 8: Years when the legal rights strength index of loans exceeded the threshold in OPEC countries during the period 2013-2021

شماره کشور	نام کشور	سال‌ها
۱	الجزایر	_____
۲	آنگولا	_____
۳	کنگو	۲۰۱۳-۲۰۲۱
۴	گابن	۲۰۱۳-۲۰۲۱
۵	ایران	_____
۶	عراق	_____
۷	کویت	_____
۸	عربستان سعودی	_____
۹	امارات متحده عربی	۲۰۱۸-۲۰۲۱
۱۰	ونزوئلا	_____
۱۱	اکوادور	۲۰۱۳-۲۰۲۱
۱۲	لیبی	_____
۱۳	نیجریه	۲۰۱۳-۲۰۲۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اکنون این سؤال مطرح می‌شود که با رسیدن شاخص استحکام حقوق قانونی وام به حدآستانه و شروع اثرگذاری منفی آن بر اشتغال آسیب‌پذیر، انتقال به بخش رسمی صورت می‌گیرد یا خیر؟ به منظور پاسخ‌گویی به این سؤال، در ادامه، نمودارهای مربوط به تغییرات اشتغال در بخش رسمی (در نمودارها با F مشخص شده است) و تغییرات اشتغال در بخش غیررسمی که شامل اشتغال آسیب‌پذیر (در نمودارها با V مشخص شده است) و سایر شاغلان بخش غیررسمی است (در نمودارها با A مشخص شده است)، برای هر یک از کشورهای مورد بررسی، ترسیم و مقایسه می‌شود.



نمودار ۱: روند تغییرات اشتغال رسمی و اشتغال آسیب پذیر

Figure 1: Trends in changes in formal employment and vulnerable employment

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه بر اساس جدول (۸)، شاخص استحکام حقوق قانونی وام، تنها در ۵ کشور از میان ۱۳ کشور انتخابی در سال‌هایی از حد آستانه ۶/۲۲ گذشته است، نتایج حاصل از پژوهش با روند تغییرات اشتغال آسیب‌پذیر و اشتغال رسمی برای این ۵ کشور شامل کنگو، گابن، امارات، اکوادور و نیجریه، مقایسه می‌شود. شاخص استحکام حقوق قانونی وام در کشور کنگو، گابن، اکوادور و نیجریه در تمام دوره مورد بررسی (۲۰۲۱-۲۰۱۳)، از حد آستانه برآوردی در این پژوهش، بالاتر بوده است. به عبارتی، در تمام دوره مورد مطالعه، کشورهای مذکور در رژیم دوم قرار داشته‌اند و مستحکم‌تر شدن حقوق قانونی وام، توانسته به کاهش اشتغال آسیب‌پذیر در این کشورها بیانجامد.

این موضوع برای کشور کنگو به‌ویژه در سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۱۵ مشهود است؛ اما در ابتدا و انتهای دوره مورد مطالعه، اشتغال آسیب‌پذیر در این کشور، روند افزایشی داشته است؛ اما آنچه اهمیت دارد، این است که بررسی شود، در دوره‌هایی که اشتغال آسیب‌پذیر روند کاهشی داشته، رشد اشتغال در بخش رسمی، بیشتر شده است یا خیر؟ نمودار در مورد کشور کنگو، نشان می‌دهد که با کاهش اشتغال در بخش آسیب‌پذیر، اشتغال در بخش رسمی به‌طور جزئی افزایش داشته، اما اشتغال سایر شاغلان بخش غیررسمی، بیشتر دچار تغییرات افزایشی شده است. بدین ترتیب، در این کشور، استحکام حقوق قانونی وام که با کاهش اشتغال آسیب‌پذیر همراه است، بیش از آنکه به افزایش اشتغال در بخش رسمی بیانجامد، به روی آوردن به اشتغال سایر شاغلان در بخش غیررسمی منجر شده است.

نمودار (۱) برای کشور گابن نیز بیانگر آن است که اشتغال آسیب‌پذیر در این کشور، تنها در دوره زمانی ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰، روند کاهشی داشته، و در همین حین، اشتغال بخش رسمی با افزایش قابل‌توجهی همراه بوده است. بدین ترتیب، در گابن، استحکام حقوق قانونی وام، زمانی که به کاهش اشتغال آسیب‌پذیر منجر شده، با انتقال نیروی کار به بخش رسمی همراه بوده است.

در کشور امارات، مطابق با جدول (۸)، شاخص استحکام حقوق قانونی وام، طی سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۱، از حد آستانه بالاتر بوده است. براساس نمودار (۱)، درست در همین سال‌ها، اشتغال در بخش آسیب‌پذیر با کاهش چشمگیری مواجه شده و از طرفی، اشتغال در بخش رسمی، به‌طور قابل‌توجهی افزایش یافته است. بدین ترتیب در کشور امارات نیز با کاهش اشتغال آسیب‌پذیر که در پی مستحکم‌تر شدن شاخص حقوق قانونی وام اتفاق افتاده، انتقال به بخش رسمی نیز محقق شده است.

براساس جدول (۸)، در کشور اکوادور در کل دوره مورد مطالعه، شاخص استحکام حقوق قانونی وام از حد آستانه بالاتر بوده است. نمودار (۱) برای اکوادور نشان می‌دهد که اشتغال آسیب‌پذیر در طول دوره مورد مطالعه، با نوسانات زیادی روبرو بوده است؛ در حالی که براساس نمودار مذکور اشتغال رسمی با تغییرات چندانی مواجه نبوده، اما اشتغال در جهت عکس تغییرات اشتغال آسیب‌پذیر با تغییر همراه بوده است. بدین ترتیب در اکوادور استحکام حقوق قانونی وام که به کاهش اشتغال آسیب‌پذیر انجامیده، به انتقال نیروی کار از بخش غیررسمی به بخش رسمی منتهی نشده است.

نمودار (۱) برای کشور نیجریه که براساس جدول (۸)، در تمام دوره مورد مطالعه، دارای شاخص استحکام حقوق قانونی وام، بالاتر از حد آستانه بوده و در رژیم دوم قرار دارد، طی سال‌های ۲۰۱۵ تا

۲۰۱۷ و ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۱، اشتغال آسیب‌پذیر دارای تغییرات کاهشی بوده است. طی سال‌های ۲۰۱۵ تا ۲۰۱۷، کاهش اشتغال آسیب‌پذیر با افزایش جزئی اشتغال در بخش رسمی همراه بوده، اما اشتغال سایر شاغلان در بخش غیررسمی، دارای تغییرات افزایشی قابل توجهی بوده است. در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱، کاهش در اشتغال آسیب‌پذیر، به افزایش شدید اشتغال در بخش رسمی منجر شده است. بدین ترتیب، در نیجریه نیز، استحکام شاخص حقوق قانونی وام، به انتقال نیروی کار از بخش غیررسمی به بخش رسمی، کمک کرده است. پس از برآورد مدل به روش PSTR، لازم است از عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای باقیمانده یا به عبارتی، اجزای اخلاص اطمینان حاصل کرد. فرضیه صفر این آزمون دال بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در اجزای خطا دارد. نتیجه آزمون مذکور، در جدول (۹) گزارش شده است.

جدول ۹: نتیجه آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی اضافی در جزء خطا

Tabel 9: Test result of the test for the absence of an additional nonlinear relationship in the error term

آماره F	احتمال آماره
۱۱/۲۸	۰/۴۲۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول (۹)، احتمال آماره F از ۰/۰۵ بزرگ‌تر است و فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافه در اجزای خطا رد نمی‌شود و می‌توان از صحت مدل برآورد شده، مطمئن بود.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

نتایج حاصل از مقاله حاضر که با هدف تحلیل اثر آستانه‌ای شاخص استحکام حقوق قانونی وام بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک، طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۱۳ و با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم تابلویی انجام شد، به صورت زیر می‌باشد:

حد آستانه متغیر انتقال (شاخص استحکام حقوق قانونی وام)، طی دوره مورد مطالعه برای کشورهای منتخب عضو اوپک، برابر با ۶/۲۲ می‌باشد که تابع اشتغال آسیب‌پذیر را با شیب (سرعت) ۰/۹۹۸ از رژیم اول به رژیم دوم انتقال می‌دهد. بدین ترتیب، قبل از رسیدن شاخص استحکام حقوق قانونی وام به ۰/۷۸۹ درصد، تابع اشتغال آسیب‌پذیر در رژیم حدی اول قرار دارد و پس از گذر شاخص مذکور از ۰/۷۸۹ درصد، تابع اشتغال آسیب‌پذیر در رژیم حدی دوم قرار گرفته است. ضریب برآوردی شاخص استحکام حقوق قانونی وام در رژیم حدی اول، برابر با ۰/۰۵۴- است؛ ولی این ضریب از نظر آماری، معنی‌دار نیست.

بنابراین در رژیم اول، افزایش یک درصدی شاخص استحکام حقوق قانونی وام، اثر معنی‌داری بر اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک نداشته است. در رژیم دوم، شاخص استحکام حقوق

قانونی وام، اثری به اندازه ۵۱۵/۰- بر اشتغال آسیب‌پذیر داشته، که این اثر در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی دار است. بدین ترتیب، یک درصد بهبود در شاخص استحکام حقوق قانونی وام، موجب ۵۱۵/۰ درصد کاهش در اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک طی دوره مورد بررسی شده است.

از طرفی، براساس نمودار (۱)، ملاحظه می‌شود که در کشورهای مورد بررسی، با افزایش شاخص استحکام حقوق قانونی وام که منجر به کاهش اشتغال آسیب‌پذیر (به‌عنوان زیرمجموعه اشتغال غیررسمی) شده است، اشتغال در بخش رسمی افزایش یافته است. با توجه به نتایج به‌دست آمده، شاغلان بخش غیررسمی با اختصاص وام‌های دریافتی به توسعه کسب و کار خود، می‌توانند موجبات انتقال مشاغل خود از بخش غیررسمی به بخش رسمی را فراهم نمایند، که این موضوع، باعث می‌شود تا آنان علاوه بر قرار گرفتن تحت پوشش بیمه تأمین اجتماعی، از بازدهی فعالیت‌های اقتصادی خود اطمینان بیشتری حاصل نمایند و در آینده، بتوانند اقساط وام خود را به‌موقع پرداخت نموده و نسبت به از دست رفتن وثیقه‌های پرداختی خود نیز در امان بمانند. با توجه به این یافته، توصیه می‌شود که دولت‌ها و مقامات نظام بانکی کشورهای مورد بررسی، با تصویب قوانین و مقررات دقیق و مستحکم به منظور وثیقه‌گذاری و همچنین تشخیص عوامل مؤثر بر ورشکستگی بانک‌ها برای جلوگیری از هدر رفتن منابع مالی بانک‌ها و کاهش احتمال ورشکستگی آن‌ها، موجبات کاهش ریسک بانک‌ها برای پرداخت وام را فراهم آورند و از این طریق، به تسهیل وام‌دهی و در نتیجه، افزایش اشتغال در بخش رسمی کمک نمایند.

از طرفی، درآمد نفت بر اشتغال آسیب‌پذیر، اثری برابر با ۰/۱۶- درصد داشته، که از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی دار است. به عبارتی، یک درصد افزایش در درآمد نفت در کشورهای منتخب اوپک، منجر به ۰/۱۶ درصد کاهش در اشتغال آسیب‌پذیر در این کشورها شده است. افزایش درآمدهای نفتی که به منزله افزایش درآمدهای دولت می‌باشد، به افزایش مخارج دولت منجر می‌شود. نتیجه حاصل از این پژوهش، مبنی بر اثر منفی افزایش درآمد نفت بر اشتغال آسیب‌پذیر، می‌تواند ناشی از افزایش مخارج دولت در راستای سرمایه‌گذاری‌های تولیدی و ایجاد مشاغل رسمی در اقتصاد باشد که منجر به انتقال بخشی از نیروی کار شاغل در بخش غیررسمی و آسیب‌پذیر به بخش رسمی شده است. بدین ترتیب، توصیه می‌شود که دولت‌ها بخش مهمی از درآمدها را صرف فعالیت‌های سرمایه‌گذاری، تولیدی و اشتغال‌زا نمایند.

درصد ثبت‌نام در مقطع متوسطه بر اشتغال آسیب‌پذیر، اثری برابر با ۰/۱۵۵- درصد داشته، که از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی دار است. به عبارتی، یک درصد افزایش در ثبت‌نام در مقطع متوسطه در کشورهای منتخب اوپک، منجر به ۰/۱۵۵ درصد کاهش در اشتغال آسیب‌پذیر در این کشورها شده است که حاکی از اثرگذاری مثبت بالارفتن تحصیلات و آموزش بر انتقال نیروی کار از بخش آسیب‌پذیر به بخش رسمی می‌باشد. به عبارتی، افزایش سطح آموزش و تحصیلات، منجر

به ماهرتر شدن نیروی کار و پذیرش و استخدام آن‌ها در مشاغل رسمی شده است. در این راستا توصیه می‌شود با افزایش بودجه‌های آموزشی و ایجاد زمینه‌های رایگان آموزشی و همچنین فراهم نمودن شرایط و امکانات تحصیلی بالاتر برای اقشار فقیر جامعه، تشویق و ترغیب افراد برای تحصیل و کسب علم و دانش و ایجاد فرهنگ علم‌آموزی افزایش یابد.

نسبت جمعیت شهرنشین به کل جمعیت بر اشتغال آسیب‌پذیر، اثری برابر با ۰/۸۴۴ داشته، که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی‌دار است. بدین ترتیب، افزایش یک درصدی نسبت شهرنشینی به افزایش ۰/۸۴۴ درصدی در اشتغال آسیب‌پذیر در کشورهای عضو اوپک منتهی شده است که نشان می‌دهد، در کشورهای منتخب صادرکننده نفت عضو اوپک، افزایش شهرنشینی با افزایش مهارت و ارتقاء صنایع همراه نبوده و نتوانسته به توسعه بخش رسمی بیانجامد، بلکه افزایش شهرنشینی به دلایلی همچون فضای نامناسب کسب و کار، ضعف قوانین و مقررات و عدم شفافیت سیاسی در ساختار اقتصادی و سیاسی کشورهای مورد بررسی، منجر به توسعه بخش آسیب‌پذیر و غیررسمی شده است. با توجه به اینکه افزایش شهرنشینی، اغلب به دلیل مهاجرت نیروی کار از روستا به شهرها اتفاق می‌افتد، توصیه می‌شود، ضمن فراهم نمودن شرایط استاندارد زندگی در روستاها به‌خصوص در زمینه آموزش و اشتغال، بر تقویت و بهبود ساختارهای تولیدی در مناطق شهری و حمایت از کارآفرینی به‌عنوان یک امر مهم در اشتغال‌زایی، تأکید شود.

سپاسگزاری: از مسئولان و داوران مجله سپاسگزاری می‌شود.

تاییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۲۵ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم

(۲۵ درصد) و نویسنده چهارم (۲۵ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Abdi, E. T., A., & tavakoli, J. (2019). Assessing the impact of government's microfinance on the entrepreneurship and sustainable rural development of Javanrud. *Social Development & Welfare Planning*, 10(40), 177-216. [In Persian]
- Acosta, R., & Cortés, J. (2022). Loans and employment: Evidence from bank-specific liquidity shocks. *Latin American Journal of Central Banking*, 3(2), 100059.
- Annabestani, A.A., Mahmoudi, H. (2019). Analysis of the effect of Imam Khomeini Relief Committee loans on the sustainable employment of villagers in the case of Mashhad city. *Space Economy and Rural Development*, 8(3), 129-150. [In Persian]
- Baklouti, N., & Boujelbene, Y. (2020). A simultaneous equation model of economic growth and shadow economy: Is there a difference between the developed and developing countries? *Economic Change and Restructuring*, 53, 151-170.
- Bazzoli, A., & Probst, T. M. (2023). Vulnerable workers in insecure jobs: A critical meta-synthesis of qualitative findings. *Applied Psychology*, 72(1), 85-105.
- Becker, G. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. NBER, New York, NY.
- Burchell, B., Deakin, S., & Honey, S. (1999). *The employment status of individuals in non-standard employment (Vol. 110)*. London: Department of Trade and Industry.
- Cabegin, E.C., Dacuycuy, L. and Alba, M. (2010). *Stubborn Unemployment and Employment Vulnerability in the Midst of Economic Growth: The Philippine Case*. Dlsu Angelo King Institute for Economic and Business Studies, Manila, PH.
- Cantore, N., Antimiani, A., & Anciaes, P. R. (2012). Energy price shocks: Sweet and sour consequences in developing countries. Overseas Development Institute, *Working Paper* 355.
- Castree, N. (2007). Labour geography: A work in progress. *International Journal of Urban and Regional Research*, 31(4), 853-862.
- Chen, M., Huang, X., Cheng, J., Tang, Z., & Huang, G. (2023). Urbanization and vulnerable employment: Empirical evidence from 163 countries in 1991-2019. *Cities*, 135, 104208.
- Cheraghi, H., cheraghi, A., & pourafkari, N. (2015). The effect of self-employment loans on stable employment of Abadan Imam Khomeini Relief Foundation Aid Recipients. *Quarterly Journal of Social Development (Previously Human Development)*, 9(2), 203-216. [In Persian]
- Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Threshold effects of the public capital productivity: an international panel smooth transition approach. *Document de Recherche*, <https://shs.hal.science/halshs-00008056/>
- Datta, S., & Sahu, T. N. (2021). Impact of microcredit on employment generation and empowerment of rural women in India. *International Journal of Rural Management*, 17(1), 140-157.

- Doeringer, P. and Piore, M. (1971). *Internal Labour Markets and Manpower Analysis*. Heath, Lexington, MA.
- Elgin, C., & Oyvat, C. (2013). Lurking in the cities: Urbanization and the informal economy. *Structural Change and Economic Dynamics*, 27, 36-47.
- Faaliat, V. & Khareghani, N. (2011). Investigating the impact of microloans on employment (a case study of Iran). *Work and Society*, 141: 22-44. [In Persian]
- Farzanegan, M. R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, 31(1), 134-151.
- Fudge, J. (2005). Beyond vulnerable workers: Towards a new standard employment relationship. *Canadian Labour and Employment Law Journal*. LJ, 12, 151.
- Gangopadhyay, P., & Shankar, S. (2016). Labour (im) mobility and monopsonistic exploitation of workers in the urban informal sector: Lessons from a field study. *Urban Studies*, 53(5), 1042-1060.
- García, D. (2020). Employment in the Great Recession: How important were household credit supply shocks?. *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(1), 165-203.
- Ghorbani, M., & Hassani, L. (2018). Investigating the relationship between credit and self-employment projects using multilevel modeling (case study Mazandaran province). *Agricultural Economics Research*, 9(36), 191-208. [In Persian]
- Gokhool, S., Kasseeah, H., & Tandrayen-Ragoobur, V. (2018). Vulnerable employment in Mauritius: Experience of an upper-middle-income country. *International Journal of Development Issues*, 17(2), 187-204.
- Gonzalez, A., Teräsvirta, T., Van Dijk, D., & Yang, Y. (2017). Panel smooth transition regression models. *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance* 604, Stockholm School of Economics.
- Gutiérrez-Romero, R. (2021). Inequality, persistence of the informal economy, and club convergence. *World Development*, 139.
- Haqiqi, I., & Bahalou, M. (2013). Macroeconomic impacts of export barriers in a dynamic CGE model. *Journal of money and economy*, 3, 117-150.
- Herkenhoff, K., Phillips, G. M., & Cohen-Cole, E. (2021). The impact of consumer credit access on self-employment and entrepreneurship. *Journal of financial economics*, 141(1), 345-371.
- Herkenhoff, K., Phillips, G. M., & Cohen-Cole, E. (2021). The impact of consumer credit access on self-employment and entrepreneurship. *Journal of Financial Economics*, 141(1), 345-371.
- Hill, S. (2015). Non-standard forms of employment-report for discussion at the meeting of experts on non-standard forms of employment. Geneva: ILO.
- Huang, G., Zhang, H., Xue, D., & Yao, H. (2019). The inverted-U relationship between urban informal economy and urbanization in China. *Economic Geography*, 39, 76-83.
- Hulme, D., & Mosley, P. (1996). Why credit markets fail the poor. *Finance against poverty*, 1, 16-41.

- International Labour Organization. (2010). *Global Employment Trends*. ILO, Geneva.
- International Labour Organization. (2012). *Global Employment Trends*. 2012, ILO, Geneva.
- International Labour Organization. (2014). *Global Employment Trends: Risk of a Jobless Recovery?*. ILO, Geneva.
- International Labour Organization. (2014). *Global Employment Trends: Risk of a Jobless Recovery?*. International Labour Organization, Geneva.
- International Labour Organization. (2020). *ILO modelled estimates database, ILOSTAT*. Retrieved from: <https://ilostat.ilo.org/data>.
- International Labour Organization. (2020). Informal employment (% of total non-agricultural employment). Retrieved from: <https://data.worldbank.org/indicator/SL.ISV.IFRM.ZS>.
- James, J., Marsh, I., & Sarno, L. (Eds.). (2012). *Handbook of exchange rates*. John Wiley & Sons.
- Kabiri Shahabad, H., & Issaei Tafreshi, M. (2019). The role of collateral against the asymmetric information phenomenon in the bank lending market and the requisite for effectively play the role in movable collaterals. *Private Law Research*, 8(28), 171-196. [In Persian]
- Kadilli, A., & Markov, N. (2012). A panel smooth transition regression model for the determinants of inflation expectations and credibility in the ECB and the recent financial crisis. Available at: SSRN 1903853.
- Kalleberg, A. L., & Sorensen, A. B. (1979). The sociology of labor markets. *Annual review of sociology*, 5(1), 351-379.
- Kalleberg, A.L. (2011). *Good Jobs, Bad Jobs: The Rise of Polarized and Precarious Employment Systems in the United States, 1970s-2000s*. Rssel Sage Foundation, New York, NY.
- Kunda, G., Barley, S. R., & Evans, J. (2002). Why do contractors contract? The experience of highly skilled technical professionals in a contingent labor market. *Industrial and Labour Relations Review*, 55(2), 234-261.
- Lakemann, T. (2023). How vulnerable are the self-employed? Evidence from Ugandan small-scale entrepreneurs. *The Journal of Development Studies*, 59(9), 1391-1408.
- Manian, Z., & Mousavi, A.A.S. (2015). Employment security and its measurement indicators. *Work and Society*, 182: 4-25. [In Persian]
- Olsthoorn, M. (2014). Measuring precarious employment: A proposal for two indicators of precarious employment based on set-theory and tested with Dutch labor market-data. *Social Indicators Research*, 119, 421-441.
- Otobe, N. (2011). Global economic crisis, gender, and employment: The impact and policy response. *Employment Working Paper No. 74*, ILO, Geneva.
- Palaskas, T., Psycharis, Y., Rovolis, A., & Stoforos, C. (2015). The asymmetrical impact of the economic crisis on unemployment and welfare in Greek urban economies. *Journal of Economic Geography*, 15(5), 973-1007.
- Peck, J. (2003). Labor geographies: Workers and the landscapes of Capitalism. *Annals of the Association of American Geographers*, 93(2), 518-521.

- Peel, S., & Boxall, P. (2005). When is contracting preferable to employment? An exploration of management and worker perspectives. *Journal of Management Studies*, 42(8), 1675-1697.
- Raifu, I. A., & Aminu, A. (2022). impact of oil revenue on unemployment in Nigeria. *The Journal of Energy and Development*, 47(1/2), 101-134.
- Rauch, J. E. (1993). Economic development, urban underemployment, and income inequality. *Canadian Journal of Economics*, Canadian Economics Association, Vol. 26(4), 901-918.
- Rezazadeh, A., Jahangiri, S., & Mohseninia, R. (2023). The business cycle dynamics due to the presence of financial frictions in Iran: NARDL approach. *Journal of Iranian Economic Issues*, 10(1), 119-152. [In Persian]
- Sanjari Konar Sandal, N., Elyaspour, B., & Nikooghadam, M. (2022). The asymmetric effect of oil prices, oil price uncertainty and interest rates on unemployment in Iran. *Journal of Iranian Economic Issues*, 9(1), 269-296. [In Persian] doi: 10.30465/ce.2022.41708.1798.
- Smeaton, D. (2003). Self-employed workers: Calling the shots or hesitant independents? A consideration of the trends. *Work, Employment and Society*, 17(2), 379-391.
- Sparreboom, T., & Staneva, A. (2014). Is education the solution to decent work for youth in developing economies?: Identifying qualifications mismatch from 28 school-to-work transition surveys. Geneva, Switzerland, ILO Document, No. TD/TNC 118.
- Standing, G. (2011). *The Precariat: The New Dangerous Class*. A&C Black, London.
- Temu, A. P. (2019). Youth's credit accessibility and employment creation in Tanzania: A case of Kilombero District, Morogoro. Doctoral dissertation, Sokoine University of Agriculture.
- Vosko, L. F. (1997). Legitimizing the triangular employment relationship: Emerging international labour standards from a comparative perspective. *Comparative Labour Law and Policy Journal*, 19, 43-77.
- Walker, B. (2011). How does non-standard employment affect workers?: A consideration of the evidence. *New Zealand Journal of Employment Relations*, 36(3), 15-30.
- Weil, D. (2009). Rethinking the regulation of vulnerable work in the USA: A sector-based approach. *Journal of Industrial Relations*, 51(3), 411-430.
- Wu, D. F., & Schneider, F. (2019). Nonlinearity between the shadow economy and level of development. In Paper presented at the *IMF Working Papers* 2019/048. International Monetary Fund.
- Yaqoubi, J. (2005). Investigating the effects of microcredit on the employment of rural women in Zanjan province. *Women's Research*, 3(1): 125-146. [In Persian]

Investigating Factors Affecting the Stock Price Index in Iran: A Machine Learning Approach

Mohammad Mahdi Barghi Osgouei¹ , Reza Rajpour², Saman Hatamerd³,
Maryam Amini⁴, Sadeq Rezaie⁵

1. Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran. (Corresponding Author) E-mail: m.barghi@tabrizu.ac.ir
2. Professor, Faculty of Economics and Management, University of Tabriz, Iran. E-mail: reza.ranjpour@gmail.com
3. Assistant Professor, Department of Economic Sciences, Faculty of Humanities, University of Zanjan, Zanjan, Iran. E-mail: samanhatamerad@yahoo.com
4. PhD in Regional & Urban Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran. E-mail: ma.amini@ase.ui.ac.ir
5. Assistant Professor, Entrepreneurship Development Department, Faculty of Entrepreneurship, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: sadeqrezaie@ut.ac.ir

Abstract

This study rigorously investigates the macroeconomic determinants of the Iranian stock price index over the period 1990–2020. To this end, three feature selection methodologies random forest, regular linear regression, and mutual information were employed to identify the most influential explanatory variables. In addition, the jointness approach was applied to account for potential interdependencies among variables, thereby enhancing the robustness of the empirical findings. The comparative evidence from the random forest models and regular linear regression regression converged, indicating that the exchange rate, financial development, inflation, economic growth, trade openness, and global uncertainty are of paramount significance in explaining fluctuations in Iran's stock price index. Among these determinants, global uncertainty exerted a persistently negative effect, while the remaining macroeconomic variables contributed positively to stock market performance. Furthermore, the application of the mutual information technique allowed for a temporal decomposition of variable importance across different decades. The results revealed that the exchange rate, financial development, and unemployment consistently retained explanatory power throughout the entire sample horizon, underscoring their structural relevance to Iran's stock market dynamics. Conversely, variables such as the interest rate exhibited a more episodic pattern of influence, being highly significant during certain decades but relatively marginal in others. These findings highlight the central role of macro-financial stability in sustaining stock market development. In particular, exchange rate management, deepening of financial markets, and reduction of unemployment emerge as key policy priorities. Moreover, the destabilizing role of global uncertainty underscores the necessity of strengthening resilience mechanisms in order to shield the Iranian stock market from external shocks and systemic vulnerabilities.

Article information

Review History:

Received: May. 13, 2024

Revised: June. 09, 2024

Accepted: July. 10, 2024

Keywords:

Machine learning

Stock market

Stock price

JEL Classification:

G12,G17,C15

Corresponding Author:

m.barghi@tabrizu.ac.ir



Aim and Introduction

Achieving sustained and long-term economic growth necessitates the optimal allocation and utilization of resources at the national level. This goal relies heavily on the existence of efficient financial markets, particularly well-functioning and extensive capital markets. Numerous macroeconomic variables can influence the level of risk associated with shareholder rights, corporate cash flows, and adjusted discount rates. Additionally, changes in economic conditions can alter both the quantity and nature of investment opportunities.

However, establishing a fixed and consistent relationship between macroeconomic variables and stock price indices remains challenging. The complex and dynamic nature of financial markets makes it difficult to identify a method that accurately reflects economic conditions and captures the most critical influencing variables. Therefore, this study employs machine learning models to identify the key macroeconomic factors affecting affecting Iran's stock price index, aiming to provide a comprehensive and systematic understanding of the relationship between these factors and stock market performance.

Methodology

Feature selection is one of the most common and crucial techniques in data preprocessing and serves as an essential component of machine learning. This study employs feature selection models to identify the most relevant predictors of the stock price index. The models utilized include the random forest method and regularized linear regression. To examine the nature of the relationships between variables, the jointness method was applied. Additionally, the mutual information analysis was conducted to assess the influence of key variables over different decades, enabling a deeper understanding of how the impact of macroeconomic factors on stock prices has evolved over time.

Findings

The study analyzed the impact of selected macroeconomic variables on stock price indices, focusing on the Tehran Stock Exchange. The findings from the Random Forest (RF) and Regularized Linear Regression (RLR) models indicate that exchange rates, financial development, inflation, economic growth, trade openness, and global uncertainty significantly influence Iran's stock price index. The results demonstrate that global uncertainty, interest rates, and trade openness exert negative effects on stock prices, whereas the other variables positively influence stock prices.

The jointness method was employed to analyze the relationships between these variables, further confirming their significance. Moreover, the Mutual Information method was used to examine how the influence of these key variables varied across different decades. The findings revealed that the exchange rate, financial development, and unemployment were consistently influential across all three decades. In contrast, other variables, such as interest rates, demonstrated varying degrees of significance depending on the decade, with some variables becoming influential only in particular periods.

Discussion and Conclusion

Among the variables examined, exchange rates, financial development, inflation, economic growth, trade openness, and global uncertainty emerged as the most significant factors influencing Iran's stock price index. This finding is not surprising, given Iran's historical experience with significant exchange rate fluctuations and persistent inflationary pressures. Global uncertainty has consistently influenced domestic markets in Iran due to political and economic instability. Previous research has highlighted the complex relationship between exchange rate fluctuations and stock price indices (Ratanapakorn & Sharma, 2007). Scholars have argued that the relationship between stock prices and exchange rates can significantly affect monetary and fiscal policy, as a recessionary stock market can reduce overall demand and impact broader economic performance.

Extensive research has also investigated the relationship between inflation and stock prices, identifying inflation as a significant factor affecting stock indices (Boudoukh & Richardson, 1993; Fama & Schwert, 1977; Jaffe & Mandelker, 1976). While some studies have reported a positive correlation between inflation and stock prices, others have found a negative relationship.

Moreover, trade openness has been recognized as a key factor influencing stock market fluctuations. Open economies are more vulnerable to external shocks due to increased global risk-sharing among markets. Although some studies have not found conclusive evidence of a direct effect between trade openness and stock prices, trade openness remains one of the influential factors (Nickmansh, 2016). Stock prices reflect the present value of future cash flows, which are subject to two main effects: cash flow changes driven by increased production and interest rates, which serve as a discount factor. Stock prices tend to decline when expected cash flows decrease or interest rates rise. The level of actual economic activity directly influences cash flows, as higher economic activity generally leads to increased cash flow. Among the various indicators used to predict commodity markets, real Gross Domestic Product (GDP) is considered the most comprehensive measure of economic activity (Yuhasin, 2011; Christopher et al., 2006).

Finally, global uncertainty plays a significant role in shaping the internal economic environment of countries, making it an important global macroeconomic variable that influences the performance of publicly traded companies on the stock exchange.

بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام در ایران: رویکرد

یادگیری ماشین

محمد مهدی برقی اسگویی^۱ , رضا رنجپور^۲، سامان حاتم راد^۳، مریم امینی^۴، صادق رضایی^۵

۱. استاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)

m.barghi@tabrizu.ac.ir

۲. استاد، گروه توسعه و برنامه ریزی اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

reza.ranjpour@gmail.com

۳. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه زنجان، زنجان، ایران

samanhatamerad@yahoo.com

۴. دکتر در اقتصاد شهری و منطقه ای، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

ma.amini@ase.ui.ac.ir

۵. استادیار، گروه توسعه کارآفرینی، دانشکده کارآفرینی، دانشگاه تهران، تهران، ایران sadeqrezaie@ut.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
در این مطالعه، عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص قیمت سهام ایران در طی سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۲۰ بررسی می‌شود. در این راستا از سه متد یادگیری ماشین جنگل تصادفی، رگرسیون خطی منظم و اطلاعات متقابل، استفاده شده است. این مدل‌ها به مدل‌های انتخاب ویژگی معروفاند. مضافاً از رویکرد جوبینتسن نیز برای مطالعه ارتباط میان متغیرهای توضیحی با یکدیگر استفاده شده است. نتایج دو مدل جنگل تصادفی و رگرسیون خطی منظم، یکدیگر را تأیید کردند و نشان دادند که از میان متغیرهای مورد مطالعه، متغیرهای نرخ ارز، توسعه مالی، تورم، رشد، بازبودن تجاری و نااطمینانی جهانی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. همچنین نااطمینانی، تأثیر منفی و سایر متغیرهای اثرگذار، تأثیر مثبت بر شاخص قیمت سهام ایران داشته است. در این مطالعه، از روش اطلاعات متقابل برای بررسی تأثیرگذاری این متغیرها در دهه‌های مختلف استفاده شد. نتایج نشان داد که در سه دهه مورد بررسی، متغیرهای نرخ ارز، توسعه مالی و بیکاری، بسیار مهم و تأثیرگذار بوده‌اند؛ درحالی که سایر متغیرها همچون نرخ بهره، ممکن است در دو دهه مهم بوده باشد، ولی در یکی از دهه‌ها، تأثیر به مراتب کمتری را داشته، و یا فقط در یک دهه خاص مهم بوده است. این یافته‌ها بر اهمیت ثبات کلان مالی در تقویت توسعه بازار سهام ایران تأکید دارند. مدیریت کارآمد نرخ ارز، تعمیق بازارهای مالی و کاهش نرخ بیکاری به عنوان اولویت‌های اصلی سیاست‌گذاری مطرح می‌شوند. علاوه بر این، نقش بی‌ثبات‌کننده عدم اطمینان جهانی ضرورت تقویت سازوکارهای تاب‌آوری را برای کاهش آسیب‌پذیری بازار سهام در برابر شوک‌های خارجی و ریسک‌های سیستمیک برجسته می‌سازد.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۳/۲۰ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۹ کلمات کلیدی: قیمت سهام یادگیری ماشین بازار سهام طبقه‌بندی JEL: G12, G17, C1 نویسنده مسئول: m.barghi@tabrizu.ac.ir

۱. مقدمه

دستیابی به رشد اقتصادی بلندمدت و مستمر، مستلزم تجهیز و تخصیص بهینه منابع در سطح اقتصاد ملی است؛ که بدون برخورداری از بازارهای مالی، به‌ویژه بازارهای کارآمد و گسترده سرمایه امکان پذیر نیست. در واقع فروپاشی بازارهای سهام همیشه منجر به بحران مالی و کوتاه‌مدت اقتصادی می‌شود و به همین دلیل، بازار سهام یکی از مهم‌ترین بازارهای مالی است (حاتم راد و همکاران ۱۴۰۲). بازار سهام به عنوان یکی از منابع حیاتی تأمین سرمایه و بستری برای گردآوری سرمایه‌های کوچک و بزرگ شناخته می‌شود (صمدی و بیانی، ۱۳۹۰)؛ از این رو تغییرات در این بازار بر متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر خواهد بود. در مجموع تغییرات بازار سهام برای ۳ گروه ذی‌نفعان اقتصادی دارای اهمیت است. در شکل (۱) این گروه‌ها طبقه بندی شده‌اند:



شکل ۱: تفاوت ارزش افزوده‌ها در حالت تعدیل شده و نشده

Figure 1: Difference in value added in adjusted and unadjusted form

منبع: عباسی نژاد، محمدی و ابراهیمی، ۱۳۹۴

لذا از طرفی، این بازارها با انتشار سهام، سرمایه‌های مورد نیاز خود را جمع‌آوری می‌کنند و امکان تأمین مالی، گسترش تحقیق و توسعه و سایر ابتکارات را خواهند داشت. همچنین علاوه بر این، بازار سهام، افراد و سرمایه‌گذاران کوچک و بزرگ را قادر می‌سازد تا در خلق ثروت مشارکت کنند و فرصت‌هایی را برای تأثیر بر متغیرهای کلان از طریق تغییر پس‌انداز ایجاد کنند. در واقع این خلق ثروت به این دلیل بروز می‌کند، که بازار سهام با تسهیل خرید و فروش سهام و کشف قیمت، تخصیص کارآمد منابع را تضمین می‌کند. علاوه بر این، بازارهای سهام به سلامت و ثبات کلی اقتصاد ملی کمک می‌کنند. تغییرات در این بازار شاخصی از احساسات جمعی ذی‌نفعان اقتصادی و شرایط کلی اقتصاد است.

بازارهای سهام نقش مهمی در حاکمیت شرکتی ایفا می‌کنند؛ زیرا شرکت‌های سهامی عام مشمول الزامات شفافیت و افشا هستند و باید از پاسخگویی به سهامداران و مردم اطمینان حاصل کنند. این شفافیت، اعتماد سرمایه‌گذاران را تقویت می‌کند، لذا جریان سرمایه به سمت این شرکت‌ها گسیل خواهد شد. این بدان معنا است که عملکرد محیط تجاری بهبود خواهد یافت. در مجموع نظارت و ارزیابی مستمر قیمت سهام و شاخص‌های بازار سهام، بینشی عمیق از وضعیت اقتصادی ارائه می‌کند. از این رو سیاست‌گذاران، اقتصاددانان و تحلیلگران با بهره‌وری بیشتر به تدوین سیاست‌های پولی و مالی مؤثر خواهند پرداخت.

به طور کلی، بازار سهام یکی از اجزای حیاتی اقتصاد ملی است. از طرفی، بروز مسائل اقتصادی ناشی از بازخوردهای یک ساختار سیستمی است؛ لذا همان طور که بازار سهام بر متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر است، شرایط کلان اقتصادی نیز بر بازده سهام تأثیر دارد. به گفته مرتون^۱ (۱۹۷۳)، مدل های قیمت گذاری دارایی بر این مفهوم استوارند که هر عاملی که بتواند بر فرصت های سرمایه گذاری آتی تأثیر بگذارد، می تواند به عنوان یک عامل مهم در قیمت گذاری در شرایط تعادلی در نظر گرفته شود. بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی می توانند بر سطوح ریسک مرتبط بر حقوق صاحبان سهام، جریان های نقدی شرکت های متعدد و نرخ تنزیل تعدیل شده تأثیر بگذارند. علاوه بر این، تغییرات شرایط اقتصادی می تواند هم کمیت و هم ماهیت فرصت های سرمایه گذاری را دستخوش تغییر کند.

محققان زیادی تلاش کرده اند تا رابطه های میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازده حقوق صاحبان سهام را مورد بررسی قرار دهند. محققان پیشگام در این زمینه عبارتند از نلسون^۲ (۱۹۷۶)، سولنیک^۳ (۱۹۸۳)، چن و همکاران^۴ (۱۹۸۶)، فاما^۵ (۱۹۸۱)، گسک و رول^۶ (۱۹۸۳)، گلتکین^۷ (۱۹۸۳)، و پیرس و رولی^۸ (۱۹۸۳، ۱۹۸۵). مطالعات آنها نشان می دهد که بین بازده سهام و عرضه پول و رشد نرخ تورم، همبستگی منفی وجود دارد. همچنین پارک و راتی^۹ (۲۰۰۸)، ناندا و فاف^{۱۰} (۲۰۰۸)، هامپ و مک میلان^{۱۱} (۲۰۰۹)، ژائو^{۱۲} (۲۰۱۰) و چینزارا^{۱۳} (۲۰۱۱) نیز به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام پرداخته اند.

در چند دهه اخیر، علاقه پژوهشگران به تحلیل بازار سهام به دلیل در دسترس بودن بهتر داده های آماری افزایش یافته است. علاوه بر این، اقتصادهای در حال توسعه ای همچون چین، هند، برزیل و مالزی رشد اقتصادی سریعی را تجربه کرده اند که از نرخ رشد اقتصادهای توسعه یافته دیگر پیشی گرفته است. از آنجایی که رشد قیمت سهام با رشد بالقوه اقتصادی ارتباط تنگاتنگی دارد، ذی نفعان اقتصادی علاقه زیادی به بازارهای سهام و صندوق های بین المللی نشان داده اند. به عنوان مثال، موری

-
1. Merton (1973)
 2. Nelson (1976)
 3. Solnik (1983)
 4. Chen & et al. (1986)
 5. Fama (1981)
 6. Geske & Roll (1983)
 7. Gultekin
 8. Pearce & Roley (1983 & 1985)
 9. Park & Ratti (2008)
 10. Nandha & Faff (2008)
 11. Humpe & Macmillan (2009)
 12. Zhao (2010)
 13. Chinzara (2011)

و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، زاهرا و بنسال^۲ (۲۰۱۸)، دیکسیت و همکاران^۳ (۲۰۲۰)، کومار و همکاران^۴ (۲۰۲۰) و ورما و همکاران^۵ (۲۰۲۱)، به جنبه‌های مختلف بازارهای سهام در اقتصادهای در حال توسعه پرداخته‌اند و از این جهت کمک شایانی به ادبیات موضوعی این حوزه کرده‌اند.

نکته بسیار مهمی که باید در اینجا عنوان شود، این است که همان‌طور که در بخش بعدی دیده خواهد شد، نمی‌توان یک رابطه ثابت و خالص برای اثرگذاری بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام یافت و این خود باعث می‌شود نتوان روشی متناسب با شرایط اقتصادی برای شناسایی مهم‌ترین متغیرها تعیین کرد. در این راستا در این تحقیق تلاش شده است تا از مدل‌های یادگیری ماشینی برای شناسایی عوامل مهم مؤثر بر شاخص قیمت سهام استفاده شود.

استفاده از یادگیری ماشین برای تخمین تأثیر متغیرهای کلان بر قیمت سهام به چند دلیل مهم است: مدل‌های اقتصادسنجی سنتی اغلب روابط خطی بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را فرض می‌کنند. با این حال، بازارهای مالی بسیار پیچیده هستند و الگوهای غیرخطی را نشان می‌دهند. تکنیک‌های ML، مانند شبکه‌های عصبی و درخت‌های تصمیم‌گیری، می‌توانند این روابط غیرخطی را به طور مؤثرتری ثبت، و امکان پیش‌بینی دقیق‌تر را فراهم کنند. از طرفی، بازارهای مالی شامل تعداد زیادی متغیرهای کلان اقتصادی است که می‌تواند بر قیمت سهام تأثیر بگذارد، از جمله نرخ بهره، تورم، رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و رویدادهای ژئوپلیتیکی.

الگوریتم‌های ML در مدیریت داده‌های با ابعاد بالا برتری دارند و آنها را قادر می‌سازد تا طیف وسیع‌تری از عوامل را در نظر بگیرند و پیش‌بینی‌کننده‌های مربوط به حرکت قیمت سهام را شناسایی کنند. از طرفی، بازارهای مالی در واکنش به اطلاعات جدید، احساسات سرمایه‌گذاران و تحولات کلان اقتصادی، پویا، و در معرض تغییرات سریع هستند. مدل‌های ML می‌توانند سریع‌تر از مدل‌های سنتی، خود را با شرایط متغیر بازار تطبیق دهند و به‌روزرسانی‌ها و تنظیمات به‌موقع پیش‌بینی‌ها را امکان‌پذیر می‌سازند.

در واقع، روش یادگیری ماشین بینش‌های مبتنی بر داده است و این تکنیک‌ها می‌توانند الگوها و بینش‌های پنهان را در مجموعه داده‌ها که ممکن است با استفاده از روش‌های آماری سنتی آشکار نباشند، آشکار کند. مدل‌های ML می‌توانند ارزیابی‌های ریسک قوی‌تری را با ترکیب طیف وسیع‌تری از عوامل و گرفتن وابستگی‌های غیرخطی بین متغیرها ارائه کنند و به سرمایه‌گذاران و سیاست‌مداران کمک می‌کنند تا مواجهه خود با نوسانات بازار را بهتر درک و مدیریت کنند.

همان‌طور که بیان شد، هدف از پژوهش حاضر، بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصاد ملی و بازده سهام ایران است. تا به حال هیچ مطالعه دیگری وجود نداشته است که با روش یادگیری

1. Maurya & et al. (2023)
2. Zahera and Bansal (2018)
3. Dixit & et al. (2020)
4. Kumar & et al. (2020)
5. Verma & et al. (2021)

ماشین به بررسی عوامل مختلف بر شاخص قیمت سهام ایران پردازد و همان‌طور که گفته شد، روش تحقیق مورد استفاده در این مطالعه، متمایز از سایر مطالعات پیشین است. نکته بسیار مهم قابل ذکر، انتخاب سال مطالعه بود. سال‌های بعدی پس از این مطالعه، به دلیل انتخاب نشدن. یکی آنکه به دلایلی چون کرونا و حباب‌های موجود در بازار برای جلوگیری از تورش‌دار بودن نتایج از آن سال‌ها صرف نظر شد و دیگر، عدم دسترسی به همه متغیرها برای سال‌های اخیر موجب شد تا تحقیق به محدودیت داده روبرو گردد.

در ادامه مقاله، به شرح زیر، بخش‌های مبانی نظری، داده‌ها و مدل تجربی، روش شناسی و یافته‌های تجربی پرداخته خواهد شد. بخش آخر نیز شامل خلاصه، نتیجه‌گیری، پیامدهای کوتاه سیاست و محدودیت‌های تحقیق است.

۲. مبانی نظری

هدف اصلی این بخش، استخراج حقایقی از ادبیات موضوعی در ارتباط با متغیرهای کلان اقتصادی و اثر آن بر بازار سهام است. نمونه‌هایی از متغیرهای رایج عبارتند از: نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز، عرضه پول، تولید صنعتی، قیمت نفت و قیمت طلا (پیرو، ۲۰۱۶؛ و سادورسکی، ۱۹۹۹؛ و ال-شارکاس، ۲۰۰۴؛ و کهو، ۲۰۱۰). شواهد تجربی نشان می‌دهد که نوسانات در بازار دارایی‌های مختلف به شدت دارای همبستگی است. در چنین شرایطی، درک چگونگی روابط بین بازارهای مختلف برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران بسیار مهم است. اتخاذ سیاست‌های مناسب برای توسعه بازارهای مالی و کاهش نوسانات غیرعادی در این بازارها و همچنین تنوع بخشی کارآمد پرتفوی، بدون آگاهی از رفتار و روابط بین دارایی‌های مختلف امکان پذیر نخواهد بود. تحقیقات در مورد رفتار این بازارها و تغییر سایر متغیرهای کلان، می‌تواند بینش روشنی در مورد تغییرات شاخص قیمت سهام ارائه دهد. عدم اطمینان از تغییرات قیمت سهام و نحوه واکنش آنها در شرایط مختلف اقتصادی، یکی از جنبه‌های مهم کل اقتصاد محسوب می‌شود. مهم‌ترین عاملی که سرمایه‌گذاران را برای سرمایه‌گذاری در بازار سهام تشویق می‌کند، شاخص قیمت سهام و اطلاعات مربوط به آن می‌باشد و در نتیجه، طبیعی است که سرمایه‌گذاران به عوامل تأثیرگذار بر آن نیز علاقه مند باشند. به همین دلیل شناخت آن عوامل و نحوه تأثیرگذاری آن برای سیاست‌گذاران اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است. از لحاظ نظری، ارتباط بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی را می‌توان با استفاده از مدل‌های مختلفی مانند مدل استاندارد ارزش گذاری سهام، مدل‌های تخصیص پولی و پرتفوی و مدل عرضه و تقاضای کل استاندارد ($AD - AS$) طراحی کرد. در بخش بعدی، مدل استاندارد ارزش گذاری سهام

1. Peiro (2016)
2. Sadorsky (1999)
3. Al-Sharkas (2004)
4. Keho (2010)

برای روشن شدن ارتباط بین اقتصاد کلان و قیمت سهام تشریح خواهد شد. برای درک تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام، بررسی تنزیل جریان‌های نقدی آتی ضروری است. قیمت سهام، هم به جریان پرداخت سود مورد انتظار و هم، به نرخ تنزیل بازار بستگی دارد. در نتیجه، هر متغیر کلان اقتصادی که بر سود سهام یا نرخ تنزیل آتی اثر گذاشت، می‌تواند بر قیمت سهام نیز مؤثر باشد (هامپ و مک میلان، ۲۰۰۹). ارزش فعلی جریان‌های نقدی آتی، یعنی قیمت یک سهم با رابطه (۱) به دست می‌آید.

$$P_t = \frac{E_t(d_{t+1})}{1 + E_tr} + \frac{E_t(P_{t+1})}{1 + E_tr} \quad (۱)$$

در رابطه (۱) ارزش E_t نشان دهنده انتظارات مشروط در مورد تمام اطلاعات موجود در زمان t است. همچنین قیمت واقعی سهام در زمان t ، و $E_t(d_{t+1})$ سود واقعی مورد انتظار هر سهم در پایان سال اول است. از طرفی، $E_t(P_{t+1})$ قیمت مورد انتظار (واقعی) سهم در پایان سال اول، و E_tr نرخ تنزیل (واقعی) یا هزینه سرمایه مورد انتظار (ثابت) تعیین شده توسط بازار است. با نزدیک شدن افق زمانی به بی نهایت، یعنی $T \rightarrow \infty$ از رابطه (۱) به رابطه (۲) خواهیم رسید.

$$P_t = \sum_{i=1}^n \frac{E_t(d_{t+i})}{(1 + E_tr)^i} \quad (۲)$$

بنابراین، قیمت سهام به جریان مورد انتظار پرداخت سود سهام و نرخ تنزیل بازار بستگی دارد. از طرفی، نرخ تنزیل بازار به چندین متغیر کلان اقتصادی حساس است. به عنوان مثال، نرخ تنزیل با سطوح عمومی قیمت‌ها (CPI) و نرخ تورم (درصد تغییر در CPI) مرتبط است. همچنین نرخ ارز نیز می‌تواند بر شاخص قیمت سهام مؤثر باشد. این اثرگذاری، از طریق تغییرات قدرت شرکت‌های موجود در بورس به واسطه تغییر قدرت صادراتی و وارداتی آنان ایجاد می‌شود.

متغیرهای دیگری که به‌طور بالقوه بر قیمت سهام مؤثرند شامل: قیمت طلا و نفت هستند. طلا یک جایگزین سرمایه‌گذاری برای سایر طبقات دارایی از جمله سهام و املاک و مستغلات است. تورم مستمر و بالا، باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاری در طلا به عنوان پناهگاه امنی برای حفظ ارزش دارایی انتخاب شود. این موضوع باعث می‌شود که جریان نقدینگی از بازار سهام به سمت طلا گسیل شود که در نتیجه، بر قیمت سهام و کل بازار سهام مؤثر خواهد بود.

از طرفی تورم بالا، باعث می‌شود که شرکت‌ها به دلیل کمبود نقدینگی و هزینه‌های تولیدی بالا، تمایل به استقراض داشته باشند. این بدان معنا است که جریان‌های نقدی آتی کمتر، نرخ‌های تنزیل بالاتر و در نتیجه، کاهش قیمت سهام محتمل‌تر باشد. همچنین قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت نیز عنصر حیاتی مؤثر بر قیمت سهام است؛ زیرا نفت خام بزرگ‌ترین صادرات و حیاتی‌ترین منبع درآمد صادراتی آنها است.

برای آگاهی در مورد اینکه چه متغیرهایی بر شاخص قیمت سهام اثر دارند و اثرگذاری آنها چگونه است، می‌باید مطالعات فراوانی را مرور کرد. ورما و بانسال^{۱۱} (۲۰۲۱)، خلاصه‌ای جامع از تحقیقات را در مورد بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و عملکرد بازار سهام ارائه کردند. بررسی سیستماتیک آنها بیش از صد مقاله تحقیقاتی را در بر می‌گیرد که نقش متغیرهای کلان اقتصادی در بازارهای سهام را بررسی می‌کند و دوره‌ای تقریباً چهار دهه را پوشش می‌دهد. همان‌طور که بررسی آنها نشان داد، شدت علاقه به این موضوع همچنان بالا است.

چندین مقاله تحقیقاتی کلاسیک وجود دارد که به بررسی ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و سهام در اقتصادهای توسعه یافته می‌پردازد.

فلانری و جیمز^۲ (۱۹۸۴) تأثیر تغییرات نرخ بهره اسمی را بر قیمت سهام بررسی کردند. یافته‌های آنها بر اهمیت این ارتباط بسته به ترکیب بلوغ دارایی‌ها و بدهی‌های شرکت‌ها تأکید شد. علاوه بر این، آنها رابطه مثبتی بین اثر و اندازه ترکیب سررسید دارایی‌ها و بدهی‌های اسمی نشان دادند.

به‌طور مشابه، گسک و رول^۳ (۱۹۸۳) و موکرچی و ناکا^۴ (۱۹۹۵)، رابطه منفی بین تغییرات نرخ بهره و بازده سهام در ایالات متحده و ژاپن یافتند. تحقیقات آنها بیشتر از این ایده حمایت می‌کند که نوسانات نرخ بهره بر عملکرد بازار سهام تأثیر می‌گذارد.

چن و همکاران^۵ (۱۹۸۶)، رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را در ایالات متحده مطالعه کردند. تجزیه و تحلیل رگرسیون آنها، از سال ۱۹۵۸ تا ۱۹۸۴، نشان داد که هیچ ارتباط معنی داری بین مخارج مصرف و قیمت نفت با قیمت سهام وجود ندارد. با این حال، آنها یک همبستگی مثبت بین تولید صنعتی ایالات متحده و قیمت سهام، به‌ویژه در دوره‌های نوسانات بازار پیدا کردند. علاوه بر این، این مطالعه رابطه منفی بین نرخ تورم و قیمت سهام را نشان داد.

اخیراً، بولماش و تریولی^۵ (۱۹۹۱)، چن^۶ (۱۹۹۱)، سادورسکی^۷ (۱۹۹۹)، راتاناپاکورن و شارما^۷ (۲۰۰۷)، کیلیان و پارک^۸ (۲۰۰۹)، پارک و راتی^۹ (۲۰۰۸)، رحمان^{۱۰} (۲۰۰۸)، گان و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۶)، هامپ و مک میلان^۸ (۲۰۰۹) و پیرو^۹ (۲۰۱۶)، روی این موضوع کار کرده‌اند. روش‌شناسی آنها شامل مدل‌سازی خودرگرسیون برداری (VAR)، آزمون‌های همجمعی، آزمون‌های علیت گرنجر،

11. Verma & Bansal (2021).

2. Flannery & James (1984).

3. Geske & Roll (1983).

4. Mukherjee & Naka (1995).

5. Bulmash & Trivoli (1991)..

6. Chen (1991).

7. Ratanapakorn & Sharma (1999).

8. Kilian & Park (2009).

9. Park & Ratti (2008).

10. Rahman (2008).

11. Gan et al. (2006).

و حالت‌های مختلف *GARCH* بود. خلاصه گسترده یافته‌های آنها نشان می‌دهد که ارتباط بین قیمت یا بازده سهام معمولاً با تولید صنعتی و رشد تولید ناخالص داخلی مثبت و با نرخ‌های بهره، نرخ تورم و رشد عرضه پول منفی است. رابطه با نرخ ارز و بیکاری نامشخص است.

موریتالا و کلیکوم^۱ (۲۰۱۹)، تأثیر قیمت نفت را بر بازارهای سهام آفریقا بررسی کردند. برای این مطالعه، از داده‌های فصلی پنج کشور منتخب تولیدکننده نفت در بازار سهام استفاده شد. تجزیه و تحلیل پانل پویا با ترکیب متغیرهایی مانند بازده سهام، نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و قیمت سبد اوپک مورد استفاده قرار گرفت. نتایج نشان داد که قیمت نفت، تأثیر نامطلوبی بر بازارهای سهام آفریقا داشته است که می‌توان آن را به ماهیت پراکنده و توسعه نیافته بازار سرمایه در این منطقه نسبت داد. در همین حال، نرخ رشد واقعی تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبتی بر بازارهای سهام آفریقا داشت که نشان می‌دهد، رشد اقتصادی بر بازده سهام در این بازارها، تأثیر مثبت دارد.

همچنین ارول و آیتکین^۲ (۲۰۱۹)، رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی منتخب و شاخص بورس استانبول (*BIST 100*) را بررسی کردند. متغیرهای کلان اقتصادی که در تحلیل رگرسیونی آنها گنجانده شده، عبارتند از: نرخ تورم، نرخ بهره وام، قیمت طلا، تولید صنعتی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی. در این مطالعه، داده‌های سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۸ مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های تجربی نشان داد که نرخ بهره وام، تولید صنعتی و نرخ تورم به‌طور آماری بر شاخص *BIST 100* تأثیر می‌گذارد. با این حال، هیچ ارتباط آماری معناداری بین شاخص *BIST 100* و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی یا قیمت طلا وجود نداشت.

ابکه و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، اثرات شوک‌های مالی قبل و بعد از بحران مالی جهانی را بر رابطه و ریسک سیستماتیک بین سری بازده قیمت نفت اوپک و بازارهای سهام شورای همکاری خلیج فارس بررسی نمودند. محققان از روش‌هایی همچون ارزش در معرض خطر شرطی ناپارامتریک (*NCoVaR*)، انسجام متقاطع چندگانه و مدل‌های اتصال و سرریز دیبولد و ایلماز استفاده کردند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل نمونه کامل، نشان داد که بحرین تنها بازار سهامی است که سرریز پویا، نوسانات قیمت نفت اوپک را نشان می‌دهد. در مقابل، تمام بازارهای سهام شورای همکاری خلیج فارس، بجز عربستان سعودی، نوسانات پویا را از قیمت نفت اوپک دریافت کردند.

بوید و همکاران^۴ (۲۰۰۱)، استدلال کردند که وقتی نرخ‌های بیکاری اعلام می‌شود، بازارهای سهام واکنش متفاوتی به اخبار نشان می‌دهند. بر اساس گفته او، واکنش بازار، به این بستگی دارد که آیا اقتصاد یک سیر صعودی را طی می‌کند یا در روند نزولی خود به سر می‌برد. به‌طور کلی می‌توان چنین گفت: زمانی که اقتصاد در حال رشد بوده، و سیر صعودی به خود گرفته است، افزایش نرخ‌های

1. Kelikume & Muritala(2019)

2. Erol & Aytekin(2019)

3. Abakah & et al(2023)

4. Boyd & et al(2001)

بیکاری، تأثیر مثبتی بر بازار سهام دارد، اما در دوران رکود اقتصادی، همین اتفاق می‌تواند خبر بد و ناگواری باشد.

همان‌طور که مشخص است، در مطالعات فراوانی، به بررسی رابطه متغیرهای اقتصاد کلان به عنوان ریسک سیستماتیک که قابل حذف نیست و شاخص قیمت سهام پرداخته‌اند؛ اما هیچکدام از پژوهش‌ها از روش‌های یادگیری ماشینی استفاده نکرده‌اند. در نتیجه در این تحقیق، تلاش می‌شود تا از روش یادگیری ماشین برای بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام استفاده شود. در عصر تکثیر بی‌سابقه داده‌ها، تلاقی محاسبات پیشرفته، پیچیدگی الگوریتمی و منابع داده‌ای فراوان، پارادایم دگرگون‌کننده‌ای به نام یادگیری ماشینی (ML) ایجاد کرده است.

یادگیری ماشینی، زیرشاخه‌ای از هوش مصنوعی (AI) است که سیستم‌ها را قادر می‌سازد تا الگوها را به‌طور مستقل یاد بگیرند، پیش‌بینی کنند و عملکرد را بدون برنامه‌نویسی صریح بهینه کنند. فرض اساسی آن در استخراج دانش از داده‌ها است، که به الگوریتم‌ها اجازه تعمیم و انطباق با شرایط پیش‌بینی نشده را می‌دهد. این رویکرد در هسته خود، متدولوژی یادگیری ماشینی متنوعی از جمله یادگیری تحت نظارت، یادگیری بدون نظارت، یادگیری تقویتی و یادگیری عمیق را دارا است. این رویکردها ماشین‌ها را برای رمزگشایی الگوهای پیچیده، تشخیص ناهنجاری‌ها و بهینه‌سازی فرایندهای تصمیم‌گیری در طیفی از برنامه‌ها توانمند می‌سازد. یادگیری ماشین قابلیت بررسی تفاوت‌های ظریف انتخاب الگوریتم، آموزش مدل، و تعادل ظریف بین تعصب و واریانس را دارا است. حوزه یادگیری ماشینی، طیف گسترده‌ای از روش‌ها و الگوریتم‌ها را دربر می‌گیرد که هر کدام برای وظایف و اهداف خاصی طراحی شده‌اند. روش‌های مختلف یادگیری ماشینی شامل موارد زیر است:

❖ یادگیری تحت نظارت: رگرسیون خطی، رگرسیون لجستیک^۱

❖ یادگیری بدون نظارت: خوشه بندی $K - Means$ ، خوشه بندی سلسله مراتبی^۲

❖ یادگیری تقویتی: یادگیری Q ، یادگیری تقویتی عمیق^۳

❖ یادگیری عمیق: شبکه‌های عصبی، RNN ، CNN ^۴

❖ یادگیری گروه: جنگل تصادفی، ماشین‌های تقویت کننده گرادیان^۵

❖ کاهش ابعاد: PCA ، $SNE - t$ ^۶

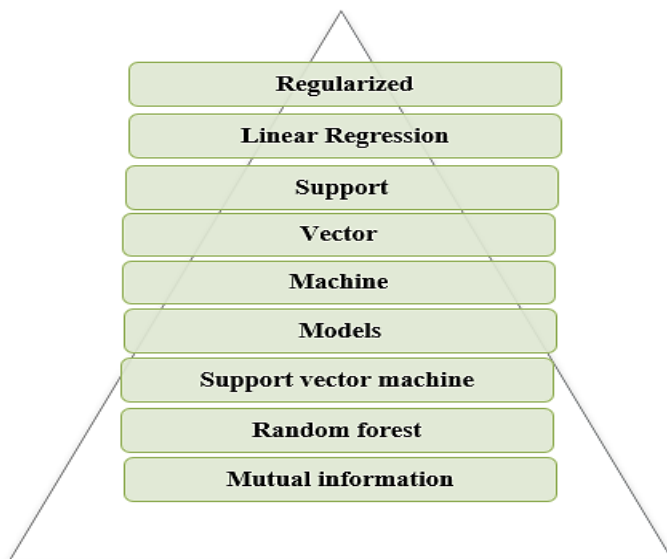
❖ یادگیری مبتنی بر نمونه: $NN - k$ ^۷

-
1. Supervised learning
 2. Unsupervised Learning: K-Means Clustering, Hierarchical Clustering
 3. Reinforcement Learning: Q-Learning, Deep Reinforcement Learning
 4. Deep Learning: Neural Networks, CNNs, RNNs.
 5. Ensemble Learning: Random Forest, Gradient Boosting Machines
 6. Dimensionality Reduction: PCA, t-SNE
 7. Instance-Based Learning: k-NN

- ❖ ماشین‌های بردار پشتیبانی *SVM*: *SVM* خطی، *SVM* هسته^۱
 - ❖ روش‌های بیزی: بیز ساده، شبکه‌های بیزی^۲
 - ❖ نزدیکترین طبقه بندی *Centroid*: طبقه بندی مبتنی بر *Centroid*^۳
 - ❖ الگوریتم‌های تکاملی: الگوریتم‌های ژنتیک^۴
 - ❖ فرا یادگیری: *MAML*^۵
 - ❖ منطق فازی: سیستم‌های فازی^۶
 - ❖ روشهای نزدیک‌ترین همسایه: رگرسیون وزنی موضعی^۷
 - ❖ الگوریتم‌های خوشه بندی: *DBSCAN*^۸
 - ❖ سیستم‌های مبتنی بر قانون: درخت‌های تصمیم، طبقه‌بندی‌کننده‌های مبتنی بر قانون^۹
 - ❖ *AutoML* (یادگیری ماشین خودکار): بهینه سازی فرآپارامتر، مهندسی ویژگی‌های خودکار^{۱۰}
 - ❖ آموزش انتقال: تطبیق دامنه^{۱۱}
- به منظور استفاده مؤثر از روش‌های یادگیری ماشینی، پیش پردازش داده‌ها ضروری است. انتخاب ویژگی، یکی از متداول‌ترین و مهم‌ترین تکنیک‌ها در پیش پردازش داده‌ها است و به یکی از اجزای ضروری فرایند یادگیری ماشین تبدیل شده (کولوسوس و همکاران، ۲۰۰۷) و چندین تکنیک برای کاهش متغیرهای نامربوط و زائد توسعه یافته است. انتخاب ویژگی (حذف متغیر) به درک داده‌ها، کاهش نیاز محاسباتی و بهبود عملکرد پیش بینی کمک می‌کند. این فرایند درواقع شناسایی ویژگی‌های مرتبط و حذف داده‌های نامربوط، اضافی یا نویزدار است. این فرایند الگوریتم‌های داده کاوی را سرعت می‌بخشد، دقت پیش بینی را بهبود می‌بخشد و قابلیت درک را افزایش می‌دهد. ویژگی‌های نامربوط آن‌هایی هستند که هیچ اطلاعات مفیدی ارائه نمی‌دهند و ویژگی‌های اضافی برخلاف قبلی، اطلاعات بیشتری ارائه می‌دهند (مولینا و همکاران ۲۰۰۲).

-
1. Support Vector Machines (SVM): Linear SVM, Kernel SVM
 2. Bayesian Methods: Naive Bayes, Bayesian Networks
 3. Nearest Centroid Classification: Centroid-based Classification
 4. Evolutionary Algorithms: Genetic Algorithms
 5. Meta-Learning: MAML
 6. Fuzzy Logic: Fuzzy Systems
 7. Nearest-Neighbor Methods: Locally Weighted Regression
 8. Clustering Algorithms: DBSCAN
 9. Rule-Based Systems: Decision Trees, Rule-Based Classifiers
 10. Auto ML (Automated Machine Learning): Hyper parameter Optimization, Automated Feature Engineering
 11. Transfer Learning: Domain Adaptation
 12. Kalousis et al. (2007)
 13. Molina et al. (2002)

انتخاب ویژگی یک گام مهم با هدف بهبود عملکرد مدل، تفسیرپذیری و کارایی است. به بیان دیگر، انتخاب ویژگی می‌تواند کارایی یادگیری، دقت پیش بینی را افزایش دهد و پیچیدگی نتایج آموخته شده را کاهش دهد (کولر و سهامی، ۱؛ ۱۹۹۶؛ هال، ۲، ۲۰۰۰). روش‌های مختلفی برای انتخاب ویژگی وجود دارد؛ که در شکل (۲) به آن اشاره شده است:



شکل ۲: روش‌های مختلف انتخاب ویژگی در رویکرد یادگیری ماشینی

Figure 2: Different feature selection methods in machine learning approach

منبع: هونارد، ۱۹۷۰

البته برای تحلیل نتایج هر یک از این روش‌ها، مبانی نظری و دانش آن برای پژوهشگر از ضروریات هر تحقیق است. مبانی نظری به شناسایی مرتبط‌ترین متغیرهای اقتصادی که بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارند، مانند نرخ بهره، تورم، رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری و ... کمک می‌کند. از طرفی، با پایه‌گذاری انتخاب ویژگی در تئوری اقتصادی، می‌توان خطر بیش از حد برآزش را کاهش داد. به بیان دیگر، در این حالت، مدل به جای الگوهای معنادار، سعی می‌کند تا عامل اختلال را یاد گیرد و این یعنی یک تعامل دوطرفه بین تئوری اقتصادی و روش یادگیری ماشین وجود دارد. همچنین تئوری چهارچوبی برای درک اینکه چگونه متغیرهای مختلف احتمالاً با قیمت سهام تعامل دارند، ارائه می‌دهد. این درک می‌تواند به تفسیر خروجی مدل‌های پیچیده یادگیری ماشین کمک کند و مدل‌ها را شفاف‌تر و کاربردی‌تر کند که باعث اعتبار و اعتماد به مدل می‌شود.

از طرفی، مبانی نظری به تعیین انتظارات واقع بینانه برای رفتار مدل کمک می‌کند. به عنوان مثال، در طول یک رکود اقتصادی، می‌توان انتظار داشت که متغیرهای خاصی در شرایط خاصی،

ممکن است تأثیرات متفاوتی بر قیمت سهام داشته باشند که این بینش‌های نظری، امکان تحلیل سناریو و تست استرس بهتر مدل‌ها را در شرایط مختلف اقتصادی فراهم می‌کند و استحکام را بهبود می‌بخشد. در نتیجه، به‌طور خلاصه می‌توان گفت که گنجاندن مبانی نظری در مدل‌های یادگیری ماشین برای پیش‌بینی قیمت سهام برای اطمینان از ارتباط، بهبود تفسیرپذیری، افزایش عملکرد و ارائه شهود اقتصادی ضروری است؛ که شکاف بین بینش‌های مبتنی بر داده و منطق اقتصادی را پر می‌کند و منجر به مدل‌های پیش‌بینی قوی‌تر و معتبرتر می‌شود.

۳. روش‌شناسی پژوهش

براساس مبانی نظری ذکر شده در بخش (۲)، هدف از این پژوهش، بررسی عوامل مؤثر بر شاخص قیمت سهام به کمک رویکرد یادگیری ماشینی است. همان‌طور که در بخش قبل گفته شد، روش‌های مختلفی برای انتخاب ویژگی در رویکرد ML وجود دارد که به برخی از آنان در شکل (۲) اشاره شده است. در این مطالعه، از روش‌های رگرسیون خطی منظم^۱ و جنگل تصادفی^۲ استفاده به عمل آمده است. همچنین پس از آنکه مهم‌ترین متغیرها از طریق این دو روش کشف شد، از طریق معیار میزان وابستگی بین رگرسیون^۳ برای کشف اینکه ارتباط متغیرها با یکدیگر چگونه است، استفاده خواهد شد و در انتها، از روش اطلاعات متقابل نتایج، به تفکیک هر دهه برای بازار بورس ایران مورد بررسی قرار خواهد گرفت. اما در ابتدا نیاز است تا مراحل یافتن متغیرها تشریح، و در انتها روابط بین آنان بررسی شود.

❖ رگرسیون خطی منظم

در واقع در قرن جدید، حجم عظیمی از داده در حال تولید است. بررسی و تجزیه و تحلیل چنین حجم وسیعی از مشاهدات و متغیرها، زمان و هزینه زیادی را می‌طلبد. بنابراین، ساده سازی مسائل به ظاهر پیچیده در تحلیل داده‌ها بسیار ضروری به نظر می‌رسد. تشخیص اینکه کدام پیش‌بینی‌کننده‌ها به یک واکنش خاص مرتبط هستند، آسان نیست. روش RLR تکنیکی است که برای رفع مشکل اضافه برازش در مدل‌های رگرسیون خطی از آن استفاده می‌شود. برازش بیش از حد، زمانی اتفاق می‌افتد که یک مدل، بیش از حد پیچیده می‌شود. این موضوع می‌تواند منجر به عملکرد ضعیف مدل گردد.

رویکرد RLR به ایجاد تعادل بین برازش داده‌های آموزشی و اجتناب از برازش بیش از حد کمک می‌کند. در واقع با کنترل پارامتر منظم‌سازی، تناسب مدل برقرار خواهد شد و پیچیدگی مدل، کنترل می‌شود. این امر، باعث می‌گردد که پیش‌بینی‌ها قوی‌تر و قابل اعتمادتر شوند. مبانی فکری روش RLR این است که یک متغیر کنترل و تنظیم کننده را به عنوان یک جریمه به تابع ضرر اضافه کند. این جریمه، مدل را از تخصیص وزن‌های بیش از حد بزرگ به ویژگی‌ها منصرف می‌کند و به‌طور مؤثر ضرایب را به سمت صفر کاهش می‌دهد. با انجام این کار، مدل نسبت به نویز در داده‌های آموزشی،

حساسیت کمتری پیدا می‌کند و بهتر می‌تواند به داده‌های جدید تعمیم داده شود. دو نوع از متداول ترین منظم‌سازی در رگرسیون خطی به قرار زیر هستند:

الف) رگرسیون *Ridge* (هول و کنارد، ۱۹۷۰)؛

ب) رگرسیون *Lasso* (پارک و کازلا، ۲۰۰۸).

جریمه ای که *Lasso* استفاده می‌کند، باعث می‌شود، برخی از تخمین‌های ضریب به صفر محدود شود. از طرفی، این روش ابعاد متغیرها را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود تا مجموع مربعات اصلاح، و حداقل شود (تبشیرانی، ۱۹۹۶).

در این پژوهش به دلایل ذکر شده، از روش *Lasso* استفاده شده است. بنابراین، تعداد پارامترها با استفاده از تابع جریمه بر روی مجموع مطلق ضرایب مدل رگرسیون کنترل خواهد شد. مجموع مربعات خطای رگرسیون *Lasso* به کمک رابطه (۳) به دست می‌آید.

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij}\beta_j)^2 - \lambda \sum_j |\beta_j| \quad (3)$$

در رابطه (۳)، مقدار λ همان پارامتر تنظیم است. اگر $\lambda = 0$ باشد، معادله (۳) به مجموع مجذور خطاها در حداقل مربعات معمولی تبدیل خواهد شد و همه متغیرها در مدل وجود خواهند داشت. با افزایش λ ، تعداد متغیرهای مستقل در مدل کاهش می‌یابد. بنابراین، با انتخاب بی نهایت (∞) برای λ ، عملاً هیچ متغیری در مدل وجود ندارد. مقدار این پارامتر معمولاً با استفاده از روش اعتبارسنجی متقاطع تعیین می‌شود. ۳ گام اصلی برای یافتن نتیجه مطلوب به قرار زیر است:

❖ الگوریتم جنگل تصادفی

الگوریتم جنگل تصادفی (RF)، یک مدل یادگیری ماشینی است که برای وظایفی نظیر دسته بندی^۱ داده‌ها و رگرسیون، از تعداد زیادی درخت تصمیم^۲ استفاده می‌کند. این الگوریتم، اولین بار توسط تین کم هوه در سال ۱۹۹۵ میلادی مورد استفاده قرار گرفت. بریمان^۶ (۲۰۰۱) و کاتلر^۷ و همکاران (۲۰۰۷)، بهبودهایی بر الگوریتم پیشنهادی کم هو (۱۹۹۵) پیشنهاد دادند که باعث شهرت جهانی این الگوریتم شد. اگر در این الگوریتم هدف، دسته بندی یک سطر از ماتریس داده‌ها باشد، دسته آن سطر با توجه به رأی اکثریت در درخت‌های تصمیم انتخاب می‌شود و اگر هدف رگرسیون باشد، نتیجه نهایی به صورت میانگینی از جواب‌های درخت‌های تصمیم مشخص می‌گردد. در این صورت، جواب‌های بهینه با در نظر گرفتن تمام مدل‌های ممکن، مشخص خواهند شد. از آنجایی که جنگل تصادفی از

1. penalty
2. Tibshirani (1996).
3. Classification
4. Decision Tree
5. Tin Kam Ho (1995).
6. Breiman (2001).
7. Cutler et al. (2007).

تعداد زیادی درخت تصمیم برای نتیجه‌گیری استفاده می‌کند، مشکل برازش بیش از حد روی داده‌های مجموعه را حل می‌کند.

❖ اطلاعات متقابل^۲

همان‌طور که ذکر شد، برای برآورد درجه اهمیت هریک از متغیرهای تعیین شده از ادبیات تحقیق بر شاخص سهام، در ابتدا از دو رویکرد بالا استفاده می‌شود؛ اما برای برآورد یک تخمین دقیق‌تر و قابل‌استنادتر، از رویکرد اطلاعات متقابل استفاده می‌شود. همچنین برای اندازه‌گیری وابستگی آماری بین دو متغیر تصادفی، از اطلاعات متقابل (MI) استفاده خواهد شد.

گیو و نیکسون^۳ (۲۰۰۸)، مطرح می‌کنند که اساس اطلاعات متقابل، روش آنتروپی است. این روش در زیر تشریح شده است:

فرض کنید، X یک متغیر تصادفی در فضای (گسسته) Z ، و x یک عنصر از Z باشد. یک بردار تصادفی d بعدی به صورت $(X_1, \dots, X_d) \in Z$ می‌باشد، x هر عدد صحیح مثبت Z می‌باشد. درجه عدم قطعیت در یک متغیر تصادفی در طول یک آزمایش با آنتروپی روی یک فضای گسسته Z به شرح زیر اندازه‌گیری می‌شود.

$$H[X] = - \sum_{x \in Z} pr[X = x] \cdot \log(pr[X = x]) \quad (۴)$$

که در این حالت، عدم قطعیت در مورد ترکیب دو متغیر تصادفی (X, Y) با آنتروپی مشترک آنها بیان می‌شود:

$$H[X, Y] = - \sum_{x \in Z, y \in K} pr[X = x, Y = y] \cdot \log(pr[X = x, Y = y]) \quad (۵)$$

اگر فقط Y تابع قطعی X باشد، آنتروپی ترکیبی همیشه بزرگ‌تر یا مساوی با هر یک از متغیرها است. تساوی در صورتی رخ می‌دهد که دو متغیر مستقل باشند.

$$\text{Max}(H[X], H[Y]) \leq H[X, Y] \leq H[X] + H[Y] \quad (۶)$$

در نهایت، آنتروپی شرطی یک متغیر تصادفی X با توجه به متغیر Y دیگر، عدم قطعیت در X را پس از شناخته شدن Y محاسبه می‌کند.

$$H(X|Y) = - \sum_{x \in Z, y \in K} pr[X = x, Y = y] \cdot \log(pr[X = x, Y = y]) \quad (۷)$$

برخلاف آنتروپی گسسته، آنتروپی دیفرانسیل می‌تواند منفی باشد. مقدار $\text{Pr}[X = x]$ تابع چگالی احتمال متغیر پیوسته X را نشان می‌دهیم، تا بتوانیم سناریوهای ترکیبی را با ترکیب متغیرهای گسسته و پیوسته به راحتی مدیریت کنیم. اندازه‌گیری کلی بین دو متغیر تصادفی، همان اطلاعات متقابل (MI)

است. اطلاعات متقابل برابر با مقدار دانشی است که شخص در مورد X از طریق مشاهده Y به دست می آورد. اطلاعات متقابل دو متغیر تصادفی X و Y در یک حوزه گسسته، به صورت زیر تعریف می شود:

$$I(X, Y) = \sum_{X \in Z, Y \in K} pr[X = x, Y = y] \cdot \log \left(\frac{pr[X = x, Y = y]}{pr[X = x] \cdot pr[Y = y]} \right) \quad (۸)$$

وقتی X و Y مستقل از یکدیگر هستند، اطلاعات متقابل همیشه بزرگ تر یا مساوی صفر است و در نتیجه انتروپی مجموع آن ها از انتروپی هر یک از متغیرها کمتر است (برابری این انتروپی ها تنها زمانی رخ می دهد که یکی از متغیرها تابع قطعی دیگری باشد). هر چه اطلاعات متقابل بیشتری وجود داشته باشد، به همان اندازه آماره MI بزرگ تر و در نتیجه، عدد وابستگی بین X و Y قوی تر است.

❖ معیار میزان وابستگی بین رگرسیون

همان طور که گفته شد، در ابتدا درجه اهمیت هر یک از متغیرهای مهم مدل شناسایی خواهند شد. در دو گام قبل، تلاش شد که با بهره گیری از پایه های آماری مختلف و دو رویکرد رگرسیون خطی منظم و جنگل تصادفی، متغیرهای مهم شناسایی شوند و بعد به کمک روش اطلاعات متقابل، ضرایب قابل استنادتری ارائه شد. در این مرحله، تلاش می شود تا هرگونه ارتباطی که بین متغیرهای مستقل وجود دارد، مورد توجه قرار گیرد. یکی از روش هایی که در سال های اخیر برای این مهم ایجاد شده است، استفاده از معیار میزان وابستگی بین رگرسیون ها است.

در این مقاله، از روش دوپلهوفر و ویکس^۱ (۲۰۰۹)، پیروی می شود. همچنین در این تحقیق، فقط روابط مشترک بین جفت متغیرها مورد بررسی قرار خواهد گرفت؛ هر چند می توان روابط بین سه و بیشتر متغیرها را جست؛ اما این خود نیاز به تعداد زیادی از مشاهدات دارد که این تحقیق به دلیل ماهیت داده ها، فاقد آن است. برای مدل M_j ، احتمالات پسین باید به صورت زیر تعریف شوند:

$$(M_j | y) = p(\varphi_1 = w_1, \varphi_2 = w_2, \dots, \varphi_K = w_K | y, M_j) \quad (۹)$$

در صورتی که متغیر در مدل وجود داشته باشد، مقدار w_k را می توان ۱ و در غیر این صورت ۰ در نظر گرفت. احتمال ترکیبی پسین برای افزودن دو متغیر مدل، X_i و X_h برابر است با:

$$p\left(i \cap h | y\right) = \sum_{j=1}^{2^k} 1(\varphi_i = 1 \cap \varphi_h = 1 | y, M_j) \cdot p(M_j | y) \quad (۱۰)$$

در رابطه بالا، مقدار $p(i \cap h | y)$ ، مجموع احتمال پیشین مدل هایی است که شامل متغیرهایی X_i و X_h بوده اند. همچنین به کمک معیار میزان وابستگی بین رگرسیونی، می توان رابطه مکمل یا جایگزین بودن متغیرها را مورد بررسی قرار داد. دوپلهوفر و ویکس (۲۰۰۹)، در جدول (۱)، نقاط جرم احتمالی را تعریف می کند.

جدول ۱: نقاط جرم احتمالی تعریف شده در فضای $\{0,1\}^2$ برای توزیع یکنواخت

$$P(\varphi_i, \varphi_j|y)$$

Table 1: Probable mass points defined in the space $\{0,1\}^2$ for a uniform distribution

$$P(\varphi_i, \varphi_j|y)$$

$P(\varphi_i, \varphi_j y)$	$\varphi_h = 1$	$\varphi_h = 0$	SUM
$\varphi_i = 1$	$p(i \cap h y)$	$p(i \cap h' y)$	$p(i y)$
$\varphi_i = 0$	$p(i' \cap h y)$	$p(i' \cap h' y)$	$p(i' y)$
SUM	$p(h y)$	$p(h' y)$	1

منبع: دوپلهوفر و ویکس، ۲۰۰۹

با توجه به جدول (۱)، احتمال پسین ترکیبی، افزودن دو متغیر مدل به صورت رابطه (۱۱) است.

$$j_{ih} = \ln \left[\frac{P(i \cap h|y)}{P(i \cap h'|y)} \cdot \frac{P(i' \cap h'|y)}{P(i' \cap h|y)} \right] = \ln [O_{i|h} \cdot PO_{i|h'}] \quad (11)$$

در رابطه (۱۱)، دو مقدار $PO_{i|h}$ و $PO_{i|h'}$ به ترتیب، نشان دهنده احتمال پسین وجود x_i مشروط به درج x_h و احتمال پسین حذف x_i مشروط بر حذف x_h هستند. در جدول (۲)، خلاصه بازه به دست آمده از این معادله بیان شده است:

جدول ۲: طبقه بندی رابطه بین متغیرها

Table 2: Classification of the relationship between variables

$> +2j_{ih}$	مکمل‌های قوی
$+1 < j_{ih} < +2$	مکمل‌های معنی دار
$-1 < j_{ih} < +1$	بدون رابطه
$-2 < j_{ih} < -1$	جایگزین‌های معنا دار
$< -2j_{ih}$	جایگزین‌های قوی

منبع: همان، ۲۰۰۹

همان‌طور که گفته شد، در این مطالعه از روش یادگیری ماشینی برای بررسی تعاملات بین متغیرهای مختلف کلان اقتصادی، از جمله تورم، رشد اقتصادی، نرخ ارز، صادرات، واردات، قیمت طلا، قیمت نفت اوپک و رشد پول گسترده (MG) در رابطه با شاخص قیمت سهام کشور ایران استفاده شده است. سه متغیر اول ((CPI)، تورم و رشد اقتصادی) شاخص‌های رایجی هستند که وضعیت اقتصاد واقعی را نشان می‌دهند. گنجاندن نرخ ارز، صادرات و واردات در تحلیل بسیار مهم است؛ زیرا کشورهای منتخب به شدت به نفت متکی هستند و کل صادرات و ثبات اقتصادی آنها به تجارت بین‌المللی وابسته است. همچنین MG به عنوان نماینده بخش پولی در این مطالعه دیده می‌شود.

علاوه بر این، قیمت نفت (اوپک) و طلا، نشان دهنده متغیرهایی خارج از کنترل هر کشور به صورت جداگانه است. نوسانات قیمت این دو کالا می‌تواند به طور قابل توجهی بر وضعیت اقتصادی

کشورهای صادرکننده نفت تأثیر بگذارد. معادله (۲) مبنای آزمون‌های تجربی انجام شده در این تحقیق است. بر اساس یافته‌های ادبیات، هیچ مجموعه قطعی یا به اتفاق آرا از متغیرهای کلان اقتصادی که بر قیمت‌ها یا شاخص‌های سهام اثرگذار باشد، وجود ندارد. با این حال، اکثر مطالعات بررسی شده به ترکیبی از متغیرهای موجود در معادله (۱۲) اشاره کردند.

جدول (۳) برگرفته از مطالعه ورمان و بانسل (۲۰۲۱) می‌باشد که خلاصه ای عالی از متغیرهای کلان اقتصادی در بیش از ۱۰۰ مقاله، اهمیت آماری آنها و جهت ارتباط با قیمت سهام یا شاخص‌ها را ارائه می‌دهد که در این مطالعه، از آنها استفاده شده است.

$$SPI = f(INF, GP, World un, UNE, R, FD, Open, MG, EG, OPEC, IMP, EXP) \quad (12)$$

متغیرهای مدل در زیر تعریف شده‌اند. علائم مثبت یا منفی داخل پرانتز به جهت ارتباط یک متغیر با قیمت سهام یا شاخص اشاره دارد.

جدول ۳: تعریف متغیرهای رابطه (۱۲)

Table 3: Definition of variables in equation (12)

علامت گذاری در متن	تعریف	جهت علامت
<i>SPI</i>	شاخص سهام	-
<i>INF</i>	تورم	منفی یا گاه مثبت
<i>GP</i>	قیمت طلا	منفی
<i>World un</i>	نااطمینانی جهانی	منفی
<i>UNE</i>	بیکاری	مثبت و منفی
<i>R</i>	تفاوت نرخ سود تسهیلات و سود سپرده که جایگزین نرخ بهره در ایران است.	منفی و مثبت
<i>FD</i>	توسعه مالی	مثبت و منفی
<i>Open</i>	باز بودن تجاری	مثبت و منفی
<i>MG</i>	نرخ رشد پول گسترده	مثبت و منفی
<i>EG</i>	نرخ رشد اقتصادی	مثبت
<i>OPEC</i>	قیمت نفت اوپک	برای کشورهای صادرکننده نفت اثر مثبت و برای کشورهای واردکننده نفت اثر منفی دارد.
<i>IMP</i>	شاخص قیمت واردات براساس سال پایه ۲۰۱۰	منفی یا بسیار ناچیز
<i>EXP</i>	شاخص قیمت صادرات براساس سال پایه ۲۰۱۰	مثبت

منبع: ورمان و بانسل، ۲۰۲۱

چنانچه پیش تر گفته شد، ادبیات زیادی در مورد رابطه بین قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی صورت گرفته است، اما هیچ کدام به این مهم که کدام یک اندازه اثر بیشتری دارند و نیز کدام مدل‌ها با حضور چه متغیرهایی بیشترین قدرت توضیح دهنده‌گی دارند را اشاره نکرده‌اند. در این راستا در این پژوهش، تأثیر ۱۲ متغیر کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار ایران مورد ارزیابی قرار گرفته است.

داده‌های این مطالعه، دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۰ را پوشش می‌دهد. منابع داده شامل بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و اطلاعات بانک مرکزی ایران است. نکته مهم در این پژوهش، سال‌های انتخاب داده‌ها بودند که به دلیل محدودیت در داده‌ها محققان نمی‌توانستند به برخی از داده‌های سالیان قبل از ۱۹۹۰ و بعد از ۲۰۲۰ دسترسی پیدا کنند.

شایان ذکر است که در این تحقیق، تفاوت نرخ سود تسهیلات و سود سپرده به عنوان پراکسی برای نرخ بهره آورده شده است نه خود نرخ بهره؛ به این دلیل که برای سرمایه‌گذاران فقط نرخ بهره سپرده‌گذاری مهم نیست، بلکه همان‌طور که مشخص است، یکی از دیگر از عوامل کلیدی در سرمایه‌گذاری دریافت تسهیلات بانکی است. در نتیجه، تفاوت بین نرخ بهره سپرده و نرخ بهره تسهیلات می‌تواند بر رفتار پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارد. اگر تفاوت این دو نرخ ناچیز باشد یا نرخ بهره سپرده بالاتر باشد، مردم ممکن است ترجیح دهند که پول خود را (اعم از دریافتی به عنوان تسهیلات از بانک و پول‌های شخصی) در بانک‌ها پس‌انداز نمایند تا اینکه در بازارهای مالی همچون بازار اوراق بهادار سرمایه‌گذاری کنند. این امر خود می‌تواند تقاضا برای اوراق بهادار را کاهش دهد و بر قیمت سهام تأثیر منفی بگذارد.

از طرفی، تفاوت بین نرخ بهره سپرده و نرخ بهره تسهیلات بانکی می‌تواند انتظارات تورمی را تحت تأثیر قرار دهد؛ به این معنا که اگر نرخ بهره تسهیلات بسیار بالاتر از بهره سپرده‌ها باشد، ممکن است نشانه‌ای از انتظارات تورمی بالاتر باشد که می‌تواند بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهد. از دیگر نکات مهم تفاوت نرخ بهره سپرده و نرخ بهره تسهیلات، این است که می‌تواند بر درآمد خالص بانک‌ها تأثیر گذارد. اختلاف بین این دو نرخ، مارجین بهره‌ای خالص بانک‌ها را تشکیل می‌دهد که درآمد اصلی آن‌ها از تفاوت بین هزینه پرداخت بهره به سپرده‌گذاران و درآمد بهره از وام‌گیرندگان است. درآمد بالاتر بانک‌ها می‌تواند منجر به بهبود ارزش سهام آن‌ها شود. با این تفاسیر، بسیار مهم است که فقط به نرخ بهره سپرده به تنهایی نگاه نشود و باید این نرخ‌ها هردو، در تأثیرگذاری بر بازارهای مالی مورد توجه واقع شوند.

۴. یافته‌های پژوهش

براساس بخش (۳) در همین مقاله، در ابتدا از روش‌های الگوریتم جنگل تصادفی و رگرسیون خطی منظم برای بررسی درجه اهمیت متغیرهای مؤثر بر شاخص قیمت سهام استفاده خواهد شد و سپس از معیار میزان وابستگی بین رگرسیونی، رابطه دو به دو بین متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نهایت، از روش اطلاعات متقابل (MI) برای دقیق شدن در تخمین ضرایب برای هر دهه استفاده می‌شود. در جدول (۴)، نتایج حاصل از روش جنگل تصادفی ملاحظه می‌شود.

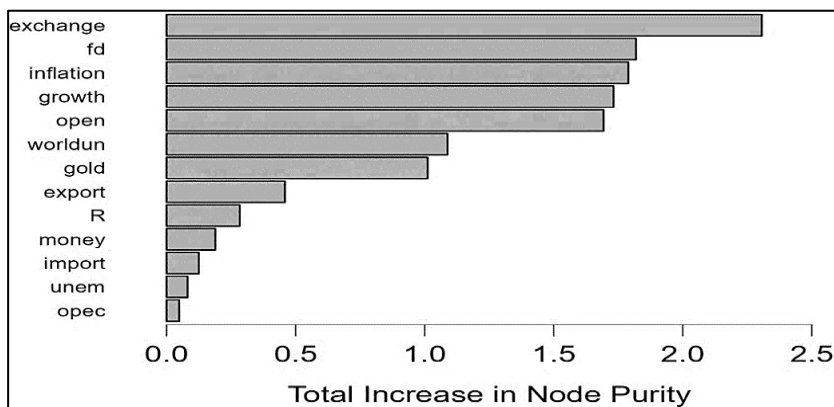
جدول ۴: اهمیت متغیرها براساس روش جنگل تصادفی

Table 4: Importance of variables based on the random forest method

درجه اهمیت	متغیر
۲/۳۰۶	EX
۱/۸۱۹	FD
۱/۷۸۹	INF
۱/۷۳۲	EG
۱/۶۹۳	Open
۱/۰۸۹	World un
۱/۰۱۱	GP
۰/۴۵۹	EXP
۰/۲۸۳	R
۰/۱۸۹	MG
۰/۱۲۵	IMP
۰/۰۸۱	UNE
۰/۰۴۹	OPEC

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

مقدار MSE در برآورد درجه اهمیت متغیرها به کمک رویکرد جنگل تصادفی، برابر ۰/۰۵۲ و مقدار R^2 هم برابر ۰/۹۰۶ است. جدول (۴) بیانگر اهمیت اثرگذاری متغیرهای مورد مطالعه بر شاخص قیمت سهام است. برای تصمیم‌گیری در مورد اندازه اهمیت هر یک از این متغیرها، بهتر است به شکل (۳) مراجعه شود. براساس شکل (۳)، هر متغیری که تأثیرگذاری آن بیشتر از نصف مقیاس باشد، از اهمیت بالایی برخوردار است.



شکل ۳: اهمیت تأثیرگذاری متغیرهای مورد بررسی

Figure 3: The importance of the influence of the variables under study

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

براساس شکل (۳)، متغیرهای نرخ ارز، توسعه مالی، تورم، رشد، بازبودن تجاری و نااطمینانی جهانی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند. این توالی اصلاً تعجب برانگیز نیست؛ به آن دلیل که برای مثال، ایران در دوره‌های مختلف در اقتصاد، شاهد تغییرات نرخ ارزهای بالا و تورم‌های فزاینده بوده، و از طرفی، به دلایل سیاسی، همواره نااطمینانی‌های جهانی، تأثیر بالایی بر بازارهای داخلی ایران داشته است. به‌طور دقیق‌تر، مطالعات مختلف نشان داده‌اند که میان تغییرات نرخ ارز و شاخص قیمت سهام، روابط مختلفی وجود دارد (راتاناپاکورن و شارما، ۲۰۰۷).

محققان و اقتصاددانان استدلال کرده‌اند که ارتباط بین قیمت سهام و نرخ ارز به چند دلیل قابل توجه است. به طور خاص، گاوین^۲ (۱۹۸۹)، نشان داد که این پیوند ممکن است بر سیاست‌های پولی و مالی تأثیر بگذارد، زیرا زمانی که بازار سهام در حال رکود است، بر تقاضای کل تأثیر مثبت می‌گذارد. در این مطالعه، بیان شد که رابطه بین قیمت سهام و تورم به‌طور گسترده در پژوهش‌های مختلفی بررسی شده است و آن را از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر شاخص سهام معرفی نموده‌اند؛ مانند جاف و ماندکلر^۳ (۱۹۷۶)؛ فاما و شورت (۱۹۷۷) و بودوخ و ریچاردسون^۴ (۱۹۹۳).

هر چند در برخی از این پژوهش‌ها، به رابطه مثبت میان تورم و قیمت سهام اشاره شده است و در برخی دیگر، رابطه منفی میان این دو مورد تأکید بوده است. از طرفی پذیرفته شده است که یک اقتصاد باز به دلیل افزایش اشتراک ریسک بین‌المللی در بین بازارها، با تعداد بیشتری از شوک‌های نامطلوب مواجه می‌شود و بنابراین، باز بودن تجارت هنگام انتقال نوسانات بین کشورها مهم است و نقش مهمی در پیش‌بینی نوسانات بازار سهام دارد. این در حالی است که در برخی مطالعات، اثر معین و مشخصی بین بازبودن تجاری و قیمت سهام یافت نشده، اما در میان عوامل تأثیرگذار بوده است (نیکمنش^۵، ۲۰۱۶).

از طرفی، قیمت سهام برابر با ارزش جریان‌های نقدی آتی است که در معرض دو اثر متفاوت است، یکی، جریان نقدی که تحت تأثیر افزایش تولید است و دیگری، نرخ بهره که عامل تنزیل است. زمانی که جریان نقدی مورد انتظار کاهش یابد یا نرخ بهره افزایش یابد، قیمت سهام کاهش می‌یابد. سطح فعالیت واقعی اقتصادی مستقیماً بر جریان نقدی تأثیر می‌گذارد و فعالیت اقتصادی بالاتر به معنای جریان نقدی بالاتر است. متغیرهای زیادی برای پیش‌بینی بازار کالا وجود دارند. در این میان، تولید ناخالص داخلی واقعی به عنوان جامع‌ترین معیار موجود برای فعالیت اقتصادی است (یوهاسین^۶، ۲۰۱۱)؛ کریستوفرگان و همکاران^۷ (۲۰۰۶).

1. Ratanapakorn & Sharma (2007).

2. Gavin (1989).

3. Jaffe & Mandelker (1976).

4. Boudoukh & Richardson (1993).

5. Nikmanesh

6. Yu Hsing (1011).

7. Gan et al. (2006).

نااطمینانی جهانی نیز به نوبه خود، تأثیر مهمی بر وضعیت داخلی کشورها می‌گذارد و به همین دلیل، به‌عنوان یک متغیر کلان جهانی، نقش مهمی را برای شرکت‌های پذیرفته شده در بورس ایفا می‌کند. در جدول (۴)، ضرایب برای هریک از این متغیرها با استفاده از روش رگرسیون خطی منظم به دست آمده است. همان‌طور که گفته شد، روش‌های یادگیری ماشینی، این امکان را به محقق می‌دهد تا از خطای بیش برآزش، رگرسیون‌های کاذب یا تمامی مسائل مربوط به مشکلات اقتصادسنجی کلاسیک رهایی یابد.

جدول ۵: ضرایب برآوردی در رگرسیون خطی منظم

Tabel 5: Estimated coefficients in regular linear regression

متغیرها	ضرایب
INF	۰/۰۰۹
EX	۰/۹۲۱
EXP	۰/۰۰۰
IMP	۰/۰۰۰
EG	۰/۰۳۱
MG	۰/۰۰۰
OPEC	۰/۰۰۰
GP	۰/۰۰۰
World un	-۰/۰۳۶
UNE	۰/۰۰۰
Open	-۰/۰۰۳
R	-۰/۰۳۰
FD	۰/۱۶۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

همچنین مقدار آماره MSE برابر ۰/۰۵ است. از طرفی، مقدار R^2 برابر ۰/۹۴ است. همان‌طور که مشخص است، براساس جدول (۵)، نااطمینانی جهانی، نرخ بهره و باز بودن تجاری، اثر منفی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارد. همچنین متغیرهایی که فاقد معنی‌داری‌اند، شامل صادرات، واردات، رشد پول، قیمت نفت اوپک و قیمت طلا است. مابقی متغیرها دارای اثری مثبت بر شاخص قیمت سهام ایران می‌باشند. این یافته نیز تا حد بالایی، روش قبل را تأیید، و از طرفی، ضرایب و نوع اثرگذاری را مشخص می‌کند.

در ادامه، بااستفاده از روش JW رابطه بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. همان‌طور که گفته شد، این روش راهی برای شناسایی رفتار متغیرهای وابسته در قبال یکدیگرند. نحوه شناسایی این ارتباطات براساس جدول (۲) مشخص می‌شوند. خلاصه جدول (۶) در زیر آن آمده، و ارتباط متغیرهای مستقل از جهت مکمل یا جانشین بودن بیان شده است. این روش می‌تواند الگویی مکمل برای متدهای انتخاب ویژگی باشد؛ زیرا می‌توان با استفاده از این روش، متغیرهای تحت تحقیق را کاهش داد. در این مطالعه، برای مثال طبق یافته‌ها، نرخ بهره و نرخ ارز می‌توانند جایگزین هم شوند،

و یا توسعه مالی و صادرات کاملاً مکمل هم هستند؛ به این معنا هر جا در مدلی از صادرات استفاده شد، می‌باید توسعه مالی نیز در مدل لحاظ گردد.

جدول ۶: نتایج حاصل از روش JW

Tabel 6: Results from the JW method

MG	GE	IMP	EXP	EX	INF	
-۰/۱۳۳	۰/۲۳۲	-۰/۲۳۹	-۰/۲۵۲	-۰/۴۰۹	۱	INF
-۰/۲۶۸	-۰/۹۲۹	-۰/۰۸۳	۰/۵۵۳	۱	-۰/۴۰۹	EX
-۰/۵۹۹	-۰/۰۲۴	-۰/۷۱۹	۱	۰/۵۵۳	-۰/۲۵۲	EXP
-۰/۲۲۸	-۰/۰۷۳	۱	-۱/۷۱۹	-۰/۰۸۳	-۰/۳۳۹	IMP
۰/۰۵۰	۱	-۰/۰۷۲	-۰/۰۲۴	-۰/۹۲۹	۰/۲۳۲	GE
۱	۰/۰۵۰	-۰/۲۲۸	-۰/۵۹۹	-۰/۲۶۸	-۰/۱۳۳	MG
-۰/۳۵۳	۰/۰۰۱	-۱/۳۵۸	-۰/۶۲۴	۰/۵۳۲	۰/۲۷۷	OPEC
۰/۰۷۴	-۰/۰۳۴	-۰/۷۴۴	-۰/۶۶۲	۰/۱۴۶	۰/۰۴۴	GP
۰/۰۹۷	۰/۱۰۷	-۰/۱۴۵	-۰/۲۲۶	-۱/۰۳۹	-۰/۰۳۵	World up
-۰/۰۰۶	-۰/۰۵۲	-۰/۱۵۵	۰/۰۳۹	-۰/۵۳۰	-۰/۰۱۶	UNE
۰/۲۴۵	-۰/۰۳۱	-۰/۹۶۱	-۱/۱۴۳	-۰/۱۹۵	-۰/۶۹۷	Open
-۰/۳۵۲	۰/۱۲۱	-۱/۲۳۷	-۱/۴۹۶	-۱/۹۲۴	۰/۶۲۶	R
FD	R	Open	UNE	World up	GP	
۰/۲۲۱	۰/۶۲۶	-۰/۶۹۷	-۰/۰۱۶	-۰/۰۳۵	۰/۰۴۴	INF
۱/۸۸۱	-۱/۹۲۴	-۰/۱۹۵	-۰/۵۳۰	-۱/۰۳۹	۰/۱۴۶	EX
۱/۳۹۷	-۱/۴۹۳	-۱/۱۴۳	۰/۰۳۹	-۰/۲۲۶	-۰/۶۶۲	EXP
۰/۷۹۶	-۱/۲۳۷	-۰/۹۶۱	-۰/۱۵۵	-۰/۱۴۵	-۰/۷۴۴	IMP
۰/۰۹۲	۰/۱۲۱	-۰/۰۳۱	-۰/۰۵۲	۰/۱۰۷	-۰/۰۳۴	GE
۱/۰۰۱	-۰/۳۵۲	۰/۲۴۵	-۰/۰۰۶	۰/۰۹۷	۰/۰۷۴	MG
۱/۲۰۵	-۱/۴۵۴	-۱/۱۰۲	۰/۰۳۰	-۰/۱۳۳	-۰/۵۱۹	OPEC
-۰/۵۴۳	-۰/۵۳۲	-۰/۰۴۱	۰/۰۰۷	-۰/۱۲۰	۱	GP
۱/۲۲۵	-۰/۱۱۹	۰/۰۴۹	-۰/۰۶۹	۱	-۰/۱۲۰	World up
۰/۲۹۷	۰/۱۲۸	۰/۱۰۳۹	۱	-۰/۰۶۹	۰/۰۰۷	UNE
۰/۴۲۷	-۰/۰۷۱۵	۱	۰/۰۳۹	۰/۰۴۹	-۰/۰۴۱	Open
۱/۲۹۹	۱	-۰/۷۱۵	۰/۱۲۸	-۰/۱۱۹	-۰/۵۳۲	R

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

جدول ۷: جایگزینی معنادار

Tabel 7: s significance replacement

جایگزینی معنادار	متغیرها
-۱/۹۲۴	EX, R
-۱/۸۸۱	EX, FD
-۱/۷۱۹	EX, IMP
-۱/۶۲۴	EXP, OPEC
-۱/۴۹۶	EXP, R
-۱/۴۵۴	OPEC, R
-۱/۳۵۸	IMP, OPEC
-۱/۲۳۷	IMP, R
-۱/۲۲۵	World un, FD

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

جدول ۸: مکملی معنادار

Tabel 8: significance Complementary

متغیرها	جایگزینی معنادار
EX , Open	-۱/۱۴۳
Open, Open	-۱/۱۰۲
EX, World un	-۱/۰۳۹
ME, FD	-۱/۰۰۱
OPEC, FD	۱/۲۰۵
R, FD	۱/۲۲۹
EXP, FD	۱/۳۹۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

در ادامه، روش MI برای شناسایی ارتباط بین متغیرهای مستقل با متغیر وابسته به تفکیک دهه‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این روش، نشان می‌دهد که در دهه ۷۰ متغیرهای کمتری بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار، و نسبت به سایر دهه‌های دیگر از طرفی تأثیرگذاری برخی متغیرها در دهه ۹۰ بسیار قابل توجه است. برای مثال، ناطمینانی جهانی و رشد پول در این دهه، تأثیر بسیار پررنگی را نشان می‌دهد. همچنین توسعه مالی نیز به بیشترین درجه اهمیت نسبت به سایر دهه‌ها رسیده است. از طرف دیگر، تأثیر واردات در حال از دست رفتن می‌باشد. همچنین همین اتفاق برای صادرات در حال رخ دادن است و دیگر صادرات توانایی تأثیر بر شاخص سهام را ندارد. به بیان دیگر، هرچقدر اقتصاد از ثبات برخوردار باشد همچون دهه ۷۰، متغیرهای کمتری بر شاخص سهام تأثیرگذار است. اما با تلاطم‌های اقتصادی، ترکیبات متغیرها پیچیده‌تر و عمیق‌تر می‌شود. برای مثال در دهه ۷۰ از میان متغیرهای اثرگذار تنها دو متغیر نرخ بهره و نرخ ارز، بیشترین تأثیر را بر شاخص قیمت سهام دارد، که این خود نشان دهنده تأثیر عمیق بخش پولی بر بخش مالی کشور بوده است. در حالی که در دهه ۸۰ صادرات و بیکاری و نرخ ارز، این نقش را داشتند؛ زیرا در آن دوره، دولت، شروع صادرات و اتصال به سمت بازارهای جهانی را در دستور کار خود قرار داده بود.

جدول ۹: نتایج حاصل از روش MI

Tabel 9: Results from the MI method

متغیر	درجه اهمیت 1368-1378	درجه اهمیت 1378-1388	درجه اهمیت 1389-1399
EX	0.51	0.45	0.34
FD	0.35	0.21	0.48
INF	0.0	0.0	0.0
EG	0.0	0.0	0.0
Open	0.0	0.01	0.02
World un	0.0	0.10	0.16
GP	0.05	0.16	0.04
EXP	۰.15	0.29	0.0
R	0.53	0.07	0.16
MG	۰.0	0.0	0.27
IMP	0.14	0.43	0.06
UNE	0.35	0.52	0.22
OPEC	0.0	0.36	0.13

مأخذ: یافته‌های پژوهش، ۱۴۰۳

در نتیجه به‌طور خلاصه می‌توان چنین گفت که سیاست‌گذاران اقتصادی، نه تنها می‌باید به وضعیت کلی ارتباط متغیرهای مورد مطالعه با شاخص بورس توجه نمایند بلکه باید برنامه‌ای مدون و دقیق برای پیشبرد هرچه بهتر سیاست‌هایشان تدوین کنند؛ زیرا سیاست‌های انتخابی آنها در هر دهه می‌تواند باعث تأثیر عمیق یکی یا چند شاخص مهم اقتصادی بر بازار بورس شود که با شناسایی و در نظر گرفتن آنها در برنامه خود، به نتایج هرچه بهتر و مطلوب مد نظر خود دست یابند.

همان‌طور که در نمودار ۱ مشخص است، روند حرکتی متغیرهای مهم یافت شده در سه دهه به تفکیک نشان داده شده‌اند. مشخص است که روند حرکتی بازبودن تجاری، نرخ ارز و نااطمینانی، بسیار شبیه روند حرکتی شاخص قیمت سهام بوده است.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

استفاده از تکنیک‌های یادگیری ماشین برای پیش‌بینی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام، نشان‌دهنده پیشرفت قابل‌توجهی در تحلیل مالی و تصمیم‌گیری است. از طریق استفاده از الگوریتم‌های مختلف یادگیری ماشین مانند رگرسیون، درخت‌های تصمیم، جنگل‌های تصادفی و شبکه‌های عصبی، محققان و سرمایه‌گذاران می‌توانند الگوها، روندها و همبستگی‌هایی را که ممکن است از طریق روش‌های سنتی به آسانی قابل مشاهده نباشند، کشف کنند. این امکان پیش‌بینی دقیق‌تر و به‌موقع حرکت قیمت سهام را بر اساس تغییرات عوامل اقتصاد کلان مانند نرخ بهره، تورم، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز فراهم می‌کند. از طرفی، این مدل‌ها در بازارهای مالی که بازارهای به‌شدت پویا هستند، بسیار سریع‌تر و بهتر از مدل‌های سنتی اقتصاد سنجی کلاسیکی، خود را تطبیق می‌دهند و به‌روزرسانی می‌کنند.

در این راستا در این پژوهش، سعی شد تا عوامل مؤثر کلان بر شاخص قیمت سهام ایران به وسیله متدهای یادگیری ماشین همانند رگرسیون خطی منظم، جنگل تصادفی و اطلاعات متقابل برای سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۲۰ مورد سنجش قرار گیرد. انتخاب این سال‌ها به این دلیل بود که در سال‌های اخیر، همه‌گیری کرونا و حباب بازار، امکان منحرف کردن نتایج را داشتند. در این پژوهش، ابتدا به وسیله RF و RLR متغیرهای کلیدی شناسایی شدند و در ادامه به وسیله JW ارتباطات متغیرهای مستقل شناسایی شد. در نهایت برای هر دهه به وسیله MI تأثیر متغیرها بر قیمت سهام به تفکیک مورد بحث قرار داده شد.

نتایج پژوهش حاضر، نشان داد که دو روش RLR و RF هردو تأیید می‌کنند که از میان متغیرهای مورد مطالعه، تنها متغیرهای نرخ ارز، توسعه مالی، تورم، رشد، بازبودن تجاری و نااطمینانی جهانی، در تأثیرگذاری بر شاخص قیمت سهام، از اهمیت ویژه‌ای برخوردارند؛ به‌گونه‌ای که نااطمینانی جهانی، نرخ بهره و بازبودن تجاری، اثر منفی بر شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران دارند و مابقی متغیرهای یاد شده، اثر مثبت دارند. در ادامه با استفاده از روش JW رابطه بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفته، که نتایج آن به تفصیل در جدول ۶ بیان شده است.

از دیگر نتایج مهمی که در این مطالعه به آن اشاره شد، استفاده از روش MI برای بررسی تأثیرگذاری متغیرهای مهم بر شاخص قیمت سهام به تفکیک هر دهه بود. نتایج نشان داد که در دهه‌های متفاوت، متغیرهای مختلفی بر شاخص قیمت سهام تأثیرگذار هستند.

سپاسگزاری: -

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی توسط نویسنده گزارش نشده است.

تعارض منافع: نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافع در تحقیق ندارند.

سهام نویسندگان در مقاله: در فرایند این پژوهش این تحقیق، تمامی نویسندگان مشارکت داشتند.

منابع مالی / حمایت‌ها: موردی توسط نویسنده گزارش نشده است.

References

- Abbasinejad, H., Mohammadi, S., & Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the relation between macroeconomic variables and stock market index. *Journal of Asset Management and Financing*, 5(1), 61-82.
doi: 10.22108/amf.2017.21153. [In Persian]
- Hatamerad, Saman, Adrangi, Bahram, Asgharpur, Hossein, & Haghighat, Jafar. (2023). Investigating the Impact of Macroeconomic Factors on the Iranian Stock Price Index by Using Averaging Methods. *Iranian Journal of Economic Research*, 28(95), 193-236. magiran.com/p2631396. [In Persian]
- Hatamerad, S., Asgharpur, H., Adrangi, B. et al. (2024). Stock price index analysis of four OPEC members: A Bayesian approach. *Financ Innov.*, 10, 134.
- Samadi, Saeed, & Bayani, Ozra. (2011). The relationship between macroeconomic variables and stock returns in the Tehran stock exchange. *Journal of Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 5(16). [In Persian]
- Abakah, E. J. A., Tiwari, A. K., Alagidede, I. P., & Hammoudeh, S. (2023). Nonlinearity in the causality and systemic risk spillover between the OPEC oil and GCC equity markets: A pre-and post-financial crisis analysis. *Empirical Economics*, 1-77. <https://ideas.repec.org/a/spr/empeco/v65y2023i3d10.1007>
- Al-Sharkas, A. (2004). The dynamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian stock market. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1, 1.
- Boyd J.H., Jagannathan R., & Hu, J. (2001). The stock market's reaction to unemployment news: Why bad news is usually good for stocks? *NBER Working Paper* 9182.
- Breiman, L. (2001). Random forests. *Machine learning*, 45, 5-32.
- Bulmash, S. B., & Trivoli, G. W. (1991). Time-lagged interactions between stocks prices and selected economic variables. *The Journal of Portfolio Management*, 17(4), 61-67.
- Chen, N. F. (1991). Financial investment opportunities and the macroeconomy. *The Journal of Finance*, 46(2), 529-554.
- Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 383-403. <https://www.jstor.org/stable/2352710>
- Chinzara, Z. (2011). Macroeconomic uncertainty and conditional stock market volatility in South Africa". *South African Journal of Economics*, 79(1), 27-49.
- Cutler, D. R., Edwards Jr, T. C., Beard, K. H., Cutler, A., Hess, K. T., Gibson, J., & Lawler, J. J. (2007). Random forests for classification in ecology. *Ecology*, 88(11), 2783-2792.
- Dixit, A., Mani, A. & Bansal, R. (2020). Depsosvm: Variant of differential evolution based on PSO for image and text data classification. *International Journal of Intelligent Computing and Cybernetics*, Vol. 13, No. 2, 223- 238. <https://doi.org/10.1108/IJICC-01-2020-0004>

- Doppelhofer, G., & Weeks, M. (2009). Jointness of growth determinants. *Journal of Applied Econometrics*, 24(2), 209-244.
- Erol, A. F., & Aytekin, S. (2019). The role of macroeconomic indicators on stock index evidence from Turkey. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 8(15), 61-68.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Flannery, M. J., & James, C. M. (1984). The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions. *The Journal of Finance*, 39(4), 1141-1153.
- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H., and Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101
- Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38(1), 1-33.
- Geske, R., & Roll, R. (1983). The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *The Journal of Finance*, 38(1), 1-33.
- Gultekin, N. B. (1983). Stock market returns and inflation. Evidence from other countries. *The Journal of Finance*, 38, 49-65.
- Guo, B., & Nixon, M. S. (2008). Gait feature subset selection by mutual information. *IEEE Transactions on Systems, MAN, and Cybernetics-part a: Systems and Humans*, 39(1), 36-46.
- Hall, M. (2000). *Correlation-based Feature Selection of Discrete and Numeric Class Machine Learning*. in Proceedings of the Seventeenth International Conference on Machine Learning (ICML 2000), Stanford University, Stanford, CA, USA, June 29 - July 2, 2000.
- Humpe, A., & Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain longterm stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
- James, G., Witten, D., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2013). *An Introduction to Statistical Learning with Applications in R*. Springer.
- Kalousis, A., Prados, J., & Hilario, M. (2007). Stability of feature selection algorithms: a study on high-dimensional spaces. *Knowledge and information systems*, 12, 95-116.
- Keho, Y. (2010). Budget deficit and economic growth: Causality evidence and policy implications for WAEMU countries. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 18, 99-104.
- Kelikume, I., & Muritala, O. (2019). The impact of changes in oil price on stock market: Evidence from Africa. *International Journal of Management, Economics and Social Sciences (IJMESS)*, 8(3), 169-194.
- Kilian, L. & C. Park. (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287.

- koller, D., and Sahami, M. (1996). Toward Optimal Feature Selection. in *International Conference on Machine Learning*. Stanford, CA: Stanford InfoLab.
- Kumar D., Kumar S., and Bansal R.(2020). Multi-objective multi-join query optimisation using modified grey wolf optimization. 67-79 <https://doi.org/10.1504/IJAIP.2020.108760>.
- Maurya, P.K., Bansal, R. and Mishra, A.K. (2023).Russia-Ukraine conflict and its impact on global inflation: An event study-based approach. *Journal of Economic Studies*, Vol. ahead-of-print No. ahead-of print. <https://doi.org/10.1108/JES-01-2023-0003>
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 41, 867-887.
- Molina, L. C., Belanche, L., & Nebot, À. (2002, December). Feature selection algorithms: A survey and experimental evaluation. In *2002 IEEE International Conference on Data Mining, 2002. Proceedings.* (pp. 306-313). IEEE.
- Mukherjee, T. K., & Naka, A. (1995). Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model. *Journal of Financial Research*, 18(2), 223-237.
- Nandha, M., & Faff, R. (2008). Does oil move equity prices? A global view. *Energy economics*, 30(3), 986-997.
- Nelson, C. R. (1976). Inflation and rates of return on common stocks. *Journal of Finance*, 31(2): 471-483
- Nikmanesh, L. (2016). Trade openness and stock market volatility in the ASEAN-5 countries: New evidence using SUR. *Investment Analysts Journal*, 45(3), 194-211.
- Park, J. W., & Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*, 30(5): 2587-2608.
- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1983). The reaction of stock prices to unanticipated changes in money: A note. *The Journal of Finance*, 38(4), 1323-1333.
- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1985). Stock prices and economics news. *Journal of Business*, 58, 49-67.
- Peiro, A. (2016). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence. *International Review of Economics & Finance*, 41, 287-294.
- Rahman, M. (2008). Influences of money supply and oil price on US stock market. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 2(2).
- Ratanapakorn, O., & Sharma, S. C. (2007). Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables. *Applied Financial Economics*, 17(5), 369-377.
- Sadorsky P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 2, 449-469.
- Solnik, B. (1983). International arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance*, 38(2), 449-457.

- Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the lasso. *Journal of the Royal Statistical Society Series*. No. 1, 267-288.
- Verma R. K. , A. Kumar A. and Bansal R. (2021). Impact of COVID-19 on Different Sectors of the Economy Using Event Study Method: An Indian Perspective. pp. 109-120 | Published online: <https://doi.org/10.1080/10599231.2021.1905492>.
- Verma, R.K. & Bansal, R. (2021). Impact of macroeconomic variables on the performance of stock exchange: A systematic review. *International Journal of Emerging Markets*, Vol. 16 No. 7, 1291-1329. <https://doi.org/10.1108/IJOEM11-2019-0993>
- Zahera, S.A. & Bansal, R. (2018). Do investors exhibit behavioral biases in investment decision making? A systematic review. *Qualitative Research in Financial Markets*, Vol. 10 No. 2, 210-251. <https://doi.org/10.1108/QRFM-04-2017-0028>
- Zhao, H. (2010). Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.

The Effect of Transfer Taxes on the Housing Price Bubble in Shiraz City

Sara Parang¹, Zahra Dehghan Shabani² , Ali Asgary³, Ebrahim Hadian⁴

1. PhD Student in Economics, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran. E-mail: s.parang@hafez.shirazu.ac.ir
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shiraz University, Iran. (Corresponding Author) E-mail: zdehghan@shirazu.ac.ir
3. Professor, Disaster & Emergency Management, Faculty of Liberal Arts and Professional Studies, York University, Canada. E-mail: asgary@york.ca
4. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Shiraz University, Iran. E-mail: Ehadian@rose.shirazu.ac.ir

Abstract

During the last few decades, the housing sector has been associated with periods of boom and bust and price fluctuations, part of these housing market phenomena is due to the activities of speculators. Speculators purchase property with the motive of making a profit from future price increases, and this can lead to the formation of a housing price bubble. The existence of a price bubble in the housing market creates economic and social problems, and for this reason, the analysis of factors affecting the behavior of speculators and the housing price bubble has always been of interest to policymakers. Among the tools affecting the behavior of speculators and the housing price bubble is the property transfer tax. This article seeks to examine the effect of the transfer tax on the housing price bubble in the city of Shiraz. For this purpose, a factor-based model was used to examine the dynamic processes of the housing market and to consider the factors affecting the formation of a price bubble in this market. The results of the study indicate that with three different shares of speculative buyers, including 30, 50, and 70 percent of all buyers, applying different transfer tax rates will reduce the projected housing price bubble over an eight-year period (1401 to 1409).

Article information

Review History:

Received: June. 17, 2024

Revised: July. 06, 2024

Accepted: Aug. 03, 2024

Keywords:

Agent Based Model

Housing Price

Housing Tax

JEL Classification:

R31 ·H20 ·C63

Corresponding Author:

zdehghan@shirazu.ac.ir



Aim and Introduction

Over the past few decades, the housing market has experienced recurrent boom-and-bust cycles and considerable price volatility. A significant portion of this volatility can be attributed to speculative activities. Speculators often purchase properties with the expectation of future price increases, which contributes to the formation of housing price bubble. These bubbles not only destabilize the economy but also lead to serious social consequences. As such, policymakers have consistently focused on identifying the determinants of speculative behavior and housing market bubbles. One of the government's regulatory instruments in this domain is the transfer tax, intended to influence trader behavior and mitigate housing price bubbles. This study investigates the effect of transfer tax policies on the housing price bubble in Shiraz city.

Methodology

This research employs an Agent-Based Model (ABM) to simulate the dynamic processes of the housing market and analyze the contributing factors to price bubble formation. The model incorporates four key agents active in the housing market: sellers, buyers (including both personal-consumption and speculative buyers), developers, and real estate agencies. Data and statistics up to the beginning of 1401 (2022) were incorporated into the model to forecast housing prices in Shiraz through 1409 (2030).

Three scenarios were tested by varying the proportion of speculative buyers—30%, 50%, and 70%—and applying different transfer tax rates of 1% and 5%. The simulation explores how these variables influence the magnitude and growth of the housing price bubble under different market conditions.

Results and Discussion

The findings reveal that, regardless of the proportion of speculative buyers, the implementation of transfer taxes can reduce the housing price bubble in Shiraz. However, the extent of this effect varies with market conditions. These results align with prior studies, such as Chen (2017) and Izadkhashti et al. (2018), which found that transfer taxes can mitigate housing price volatility.

Proponents of transfer taxes argue that speculative activities drive housing price bubbles and that such taxes increase transaction costs, thereby reducing speculative trading and contributing to market stability. For instance, with a 70% speculative buyer share and a 5% tax rate, the housing price bubble decreased by approximately 25% between 1401 and 1409. In contrast, a 1% tax rate under the same market conditions led to a 22% reduction in the bubble. However, when only 30% of buyers were speculative, the tax had a comparatively more minor effect, indicating that the efficacy of the tax diminishes when fewer speculators are present.

Conclusion

The results suggest that increasing the transfer tax rate does not necessarily reduce the housing price bubble. In scenarios with 30%, 40%, and 50% speculative buyer presence, higher average tax rates did not result in a significant reduction in the

housing bubble and, in some cases, slightly intensified it. This supports earlier warnings in financial economics literature—such as those by Schwert and Seguin (1993) – that excessive transaction taxes may deter informed traders, who play a vital role in maintaining market efficiency and price stability. Similarly, Friedman (1953) emphasized the stabilizing role of rational traders in financial markets.

According to the simulation results, Article 59 of Iran’s Direct Taxes Law, which stipulates a 5% transfer tax, may help reduce housing bubbles in Shiraz and potentially nationwide. However, the optimal tax rate should be adaptive and context-specific, considering the varying proportions of speculative and non-speculative market participants. Therefore, the government is advised to collect comprehensive data on the structure of the housing market, assess the share of speculative transactions, and adjust tax rates accordingly.

Moreover, since the transfer tax only applies to documented transactions, many informal or contract-based transactions—particularly those occurring prior to property completion—escape taxation. In such cases, builders may sell properties through promissory notes or undocumented agreements, which are difficult to track and tax. As a result, it is recommended that the government strengthen monitoring mechanisms for such transactions. This includes identifying and intercepting units exchanged informally or without official documentation to ensure both effective taxation and bubble control.

تحلیل تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز

سارا پرنگ^۱، زهرا دهقان شبانی^۲ , علی عسگری^۳، ابراهیم هادیان^۴

۱. دانشجوی دکتری، علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
s.parang@hafez.shirazu.ac.ir

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

۳. استاد، مدیریت بحران، دانشکده هنرهای لیبرال و مطالعات حرفه‌ای، دانشگاه یورک، یورک، کانادا
asgary@yorku.ca

۴. استاد، اقتصاد بین‌الملل، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
ehadian@rose.shirazu.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
طی چند دهه اخیر، بخش مسکن با دوره‌های رونق و رکود و نوسانات قیمت همراه بوده است، بخشی از این پدیده‌های بازار مسکن، ناشی از فعالیت‌های سوداگران است. سوداگران با انگیزه کسب سود از افزایش قیمت آتی، اقدام به خرید ملک می‌نمایند، و همین موضوع، می‌تواند موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شود. وجود حباب قیمت در بازار مسکن، باعث ایجاد مسائل اقتصادی و اجتماعی می‌گردد، و به این دلیل، تحلیل عوامل مؤثر بر رفتار سوداگران و حباب قیمت مسکن همواره مورد توجه سیاستگذاران قرار گرفته، و از جمله ابزارهای تأثیرگذار بر رفتار سوداگران و حباب قیمت مسکن، مالیات بر نقل و انتقال ملک است. این مقاله در پی بررسی اثر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن در شهر شیراز است. برای این منظور، جهت بررسی فرایندهای پویای بازار مسکن و در نظر گرفتن عوامل مؤثر بر شکل‌گیری حباب قیمت در این بازار، از مدل عامل محور استفاده شد. نتایج پژوهش، حاکی از آن است که با وجود سه سهم مختلف خریداران سوداگر شامل ۵۰، ۳۰ و ۷۰ درصد از کل خریداران، اعمال نرخ‌های مختلف مالیات بر نقل و انتقال حباب قیمت مسکن پیش‌بینی شده در طول مدت هشت سال (۱۴۰۱ تا ۱۴۰۹) را کاهش خواهد داد.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۸ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۴/۱۶ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۱۳
کلمات کلیدی: مدل عامل محور مالیات مسکن قیمت مسکن	طبقه‌بندی JEL: R3۰H20 ، C63
نویسنده مسئول: zdehghan@shirazu.ac.ir	

۱. مقدمه

بازار مسکن، یکی از مهم‌ترین بازارها است، از این جهت که یکی از نیازهای اساسی مردم یعنی سرپناه آنان را تأمین می‌نماید، حائز اهمیت می‌باشد. سالانه حجم وسیعی از نقدینگی کشور به بخش مسکن تخصیص داده می‌شود، و بنابراین، نوسانات قیمتی در این بازار می‌تواند در روند رشد و توسعه کشور سهم بسزایی داشته باشد. بررسی روند قیمت در بخش مسکن ایران نشان می‌دهد که به‌رغم روند صعودی قیمت در طول زمان، در برخی دوره‌ها، قیمت مسکن رشد یکباره و نسبتاً زیادی داشته است؛ که می‌تواند نمایانگر وجود حباب قیمت مسکن در این دوره‌ها باشد.

کیندل برگر^۱ (۱۹۸۷)، حباب را به صورت افزایش ناگهانی قیمت یک دارایی یا طیف وسیعی از دارایی‌ها در یک فرایند مداوم تعریف می‌کند. نوسانات قیمت و شکل‌گیری حباب قیمت مسکن، به متقاضیان واقعی مسکن ضربه می‌زند و سهم مسکن در سبد هزینه خانوار معمولی را بالاتر می‌برد و موجب کاهش قدرت خرید آن‌ها برای مسکن و به تبع آن، سایر مخارج اساسی از جمله بهداشت، درمان، آموزش و غیره می‌شود.

براساس سرشماری سال ۱۴۰۰، شهر شیراز پنجمین کلان‌شهر و پرجمعیت‌ترین شهر جنوب کشور است. براساس داده‌های منتشر شده توسط مرکز آمار ایران، از سال ۱۳۹۴ تا کنون، شیراز جزء چهار شهری^۲ است که به طور متوسط، بیشترین قیمت را در بین کلان‌شهرها دارا است. همین موضوع می‌تواند انگیزه ورود سوداگران به بازار مسکن شهر شیراز را افزایش داده باشد. چنانچه براساس آمار سرشماری عمومی نفوس و مسکن در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵، استان فارس، به ترتیب، در رتبه پنجم و چهارم دارای بیشترین سهم در خانه‌های خالی از سکنه در کل کشور در بین ۳۱ استان قرار دارد، که این خانه‌ها توسط افرادی خریداری می‌شوند که انگیزه مصرفی ندارند و امکان دارد سوداگران بازار مسکن باشند، و بنابراین، آمار می‌تواند حاکی از افزایش حضور سوداگران در بازار مسکن شهر شیراز باشد.

با توجه به مسائل اقتصادی و اجتماعی ناشی از وجود سوداگران و حباب قیمت مسکن، باید به دنبال راهکارهایی برای کنترل حباب و فعالیت سوداگران در بازار مسکن بود. چنان‌چه تقاضای سوداگران، عملکرد این بازار را با خرید ملک و فروش مجدد آن در فواصل کوتاه مدت، به امید کسب سود نامتعارف ناشی از انجام معاملات مکرر و خرید ملک و نگهداری آن، به امید کسب سود حاصل افزایش قیمت در آینده، تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. بنابراین، سهم بیشتر معاملات در بازار مسکن توسط سوداگران صورت می‌گیرد، و بنابر تجربه جهانی، یکی از ابزارهایی که دولت می‌تواند در بازار

1. Kindleberger (1987).

۲. تهران، اصفهان، تبریز و شیراز

مسکن استفاده کند تا هزینه معامله را برای مالکان افزایش دهد و از این طریق، انتظار دارد فعالیت سوداگران را مدیریت کند و حباب قیمت مسکن را کنترل نماید، مالیات بر نقل و انتقال ملک است. در ایران به این نوع مالیات توجه شده و از سال ۱۳۹۴ در قانون مالیات‌های مستقیم، این نوع مالیات تصویب شد، اما مطالعات اندکی در داخل کشور بر روی این نوع مالیات انجام شده است؛ و با این حال، هیچ‌یک از این مطالعات، تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن را از طریق رویکرد عامل محور بررسی نکرده است.

هدف از مطالعه حاضر، این است که آیا مالیات بر نقل و انتقال که در ماده ۵۹ قانون مالیات مستقیم در ایران مطرح شده است، می‌تواند حباب قیمت مسکن را کنترل نماید؟ بنابر این قانون، این نوع مالیات در هنگام نقل و انتقال قطعی ملک توسط فروشنده پرداخت می‌شود، و در نتیجه، از این طریق می‌تواند روی معاملات در بازار مسکن اثرگذار باشد.

روابط در بازار مسکن بسیار پیچیده است و عوامل فعال مختلفی شامل خریدار، فروشنده، سازنده، و بنگاه املاک با هم تعامل دارند، که هر کدام هدف مختص خود را دنبال می‌نمایند و براساس آن، کنش و واکنش در این بازار صورت می‌پذیرد. مدل‌های اقتصاد سنجی، قادر به بررسی چنین روابط پیچیده و تعاملات پویای بازار مسکن نیستند، از جمله مدل‌هایی که می‌تواند چهارچوب قوی و انعطاف‌پذیری برای تنظیم پیچیدگی‌های روابط بین عوامل فعال بازار مسکن را ارائه کند و تنها با داشتن درکی از نحوه رفتار تک تک عامل‌ها بازار مسکن را مشابه دنیای واقعی شبیه‌سازی نماید، مدل عامل محور است. بنابراین در این مطالعه، ضمن طراحی یک مدل عامل محور در بازار مسکن، با توجه به داده‌های شهر شیراز به سوال فوق پاسخ داده می‌شود.

ادامه مقاله، به این صورت تنظیم شده است: بعد از مقدمه، در بخش دوم، مروری بر پیشینه پژوهش ارائه شده، در بخش سوم، مبانی نظری موضوع مورد مطالعه و سپس در بخش چهارم، ضمن معرفی مدل پژوهش، نتایج شبیه‌سازی مورد ارزیابی قرار گرفته، و در نهایت، جمع‌بندی و پیشنهادات ارائه گردیده است.

۲. پیشینه پژوهش

آرگر و همکاران^۱ (۲۰۱۳)، تأثیر دو نوع مالیات بر نقل و انتقال و مالیات بر عایدی سرمایه، بر رشد قیمت خانه‌های مسکونی را مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج حاصل از ۹۰ منطقه مختلف سوئیس طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۵، نشان می‌دهد که مالیات بر عایدی سرمایه، باعث تشدید نوسانات قیمت مسکن می‌شود؛ اما مالیات بر نقل و انتقال دارایی، تأثیری بر رشد قیمت مسکن ندارد.

فیو و همکاران^۱ (۲۰۱۶)، به بررسی اثر تغییر سیاست مالیاتی توپین بر سوداگران بازار مسکن سنگاپور پرداخته، و با استفاده از رویکرد تفاوت در تفاوت‌ها^۲ به این نتیجه دست یافته‌اند که افزایش مالیات بر نقل و انتقال، منجر به افزایش هزینه معامله در بازار مسکن می‌شود؛ بنابراین، با افزایش هزینه معامله، فعالیت سوداگران به میزان قابل توجهی کاهش می‌یابد اما کاهش سوداگران آگاه، بیشتر از سوداگران بی‌ثبات‌کننده بازار بوده که باعث نوسان در قیمت مسکن شده است.

همچنین چن^۳ (۲۰۱۷)، به تأثیر مالیات بر نقل و انتقال املاک و مستغلات بر تلاطم قیمت مسکن در ایالت‌های آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۲ پرداخته است. نتایج آزمون‌های پارامتری و غیرپارامتری این مطالعه نشان دادند که تلاطم قیمت مسکن در ایالت‌هایی که مالیات بر نقل و انتقال دارای مسکونی اعمال کردند، کمتر از ایالت‌هایی است که در آنها چنین مالیاتی وضع نشده است.

علاوه بر این، چپو^۴ (۲۰۱۸)، با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، اثر مالیات بر نقل و انتقالات و مالیات بر دارایی به همراه سیاست‌های کلان اقتصادی در بازار مسکن تایوان را تجزیه و تحلیل نمود. وی در این مدل که یک نسخه اصلاح شده از مدل یاکوویلو و نری^۵ (۲۰۱۰) است، وام‌گیرندگان (سوداگران)، پس‌اندازکنندگان (مصرف‌کنندگان معمولی)، بانک، خرده‌فروشان و تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای و مقامات مالی و پولی را در نظر گرفته است. وام‌گیرندگان پس‌اندازکنندگان هر دو، صاحب‌خانه هستند. از جمله تفاوتی که بین وام‌گیرندگان و پس‌اندازکنندگان در نظر گرفته شده، در خرید خانه است که وام‌گیرندگان ملک را با دو هدف خریداری می‌نمایند، یا به عنوان سکونتگاه اصلی یا به عنوان سرمایه. در صورتی که پس‌اندازکنندگان فقط به عنوان سکونتگاه ملک را می‌خرند و تنها از ملک سرمایه‌ای، مالیات بر نقل و انتقال اخذ می‌گردد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که وضع مالیات بر نقل و انتقالات، اثرات کوتاه مدتی در تعدیل بازارهای مسکن دارد، چون سوداگران می‌توانند تصمیمات خرید و فروش مسکن‌شان را به تعویق بیندازند.

مارتین و همکاران^۶ (۲۰۲۰)، برای ارزیابی تأثیرات سیاست‌های مختلف مالیاتی بر ثبات بازار مسکن، از تلفیق الگوی یادگیری سرمایه‌گذاران با عقلانیت محدود و مدل استاندارد بازار مسکن با هزینه کاربر شامل بازار اجاره و سرمایه مسکن استفاده نمودند. الگوی این مطالعه به این صورت است که نوسانات بازار مسکن، از تعامل نیروی‌های واقعی و رفتاری پدیدار می‌شود که بخش واقعی مدل شامل بازار اجاره و سرمایه مسکن، و تعیین‌کننده روابط کلیدی بین قیمت خانه، دارایی مسکن و

1. Fu et al. (2016).

2. Difference-in-Differences

3. Chen (2017).

4. Chu (2018).

5. Iacoviello & Neri (2010).

6. Martin et al. (2020).

سطح اجاره می‌باشد و بخش رفتاری مدل، از سرمایه‌گذاران بازار مسکن تشکیل شده است که با توجه به عملکرد گذشته خود بین قوانین انتظارات برون‌یابانه و بازگشت به میانگین، رقابت می‌کنند. نتایج حاصل از تحلیل پایداری ۱ حاکی از آن است که با اعمال مالیات بر نقل و انتقال املاک، نوسانات قیمت خانه ثابت می‌ماند.

در زمینه مالیات بر نقل و انتقال، مطالعات داخلی اندکی در ایران صورت گرفته است. ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸)، به تحلیل تأثیر مالیات بر املاک و مسکن بر کاهش تلاطم‌های بازار مسکن در مناطق شهری ایران در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۵ پرداخته‌اند. در این مطالعه، متغیر توضیحی نرخ رشد مالیات بر نقل و انتقال املاک است و متغیرهای کنترلی شامل نرخ رشد درآمد سرانه واقعی خانوارها، نرخ رشد قیمت واقعی هر متر مربع زمین مسکونی، نرخ رشد تسهیلات واقعی بانک مسکن، نرخ رشد نرخ ارز غیررسمی واقعی و نرخ رشد تعداد ازدواج می‌باشد. نتایج الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته، حاکی از آن است که می‌توان از طریق مالیات بر نقل و انتقال املاک، به عنوان یک سیاست مالی، با تقاضای سوداگرانه مسکن مقابله کرد. در نتیجه، از قیمت مسکن و تلاطم‌های بازار مسکن کاسته می‌شود.

هرچند مطالعات انجام شده، تأثیر انواع مالیات بر قیمت مسکن را با استفاده از رهیافت‌های مختلف ارزیابی نموده‌اند؛ اما مطالعات داخلی در زمینه مالیات بر نقل و انتقال، اندک است. چنانچه مطرح شد، در ایران، تنها ایزدخواستی، عرب مازار و احمدی (۱۳۹۸)، به بررسی آثار مالیات بر نقل و انتقال روی تلاطم قیمت مسکن پرداخته‌اند. در مدل‌سازی بازار مسکن باید به این نکته توجه نمود که دو نوع تقاضای مصرفی و سوداگری وجود دارد که ایزدخواستی و همکارانش این موضوع را نادیده گرفته‌اند.

در زمینه نقش سوداگری در بازار مسکن، مطالعات داخلی از جمله مروت و بهرامی (۱۳۹۲)، سید نورانی (۱۳۹۳)، خدادادکاشی و رزبان (۱۳۹۳) و منوچهری و قلی‌زاده (۱۴۰۱) وجود دارد، که در بین این مطالعات، مروت و بهرامی با به‌کارگیری مدل عامل محور، نقش سوداگری در شکل‌گیری حباب قیمت مسکن شهر تهران را بررسی نموده‌اند. ساختار مدل ایشان به صورتی است که صرفاً تقاضا را تعیین‌کننده پویایی‌های قیمت مسکن در نظر می‌گیرد؛ که تقاضا شامل تقاضای مصرفی و سوداگری در نظر گرفته شده است. ایشان تقاضای مصرفی را تابعی معکوس و خطی از قیمت مسکن فرض نموده، و تقاضای سوداگری در این مطالعه را به دو جز تقاضای برون‌یابانه (نمودارگرها) و برگشت به میانگین (بنیادگرها) تقسیم کرده‌اند؛ به عبارتی، نقش انتظارات نا همگن در شکل‌گیری حباب براساس همین دو جزء تقاضای سوداگری بازار مسکن ارزیابی می‌شود. نتایج این پژوهش نشان

می‌دهد که حساسیت نسبی تقاضای خریداران با انتظارات مختلف نسبت به تغییرات قیمت و سهم نسبی آن‌ها از کل تقاضای سوداگرانه، نقش مهم و معناداری در شکل‌گیری حباب سوداگرانه بازار مسکن شهر تهران دارد.

اما در این مطالعات، سایر عوامل فعال بازار مسکن و پیچیدگی ارتباط بین این عوامل مورد بررسی قرار نگرفته و تأثیر مالیات بر نقل و انتقال نیز در نظر گرفته نشده است. هر چند مطالعات چپو (۲۰۱۸) و مارتین و همکاران (۲۰۲۰)، ضمن ارزیابی تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی نوسان و تلاطم قیمت مسکن، متقاضیان مسکن را یکسان در نظر نگرفتند؛ اما چپو از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده کرده است که در مدل تحقیق، عامل‌ها در مسائل بهینه‌سازی از پیش مشخص قرار دارند و نمی‌توانند بر قیمت‌ها اثرگذار باشند و قیمت‌گیرنده هستند. به عبارتی، شرایط تعادلی از پیش به مدل تحمیل می‌شود. اما در دنیای واقعی عوامل برای تصمیم‌گیری و انتخاب، از رفتار مبتنی بر قواعد روزمره استفاده می‌کنند نه رهیافت بهینه‌سازی. ضمن آنکه در جهان واقعی، تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان مشخص می‌کنند که چه خانه‌ای را با چه قیمتی بخرند و بفروشند و معامله‌گران پیشنهادهای خرید و فروش را ارزیابی و مقایسه و از طریق چانه‌زنی، فرایند معامله انجام می‌شود. بنابراین، روشی که بتواند ساختار پیچیده و پویایی بالای بازار مسکن متشکل از تعداد زیادی عامل ناهمگن و فعال را تنها با داشتن درکی از نحوه رفتار تک تک عامل‌ها شبیه‌سازی نماید، مدل عامل محور است.

لازم به ذکر است، تاکنون پژوهشگری چه در داخل و چه در خارج از کشور، تأثیر مالیات بر نقل و انتقال ملک روی حباب قیمت مسکن را از طریق رویکرد عامل محور، مورد واکاوی قرار نداده است. در مدل‌های عامل محور، می‌توان مدلی را طراحی نمود که رفتار کل و پویایی بازار مسکن به وسیله رفتارهای فردی و تراکنش‌های بین آنان را نشان دهد و برخلاف مدل‌های تعادل عمومی پویایی تصادفی تعادل برونزا در مدل تحمیل نمی‌شود.

هدف از مطالعه حاضر، پر کردن این شکاف تحقیقاتی است که با به‌کارگیری مدل عامل محور، بازار مسکن را به گونه‌ای طراحی نمود که به دنیای واقعی شبیه باشد تا بتوان تأثیر مالیات بر نقل و انتقال املاک روی حباب قیمت مسکن را ارزیابی کرد. در این مدل، در مقایسه با مطالعات انجام شده، علاوه بر در نظر گرفتن خریداران و فروشندگان و سازندگان، بنگاه املاک به عنوان واسطه بین سمت عرضه و تقاضای این بازار، در این پژوهش لحاظ شده است. ضمن آنکه خریداران و فروشندگان، با دو انگیزه مصرفی و سوداگرانه در مدل این پژوهش وارد شده‌اند.

بنابراین نوآوری این پژوهش، علاوه بر اینکه از مدل عامل محور برای طراحی بازار مسکن شهر شیراز بهره جسته است، به طور خاص، تأثیر مالیات بر نقل و انتقال را روی حباب قیمت مسکن شهر

شیراز نیز بررسی می‌کند. حاصل این مدل‌سازی، ارائه الگویی است که واقعیت‌های موجود در بازار مسکن را توصیف کند.

۳. ادبیات موضوع

۳-۱. تعریف حباب قیمتی و مراحل مختلف شکل‌گیری آن

تعاریف مختلفی برای حباب قیمتی در ادبیات اقتصادی مطرح شده است. طبق نظر کیس و شیلر^۱ (۲۰۰۳)، حباب به وضعیتی اطلاق می‌شود که انتظارات بیش از حد مردم از قیمت‌های آینده، باعث می‌شود که قیمت‌ها به طور موقت افزایش یابد. کیندل برگر (۱۹۸۷)، حباب را به صورت افزایش ناگهانی قیمت یک دارایی یا طیف وسیعی از دارایی‌ها در یک فرایند مداوم تعریف می‌کند. در این فرایند، به دنبال افزایش اولیه قیمت، انتظار افزایش بیشتر در قیمت دارایی و جذب خریداران جدید عموماً سوداگران علاقه‌مند به سود بیشتر از تجارت دارایی ایجاد می‌شود. این سوداگران از سود حاصل از تجارت، بیشتر از مصرف آن دارایی نفع می‌برند.

تعریف کیندل برگر از حباب قیمتی، دو ویژگی متمایز حباب را در بر می‌گیرد؛ اول، یک افزایش مداوم قیمت دارایی و به دنبال آن، کاهش شدید قیمت آن و دوم، عملکرد سوداگران که منجر به قطع ارتباط تغییر قیمت دارایی در طول دوره وجود حباب و تغییر عوامل بنیادین می‌شود، را مطرح می‌کند. بنابراین سوداگران می‌توانند در تشکیل حباب قیمتی بازار مسکن نقش داشته باشند.

مینسکی^۲ مراحل مختلف شکل‌گیری حباب‌ها را در پنج مرحله به صورت زیر توصیف می‌کند: مرحله اول، واکنش^۳ و تغییر اولیه است که یک فناوری جدید یا نوآوری مالی، منجر به انتظار افزایش سرمایه و رشد اقتصادی می‌شود؛ مرحله دوم، افزایش قیمت^۴ صورت می‌گیرد. در این مرحله، با نوسان اندک قیمت‌ها، گسترش اعتبار و افزایش سرمایه‌گذاری همراه است. قیمت دارایی ابتدا با سرعتی کمتر و سپس با تکان‌های فزاینده‌ای افزایش می‌یابد. در طی این مرحله، قیمت‌ها شروع به افزایش بیشتر نسبت به قیمت‌های بنیادین می‌کنند؛ مرحله سوم، رضایت^۵ است که سرمایه‌گذاران طی این مرحله، به معامله دارایی بیش از اندازه ارزش‌گذاری شده^۶ می‌پردازند و افزایش قیمت به صورت انفجاری صورت می‌گیرد. در این مرحله، سرمایه‌گذاران ممکن است آگاه باشند یا حداقل مشکوک باشند که حباب ایجاد می‌شود؛ اما اطمینان دارند که در آینده می‌توانند دارایی را به فرد

1. Case & Shiller (2003).

2. Minsky

3. Displacement

4. Boom Phase

5. Euphoria

6. Overvalued Asset

ناآگاه با قیمت بالاتر بفروشند. معمولاً در این مرحله، حجم مبادلات بالا است، که معاملات دیوانه‌وار منجر به افزایش شدید نوسان در قیمت می‌شود؛ مرحله چهارم، کسب سود است که در این مرحله، سرمایه‌گذاران با تجربه با تغییر موقعیت خود از خرید به فروش منفعت کسب می‌نمایند، با وجودی که برای فاصله زمانی محدودی، امکان دارد سرمایه‌گذاران کم‌تجربه وارد بازار شوند و تقاضا نمایند؛ مرحله پنجم، به نام مرحله وحشت^۱ است. شروع کاهش قیمت‌ها در این مرحله رخ می‌دهد، و در این صورت، سرمایه‌گذاران می‌خواهند دارایی‌ها را رها کنند یا به بیان دیگر بفروشند، و در نهایت، قیمت‌ها با سرعت زیاد کاهش می‌یابند (برونرمییر و اهمکه^۲، ۲۰۱۳).

۲-۳. انواع حباب

در ادبیات اقتصادی، چهار نوع مدل برای حباب وجود دارد. دو گروه اول از مدل‌ها، حباب‌ها را در پارادایم انتظارات عقلایی^۳ تجزیه و تحلیل می‌کنند، اما در این فرض که آیا همه سرمایه‌گذاران اطلاعات متقارن^۴ دارند یا به طور نامتقارن مطلع هستند، تفاوت دارند. در گروه سوم، مدل‌هایی هستند که تعامل بین سرمایه‌گذاران عقلایی و غیرعقلایی (رفتاری) را عامل شکل‌گیری حباب می‌دانند. به عبارتی، معتقدند حباب‌ها زمانی به وجود می‌آیند که در آن سرمایه‌گذاران ماهر، عقلایی و با اطلاعات کامل با سرمایه‌گذاران دیگری که انگیزه‌های رفتاری معاملاتی آنها تحت تأثیر تورش‌های روانشناختی است، در تعامل هستند. در نهایت، گروه چهارم، مدل‌هایی هستند که در آن‌ها عقاید و انتظارات اولیه عوامل بازار به دلایل تورش‌های روانشناختی^۵ ناهمگن^۶ بوده و در نتیجه، آن‌ها در مورد ارزش دارایی‌ها با یکدیگر اختلاف نظر دارند (برونرمییر^۷، ۲۰۱۶).

در این مطالعه، به طور خاص، حباب قیمت در بازار مسکن بررسی می‌شود. در بازار مسکن، افراد با انگیزه‌های مختلف اقدام به خرید ملک می‌نمایند و بنابراین، دو نوع تقاضا در این بازار وجود دارد: تقاضای مصرفی و تقاضای سوداگری. افرادی که براساس نیاز اساسی خود یعنی تأمین سرپناه ملک می‌خرند، جزء متقاضیان معمولی مسکن محسوب می‌شوند؛ اما افرادی که با هدف کسب سود از افزایش قیمت آتی ملک، آن را خریداری می‌کنند، سوداگران بازار مسکن هستند. امکان دارد که این انگیزه سوداگرانه، موجب افزایش تقاضای مسکن به قصد کسب عایدی از رشد ارزش آن و در نتیجه، نوسانات و حباب قیمتی مسکن گردد.

1. Panic Phase
2. Brunnermeier & Oehmke
3. Rational Expectations
4. Same Information
5. Psychological Biases
6. Heterogeneous
7. Brunnermeier (2016).

۳-۳. مالیات بر نقل و انتقال املاک

در ایران بر مبنای ماده ۵۹ قانون مالیات‌های مستقیم، نقل و انتقال قطعی املاک به مأخذ ارزش معاملاتی و به نرخ پنج درصد مشمول مالیات می‌باشد. چنانچه در متن قانون ذکر شده، در صورت نقل و انتقال قطعی ملک، این مالیات، قابلیت اعمال دارد؛ اما در صورتی که معامله به صورت قولنامه‌ای صورت گیرد و یا ملک‌هایی که توسط سازندگان پیش از سنددار شدن ملک به فروش می‌رسند، قابل رهگیری و اعمال مالیات نیستند. مالیات بر معاملات مسکن اغلب منبع درآمد قابل توجهی برای دولت‌ها است. اهداف سیاست، ممکن است شامل استفاده از این مالیات‌ها برای تأمین مالی خدمات عمومی یا دستیابی به اهداف اقتصادی گسترده‌تر باشد؛ اما به دلیل اینکه وضع فرد انتقال دهنده مدنظر قرار نمی‌گیرد، موجب بی‌عدالتی مالیاتی می‌شود و این بر خلاف اصل توانایی پرداخت مالیاتی است. از طرف دیگر، هزینه‌های تراکنش بالاتر ممکن است بار مالی را بر روی خریداران، به‌ویژه خریدارانی که برای اولین بار معامله می‌کنند، یا منابع مالی محدودی دارند، افزایش دهد. این امر به طور بالقوه می‌تواند دسترسی به مالکیت خانه را کاهش دهد و بر این اساس، در برخی کشورها مانند اسپانیا، ایتالیا و برخی از ایالات متحده آمریکا، معافیت یا کاهش نرخ مالیات برای انتقال خانه‌های مصرفی یا خانه اولی‌ها قائل می‌شوند. معافیت مالیاتی در انتقال خانه اول، بسته به حوزه قضایی و کشور، متفاوت است. در بسیاری از مکان‌ها، دولت‌ها معافیت‌های مالیاتی یا کاهش‌هایی را برای خریدارانی که برای اولین بار خانه خریداری می‌کنند، ارائه می‌دهند تا مالکیت خانه را در دسترس‌تر و مقرون به صرفه‌تر کنند.

۳-۴. مبنای نظری تأثیر مالیات بر نقل و انتقال ملک روی حباب قیمت مسکن

در پاسخ به این سؤال که آیا مالیات بر معاملات می‌تواند نوسانات بازارها به خصوص مسکن را کاهش دهد، دو دیدگاه مطرح می‌شود.

طرفداران مداخله، استدلال می‌کنند که مالیات با کاهش فعالیت‌های سوداگران^۱ در کوتاه مدت، می‌تواند بازارهای مالی را بهبود بخشد. آنها فعالیت‌های سوداگران را دلیلی برای نوسانات قیمت و حباب قیمت می‌دانند. ایده اصلی، این است که مالیات می‌تواند حجم فعالیت‌های سوداگران که برای ثبات و عملکرد بازارهای مالی مضر هستند و می‌تواند منجر به افزایش بیش از حد قیمت‌ها شود را کاهش دهد. مکانیزم اثرگذاری در این استدلال ساده است: اخذ مالیات باعث افزایش هزینه‌های معاملات در بازارهای مالی می‌شود و این به نوبه خود، باعث کاهش تعداد معاملات خواهد شد. این استدلال وجود دارد که با نرخ بسیار پایین مالیات هم می‌توان فعالیت‌های مالی بالقوه مضر مانند سوداگری کوتاه‌مدت و معاملات فنی با حجم بالای معاملات در روز را کاهش داد.

حامیان فرضیه کارایی بازار، مالیات بر معاملات را تحریف در بازارهای مالی می‌دانند که منجر به نوسانات بالاتر قیمت‌ها و حجم تجارت کمتر می‌شوند. آن‌ها استدلال می‌کنند که هرچه هزینه معاملات در بازار کمتر باشد، عملکرد بازار بهتر می‌شود. نگرش روش معامله‌گر اختلال‌گر^۲ به مالیات بر معاملات، بستگی به فرض در مورد معامله‌گران اختلال‌گر دارد. معامله‌گر اختلال‌گر، کسی است که بر مبنای اطلاعات غیردقیق و ناکامل معامله می‌کند و اغلب تجارت‌های غیرمنطقی انجام می‌دهند. معامله‌گران اختلال‌گر، اغلب بر مبنای شایعه معامله می‌کنند نه براساس تحلیل‌های فنی و محکم. اگر رفتار آنها شرط لازم برای عملکرد صحیح بازار تلقی شود، عملاً با این نوع مالیات مخالف هستند؛ زیرا در این حالت، معامله‌گران اختلال‌گر با گرفتن مواضع خود، سرمایه‌گذاران را آگاه می‌کنند و مالیات بر معاملات می‌تواند مانع عملکرد صحیح بازار شود؛ اما اگر معامله این گروه و هزینه‌های مرتبط با آن مضر تلقی شود، رفاه در حال کاهش است. مالیات بر معاملات به عنوان ابزار مفید بر فعالیت‌های مضر این گروه‌ها دیده می‌شود و منجر به بازارهای مالی کارآمدتری می‌گردد (هملگرن و نیکودیم^۳، ۲۰۱۰).

پس اثر مالیات بر معاملات دارایی مسکن بر حباب آن، از برآیند اثرات براساس دیدگاه‌های مطرح‌شده قابل ارزیابی است. در صورتی که اثر ناشی از کاهش هزینه معاملاتی و در نتیجه، افت تقاضای سوداگران مسکن با فرض مفید بودن معاملات مداخله‌گران اختلال‌گر غالب باشد، دولت می‌تواند حباب بازار مسکن را کنترل نماید؛ اما در صورتی که برآیند اثر این نوع مالیات براساس فرضیه کارایی بازار، موجب تضعیف عملکرد بازار شود، در نهایت، افزایش نوسانات قیمتی مسکن را به دنبال دارد. هر چند این احتمال نیز وجود دارد که مالیات بر نقل و انتقال از طریق افزایش قیمت به خریداران واقعی منتقل شود و از این رو، این نوع مالیات، نه تنها حباب را کنترل نماید بلکه حباب تشدید شود.

۴. روش شناسی پژوهش

در این پژوهش، از مدل‌سازی عامل محور برای بررسی تأثیر مالیات بر خانه خالی روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز بهره گرفته شده است. در این بخش، ابتدا مبانی مدل‌سازی عامل محور بیان می‌شود؛ و پس از معرفی پارامترهای مدل، مدل این پژوهش ارائه می‌گردد.

-
1. Market Efficiency Hypothesis
 2. Noise Trader
 3. Hemmelgarn & Nicodeme (2010).

۴-۱. مدل‌سازی عامل محور

در یک مدل عامل محور، ابتدا در سطح خرد، فرایند تصمیم‌گیری عامل‌های شبیه‌سازی شده توصیف می‌شود، و در نتیجه کنش عامل‌ها و تعامل آن‌ها با سایر عامل‌ها و محیط، ساختارها در سطح کلان ظاهر می‌شوند (سیبرز و ایکلین، ۲۰۰۸: ۴). بنابراین یک مدل عامل محور شامل: عامل‌ها، روابط و محیط است. هیچ تعریف جهانی برای واژه عامل وجود ندارد، زیرا عامل می‌تواند به اجزای مختلف در هنگام مطالعه اهداف متفاوت اشاره کند؛ بدان معنا که می‌توان هر نوع موجودیت مستقل (مانند سازمان، شرکت و فرد) یا هر جز از یک برنامه (مدل، سامانه و زیر سامانه) را به عنوان عامل تعریف نمود (ژنگ و همکاران، ۲۰۱۳: ۵).

محیط فضایی است که عامل‌ها در آن فعالیت می‌کنند. مدل‌سازی مبتنی بر عامل به همان اندازه که به مدل‌سازی و رفتارهای عامل‌ها تأکید دارد، به مدل‌سازی روابط و تعاملات عامل نیز توجه دارد. مسئله اصلی مدل‌سازی تعاملات عامل‌ها، مشخص کردن این است که چه کسی با چه کسی مرتبط است یا مرتبط باشد، و پویایی حاکم بر مکانیسم‌های تعاملات به چه صورت می‌باشد. به عنوان مثال، یک مدل مبتنی بر عامل از رشد اینترنت شامل مکانیسم‌هایی است که مشخص می‌کند چه کسی، چرا و چه زمانی، به چه کسی وصل می‌شود (ماکال و نورث، ۲۰۱۴: ۹).

۴-۲. شبیه‌سازی بازار مسکن

در این پژوهش، فرایند پویای بازار مسکن شهر شیراز با به‌کارگیری یک مدل توسعه‌یافته مطالعه جی ۴ (۲۰۱۷) طراحی شد. بنابراین، محیطی که عامل‌ها در آن با یکدیگر در تعاملند، محیط شبیه‌سازی شده بازار مسکن شهر شیراز بوده، و عامل‌ها شامل خریدار، فروشنده، سازنده و بنگاه املاک است. ولی خریداران با دو انگیزه مصرفی و سوداگری اقدام به خرید ملک می‌نمایند و بعد از خرید تبدیل به صاحبخانه معمولی و سوداگر می‌شوند که امکان دارد به عنوان فروشنده (معمولی و سوداگر) مجدداً وارد بازار شوند. در ادامه، رفتار هر یک از عوامل در محیط بازار مسکن شرح داده شده است. ابتدای هر دوره، بنگاه املاک قیمت دوره قبل را اعلام می‌کند. در نتیجه، بعد از اینکه خانه‌های ساخته شده به بازار عرضه شد، تعداد ۲۰ هزار خریدار جدید ناهمگن سوداگر و معمولی ایجاد می‌گردد و هر یک متناسب با هدفی که دارند در جستجوی خانه وارد شهر می‌شوند و بنابراین، به تدریج صاحبخانه‌ها در شهر ساکن می‌شوند.

1. Seibers & Aickelin (2008).
2. Zheng et al. (2013).
3. Macal & North (2014).
4. Ge (2017).

۴-۲-۱. سازنده

هر دوره در مدل، نشان‌دهنده یک ماه در زمان واقعی است. ابتدای دوره، سازنده شروع به ساخت خانه می‌کند، و با هدف حداکثر سازی سود، تصمیم می‌گیرد که چه تعداد خانه در هر منطقه شهر شیراز به بازار عرضه کند. با فرض رقابتی بودن بازار ساخت و ساز، سازنده تا جایی خانه را عرضه می‌کند که قیمت (P_t^g) برابر با هزینه نهایی باشد؛ ضمن اینکه به موجودی باقی‌مانده از دوره قبل ($qstock_t^g$) نیز توجه می‌کند. در ضمن در رابطه زیر، (Q_t^g) تعداد کل خانه‌های ساخته شده تا دوره مدنظر است و بنابراین، مقدار خانه جدید ساخته شده (q_t^g) و قیمت‌های پیشنهادی معادل است با:

$$q_t^g = \frac{p_{t-Tdev}^g - c_1 - c_3 Q_{t-Tdev}^g}{c_2} - qstock_t^g \quad (۱)$$

و لیست قیمت پیشنهادی:

$$\begin{cases} c_1 + c_2 j + c_3 Q_{t-Tdev}^g \forall j = 1, 2, \dots, q_t^g & \text{خانه‌های جدید ساخته شده} \\ c_1 + c_3 Q_t^g & \text{خانه‌های باقی مانده از دوره قبل} \end{cases} \quad (۲)$$

۴-۲-۲. خریداران

در بازار مسکن، دو نوع تقاضا وجود دارد، تقاضای مصرفی و سوداگری. خریداران سوداگر به دنبال حداکثر بازدهی انتظاری می‌باشند و به عبارتی، ملکی را خریداری می‌کنند که از تورم قیمت مسکن و درآمد اجاره سود ببرند. بازدهی انتظاری سوداگران علاوه بر انتظارات قیمت آتی و درآمد اجاره به هزینه‌هایی مانند نرخ مالیات و هزینه نقل و انتقال مسکن نیز بستگی دارد، و با وجود حداکثر بازدهی انتظاری، تصمیم به خرید خانه می‌گیرند. نرخ بازدهی سالانه به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\max_{g \in F^b} ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[\left((1 - \omega^b) \left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right) - r^h \right) \right] \quad (۳)$$

$$r^h = T + C - R \quad (۴)$$

در این رابطه، $ER_t^b(g)$ ، $\left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right)$ ، R ، C ، ω^b و T به ترتیب، نرخ بازدهی انتظاری سالانه، نرخ رشد قیمت طی دوازده ماه گذشته، نرخ هزینه معامله، نسبت اجاره به قیمت، نرخ تنزیل و مالیات (در قسمت بعد چگونگی اعمال مالیات بر نقل و انتقال توضیح داده شده است) را نشان می‌دهند. علاوه بر خریداران سوداگر، خریدار معمولی نیز وارد بازار می‌شود که تقاضای مصرفی برای مسکن دارد. هدف خریداران معمولی، حداکثر سازی مطلوبیت می‌باشد. آنان براین اساس، تصمیم به خرید خانه در منطقه‌ای می‌گیرند که حداکثر مطلوبیت را برایشان ایجاد نماید.

تابع مطلوبیت خریداران معمولی، تابعی از درآمد ($Income^b$)، کیفیت مکانی درونزا و کیفیت مکانی برونزا است. کیفیت مکانی برونزا ($locQ_t^g$) شامل کلیه عوامل برونزای تعیین‌کننده جذابیت منطقه مانند میزان دسترسی به مرکز شهر است. علاوه بر این، هر منطقه از کیفیت مکانی

درونزا ($nbhdQ_t^g$) نیز برخوردار است؛ یعنی کلیه عوامل درونزایی که روی جذابیت آن منطقه اثرگذار است؛ از جمله کیفیت مدارس. بنابراین، تابع مطلوبیت به صورت زیر می‌باشد:

$$\max_{g \in F^b} u_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} (nbhdQ_t^g)^{\beta_1^b} \cdot (locQ_t^g)^{\beta_2^b} \cdot (Income^b)^{\beta_3^b} \quad (5)$$

درنتیجه، خریدار معمولی و سوداگر با در نظر گرفتن قیمت دوره گذشته، حداکثر قیمتی که حاضرند برای خرید ملک در آن منطقه بپردازند، به بنگاه املاک ارائه می‌دهند. خریداران در صورتی موفق می‌شوند خانه را بخرند که حداکثر قیمت پیشنهادی‌شان از قیمت اعلامی بنگاه کمتر باشد، بنابراین در صورت خرید خانه، صاحب‌خانه می‌شوند و به ساکنان آن منطقه اضافه می‌گردند، در غیر این صورت، اگر همچنان زمان داشته باشند، دوره بعد وارد بازار می‌شوند و گرنه از بازار خارج می‌شوند.

۳-۲-۴. فروشندگان

زمانی که خریداران معمولی و سوداگر موفق به خرید ملک می‌شوند، تبدیل به صاحب‌خانه معمولی و سوداگر می‌شوند. حال اگر صاحب‌خانه‌ها تصمیم بگیرند که خانه را برای فروش قرار دهند، به عنوان فروشنده وارد بازار می‌شوند و براساس قیمت دوره گذشته، حداقل قیمتی که حاضرند برای فروش ملک دریافت نمایند، به بنگاه املاک ارائه می‌دهند. در صورتی که خریدار معمولی باشد، امکان دارد با احتمال جزئی ملک را برای فروش قرار دهد و اگر صاحب‌خانه سوداگر باشد، در صورتی که نرخ بازدهی منفی شود، خانه را برای فروش به بازار عرضه می‌کند. نکته‌ای که وجود دارد در سمت عرضه، سازنده نیز وجود دارد که قیمتی برای خانه‌های جدید ساخته شده و خانه‌های فروخته نشده از قبل به بنگاه املاک اعلام می‌کند. فروشندگان، قیمت‌های پیشنهادی‌شان را با قیمت اعلامی بنگاه املاک مقایسه می‌کنند. صاحب‌خانه‌ها در صورتی موفق می‌شوند خانه را بفروشند که حداقل قیمت پیشنهادی‌شان، بیشتر از قیمت اعلامی بنگاه املاک باشد، درغیراین‌صورت، خانه را نگه می‌دارند.

۴-۲-۴. بنگاه املاک

بنگاه املاک، حداکثر قیمت‌های پیشنهادی خریداران را از بیشتر به کمتر مرتب می‌نماید و حداقل قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان را نیز از کمتر به بیشتر فهرست می‌کند، که گویا نمایانگر عرضه صعودی و تقاضای نزولی مسکن است؛ سپس باید قیمتی را اعلام نماید. قیمت بازار در جایی کشف می‌شود که قیمت‌های پیشنهادی خریداران و قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان با هم برخورد داشته و منطبق باشند. همه قیمت‌های پیشنهادی خریداران که بالاتر از قیمت بازار هستند و همه قیمت‌های پیشنهادی فروشندگان که کمتر از قیمت بازار باشند، پذیرفته می‌شوند؛ درنتیجه، معامله بین این فروشندگان و خریداران صورت می‌گیرد؛ اما در صورتی که قیمت‌ها تلاقی نداشته باشند، نماینده

املاک با توجه به یکی از این سه حالت، قیمت را تعیین می‌نماید: حالت اول- در صورتی که تعداد خریداران و فروشندگان با هم برابر است، قیمت اعلامی بنگاه میانگین کمترین قیمت پیشنهادی خریداران و بیشترین قیمت پیشنهادی فروشندگان به دست می‌آید؛ حالت دوم- در صورتی که تعداد خریداران (n_b) بیشتر از فروشندگان (n_s) باشد، بین خریداران رقابت ایجاد می‌شود و قیمت پیشنهادی خریدار $m = n_s$ که قیمت اعلامی بنگاه است؛ حالت سوم- در صورتی که تعداد خریداران (n_b) کمتر از فروشندگان (n_s) باشد، بین فروشندگان رقابت ایجاد می‌شود و قیمت پیشنهادی فروشنده $k = n_b$ که قیمت اعلامی بنگاه است.

۳-۴. اعمال مالیات بر نقل و انتقال

بر مبنای ماده ۵۹ قانون مالیات‌های مستقیم، نقل و انتقال قطعی املاک به مأخذ ارزش معاملاتی و به نرخ پنج درصد مالکان عین یا صاحبان حق، مشمول مالیات می‌باشند. در نتیجه، بازدهی انتظاری سالانه صاحبخانه سوداگر بدین صورت تغییر می‌یابد:

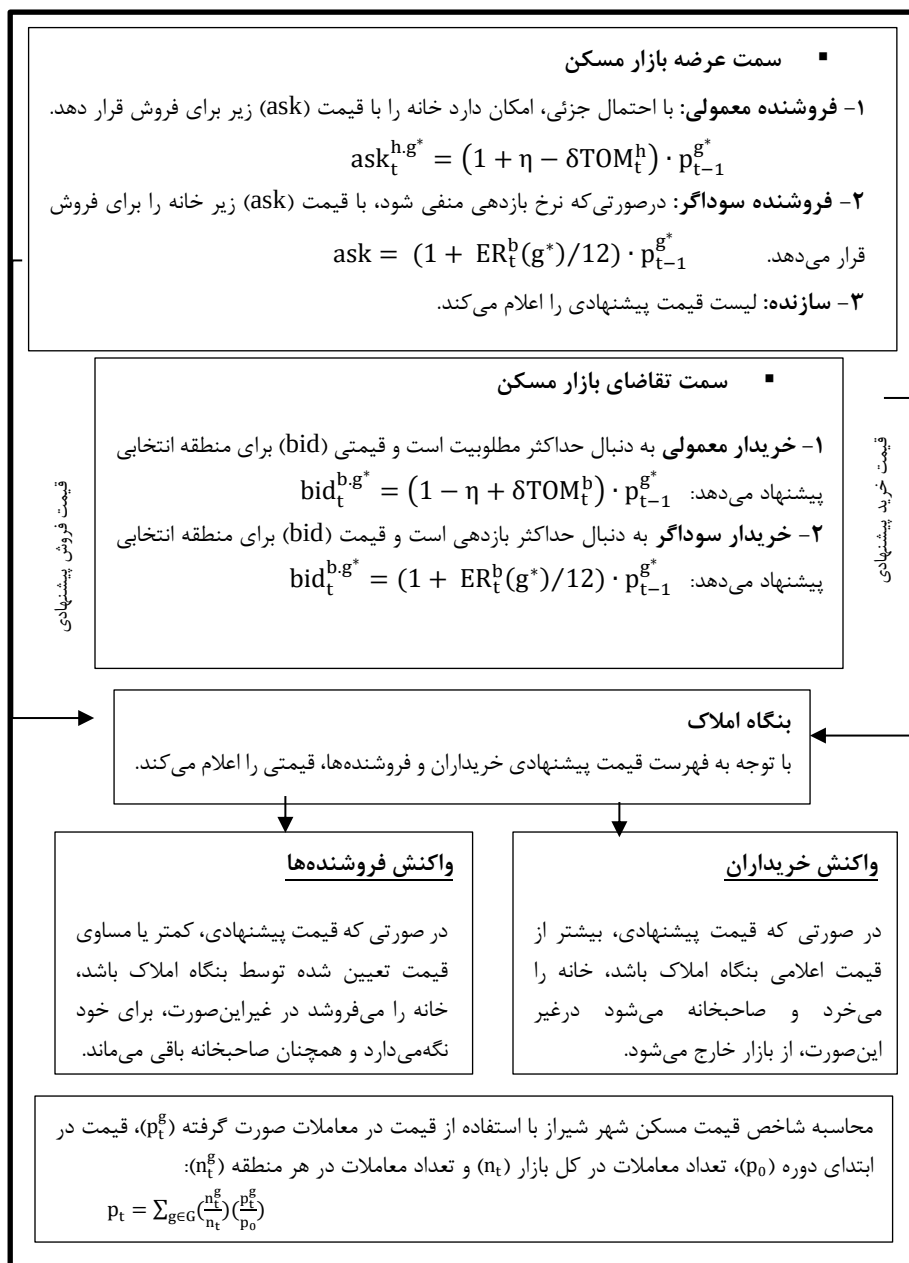
$$ER_t^b(g) \equiv \max_{g \in F^b} \left[(1 - \omega^b) \left(\frac{p_t^g}{p_{t-12}^g} - 1 \right) - (C - \tau - R_t) \right] \quad (6)$$

سازندگان نیز به عنوان صاحبان حق، مشمول این مالیات می‌شوند و معادل $\tau p_t Q_t$ از درآمد سازنده کاسته خواهد شد، در نهایت، قیمت فروش پیشنهادی خانه‌هایی که جدید ساخته شده، تغییر می‌کند و معادل می‌شود با:

$$ask_t^{j,g} = \frac{c_1 + c_2 j + c_3 Q_{t-T}^{g,dev}}{(1-\tau)} \quad \forall j = 1, 2, \dots, q_t^g \quad (7)$$

معمولاً برای آنکه این مالیات تأثیری بر تقاضای مصرفی نداشته باشد و تنها تقاضای سوداگران را هدف قرار دهد که عامل ایجاد حباب مسکن به حساب می‌آید، ملک اول هر فرد که تقاضای مصرفی وی در نظر گرفته می‌شود، مشمول این مالیات قرار نمی‌گیرد، و در این پژوهش نیز به پیروی از مطالعاتی از جمله چپو (۲۰۱۸) و مارتین و همکاران (۲۰۲۰)، صاحبخانه‌های معمولی در زمان فروش ملک از پرداخت مالیات بر نقل و انتقال معاف شده‌اند.

در ادامه، فرایند پویای بازار مسکن در شکل (۱) نشان داده شده است:



شکل ۱: فرایند پویای معاملات بازار مسکن در مدل پژوهش

Figure 1: Dynamic process of housing market transactions

مأخذ: طراحی شده توسط محقق

۴-۴. پارامترها و متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

در مدل سازی عامل محور بازار مسکن، علاوه بر عواملی که معرفی شد، متغیرها و پارامترهای مدنظر الگو نیز حائز اهمیت است. متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش، قیمت مسکن و تعداد مسکن عرضه شده در مناطق مختلف شهر شیراز است. آمار و اطلاعات مربوط به این متغیرها از بخش آمار اداره درآمد شهرداری شیراز گردآوری شده اند. آمار تعداد پروانه ساختمانی به عنوان معادل تعداد مسکن عرضه شده در نظر گرفته شد. داده های این دو متغیر، از فروردین ۱۴۰۰ تا فروردین ۱۴۰۱ در مدل طراحی شده بازار مسکن شهر شیراز در محیط نرم افزار انی لاجیک وارد نموده تا بتوان حباب قیمت مسکن را به مدت هشت سال یعنی تا سال ۱۴۰۹ پیش بینی کرد. براساس مدل پژوهش تابع مطلوبیت خریداران معمولی تحت تأثیر درآمد، کیفیت مکانی برونزا و درونزا بود.

به دلیل عدم دسترسی به آمار درآمد، متغیر درآمد هر یک از خریداران به صورت توزیع نرمال وارد مدل شد. علاوه بر این، جهت تعیین کیفیت برونزا و درونزای مناطق شیراز، از یافته های پژوهش رفیعیان و همکاران (۱۳۹۶) استفاده شده است. رفیعیان و همکاران، نه شاخص کیفیت زندگی شامل آموزش، بهداشت، اشتغال، جامعه مدنی، مسکن، تأسیسات و تجهیزات شهری، امکانات و خدمات شهری، تفریحات و سرگرمی و وضعیت محیط زیست را تعیین نمود. در این مطالعه، از شاخص خدمات به عنوان کیفیت برونزای مناطق استفاده شد و سپس با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی^۱، هشت شاخص دیگر را به یک شاخص کیفیت درونزای مناطق تبدیل کردیم^۲، که در جدول (۱) مشاهده می شود.

جدول ۱: شاخص کیفیت مکانی برونزا و درونزای مناطق ده گانه شهر شیراز

Table 1: Exogenous and endogenous location quality indices across Shiraz's Ten districts

کیفیت مکانی برونزای مناطق ده گانه شهر شیراز									
۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
۰/۶۲	۰/۵۹	۰/۴	۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۳۲	۰/۳۵	۰/۵۴	۰/۲۷	۰/۴۶
کیفیت مکانی درونزای مناطق ده گانه شهر شیراز									
۱۰	۹	۸	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱
0/54	0/48	0/54	0/51	0/4	0/5	0/48	0/71	0/41	۰/62

منبع: برگرفته شده از مطالعه رفیعیان و همکاران، ۱۳۹۶

پارامترهای مورد نیاز در مدل پژوهش نیز در جدول (۲) ارائه شده است.

1. Principal Component Analysis (PCA)

۲. روش تحلیل مؤلفه های اصلی در زمینه تحلیل داده های چندگانه کاربرد دارد که در مجموعه داده ها متغیرهای زیادی برای هر مشاهده وجود دارد که با استفاده از این روش، ابعاد مشاهدات اصلی را بر مبنای شاخص ترکیبی کاهش می دهد.

جدول ۲: پارامترهای مورد استفاده در پژوهش

Table ۲: Research parameters

علامت	پارامتر	نوع/بازه	ارزش/توزیع	منبع
c_1	ضریب تابع هزینه ساخت مسکن (۱)	عدد حقیقی	۵۰	برگرفته شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
c_2	ضریب تابع هزینه ساخت مسکن (۲)	عدد حقیقی	۱	برگرفته شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
c_3	ضریب تابع هزینه ساخت مسکن (۳)	عدد حقیقی	۰/۵	برگرفته شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
ω	نرخ تنزیل تورم	عدد حقیقی/(0,1)	توزیع یکنواخت	برگرفته شده از مطالعه جی (۲۰۱۷)
MOXTOM	حداکثر زمانی که در بازار باقی می‌ماند.	عدد صحیح	۱۲ ماه	برگرفته شده از جمع‌آوری اطلاعات در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
T^{dev}	دوره مورد نیاز برای ساخت ملک		۶ ماه	برگرفته شده از جمع‌آوری اطلاعات در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
F^b	تعداد مناطق در دسترس	عدد صحیح	۱۰ منطقه	منطقه‌بندی شهرداری شهر شیراز
β_1	پارامتر ترجیحات برای کیفیت مکانی درون‌زا	عدد حقیقی/[0,1]	$U[0,1]^*$	به‌طور تصادفی برای هر خریدار عددی بین صفر و یک
β_2	پارامتر ترجیحات برای کیفیت مکانی برون‌زا	عدد حقیقی/[0,1]	$U[0,1]$	به‌طور تصادفی برای هر خریدار عددی بین صفر و یک
β_3	پارامتر ترجیحات برای درآمد	عدد حقیقی/[0,1]	$U[0,1]$	به‌طور تصادفی برای هر خریدار عددی بین صفر و یک
	احتمال فروش ملک توسط صاحبخانه معمولی به دلیل خارجی	عدد حقیقی	۰/۰۵	برگرفته شده از جمع‌آوری اطلاعات در قالب پرسشنامه در سطح شیراز
income	درآمد ماهانه خریدار	عدد حقیقی	توزیع نرمال	به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات درآمد هر خریدار، به صورت توزیع نرمال در نظر گرفته شده است.
C	هزینه معامله	عدد حقیقی		حق کمیسیون مشاور املاک
R	نسبت اجاره به قیمت	عدد حقیقی	۰/۲	محاسبه شده توسط محقق

* توزیع یکنواخت با کران بالای صفر و کران پایین یک

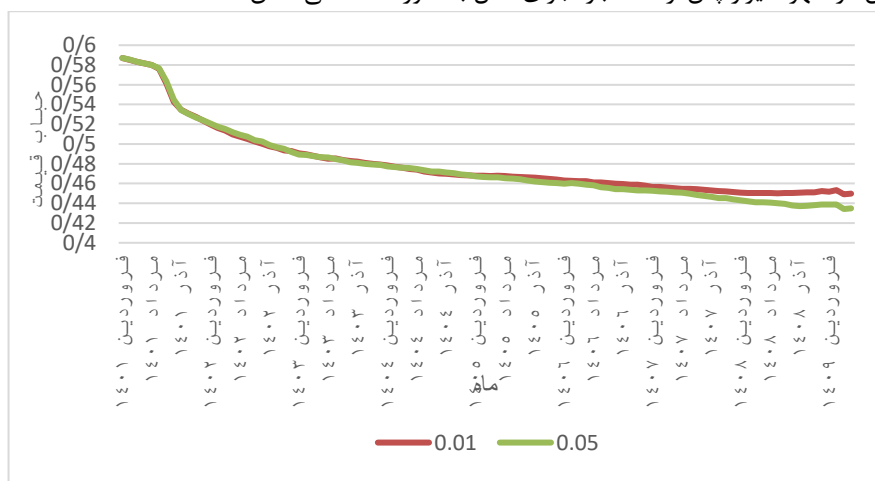
** توزیع نرمال با میانگین μ و انحراف استاندارد σ

در این مطالعه، براساس مطالعه جی (۲۰۱۷)، برای محاسبه میزان حباب قیمت مسکن، از نسبت انحراف استاندارد به میانگین قیمت مسکن استفاده شده، و استدلال بدین صورت است که وقتی حباب مسکن وجود دارد، نوسانات قیمت بالا است و بالعکس. همچنین با استفاده از داده‌های مرکز آمار ایران شامل متوسط اجاره بهای یک متر مربع واحد مسکونی و متوسط قیمت یک متر مربع واحد مسکونی شهر شیراز، نسبت اجاره به قیمت محاسبه شده است.

۵. نتایج

در این بخش، برای پیش‌بینی هشت ساله قیمت مسکن شهر شیراز، آمار و اطلاعات تا ابتدای سال ۱۴۰۱ در مدل پژوهش وارد شده است. بنابر ماده ۵۹ قانون مالیات‌های مستقیم، نقل و انتقال قطعی املاک به مأخذ ارزش معاملاتی و به نرخ ۵ درصد مشمول مالیات می‌باشد.

در این پژوهش، به منظور بررسی تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن، علاوه بر نرخ مالیات ۵ درصد، نرخ ۱ درصد نیز شبیه‌سازی شده است.^۱ سپس شبیه‌سازی در مدت ۱۰۰ ماه (حدود ۸ سال) با توجه به سهم‌های مختلف خریداران سوداگر شامل ۳۰، ۵۰ و ۷۰ درصد از کل خریداران وارد شده به بازار اجرا شده است. در ادامه این بخش، روند پیش‌بینی ۸ ساله حباب قیمت مسکن در شهر شیراز پس از ۱۰۰ بار اجرای مدل به صورت تصادفی نشان داده شده است.



شکل ۲: پیش‌بینی حباب قیمت مسکن با وجود ۷۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

Figure 2: Housing price bubble prediction with 70% speculators among total buyers

مأخذ: نتایج اجرای مدل با استفاده از نرم افزار انی لاجیک

۱. در بیشتر کشورها نرخ مالیات بر نقل و انتقال ملک حدود ۱ تا ۵ درصد است، و به همین علت، در این مطالعه علاوه بر نرخ ۵ درصد، نرخ مالیات ۱ درصد نیز اعمال شد.

چنانچه نتایج شکل (۲) نشان می‌دهد، با اعمال مالیات بر نقل و انتقال، حباب قیمت مسکن کاهش می‌یابد، که این نتیجه، منطبق بر نتایج چن (۲۰۱۷) و ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸) است که بیان می‌کنند مالیات بر نقل و انتقال مسکن، باعث کاهش تلاطم قیمت مسکن می‌شود. طرفداران مداخله نیز استدلال می‌کنند که مالیات، با کاهش فعالیت‌های سوداگران در کوتاه مدت می‌تواند بازارهای مالی را بهبود بخشد. آنها فعالیت‌های سوداگران را دلیلی برای نوسانات قیمت و حباب قیمت می‌دانند. این استدلال وجود دارد که با نرخ بسیار پایین مالیات هم می‌توان فعالیت‌های مالی بالقوه مضر مانند سوداگری کوتاه مدت و معاملات فنی با حجم بالای معاملات در روز را کاهش داد.

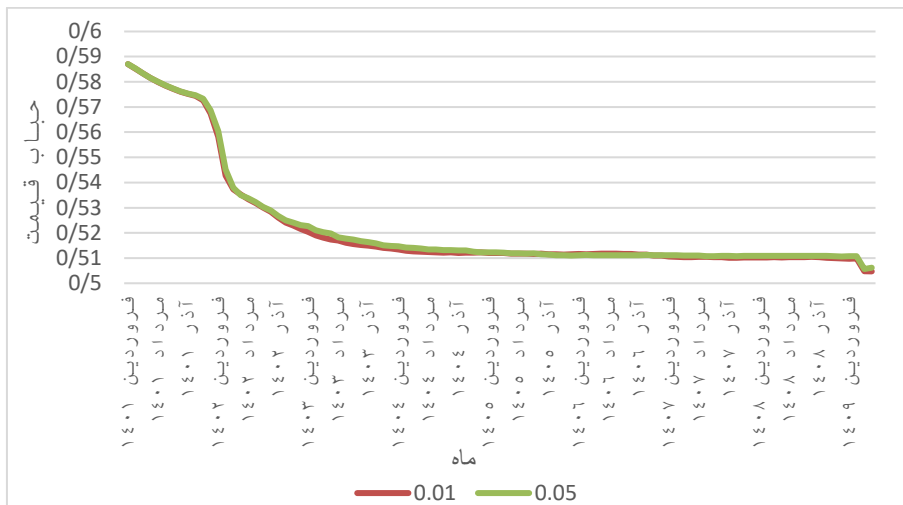
جدول ۳: روند تغییرات حباب قیمت با وجود ۷۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

Table 3: Changes in housing price bubble with 70% speculators among buyers

نرخ مالیات بر نقل و انتقال (درصد)		
دوره سالانه	۱	۵
۱۴۰۱-۱۴۰۲	-۰/۱۰۸	-۰/۱۰۷
۱۴۰۲-۱۴۰۳	-۰/۰۵۱	-۰/۰۵۵
۱۴۰۳-۱۴۰۴	-۰/۰۲۳	-۰/۰۲۱
۱۴۰۴-۱۴۰۵	-۰/۰۲	-۰/۰۱۸
۱۴۰۵-۱۴۰۶	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۴
۱۴۰۶-۱۴۰۷	-۰/۰۱	-۰/۰۱۴
۱۴۰۷-۱۴۰۸	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۹
۱۴۰۸-۱۴۰۹	۰/۰۰۳	-۰/۰۰۹
دوره ۸ ساله	-۰/۲۲	-۰/۲۵

مأخذ: محاسبات محقق

چنانچه در جدول (۳) نیز مشاهده می‌شود، با وجود ۷۰ درصد خریداران سوداگر، با افزایش نرخ مالیات، حباب قیمت مسکن کاهش بیشتری داشته است، یعنی با افزایش نرخ مالیات از ۱ درصد به ۵ درصد، حباب قیمت مسکن ۰/۰۳ درصد بیشتر کاهش یافته است. بنا بر جدول (۳)، با اعمال نرخ مالیات بر نقل و انتقال ۱ درصد، درصد بیشتر میزان کاهشی حباب قیمت در سال‌های اولیه رخ داده است؛ یعنی در همان ۴ سال اول بعد از اعمال مالیات، کاهش حباب مشاهده می‌شود و با کاهش قیمت مسکن و متناسب با آن، کاهش سهم مالیات پرداختی، تأثیر مالیات بر حباب قیمت مسکن کاهش یافته، اما با اعمال نرخ مالیات بر نقل و انتقال ۵ درصد (افزایش سهم مالیات پرداختی نسبت به اعمال نرخ مالیات ۱ درصد) در این شرایط، تأثیر مالیات بر کاهش حباب قیمت مسکن تا ۸ سال ادامه داشته است.



شکل ۳: پیش بینی حباب قیمت مسکن با وجود ۵۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

Figure 3: Housing price bubble prediction with 50% speculators among total buyers

مأخذ: نتایج اجرای مدل با استفاده از نرم افزار انی لاجیک

جدول ۴: روند تغییرات حباب قیمت با وجود ۵۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

Table 4: Changes in housing price bubble with 50% speculators among buyers

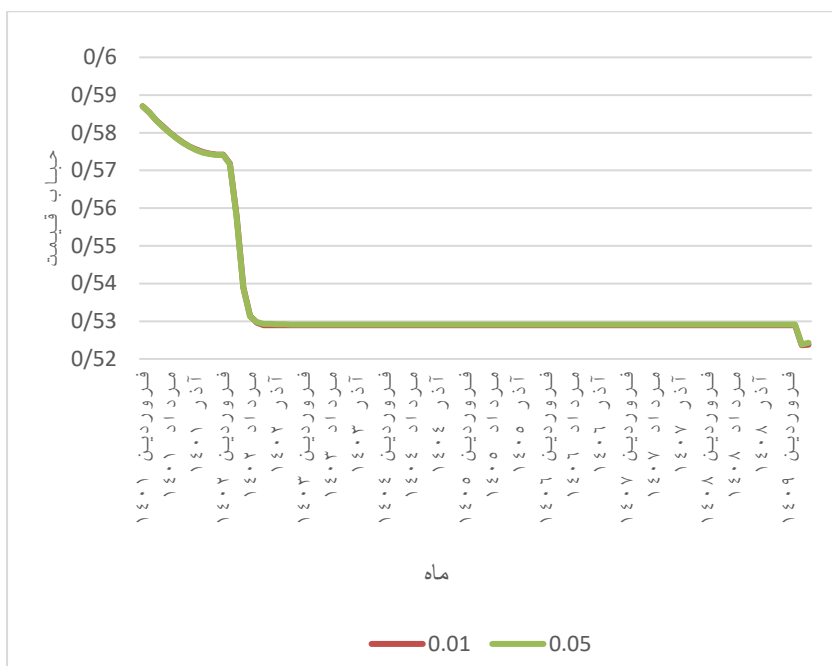
نرخ مالیات بر نقل و انتقال (درصد)		
۵	۱	دوره سالانه
-۰/۰۳۱	-۰/۰۳۳	۱۴۰۱-۱۴۰۲
-۰/۰۶۶	-۰/۰۶۵	۱۴۰۲-۱۴۰۳
-۰/۰۱۵	-۰/۰۱۲	۱۴۰۳-۱۴۰۴
-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۲	۱۴۰۴-۱۴۰۵
-۰/۰۰۲	-۰/۰۰۱	۱۴۰۵-۱۴۰۶
-۰/۰۰۰۰۵	-۰/۰۰۱	۱۴۰۶-۱۴۰۷
-۰/۰۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۰۷	۱۴۰۷-۱۴۰۸
-۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۹	۱۴۰۸-۱۴۰۹
-۰/۱۳۰	-۰/۱۳۱	دوره ۸ ساله

مأخذ: محاسبات محقق

حال زمانی که از کل خریداران وارد شده به بازار مسکن، ۵۰ درصد با انگیزه سوداگرانه و مابقی با انگیزه مصرفی، تصمیم دارند ملکی را خریداری نمایند. بنابر شکل (۳) و جدول (۴)، با اعمال مالیات

بر نقل‌وانتقال ۱ و ۵ درصد، حباب قیمت مسکن در شهر شیراز تقریباً ۰/۱۳ کاهش یافته، ولی با اختلاف جزئی، نرخ مالیات بر نقل‌وانتقال ۱ درصد نسبت به نرخ مالیات ۵ درصد، حباب قیمت مسکن را بیشتر کاهش داده است.

بنابر فرضیه کارآیی بازار، مالیات بر معاملات می‌تواند نوسانات قیمت‌ها را افزایش دهند و امکان دارد که حجم تجارت را کاهش دهد و به عبارتی، آنان معتقدند که هرچه هزینه معاملات در بازار کمتر باشد، عملکرد بازار بهتر می‌شود. نتیجه این مطالعه نیز حاکی از آن است که با وجود نرخ مالیات ۱ درصد، هزینه معاملات در مقایسه با هزینه معامله با اعمال مالیات ۵ درصد، کمتر است و بنابراین، معاملات بیشتری صورت می‌گیرد و باعث عملکرد بهتر بازار و در نهایت، کاهش نوسانات قیمت مسکن می‌شود.



شکل ۴: پیش‌بینی حباب قیمت مسکن با وجود ۳۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

Figure 4: Housing price bubble prediction with 30% speculators among total buyers

مأخذ: نتایج اجرای مدل با استفاده از نرم افزار انی لاجیک

جدول ۵: روند تغییرات حباب قیمت با وجود ۳۰ درصد خریدار سوداگر از کل خریداران

Table 5: Changes in housing price bubble with 30% speculators among buyers

نرخ مالیات بر نقل و انتقال (درصد)		
۵	۱	دوره سالانه
-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۱	۱۴۰۱-۱۴۰۲
-۰/۰۷۸	-۰/۰۷۸	۱۴۰۲-۱۴۰۳
.	-۰/۰۰۰۰۱	۱۴۰۳-۱۴۰۴
.	.	۱۴۰۴-۱۴۰۵
.	.	۱۴۰۵-۱۴۰۶
.	.	۱۴۰۶-۱۴۰۷
.	.	۱۴۰۷-۱۴۰۸
.	.	۱۴۰۸-۱۴۰۹
-۰/۰۹۸	-۰/۰۹۸	دوره ۸ ساله

مأخذ: محاسبات محقق

شکل (۴) و جدول (۵) مدل با این فرض اجرا شده است که تنها ۳۰ درصد از کل خریداران با انگیزه سوداگرانه وارد بازار مسکن شهر شیراز شوند. نتایج نشان می‌دهد که مالیات بر نقل و انتقال ملک در این شرایط می‌تواند حدود ۰/۱ حباب قیمت مسکن را کاهش دهد که در مقایسه با زمانی که ۵۰ و ۷۰ درصد از خریداران سوداگر بودند، میزان کاهش کمتر است؛ چون با وجود سهم سوداگر کمتر و معاملات کمتر، مقدار کمتری از منابع در بازار مسکن تحت تأثیر این مالیات قرار گرفتند، به این دلیل که خریداران سوداگرند که سهم بیشتری از مبادلات بازار مسکن را شکل می‌دهند. نقشه حرارتی متوسط حباب قیمت مسکن شهر شیراز بعد از اعمال مالیات تا سطح ۵ درصد، با توجه به سهم‌های مختلف خریداران سوداگر از کل خریداران، در جدول (۶) نشان داده شده است.

جدول ۶: نقشه حرارتی متوسط حباب قیمتی مسکن شهر شیراز

Table 6: Heatmap of average housing price bubble in Shiraz

نرخ مالیات بر نقل و انتقال ملک (درصد)		تعداد خریدار سوداگر از کل خریداران (درصد)
۱-۵	کمتر از ۱	
۰/۴۸۳	۰/۴۹۲	۷۰
۰/۴۸۵	۰/۵۰۷	۶۰
۰/۵۲۷	۰/۵۲۵	۵۰
۰/۵۳۵	۰/۵۳۳	۴۰
۰/۵۴	۰/۵۴	۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاکی از آن است که بیشترین کاهش حباب قیمت بعد از اعمال مالیات ۵ تا ۵ درصد، با وجود سهم ۷۰ درصدی خریداران سوداگر، در بین کل خریداران رخ داده است. چنانچه مشاهده می‌شود، متوسط حباب قیمت مسکن طی ۸ سال پیش‌بینی در سطح پایین‌تری نسبت به سایر شرایط قرار دارد و بنابر نظریه طرفداران مداخله نیز هرچه سوداگران بیشتری در بازار حضور دارند، این مالیات موجب کاهش بیشتر فعالیت سوداگران و معاملات خواهد شد و تا زمانی که بیش از نیمی از خریداران وارد شده به بازار مسکن با انگیزه سوداگرانه (سهم ۶۰ و ۷۰ درصدی) می‌باشند، با افزایش نرخ مالیات بر نقل و انتقال، حباب قیمت مسکن در سطح پایین‌تری قرار دارد؛ یعنی با افزایش نرخ مالیات، حباب قیمت مسکن بیشتر کاهش یافته است و بنابراین، براساس نظریه طرفداران مداخله، امکان دارد اعمال مالیات بر نقل و انتقال با افزایش هزینه معامله و کاهش تعداد معاملات، حجم فعالیت‌های سوداگرانه که برای ثبات و عملکرد بازارهای مالی مضر هستند و می‌تواند منجر به افزایش بیش از حد قیمت‌ها شود را کاهش دهد؛ اما الزاماً همیشه کاهش حجم فعالیت سوداگران به معنای بهبود وضعیت بازار مسکن نیست؛ چنانچه فریدمن^۱ (۱۹۵۳) استدلال می‌کند که سوداگران منطقی به تثبیت قیمت‌ها کمک می‌کنند.

همچنین شورت و سگوین^۲ (۱۹۹۳) در ادبیات اقتصاد مالی، هشدار می‌دهد که مالیات بر مبادلات می‌تواند معامله‌گران آگاه را که بازیگران اساسی در ارتقاء کارایی اطلاعاتی و ثبات قیمت در بازار هستند، بازدارد. در جدول (۶) نیز مشاهده می‌شود زمانی که نصف یا کمتر از نیمی از خریداران با انگیزه سوداگرانه وارد بازار می‌شوند و با افزایش نرخ مالیات متوسط، حباب قیمت مسکن با اختلاف جزئی در سطح بالاتری قرار دارد؛ یعنی افزایش نرخ مالیات بر نقل و انتقال، نه تنها کاهش بیشتر حباب قیمت را به دنبال نداشته بلکه موجب تشدید حباب قیمت مسکن در شهر شیراز شده است. بنابراین، زمانی که دولت این مالیات را اعمال می‌نماید، باید توجه کند که تعداد سوداگران موجود در بازار را مشخص نماید و نرخ مالیات را به گونه‌ای انتخاب کند که حذف کامل سوداگران رخ ندهد؛ چون وجود درصدی از سوداگران برای ایجاد کارایی بازار و ثبات قیمت بازار مسکن الزامی است.

۶. نتیجه‌گیری

هدف از نگارش این مقاله، بررسی تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن شهر شیراز با به‌کارگیری مدل عامل محور است. برای این منظور، ابتدا در چهارچوب مدل عامل محور با در نظر گرفتن چهار عامل خریدار، فروشنده، سازنده و بنگاه املاک، بازار مسکن شهر شیراز طراحی شد، سپس مالیات بر نقل و انتقال اعمال گردید. در مدل پژوهش، خریداران و فروشندگان با دو انگیزه در بازار حضور داشتند؛ مصرفی و سوداگری. برای پیش‌بینی روند حباب قیمت مسکن شهر شیراز تا پایان

1. Friedman (1953).

2. Schwert & Seguin (1993).

سال ۱۴۰۹، آمار و اطلاعات گردآوری شده از بخش آمار اداره درآمد شهرداری شیراز، تا ابتدای سال ۱۴۰۱ در مدل پژوهش وارد شد.

در این پژوهش، به منظور بررسی تأثیر مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن علاوه بر نرخ مالیات ۵ درصد (بنا بر ماده ۵۹ قانون مالیات‌های مستقیم)، نرخ ۱ درصد نیز اعمال شد. سپس مدل شبیه‌سازی شده بازار مسکن شهر شیراز با توجه به سه سناریو مختلف، خریداران سوداگر شامل ۳۰، ۵۰ و ۷۰ درصد از کل خریداران وارد شده به بازار، ۱۰۰ بار به صورت تصادفی اجرا شد.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با وجود تعداد سوداگران متفاوت، اعمال نرخ‌های مختلف مالیاتی، می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن شهر شیراز شود، ولی میزان اثرگذاری تحت شرایط گوناگون متفاوت است. این نتیجه منطبق بر نتایج چن (۲۰۱۷) و ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸) است که به این نتیجه دست یافتند که مالیات بر نقل و انتقال مسکن باعث کاهش تلاطم قیمت مسکن می‌شود. طرفداران مداخله نیز فعالیت‌های سوداگران را دلیلی برای نوسانات قیمت و حباب قیمت می‌دانند و از این رو، معتقدند که مالیات بر نقل و انتقال، می‌تواند از طریق کاهش فعالیت‌های سوداگران، موجب بهبود بازارهای مالی شود. در واقع، استدلال آنان بر این اساس است که اخذ مالیات، باعث افزایش هزینه‌های معاملات در بازارهای مالی می‌شود و این به نوبه خود، باعث کاهش تعداد معاملات خواهد شد.

بنا بر نتایج پژوهش، با اعمال نرخ مالیات با وجود ۷۰ درصد خریداران سوداگر، بیشترین نرخ رشد کاهشی حباب قیمت مسکن مشاهده می‌شود؛ که نرخ رشد کاهشی معادل ۲۵ درصد می‌باشد، یعنی با اعمال مالیات بر نقل و انتقال، حباب قیمت مسکن شهر شیراز در سال ۱۴۰۱ تا پایان سال ۱۴۰۹، تقریباً ۲۵ درصد کاهش یافت و پس از آن، اعمال نرخ مالیات ۱ درصد در صورت وجود ۷۰ درصد خریدار سوداگر در بازار مسکن، حباب قیمت مسکن کاهش ۲۲ درصدی داشت؛ اما کمترین اثر کاهش مالیات بر نقل و انتقال روی حباب قیمت مسکن، زمانی رخ داد که تعداد خریداران معمولی بیشتر از خریداران سوداگر بود، یعنی تنها ۳۰ درصد خریداران سوداگر بودند. بنابراین با کاهش تعداد سوداگران، از تأثیر مالیات بر حباب قیمت مسکن کاسته شد.

همچنین نتایج حاکی از آن است که الزاماً افزایش نرخ مالیات بر نقل و انتقال، موجب کاهش بیشتر حباب قیمت مسکن نمی‌شود. زمانی که ۳۰، ۴۰ و ۵۰ درصد از خریداران با انگیزه سوداگران وارد بازار می‌شوند، با افزایش نرخ مالیات متوسط، حباب قیمت مسکن با اختلاف جزئی در سطح بالاتری قرار دارد، یعنی افزایش نرخ مالیات بر نقل و انتقال، نه تنها کاهش بیشتر حباب قیمت را به دنبال نداشته، بلکه موجب تشدید حباب قیمت مسکن در شهر شیراز شده است. چنان‌چه شورت و سگوین (۱۹۹۳) در ادبیات اقتصاد مالی هشدار می‌دهند که مالیات بر مبادلات، می‌تواند معامله‌گران آگاه را که بازیگران اساسی در ارتقاء کارایی اطلاعاتی و ثبات قیمت در بازار هستند، بازدارد. پس الزاماً

همیشه کاهش حجم فعالیت سوداگران به معنای بهبود وضعیت بازار مسکن نیست؛ چنان‌چه فریدمن (۱۹۵۳) نیز استدلال می‌کند که سوداگران منطقی، به تثبیت قیمت‌ها کمک می‌کنند.

با توجه به نتایج اجرای مدل، می‌توان مطرح نمود که بنابر ماده ۵۹ قانون مالیات‌های مستقیم، نرخ مالیات بر نقل و انتقال ۵ درصد، می‌تواند موجب کاهش حباب قیمت مسکن در کشور و به طور خاص در سطح بازار مسکن شهر شیراز گردد؛ اما الزاماً این نرخ به عنوان نرخ مناسب در شرایط مختلف با وجود سطوح متفاوت سوداگران نیست. بدین جهت نیاز است که ابتدا دولت منابع اطلاعاتی در حوزه مسکن در زمینه سهم سوداگران در بازار مسکن را جمع‌آوری نماید و متناسب با شرایط حاکم بر بازار مسکن، نرخ مناسبی را اعمال کند تا بتواند حباب قیمت مسکن را کنترل کند.

بنابراین، پیشنهاد می‌شود که به طور مستمر، تأثیر این سیاست مالیاتی بر تغییرات قیمت مسکن و حباب آن به طور منظم ارزیابی شود و در صورت لزوم، تجدید نظر در نرخ مالیات صورت گیرد. علاوه بر این، چنان‌چه این مالیات بر معاملات قطعی وضع می‌شود، معاملاتی که به شکل قولنامه‌ای صورت می‌گیرد، مالیاتی به آن‌ها تعلق نمی‌گیرد. بخشی از این مالیات توسط سازندگان پرداخت می‌شد که امکان دارد سازندگان پیش از اخذ پایان کار و سند دار شدن ملک، اقدام به فروش نمایند بدون آنکه این معاملات قابل رهگیری و اخذ مالیات باشد. از این رو، پیشنهاد می‌شود دولت برای کسب درآمد مالیاتی مناسب از این نوع مالیات و کنترل حباب قیمت مسکن، واحدهایی که سند رسمی ندارند یا به شکل قولنامه‌ای مبادله می‌شوند و یا به هر دلیلی امکان رهگیری و ثبت در سامانه معاملات ندارند، قابل رهگیری شوند.

در این مطالعه به دلیل پیچیدگی مدل و حجم بالای محاسبات، بازارهای دیگر مانند بازار اجاره و زمین در نظر گرفته نشده، و صرفاً بازار دارایی مسکن مدل‌سازی شده است؛ علاوه بر این، به دلیل تعداد بالای عامل‌ها در مدل پژوهش، عامل‌های دیگر همچون بانک وارد مدل نشده است، و پیشنهاد می‌شود در مطالعات دیگر به بررسی آن بپردازند.

سپاسگزاری: این مقاله مستخرج از رساله دکتری علوم اقتصادی با عنوان "تحلیل تأثیر مالیات روی حباب قیمت مسکن (مورد: شهر شیراز)" در دانشگاه شیراز است و نگارندگان وظیفه خود می‌دانند که از کمک‌های مادی و معنوی دانشگاه جهت انجام این پژوهش قدردانی نمایند.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

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

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Aregger, N., Brown, M., & Rossi, E. (2013). *Transaction Taxes, Capital Gains Taxes and House Prices*. Swiss National Bank, Zurich.
- Brunnermeier, M. K. (2016). *Bubbles*. In *Banking Crises* (PP. 28-36). Palgrave Macmillan, London.
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market?. *Brookings Papers on Economic activity*, 2, 299-362.
- Chen, H. (2017). Real estate transfer taxes and housing price volatility in the United States. *International Real Estate Review*, 20(2), 207-219.
- Chu, S. Y. (2018). Macroeconomic policies and housing market in Taiwan. *International Review of Economics & Finance*, 58, 404-421.
- From <https://rc.majlis.ir/fa/law/show/91488>
- From <https://www.amar.org.ir/statistical-information/Construction-and-Housing>
- Friedman, M. (1953). *Essays in Positive Economics*. University of Chicago Press.
- Fu, Y., Qian, W., & Yeung, B. (2016). Speculative investors and transactions tax: Evidence from the housing market. *Management Science*, 62(11), 3254-3270.
- Ge, J. (2017). Endogenous rise and collapse of housing price: An agent-based model of the housing market. *Computers, Environment and Urban Systems*, 62, 182-198.
- Hemmelgarn, T., & Nicodème, G. (2010). The 2008 financial crisis and taxation policy. https://www.researchgate.net/publication/45138287_The_2008_Financial_Crisis_and_Taxation_Policy
- Izadkhasti, H., & Arabmazar, A. (2017). Tax on land rent and capital housing: General equilibrium approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 14(3), 1-25. [In Persian]
- Izadkhasti, H., Arabmazar, A., & Ahmadi, K. (2019). Analysis the impact of tax on transfer of real estate and housing on the reduction of housing market volatility in urban areas of Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 27(91), 155-190. [In Persian]
- khodadad kashi, F., & Razban, N. (2014). The effect of speculation in housing market volatility in Iran (1991-2008). *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 22(71), 5-28. [In Persian]
- Kindleberger, C. P. (1987). International public goods without international government. *The American Economic Review*, 76(1), 1- 13.
- Macal, C., & North, M. (2014, December). Introductory tutorial: Agent-based modeling and simulation. *Proceedings of the Winter Simulation Conference* (pp. 6-20). IEEE.
- Manochehri, S., & Gholizadeh, A. (2022). The Response of speculation in the housing market to exogenous shocks in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 22(2), 185- 216. [In Persian]
- Martin, C., Schmitt, N., & Westerhoff, F. (2021). Heterogeneous expectations, housing bubbles and tax policy. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 183, 555- 573.

- Rafiyan, M. Zahmatkesh, E., & Deh Zadeh Silabi, P. (2017). Evaluation and measurement of urban life quality indicators in ten areas of Shiraz Metropolis. *Quarterly Geography and Environmental Studies*, 22, 115-128. [In Persian]
- Seyed Nourani, S. (2014). An examination of housing bubble and speculation in urban areas of Iran. *Economic Research*, 14, 49- 68. [In Persian]
- Schwert, G. W., & Seguin, P. J. (1993). Securities transaction taxes: An overview of costs, benefits and unresolved questions. *Financial Analysts Journal*, 49(5), 27- 35.
- Siebers, P. O., & Aickelin, U. (2008). Introduction to multi-agent simulation. In encyclopedia of decision making and decision support technologies (pp. 554-564). https://www.researchgate.net/publication/1916779_Introduction_to_Multi-Agent_Simulation
- Zheng, H., Son, Y. J., Chiu, Y. C., Head, L., Feng, Y., Xi, H., Kim, S., & Hickman, M. (2013). A primer for agent-based simulation and modeling in transportation applications. *Technical Report*.

The Impact of Monetary Policy on the Stock Price Bubble in Selected D-8 Countries

Seyed Kamal Sadeghi¹ , Davood Behboudi², Seyed Mohammad Reza Hosseini³

1. Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran. (Corresponding Author)
E-mail: sadeghiseyedkamal@gmail.com
2. Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran. E-mail: dbehbudi@tabrizu.ac.ir
3. Master's Student in Economics, Faculty of Economics and Management, Tabriz University, Tabriz, Iran. (Based on thesis affiliation) E-mail: rezahossiny7@gmail.com

Abstract

Monetary policy and economic bubbles are fundamental concepts in economic analysis. Monetary policy, defined as the regulation of money supply and interest rates by central banks, can play a decisive role in the formation or containment of asset price bubbles. An economic bubble occurs when asset prices rise unrealistically, often driven by excessive optimism or speculative activity. This study examines the impact of monetary policy on stock market bubbles in selected D8 countries, namely Iran, Turkey, Indonesia, Malaysia, and Egypt. Using the Log-Periodic Power Law Singularity (LPPLS) model, both positive and negative bubbles in stock markets were identified over the period 2009–2023. Furthermore, a panel Vector Autoregression (VAR) model was employed to analyze the effect of monetary policy shocks on these bubbles. The findings indicate that monetary policies initially amplify asset price bubbles but subsequently accelerate their collapse, leading to economic recessions and capital flight. These dynamics highlight the dual nature of monetary interventions, which can simultaneously stimulate financial markets and increase systemic risks. Accordingly, the results suggest that central banks in D8 countries should focus on raising real interest rates and effectively managing market shocks to promote financial stability and mitigate the adverse consequences of speculative bubbles. By addressing the interaction between monetary policy and financial market dynamics, this research provides useful insights for policymakers aiming to balance growth objectives with macroeconomic stability.

Article information

Review History:

Received: June. 13, 2024

Revised: July. 24, 2024

Accepted: Aug. 10, 2024

Keywords:

Bubble

LPPLS approach

Monetary policy

Stock price

Sustainable growth

JEL Classification:

E52, G12, C32, C22, G15

Corresponding Author:

sadeghiseyedkamal@gmail.com



Aim and Introduction

Asset bubbles arise when the prices of assets – such as real estate or stocks – significantly exceed their intrinsic value due to excessive speculation and investor euphoria. These bubbles are typically characterized by rapid price escalations that become disconnected from fundamental economic indicators, driven more by market psychology than by real economic value. Although asset bubbles may generate short-term economic benefits, they pose serious risks to financial stability, as their eventual collapse often results in sharp market corrections, financial crises, and broader economic downturns.

Monetary policy, primarily executed by central banks, plays a critical role in influencing macroeconomic conditions through liquidity management, credit accessibility, and interest rate adjustments. On the one hand, expansionary monetary policies—characterized by low interest rates and increased liquidity—can stimulate speculative investment and contribute to the formation of asset bubbles. On the other hand, central banks can use contractionary policies—such as raising interest rates or reducing liquidity—to dampen excessive market exuberance and promote financial stability.

The complex relationship between asset bubbles and monetary policy underscores a significant challenge for economists and policymakers, who must balance the goals of economic growth and financial stability. A nuanced understanding of this relationship is crucial for designing effective regulatory frameworks and policy interventions capable of mitigating harmful boom-and-bust cycles and fostering sustainable economic development.

Methodology

This study examines stock market bubbles and the influence of monetary policy in five D-8 countries, Iran, Turkey, Indonesia, Malaysia, and Egypt, over the period 2009–2023. Two key analytical approaches are employed:

1. Log-Periodic Power Law Singularity with Confidence Interval (LPPLS-CI) for detecting stock price bubbles, and
2. Panel Vector Autoregression (P-VAR) for assessing the dynamic impact of monetary policy variables.

The LPPLS-CI model enhances traditional LPPLS techniques by incorporating confidence intervals, thus improving the accuracy and robustness of bubble detection. This model identifies unsustainable asset price growth and log-periodic oscillations—signals typically preceding bubble collapses. Its predictive capacity offers early warning signals that are valuable for financial market monitoring.

To evaluate the effects of monetary policy on these bubbles, the study employs the P-VAR model. This econometric framework captures interdependencies between multiple time-series variables—including stock prices, interest rates, inflation, and liquidity—by analyzing their lagged interactions. This comprehensive approach facilitates a dynamic understanding of how monetary policy decisions shape speculative trends and bubble formation. The effectiveness of this analysis depends on key methodological considerations, including appropriate model specification, lag length selection, and rigorous validation techniques.

Results and Discussion

The LPPLS-CI analysis confirms the presence of stock price bubbles across various time scales (short-, medium-, and long-term) in the selected countries throughout the 2009–2023 period. These bubbles were characterized by rapid price increases fueled by speculative behavior and optimistic market sentiment, ultimately followed by sharp corrections.

The P-VAR results demonstrated that high inflation, increased liquidity, and low interest rates were key contributors to bubble formation. These conditions encouraged capital inflows into financial markets, driving up stock prices beyond sustainable levels. However, as monetary policy conditions tightened or external economic shocks emerged, these bubbles burst, resulting in significant financial losses and increased market volatility.

The findings underscore the dual nature of monetary policy: while accommodative policies can promote growth and investment, they also risk inflating asset bubbles. The study emphasizes the need for balanced and proactive policy responses to prevent systemic instability. Regulatory oversight, timely monetary adjustments, and enhanced early warning mechanisms are crucial in minimizing the risks associated with speculative excesses.

Conclusion

Monetary policy in the examined D-8 countries significantly influences the formation and trajectory of stock market bubbles. Expansionary policies may exacerbate bubbles, leading to financial shocks, economic contractions, and capital flight when the bubbles burst. The study underscores the imperative for central banks in emerging markets to carefully manage accurate interest rates, control inflation, and stabilize liquidity to safeguard financial markets.

Key components of monetary policy affecting asset bubbles include:

1. **Interest Rates:** Low rates can stimulate borrowing and speculation, while higher rates can curb overheating but may suppress growth.
2. **Quantitative Easing (QE):** Although QE enhances liquidity and asset values, prolonged implementation can fuel speculative bubbles.

To prevent crises, Policy recommendations include:

1. **Regulatory Oversight:** Strengthen financial regulations to enhance transparency and mitigate systemic risks.
2. **Macroprudential Tools:** Implement counter-cyclical capital buffers and risk-weighted asset requirements.
3. **Monetary Policy Adjustments:** Implement forward guidance and timely rate changes to manage expectations.
4. **Early Warning Systems:** Monitor key financial indicators to detect signs of market overheating.
5. **Investment Diversification:** Encourage asset diversification to reduce systemic exposure.

Implementing these strategies can help minimize the occurrence and adverse consequences of asset bubbles, contributing to more resilient financial systems and sustainable economic growth in the D-8 member countries.

تأثیر سیاست پولی بر حباب قیمت سهام در منتخبی از کشورهای گروه D8

سید کمال صادقی^۱ , داود بهبودی^۲، سید محمد رضا حسینی^۳

۱. استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)
sadeghiseyedkamal@gmail.com

۲. استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
dbehbudi@tabrizu.ac.ir

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (برگرفته از پایان‌نامه)
rezahossiny7@gmail.com

چکیده	اطلاعات مقاله
سیاست پولی و حباب‌های اقتصادی، از مفاهیم مهم در تحلیل‌های اقتصادی هستند. سیاست پولی، که به تنظیم عرضه پول و نرخ بهره توسط بانک مرکزی اطلاق می‌شود، می‌تواند به ایجاد یا کنترل حباب‌های اقتصادی کمک کند. حباب اقتصادی زمانی رخ می‌دهد که قیمت دارایی‌ها به‌طور غیر واقعی افزایش یابد، اغلب به دلیل خوش‌بینی بیش‌ازحد یا سفته‌بازی. این پژوهش، تأثیر سیاست‌های پولی بر حباب‌های بازار سهام کشورهای گروه D8 شامل ایران، ترکیه، اندونزی، مالزی و مصر را بررسی می‌کند. با استفاده از مدل LPPLS، حباب‌های مثبت و منفی در بازارها در بازه ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۳ شناسایی شدند. همچنین، مدل VAR پانل برای تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر این حباب‌ها به کار گرفته شد. نتایج نشان داد که سیاست‌های پولی، ابتدا حباب‌ها را بزرگ‌تر می‌کنند و سپس باعث ترکیدن آن‌ها می‌شوند، که به رکود اقتصادی و فرار سرمایه منجر می‌گردد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود بانک‌های مرکزی D8 با افزایش نرخ بهره واقعی و مدیریت شوک‌های بازار، از ثبات اقتصادی حمایت کنند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۳/۲۴ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۵/۰۳ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۲۰ کلمات کلیدی: سیاست پولی قیمت سهام حباب رشد پایدار رویکرد LPPLS طبقه‌بندی JEL: E52, G12, C32, C22, G15 نویسنده مسئول: sadeghiseyedkamal@gmail.com

۱. مقدمه

بازار سرمایه، یکی از اجزای کلیدی در هر نظام اقتصادی است که به‌ویژه از طریق بورس و اوراق بهادار عمل می‌کند. این بازارها نقش حیاتی در تخصیص منابع مالی، تأمین مالی پروژه‌ها، و تسهیل تجارت ایفا می‌کنند. در کشورهای در حال توسعه، بازارهای سرمایه می‌توانند با نوسانات و شوک‌های اقتصادی بیشتری مواجه شوند، به‌ویژه به دلیل ضعف‌های ساختاری و وابستگی بالا به جریان‌های مالی جهانی. نوسانات قیمت دارایی‌ها در این کشورها می‌تواند به شکل حباب‌های اقتصادی ظاهر شود که تأثیرات عمیق و گسترده‌ای بر ثبات اقتصادی و رشد پایدار دارند (پیرائی و شهسوار، ۱۳۸۸).

حباب اقتصادی، به افزایش غیرمنطقی و پایدار قیمت دارایی‌ها اشاره دارد که ناشی از انتظارات افزایشی و رفتارهای خرید هیجانی است. این حباب‌ها معمولاً در فازهای نهایی خود، با افزایش سریع قیمت‌ها و سپس سقوط ناگهانی مواجه می‌شوند (آنوفرین و همکاران، ۲۰۲۲).

چرخه‌های تجاری و نوسانات قیمت دارایی‌ها به‌ویژه در بازارهای سهام و املاک و مستغلات، می‌توانند به ایجاد حباب‌های اقتصادی منجر شوند، که تحلیل دقیق این پدیده‌ها برای سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران ضروری است. سیاست‌های پولی، شامل تغییرات در نرخ بهره و ابزارهای دیگر بانک‌های مرکزی، نقش مهمی در مدیریت و کنترل حباب‌های اقتصادی ایفا می‌کنند. با تغییرات در نرخ بهره، بانک‌های مرکزی می‌توانند بر تقاضا و نقدینگی در بازارها تأثیر بگذارند و به نوعی حباب‌ها را کنترل کنند. بحران اقتصادی و مالی ۲۰۰۹-۲۰۰۸، که به دنبال افزایش سریع قیمت مسکن و سپس سقوط آن رخ داد، توجهات را به نقش سیاست‌های پولی در مدیریت حباب‌های قیمتی جلب کرد. این بحران موجب شد تا پرسش‌های مهمی درباره اینکه آیا سیاست‌های پولی باید به انحرافات قیمت دارایی‌ها پاسخ دهند و چگونه می‌توانند از تشدید حباب‌ها جلوگیری کنند، مطرح شود.

پیش از بحران، توافق عمومی این بود که بانک‌های مرکزی باید بر تثبیت تورم و شکاف تولید تمرکز کنند و نوسانات قیمت دارایی‌ها را نادیده بگیرند؛ اما بحران اخیر، این دیدگاه را به چالش کشید و موجب شد تا به بررسی این موضوع پرداخته شود که آیا بانک‌های مرکزی باید به تغییرات در بازارهای دارایی توجه کنند و در نهایت، به این تحولات واکنش نشان دهند. برخی از نظریات پیشنهاد می‌کنند که بانک‌های مرکزی باید نرخ بهره را برای مقابله با حباب‌های قیمتی افزایش دهند، حتی اگر این اقدام، منجر به انحراف موقت از اهداف تورمی یا شکاف تولید شود. این نظریات به اصولی مانند «تکیه بر باد» اشاره دارند، که به معنای مقاومت در برابر فشارهای اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب برای کاهش حباب‌های قیمتی است (گالی، ۲۰۱۴).

ضرورت این تحقیق از آنجا ناشی می‌شود که بازارهای مالی در کشورهای مختلف، با چالش‌های مشابهی مواجه‌اند و درک بهتر از ویژگی‌ها و علل بروز حباب‌های دارایی می‌تواند به بهبود

سیاستگذاری‌ها و پیش‌بینی بحران‌های مالی کمک کند. بسیاری از تحقیقات موجود، به بررسی حباب‌های دارایی در اقتصادهای پیشرفته محدود شده‌اند و پژوهش‌های کمی درباره کشورهای نوظهور و در حال توسعه وجود دارد. بنابراین، تحلیل حباب‌های دارایی در کشورهای منتخب از جمله ایران، ترکیه، اندونزی، مالزی و مصر می‌تواند بینش‌های جدیدی ارائه دهد.

هدف اصلی تحقیق، تحلیل دوره‌های رونق و رکود در بازارهای سهام این کشورها و بررسی تأثیرات تغییرات نرخ بهره بر حباب‌های قیمتی است. این تحقیق، به دنبال درک بهتر از نحوه تعامل سیاست‌های پولی با حباب‌های اقتصادی و ارائه راهنمایی‌های عملی برای سیاستگذاران اقتصادی است تا به‌وسیله آن، تصمیمات مؤثرتری در راستای تثبیت اقتصادی و مدیریت نوسانات بازارها اتخاذ کنند.

در مقاله حاضر، ساختار تحقیق به‌طور منظم در شش بخش اصلی تنظیم شده است. در بخش اول (مقدمه)، موضوع تحقیق بیان، و اهمیت آن توضیح داده شده است. این بخش، شامل معرفی مسئله و اهداف تحقیق می‌باشد. در بخش دوم (مبانی نظری)، به بررسی نظریه‌ها و مفاهیم کلیدی مرتبط پرداخته شده و چهارچوب تئوریک تحقیق ارائه شده است. بخش سوم (پیشینه پژوهش)، به مرور و نقد مطالعات قبلی اختصاص دارد و نقاط قوت و ضعف آن‌ها تحلیل شده است. در بخش چهارم (روش‌شناسی پژوهش)، روش‌ها و ابزارهای جمع‌آوری و تحلیل داده‌ها ملاحظه می‌شود. در بخش پنجم (یافته‌های پژوهش)، نتایج به‌دست‌آمده ارائه، و تحلیل شده است. در نهایت، بخش ششم (جمع‌بندی و نتیجه‌گیری)، به خلاصه نتایج تحقیق و پیشنهاداتی برای تحقیقات آینده اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

به دلیل ملموس نبودن و غیرقابل مشاهده بودن حباب و مشکلاتی که در اندازه‌گیری آن وجود دارد، تعریف قطعی و مورد اجماعی برای حباب وجود ندارد. پژوهشگرانی چون فاما^۱ (۱۹۶۵) و فریدمن^۲ (۱۹۵۳)، رخ دادن حباب در بازارهای مالی را امری غیرممکن تلقی می‌کردند؛ اما تجربیات موجود در اقتصاد جهانی، حاکی از وجود پدیده‌های غیرعادی در بازارهای دارایی می‌باشد که همه آن‌ها ویژگی‌های مشترکی دارند.

گورکایناک^۳ (۲۰۰۸)، با بررسی مطالعات صورت گرفته در این موضوع، بر مبنای تئوری حباب‌های عقلایی، حباب در دارایی را این چنین تعریف می‌کند: حباب دارایی، وضعیتی است که قیمت‌ها در آن، روند افزایشی دارد و به صورت شتاب‌زده‌ای از ارزش‌های بنیادی و ذاتی خود فاصله می‌گیرد.

1. Fama (1965).

2. Friedman (1953).

3. Gürkaynak (2008).

بازارهای مالی، دارای دوره‌های رونق و رکود هستند و در حالت‌های عادی، قیمت‌ها بدون وقفه افزایش پیدا نمی‌کنند؛ اما هنگام وجود حباب، افزایش قیمت دارایی‌ها آنقدر ادامه پیدا می‌کنند تا به یک نقطه بحرانی برسند، که در این نقطه، معاملات دارایی‌ها متوقف شده و قیمت‌ها شروع به پایین آمدن با شیب‌های زیادی می‌کنند که در عمل گفته می‌شود حباب قیمتی در حال ترکیدن است (گاربر، ۱۹۹۰).

کیندل برگر (۱۹۹۶)، حباب را این‌گونه تعریف می‌کند: «افزایش سریع در قیمت یک یا طیفی از دارایی‌ها در یک فرایند پیوسته، به این صورت که افزایش قیمت اولیه، انتظار افزایش قیمت دارایی را در دوره‌های بعد ایجاد می‌کند و باعث می‌شود که خریداران جدید جذب بازار شوند و یک افزایش غیرمنطقی در دارایی ایجاد شود. این عمل تا زمانی ادامه پیدا می‌کند که افزایش قیمت با معکوس شدن انتظارات، سقوط کرده و معمولاً باعث بروز بحران‌های مالی می‌شود».

باتوجه به مطالعات و بررسی‌های گذشته، موارد زیر ویژگی حباب‌های قیمتی هستند:

* افزایش سریع قیمت‌ها (بیکر و وورگلر، ۲۰۰۲)؛

* انتظارات غیرواقعی از افزایش قیمت‌های آتی (کیس و شیلر، ۲۰۰۳)؛

* انحراف قیمت‌ها از ارزش پایه‌ای؛

* سقوط بزرگ در قیمت‌ها بعد از ترکیدگی حباب‌ها (سیگل، ۲۰۰۳).

به طور کلی، می‌توان نظریات توضیح دهنده حباب را به چهار دسته طبقه‌بندی کرد: در دسته اول، تمامی فعالان در بازارهای دارایی، دارای رفتار عقلایی هستند و از وجود حباب در بازار آگاهی دارند و به این امید، اقدام به خرید دارایی می‌کنند که در آینده، قیمت آن افزایش یابد (بلانچارد و واتسون، ۱۹۸۲)؛ دسته دوم را می‌توان چنین تعریف کرد که عدم تقارن اطلاعات، منجر به وجود آمدن حباب قیمتی در بازار می‌شود (برونرمیر، ۱۹۹۷)؛ دسته سوم، در چهارچوب تئوری‌های مالی رفتاری، انحراف قیمت سهام را به این عامل نسبت می‌دهند که سرمایه‌گذاران گرچه عقلایی رفتار می‌کنند، ولی به دلایل مختلف مانند رفتار کورکورانه و گله‌ای، عقلایی رفتار نمی‌کنند و منجر به وجود آمدن حباب در بازار می‌گردند (آبرو و برونرمیر، ۲۰۰۳ و دی‌لانگ و همکاران، ۱۹۸۸)؛ در دسته‌ی چهارم مدل‌ها، ناهمگنی عقاید سرمایه‌گذاران در مورد ارزش ذاتی دارایی که به دلایل اعتماد به نفس بیش از حد برخی از سرمایه‌گذاران در مورد ارزیابی صحیح بنیاد سهام و ... به وجود می‌آید، عامل اصلی پیدایش حباب است.

1. Garber (1990).
2. Kindleberger (1996).
3. Baker and Wurgler (2002).
4. Case and Shiller (2003).
5. Siegel (2003).
6. Blanchard and Watson (1982).
7. Brunnermeier (1997).
8. Abreu and Brunnermeier (2003).
9. De Long et al. (1988).

۱-۲. دیدگاه مکاتب اقتصادی نسبت به پدیده حباب

دیدگاه مکتب شیکاگو و اقتصاددانان پول گرا، تکذیب وجود هرگونه حباب است. آنها معتقدند آنچه به عنوان حباب مطرح می‌شود، در واقع نتیجه عوامل واقعی است. اقتصاددانان طرف عرضه و مکتب شیکاگو، معتقدند که تأیید وجود حباب در بازار، نوعی توهین به انسان اقتصادی است؛ چراکه آنها این موضوع را بیان برخی نقایص روانی و ذهنی در افراد می‌دانند که رفع نیاز آنها، به دخالت دولت نیاز دارد.

دیدگاه دوم که از سوی کینزی‌ها و طرفداران فایننس رفتاری حمایت می‌شود، بیانگر این مطلب است که:

- وجود حباب یک واقعیت است؛
 - حباب‌ها به دلیل عوامل روانی و ذهنی فعالان بازار که در عبارت غیرعقلایی بودن افراطی خلاصه می‌شود و در کانون آن رفتارهای سوداگری فعالان بازار قرار دارد، ایجاد می‌شود.
- بر اساس این دیدگاه، ظهور و سقوط حباب‌ها ناشی از هوش هیجانی و احساسات فوق‌العاده زیاد انسان‌ها است. اگرچه عوامل واقعی، نقشی اساسی در ایجاد حباب‌ها ایفا می‌کنند، عوامل علی مهم برای خلق مسیر ظهور و سقوط حباب‌ها عوامل روانی‌اند.
- دیدگاه سوم نیز متعلق به مکتب اتریشی است که معتقد است، حباب‌ها متشکل از تغییرات واقعی و روانی‌ای هستند که از دستکاری سیاست‌های پولی ایجاد می‌شوند. به بیان دیگر، بدون تزریق پول، حباب‌ها به وجود نمی‌آیند. نتیجه تزریق پول به اقتصاد، این است که توزیع نادرست منابع مالی گسترش می‌یابد و بدین وسیله، فعالیت‌های سوداگرانه و نامولد نسبت به فعالیت‌های مولد افزایش پیدا می‌کنند و از آنها پیشی می‌گیرند. مزیت این دیدگاه، آن است که علل اقتصادی حباب‌ها را مشخص می‌کنند.

۲-۲. حباب قیمت بازار سهام و سیاست پولی

حباب‌های قیمت، عمدتاً در نتیجه یک متغیر تحریک کننده و زمانی شکل می‌گیرند که تغییر یا شوکی در چنین متغیری رخ دهد یا چشم‌اندازی برای چنین تغییری در آینده وجود داشته باشد. در بسیاری از مطالعات مانند مطالعه گالی و همکاران^۲ (۲۰۱۵)، دونگ و همکاران^۳ (۲۰۲۰)، چن و همکاران^۴ (۲۰۲۲)، فیلاردو و همکاران^۵ (۲۰۲۲)، دل‌نگرو و اوتروک^۶ (۲۰۰۷)، مایو و همکاران^۷ (۲۰۱۹) و مارافاتیا و همکاران^۸ (۲۰۱۷)، مهم‌ترین متغیری که برای ایجاد چنین تحریکی در انتظارات

1. Behavioral finance
 2. Galí et al. (2015).
 3. Dong et al. (2020).
 4. Chen et al. (2022).
 5. Filardo et al. (2022).
 6. Del Negro and Otrok (2007).
 7. Miao et al. (2019).
 8. Marfatia et al. (2017).

سرمایه‌گذاران شناسایی شده، متغیر سیاست پولی است. می‌توان قرابت‌هایی بین وقایع بازار سهام در سال‌های گذشته با ادبیات جدید حباب اقتصادی یافت که مطابق آن، سیاست‌های پولی، مهم‌ترین عامل شکل‌گیری حباب و گسترش آن در بازار بوده است. سیاست پولی، از چندین کانال بر قیمت دارایی اثرگذار است مثل کانال نرخ بهره، کانال تعدیل بهینه پورتفولیو، کانال اثر ثروت، کانال نرخ ارز، کانال اعتبارات و کانال ریسک‌پذیری بانک‌ها؛ اما عمده اثرگذاری آن از طریق نرخ بهره و قیمت سرمایه است.

براساس دیدگاه کلاسیک، یک شوک پولی و اجرای سیاست پولی انبساطی طبق تئوری مقداری پول، منجر به افزایش تورم می‌گردد. افزایش تورم با فرض ثابت بودن دستمزدهای اسمی و چسبندگی آن‌ها، باعث کاهش دستمزد حقیقی می‌شود. کاهش دستمزد حقیقی، تقاضا برای نیروی کار را افزایش داده و اشتغال را افزایش می‌دهد. با افزایش اشتغال، میزان تولید نیز افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، افزایش تورم ناشی از شوک سیاست پولی، منجر به کاهش نرخ بهره می‌گردد، و با کاهش نرخ بهره حقیقی، سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی از جمله سرمایه‌گذاری در بورس و اوراق بهادار افزایش می‌یابد. با سرازیر شدن منابع مالی به بورس اوراق بهادار، قیمت سهام افزایش می‌یابد. اگر افزایش قیمت سهام با شوک هیجانی نیز همراه گردد، افزایش قیمت سهام شدید شده و حباب قیمت سهام اتفاق می‌افتد (ایکیدا ۱۳۹۱).

استدلال برنانکه و گرترلر^۲ (۱۹۹۵)، دال بر این است که با کاهش نرخ بهره اسمی و با فرض ثابت ماندن سطح عمومی قیمت‌ها، هزینه سرمایه‌گذاری در دارایی مورد نظر کاهش پیدا کرده و تقاضا برای آن افزایش می‌یابد و به‌علاوه، درآمد ناشی از سپرده‌گذاری کاهش یافته و از جذابیت سپرده‌گذاری در بانک کاسته می‌شود، که در نهایت، به سرمایه‌گذاری در دارایی‌ها با ریسک و بازدهی بالاتر منجر شده و سبب رونق در بازار این دارایی‌ها می‌شود.

میشکین^۳ (۲۰۰۷)، استدلال می‌کند، از آنجایی که قیمت‌های سهام به روش پیش‌نگر تعیین می‌شوند (تنزیل شده جریان درآمدهای آتی)، سیاست پولی احتمالاً قیمت‌های سهام را از طریق کانال نرخ بهره (یا همان نرخ تنزیل) و به‌طور غیرمستقیم، از طریق اثر بر تعیین‌کننده‌های سود سهام و بازدهی سهام با تأثیرگذاری بر درجه نااطمینانی که کارگزاران با آن روبرو هستند، متأثر خواهد ساخت. تیلور^۴ (۲۰۰۹)، در همین راستا، حباب شکل گرفته در اوایل دهه ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۷ را ناشی از قیمت پایین سرمایه یا همان نرخ بهره می‌داند.

گالی و گمبیتی^۵ (۲۰۱۵)، نشان دادند که سیاست پولی از طریق کانال نرخ بهره بر روی بازار سرمایه تأثیرگذار بوده و هنگامی که بازار دارای حباب است، یک سیاست پولی انبساطی از طریق

1. Ikeda (2013).

2. Bernanke and Gertler (1995).

3. Mishkin (2007).

4. Taylor (2009).

5. Galí and Gambetti (2015).

افزایش نرخ بهره، موجب کاهش حباب بازار می‌شود. آنها ضمن واکاوی تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر قیمت سهام، رویکردی تازه به ادبیات موضوع افزودند. ایشان معتقدند که در هر لحظه از زمان، قیمت سهام از دو جزء بنیادی و حبابی تشکیل شده است که در زمان‌های مختلف، ممکن است بخش حبابی برابر صفر یا غیر صفر باشد. شوک سیاست پولی، علاوه بر اینکه بخش بنیادی قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بر بخش حبابی آن نیز تأثیرگذار است.

گالی^۱ (۲۰۱۴)، استدلال می‌کند که تأثیر شوک سیاست پولی بر کل قیمت سهام و بر بخش حبابی آن الزاماً یکسان نیست.

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه پژوهش داخلی

عباسیان و همکاران (۱۳۹۱)، اثر سیاست پولی در پیدایش حباب قیمتی سهام در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نمودند. آن‌ها در بازه زمانی فروردین ۱۳۷۹ الی اسفند ۱۳۸۴ با استفاده از متغیرهای ایزاری GMM و به‌کارگیری داده‌های آماری، نشان دادند که نرخ بهره حقیقی، اثر منفی و تولید، اثر مثبت اما ضعیف بر بازدهی حقیقی سهام دارند. همچنین بازدهی‌های دوره‌های گذشته، بازخوردی مثبت بر قیمت‌های جاری سهام دارند که این امر، دلالت بر وجود رفتارهای سفته‌بازی و انحراف قیمت‌ها از ارزش ذاتی خود دارد.

بیابانی و همکاران (۱۳۹۵)، وجود رفتار انفجاری و شناسایی دوره‌های حبابی محتمل در بازار سهام ایران در دوره دی ماه ۱۳۸۷ تا شهریور ۱۳۹۳ را با استفاده از آزمون‌های GSADF و SADF مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از مشاهدات تجربی، نشان می‌دهد که در بازه زمانی تیرماه ۱۳۹۲ تا دی ماه ۱۳۹۲، بازار سهام با پدیده حباب مواجه بوده است.

عباسی و همکاران (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای با عنوان «بررسی نقش حباب قیمتی در ایجاد نوسانات در بورس اوراق بهادار تهران (شرکت‌های منتخب صنایع پتروشیمی و خودرو)»، نشان دادند که آیا در سهام شرکت‌های منتخب، حباب قیمت وجود دارد یا خیر؟ در این تحقیق، وجود حباب طی دوره ۶ ساله از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ با استفاده از آزمون مانایی نسبت قیمت به سود (P/E) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد، ۶۳ درصد و در سطح اطمینان ۹۰ و ۹۵ درصد، ۵۰ درصد شرکت‌های مورد بررسی، دارای حباب بوده‌اند.

سهیلی و همکاران (۱۳۹۸)، به تأثیرگذاری سیاست‌های مالی و پولی بر حباب قیمت سهام در اقتصاد ایران در چهارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های واقعی ایران به صورت فصلی برای دوره زمانی ۱۳۷۴-۱۳۹۳ به این نتیجه رسیدند که شوک سیاست پولی، تمایل به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار را افزایش می‌دهد، و در نتیجه، کیوحاشیه‌ای افزایش و حباب قیمت تشدید می‌شود. در پاسخ به شوک سیاست مالی از طریق افزایش مخارج دولت،

تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی کاهش می‌یابد و در نتیجه، قیمت سهام نیز کاهش می‌یابد.

کاشانی تبار و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان «پیش‌بینی ترکیدن حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران»، برای پیش‌بینی حباب قیمتی، از داده‌های روزانه ۱۴۴ شرکت، در مرکز بورس و اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۸ توسط مدل خودرگرسیون مشروط بر ناهمسانی واریانس تعمیم‌یافته (GARCH) استفاده کردند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که شرکت‌های مورد بررسی در دوره مورد نظر، دارای حباب قیمتی بوده و این حباب‌ها در ۶ ماه اول سال بیشتر بوده‌اند.

خدابخش‌زاده و همکاران (۱۳۹۹)، وجود حباب در شاخص شرکت‌های حوزه سلامت در بازار بورس و اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها با استفاده از داده‌های بازار بورس برای دوره زمانی ابتدای آذر ۱۳۸۷ تا پایان مرداد ۱۳۹۶ و با استفاده از آزمون‌های SADF و GSADF، وجود حباب در شاخص سهام شرکت‌های دارویی را نشان دادند. تعداد حباب‌های موجود در این بازار ۸ عدد بوده و جز یک مورد، تمامی آن‌ها یک‌گانه بوده‌اند.

۳-۲. پیشینه پژوهش خارجی

لوپز^۱ (۲۰۱۵)، برای محاسبه اثرات حباب قیمت دارایی بر اقتصادکلان، در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۲، یک مدل اقتصاد باز کوچک را توسعه داده است. براساس نتایج، در یک اقتصاد بسته کوچک، بانک مرکزی نباید به قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهد، اما در اقتصادهای باز، به دلیل جریان ورودی سرمایه و مکانیسم نرخ ارز، حباب قیمت دارایی به سیاست پولی حساس است؛ بنابراین، در اقتصادهای باز کوچک، سیکل‌های تجاری عمیق‌تر است.

سان و لیو^۲ (۲۰۱۶)، اثرات مختلف اقدامات سیاست پولی و ارتباطات بانک مرکزی را بر حباب‌های بازار سهام چین با مدل SVAR در بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۴ بررسی کردند. آنها متوجه شدند که با پاسخ‌های منفی مؤلفه بنیادی و پاسخ‌های مثبت مؤلفه حبابی قیمت دارایی‌ها، سیاست پولی انقباضی، باعث می‌شود که قیمت سهام مشاهده شده در دوره‌های حباب‌های بزرگ افزایش یابد.

بلات و همکاران^۳ (۲۰۱۸)، اثرات دینامیکی خطی و غیرخطی سیاست پولی را بر حباب‌های قیمت دارایی در ایالات متحده آمریکا ارزیابی می‌کنند. آنها با استفاده از مدل VAR و همچنین داده‌های ماهانه بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۱۶، نشان دادند که اثرات سیاست پولی نامتقارن است؛ بنابراین، باید پاسخ‌ها به شوک‌های محدودکننده و انبساطی را متمایز کرد. سیاست پولی محدودکننده برخلاف توصیه‌های سیاست «تکیه بر باد»، قادر به کاهش حباب‌های قیمت دارایی‌ها نیست. سیاست‌های نرخ

1. Lopez (2015).

2. Sun and liu (2016).

3. Blot et al. (2018).

بهره انبساطی حباب‌های قیمت سهام را متورم می‌کند، در حالی که اقدامات انبساطی ترازنامه، این کار را نمی‌کند.

نامینی^۱ (۲۰۱۸)، اثرات واقعی سیاست پولی بر حباب بازار سهام و نقش آن در تعیین نقدینگی برای منطقه یورو را با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری، علیت گرنجر و تابع واکنش آنی برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۸ بررسی کرده، و شواهد تجربی نشان داده است که سیاست پولی انبساطی بانک مرکزی اروپا، به افزایش نقدینگی کل بازار سهام در آلمان، فرانسه و ایتالیا منجر شده و اثر سیاست مزبور بر حباب بازار در بازارهای کوچک‌تر، به‌طور معنی‌داری قوی‌تر بوده است.

چن و همکاران^۲ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با عنوان «سیاست پولی و بازار سهام - انگلستان و چین»، تأثیر سیاست‌های پولی بر بازار سهام را در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۰ با استفاده از متغیرهایی چون تورم، نرخ بهره و نرخ ارز بررسی، و از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده کردند و نتایج تجربی نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی به‌طور قابل‌توجهی به بازارهای سهام پاسخ نداده، در نتیجه، سیاست پولی با سرکوب حباب یا قیمت سهام، به نوسانات قیمت سهام پاسخ مثبت نداده است.

کاراییانی و همکاران^۳ (۲۰۲۳)، از یک مدل VAR پانل برای تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر شش شاخص حباب استفاده کردند. آن‌ها مطالعه خود را بر بازار سهام کشورهای گروه G7 در بازه زمانی ۲۰۲۲-۱۹۷۳ انجام دادند. شواهد تجربی نشان می‌دهد که سیاست پولی نه تنها بر شاخص‌های حباب تأثیر می‌گذارد، بلکه به آن‌ها نیز پاسخ می‌دهد.

در این پژوهش، حباب‌های اقتصادی در بازارهای مالی پنج کشور منتخب شامل ایران، ترکیه، اندونزی، مالزی و مصر بررسی شده است، که به دلیل تفاوت‌های اقتصادی و مالی این کشورها، مقایسه میان آن‌ها از جنبه‌های نوآورانه تحقیق محسوب می‌شود. یکی از نوآوری‌های کلیدی این تحقیق، استفاده از مدل LPPLS-CI^۴ برای شناسایی حباب‌های بازار سهام است. این مدل به دلیل ترکیب ویژگی‌های مدل (LPPLS) با رویکرد (CI)، دقت و پایداری بیشتری در شناسایی حباب‌ها ارائه می‌دهد. افزون بر این، تلفیق این مدل با تحلیل سیاست‌های پولی از طریق مدل خودرگرسیون برداری (PVAR)، که به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی نظیر نرخ بهره، عرضه پول و نرخ تورم بر حباب‌های شناسایی شده می‌پردازد، به درک عمیق‌تری از تعاملات بین سیاست‌های پولی و حباب‌های اقتصادی کمک کرده است. این نوآوری‌ها به تحلیل جامع‌تری از تأثیرات متقابل سیاست‌های پولی و بازارهای مالی در کشورهای مختلف منجر شده و می‌تواند به بهبود تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و مالی در سطح جهانی و منطقه‌ای کمک کند.

1. Namini (2018).

2. Chen et al. (2022).

3. Caraianni et al. (2023).

4. Log-Periodic Power Law Singularity-Confidence Interval

۴. روش شناسی پژوهش

در ابتدا از مدل قانون توانی با نوسانات دوره‌ای لگاریتمی (LPPLS)^۱ که برای اولین بار توسط جوهانسون و همکاران^۲ (۱۹۹۹) و سورنت^۳ (۲۰۰۳) معرفی شد، برای شناسایی حباب‌های مثبت و منفی استفاده می‌شود و سپس شاخص‌های اعتماد قانون توانی با نوسانات دوره‌ای لگاریتمی (LPPLS-CI)^۴ را بیان کرده و از آن، برای مشخص کردن حباب‌ها در مقیاس‌های زمانی مختلف استفاده می‌شود. مدل LPPLS که تشخیص حباب‌های مثبت و منفی را ممکن می‌سازد، این امکان را می‌دهد که الگوهای قابل پیش‌بینی رونق و سقوط بازار، به‌طور جداگانه بررسی شود. به همین منظور، به معرفی مدل LPPLS پرداخته، و سپس مدل‌های مورد استفاده برای بررسی تأثیر سیاست پولی بر حباب قیمت سهام معرفی می‌شود.

۴-۱. مدل قانون توانی با نوسانات دوره‌ای لگاریتمی (LPPLS)

مدل LPPLS، یک مدل ریاضی برای تحلیل و پیش‌بینی حباب‌های مالی است. این مدل، نشان می‌دهد که قیمت دارایی‌ها با سرعت افزایش یافته و از ارزش واقعی فراتر می‌رود تا به نقطه بحرانی برسد و سقوط کند. مدل شامل نوسانات دوره‌ای است که با نزدیک شدن به این نقطه، افزایش می‌یابد. پارامترهایی مانند زمان بحرانی و دامنه نوسانات برای توصیف حباب استفاده می‌شوند و از روش‌های مختلف برای برازش مدل به داده‌های تاریخی بهره‌گیری می‌شود. این مدل در حباب‌های مالی مختلف مانند حباب دات‌کام، بازار سهام چین و بیت‌کوین کاربرد داشته است. برای معرفی مدل LPPLS از طرح کالیبراسیون پایدار و قوی که توسط فیلیمونوف و سورنت^۵ (۲۰۱۳) معرفی شد، استفاده می‌شود:

$$\ln E[p(t)] = A + B(t_c - t)^m + C(t_c - t)^m \cos(\omega \ln(t_c - t)^m) - \varphi$$

پارامتر t_c ، نشان‌دهنده زمان بحرانی (تاریخ خاتمه حباب) است؛

A ، نشان‌دهنده قیمت ثبت شده مورد انتظاری سری زمانی مشاهده شده در زمان t_c است؛

B ، نشان‌دهنده دامنه شتاب قانون توان است؛

C ، نشان‌دهنده قدر نسبی نوسانات دوره‌ای لگ است؛

m ، نشان‌دهنده توان رشد قانون قدرت است؛

نوسانات لگاریتم دوره‌ای با φ و ω نمایش داده می‌شود و نشان‌دهنده پارامتر تغییر فاز است.

با پیروی از کار فیلیمونوف و سورنت^۶ (۲۰۱۳)، معادله (۱) به‌گونه‌ای فرموله می‌شود که پیچیدگی فرایند کالیبراسیون را با حذف پارامتر غیر خطی φ و گسترش پارامتر خطی C به

$C_1 = C \cos \varphi$ و $C_2 = \cos \varphi$ کاهش دهد و در نتیجه، فرمول جدید به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\ln E[p(t)] = A + B(f) + C_1(g) + C_2(h)$$

1. Log-Periodic Power Law Singularity

2. Johansson et al. (1999).

3. Sorrento (2003).

4. Log-Periodic Power Law Singularity-Confidence indicator

5. Filimonov and Sorrento (2013).

6. Filimonov and Sorrento (2013).

جایی که:

$$\begin{aligned} f &= (t_c - t)^m \\ g &= (t_c - t)^m \cos[\omega \ln(t_c - t)] \\ h &= (t_c - t)^m \sin[\omega \ln(t_c - t)] \end{aligned}$$

برای تخمین ۳ پارامتر غیرخطی: $\{m, \omega, t_c\}$ و ۴ پارامتر خطی: $\{A, B, C_1, C_2\}$ ، معادله به صورت زیر بازنویسی می شود:

$$F(t_c, m, \omega, A, B, C_1, C_2) = \sum_{i=1}^n [\ln p(\tau_i) - A - B(f_i) - C_1(g_i) - C_2(h_i)]^2$$

از آنجایی که تخمین سه پارامتر غیرخطی به چهار پارامتر خطی بستگی دارد، تابع هزینه زیر را

داریم:

$$F_1(t_c, m, \omega) = \min_{A, B, C_1, C_2} F(t_c, m, \omega, A, B, C_1, C_2) =$$

$$F(t_c, m, \omega, \hat{A}, \hat{B}, \hat{C}_1, \hat{C}_2)$$

چهار پارامتر خطی با حل مسئله بهینه سازی زیر تخمین زده می شوند:

$$\{\hat{A}, \hat{B}, \hat{C}_1, \hat{C}_2\} = \arg \min_{A, B, C_1, C_2} F(t_c, m, \omega, A, B, C_1, C_2)$$

که با حل معادله ماتریسی زیر، به صورت تحلیلی قابل انجام است:

$$\begin{pmatrix} N & \sum f_i & \sum g_i & \sum h_i \\ \sum f_i & \sum f_i^2 & \sum f_i g_i & \sum f_i h_i \\ \sum g_i & \sum f_i g_i & \sum g_i^2 & \sum g_i h_i \\ \sum h_i & \sum f_i h_i & \sum g_i h_i & \sum h_i^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{A} \\ \hat{B} \\ \hat{C}_1 \\ \hat{C}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum \ln p_i \\ \sum f_i \ln p_i \\ \sum g_i \ln p_i \\ \sum h_i \ln p_i \end{pmatrix}$$

در مرحله بعد، سه پارامتر غیرخطی را می توان با حل مسئله بهینه سازی غیرخطی زیر تعیین

کرد:

$$\{\hat{t}_c, \hat{m}, \hat{\omega}\} = \arg \min_{t_c, m, \omega} F_1(t_c, m, \omega)$$

برای یافتن بهترین تخمین از سه پارامتر غیرخطی (t_c, m, ω) از الگوریتم جستجوی برنامه نویسی

حداقل مربعات متوالی (SLSQP) که توسط کرافت^۲ (۱۹۸۸) معرفی شد، استفاده می شود.

۲-۴. حباب های مثبت و منفی و شاخص های اطمینان LPPLS

همان طور که قبلاً ذکر شد، روش ارائه شده در این مقاله، نه تنها به فرد اجازه می دهد تا تجزیه و تحلیل حباب ها را در مقیاس های زمانی مختلف جدا کند، بلکه به فرد اجازه می دهد تا به طور جداگانه بر حباب های مثبت یا منفی تمرکز کند. شاخص اطمینان LPPLS، توسط سورنت و همکاران^۳ (۲۰۱۵)،

1. Sequential Least Squares Programming

2. Kraft (1988).

3. Sorrento et al. (2015).

برای اندازه‌گیری حساسیت الگوهای حباب در سری زمانی نسبت لگاریتم قیمت سهام هر کشور استفاده می‌شود. هرچه شاخص اطمینان LPPLS (CI) بزرگ‌تر باشد، الگوی حباب LPPLS قابل اعتمادتر است و بالعکس.

واژه حباب در بازارهای مالی، برای توصیف اختلاف قیمت یک کالا یا دارایی با ارزش ذاتی آن استفاده می‌شود. حباب مثبت، زمانی رخ می‌دهد که قیمت یک کالا یا دارایی بیش از ارزش ذاتی آن باشد؛ که ممکن است به دلیل تقاضای بالا، انتظارات مثبت، افزایش نقدینگی و یا احتکار کالا اتفاق بیافتد. حباب منفی، زمانی رخ می‌دهد که قیمت یک کالا یا دارایی کمتر از ارزش ذاتی آن باشد؛ که ممکن است به دلیل تقاضای کم، انتظارات منفی، کمبود نقدینگی یا عرضه زیاد کالا اتفاق بیافتد.

در مورد حباب‌های مثبت، قیمت دارایی به‌طور فوق‌العاده‌ای به سمت t_c رشد می‌کند و با تغییر رژیم به پایان می‌رسد؛ در حالی که حباب‌های منفی، دقیقاً قرینه حباب‌های مثبت هستند. حباب‌های منفی، یک افت قیمت شتابان را نشان می‌دهند که با تغییر رژیم به پایان می‌رسد. به‌طور کلی، یک سقوط بالقوه "منفی" را نشان می‌دهند. این ویژگی توسط مدل LPPLS از طریق پارامتر تخمینی $\hat{B}$ نشان داده می‌شود؛ به این صورت که $0 > \hat{B}$ نشان‌دهنده حباب مثبت و $\hat{B} > 0$ نشان‌دهنده حباب منفی می‌باشد.

با پیروی از کار کارایانی و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، در این پژوهش نیز برای شناسایی حباب از سه مقیاس زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت استفاده می‌شود که سه مقیاس زمانی مورد نظر به صورت زیر بیان می‌شود:

- حباب کوتاه‌مدت: نشانگر حباب کوتاه‌مدت در زمان t_2 ، عدد $\exists [1, 0]$ است. برای شناسایی حباب در این مقیاس، مدل براساس شرایط زیر کالیبره می‌شود: $[30:90]$ روز معاملاتی

$$d_t = t_2 - t_1 \in [30:90]$$

- حباب میان‌مدت: نشانگر حباب میان‌مدت در زمان t_2 ، عدد $\exists [1, 0]$ است. برای شناسایی حباب در این مقیاس، مدل براساس شرایط زیر کالیبره می‌شود: $[90:300]$ روز معاملاتی

$$d_t = t_2 - t_1 \in [90:300]$$

- حباب بلندمدت: نشانگر حباب بلندمدت در زمان t_2 ، عدد $\exists [1, 0]$ است. برای شناسایی حباب در این مقیاس، مدل براساس شرایط زیر کالیبره می‌شود: $[300:745]$ روز معاملاتی

$$d_t = t_2 - t_1 \in [300:745]$$

شرایط فیلتر: پس از کالیبره کردن مدل، شرایط فیلتر زیر اعمال می‌شود تا مشخص شود کدام فیت‌ها واجد شرایط هستند.

$$m \in [0.01, 0.99]$$

$$\omega \in [2, 15]$$

$$t_c \in [\max(t_2 - 60, t_2 - 0.5(t_2 - t_1)), \min(225, t_2 + 0.5(t_2 - t_1))]$$

$$O > 2.5$$

$$D > 0.5$$

جایی که:

$$O = \frac{\omega}{2\pi} \ln\left(\frac{t_c - t_1}{t_c - t_2}\right)$$

$$D = \frac{m|B|}{\omega|C|}$$

در این صورت، مدل LPPLS-CI برای شناسایی حباب در سه مقیاس زمانی آماده است.

۳-۴. مدل P-VAR

مدل PVAR به عنوان ابزاری برای تحلیل داده‌های پانل که شامل مقاطع و زمان است، به‌ویژه برای بررسی روابط بین چندین متغیر در طول زمان و بین واحدهای مختلف استفاده می‌شود. این مدل به محققان این امکان را می‌دهد که تأثیرات متقابل و دینامیک‌های بین متغیرهای اقتصادی را در یک چهارچوب واحد تجزیه و تحلیل کنند.

در این تحقیق، از مدل PVAR برای بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر حباب‌های قیمتی در بورس کشورهای منتخب گروه D8 استفاده شد. این مدل به ما اجازه می‌دهد تا روابط بین تغییرات نرخ بهره و شاخص‌های حباب را در طول زمان و بین کشورهای مختلف مورد بررسی قرار دهیم. استفاده از PVAR به دلیل توانایی آن در کنترل اثرات متقابل بین متغیرها و تحلیل دینامیک‌های زمانی، مناسب است.

در مدل PVAR، متغیرهای وابسته به‌طور همزمان به تأثیرات متغیرهای مستقل و تأخیرهای خود وابسته هستند، که به تحلیل دقیق‌تر روابط و اثرات بین آن‌ها کمک می‌کند. این مدل به ما کمک کرد تا تأثیر شوک‌های سیاست پولی بر حباب‌های قیمتی را بهتر درک کنیم و نتایج دقیق‌تری از روابط دینامیکی در بازارهای مالی به دست آوریم.

فرمول کلی یک مدل VAR از مرتبه p که با $\text{VAR}(p)$ نشان داده می‌شود به صورت زیر است:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t$$

y_t : بردار k متغیر درونزا در زمان t است؛

c : بردار k ثابت است (عرض از مبدأ)؛

$A_i (i = 1, \dots, p)$: ماتریس‌های ضریب $k \times k$ است؛

e_t : بردار k عبارت خطا است؛

$E(e_t) = 0$: هر عبارت خطا، دارای میانگین صفر است؛

$E(e_t e_t') = \Sigma$: عبارات خطا، دارای ماتریس کوواریانس ثابت Σ هستند؛

$E(e_t e_s') = 0$ برای $t \neq s$: خطاها در طول زمان، همبستگی ندارند.

در اینجا عناصر کلیدی رویکرد P-VAR که مورد استفاده قرار می‌گیرد، ارائه می‌شود. به همین منظور، از رویکرد کانوا و سیکارلی^۱ (۲۰۱۳) استفاده می‌شود. یک P-VAR از N واحد تشکیل شده است؛ یعنی ۵ کشور مورد بررسی در پژوهش. برای هر واحد، n متغیر درونزا وجود دارد. یک تعداد تأخیر وجود دارد که با p نمایش داده می‌شود (که با توجه به شواهد فراوان مبنی بر اینکه سیاست پولی، یک سال طول می‌کشد تا بر اقتصاد تأثیر بگذارد، تعداد تأخیر ۱۲ تعیین می‌شود. والش^۲ (۲۰۱۷). همچنین پانل مورد استفاده در این پژوهش، متعادل می‌باشد.

در مدل پانل VAR استفاده شده در این مطالعه، متغیرهای اصلی به شرح زیر مشخص شده‌اند: شاخص قیمت سهام (Stock Price Index): این متغیر، نماینده قیمت‌های جاری سهام در کشورهای منتخب است و برای تحلیل رفتار حباب‌های بازار سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد. نرخ بهره (Interest Rate): نرخ بهره واقعی به عنوان نماینده سیاست‌های پولی و تأثیر آن بر بازار سهام و حباب‌های اقتصادی به کار می‌رود.

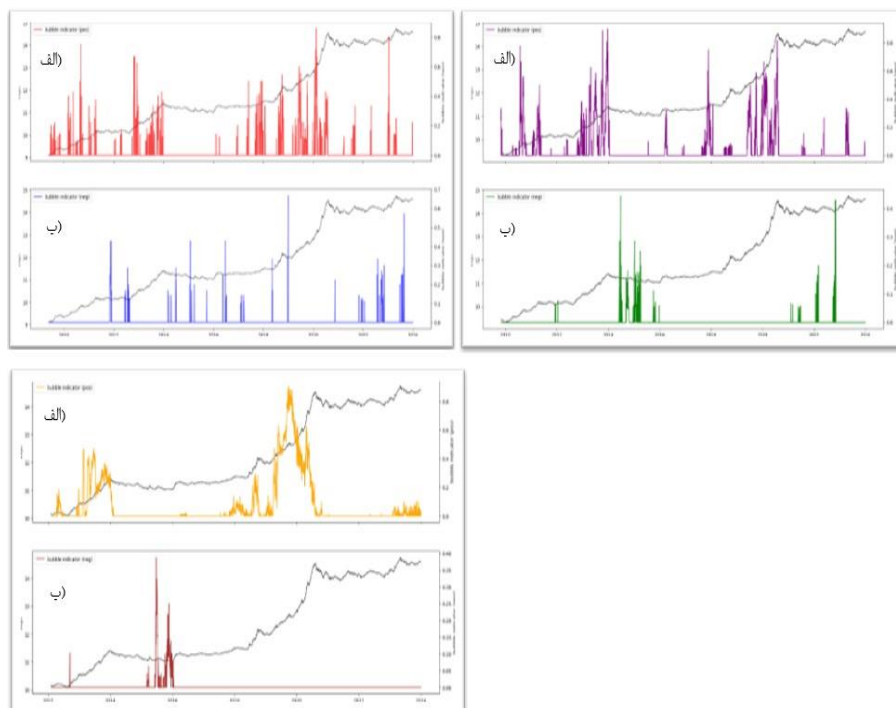
عرضه پول (Money Supply): این متغیر، نشان‌دهنده میزان پول در گردش در اقتصاد است و بررسی تأثیر آن بر حباب‌های سهام و سایر متغیرهای اقتصادی را ممکن می‌سازد. نرخ تورم (Inflation Rate): نرخ تورم به عنوان متغیری برای اندازه‌گیری تغییرات قیمت کالاها و خدمات و بررسی تأثیر آن بر رفتار حباب‌های بازار سهام، در نظر گرفته شده است. استفاده از این متغیرها در مدل PVAR به ما این امکان را می‌دهد که تعاملات بین سیاست‌های پولی و رفتار حباب‌های بازار سهام را به‌طور جامع تحلیل کنیم و تأثیرات متقابل این عوامل را بررسی نماییم.

۵. یافته‌های پژوهش

در این بخش، ابتدا حباب‌های شناسایی شده در بازارهای سهام کشورهای مورد نظر، و سپس نتایج حاصل از سیاست پولی بر حباب نشان داده می‌شود.

1. Canova and Ciccarelli (2013).

2. Walsh (2017).



شکل ۱: شناسایی حباب‌های مثبت و منفی در سه مقیاس کوتاه، میان و بلندمدت در ایران

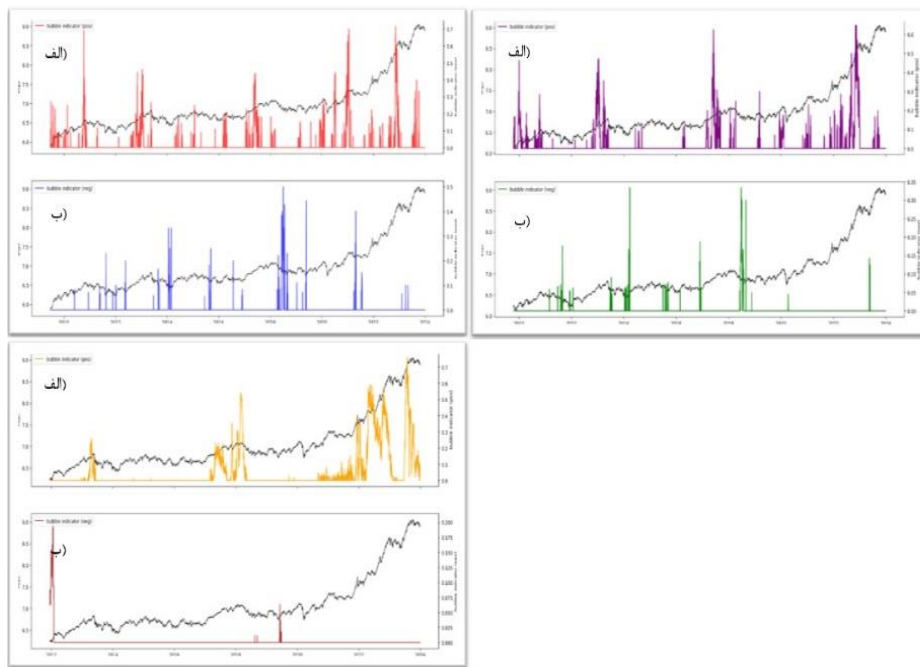
Figure 1: Identifying positive and negative bubbles in three scales: short, medium, and long term in Iran

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحلیل حباب‌های مثبت و منفی در بازار سهام ایران

شکل الف) این شکل، حباب‌های مثبت در بازار سهام ایران را نمایش می‌دهد. شاخص، نشان‌دهنده وجود حباب‌ها در دوره‌های مختلف زمانی است که به‌طور مداوم در بازار سهام مشاهده شده‌اند. نقاط اوج حباب‌ها شامل اکتبر و دسامبر ۲۰۱۲، دسامبر ۲۰۱۳ و سال‌های ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰ است. این دوره‌ها براساس تحلیل‌های تاریخی تأیید شده و نوسانات و تغییرات قابل‌توجهی را در بازار سهام ایران نشان می‌دهند.

شکل ب) این شکل، حباب‌های منفی در بازار سهام ایران را نمایش می‌دهد. شاخص به‌طور مداوم حباب‌های منفی را که پس از انفجار حباب‌های مثبت ایجاد شده‌اند، نشان می‌دهد. در این دوره‌ها، قیمت‌ها به‌سرعت کاهش یافته و روند بازار به‌طور قابل‌توجهی تغییر کرده است، که نشان‌دهنده تأثیرات منفی و نوسانات شدید در بازار سهام ایران است.



شکل ۲: شناسایی حباب‌های مثبت و منفی در سه مقیاس کوتاه، میان و بلندمدت در ترکیه

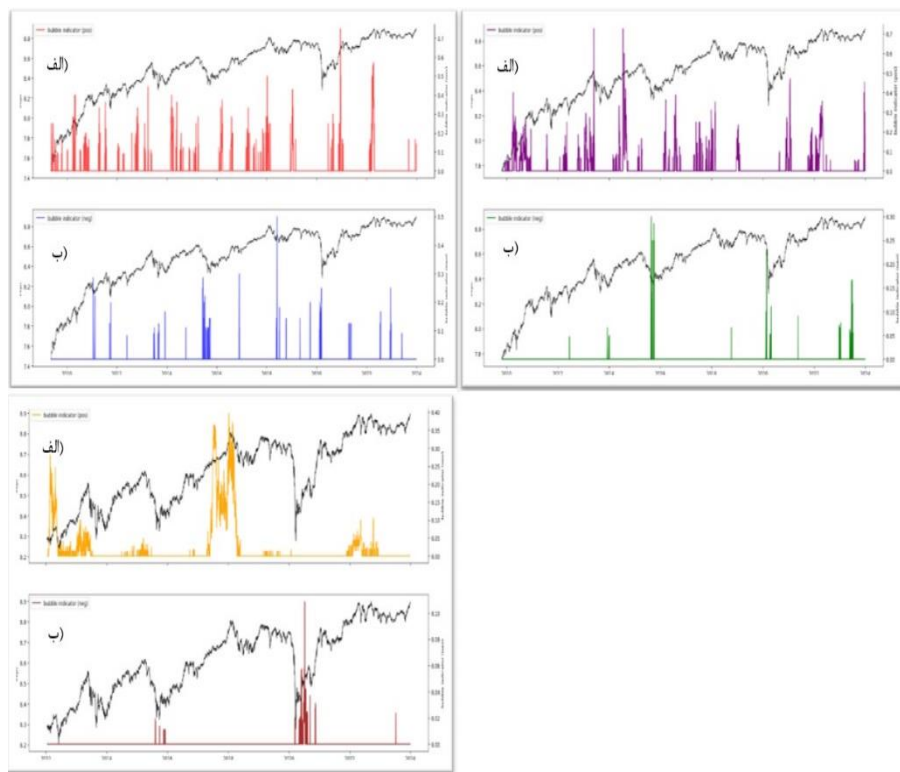
Figure 2: Identifying positive and negative bubbles in three scales: short, medium and long term in Türkiye

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحلیل حباب‌های مثبت و منفی در بازار سهام ترکیه

شکل الف) این شکل، حباب‌های مثبت در شاخص قیمت سهام ترکیه را نشان می‌دهد. شاخص حساس به نوسانات بازار، حباب‌های بزرگ و کوچک را در دوره‌های اکتبر ۲۰۱۰، ژانویه ۲۰۱۳، ژوئن ۲۰۱۷، ژانویه ۲۰۲۱ و نوامبر ۲۰۲۲ شناسایی کرده است. این حباب‌ها نشان‌دهنده افزایش چشمگیر قیمت‌ها و انحراف قابل‌توجه از روند عادی بازار هستند.

شکل ب) این شکل، حباب‌های منفی در شاخص قیمت سهام ترکیه را نشان می‌دهد. حباب‌های منفی، معمولاً پس از حباب‌های مثبت و افزایش قیمت‌ها ایجاد شده و به روند نزولی بازار منجر می‌شوند. بزرگ‌ترین حباب منفی در سال ۲۰۱۸ مشاهده شده که از مارس همان سال، بازار به‌طور قابل‌توجهی سقوط کرد. شاخص‌های میان‌مدت و بلندمدت نیز این نتایج را تأیید می‌کنند.



شکل ۳: شناسایی حباب‌های مثبت و منفی در سه مقیاس کوتاه، میان و بلندمدت در اندونزی

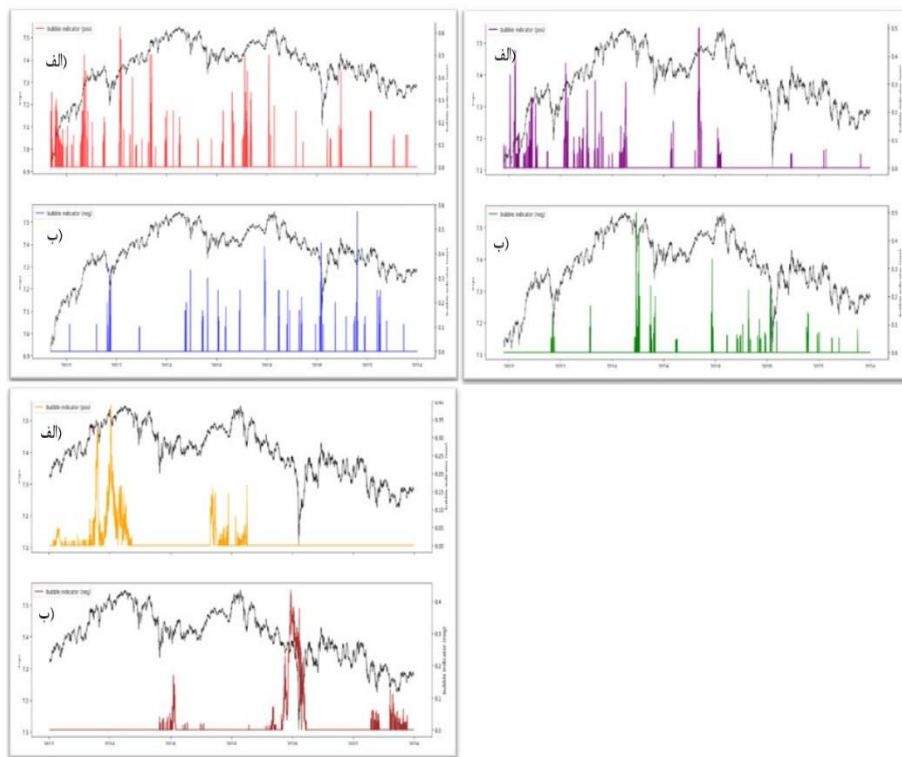
Figure 3: Identifying positive and negative bubbles in three scales: short, medium and long term in Indonesia

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحلیل حباب‌های مثبت و منفی در بازار سهام اندونزی

شکل (الف) این شکل، حباب‌های مثبت در بازار سهام اندونزی را نمایش می‌دهد. اندیکاتور، دو دوره زمانی شامل سال ۲۰۱۲ و بازه ژانویه ۲۰۱۷ تا آوریل ۲۰۱۸ را شناسایی کرده، که در آن‌ها افزایش قابل‌توجهی در قیمت‌ها و تشکیل حباب‌های مثبت مشاهده شده است. این دوره‌ها، نشان‌دهنده انحراف شدید قیمت‌ها از روند عادی بازار هستند.

شکل (ب) این شکل، حباب‌های منفی در بازار سهام اندونزی را نمایش می‌دهد. شاخص بلندمدت، حباب‌های منفی را به‌ویژه در دوره مارس تا دسامبر ۲۰۲۰ تأیید می‌کند. این حباب‌ها، بیانگر روند نزولی بازار و کاهش شدید قیمت‌ها پس از دوره‌های حباب مثبت هستند.

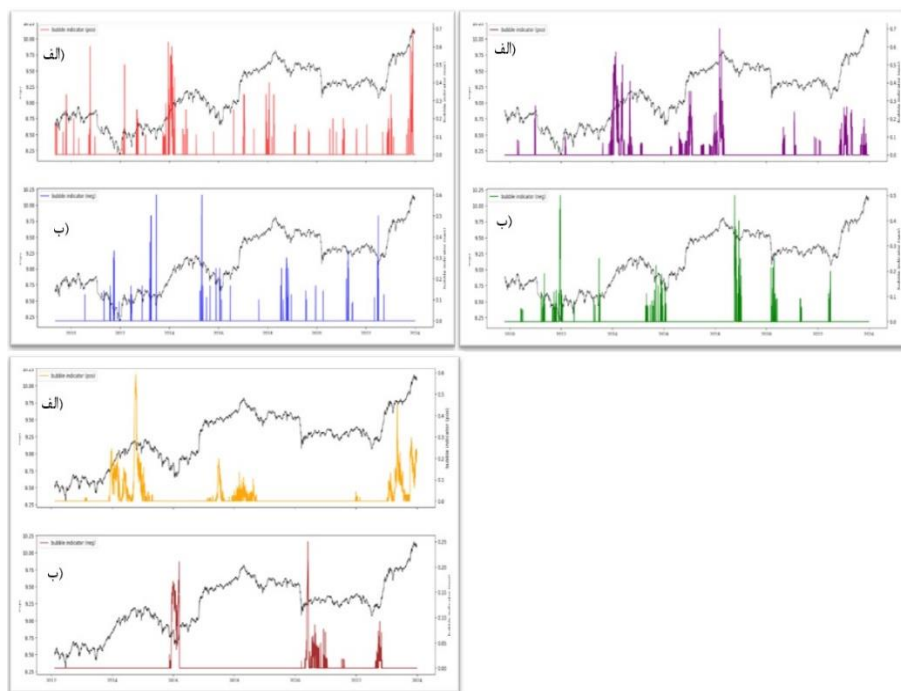


شکل ۴: شناسایی حباب‌های مثبت و منفی در سه مقیاس کوتاه، میان و بلندمدت در مالزی
Figure 4: Identifying positive and negative bubbles in three scales: short, medium and long term in Malaysia
 مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحلیل حباب‌های مثبت و منفی در بازار سهام مالزی

شکل الف) این شکل، حباب‌های مثبت در بازار سهام مالزی را به‌طور دقیق نمایش می‌دهد. شاخص مربوطه به‌طور مداوم، وجود حباب‌ها را شناسایی کرده است. بزرگ‌ترین حباب‌های مثبت در ماه‌های سپتامبر ۲۰۱۰، فوریه ۲۰۱۲، مه ۲۰۱۳، مارس ۲۰۱۷ و مه ۲۰۱۷ رخ داده‌اند، که نشان‌دهنده افزایش شدید و غیرمعمول قیمت‌ها و انحراف از روند طبیعی بازار است.

شکل ب) این شکل، حباب‌های منفی در بازار سهام مالزی را نمایش می‌دهد. شاخص‌ها، حباب‌های منفی را در دوره‌های دسامبر ۲۰۱۷، ژوئن ۲۰۱۸، مارس ۲۰۲۰ و آگوست ۲۰۲۱ نشان می‌دهند که در این بازه‌ها، کاهش شدید قیمت‌ها و افت قابل‌توجه ارزش دارایی‌ها رخ داده است. این حباب‌های منفی، که پس از دوره‌های حباب مثبت بزرگ شکل گرفته‌اند، بیانگر تغییرات عمده در شرایط بازار و اثرات منفی اقتصادی هستند.



شکل ۵: شناسایی حباب‌های مثبت و منفی در سه مقیاس کوتاه، میان و بلندمدت در مصر

Figure 5: Identifying positive and negative bubbles in three scales: short, medium and long term in Egypt

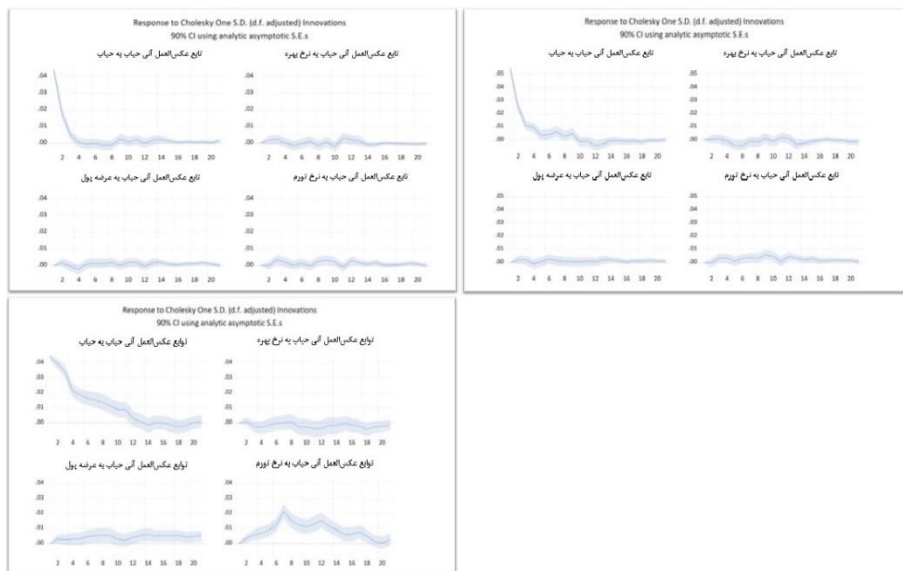
مأخذ: یافته‌های پژوهش

تحلیل حباب‌های مثبت و منفی در بازار سهام مصر

شکل الف) این شکل، به تحلیل حباب‌های مثبت در بازار سهام مصر اختصاص دارد. نتایج نشان می‌دهد که بازار در دو دوره، یکی در سال ۲۰۱۶ و دیگری در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱، با حباب‌های مثبت مواجه بوده است. شاخص‌ها به‌طور مکرر حباب‌ها را در این دوره‌ها اعلام کرده‌اند، که حاکی از نوسانات شدید و رشد غیرمعمول قیمت‌ها است. نتایج تحلیل‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت نیز با نتایج کلی هم‌راستا بوده و تفاوت قابل توجهی ندارد.

شکل ب) این شکل، حباب‌های منفی در بازار سهام مصر را نشان می‌دهد. نتایج، حاکی از وجود حباب‌های منفی در دو دوره، یکی در سال ۲۰۱۶ و دیگری در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ است. پس از هر دوره، بازار یک روند صعودی را تجربه کرده، به این معنی که کاهش شدید قیمت‌ها به‌طور موقت با بهبود و افزایش مجدد قیمت‌ها همراه بوده است.

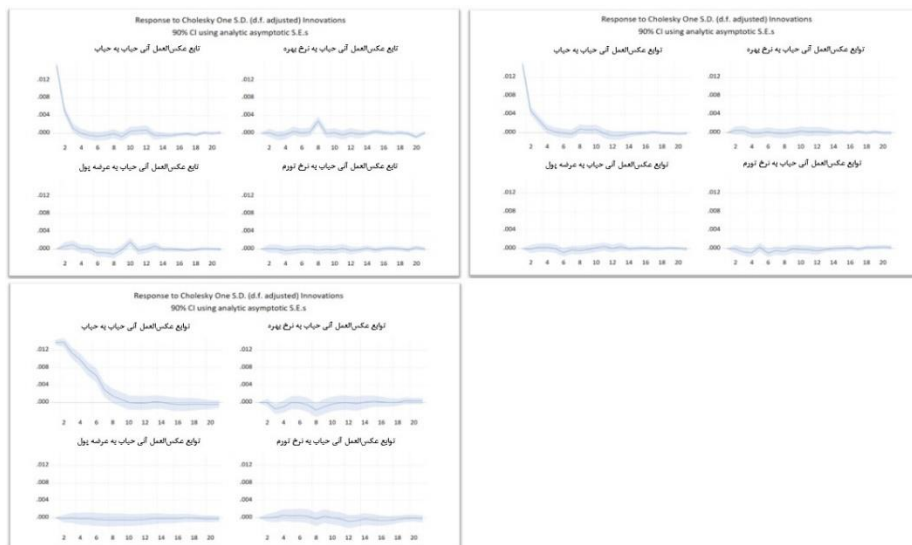
پس از شناسایی حباب‌های سهام در هر کشور، تأثیر سیاست‌های پولی بر این حباب‌ها بررسی می‌شود. شاخص‌های سیاست پولی شامل نرخ تورم، نرخ رشد نقدینگی، و نرخ بهره است.



شکل ۶: نتایج PVAR برای حباب‌های مثبت

Figure 6: PVAR results for positive bubbles

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۷: نتایج PVAR برای حباب‌های منفی

Figure 7: PVAR results for negative bubbles

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱-۵. مقایسه و تحلیل رفتار حباب‌های اقتصادی در کشورهای منتخب

در این تحقیق، رفتار حباب‌های قیمتی در بازارهای سهام کشورهای منتخب گروه D8 شامل ایران، ترکیه، اندونزی، مالزی و مصر شناسایی و تحلیل شده است. در این بخش، به مقایسه و تحلیل ویژگی‌های حباب‌های شناسایی شده در این کشورها پرداخته می‌شود.

• ویژگی‌های حباب‌های قیمتی در کشورهای مختلف

ایران: حباب‌های قیمتی در بازار سهام ایران معمولاً با نوسانات شدید و پیش‌بینی‌ناپذیر همراه هستند. این حباب‌ها غالباً تحت تأثیر سیاست‌های پولی و تغییرات نرخ ارز قرار می‌گیرند. نوسانات اقتصادی و تحریم‌های بین‌المللی نیز به شدت بر شدت و طول مدت این حباب‌ها تأثیر می‌گذارد.

ترکیه: در ترکیه، حباب‌های قیمتی به‌طور مکرر در واکنش به تغییرات سیاسی و اقتصادی داخلی و خارجی شکل می‌گیرند. این حباب‌ها غالباً با تغییرات سریع در نرخ بهره و تورم مرتبط هستند و تأثیرات عمده‌ای بر سرمایه‌گذاری‌ها و بازارها دارند.

اندونزی: حباب‌های قیمتی در اندونزی، عموماً تحت تأثیر تغییرات در سیاست‌های پولی و نوسانات جهانی قیمت کالاها قرار دارند. بازار سهام این کشور به‌ویژه به نوسانات جهانی حساس است و این موضوع، باعث ایجاد حباب‌های قیمتی در برخی از دوره‌های خاص شده است.

مالزی: در مالزی، حباب‌های قیمتی به‌طور معمول با تغییرات در سیاست‌های اقتصادی و همچنین نوسانات در بازارهای جهانی انرژی و کالاها ارتباط دارند. این حباب‌ها معمولاً دوره‌های رونق و رکود مشخصی را تجربه می‌کنند که به‌ویژه تحت تأثیر سیاست‌های پولی و مالی قرار دارند.

مصر: حباب‌های قیمتی در مصر، اغلب با بحران‌های سیاسی و اقتصادی داخلی و خارجی مرتبط هستند. این حباب‌ها تحت تأثیر تغییرات در نرخ بهره، نرخ ارز و سیاست‌های اقتصادی قرار دارند و می‌توانند به‌طور سریع و شدید تغییر کنند.

• تحلیل مقایسه‌ای رفتار حباب‌ها

مدت زمان و شدت حباب‌ها: در برخی از کشورهای منتخب مانند ایران و ترکیه، حباب‌ها به‌طور مکرر و با شدت بالا شکل می‌گیرند و به‌سرعت نیز منفجر می‌شوند. در مقابل، حباب‌های قیمتی در مالزی و اندونزی به‌طور معمول کمتر شدید و با دوره‌های زمانی طولانی‌تر همراه هستند.

عوامل مؤثر بر حباب‌ها: عواملی مانند نوسانات سیاسی، تغییرات در نرخ بهره و تغییرات جهانی قیمت کالاها، نقش مهمی در شکل‌گیری و توسعه حباب‌های قیمتی در این کشورها دارند. به‌ویژه در ایران و مصر، عوامل سیاسی و اقتصادی داخلی، تأثیرات عمده‌ای بر رفتار حباب‌ها دارند.

پاسخ به سیاست‌های پولی: واکنش حباب‌های قیمتی به سیاست‌های پولی نیز در کشورهای مختلف، متفاوت است. در ترکیه و مصر، تغییرات در نرخ بهره و سیاست‌های پولی به‌طور مستقیم و سریع بر حباب‌ها تأثیر می‌گذارد، در حالی که در مالزی و اندونزی، این تأثیرات ممکن است با تأخیر و به‌طور غیرمستقیم ظاهر شوند.

پیامدهای اقتصادی: حباب‌های قیمتی در کشورهای منتخب، تأثیرات متفاوتی بر اقتصاد کلان دارند. در کشورهای با حباب‌های شدید مانند ایران و ترکیه، این حباب‌ها می‌توانند به‌طور قابل توجهی بر ثبات اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌ها تأثیر بگذارند، در حالی که در کشورهای با حباب‌های کمتر شدید، تأثیرات ممکن است محدودتر باشد.

در نتیجه، تحلیل و مقایسه رفتار حباب‌های قیمتی در کشورهای منتخب گروه D8، نشان می‌دهد که هر کشور، ویژگی‌های خاص خود را در شکل‌گیری و تعامل با حباب‌های اقتصادی دارد. این مقایسه به درک بهتر از تأثیرات سیاست‌های پولی و سایر عوامل بر بازارهای سهام و اقتصادهای ملی کمک می‌کند و می‌تواند راهنمایی‌های مفیدی برای تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و مالی فراهم کند.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

سیاست پولی، تأثیر قابل توجهی بر حباب‌های دارایی دارد و نقش کلیدی در شکل‌گیری و کنترل این حباب‌ها ایفا می‌کند. نگه‌داشتن طولانی‌مدت نرخ بهره پایین، می‌تواند به افزایش قیمت دارایی‌ها و ایجاد حباب منجر شود، در حالی که تغییرات در سیاست پولی می‌تواند این حباب‌ها را تشدید کند و یا کاهش دهد.

در این مقاله، حباب‌های بازار سهام ایران، ترکیه، اندونزی، مالزی و مصر در بازه ۲۰۰۹ تا ۲۰۲۳ با استفاده از مدل‌های PVAR و LPPLS-CI بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که بازار سهام در این کشورها در دوره‌هایی مانند اکتبر ۲۰۱۰، فوریه ۲۰۱۲، مه ۲۰۱۳، مارس ۲۰۱۷ و مه ۲۰۱۷ با حباب‌های مثبت مواجه بوده است. همچنین، حباب‌های منفی در سال‌های ۲۰۱۶، ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ شناسایی شده‌اند که معمولاً پس از انفجار حباب‌های مثبت رخ داده و به افت سریع قیمت‌ها منجر شده‌اند.

تأثیرات سیاست‌های پولی

نرخ بهره: شوک‌های مثبت به نرخ بهره، در ابتدا منجر به کاهش حباب‌ها شده، اما این تأثیر در دوره‌های بعد، به‌طور تدریجی کاهش یافته و حباب‌ها به سمت صفر میل کردند.

عرضه پول: شوک‌های مثبت به عرضه پول در حباب‌های مثبت، منجر به بزرگ‌تر شدن حباب‌ها، و در نهایت، باعث از بین رفتن حباب‌ها شده است.

نرخ تورم: شوک‌های مثبت به نرخ تورم، منجر به افزایش حباب‌ها شده و این تأثیرات پس از گذشت چندین دوره، به تدریج کاهش یافته و حباب‌ها از بین رفته‌اند.

تحلیل مبانی نظری و تجربی: نتایج این تحقیق با مبانی نظری موجود در زمینه حباب‌های اقتصادی و تأثیر سیاست‌های پولی بر آنها هم‌راستا است. همچنین، مقایسه با مطالعات تجربی مشابه در دیگر کشورها نشان می‌دهد که نتایج تحقیق، تأثیرات متقابل شوک‌های پولی بر حباب‌های اقتصادی را تأیید کرده و برخی تفاوت‌های جالب در الگوهای حباب‌ها و تأثیرات آنها بر بازارهای مختلف را ارائه داده است.

مدیریت حباب‌های اقتصادی: سیاستگذاران اقتصادی باید با دقت بیشتری به مدیریت شوک‌های پولی پرداخته و از ابزارهای مناسب برای کنترل حباب‌های اقتصادی استفاده کنند، از جمله از: تنظیم نرخ بهره، کنترل عرضه پول و نظارت بر نرخ تورم.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که به‌رغم افزایش دوره‌ای نرخ بهره اسمی، تأثیر قابل‌توجهی بر حباب‌های دارایی مشاهده نشده، و بازار سرمایه در کشورهای مورد بررسی، به‌طور مداوم با حباب‌های بزرگ و کوچک مواجه بوده است. این وضعیت به دلیل سطح بالای نرخ تورم در این کشورها می‌باشد. برای محافظت از ارزش پول خود در برابر تورم، سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در بازارهای دارایی مانند سهام، مسکن و طلا روی می‌آورند. حجم قابل‌توجه نقدینگی که به این بازارها تزریق می‌شود، منجر به افزایش سریع قیمت‌ها و در نتیجه، ایجاد حباب‌های بزرگ می‌شود. این حباب‌ها در نهایت، می‌ترکند و می‌توانند منجر به بحران‌های مالی گسترده شوند. این یافته‌ها تأکید می‌کند که نرخ بهره، به‌تنهایی، نمی‌تواند به‌طور مؤثر از تشکیل و ترکیدن حباب‌های دارایی جلوگیری کند و نیاز به سیاست‌های پولی و مالی جامع‌تری برای مدیریت نقدینگی و کنترل تورم احساس می‌شود.

در نهایت، این مقاله به تحلیل دقیق حباب‌های بازار سهام و تأثیرات سیاست‌های پولی بر آنها پرداخته و نتایج آن، می‌تواند به سیاستگذاران و محققان در درک بهتر دینامیک‌های اقتصادی و بهبود سیاست‌های مالی و پولی کمک کند. یافته‌های تحقیق، پایه‌ای برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی آگاهانه‌تر و بهبود پیش‌بینی‌های اقتصادی فراهم می‌آورد.

سپاسگزاری: بدین‌وسیله از استادان و راهنمایان علمی که با راهنمایی‌های ارزشمند خود در تهیه این پژوهش یاری‌ام کردند، صمیمانه قدردانی می‌کنم. همچنین از خانواده‌ام که با پشتیبانی و دلگرمی همیشگی خود انگیزه ادامه مسیر را در من تقویت کردند، سپاسگزارم.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: در این پژوهش هیچ‌گونه تعارض منافع وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۳۵ درصد)، نویسنده دوم (۳۵ درصد) و نویسنده سوم (۳۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Abbasi, Gholamreza, Mohammadi Mohammadi, Hadi, and Neshat Avar, Mohammad Amin. (2017). Investigating the role of price bubble in creating fluctuations in Tehran stock exchange (Selected companies of petrochemical and automobile industries). *Financial Economics*, 12(43), 133-152. [In Persian]
- Abbasian, Ezzatullah, Nazari, Mohsen, & Farzangan, Elham. (2011). The effect of monetary policy on the emergence of a stock price bubble in the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange*, fifth. year, summer 2013, number 18. [In Persian]
- Abreu, D., & Brunnermeier, M. K. (2003). Bubbles and crashes. *Econometrica*, 71(1) :173-204.
- Anufriev, M., Chernulich, A., & Tuinstra, J. (2022). Asset price volatility and investment horizons: An experimental investigation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 193, 19-48.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57(1) :1-32
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Biabani Khamene, Kazem, Khazaei, Saeed, and Afsharian, Amir Hossein. (2015). Examining the presence of bubbles and explosive behavior in the Iranian stock market. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies)*, 9(29), 111-125. [In Persian]
- Blanchard, O. J., & Watson, M. W. (1982). *Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets*. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Blot, C., Hubert, P., & Labondance, F. (2018). Monetary Policy and Asset Price Bubbles. Documents de Travail de l'OFCE 2018-37, Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE).
- Brunnermeier, M. (1997). *Asset Pricing Under Asymmetric Information Bubbles Crashes Technical Analysis and Herding*. Princeton University, USA.
- Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). Panel vector autoregressive models: A survey. In: *VAR Models in Macroeconomics-New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher a. Sims Advances in Econometrics*, Vol. 32. Emerald Group Publishing Limited, Bingley, UK, 205-246.
- Caraiani, P., Gupta, R., Nel, J., & Nielsen, J. (2023). Monetary policy and bubbles in G7 economies using a panel VAR approach: Implications for sustainable development. *Economic Analysis and Policy*, 78, 133-155.
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (2003). Is there a bubble in the housing market?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2003(2): 299-362.
- Chen, S., Chu, X., & Qu, Q. (2022). Monetary policy and stock market UK and China. *Open Journal of Business and Management*, 10(2): 961-977.
- De Long, J. B., Summers, L. H., Mankiw, N. G., & Romer, C. D. (1988). How does macroeconomic policy affect output?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(2): 433-494.

- Del Negro, M., & Otrok, C. (2007). 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across US states. *Journal of Monetary Economics*, 54(7): 1962-1985.
- Dong, F., Miao, J., & Wang, P. (2020). Asset bubbles and monetary policy. *Review of Economic Dynamics*, 37: S68-S98.
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *The Journal of Business*, 38(1) 34 -105.
- Filardo, A., Hubert, P., & Rungcharoenkitkul, P. (2022). Monetary policy reaction function and the financial cycle. *Journal of Banking and Finance*, 142(1).
- Filimonov, V., & Sornette, D.(2013). A stable and robust calibration scheme of the log-periodic power law model. *Physica A: Stat. Mech. Appl.*, 392(17), 3698-3707.
- Friedman, M. (1953). *Essays in Positive Economics*. The University of Chicago Press.
- Galí, J.(2014). Monetary policy and rational asset price bubbles. *Amer. Econ. Rev.*, 104(3), 721-752.
- Galí, J., & Gambetti, L. (2015). The effects of monetary policy on stock market bubbles: Some evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 233-57.
- Galli, M., Lewis, J. E. M., & Goldup, S. M. (2015). A stimuli-responsive rotaxane-gold catalyst: Regulation of activity and diastereoselectivity. *Angewandte Chemie*, 127(46): 13749-53.
- Garber, P. M. (1990). Famous first bubbles. *Journal of Economic Perspectives*, 4(2) :35-54.
- Gürkaynak, R. S. (2008). Econometric tests of asset price bubbles: Taking stock. *Journal of Economic Surveys*, 22(1): 166-186.
- Ikeda, D. (2013). Monetary policy and inflation dynamics in asset price bubbles, *Bank of Japan Working Paper Series*, No.13-E4.
- Johansen, A., Sornette, D., & Ledoit, O., (1999). Predicting financial crashes using discrete scale invariance. *J. Risk*, 1(4), 5-32.
- Kashani Tabar, Shahrazad, Mir Faiz Fallah Shams, Ebrahim Chirani, Gholamreza Zamardian. (2019). Forecasting the bursting of the stock price bubble in the Tehran Stock Exchange with the conditional volatility approach. *Investment Knowledge Quarterly*, 9(36), 415-433. [In Persian]
- Khodabakhshzadeh, Saeed, Zayandeh Roudi, Mohsen, and Jalai Esfandabadi, Seyyed Abdul Majid. (2019). Investigating price bubbles in health sector in Tehran Stock Exchange market. *Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 14(50), 39-61. [In Persian]
- Kindleberger, C. P. (1996). *World Economic Primacy: 1500-1990*. London, Oxford University Press, 145-146.
- Kraft, D. (1988). A Software Package for Sequential Quadratic Programming. *Technical Report DFVLR-FB 88-28*, Institut für Dynamik der Flugsysteme, Oberpfaffenhofen.

- Lopez, M. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy. *Ensayos Sobre Politica Economica*, 33(2) :14-78.
- Marafita, H.A., Gupta, R., & Cakan, E. (2017). The international REIT's time-varying response to the US monetary policy and macroeconomic surprises. *The North American Journal of Economics and Finance*, 42: 640-653.
- Miao, J., Shen, Z., & Wang, P. (2019). Monetary policy and rational asset price bubbles: Comment. *American Economic Review*, 109(5): 1969-1990.
- Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson Education Press.
- Namini, S.S. (2018). The effect of monetary policy shocks on the real economy. *Research Journal of Economics*, 2(1): 18-27.
- Piraei, Khosrow, and Shaheswar, Mohammad Reza. (1388). The impact of macroeconomic variables on the Iranian stock market. *Sustainable Development and Growth Research (Economic Research)*, 9(1), 21-38. [In Persian]
- Siegel, J. J. (2003). What is an asset price bubble? An operational definition. *European Financial Management*, 9(1): 11-24
- Sohaili, Kyomarth, Fatahi, Shahram, and Rahmaniani, Narges. (2018). Comparison of the impact of monetary and financial policy shocks on the stock price bubble in the Iranian economy within the framework of the stochastic dynamic general equilibrium model. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies)*, 12(43), 121-130. [In Persian]
- Sornette, D., (2003). *Why Stock Markets Crash: Critical Events in Complex Financial Systems*. Princeton University Press, New Jersey.
- Sornette, D., Demos, G., Zhang, Q., Cauwels, P., Filimonov, V., & Zhang, Q. (2015). Real-time prediction and post-mortem analysis of the Shanghai 2015 stock market bubble and crash. *J. Invest. Strat.* 4, 77-95.
- Sun O, Liu Z. (2016). Comparison of monetary policy actions and central bank communication on tackling asset price bubbles-Evidence from China's Stock Market. *Plos One*, 11(11): e0166526.
- Taylor, J. B. (2009). The financial crisis and the policy responses: An empirical analysis of what went wrong. *Journal of Politics and Society*, 21(2-3): 341 -364.
- Walsh, C.E. (2017). *Monetary Theory and Policy*. fourth ed. The MIT Press, Cambridge, MA, USA.

Analysis of Herd Behavior Caused by Dependency Culture in Iran's Housing Market

Vahid Nikpey Pesyan¹, Yousef Mohhamadzadeh² , Ali Rezazadeh³,
Habib Ansari Samani⁴

1. PhD student, Urmia University, Urmia, Iran. E-mail: v.nikpey@urmia.ac.ir

This article is based on the doctoral thesis of the first author at Urmia University.

2. Associate Professor, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.
(corresponding author) E-mail: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

3. Associate Professor, Faculty of Economics and Management, Urmia University, Urmia, Iran.
E-mail: a.rezazadeh@urmia.ac.ir

4. Associate Professor, Faculty of Economics and Management, Yazd University, Yazd, Iran.
E-mail: h.samani@yazd.ac.ir

Abstract

Exchange rate fluctuations can substantially influence individual behavior in financial markets, often amplifying behavioral biases such as herding among investors and homebuyers. This tendency may result in systematic errors in investment, consumption, and saving decisions, fostering a dependency-oriented culture in economic decision-making, particularly within the housing market. Accordingly, the present study investigates the role of dependency culture in shaping herding behavior in the Iranian housing market, with specific consideration of exchange rate volatility. The analysis covers 31 provinces of Iran over the period 2011–2021 using quarterly data and a spatial econometric framework. After confirming the presence of spatial effects, the Spatial Autoregressive (SAR) model was employed for estimation. The findings reveal that exchange rate volatility exerts a positive and statistically significant effect on housing markets across both target provinces and their neighbors, reinforcing herding behavior through the mechanism of dependency culture during the study period. Additional results indicate that inflation, population density, and the logarithm of stock market trading volume also exert positive and significant influences on housing markets, whereas the logarithm of distance from Tehran province shows a negative and significant effect. Overall, the study highlights the interconnected nature of macroeconomic fluctuations, cultural dynamics, and spatial spillovers in shaping behavioral patterns in the housing sector, offering important insights for policymakers aiming to mitigate financial instability and speculative tendencies.

Article information

Review History:

Received: Aug. 05, 2024

Revised: Aug. 05, 2024

Accepted: Aug. 17, 2024

Keywords:

Behavioral finance
Dependency culture
Exchange rate fluctuations
Herding behavior
Housing market
Iranian provinces
Spatial econometrics

JEL Classification:

Z1, G41, F31, O18, G4, R12

Corresponding Author:

yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir



Aim and Introduction

By integrating insights from psychology—especially cognitive psychology—into economic theory, behavioral economics provides a more realistic understanding of human behavior and economic decision-making (Thaler, 2017). A key subset of this field is behavioral finance, which posits that investment decisions are not always based on rational optimization. Instead, behavioral factors often lead to perceptual distortions, biased judgments, and irrational interpretations. These tendencies stem from various behavioral biases—collectively referred to as irrational behaviors—which commonly arise due to investors' limited capacity to process information and the impact of emotional factors on their decision-making (Tan, 2022).

One notable cognitive bias is herding behavior, which refers to individuals mimicking the actions of the majority. This phenomenon is particularly notorious in markets such as housing, coins, and currency, where it is widely regarded by experts as a primary driver of severe and irrational price fluctuations (Rook, 2006).

Methodology

This research employs spatial econometric techniques to analyze the effects of dependency culture on herding behavior in the housing market across 31 Iranian provinces from (2011–2021) on a seasonal basis. Spatial econometrics extends traditional panel data models by incorporating geographical dimensions, which enables the analysis of spatial interdependence and regional heterogeneity. In the presence of spatial components, two primary issues must be addressed: spatial dependence, which refers to correlation among geographically proximate units, and spatial heterogeneity, which refers to structural differences across regions.

Before estimating the spatial panel models, tests for spatial autocorrelation were conducted to determine the necessity of incorporating spatial effects into the analysis. Specifically, Moran's I, Geary's C, and Getis-Ord J statistics were used to assess the presence of spatial autocorrelation among the error terms. A significant spatial dependence justifies the application of spatial econometric models. To define spatial relationships, two forms of spatial weighting structures were considered: coordinate-based distances derived from latitude and longitude, and neighborhood-based contiguity matrices that capture the relative location of each province in relation to others. Based on the detection of significant spatial autocorrelation, the Spatial Autoregressive (SAR) model was selected to capture the dynamic spatial interactions within the housing market across Iranian provinces.

Findings

The results of the spatial econometric analysis confirm that exchange rate fluctuations have a positive and statistically significant impact on the housing market across both the target provinces and their neighboring regions. This finding supports the hypothesis that dependency culture, shaped by sensitivity to macroeconomic signals such as exchange rate movements, plays a key role in fostering herd behavior within Iran's housing sector during the study period. The

presence of spatial spillovers indicates that changes in one province can influence housing activity in surrounding areas, reinforcing regional contagion effects.

In addition to the exchange rate, the variables of inflation rate, population density index, and the logarithm of stock exchange transaction volume were also found to have positive and significant effects on housing market dynamics. These factors appear to stimulate speculative behavior and intensify market activity. Conversely, the logarithm of the distance from Tehran province exhibited a negative and significant effect on housing market outcomes.

Discussion and Conclusion

In Iran, there are no legal limitations on the frequency of property transactions, which allows a residential unit or parcel of land to be repeatedly traded within a year. This lack of regulation encourages speculative and herding behavior. To mitigate this, the study recommends implementing transaction limits and a more effective taxation system, similar to those used in developed countries. For example, imposing higher taxes on multiple home ownership and on vacant housing units can discourage speculation.

Despite the high number of vacant units, a significant proportion of Iranian households remain without access to adequate housing and face declining welfare due to soaring rents. Targeted housing assistance—including free land allocation—could help meet the actual demand and reduce speculative demand, thereby limiting herd behavior.

Furthermore, price booms typically originate in metropolitan and affluent regions, suggesting that a more balanced spatial development strategy could help diffuse housing market pressures. Introducing region-specific construction and transaction regulations, especially in high-risk speculative areas, could further manage housing price volatility.

Finally, encouraging investment in parallel financial markets and increasing stability and public trust in those markets could redirect speculative behavior away from real estate. Creating viable alternative investment opportunities would absorb excess liquidity and help stabilize the housing sector.

تحلیل رفتار توده‌وار ناشی از فرهنگ و وابستگی در بازار مسکن ایران

وحید نیک‌پی پسیان^۱، یوسف محمدزاده^۲، علی رضازاده^۳، حبیب انصاری سامانی^۴

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

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسنده مسئول)

yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

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

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه یزد، یزد، ایران h.samani@yazd.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
نوسانات نرخ ارز می‌تواند به‌طور قابل توجهی بر رفتار افراد در بازارهای مالی تأثیر بگذارد و موجب تشدید سوگیری‌های رفتاری از جمله رفتار توده‌وار در میان سرمایه‌گذاران و خریداران بازار مسکن شود. لذا، این سوگیری می‌تواند موجب ایجاد اشتباهات سیستماتیک افراد در سرمایه‌گذاری، مصرف یا پس‌انداز افراد شود و سبب شکل‌گیری فرهنگ وابستگی در تصمیمات اقتصادی افراد در بازارهای مالی علی‌الخصوص بازار مسکن گردد. از این‌رو، هدف مطالعه حاضر، بررسی نقش فرهنگ وابستگی با توجه به نوسانات نرخ ارز بر ایجاد رفتار توده‌وار در بازار مسکن به تفکیک ۳۱ استان ایران طی بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ به‌صورت تواتر فصلی با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی فضایی است. پس از اطمینان از وجود اثر فضایی، مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) برای استان‌های ایران انتخاب شد. نتایج حاصل از برآورد مدل، حاکی از آن است که نوسانات ناشی از نرخ ارز، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بازار مسکن با توجه به مناطق هدف و مجاور دارد که موجب ایجاد رفتار توده‌وار در قالب نقش فرهنگ وابستگی در بازه زمانی مورد نظر شده است. از سایر نتایج تحقیق، متغیرهای نرخ تورم، شاخص تراکم جمعیت و لگاریتم حجم معاملات بورس، تأثیر مثبت و معنادار بر بازار مسکن دارند. در حالی‌که، متغیر لگاریتم مسافت از مرکز استان تهران، تأثیر منفی و معنادار بر بازار مسکن در استان‌های ایران دارد.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۴/۱۵ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۵/۱۵ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۲۷
کلمات کلیدی: فرهنگ وابستگی، نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد، رفتار توده‌وار بازار مسکن استان‌های ایران مالی رفتاری اقتصاد سنجی فضایی	طبقه‌بندی JEL: Z1, G41, F31, O18, G4, R12
	نویسنده مسئول: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir

۱. مقدمه

اقتصاد رفتاری، دانشی است که با ترکیب دانسته‌های اقتصادی و دستاوردهای علم روانشناسی و به‌طور خاص روانشناسی شناختی، می‌کوشد رفتارها و تصمیم‌های اقتصادی انسان‌ها را بهتر توصیف و تحلیل کند (تالر، ۲۰۱۷). یکی از زیر مجموعه‌های اقتصاد رفتاری، مالی رفتاری است. مالی رفتاری ادعا می‌کند که سرمایه‌گذاری و تصمیمات اقتصادی افراد، همیشه مبتنی بر بهینه‌سازی و رفتار منطقی نیست و اینکه عوامل رفتاری گاهی می‌تواند منجر به تغییر در ادراک، قضاوت اشتباه، تفسیر غیرمنطقی از طریق سوگیری‌های متعدد شود، و هر چیز دیگری که عموماً از آن به عنوان رفتار غیرمنطقی یاد می‌شود. بنابراین، طیف وسیعی از سوگیری‌های رفتاری یا رفتارهای غیرمنطقی، عمدتاً ناشی از توانایی محدود سرمایه‌گذار در تجزیه و تحلیل اطلاعات و عوامل عاطفی در تصمیم‌گیری است (تان، ۲۰۲۲). یکی از سوگیری‌های شناختی که تأثیر مهمی در اتخاذ تصمیم سرمایه‌گذاران دارد، سوگیری توده‌وار است. رفتار توده‌وار بیان می‌کند که افراد تمایل دارند، رفتارهای مالی اکثریت را تقلید کنند. رفتار توده‌وار در نظر بسیاری از متخصصان در بازار مسکن، سکه و ارز بسیار بدنام و مضر است، چرا که به‌عنوان دلیل اصلی صعودها و سقوط‌های سنگین و غیرمنطقی قیمت‌ها تلقی می‌شود (روک، ۲۰۰۶).

یکی از عواملی که احتمالاً می‌تواند موجب رفتار توده‌وار در یک جامعه باشد، فرهنگ وابستگی است. فرهنگ وابستگی، به پدیده‌ای اجتماعی یا فردی اطلاق می‌شود که در آن، افراد به‌جای اینکه مسئولیت رفاه اقتصادی خود را برعهده بگیرند، به حمایت اعضای خانواده یا سایر عوامل تکیه می‌کنند. بنابراین، این نوع فرهنگ می‌تواند پیامدهای مهمی برای تصمیم‌گیری اقتصادی داشته باشد، زیرا ممکن است بر انگیزه افراد برای کار، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد. لذا، اقتصاد رفتاری که تأثیرات عوامل روانی، شناختی، عاطفی، فرهنگی و اجتماعی را بر تصمیمات اقتصادی مطالعه می‌کند، چهارچوب مفیدی برای درک چگونگی تأثیر فرهنگ وابستگی بر رفتار اقتصادی ارائه می‌کند (مونترو، ۱۹۹۸). بنابراین، ممکن است که وابستگی اجتماعی-اقتصادی، نه تنها جوامع را به‌عنوان یک کل تحت تأثیر قرار دهد، بلکه در کل بافت اجتماعی نفوذ می‌کند تا رفتار گروه‌ها و افراد کوچکی را شکل دهد که اقدامات آنها تا حدی جوامع را تشکیل می‌دهند. لذا، یکی از مهم‌ترین تصمیمات مصرفی و سرمایه‌گذاری افراد، مربوط به خرید مسکن و یا سرمایه‌گذاری در این بازار است. تصمیمات مربوط به بازار مسکن برای افراد مخصوصاً در اقتصاد ایران، از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است که عوامل متعددی می‌تواند تصمیمات وی در این بازار را تحت تأثیر قرار دهد.

مسکن به‌عنوان کالای مصرفی، سهم مهمی را در سبد هزینه خانوار دارد. از سوی دیگر، مسکن به‌عنوان کالای سرمایه‌ای، می‌تواند بخش عمده‌ای از سرمایه‌ها و نقدینگی‌های جامعه را جذب نموده

و منجر به افزایش تقاضای سفته بازی در بازار مسکن شود. شکل‌گیری تقاضای سرمایه‌ای مسکن با انگیزه سفته بازی، می‌تواند منجر به افزایش قیمت مسکن شود (رضازاده و همکاران، ۱۴۰۱)؛ لذا نگرانی‌هایی در جهان امروز پیش روی سرمایه‌گذارانی که تمایل به کسب سود از طریق تنوع بخشیدن به سرمایه‌هایشان از طریق فعالیت در این حیطه دارند، به وجود خواهد آمد و این امر، سبب نوسان زیاد، تحمل ریسک و افزایش شرایط نااطمینانی برای سرمایه‌گذاران می‌شود؛ زیرا اکثر سرمایه‌گذاران، اغلب در شرایط نااطمینانی، ریسک‌پذیر می‌باشند و این در حالی است که آنها به دلیل نااطمینانی در بازده مورد انتظار، تمایل خرید از بازار را پیدا می‌کنند (اولونی و اوموندی، ۲۰۱۱).

تحقیقات موجود در مورد بازار مسکن، رفتار سرمایه‌گذاری خریداران را کمتر مورد توجه قرار داده‌اند. موضوع مطالعات، اغلب از دیدگاه اقتصادی، مبتنی بر بازار کارآمد سنتی است که در آن، بازارها رفتار منطقی را دنبال می‌کنند و واکنش‌های رفتاری شرکت‌کنندگان در بازار نمی‌تواند بر فرایندهای بازده و ریسک بازار تأثیر بگذارد (مایلز، ۲۰۱۹). بنابراین، مطالعه دقیق رفتار افراد در قالب سوگیری‌های مختلف، می‌تواند توضیحی برای رفتارهای اقتصادی و تصمیم‌های مربوط به سبک زندگی انسان‌ها پیدا کند و با توجه به ناکارآمد بودن بازارها و حباب‌های ایجاد شده در بازار مسکن، به تصمیم‌گیرندگان کمک کند تا با شناخت کارکردهای ذهن خود، و سوگیری‌های رفتاری اثر گذار بر تصمیم‌گیری‌ها علی‌الخصوص رفتار توده‌وار، تصمیمات بهینه‌تری اتخاذ نمایند و مطلوبیت‌های تصمیم‌گیری خود را افزایش دهند.

عوامل متعددی می‌تواند رفتار اقتصادی افراد در بازار مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. تحولات بازارهای موازی، تغییر قیمت مصالح ساختمانی، تکنولوژی، قیمت زمین و ریسک‌های بازارهای مالی؛ اما، یکی از عواملی که می‌تواند نقش مهمی در نوسانات قیمتی در بخش مسکن به‌ویژه در اقتصادهای تورمی و بسته همانند ایران داشته باشد، نوسانات نرخ ارز می‌باشد. لذا، ازجمله بخش‌های مهم اقتصادی تأثیرپذیر از نوسانات نرخ ارز، بازار مسکن است.

در یک نگاه کلان، نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند هم با منحرف کردن منابع از بازار مسکن، عرضه و تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد و هم می‌تواند با اثراتش بر نهادهای تولید مسکن، قیمت تمام شده مسکن را متأثر کند. این دو اثر متضاد تغییرات نرخ ارز، سبب شده است تا کارشناسان در تحلیل تأثیر این متغیر بر بازار مسکن یا دچار خطا شوند و یا با توجه به پیچیدگی‌های آن، اثراتش را چندان قابل ارزیابی ندانند (بهمنی اسکویی و وو، ۲۰۱۸). از طرفی، بی‌ثباتی نرخ ارز بر اقتصاد یک کشور به‌ویژه بر بخش دارایی‌های واقعی تأثیرگذار است، زیرا می‌تواند مزایای مرتبط با سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی را تغییر دهد (دیالا و همکاران، ۲۰۱۷). لذا، نوسانات نرخ ارز، احتمالاً می‌تواند

1. Olweny & Omondi (2011).

2. Miles (2019).

3. Bahmani-Oskooee & Wu (2018).

4. Diala et al. (2017).

بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در حالت جمعی تأثیرگذار باشد و بازده مورد انتظار آنان از این بازار را تحت تأثیر قرار دهد.

همچنین، نتایج مطالعات نشان داده‌اند که اثر متغیرهای اقتصادی مختلف بر قیمت مسکن در مناطق مختلف یک کشور یا یک شهر، متفاوت است و قیمت مسکن در مناطق مختلف کشور، دارای ارتباطی درونی با یکدیگر هستند (لو و همکاران، ۲۰۲۲ و ژنگ و همکاران، ۲۰۲۱). تمرکز اصلی در مطالعات منطقه‌ای قیمت‌های مسکن، بررسی اثر موجی است.

مین^۳ (۱۹۹۹)، بیان می‌کند که قیمت‌های مسکن منطقه‌ای، یک اثر موجی را نمایش می‌دهند که بیانگر انتقال بین منطقه‌ای شوک‌ها در قیمت مسکن است. لذا، اثر موجی باعث می‌شود وقتی شوک‌هایی به قیمت مسکن منطقه‌ای وارد شود، بر همه مناطق اثر بگذارد و منجر می‌شود که قیمت‌های مسکن در بلندمدت با هم حرکت کنند. اثر موجی باعث انتقال شوک‌ها به تمام مناطق در بازار مسکن می‌گردد که باعث همسویی قیمت مسکن در بلندمدت می‌شود. اگر این فرضیه قابل قبول باشد، باید نسبت‌های قیمت نسبی مناطق باثبات باشد. اگرچه در کوتاه‌مدت، ممکن است اختلاف قیمت وجود داشته باشد، ولی در بلندمدت، ایستا است. البته مطالعات مذکور، چرایی بازار مسکن را فقط در مجاورت و همسایگی بیان نموده‌اند؛ اما دلیل اینکه چرا همجواری موجب رونق بازار مسکن است را کمتر مورد بررسی قرار داده‌اند.

بازار مسکن در اقتصاد ایران، یکی از مباحث چالش برانگیز و حاد جامعه ایران است. در طول ۶۰ سال گذشته، زمین و مسکن، از بیشترین رشد قیمت نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی برخوردار شده، و ارزش افزوده سرمایه‌گذاری در بخش مسکن از سایر بخش‌ها مانند صنعت و خدمات و کشاورزی و در کل تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است. به دلیل ریسک‌های بسیار زیاد در سایر بازارهای سرمایه‌گذاری و کاهش مداوم ارزش پول و فضای اقتصاد بسته و البته رشد جمعیت و شهرنشینی در دهه‌های گذشته، باعث بروز چنین تحولاتی در بازار مسکن ایران شده‌اند. با توجه به عدم وجود قوانین محدودکننده، رفتار سفته بازانه در این بخش بسیار حاد بوده و با توجه به اینکه مسکن از نیازهای اولیه خانوارها محسوب می‌شود، جهش‌های قیمتی بخش مسکن (مثلاً از ابتدای سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، قیمت مسکن بیش از ۴۲ برابر افزایش داشته است)، رفاه خانوارهای ایرانی را با مشکلات بزرگی روبرو ساخته است. هم‌اکنون با توجه به متوسط قیمت مسکن مثلاً در شهر تهران که ۵۰ میلیون تومان است و حقوق متوسط گروه‌های کارگری و کارمندی ۸ میلیون تومان است (برای سال ۱۴۰۰)، لذا با فرض نرخ پس‌انداز ۳۰ درصدی و ثبات قیمت مسکن، مدت زمان لازم برای خرید یک خانه ۱۰۰ متری، ۱۸۰ سال می‌باشد. همچنین امروزه سهم مسکن و اجاره از بودجه خانوار تقریباً حدود ۷۰ درصد می‌باشد.

رفتارهای سفته‌بازانه در این بازار، آنقدر حاد است که با اینکه ۲۵ میلیون از ۸۷ میلیون ایرانی بدون مسکن و مستاجر هستند، ولی بیش از ۲/۵ میلیون مسکن خالی (۱۲ درصد از مجموع کل خانه‌های موجود) در کشور وجود دارد که استفاده‌ای از آن نمی‌شود. لذا، در بازار مسکن ایران طیفی از رفتارهای مالی و تصمیمات رفتاری دخیل و مؤثر هستند. به نظر می‌رسد که رفتار توده‌وار با سیگنال کاهش ارزش پول ملی (رشد نرخ ارز در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ بیش از ۲۶ برابر) و معاملات با قیمت‌های بالاتر در برخی مناطق (به‌خصوص شمال شهر تهران) در این بخش نمایان می‌شود (مرکز آمار ایران، ۱۴۰۲).

با توجه به منشأ جهش‌های قیمتی مسکن، افزایش قیمت در یک منطقه به سرعت به مناطق دیگر سرایت می‌کند و باعث بروز رفتار توده‌وار در سایر مناطق نیز می‌شود (اثر سرریز). بنابراین، به نظر می‌رسد که جهش‌های بازار مسکن در ایران، بعد از جهش‌های ارزی اتفاق می‌افتد.

بنابراین با توجه به مباحث ارائه شده، این سؤال پیش می‌آید که آیا عوامل دیگری غیر از عوامل اقتصادی (رفتار توده‌وار با توجه به فرهنگ وابستگی) در خصوص افزایش قیمت مسکن مؤثر است یا خیر؟ یا اگر عوامل رفتاری موجب افزایش قیمت مسکن شده است، دلیل حرکت رفتاری (توده‌وار) چه چیزی می‌تواند باشد؟ آیا نرخ ارز به‌ویژه نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد، موجب ایجاد رفتار توده‌وار در بازار مسکن در سراسر استان‌های ایران شده است؟ یا بحث مجاورت و نزدیکی در افزایش یا کاهش قیمت‌ها در بازار مسکن اثرگذار بوده است؟

برای پاسخ به سؤالات مذکور، هدف مطالعه حاضر، بررسی نقش فرهنگ وابستگی با توجه به نوسانات نرخ ارز بر بروز رفتار توده‌وار در بازار مسکن در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی است. به این منظور، در بخش دوم، به مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته شده است. در بخش سوم، روش‌شناسی و الگوی تحقیق مبنی بر اثرات سرریز فضایی ارائه می‌شود. در بخش چهارم، نتایج و تجزیه و تحلیل یافته‌ها بیان می‌گردد و بخش پایانی تحقیق، به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری

تصمیم‌گیری از مهم‌ترین جنبه‌های زندگی فردی و اجتماعی هر فردی است. در دوره‌های گذشته، فرایند تصمیم‌گیری، یک امر کاملاً مشخص و قابل شناسایی تلقی می‌شد و انسان به‌صورت ساده شده‌ای یک انسان عقلایی فرض می‌شد؛ در حالی که انسان عقلایی، یک انسان غیرواقعی است. مفهوم تصمیم‌گیری عقلانی از جهات مختلف مانند ظرفیت استدلال محدود هر فرد، صرفاً مادی نبودن هدف انسان و پیگیری اهداف دیگر، عدم توانایی انسان در شناخت و محاسبه هزینه‌ها و فایده‌های تمام ابعاد یک تصمیم مورد نقد قرار گرفته است (ویلیکینسون و کلاس، ۲۰۱۷). در حال حاضر، با ورود گروه‌های مختلف روانشناسان، جامعه‌شناسان، عصب‌شناسان و اقتصاددانان به این حوزه، امر تصمیم‌گیری و

رفتار، دچار تحول جدی و به‌دنیای واقعی نزدیک‌تر شده است. یکی از این رویکردهای بدیل الگوی عقلانیت ابزاری و انسان عقلایی، اقتصاد رفتاری است (دهمی، ۱۶۲۰). اقتصاددانان رفتاری و محققان تصمیم‌گیری، به این موضوع علاقه دارند که چگونه مردم در مواجهه با اطلاعات ناقص، منابع شناختی محدود، و سوگیری‌های تصمیم‌گیری که افراد اغلب طعمه آن می‌شوند، تصمیم می‌گیرند (تالر، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۹ و تورسکی و کانمن، ۱۹۷۴).

مطالعه تصمیم‌گیری افراد، می‌تواند در فهم عوامل مربوط به ناهنجاری‌های مختلف که رفتار او را تحت تأثیر قرار می‌دهد، به ما کمک نماید. بررسی رفتار افراد، سه دسته از اطلاعات را برای ما فراهم می‌نماید: جهت‌گیری، واقعیات و نظریه. در سال‌های اخیر، علوم شناختی و رفتاری به مبحث رفتار افراد ورود نموده و این حوزه را دچار تحول کرده‌اند و اقدامات مهمی در این خصوص انجام داده‌اند. لذا، در دیدگاه رفتاری، حرکت افراد می‌تواند باعث برخی سوگیری‌های احساسی، از جمله انطباق، همسویی و تعارض شناختی، تعصب و شایعات شود. بنابراین، اگر افراد معتقد باشند که رفتار تقلیدگونه، می‌تواند به آنها در استخراج اطلاعات مفید و قابل اعتماد کمک نماید، تقلید را ترجیح خواهند داد (اندرسون و همکاران، ۲۰۱۴). در ادبیات مالی، رفتار توده‌وار به‌عنوان شکلی از تقلید که منجر به همسویی رفتار می‌گردد، تعریف می‌شود (هیرشلیفر و تئو، ۲۰۰۳).

حرکت توده‌وار، به نحوه تصمیم‌گیری افراد براساس تمایل به تقلید و کاهش اطلاعات خود اشاره دارد. به عنوان مثال، چانگ و همکاران^۵ (۲۰۰۰)، نشان می‌دهند که شواهد قابل توجهی از رفتار توده‌وار در تایوان و کره جنوبی و شواهد جزئی از رفتار توده‌وار در ژاپن وجود دارد؛ اما آنها متوجه نشدند که رفتار توده‌وار در بازارهای سهام هنگ کنگ و ایالات متحده وجود دارد. ژو و لای^۶ (۲۰۰۹)، بر بازار سهام هنگ کنگ تمرکز کردند و دریافتند که رفتار توده‌وار در معاملات سهام کوچک رایج است و سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند که هنگام فروش سهام، به‌جای خرید سهام، توده‌وار حرکت کنند. تان و همکاران^۷ (۲۰۰۸)، بازارهای سهام اخیر چین را بررسی کردند و دریافتند که رفتار توده‌وار در هر دو شرایط بازار بالا و پایین رخ می‌دهد. شارفشتاین و استاین^۸ (۱۹۹۰)، دریافتند که افراد ترجیح می‌دهند از دیگران در تفکر، احساس و انجام اقدامات پیروی کنند، در حالی که تصمیمات اصلی خود را نادیده می‌گیرند. بیخچاندانی و شارما^۹ (۲۰۰۰)، رفتار توده‌وار را به‌عنوان یک قصد آشکار سرمایه‌گذاران برای تقلید از رفتار سایر سرمایه‌گذاران ذکر می‌کنند.

1. Dhami (2016).
2. Tversky & Kahneman (1974).
3. Andersson et al. (2014).
4. Hirshleifer & Teoh (2003).
5. Chang et al. (2000).
6. Zhou and Lai (2009).
7. Tan et al. (2008).
8. Scharfstein & Stein (1990).
9. Bikhchandani & Sharma (2000).

سه نوع مدل برای تفسیر وابستگی، بسیار مفید به نظر می‌رسند: مدل‌های انتخاب منطقی، مدل‌های انتظار و مدل‌های فرهنگی؛ که هر کدام بر عوامل متفاوت و برداشت مختلف از رفتار تأکید دارند. به عبارت ساده، آنها به ترتیب بر انتخاب‌ها و مشوق‌ها، اعتماد به نفس و کنترل ارزش‌ها و فرهنگ تأکید دارند. آنها به ترتیب، با رشته‌های اقتصاد، روانشناسی اجتماعی و انسان‌شناسی مطابقت دارند. متأسفانه، مدل‌هایی که بر تفاوت‌های عمده طبقاتی و نیروهای اجتماعی و انفرادی که آن‌ها را ایجاد می‌کنند و شکل می‌دهند، تأکید دارند، نمی‌توان زیاد مورد بحث قرار داد، زیرا طرز تفکر و نوع وابستگی آنها نمی‌تواند همانند هم باشند و نمی‌توان به راحتی تحت آزمایش‌های سنتی قرار بگیرد. لذا، باید متوجه بود که چنین مدل‌هایی که فرهنگ وابستگی را نشان می‌دهند، نگرش‌ها و رفتار «وابسته» نزدیک‌بینانه است و قضاوت درباره ارزش‌ها بدون درک دقیق روابط بین نیروهای اجتماعی بزرگ‌تر، امکان‌پذیر نیست (دین و تیلور گوبی، ۲۰۱۴).

برای تبیین ارتباط بین وابستگی فرهنگی، رفتار توده‌وار و واکنش عوامل بازار مسکن از منظر تحلیل روانشناختی و جامعه‌شناختی، باید به چند مفهوم کلیدی پرداخته شود.

۱. فرهنگ وابستگی: به تأثیر فرهنگ بر تصمیم‌گیری‌ها و رفتارهای فردی و جمعی اشاره دارد. در بازار مسکن، این وابستگی می‌تواند از طریق ارزش‌ها و هنجارهای فرهنگی (در جوامعی که مالکیت خانه به عنوان یک ارزش فرهنگی تلقی می‌شود، افراد بیشتری تمایل به خرید خانه دارند) و شبکه‌های اجتماعی و ارتباطات (افراد تحت تأثیر دوستان، خانواده و جامعه خود قرار می‌گیرند و تصمیمات‌شان در مورد مسکن، تحت تأثیر این ارتباطات است) بروز کند.

۲. رفتار توده‌وار: رفتار توده‌وار، به تمایل افراد برای تبعیت از رفتارهای جمعی و تصمیمات اکثریت اشاره دارد. این رفتار می‌تواند در بازار مسکن از طریق خرید همزمان و همگانی (وقتی تعداد زیادی از افراد تصمیم به خرید خانه می‌گیرند، دیگران نیز به تبعیت از آنها اقدام به خرید می‌کنند) و ترس از دست دادن فرصت (افراد نگران این هستند که اگر اکنون خانه نخرند، در آینده با قیمت‌های بالاتری مواجه شوند، بنابراین به تبعیت از دیگران خرید می‌کنند)، ظاهر شود.

۳. واکنش عوامل بازار مسکن: عوامل بازار مسکن شامل خریداران، فروشندگان، مشاوران املاک و نهادهای مالی است. واکنش‌های این عوامل می‌تواند تحت تأثیر وابستگی فرهنگی و رفتار توده‌وار از طریق افزایش قیمت‌ها (با افزایش تقاضا ناشی از رفتار توده‌وار)، قیمت‌ها افزایش می‌یابد و این خود می‌تواند موج جدیدی از خریدهای توده‌وار را به دنبال داشته باشد) و تغییر در عرضه و تقاضا (واکنش سریع سازندگان و مشاوران املاک به تغییرات تقاضا، می‌تواند بازار را تحت تأثیر قرار دهد) همراه شود.

۴. تحلیل روانشناختی: از منظر روانشناختی، رفتارهای بازار مسکن می‌تواند به احساسات و شناخت‌های فردی از طریق احساس امنیت (داشتن خانه می‌تواند به عنوان منبع امنیت روانی تلقی شود)، تصمیم‌گیری احساسی (بسیاری از تصمیمات خرید مسکن تحت تأثیر احساسات (مانند ترس،

امید و طمع) قرار می‌گیرد) و تمایل به تعلق (افراد به‌دنبال تعلق به گروهی هستند که مالک خانه هستند و این می‌تواند رفتار توده‌وار را توضیح دهد) مرتبط باشد.

۵. تحلیل جامعه‌شناختی: از منظر جامعه‌شناختی، رفتارها دربارهٔ مسکن می‌تواند تحت تأثیر ساختارهای اجتماعی و اقتصادی به‌وسیله نابرابری‌های اجتماعی (تفاوت‌های اقتصادی و اجتماعی، می‌تواند دسترسی به مسکن را تحت تأثیر قرار دهد) و ساختارهای قدرت و نفوذ (نقش نهادهای دولتی و سیاست‌های مسکن در شکل‌دهی به بازار بسیار مهم است) جامعه باشد. در مجموع، وابستگی فرهنگی و رفتار توده‌وار در بازار مسکن، تحت تأثیر پیچیده‌ای از عوامل روانشناختی و جامعه‌شناختی قرار دارد. تحلیل این ارتباطات، نیازمند درک عمیقی از رفتارهای فردی و جمعی، ارزش‌های فرهنگی و ساختارهای اجتماعی است (نگون و گوپتا، ۲۰۲۳).

در مطالعه اقتصاد نئوکلاسیک، عوامل اقتصادی براساس فرضیه رفتار منطقی حداکثر کردن سود، انتخابی منطقی انجام می‌دهند. مطالعات متعددی در بازار مسکن در چارچوب نئوکلاسیک انجام شده است (وود و اونغ، ۲۰۱۰). برخی از نویسندگان استدلال کرده‌اند که عوامل روانی به‌جای مسائل اساسی، نقش کلیدی را در تعیین پویایی قیمت مسکن ایفا می‌کنند (ون نیووربورگ و ویل، ۲۰۱۰). اولین مقالات آکادمیک در مورد نقش روانشناسی بر قیمت املاک و مستغلات بر همبستگی سریالی غیرقابل توضیح در قیمت املاک، متمرکز بود (کیس و شیلر، ۱۹۸۹).

کیس و شیلر (۱۹۸۹)، پیشنهاد کردند که وقتی سرمایه‌گذاران اصول بازار مسکن را نمی‌دانند، تمایل دارند وضعیت را از نظر «شنیده‌ها، کلیشه‌ها و مشاهدات علی» درک کنند.

چلن و کاریوه (۲۰۰۴)، همچنین تأکید کردند که افراد به‌طور منطقی اطلاعات خود را نادیده می‌گیرند و از رفتارهای توده‌وار پیروی می‌کنند؛ به این معنی که انتخاب مسکن می‌تواند عمدتاً با تأثیر دوستان و اعضای خانواده انجام شود.

ژو و اندرسون (۲۰۱۳)، رفتار توده‌وار را در بازار بازده صندوق‌های سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات ایالات متحده بررسی کردند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاران، رفتار توده‌وار را به‌ویژه زمانی که بازار باثبات نیست، نشان می‌دهند.

لام و همکاران (۲۰۱۸)، دریافته‌اند که احساسات به‌طور منفی با بازگشت‌های آتی املاک مسکونی هنگ‌کنگ، با یک اثر تأخیر ۳ الی ۱۲ ماهه مرتبط است.

1. Ngene & Gupta (2023).
2. Wood & Ong (2010).
3. Van Nieuwerburg & Weil (2010).
4. Case & Shiller (1989).
5. Çelen & Kariv (2004).
6. Zhou & Anderson (2013).
7. Lam et al. (2018).

روکسی^۱ (۲۰۱۹)، نشان داد که اعتماد بیش از حد و اثر توده‌وار، باعث می‌شود، سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران املاک و مستغلات، دارای پدیده غیرمنطقی جمعی باشد. یانگ^۲ (۲۰۲۱) دریافت که رفتار توده‌وار بر بازده افراد از بازار مسکن تأثیری ندارد. در عوض، از پیش‌بینی پراکندگی بازده فردی ارائه شده توسط مدل قیمت‌گذاری منطقی دارایی، پشتیبانی می‌کند.

تان^۳ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای رفتار منطقی محدود در انتخاب مسکن در مالزی را با استفاده از سوگیری‌های وقف، ضررگریزی و حرکات توده‌وار، نشان داد که تفاوت‌های قابل توجهی در رفتار توده‌وار بین پاسخ دهندگان با سطوح مختلف تحصیلی و هدف آنها از جستجوی خانه وجود دارد. برای تبیین رفتار مصرف‌کننده در بازار مسکن در چهارچوب اقتصاد نئوکلاسیک با فرض انتظارات عقلایی و تأثیر امواج انتظارات تورمی، نیاز است که به یک چهارچوب نظری جامع پرداخته شود که شامل هر دو رویکرد روانشناختی و اقتصادی باشد.

فرآیند انتقال و تبیین رفتار مصرف‌کننده در اقتصاد نئوکلاسیک: اقتصاد نئوکلاسیک بر این فرض استوار است که مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان، تصمیمات خود را بر مبنای بهینه‌سازی منافع و با توجه به محدودیت‌های منابع اتخاذ می‌کنند. این تئوری با فرض انتظارات عقلایی بیان می‌کند که افراد از تمامی اطلاعات موجود بهره‌برداری می‌کنند تا پیش‌بینی‌های دقیق‌تری از آینده داشته باشند. الف) انتظارات عقلایی: فرض انتظارات عقلایی بیان می‌کند که مصرف‌کنندگان از تمامی اطلاعات در دسترس استفاده می‌کنند تا تصمیمات بهینه بگیرند و پیش‌بینی‌هایشان به‌صورت سیستماتیک اشتباه در نمی‌آید. در بازار مسکن، افراد با استفاده از اطلاعات اقتصادی، مالی و اجتماعی، پیش‌بینی‌هایی در مورد آینده قیمت مسکن انجام می‌دهند و تصمیمات خرید یا فروش خود را بر اساس این پیش‌بینی‌ها اتخاذ می‌کنند.

ب) امواج انتظارات تورمی: امواج انتظارات تورمی، به دوره‌هایی اشاره دارد که انتظارات تورمی افزایش یا کاهش می‌یابد و این تغییرات انتظارات، می‌تواند بر رفتار مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران تأثیر بگذارد. اگر انتظارات تورمی بالا رود، افراد ممکن است به خرید سریع‌تر خانه‌ها روی بیاورند تا افزایش قیمت مسکن در آینده، گریبان آنها را نگیرد؛ که می‌تواند منجر به افزایش تقاضا و در نتیجه، افزایش قیمت‌ها شود (گالباچ و گالباچ^۳، ۲۰۱۵).

۲. رویکرد روانشناختی و اقتصادی

۲-۱. رویکرد روانشناختی

الف) رفتار توده‌وار: از منظر روانشناختی، افراد تمایل دارند تا رفتارهای دیگران را تقلید کنند. در بازار مسکن، اگر تعداد زیادی از افراد به خرید مسکن روی بیاورند، دیگران نیز به دنبال آنها حرکت می‌کنند.

1. Ruoxi (2019).

2. Yang (2021).

3. Galbács & Galbács (2015).

لذا، در جوامعی که خرید خانه به‌عنوان یک هنجار اجتماعی و فرهنگی تلقی می‌شود، رفتار توده‌وار قوی‌تر است (اثر فرهنگ وابستگی).

ب) اعتماد و امنیت: داشتن خانه به‌عنوان یک منبع امنیت روانی تلقی می‌شود. افراد ممکن است در زمان‌های عدم اطمینان اقتصادی، به خرید مسکن به‌عنوان یک سرمایه‌گذاری امن روی بیاورند. لذا، خرید مسکن می‌تواند به‌عنوان راهی برای حفظ ارزش دارایی‌ها تلقی شود (واکنش به امواج انتظارات تورمی) (مالیاریس و همکاران، ۲۰۲۴).

۲-۲. رویکرد اقتصادی

الف) مدل‌های بهینه‌سازی: در چهارچوب اقتصاد نئوکلاسیک، مصرف‌کنندگان و سرمایه‌گذاران به‌دنبال حداکثر کردن مطلوبیت خود هستند. این مدل‌ها بر پایه مفروضات انتظارات عقلایی و استفاده از تمامی اطلاعات موجود برای تصمیم‌گیری است. افراد با استفاده از مدل‌های اقتصادی و اطلاعات موجود، پیش‌بینی‌های دقیقی از قیمت‌های آینده مسکن انجام می‌دهند و براساس آن، تصمیم‌گیری می‌کنند (پیش‌بینی قیمت‌ها).

ب) نظریه‌های چرخه‌های تجاری: این نظریه‌ها توضیح می‌دهند که چگونه شوک‌های اقتصادی، می‌توانند به نوسانات دوره‌ای در بازار منجر شوند. این نوسانات می‌تواند تحت تأثیر انتظارات تورمی و رفتار توده‌وار قرار گیرد. در دوره‌های رونق اقتصادی، افزایش تقاضا برای مسکن می‌تواند به افزایش قیمت‌ها منجر شود، که این خود می‌تواند موج جدیدی از تقاضا را تحریک کند (چرخه‌های ایجابی).

بنابراین، ترکیب این دو رویکرد، می‌تواند به درک بهتری از رفتار مصرف‌کنندگان در بازار مسکن منجر شود. وابستگی فرهنگی و رفتار توده‌وار به‌عنوان عواملی که می‌توانند نوسانات و چرخه‌های ایجابی را تقویت کنند، در کنار مدل‌های اقتصادی که رفتارهای بهینه‌سازی را توضیح می‌دهند، تصویر کاملی از بازار مسکن ارائه می‌نمایند (لیب و شوفلز، ۲۰۲۲).

بی‌ثباتی نرخ ارز که به‌عنوان تغییرات مداوم نرخ ارز تعریف می‌شود، به‌دلیل تأثیرهایی که بر اقتصاد کشورهای در حال توسعه دارد، در ادبیات اخیر امور مالی بین‌المللی، مورد توجه قرار گرفته است. بی‌ثباتی نرخ ارز به‌دلیل اثرگذاری بر تورم، سرمایه‌گذاری و بیشتر فعالیت‌های اقتصادی، یک عامل نگران‌کننده در اقتصادهای توسعه‌یافته و در حال توسعه محسوب می‌شود (گلیندرو و همکاران، ۲۰۱۸). رابطه بین قیمت مسکن و نرخ ارز، همیشه به‌دلیل نگرانی در مورد تأثیر درک نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت کالاهای عمومی و خدمات در اقتصادهای واردات محور، موضوع مهمی بوده است.

1. Malliaris et al. (2024).

2. Lieb & Schuffels (2022).

3. Glindro et al. (2018).

استدلال‌های مختلفی وجود دارد که در رابطه با چگونگی نااطمینانی نرخ ارز می‌تواند تأثیر بسزایی در قیمت مسکن داشته باشد.

مطالعاتی به ارتباط منفی بین نرخ ارز و قیمت مسکن دست یافته‌اند (ماهالیک و مالیک، ۲۰۱۱). با این حال، نتایج مطالعاتی نشان داده‌اند که افزایش نرخ ارز، تقاضای مسکن را افزایش خواهد داد و منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد (بهمنی اسکویی و وو، ۲۰۱۸). ملاحظه می‌شود که انتظار روانی و غیرمنطقی فعالان بازار در تغییر قیمت مسکن با توجه به نوسانات نرخ ارز، کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

تعامل فضایی قیمت‌های مسکن منطقه‌ای، به فرضیه معروف «اثر امواج» نسبت داده می‌شود، که فرض می‌کند که شوک‌ها در سراسر اقتصاد به قیمت‌های مسکن منطقه‌ای موج پیدا کنند (مبین، ۱۹۹۹). با این حال، شواهد تجربی گذشته در مورد بازار مسکن منطقه‌ای متفاوت است. چندین مطالعه از مدل‌های هم‌انباشتی برای نشان دادن تعادل بلندمدت در نسبت قیمت مسکن منطقه‌ای استفاده کردند، اگرچه قیمت مسکن در مناطق مربوطه، ممکن است در کوتاه‌مدت متفاوت باشد (هالی و همکاران، ۲۰۱۱).

همچنین، مطالعات دیگر، هیچ مدرکی برای ثابت بودن نسبت منطقه‌ای قیمت مسکن گزارش نکردند یا بسیار ضعیف بودند (کلارک و کاگین، ۲۰۰۹). لذا، نادیده گرفتن وابستگی فضایی در مدل‌های تجربی با استفاده از آمار و اقتصادسنجی کلاسیک، تخمین‌های مغرضانه‌ای را برآورد می‌کند و درنتیجه، منجر به تفسیر گمراه‌کننده و نادرست نتایج تجربی می‌شود.

با توجه به موارد ذکر شده، در صورتی که در تحلیل‌های مربوط به بازارها، عوامل رفتاری نادیده گرفته شده و همه فعالان اقتصادی، عقلایی در نظر گرفته شوند، نتیجه‌گیری‌های حاصل شده احتمالاً صحیح نخواهد بود و نمی‌تواند توضیح دقیقی از واقعیت باشد.

بررسی‌های انجام شده، نشان می‌دهد که کمتر مطالعه‌ای نقش فرهنگ وابستگی با توجه به نوسانات قیمت دلار بر ایجاد رفتار توده‌وار در بازار مسکن در استان‌های ایران با لحاظ رویکرد اقتصادسنجی فضایی پرداخته است. بر این اساس، در این مطالعه، تلاش شده تا در کنار عوامل اقتصادی، اثر عوامل رفتاری در تأکید بر نقش فرهنگ وابستگی با توجه به نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد بر بازار مسکن در استان‌های ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی مورد ارزیابی قرار گیرد.

از این‌رو، در مطالعه حاضر، تمرکز بر روی مؤلفه اقتصاد رفتاری، حرکت توده‌وار به‌عنوان عوامل ناهمگونی رفتاری است. بنابراین، توجه به عوامل رفتاری، مهم‌ترین جنبه‌های واکنش‌های رفتاری است که می‌تواند تأثیر عمیقی بر نحوه اتخاذ تصمیم‌های سرمایه‌گذاری افراد داشته باشد و قادر است

1. Mahalik & Mallick (2011).

2. Holly et al. (2011).

3. Clark & Coggin (2009).

تا مسیر بازار را از وضعیتی که در آن، همه فعالان اقتصادی به شکل عقلایی فرض شده، دور کرده و موجب پیدایش سوگیری از جمله رفتار توده‌وار در افراد گردد.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. مطالعات خارجی

برتراند و مولیناتان^۱ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ای، بررسی اقتصاد رفتاری و بازاریابی به کمک تصمیم‌گیری در میان فقرا را در نظر گرفت و بر مشارکت‌های بالقوه بازاریابی تمرکز نمود. نتایج نشان داد که پژوهشگران برخی از جنبه‌های مرتبط محیط‌های اجتماعی و نهادی را که فقرا در آن تعامل دارند، در نظر می‌گیرند و برخی از الگوهای رفتاری را که احتمالاً در این زمینه‌ها به وجود می‌آیند، بررسی نمی‌کنند.

لویسنون و پنگ^۲ (۲۰۰۷) در تحقیقی، به بررسی ارزش‌گذاری تفاوت‌های فرهنگی در اقتصاد رفتاری پرداخته‌اند. نویسندگان پیشنهاد کردند که یک سوگیری سیستماتیک بر نظریه اقتصادی رفتاری موجود تأثیر می‌گذارد و سوگیری‌های شناختی، اغلب جهانی فرض می‌شوند. نتایج بر اهمیت درک تأثیر پیشینه فرهنگی بر تصمیم‌گیری اقتصادی تأکید داشت. نویسندگان نتایج را در چهارچوب قانون اقتصاد رفتاری مورد بحث قرار دادند و پیشنهاد نمودند که وارد کردن شایستگی فرهنگی به مدل‌های رفتاری، می‌تواند منجر به انحراف شناختی شود، چه در حالت موقت و چه، در حالت دائم. نول^۳ (۲۰۱۰) در پژوهشی، به بررسی نقش اقتصاد رفتاری و تصمیم‌گیری رفتاری در تصمیم‌گیری‌های پس‌انداز بازنشستگی آمریکایی‌ها پرداخت. یافته‌های تجربی در حوزه‌های قضاوت و تصمیم‌گیری و اقتصاد رفتاری، نشان‌دهنده انحراف از تصور انسان به‌عنوان منطقی اقتصادی است و در عوض، نشان داد که مردم اغلب به روش‌هایی عمل می‌کنند که از نظر اقتصادی نابهینه هستند.

کلاین و میلز^۴ (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "روان-تخصص، فرهنگ درمانی و سیاست‌های شخصی در توسعه"، به‌طور خاص، چهار جنبه از دانش روان مورد استفاده در سیاست‌های توسعه معاصر را تجزیه و تحلیل می‌کند: روانشناسی رشد، رشد کودک، اقتصاد رفتاری، روانشناسی مثبت و سلامت روان جهانی. تحقیق فوق، تاریخچه‌های فکری و استعماری توسعه و تخصص روانی را روشن کرد و ارتباطی که از ادعاهای روان‌شناختی توسعه، استفاده، و استعمار هر دو در یک پروژه نئولیبرالی را پیچیده‌تر کرده و همچنین پتانسیل روانی سیاسی برای اطلاع‌رسانی به توسعه را ارائه داد.

دلاواله^۵ (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان "تصمیمات مردم مهم است: درک و پرداختن به فقر انرژی با اقتصاد رفتاری"، پرداخت. مطالعه فوق از یافته‌های اخیر علوم رفتاری در رابطه با نقش شرایط

1. Bertrand & Mullainathan (2006).

2. Levinson & Peng (2007).

3. Knoll (2010).

4. Klein & Mills (2017).

5. DellaValle (2019).

کمیابی در تصمیم‌گیری بهره‌برد، با این هدف که: الف) سوگیری‌های شناختی خاصی را که ممکن است در زمینه‌های فقر انرژی ایجاد شود، بررسی کند و ب) استراتژی‌هایی برای باز کردن پتانسیل افراد برای تصمیم‌گیری ابداع کند، تصمیماتی که منجر به نتایج بهتری برای خود و اطرافیان می‌شود. بهادین و همکاران^۱ (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان "مقابله با سوگیری‌های شناختی در تصمیم‌گیری‌های صرفه‌جویی در طول عمر"، با استفاده از رویکرد اقتصاد رفتاری جهت بررسی مشکلی که مردم در ایجاد مبادلات بهینه بین هزینه و پس‌انداز برای دوران بازنشستگی دارند، پرداختند. مدل ساده معرفی شده در تحقیق فوق، یک مدل اثبات مفهوم ارائه شد که رفتارهای بهینه نظری را از اقتصاد رفتاری بازتولید می‌کند. سپس تجزیه و تحلیل اکتشافی، دو سوگیری شناختی را به شبیه‌سازی اضافه کرده که تا حدی یکدیگر را به روش‌هایی که ما در ابتدا انتظارش را نداشته‌ایم، خنثی می‌کنند. در مرحله بعدی، مدل اصلی دینامیک سیستم به‌عنوان نمونه‌ای از نحوه جایگزینی یک محاسبه بهینه‌سازی اقتصادی با یک اکتشاف تصمیم‌گیری شامل بازخورد اطلاعاتی اصلاح گردید. دلد و ریزو^۲ (۲۰۲۱) در تحقیقی با عنوان "محدودیت‌های فرصت"، زمینه وابستگی و عاملیت در اقتصاد رفاه رفتاری را مورد بررسی قرار دادند. مطالعه فوق، معیار فرصت را مورد بحث قرار داد و استدلال کرد که تا حد زیادی مشکلات پیچیده وابستگی به زمینه و عاملیت شخصی نادیده گرفته می‌شود.

اووسو و لاریا^۳ (۲۰۲۳) در پژوهشی، تأثیر سوگیری لنگر انداختن بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری: شواهدی از غنا با استفاده از یک پرسشنامه با یک آزمایش تعبیه شده و با استفاده از آزمون کای اسکوتر پیرسون و آنالیز واریانس دو طرفه را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. یافته‌ها نشان داد به‌طور کلی، سرمایه‌گذاران مستعد، تأثیرپذیری قابل توجهی از سوگیری لنگر دارند.

پروین و همکاران^۴ (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای، به بررسی احساسات سرمایه‌گذاران، سوگیری‌های رفتاری و تصمیمات سرمایه‌گذاری در طول COVID-19 در بازار سهام در حال ظهور: موردی از بازار سهام پاکستان برای ۴۰۱ سرمایه‌گذار پرداختند. نتایج مدل‌سازی معادلات ساختاری، نشان داد که همه‌گیری COVID-19 بر رفتار سرمایه‌گذاران، تصمیمات سرمایه‌گذاری و حجم تجارت تأثیر می‌گذارد و باعث ایجاد احساس ترس و عدم اطمینان در میان فعالان بازار می‌شود.

۲-۳. مطالعات داخلی

صمدی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای، به شناسایی سوگیری‌های رفتاری تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری سهامداران فردی در خرید و فروش سهام در تالار بورس منطقه‌ای همدان طبق جدول مورگان، به نظرسنجی از ۸۰ نفر از سهامداران تالار بورس با استفاده از پرسشنامه پرداختند. یافته‌های پژوهش

1. Bahaddin et al. (2019).

2. Dold & Rizzo (2021).

3. Owusu & Laryea (2023).

4. Parveen et al. (2023).

نشان داد که سوگیری‌های رفتاری بر تصمیم‌گیری سهامداران فردی در خرید و فروش سهام تأثیرگذار است.

حبیبی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای، اثر فقر ذهنی بر عملکرد نیروی کار در قالب داده‌های مربوط به عملکرد افراد در آزمون‌های کیو، آزمون شناختی فردریک و سؤالات ریاضی ساده از طریق پرسشنامه را بررسی کردند. پرسشنامه در میان ۱۶۱ نفر از کارمندان دولتی منتخب در دو نوبت: اول ماه، بعد از دریافت حقوق و آخر ماه، قبل از دریافت حقوق، توزیع شد. یافته‌ها حاکی از آن بود که رابطه منفی و معناداری بین فقر ذهنی و عملکرد نیروی کار وجود دارد.

عمویی و همکاران (۱۴۰۱) در تحقیقی با عنوان "طراحی مدل کچ رفتاری ناشی از سوگیری‌های ذهنی مشتریان در صنعت مالی (مشتریان بانک و بورس)"، با استفاده از روش آمیخته در قالب ۳۸۴ پرسشنامه پرداختند. نتایج حاکی از وجود سه نوع سوگیری ذهنی در بین مشتریان صنعت مالی است؛ که گروه جدیدی از عوامل با عنوان سوگیری‌های ارزشی یا اعتقادی بررسی شدند. به‌طور کلی، در این پژوهش، علاوه بر شناسایی پنج نوع کچ رفتاری در بین مشتریان، همه سوگیری‌های ذهنی مشتریان خدمات مالی، در سه گروه سوگیری‌های شناختی یا قضاوتی، حسی یا ترجیحی و ارزشی یا اعتقادی دسته‌بندی می‌شوند.

سلسیل و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهشی با عنوان "تبیین الگوی تصمیم‌گیری مصرف‌کننده مبتنی بر علوم شناختی و رفتاری با بهره‌گیری از روش فراترکیب"، به تجزیه و تحلیل ۱۳۰ تحقیق انجام شده طی بازه زمانی ۲۰۲۱-۱۹۵۹ در حوزه رفتار مصرف‌کننده پرداختند. تحلیل نهایی داده‌ها منجر به استنتاج مجموعه‌ای مرتبط از مفاهیم، مقولات و زیرمقولات شد. نتایج حاصل این تحقیق شامل ۳ تم و ۱۶ مقوله مؤثر در تصمیم‌گیری است که ارکان الگو را شکل می‌دهند. پرتکرارترین مؤلفه‌های مؤثر بر تصمیم مصرف‌کننده، اهداف مصرف‌کننده و انواع تصمیمات مصرف‌کننده در بخش نتایج تبیین شده‌اند. این پژوهش دارای نوآوری در روش و محتوا در حوزه رفتار مصرف‌کننده بود.

دادگر و همکاران (۱۴۰۲) در تحقیقی با عنوان "نقش احساسات سرمایه‌گذاران و رفتار دولت در نوسانات بازار بورس اوراق بهادار تهران"، با استفاده از رویکرد اقتصاد رفتاری طی بازه زمانی به‌صورت تواتر داده‌های روزانه در قالب ۳۰ شرکت بزرگ پرداختند. نتایج معناداری اثر احساسات سرمایه‌گذاران از یک سو و اثر عملکرد دولت بر رفتار سرمایه‌گذاران از سوی دیگر را بر خالص ورود پول اشخاص حقیقی به بازار بورس تأیید نمود.

صمدی‌پور و همکاران (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای، به بررسی اثر مؤلفه‌های رفتاری بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از دو سوگیری رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۸۳ به‌صورت تواتر داده‌های فصلی با به‌کارگیری الگوی هم‌انباشتگی کرانه‌ای پسران و همکاران (۲۰۰۱) مبتنی بر روش ARDL پرداختند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی، حاکی از انتخاب صحیح متغیرهای اثرگذار بر قیمت مسکن بود و نشان داد که بین متغیرهای تحقیق، رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. همچنین، نتایج این تحقیق، حاکی از آن است که مؤلفه‌های رفتار جزو عوامل اصلی در

تعیین قیمت مسکن بوده و رفتار تقلیدگونه و خوش‌بینی بیش از حد، هر دو دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن هستند.

با توجه به مطالعات ارائه‌شده و کلید واژه‌های مرتبط با عنوان پژوهش در مطالعات خارجی و داخلی درخصوص تحلیل رفتار توده‌وار ناشی از فرهنگ وابستگی در بازار مسکن ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی، کمتر مورد توجه قرار داده‌اند. از این‌رو، مطالعه حاضر به بررسی تحلیل رفتار توده‌وار ناشی از فرهنگ وابستگی در بازار مسکن در دامنه استانی کشور ایران با روش اقتصادسنجی فضایی می‌پردازد.

۴. روش‌شناسی تحقیق

۴-۱. ساختار مدل‌های پانل فضایی

در این پژوهش، روش تحقیق از نوع اقتصادسنجی فضایی است. در برآورد مدل داده‌های پانل فضایی، ذکر چند نکته ضروری است که: اولاً، تأثیرات فضایی در محاسبات عواملی هستند که با مکان متغیرها مرتبط‌اند. اولین عامل، موضوع وابستگی یا خودهمبستگی فضایی بین مشاهدات داده‌های نمونه در نقاط مختلف و عامل دوم، ساختار یا ناهمگونی فضایی که توسط روابط مدل برای حرکت در صفحه ایجاد می‌شود. مختصات با داده‌های نمونه تغییر می‌کند. برای تشخیص فضایی بودن داده‌ها، نیاز به انجام آزمون‌های تشخیص فضایی است (سپیدر و همکاران، ۱۴۰۳).

در این مطالعه، برای استان‌هایی که دارای ارتباط جغرافیایی هستند، ماتریس وزنی تشکیل می‌شود. ماتریس وزنی از نوع مجاورت است. ماتریس مجاورت یا همسایگی برای ۳۱ استان مورد بررسی، تشکیل، و برای استان‌های مجاور یا همسایه، مقدار یک و برای استان‌های غیرمجاور، مقدار صفر در نظر گرفته شده است (جانی و صفی زاده، ۱۳۹۹). بنابراین، ماتریس مجاورت، یک ماتریس متقارن 31×31 با عناصر روی قطر اصلی صفر و عناصر خارج از قطر اصلی صفر و یک می‌باشد. برای برآورد مدل، از نرم‌افزار استاتا استفاده می‌شود. در داده‌های پانل با ویژگی‌های فضایی، می‌توان اثرات ثابت و تصادفی را برای مدل در نظر گرفت و با استفاده از آزمون هاسمن فضایی، بهترین مدل را از میان مدل‌های SAR، SDM، SAC، SEM و GSPRE انتخاب می‌شود که براساس تأثیر فضایی اجزای اخلاص یا متغیر وابسته تعریف می‌شوند (نیک‌پی پسیان و همکاران، ۲۰۲۴).

۴-۲. معرفی مدل تحقیق

با عنایت به مطالبی که در قسمت مبانی نظری و پیشینه تحقیق عنوان گردید، الگوی تخمینی پژوهش به‌صورت زیر می‌باشد:

$$P_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} P_{jt} + \beta_1 DP_{it} + \beta_2 PDI_{it} + \beta_3 INF_{it} + \beta_4 \ln TS_{it} + \beta_5 \ln D_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

با توجه به مدل (۱)، P_{it} بیانگر رفتار توده‌وار در بازار مسکن است که نحوه محاسبه آن با توجه به روش چانگ و همکاران (۲۰۰۰)، با عنایت به روش انحراف معیار مطلق مقطعی (CSAD) بدین صورت است.

$$CSAD_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N |P_{i,t} - P_{m,t}|}{N}} \quad (2)$$

در رابطه (۲)، آزمون تجربی رفتار توده‌وار در بازار مسکن از طریق معادله رگرسیونی غیرخطی زیر صورت می‌گیرد:

$$CSAD_t = \alpha + \gamma_1 |P_{m,t}| + \gamma_2 P_{m,t}^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

که در رابطه (۳)، $|P_{m,t}|$ قدر مطلق قیمت مسکن در روز t و $P_{m,t}^2$ مربع قیمت مسکن در روز t و α و ε_t سطح انحرافات قیمت مسکن در بازار بی‌تحرك، یعنی زمانی که $P_{m,t}$ برابر صفر می‌باشد. بنابراین، رابطه غیرخطی بین $CSAD_t$ و $P_{m,t}$ ، بیانگر رفتار توده‌وار است. مقدار معنادار منفی γ_2 ، حاکی از وجود توده‌وار در بازار است. همچنین در ادامه رابطه (۱)، $W_{ij}P_{jt}$ بیانگر اثر فضایی قیمت مسکن در حالت رفتار توده‌وار است. DP_{it} بیانگر نرخ رشد دلار در بازار آزاد یعنی نرخ برابری یک دلار بر حسب ریال میانگین بازار آزاد به‌عنوان متغیر مستقل، PDI_{it} بیانگر شاخص تراکم جمعیت که از تقسیم جمعیت استان‌ها بر مساحت هر استان به‌دست آمده، INF_{it} بیانگر نرخ تورم یا همان شاخص قیمت مصرف‌کننده کل خانوارها به تفکیک استان، $\ln TS_{it}$ مبین لگاریتم حجم معاملات در بورس (میلیون سهم) که بیانگر مجموع سهام معامله شده در بورس اوراق بهادار است و $\ln D_{it}$ بیانگر لگاریتم مسافت مراکز استان‌ها از استان تهران می‌باشد. الگوی فوق به‌شکل تابلویی همراه با اثرات ثابت دوره‌ای و زمانی برآورد می‌شود و δ_i بیانگر اثرات ثابت انفرادی و μ_t اثرات ثابت زمانی را نشان می‌دهد. آمار و اطلاعات مورد نیاز برای متغیرهای طی بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ به‌صورت تواتر فصلی به تفکیک ۳۱ استان ایران در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱: توضیحات متغیرها

Table 1: Description of Variables

متغیر	تعریف	منبع
P	قیمت مسکن بر اساس رفتار توده‌وار	محاسبات نویسنده با توجه به رابطه CSAD
DP	نرخ رشد قیمت دلار در بازار آزاد	محاسبات نویسنده
PDI	شاخص تراکم جمعیت	محاسبات نویسنده
INF	شاخص قیمت مصرف‌کننده	بانک مرکزی
lnTS	حجم معاملات لگاریتمی در بورس اوراق بهادار (میلیون سهم)	بانک اطلاعات اقتصادی و مالی
lnD	فاصله لگاریتمی مراکز استان‌ها از استان تهران	مرکز آمار ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. برآورد مدل تحقیق

ابتدا روند آماری متغیرهای تحقیق ارائه می‌گردد.

جدول ۲: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

Table 2: Descriptive Statistics of Research Variables

متغیرها	واحد اندازه گیری	نماد	میانگین	میان	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جاکر برا	سطح احتمال
قیمت مسکن بر اساس رفتار توده‌وار	هزار ریال	P	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۴	-۶/۴۰	-۰/۲۲	۰/۰۱	-۵/۶۴	۵۷/۹۱	۲/۳۴	۰/۳۰۹
نرخ رشد قیمت دلار در بازار آزاد	درصد	DP	۱۰/۹۵	۱۰/۵۴	۱۲/۶۰	۹/۰۱	۰/۹۵	۰/۳۳	۲/۰۷	۳/۱۲	۰/۱۴۶
شاخص تراکم جمعیت	درصد	PDI	۹۸/۰۵	۵۲/۴۸	۱۰۰۹/۷۳	۴/۱۶	۱۷۰/۹۵	۴/۰۸	۱۹/۷۲	۳/۴۹	۰/۱۷۴
شاخص قیمت مصرف کننده	درصد	INF	۱۴۴/۱۲	۱۰۱/۵۵	۴۸۰/۴۰	۳۴/۸۰	۱۰۰/۷۱	۱/۳۷	۳/۸۸	۲/۳۱	۰/۳۱۴
حجم معاملات	میلیون سهم	lnTS	۷/۰۱	۷/۰۱	۱۴/۵۴	۰/۸	۲/۲۷	۰/۳۷	۳/۸۷	۲/۱۷	۰/۲۱۵
لگاریتمی در بورس اوراق بهادار (میلیون سهم) فاصله	کیلومتر مربع	lnD	۶/۰۸	۶/۳۰	۷/۳۳	۲/۳۰	۰/۹۷	-۲/۰۳	۸/۱۷	۲/۲۵	۰/۲۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی آمار توصیفی جدول (۲) برای متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد که انحراف معیار تمامی متغیرها، نشان‌دهنده آن است که داده‌ها نزدیک به میانگین هستند و پراکندگی اندکی دارند. همچنین بررسی چولگی متغیرهای پژوهش، نشان می‌دهد که تقریباً تمامی متغیرهای تحقیق، وضعیت مناسب‌تری دارند و داده‌ها نسبت به میانگین متقارن می‌باشند. نتایج جدول بالا، نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد مطالعه، نرمال می‌باشند. در ادامه، ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد، مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت بررسی مانایی متغیرها در این پژوهش، از آزمون ریشه واحد لوین، لیو و چو استفاده شده است. نتایج آزمون مانایی متغیرها و آزمون ساکن بودن متغیرها در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو
Table 3: Results of Levin, Lin & Chu Unit Root Test

متغیر	Z	مقدار ارزش احتمال	نتیجه
P	-۷/۸۱	*/۰۰۰	I(0)
DP	-۸/۲۱	*/۰۰۰	I(0)
PDI	-۲۶/۷۹	*/۰۰۰	I(1)
INF	-۲۲/۲۴	*/۰۰۰	I(1)
lnTS	-۷/۴۶	*/۰۰۰	I(0)
lnD	-۱۲/۰۱	*/۰۰۰	I(1)

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون‌های فوق، متغیرهای قیمت مسکن، نرخ رشد دلار و لگاریتم حجم معاملات در بورس در سطح ایستا هستند؛ درحالی‌که متغیرهای شاخص تراکم جمعیت، نرخ تورم و لگاریتم مسافت از مراکز استانی با یک مرتبه تفاضل، ایستا شدند. ضرایب همبستگی در برآورد مدل، درک اولیه بین متغیرها را نشان می‌دهد و می‌تواند ارتباط خطی مابین متغیرها را توضیح دهد. نتایج ماتریس همبستگی در جدول (۴) به‌طور خلاصه نشان داده شده است. مطابق با انتظار مبانی تئوریک، همبستگی بین متغیرهای تحقیق برقرار است.

جدول ۴: نتایج آزمون ماتریس همبستگی
Table 4: Results of Correlation Matrix Test

متغیرها	P	DP	PDI	INF	lnTS	lnD
P	۱	-	-	-	-	-
DP	۰/۲۳ *(۳/۲۴)	۱	-	-	-	-
PDI	۰/۱۸ *(۲/۲۵)	۰/۱۵ *(۲/۷۵)	۱	-	-	-
INF	/۴۱ *(۳/۱۱)	۰/۲۶ *(۳/۸۵)	۰/۲۴ *(۳/۹۶)	۱	-	-
lnTS	۰/۳۱ *(۲/۵۵)	۰/۱۸ *(۲/۱۴)	۰/۱۲ *(۲/۳۵)	۰/۲۶ *(۳/۰۱)	۱	-
lnD	-۰/۱۹ *(-۲/۱۱)	۰/۲۶ *(۳/۸۷)	۰/۱۸ *(۳/۱۲)	۰/۱۴ *(۲/۵۶)	۰/۲۱ *(۲/۱۲)	۱

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

پیش از تخمین مدل فضایی، باید ابتدا وجود یا عدم وجود اثرات فضایی بررسی شود. این آزمون شامل آزمون موران است. نتایج آزمون فوق، در جدول (۵) ارائه شده است.

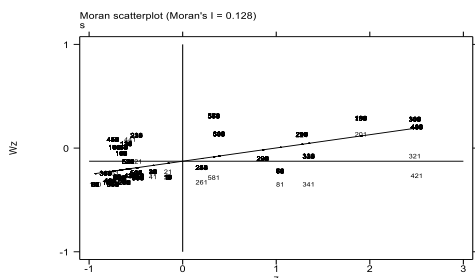
جدول ۵: نتایج آزمون تشخیصی برای استفاده از اثرات فضایی

Table 5: Diagnostic Test Results for Spatial Effects

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار ارزش احتمال
Moran	۰/۱۲۸	*۰/۰۰۰

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج آزمون جدول (۵)، در آزمون موران فرضیه صفر دلالت بر عدم وجود خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال دارد. در این آزمون، فرضیه صفر در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد شده است، لذا همین امر، خودهمبستگی فضایی بین جملات اختلال را مورد تأیید قرار می‌دهد. در ادامه، شکل ۱ نمودار پراکنش موران را برای استان‌های مزبور نشان می‌دهد.



نمودار ۱: پراکنش موران

Figure 1: Moran's Scatterplot

مأخذ: یافته‌های پژوهش

متغیر وابسته در این نمودار، قیمت مسکن با عنایت به رفتار توده‌وار است. محور افقی، مقدار استاندارد شده قیمت مسکن با عنایت به رفتار توده‌وار برای یک استان، محور عمودی مقدار استاندارد شده قیمت مسکن با عنایت به رفتار توده‌وار برای استان‌های مجاور (اثر سرریز) که به وسیله ماتریس وزن‌ها تعریف شده است، را نشان می‌دهند. همسایه‌ها در ماتریس وزن‌ها به روش رخ مانند مرتبه اول تعریف شده است، بدین معنی که همسایه‌های استان معین A شامل استان‌هایی است که یک ضلع مشترک (بالا، پایین، راست و چپ) با ناحیه بررسی دارد. لذا، با توجه به آماره نمودار فوق که مابین ۰ و ۱ می‌باشد (۰/۱۲۸)، از این‌رو، فرهنگ وابستگی ناشی از نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد، اثرات سرریز مثبت بر بازار مسکن در ایجاد رفتار توده‌وار در استان‌های مورد نظر دارد.

در ادامه، یکی از روش‌های انتخاب الگوی فضایی مقایسه مدل‌های خودرگرسیون و خطای فضایی با دوربین فضایی می‌باشد که آزمون فوق با عنوان آزمون والد فضایی بیان می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر برای آزمون‌های فوق رد شود، مدل دوربین فضایی به عنوان الگوی پژوهش انتخاب می‌شود. در ادامه، نتایج آزمون‌های فوق در جدول (۶) برای الگوی تحقیق ارائه شده است.

جدول ۶: نتایج آزمون تعیین مدل بهینه فضایی

Table 6: Results of Spatial Model Selection Test

ارزش احتمال	مقدار آماره	آزمون فرضیه
***۰/۸۷۵	۵/۳۲	$\theta = 0$ (الگوی خودرگرسیون فضایی در مقابل الگوی دوربین فضایی)
***۰/۸۷۶	۵/۵۴	$\theta = -\beta\rho$ (الگوی خطای فضایی در مقابل الگوی دوربین فضایی)

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۶)، برای هر الگوی تحقیق با عنایت به اینکه فرضیه صفر در آزمون خودرگرسیون فضایی در مقابل دوربین فضایی رد نمی‌شود، لذا مدل خودرگرسیون فضایی انتخاب می‌گردد. در حالت دوم، برای الگوی تحقیق با توجه به اینکه فرضیه صفر در آزمون خطای فضایی در مقابل دوربین فضایی رد نمی‌شود، لذا مدل خطای فضایی انتخاب می‌شود. از طرفی، یکی دیگر از آزمون‌های مورد نظر جهت انتخاب الگوی بهینه فضایی، آماره آکائیک است. آماره آکائیک جهت تعیین بهترین و مناسب‌ترین الگوی فضایی انجام می‌شود. با توجه به آماره فوق، بهترین مدل انتخابی، الگویی خواهد بود که از کمترین میزان معیار اطلاعات برخوردار باشد. نتایج آزمون فوق برای الگوی تحقیق در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون تعیین مدل بهینه فضایی

Table 7: Results of Spatial Model Selection Test

SAC	SEM	SDM	SAR	مدل
-۹۸۸/۵۸	-۹۸۵/۲۴	-۹۸۹/۱۱	*-۹۹۰/۲۷	مقدار آماره AIC

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۷)، با عنایت به اینکه آماره مدل خودرگرسیون فضایی نسبت به سایر الگوهای فضایی، از میزان کمتری برخوردار است، لذا الگوی فوق به عنوان الگوی بهینه فضایی انتخاب می‌گردد. در ادامه، جهت بررسی تعیین وابستگی بر حسب وقفه، خطا یا ترکیبی فضایی، از ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. نتایج مربوط به آزمون فوق، در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸: نتایج آزمون ضریب لاگرانژ

Table 8: Results of Lagrange Multiplier (LM) Tests

مقدار ارزش احتمال	آماره آزمون	نوع آزمون
*۰/۰۰۰	۲۱۵۴/۵۶	LM error
*۰/۰۰۰	۲۱/۸۹	RLM error
*۰/۰۰۰	۲۱۵۴/۵۷	LM lag
*۰/۰۰۰	۲۱/۹۱	RLM lag

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از جدول (۸)، نشان می‌دهد که فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وابستگی فضایی در مشاهدات از متغیر در هر دو حالت LM lag و RLM₁ رد شده است. از طرفی، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وابستگی در جزء خطا در هر دو حالت LM error و RLM error₂ رد شده است. لذا، وجود هر دو نوع همبستگی فضایی در جزء خطا و مشاهدات از متغیر غیرقابل رد است. در ادامه، نتایج حاصل از اثرات ثابت در برابر تصادفی از طریق آزمون‌های هاسمن فضایی و آمارهٔ LR در جدول (۹) برآورد می‌شود. نتایج حاصل از آزمون‌های فوق، بیانگر پذیرش الگوی ثابت فضایی در مقابل الگوی اثرات ثابت زمانی است.

جدول ۹: نتایج آزمون اثرات ثابت زمان، فضا و هاسمن فضایی

Table 9: Results of Fixed Effects Tests for Time, Space, and Spatial Hausman

آزمون	آماره آزمون	ارزش احتمال
آماره LR اثرات ثابت زمان	۲۵/۰۴	*۰/۰۰۰
آماره LR اثرات ثابت فضا	۱۷/۰۸	*۰/۰۰۰
هاسمن فضایی	۶۳/۱۱	*۰/۰۰۰

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از این‌رو، جهت بررسی تأثیر نقش فرهنگ وابستگی ناشی از نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد بر بازار مسکن در استان‌های ایران، با عنایت به رفتار توده‌وار طبق الگوی (۱) در استان‌های ایران از الگوی اقتصادسنجی فضایی با لحاظ اثرات ثابت و با در نظر گرفتن اثرات ناهمگن فضایی در مدل خودرگرسیون فضایی، استفاده می‌شود.

جدول ۱۰: نتایج برآورد مدل

Table 10: Estimation Results of the Model

مدل	ضرایب	آماره+ سطح
متغیر		
DP	۰/۳۵	۶/۸۶ (۰/۰۰۰)*
PDI	۰/۲۹	۴/۲۹ (۰/۰۰۰)*
INF	۰/۲۹	۳/۸۲ (۰/۰۰۰)*
lnTS	۰/۲۶	۷/۴۷ (۰/۰۰۰)*
lnD	-۰/۲۱	-۳/۶۰ (۰/۰۰۰)*
p	۰/۲۹	۶/۱۱ (۰/۰۰۰)*
آماره‌های ارزیابی		۰/۰۰۰ %، prob F=۸۴R2=

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Robust Lagrange Multiplier Lag
2. Robust Lagrange Multiplier Error

همان‌طور که از نتایج مدل SAR در جدول (۱۰) برای الگوی مطالعه ملاحظه می‌شود، علامت ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) برای استان‌های منتخب، مثبت و از نظر آماری، معنادار می‌باشد و بیانگر این نکته است که با افزایش قیمت مسکن در استان‌های هدف (i) به میزان یک درصد، قیمت مسکن به میزان ۲۹ درصد در استان‌های مجاور (j) افزایش می‌یابد که بر وابستگی مجاورتی بازار مسکن با توجه به رفتار توده‌وار اشاره دارد. از سایر نتایج تحقیق مطابق جدول (۱۰)، علامت ضریب متغیر نرخ رشد دلار در بازار آزاد بر بازار مسکن در استان‌های ایران، مثبت و معنی‌دار است و بیانگر این نکته است که با افزایش نرخ رشد دلار در بازار آزاد به میزان یک درصد، قیمت مسکن در استان‌های هدف ۳۵٪ درصد افزایش می‌یابد و تأکید بر نقش فرهنگ وابستگی در استان‌های هدف دارد. همچنین، علامت ضریب متغیر شاخص تراکم جمعیت بر قیمت مسکن در استان‌های ایران، مثبت و معنی‌دار است و مبین این نکته است که با افزایش جمعیت و با ثابت ماندن مساحت استان‌ها به میزان یک درصد، قیمت مسکن در استان‌های هدف به میزان ۲۹٪ درصد افزایش می‌یابد.

در ادامه، علامت ضریب متغیر نرخ تورم بر قیمت مسکن در استان‌های ایران مثبت و معنادار بوده و بیانگر این نکته است که با افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان‌های هدف به میزان یک درصد، قیمت مسکن در استان‌های هدف به میزان ۲۹٪ درصد افزایش می‌یابد. همچنین، علامت ضریب متغیر لگاریتم حجم معاملات در بازار بورس بر قیمت مسکن در استان‌ها، مثبت و معنادار بوده و بیانگر این نکته است که با افزایش حجم معاملات در بازار بورس در استان‌های هدف به میزان یک درصد، قیمت مسکن در استان‌های هدف به میزان ۲۶٪ درصد افزایش می‌یابد. در نهایت، علامت ضریب متغیر لگاریتم فاصله مراکز استان‌ها از استان تهران بر قیمت مسکن در استان‌ها، منفی و معنادار بوده و بیانگر این نکته است که با افزایش مسافت از مراکز استانی و شهرهای پر جمعیت در استان‌های هدف به میزان یک درصد، قیمت مسکن در استان‌های هدف به میزان ۲۱٪ درصد کاهش می‌یابد. در نهایت، به‌منظور بررسی بیشتر و دقیق‌تر اثرات فضایی، در جدول (۱۱)، اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل متغیرها ارائه شده است.

جدول ۱۱: نتایج اثرات کل، مستقیم و غیرمستقیم

Table 11: Results of Total, Direct, and Indirect Effects

متغیر	نوع اثر	ضریب	آماره + سطح
DP	مستقیم	۰/۳۵	۶/۸۰ (۰/۰۰۰)*
	غیرمستقیم	۰/۱۲	۴/۸۲ (۰/۰۰۰)*
	کل	۰/۴۷	۹/۸۴ (۰/۰۰۰)*
PDI	مستقیم	۰/۲۹	۴/۴۲ (۰/۰۰۰)*
	غیرمستقیم	۰/۱۱	۲/۷۸ (۰/۰۰۶)*
	کل	۰/۴۱	۴/۲۵ (۰/۰۰۰)*
INF	مستقیم	۰/۲۹	۳/۹۹ (۰/۰۰۰)*
	غیرمستقیم	۰/۱۲	۲/۵۵ (۰/۰۱۴)*
	کل	۰/۴	۳/۷۸ (۰/۰۰۰)*
lnTS	مستقیم	۰/۲۵	۸/۰۳ (۰/۰۰۰)*
	غیرمستقیم	۰/۰۵	۳/۵۲ (۰/۰۰۰)*
	کل	۰/۳۱	۷/۸۵ (۰/۰۰۰)*
lnD	مستقیم	-۰/۲	۳/۲۷ (۰/۰۰۱)*
	غیرمستقیم	-۰/۰۸	۲/۳۰ (۰/۰۲۲)*
	کل	-۰/۲۹	۳/۳۶ (۰/۰۰۱)*

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد، *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد
 مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۱۱)، اثر غیرمستقیم نرخ دلار در بازار آزاد بر بازار مسکن در استان‌های کشور، مثبت و معنادار بوده که مطابق با انتظارات تئوریکی تحقیق می‌باشد و بیانگر این مطلب است که با افزایش نرخ دلار در بازار آزاد به میزان یک درصد در استان‌های هدف، قیمت مسکن در استان‌های مجاور به میزان ۱۲٪ درصد افزایش می‌یابد، که نشانگر تأثیرپذیری رفتار توده‌وار در افراد ناشی از نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد است. در ادامه، اثر غیرمستقیم متغیر شاخص تراکم جمعیت بر قیمت مسکن در استان‌های کشور، مثبت و معنی‌دار بوده و بیانگر این نکته است با افزایش شاخص تراکم جمعیت در استان‌های هدف به میزان یک درصد، موجب افزایش قیمت مسکن در استان‌های مجاور به میزان ۱۱٪ درصد خواهد شد. همچنین، اثر غیرمستقیم متغیر نرخ تورم بر قیمت مسکن در استان‌های کشور، مثبت و معنی‌دار بوده و بیانگر این مطلب مهم می‌باشد که با افزایش میزان شاخص قیمت مصرف‌کننده به میزان یک درصد، قیمت مسکن ۱۲٪ درصد در استان‌های مجاور افزایش می‌یابد.

در ادامه، اثر غیرمستقیم متغیر لگاریتم حجم معاملات در بازار بورس بر قیمت مسکن در استان‌های کشور، مثبت و معنی‌دار است و بیانگر این نکته مهم است که با افزایش حجم معاملات در بازار بورس به میزان یک درصد، موجب افزایش قیمت مسکن به میزان ۰.۵٪ در استان‌های مجاور می‌گردد. در نهایت، اثر غیرمستقیم متغیر لگاریتم فاصله مراکز استان‌ها از استان تهران بر قیمت مسکن در استان‌های کشور، منفی و معنی‌دار است و بیانگر این نکته مهم است که با افزایش مسافت از مراکز استانی و شهرهای کلان به میزان یک درصد، موجب کاهش قیمت مسکن به میزان ۰.۸٪ در صد در استان‌های مجاور می‌گردد.

۶. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، نقش فرهنگ وابستگی ناشی از نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد بر ایجاد رفتار توده‌وار در بازار مسکن به تفکیک ۳۱ استان ایران طی بازه زمانی ۱۴۰۰-۱۳۹۰ به صورت تواتر داده‌های فصلی با بهره‌مندی از رویکرد اقتصادسنجی فضایی مدل‌سازی گردید. لذا قبل از برآورد مدل، آزمون‌های مرتبط با تشخیصی وابستگی فضایی انجام شد و پس از اطمینان از وجود اثر فضایی، مدل خودرگرسیون فضایی (SAR) از بین سایر الگوهای فضایی برای استان‌های ایران انتخاب شد. نتایج برآورد، نشان‌دهنده رابطه مثبت بین نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد و قیمت در بازار مسکن در استان‌های ایران است.

به عبارت دیگر، با افزایش نوسانات نرخ دلار در بازار آزاد، رفتار توده‌وار در استان‌های کشور ایجاد شده و علاوه بر افزایش قیمت مسکن در یک استان معین (اثرات مستقیم)، منجر به شدت رشد قیمت مسکن در استان‌های مجاور نیز می‌شود (اثرات غیرمستقیم) و فرهنگ وابستگی در قالب رفتار توده‌وار با شروع نوسانات قیمت دلار در بازار آزاد، در بازار مسکن پدیدار می‌گردد که نتیجه فوق، مطابق با مطالعات تان (۲۰۲۲)، یانگ (۲۰۲۱)، چلن و کاریو (۲۰۰۴)، ژو و اندرسون (۲۰۱۳) و لام و همکاران (۲۰۱۸) می‌باشد.

تغییرات ناشی از نرخ دلار، موجب افزایش شوک‌های منفی وارده در بازار مسکن شده که باعث جذب سرمایه‌گذاری‌ها از سایر بازارها می‌گردد و سبب اختلال در بازار مسکن شده و دوره‌های رکودتورمی را تشدید می‌کند. همچنین، باعث کاهش توان خرید در افرادی که از درآمد کمی برخوردارند، می‌گردد. از طرفی، افزایش قیمت زمین، موجب افزایش اجاره‌نشینی، افزایش کاذب اجاره‌بها، افزایش خرید و فروش مسکن به‌منظور سرمایه‌گذاری و سفته‌بازی، افزایش حاشیه‌نشینی و افزایش هزینه‌های ساخت می‌گردد که موجب به‌خطر افتادن امنیت روانی و اقتصادی افراد اغلب در بعد مصرف می‌شود.

از سایر نتایج تحقیق، متغیرهای شاخص تراکم جمعیت، نرخ تورم، لگاریتم حجم معاملات در بورس اوراق بهادار، تأثیر مثبت و معنادار بر قیمت در بازار مسکن در استان‌های ایران دارد؛ درحالی‌که، متغیر لگاریتم مسافت از مراکز استان‌ها، تأثیری منفی و معنادار بر قیمت مسکن در استان‌های کشور دارد.

با توجه به اینکه جهش‌های قیمتی مسکن، نه تنها باعث به خطر افتادن رفاه خانوارهای ایرانی می‌شود، بلکه با افزایش قیمت زمین، حتی هزینه نهاده تولیدی افزایش یافته و فرایند سرمایه‌گذاری را به خطر می‌اندازد. هجوم به بازار مسکن برای محافظت از ارزش پول، به نوبه خود با ایجاد رفتار توده‌وار، باعث کاهش ارزش پول می‌شود؛ چراکه جهش‌های قیمتی بازار مسکن از متوسط تورم بالاتر بوده است. در ایران، قانونی در جهت محدودسازی تعداد معاملات مسکن وجود ندارد و لذا ممکن است یک واحد مسکونی یا یک قطعه زمین بارها در طول سال مورد معامله قرار گیرد که به چنین رفتار توده‌وار و رفتار سفته‌بازی دامن می‌زند. لذا، قوانین محدودکننده همراه با سیستم مالیاتی کارآمد (همانند کشورهای توسعه‌یافته)، می‌تواند از بروز چنین رفتاری تاحدی جلوگیری کند. این اصلاح قوانین باید تعداد معاملات را در طول یک سال محدود سازد. همچنین مالیات بیشتری برای تصاحب تعداد خانه‌ها برای یک فرد و همچنین خانه‌های خالی برقرار شود.

با اینکه بخش قابل توجهی از خانوارهای ایرانی فاقد مسکن هستند، ولی حجم انبوهی از خانه‌های خالی در ایران وجود دارد که بدون استفاده و سکونت است. با توجه به اینکه بخش زیادی از خانوارها در ایران فاقد مسکن هستند و از سوی دیگر در معرض جهش‌های قیمتی مسکن با کاهش شدید رفاه مواجه‌اند (به‌طوری‌که بخش بسیار بزرگی از درآمدها صرف اجاره‌بها می‌شود)، لذا برای محافظت از این خانوارها، باید تسهیلات ویژه‌ای برای ساخت مسکن و صاحب خانه شدن این افراد ارائه شود. ارائه زمین رایگان برای این افراد می‌تواند روش بهتری برای کاهش تقاضای ناشی از نیاز به بازار مسکن شود که به نوبه خود، رفتار سفته‌بازی مسکن را کاهش خواهد داد.

همچنین با توجه به اینکه جهش‌های قیمتی ابتدا از کلانشهرها و مناطق ثروتمندنشین شروع می‌شود، لذا توسعه متوازن و متعادل در جغرافیای ایران، می‌تواند تا حدی از بروز چنین روندی جلوگیری کند. در این خصوص، قوانین و مقررات خاص مربوط به معامله و ساخت مسکن در این مناطق نیز می‌تواند، به مدیریت این روند کمک کند.

همچنین، حمایت از بازارهای موازی و ایجاد ثبات و اطمینان در این بازارها برای جذب نقدینگی و هدایت بخشی از رفتار توده‌وار به آن سمت، می‌تواند انجام شود. عدم تجدید قیمت دارایی شرکت‌های بازار بورس و قیمت پایین دارایی‌های این شرکت‌ها نسبت به قیمت واقعی خود، موجب دور شدن نقدینگی از بازار سرمایه می‌شود. دخالت دولت در بازارهای مالی و سرمایه‌ای در ایران، باعث می‌شود که این بازارها باهم حرکت نکنند، بلکه با تأخیر نسبت به هم رفتار کنند. لذا، زمانی که نرخ ارز سیگنال تورمی صادر می‌کند، بازارها به‌صورت موازی و برابر هجوم تصمیمات سفته‌بازانه را به سمت خود جذب نمی‌کنند. از این‌رو، موجب جهش‌های بزرگ‌تری در برخی بازارها مثل بازار مسکن می‌شوند که با توجه به ماهیت چسبندگی و لنگر قیمتی، قیمت‌ها بعد از شوک وارده، اصلاح چندانی را تجربه نمی‌کنند.

در نهایت، سیاست‌های سرکوب ارزی و تزریق نرخ دولتی ارز در بازار ارز (هم‌اکنون نرخ دلار دولتی ۲۸۲۸۰۰ ریال در حالی که نرخ دلار در بازار آزاد ۵۰۳۰۰۰ ریال است)، یکی از دلایل اصلی

تشدید رشد قیمت نرخ ارز است؛ زیرا مواقعی که سیاست‌های سرکوب نرخ ارزی کارآمدی خود را از دست می‌دهد، موجب شروع نوسانات شدید نرخ ارزی گردیده و منجر به ایجاد سوگیری در افراد در خصوص تصمیم‌گیری‌های خود در بازار می‌گردد و سبب هجوم به بازارهای مطمئن و پربازده از جمله بازار مسکن می‌شود. لذا، عدم سرکوب و تزریق نرخ ارز دولتی و اصلاح سیاست‌های ارزی، می‌تواند موجب کاهش نوسانات نرخ ارز گردد.

همچنین جهت مدیریت و کنترل نوسانات قیمت مسکن ناشی از رفتار توده‌وار و تأثیرات نرخ ارز، نیاز به رویکردی چندجانبه و جامع برای سیاست‌گذاری است. لذا، این توصیه‌ها باید از منظر تحلیل رفتار در چهارچوب انتظارات عقلایی، انتظارات تورمی و فرهنگ وابستگی اعمال گردد که موارد مذکور به‌صورت زیر می‌باشد:

۱- مدیریت انتظارات تورمی و عقلایی: یکی از مواردی که می‌تواند نقش بسزایی در مدیریت انتظارات تورمی و عقلایی داشته باشد، تثبیت نرخ ارز پایدار مخصوصاً نرخ دلار در بازار آزاد در ایران است. سیاست‌گذاران باید به‌دنبال تثبیت نرخ ارز باشند تا از نوسانات شدید و غیرمنتظره جلوگیری شود؛ که می‌تواند شامل سیاست‌های پولی دقیق، مدیریت ذخایر ارزی و کنترل نقدینگی باشد. مورد مهم بعدی در راستای مدیریت انتظارات تورمی و عقلایی، تنظیم صحیح سیاست‌های پولی و مالی است که مهم‌ترین سیاست پولی، کنترل نرخ تورم است. لذا، سیاست‌های پولی باید به‌گونه‌ای تنظیم شوند که تورم تحت کنترل باشد؛ که شامل سیاست‌های انقباضی در زمان‌های افزایش نقدینگی و تورم است. همچنین تنظیم نرخ بهره نیز می‌تواند مفید باشد. تنظیم نرخ بهره به‌گونه‌ای که بتواند بر تقاضای مسکن تأثیر بگذارد، می‌تواند ابزار مؤثری در کنترل نوسانات بازار مسکن باشد.

۲- مدیریت رفتار توده‌وار و فرهنگ وابستگی: یکی از مواردی که می‌تواند نقش بسزایی در مدیریت رفتار توده‌وار و فرهنگ وابستگی داشته باشد، آموزش و اطلاع‌رسانی است. افزایش سطح آگاهی عمومی درباره بازار مسکن، اقتصاد کلان و تأثیرات نرخ ارز، می‌تواند به کاهش رفتارهای هیجانی و توده‌وار کمک کند؛ که شامل برنامه‌های آموزشی از طریق رسانه‌ها و نهادهای آموزشی است. همچنین، اطلاع‌رسانی شفاف و دقیق توسط نهادهای رسمی درباره وضعیت بازار مسکن و نرخ ارز، می‌تواند به کاهش شایعات و اطلاعات نادرست کمک کند. یکی دیگر از موارد مهم، تنظیم بازار مسکن از طریق کنترل عرضه مسکن و محدودیت‌های سرمایه‌گذاری سوداگرانه است. سیاست‌گذاران باید به‌طور فعال در تنظیم عرضه مسکن، نقش داشته باشند؛ که شامل تشویق به ساخت و ساز مسکن جدید، تسهیل فرایندهای اخذ مجوز و حمایت از پروژه‌های مسکن اجتماعی است. همچنین، وضع قوانین و مقرراتی برای محدود کردن خرید و فروش‌های سوداگرانه در بازار مسکن، می‌تواند به کاهش نوسانات قیمت کمک کند.

۳- تقویت سیستم‌های نظارتی و اطلاعاتی: یکی از مواردی که می‌تواند نقش بسزایی در تقویت سیستم‌های نظارتی و اطلاعاتی داشته باشد، پایش بازار از طریق ایجاد سیستم‌های نظارتی قوی و بانک‌های اطلاعاتی جامع است. ایجاد و تقویت سیستم‌های نظارتی برای پایش مستمر بازار مسکن و

نرخ ارز، می‌تواند به شناسایی سریع نوسانات و واکنش به‌موقع کمک کند و ایجاد بانک‌های اطلاعاتی جامع و به‌روز درباره بازار مسکن، نرخ ارز و شاخص‌های اقتصادی مرتبط، می‌تواند به تحلیل‌های دقیق‌تر و تصمیم‌گیری‌های بهتر کمک نماید.

۴- تعامل و هماهنگی بین نهادهای: یکی از مواردی که می‌تواند نقش بسزایی در تعامل و هماهنگی بین نهادهای داشته باشد، هماهنگی بین نهادهای مالی و پولی و تعامل با بخش خصوصی است. ایجاد هماهنگی و همکاری بین بانک مرکزی، وزارت مسکن و سایر نهادهای مالی برای تدوین و اجرای سیاست‌های مشترک در مدیریت نوسانات بازار، می‌تواند مفید باشد. همچنین، تعامل و همکاری با بخش خصوصی، از جمله سازندگان مسکن و مشاوران املاک، برای تدوین سیاست‌های متناسب و مؤثر در بازار مسکن، احتمالاً می‌تواند نتایج معقولی را ارائه دهد.

از دیگر پیشنهاد سیاستی مهم نیز می‌توان به ایجاد انگیزه‌های مالی و حمایت‌های دولتی علی‌الخصوص حمایت از خریداران مسکن و حمایت از ساخت و ساز مسکن اشاره کرد. ارائه تسهیلات مالی و وام‌های کم‌بهره به خریداران مسکن به‌ویژه جوانان و اقشار کم‌درآمد برای کاهش فشارهای مالی و تشویق به خرید مسکن و ارائه مشوق‌های مالیاتی و تسهیلات به سازندگان مسکن برای افزایش عرضه و کاهش فشار بر قیمت‌ها، می‌تواند از رفتارهای توده‌وار و عجولانه جلوگیری نماید.

سپاسگزاری: بدین‌وسیله از تمامی افرادی که با ارائه راهنمایی‌ها، حمایت‌ها و همراهی‌های علمی و اجرایی در تدوین و تکمیل این مقاله یاری‌رسان ما بودند، صمیمانه قدردانی می‌کنیم.

تأییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۲۵ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم

(۲۵ درصد) و نویسنده چهارم (۲۵ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Andersson, M., Hedesström, M., & Gärling, T. (2014). A social-psychological perspective on herding in stock markets. *Journal of Behavioral Finance*, 15(3), 226-234.
- Bahaddin, B., Weinberg, S., Luna-Reyes, L. F., & Andersen, D. (2019). Building a bridge to behavioral economics: Countervailing cognitive biases in lifetime saving decisions. *System Dynamics Review*, 35(3), 187-207.
- Bahmani-Oskooee, M., & Wu, T. P. (2018). Housing prices and real effective exchange rates in 18 OECD countries: A bootstrap multivariate panel Granger causality. *Economic Analysis and Policy*, 60, 119-126.
- Bertrand, M., Mullainathan, S., & Shafir, E. (2006). Behavioral economics and marketing in aid of decision making among the poor. *Journal of Public Policy & Marketing*, 25(1), 8-23.
- Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff Papers*, 47(3), 279-310.
- Case, K. E., & Shiller, R. J. (1988). The behavior of home buyers in boom and post-boom markets.
- Çelen, B., & Kariv, S. (2004). Distinguishing informational cascades from herd behavior in the laboratory. *American Economic Review*, 94(3), 484-498.
- Chang, E. C., Cheng, J. W., & Khorana, A. (2000). An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective. *Journal of Banking & Finance*, 24(10), 1651-1679.
- Clark, S. P., & Coggin, T. D. (2009). Trends, cycles and convergence in US regional house prices. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 39, 264-283.
- Dadgar, Y., Dargahi, H., and Qolizadeh, S. (2023). The role of investor sentiments and government behavior on Tehran Stock Exchange market fluctuations: A behavioral economics approach. *Scientific Quarterly of Applied Economic Theories*, 10(1), 191-214. [In Persian]
- Dean, H., & Taylor-Gooby, P. (2014). *Dependency Culture*. Routledge.
- DellaValle, N. (2019). People's decisions matter: Understanding and addressing energy poverty with behavioral economics. *Energy and Buildings*, 204, 109515.
- Dhami, S. (2016). *The Foundations of Behavioral Economic Analysis*. Oxford University Press.
- Diala, A. O., Kalu, I. U., & Igwe-Kalu, A. (2017). Effects of exchange rate volatility on low income residential real estate investment returns in Nigeria. *Research Journal of Finance and Accounting*, 8(6), 8-15.
- Dold, M. F., & Rizzo, M. J. (2021). The limits of opportunity-only: Context-dependence and agency in behavioral welfare economics. *Journal of Economic Methodology*, 28(4), 364-373.
- Galbács, P., & Galbács, P. (2015). The rational expectations hypothesis as a key element of new classical macroeconomics. *The Theory of New Classical Macroeconomics: A Positive Critique*, 53-90.

- Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2018). Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. 26th. issue (September 2011) of: *The International Journal of Central Banking*.
- Habibi, S., Haji Mollah Darwish, N., and Raghofer, Hossein (2022). The effect of mental poverty on labor force performance. *Scientific Quarterly of Applied Economic Theories*, 8(1), 165-184. [In Persian]
- Hirshleifer, D., & Hong Teoh, S. (2003). Herd behaviour and cascading in capital markets: A review and synthesis. *European Financial Management*, 9(1), 25-66.
- Holly, S., Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2011). The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK. *Journal of Urban Economics*, 69(1), 2-23.
<https://ideas.repec.org/a/fip/fedbne/y1988inovp29-46.html>
https://webofproceedings.org/proceedings_series/ECOM/MFSSR%202019/MFS SR19065.pdf
https://www.researchgate.net/publication/289785184_Factors_shaping_the_decision_to_become_a_landlord_and_retain_rental_investments
- Jani, S., & Safizadeh, S. (2020). Analyzing tourism industry effect on employment among provinces by spatial econometric panel data approach. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 28(93), 233-266. [In Persian]
- Klein, E., & Mills, C. (2017). Psy-expertise, therapeutic culture and the politics of the personal in development. *Third World Quarterly*, 38(9), 1990-2008.
- Knoll, M. A. (2010). The role of behavioral economics and behavioral decision making in Americans' retirement savings decisions. *Soc. Sec. Bull.*, 70, 1.
- Lam, C. H. L., & Hui, E. C. M. (2018). How does investor sentiment predict the future real estate returns of residential property in Hong Kong?. *Habitat International*, 75, 1-11.
- Levinson, J. D., & Peng, K. (2007). Valuing cultural differences in behavioral economics. *ICFAI Journal of Behavioral Finance*, 4, 32-47.
- Lieb, L., & Schuffels, J. (2022). Inflation expectations and consumer spending: The role of household balance sheets. *Empirical Economics*, 63(5), 2479-2512.
- Lo, D., Chau, K. W., Wong, S. K., McCord, M., & Haran, M. (2022). Factors affecting spatial autocorrelation in residential property prices. *Land*, 11(6), 931.
- Mahalik, M. K., & Mallick, H. (2011). What causes asset price bubble in an emerging economy? Some empirical evidence in the housing sector of India. *International Economic Journal*, 25(2), 215-237.
- Malliaris, Anastasios G., Mary Malliaris, and Mark S. Rzepczynski. (2024). One man's bubble is another man's rational behavior: Comparing alternative macroeconomic hypotheses for the US housing market. *Journal of Risk and Financial Management*, 17: 349.
- Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: A new interpretation. *Housing Studies*, 14(6), 733-753.
- Miles, W. (2019). Regional convergence and structural change in US housing markets. *Regional Studies, Regional Science*, 6(1), 520-538.

- Montero, M. (1998). Dialectic between active minorities and majorities: A study of social influence in the community. *Journal of Community Psychology*, 26(3), 281-289.
- Ngene, G. M., & Gupta, R. (2023). Impact of housing price uncertainty on herding behavior: Evidence from UK's regional housing markets. *Journal of Housing and the Built Environment*, 38(2), 931-949.
- Nikpey, V., Mohammadzadeh, Y., Rezazadeh, A., & Ansari Samani, H. (2024). Spatial analysis of dependency culture resulting from exchange rate fluctuations on herding behavior in Iran's housing market. *International Journal of Housing Markets and Analysis*. 18(6), 328-356.
- Olweny, T., & Omondi, K. (2011). The effect of macro-economic factors on stock return volatility in the Nairobi stock exchange, Kenya. *Economics and Finance Review*, 1(10), 34-48.
- Owusu, S. P., & Laryea, E. (2023). The impact of anchoring bias on investment decision-making: evidence from Ghana. *Review of Behavioral Finance*, 15(5), 729-749.
- Parveen, S., Satti, Z. W., Subhan, Q. A., Riaz, N., Baber, S. F., & Bashir, T. (2023). Examining investors' sentiments, behavioral biases and investment decisions during COVID-19 in the emerging stock market: a case of Pakistan stock market. *Journal of Economic and Administrative Sciences*, 39(3), 549-570.
- Reza Zadeh, A., Jahangiri, S., Fahid Azer, Y., & Nikpey Pesyan, V. (2022). Investigating the impact of covid-19 on the relationship between cryptocurrencies and oil price shocks using the non-linear autoregressive distributed lag (NARDL) approach. *Journal of asset management and financing*, 10(2), 121-148. [In Persian]
- Rook, L. (2006). An economic psychological approach to herd behavior. *Journal of Economic Issues*, 40(1), 75-95.
- Ruoxi, Q. (2019). Behavior Analysis of Real Estate Investors. *Mfssr*, 308-312.
- Samadi, A., Sohrabi, R., & Khazaei, M. M. (2013). Identification of behavioral biases affecting the decision making of individual shareholders in buying and selling shares in the Hamedan Regional Stock Exchange Hall. *Journal of Industrial Management Studies*, 9(28), 85-100. [In Persian]
- Samadipour, Sh., Qolizadeh, A., A., and Sepherdoost, H. (2023). Investigating the effect of behavioral components on housing prices in Iran. *Quarterly Journal of Applied Economic Studies*, 12(46), 241-274. [In Persian]
- Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1990). Herd behavior and investment. *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, 465-479.
- Selsbil, M., Rafiei Atani., A., and Naini Naini, A. (2022). Explaining the model of consumer decision-making based on cognitive and behavioral sciences using the metacombination method. *New Researches in Decision Making*, 7(2), 88-109. [In Persian]

- Sepidbar, Z., & Nikpey Pesyan, V., and Mohammadzadeh, Y. (2024). Analysis of the effect of entrepreneurship index on employment in Iranian provinces: Spatial econometric approach. *The Economic Research*, 24(1), 285-311. [In Persian]
- Tan, C. (2022). A study of boundedly rational behaviour in housing choice: Evidence from Malaysia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 15(5), 1259-1274.
- Tan, L., Chiang, T. C., Mason, J. R., & Nelling, E. (2008). Herding behavior in Chinese stock markets: An examination of A and B shares. *Pacific-Basin Finance Journal*, 16(1-2), 61-77.
- Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Saving, fungibility, and mental accounts. *Journal of Economic Perspectives*, 4(1), 193-205.
- Thaler, R. H. (1999). Mental accounting matters. *Journal of Behavioral Decision Making*, 12(3), 183-206.
- Thaler, R. H. (2017). Behavioral economics. *Journal of Political Economy*, 125(6), 1799-1805.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under uncertainty: Heuristics and biases: Biases in judgments reveal some heuristics of thinking under uncertainty. *Science*, 185(4157), 1124-1131.
- Umoi, I., Amiri Eghdai, S. F., and Ansari, A. (2022). Designing a model of misbehavior caused by the mental biases of customers in the financial industry; Case study: Bank and stock market customers. *New Marketing Research Journal*, 12(2), 67-90. [In Persian]
- Van Nieuwerburgh, S., & Weill, P. O. (2010). Why has house price dispersion gone up?. *The Review of Economic Studies*, 77(4), 1567-1606.
- Wilkinson, N., & Klaes, M. (2017). *An Introduction to Behavioral Economics*. Bloomsbury Publishing.
- Wood, G., & Ong, R. (2010). Factors shaping the decision to become a landlord and retain rental investments.
- Yang, C. F. (2021). Common factors and spatial dependence: An application to US house prices. *Econometric Reviews*, 40(1), 14-50.
- Zheng, X., Chen, X., & Yuan, Z. (2021). Exploring the spatial spillover effect of home purchase restrictions on residential land prices based on the difference-in-differences approach: Evidence from 195 Chinese cities. *Land Use Policy*, 102, 105236.
- Zhou, J., & Anderson, R. I. (2013). An empirical investigation of herding behavior in the US REIT market. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 47, 83-108.
- Zhou, R. T., & Lai, R. N. (2009). Herding and information based trading. *Journal of Empirical Finance*, 16(3), 388-393.

Investigating the Spatial Effect of Financial Deepening on the Development of the Digital Economy in MENA Member Countries

Abolfazl Falah¹, Marjan Damankeshideh² , Manijeh Hadinejad³

1. Doctoral student of Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: falahablfzl@gmail.com
2. Assistant Professor Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. (Corresponding Author) E-mail: m.damankeshideh@yahoo.com
3. Assistant Professor Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran. E-mail: manijeh_hadinejad@yahoo.com

Abstract

This study investigates the role of financial deepening in promoting digital development within MENA countries from 2000 to 2023. Financial deepening aims to foster broader economic development, and the digital economy has become a crucial driver of sustainable socio-economic progress. The research employs advanced spatial econometric techniques. It constructs a comprehensive digital development index and uses a Spatial Dynamic Panel model combined with a Spatial Durbin Model (SGMM-DPD-SDM), estimated via Generalized Method of Moments. A 16x16 matrix, based on geographical proximity and economic correlation, defines the adjacency between nations. The key finding is that financial deepening significantly boosts a country's own level of digital development. Crucially, it also generates positive spatial spillover effects, meaning it benefits neighboring countries as well. The analysis confirms strong spatial dependence: the digital development of a specific country is highly influenced by its neighbors. The first spatial lag of the dependent variable is significant at 0.82, indicating that higher digital development in adjacent countries directly elevates the focal country's own development. Furthermore, control variables like economic growth, government size, and trade openness were found to have direct positive impacts on digital development. These variables also exhibit significant indirect (spillover) effects, confirming that regional interdependence is a vital factor. The significance of all spatial lag variables in the model strongly validates the presence of these spatial and regional effects, underscoring that digital development is not an isolated process but is deeply interconnected across borders.

Article information

Review History:

Received: Aug. 03, 2024

Revised: Sep. 22, 2024

Accepted: Oct. 10, 2024

Keywords:

Arellano-Bover/Blundell-Bond
two-step

Digital economy

Financial deepening

SGMM-DPD

Spatial Durbin

JEL Classification:

C33,G01,O1

Corresponding Author:

m.damankeshideh@yahoo.com



Aim and Introduction

One of the most critical criteria for assessing the development of the digital economy is financial deepening. Most analysts agree that financial deepening can accelerate economic growth. Economic policy orientations are increasingly aligned with the objectives of financial deepening, underscoring its growing significance. The digital economy is characterized by its large scale, rapid development, and strong connectivity—factors that demand more accurate and efficient financial support.

Financial deepening refers to the multi-dimensional strategy for establishing a market-oriented, multi-level financial system to foster economic growth. This approach includes the expansion and development of financial markets, the creation of innovative financial products and services, the reform of financial institutions, and the strengthening of financial supervision. The digital economy today extends beyond the realms of electronics, communication, and information industries, and has deeply integrated with the traditional economy. It no longer represents merely a part of the economy but increasingly defines it as a whole. Given its potential for growth and high profitability, the digital economy and its associated industries require substantial financial support.

Financial deepening enhances the stock of liquid assets, expands financing channels, and directs capital flows toward competitive, high-yield digital sectors—thereby promoting their rapid development. Financial institutions are increasingly supporting emerging industries through targeted credit policies and are actively facilitating the digital transformation of traditional sectors. Furthermore, regional financial deepening improves the accessibility of financial intermediaries—such as banks and venture capital firms—to real-time corporate information. This reduces financing constraints, broadens financing channels, lowers capital costs, and provides firms with more diverse financial options.

For digital economy enterprises, financial deepening improves resource allocation efficiency through the integration of advanced technologies such as big data. It enables the effective investment of funds in critical areas of the digital economy, thereby fostering its development. As the digital economy expands, it becomes essential to manage the associated financial risks. Financial deepening addresses these concerns by reinforcing the financial market infrastructure, enhancing the regulatory environment, and adopting comprehensive risk management strategies to ensure the sector's sustainable and healthy growth.

Moreover, financial deepening spurs innovation in digital payment systems, digital currencies, financial technologies, and other related fields, resulting in more efficient and accessible financial services that underpin digital economy growth. Overall, financial deepening plays an important role in reducing financial constraints, enhancing resource allocation, managing financial risks, and

providing vital financial services to support the robust and sustainable development of the digital economy.

Methodology

This study employs a random dynamic panel model using the Spatial Generalized Method of Moments—Dynamic Panel Data (SGMM-DPD-SDM) framework with two-stage Arellano-Bond estimation and random dynamic coefficients. To evaluate the effects of financial deepening, economic openness, government size, and economic growth on digital economy development in MENA countries, spatial econometric techniques are applied. In this model, the development of the digital economy is the key dependent variable.

The selection of explanatory variables—namely financial deepening, economic openness, government size, and economic growth—is grounded in theoretical foundations. The inclusion of the lagged dependent variable in the model introduces autocorrelation between the explanatory variables and the error term, violating one of the classical assumptions of panel models. Consequently, the use of ordinary least squares methods in fixed and random effects models would yield biased and inconsistent estimates. Therefore, dynamic panel data techniques are employed to ensure robustness.

Findings

The results indicate that financial deepening significantly enhances digital economy development. Additionally, its spatial effects reveal that financial deepening in one country positively influences neighboring countries. According to the spatial lag estimation, the digital development of a given country is affected by the weighted average of digital development levels in neighboring countries, with an estimated effect of 0.82.

The estimated coefficients for economic growth, government size, and economic openness are all positive and statistically significant, confirming their direct contribution to digital development. Moreover, these variables exhibit spatial spillover effects, further validating the presence of regional interdependencies. All spatial proximity-related variables are statistically significant, underscoring the importance of spatial and regional dynamics in understanding the influence of these factors on digital development.

Discussion and Conclusion

To promote financial deepening and foster the growth of the digital economy, the following recommendations are proposed based on the research findings: Gradual reforms in the financial system should be pursued, with an emphasis on improving the efficiency and quality of financial services through the establishment of a sound regulatory framework. Strengthening the capacity of financial services for the real economy and encouraging traditional financial

Economic Research and Perspectives

Original Research Article/ Vol.25, No.3, 2025, pp: 291-325

institutions to enhance their service offerings will ensure robust financial support. Simplifying approval processes for digital economy enterprises and lowering funding thresholds are also crucial for enabling the rapid development of this dynamic sector.

Encouraging innovation in financial products and services tailored to the needs of the digital economy—such as those based on e-commerce platforms and blockchain technologies—will drive further progress. Additionally, promoting direct financing through the gradual liberalization of capital markets and increasing their share in the financial system can significantly stimulate economic growth.

Welcoming foreign investment and facilitating the entry of international financial institutions will bring in much-needed capital and advanced financial technologies. These measures will not only enrich the financial ecosystem but also accelerate the digital transformation process across the MENA region.

بررسی اثر فضایی تعمیق مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال در کشورهای عضو منا

ابوالفضل فلاح^۱، مرجان دامن‌کشیده^۲ , منیژه هادی‌نژاد^۳

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
falahablfzl@gmail.com

۲. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
m.damankeshideh@yahoo.com

۳. استادیار گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
manijeh_hadinejad@yahoo.com

چکیده	اطلاعات مقاله
هدف تعمیق مالی، ارتقاء توسعه اقتصادی است. در سال‌های گذشته، اقتصاد دیجیتال به دستاوردهای توسعه قابل توجهی دست یافته، و نقش آن در هدایت و حمایت از توسعه اقتصادی و اجتماعی پایدار به‌طور فزاینده‌ای برجسته شده است. این پژوهش، براساس داده‌های تابلویی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۳ در سطح کشورهای عضو منا است و یک سیستم شاخص جامع برای توسعه دیجیتال با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی ایجاد می‌کند. همچنین از پویای تصادفی با مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با کاربرد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور/ بلاندل- باند به‌منظور برآورد مدل اقتصادسنجی استفاده خواهد شد. برای تعیین ماتریس مجاورت، از روش مجاورت و همبستگی در قالب یک ماتریس مربعی ۱۶ در ۱۶ استفاده شد. نتایج نشان می‌دهد که تعمیق مالی به‌طور قابل توجهی سطح توسعه دیجیتال را بهبود می‌بخشد. همچنین اثرات فضایی تعمیق مالی، نشان می‌دهد که تعمیق مالی، اثر فضایی مثبت بر کشور مورد نظر دارد. طبق برآورد وقفه اول فضایی متغیر وابسته میانگین وزنی توسعه دیجیتال هر کشور مؤثر بر توسعه دیجیتال کشور مورد مطالعه است؛ به‌طوری‌که هر چه کشورهای مجاور، توسعه دیجیتال بالاتری داشته باشند، توسعه دیجیتال آن کشور بالاتر می‌رود و میزان اثرگذاری آن به مقدار ۰/۸۲ است. ضرایب برآورد شده متغیرهای رشد اقتصادی، اندازه دولت و درجه باز بودن اقتصاد، اثر مثبت و مستقیمی بر توسعه دیجیتال دارد. همچنین این متغیرها، اثرات فضایی و منطقه‌ای و غیرمستقیم بر توسعه دیجیتال دارند. در بین متغیرهای فضایی و مجاورت دوربین، تمامی متغیرها معنادار بوده که مهر تأییدی بر وجود اثرات فضایی و منطقه‌ای متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۳/۰۵/۱۴۰۳ بازنگری: ۳۱/۰۶/۱۴۰۳ پذیرش: ۱۸/۰۷/۱۴۰۳
	کلمات کلیدی: آرلانو- باور/ بلاندل- باند دومرحله‌ای SGMM-DPD فضایی دوربین تعمیق مالی توسعه اقتصاد دیجیتال
	طبقه‌بندی JEL: C33, G01, O1
	نویسنده مسئول: m.damankeshideh@yahoo.com

۱. مقدمه

جهان در حال حاضر دستخوش تغییرات بی‌سابقه‌ای است و همه‌گیری کووید-۱۹ در قرن بیست و یکم، تأثیرات گسترده‌ای داشته، و مانع از بهبود اقتصاد جهانی شده است. در این زمینه، اقتصاد دیجیتال به‌عنوان یک نیروی محوری ظهور کرده است که عوامل جهانی و ساختار اقتصادی و چشم‌انداز رقابتی را در سراسر جهان تغییر می‌دهد. می‌توان دید که اقتصاد دیجیتال به یک نیروی محرکه قدرتمند برای توسعه اقتصادی و کلیدی برای بهبود اقتصادی تبدیل شده است؛ بنابراین، حمایت مالی ضروری است. هدف تعمیق مالی، گسترش محصولات و خدمات مختلف در بازار و سیستم مالی، افزایش فراگیری در سیستم مالی و ارائه خدمات مالی جامع‌تر و متنوع‌تر و حمایت از توسعه اقتصادی است. صنعت مالی باید بر حمایت از صنایع نوظهور استراتژیک تمرکز کند (هانگ و همکاران، ۲۰۲۳). این جهت‌گیری‌های سیاست اقتصادی، با اهداف تعمیق مالی هماهنگ است و اهمیت رو به رشد آن را برجسته می‌کند. اقتصاد دیجیتال دارای ویژگی‌های مقیاس بزرگ، توسعه سریع و اتصال قوی است که نیازمند ارائه حمایت مالی دقیق‌تر و کارآمدتر است (لیو، ۲۰۲۲).

تعمیق مالی می‌تواند مؤسسات مالی را برای بهینه‌سازی ساختار اعتباری و ارائه حمایت مالی کافی برای پاسخگویی بهتر به نیازهای توسعه اقتصاد دیجیتال راهنمایی کند. از آنجایی که اقتصاد دیجیتال، جزء حیاتی توسعه ملی است، صنعت مالی باید روندها و الگوهای توسعه اقتصاد دیجیتال را درک کند و منابع مالی را در مناطق مرزی، پیوندهای حیاتی و صنایع مهم برای پیشبرد توسعه پایدار اقتصاد کشورها در اولویت قرار دهد. مناطق یا کشورهایی با درجه بالایی از تعمیق مالی می‌توانند منابع را بهتر یکسو کنند، ریسک‌ها را کاهش دهند و بودجه را به‌طور مؤثرتری برای حمایت از پروژه‌های نوآورانه با ریسک بالاتر تخصیص دهند؛ بنابراین، بررسی اینکه آیا تعمیق مالی می‌تواند توسعه اقتصاد دیجیتال را بیشتر ترویج دهد و آن را از طریق نوآوری‌های تکنولوژیکی هدایت کند، ضروری است (چن و همکاران، ۲۰۲۲).

با ظهور اقتصاد دیجیتال در دنیای امروز و با پیشرفت آن، زمینه‌هایی برای ایجاد فرصت‌ها، چالش‌ها و قواعد بازی جدید فراهم شده است. اینکه جایگاه هر کشور در صحنه جهانی چقدر است، بستگی به توانایی‌اش در سازگاری با شرایط جدید دارد. اقتصاد دیجیتال می‌تواند فاصله بین کشورهای فقیر و غنی را کاهش دهد (کی‌آن، ۲۰۲۲). در کشورهای کمتر توسعه‌یافته مانند ایران، از طریق اقتصاد دیجیتال به آن‌ها این فرصت داده می‌شود تا بتوانند با استفاده از آن، اقتصاد خود را متحول سازند. باتوجه به اهمیت و ضرورت این موضوع، در پژوهش حاضر، برای بیان اثر فضایی و جغرافیایی تعمیق مالی، اندازه دولت، رشد اقتصادی و درجه باز بودن اقتصاد بر توسعه اقتصاد دیجیتال تلاش

1. Huang, R. H. et al. (2023).
2. Liu, L. G. (2022).
3. Chen et al. (2022).
4. Qian (2022).

شده است. در پس‌زمینه توسعه سریع اقتصاد دیجیتال، این مقاله به بررسی رابطه بین تعمیق مالی و توسعه اقتصاد دیجیتال می‌پردازد.

در این مقاله، برای اطمینان از صحت نتایج، آزمون‌های قوی انجام و ناهمگونی منطقه‌ای بررسی می‌شود و بنابراین، ادبیات موجود را بیشتر غنی می‌کند. با توجه به اینکه چگونه تعمیق مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال تأثیر می‌گذارد، در این مقاله، یک مدل اثرات فضایی را برای بررسی بیشتر رابطه بین تعمیق مالی و توسعه اقتصاد دیجیتال منطقه‌ای اتخاذ، و شکاف‌های تحقیقاتی مربوطه پر می‌شود. علاوه بر این، مرجع ارزشمندی برای سیاست‌گذاری در زمینه توسعه اقتصاد دیجیتال است (یانگ و همکاران، ۲۰۲۲).

پژوهش حاضر در ۶ بخش تنظیم شده است. بخش اول، به مقدمه و بخش دوم و سوم، به معرفی مطالعات انجام شده و مبانی نظری اختصاص یافته، و در بخش چهارم، به روش تحقیق و معرفی متغیرهای مورد استفاده پرداخته شده است و سپس در بخش پنجم و ششم، به ترتیب، تحلیل نتایج و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. پیشینه پژوهش

باتوجه به اینکه اقتصاد دیجیتال ازجمله محورهای اصلی برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی کشورها است، مطالعاتی داخلی و خارجی در این خصوص صورت گرفته که به بررسی مهم‌ترین آن‌ها پرداخته می‌شود:

۲-۱. پیشینه‌های داخلی

مشتاقی و صمدپور (۱۴۰۳)، اثرات کارآیی مالی و عمق مالی بر رشد اقتصادی را با استفاده از مدل $ARDL$ بررسی کرده، و به وجود یک رابطه منفی کوتاه‌مدت بین سپرده سیستم بانکی و رشد اقتصادی رسیده‌اند؛ درحالی‌که در بلندمدت، رابطه آن‌ها مثبت است اما حجم نقدینگی در بلندمدت، اثر منفی دارد. همچنین اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد.

احمدی (۱۴۰۲)، به بررسی راهبردهای توسعه اقتصاد دیجیتال در ایران پرداخته، و به این نتیجه رسیده است که توسعه اقتصاد دیجیتال برای حل مشکلات ایران، نه تنها یک فرصت بلکه یک ضرورت است. یک ضرورت برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی بالا و داشتن روابط تجاری برای ورود تکنولوژی و فن‌آوری‌های جدید.

انواری و همکاران (۱۴۰۲)، اثر شاخص‌های مالی و اقتصادی را بر عمق بازار سهام بررسی کردند. در این پژوهش، با استفاده از داده‌های سالانه برای ۱۵ کشور درحال توسعه طی دوره ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۸، اثر شاخص‌های مالی و اقتصادی منتخب به‌عنوان شتاب‌دهنده‌های مالی بر عمق بازار سهام بررسی شده است. همچنین از مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری تابلویی برای بررسی رابطه بین

تکانه‌های اعتبارات بخش بانکی با شاخص‌های عمق بازار سهام استفاده شده است. مطابق نتایج این پژوهش، واکنش شاخص‌های عمق بازار سهام از جمله ارزش کل معاملات و نسبت گردش حجم معاملات در مقابل یک تکانه وارده از سوی اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی، مثبت، و تکانه کسری بودجه دولت نیز دارای اثر مثبت بر شاخص ارزش کل معاملات بوده، اما اثری منفی بر نسبت گردش حجم معاملات داشته است.

عظیمی و همکاران (۱۴۰۱)، اثر عمق مالی بر بازار پول و متغیرهای اقتصاد کلان با رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ را بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، جهت بررسی اثر عمق مالی شوک‌های نرخ ارز، نفت و مخارج دولت به سیستم وارد شده است. نتایج حاصل از شبیه‌سازی و تحلیل توابع، اثر عمق مالی را تأیید می‌کند. همچنین اثر شوک نفت نسبت به سایر شوک‌ها بیشتر است.

فلیحی و بخارائی (۱۳۹۶)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی اثر عمق مالی بر رشد اقتصادی در ایران" بیان می‌دارند: «با توجه به اهمیت ویژه‌ای که بخش مالی در شرایط اقتصاد ایران دارد، مطالعات متعددی در زمینه توسعه مالی و رشد اقتصادی انجام گرفته است. در این پژوهش، تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران در الگوی رشد، مورد ملاحظه قرار گرفته، و به جهت تفکیک اثرات کوتاه‌مدت از بلندمدت، از مدل $ARDL$ استفاده شده است. نوآوری این مقاله نسبت به سایر مقالات، در این است که برای اولین بار متغیر توسعه مالی (عمق مالی) از نسبت مجموع ارزش مربوط به بازار پول، بازار بورس و بیمه به تولید ناخالص داخلی، و همچنین برای متغیر توسعه مالی نیز به‌طور مجزا از بازار پول و بازار بورس، بازار پول و بازار بیمه و بازار بورس و بیمه استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در شاخص عمق مالی، موجب ۰/۷ درصد رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود. همچنین اثر آنی تعمیق مالی اقتصاد، موجب رشد اقتصادی به اندازه ۰/۰۸ درصد می‌شود».

قاسمی و نظری (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی نقش تعمیق مالی بر تلاطم اقتصاد کلان"، بیان می‌دارند: «همان‌گونه که رشد اقتصادی، رفتار بازارهای مالی و مؤسسات مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اندازه و عمق بخش مالی نیز بر رشد اقتصادی اثرگذار است. با توجه به نقش تعمیق مالی بر رشد اقتصادی، بررسی بازارهای مالی توسعه‌یافته به‌منظور کاهش نوسان‌های اقتصاد کلان و ایجاد ثبات نرخ رشد اقتصادی، موضوع مهمی است که تاکنون کمتر مورد توجه قرار گرفته است. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد، رابطه‌ای U شکل بین تعمیق مالی و تلاطم اقتصاد کلان وجود دارد. تعمیق مالی، تلاطم اقتصاد کلان را به‌صورت محدود و تنها تا آستانه خاصی کاهش می‌دهد، اما پس‌از آن، آستانه عمق مالی بیشتر، باعث افزایش تلاطم اقتصاد و موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. سه متغیر تورم، تلاطم نرخ ارز و شاخص آزادسازی تجاری به‌عنوان متغیرهای اثرگذار بر تلاطم اقتصاد کلان، نشان می‌دهند که در شرایط تورمی، تلاطم اقتصاد کلان کاهش خواهد یافت. همچنین تلاطم نرخ ارز، تلاطم اقتصاد کلان را افزایش می‌دهد. بررسی رابطه بین تعمیق مالی و تلاطم اقتصاد کلان

در دوره زمانی مورد بررسی، نشان می‌دهد، رابطه معناداری بر اساس آزمون‌های آماری و الگوهای کمی تأیید نگردیده است.

سلمان پور (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی تأثیر تعمیق مالی بر رشد اقتصادی در ایران"، بیان می‌دارد: «تعمیق مالی یکی از پیش‌شرط‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها تصور شده است، به‌طوری‌که کشورهایی که بخش مالی آن‌ها از عمق کمتری برخوردارند، بی‌شک منابع مالی در آن‌ها به‌صورت کارا و بهینه بین نیازها تخصیص داده نخواهد شد و یا در مواقعی با مشکل در دسترس نبودن ابزارهای تأمین مالی مناسب مواجه می‌شوند که در این صورت، منابع کافی جمع‌آوری نمی‌شوند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تعمیق مالی بر رشد اقتصادی، تأثیر مثبت و توسعه مالی بر رشد اقتصادی، تأثیر منفی می‌گذارد. الگو نشان می‌دهد، بازار سرمایه نقش اساسی را در رشد و توسعه اقتصادی ایران برعهده دارد که دلیل اثر منفی به نحوه آزادسازی بازارهای مالی برمی‌گردد».

رهنمای رود پستی و همکاران (۱۳۹۲)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "تعمیق مالی و توسعه نظام مالی"، بیان می‌دارند که: «توسعه مالی و سرمایه‌گذاری ازجمله نشانه‌ها، علائم و مشخصه‌های عمق مالی است که بر رشد و توسعه اقتصادی تأثیر معنی‌دار، مثبت و مستقیم دارد. تعمیق مالی، نشانه توسعه مالی و معرف توسعه نظام مالی است. نتایج پژوهش‌های مختلف، نشان داده است که توسعه مالی ازجمله مؤلفه‌های توسعه‌یافتگی کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی بوده است.

۲-۲. پیشینه‌های خارجی

شان و همکاران (۲۰۲۳)، هدف تعمیق مالی را ارتقاء توسعه اقتصادی می‌دانند. آنها بیان داشته‌اند که در سال‌های گذشته، اقتصاد دیجیتال چین، به دستاوردهای توسعه قابل‌توجهی دست یافته، و نقش آن در هدایت و حمایت از توسعه اقتصادی و اجتماعی پایدار به‌طور فزاینده‌ای برجسته شده است؛ بنابراین، شایان توجه است که آیا تعمیق مالی می‌تواند به‌طور مؤثری از توسعه اقتصاد دیجیتال حمایت کند و مسیر تأثیر عمیق‌تر مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال چیست. بر اساس داده‌های تابلویی از سال ۲۰۱۳ تا ۲۰۲۱ در سطح استانی در چین، این مطالعه یک سیستم شاخص جامع برای توسعه اقتصاد دیجیتال با استفاده از روش آنتروپی ایجاد می‌کند. این مطالعه با استفاده از مدل‌های اثرات ثابت و مدل‌های اثرات میانجی‌گری، تأثیر و مکانیسم‌های انتقال تعمیق مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال را بررسی می‌نماید. نتایج تحقیق، نشان می‌دهد که تعمیق مالی به‌طور قابل‌توجهی سطح توسعه اقتصاد دیجیتال را بهبود می‌بخشد و آزمون استحکام را پشت سر می‌گذارد. آزمون‌های ناهمگونی، نشان می‌دهد که تعمیق مالی بیشتر، به ارتقاء توسعه اقتصاد دیجیتال در مناطق مرکزی و غربی در مقایسه با منطقه شرقی کمک می‌کند.

لیائو (۲۰۲۲)، بر اهمیت تقویت زیرساخت‌های مالی و تقویت همکاری در خدمت به اقتصاد دیجیتال، ارائه قدرت مالی بیشتر برای تسهیل بهبود اقتصادی فعلی تأکید دارد.

لی و همکاران^۱ (۲۰۲۲)، دریافتند که تعمیق مالی به طور قابل توجهی نوآوری فناوری را ارتقا می دهد و نوآوری فناوری، نقش واسطه ای حیاتی در تحقق حمایت مالی برای ارتقاء صنعتی ایفا می کند.

یوان و همکاران^۲ (۲۰۲۱)، یک رابطه پایدار و بلندمدت بین عوامل تعیین کننده نوآوری فناوری از جمله اقتصاد دیجیتال، تأمین مالی بانکی برای هزینه های تحقیق و توسعه، تولید ناخالص داخلی و ریسک مالی پیدا می کنند.

یانگ و همکاران^۳ (۲۰۲۰)، استدلال می کنند که تعمیق مالی و بهینه سازی تخصیص منابع مالی می تواند پیشرفت تکنولوژیکی و توسعه اقتصادی باکیفیت بالا را ارتقا دهد.

جمع بندی: با توجه به مبانی نظری و پیشینه پژوهش، مشخص گردید که پژوهش های زیادی، اثر تعمیق مالی را بررسی کرده اند؛ ولی این اثر، بر متغیر توسعه اقتصاد دیجیتال بررسی نشده، همچنین اثرات تعمیق مالی به صورت فضایی و جغرافیایی نیز مورد بحث و بررسی قرار نگرفته است، بنابراین، جنبه نوآوری آن علاوه بر استفاده از توسعه اقتصاد دیجیتال به عنوان متغیر وابسته، به کارگیری موقعیت مکانی و جغرافیایی کشورها و بررسی اثر فضایی است.

امروزه اقتصاد دیجیتال در رشد و توسعه اقتصادی کشورها نقش بسزایی دارد و بنابراین، محققان بر آن شدند تا پژوهشی تحت عنوان "تأثیر فضایی تعمیق مالی بر توسعه اقتصاد دیجیتال در کشورهای عضو منا" را بررسی و تجزیه و تحلیل کنند تا راهگشایی باشد برای قانونگذاران و سیاستمداران در جهت پیشبرد رشد و توسعه اقتصادی کشور.

۳. مبانی نظری

در دنیای امروز، از نقش اقتصاد دیجیتال در رشد و توسعه اقتصادی کشورها نمی توان چشم پوشی کرد. با گسترش فناوری های دیجیتال در جهان، فعالیت های اجتماعی و اقتصادی در حال تغییر است، مثلاً فناوری های دیجیتال در کشورهای در حال توسعه باعث تحول در تولید، توزیع، مصرف و ارتباط افراد با یکدیگر می شود و یا در کشورهای پیشرفته تر، اقتصاد دیجیتال با پیشرفت اینترنت اشیا، هوش مصنوعی، فناوری بلاک چین، محاسبات ابری، تجزیه و تحلیل داده ها و ... ارتباط نزدیکی دارد؛ که این روندها می توانند از طرق مختلف بر اقتصاد اثرگذار باشند؛ به طوری که این روزها تجارت و مبادلات به صورت اینترنتی و آنلاین و بعضاً از طریق تلفن های همراه صورت می گیرد^۴.

کشورهای سراسر جهان به طور فعال در حال ترویج ساخت و توسعه اقتصاد دیجیتال هستند و هدف آنها، استفاده از فناوری دیجیتال و منابع داده برای افزایش کارایی عملیات اقتصادی و ترویج

1. Li, D. et al. (2022).

2. Yuan et al. (2021).

3. Yang et al. (2020).

4. UNCTAD (2023); Digital Economy Report Pacific Edition (2022).

بهینه‌سازی ساختار اقتصادی برای تسریع تغییرات در منابع عامل جهانی و افزایش رقابت اقتصادی است (یانگ، ۲۰۲۳).

همان‌گونه که بیان شد، تکنولوژی فناوری اطلاعات آنقدر در حوزه اقتصاد تأثیرگذار بوده که در فهرست برترین شرکت‌های سال ۲۰۱۸ که توسط گروه فورچون اعلام شد، پنج شرکت، فعال در حوزه فناوری اطلاعات از برترین‌ها هستند و در برترین‌های فهرست، خبری از غول‌های نفتی، خودروسازی، صنعت غذا و بانکداری نیست، درحالی‌که حدود چهل سال پیش، فهرست کاملاً متفاوت بود. سهام شرکت اپل، هم‌اکنون ارزشی چندین برابر ارزش کل بورس برخی کشورها از جمله کشور ایران دارد. با همه این اوصاف، باید پذیرفت که دنیا وارد اقتصاد جدیدی شده با نام اقتصاد دیجیتال؛ اقتصادی که در آن، هسته ارزش‌آفرینی مبتنی بر فناوری‌های دیجیتال است. این اقتصاد، ویژگی‌هایی دارد که آن را با نسل‌های قبلی‌اش متفاوت می‌سازد (گروه بانک جهانی، ۲۰۱۸).

تکنولوژی به افراد این امکان را می‌دهد که از سبک زندگی کارآمدتری لذت ببرند. تلویزیون، رادیو، رایانه و اینترنت می‌تواند اطلاعاتی را در زمان واقعی ارائه دهد که از مرزهای جغرافیایی فراتر می‌رود. استفاده از اینترنت می‌تواند مشکلات مبادله را در سراسر مرزها در هر زمان حل کند. درنتیجه، تقریباً همه‌چیز با یک کلیک روی یک دستگاه الکترونیکی قابل دسترسی است. در حال حاضر، تجارت الکترونیک از رایج‌ترین فعالیت‌ها می‌باشد (پالیل و همکاران، ۲۰۲۰).

۱-۳. تعمیق مالی و توسعه اقتصاد دیجیتال

یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش توسعه‌یافتگی اقتصاد دیجیتال، تعمیق مالی است. اغلب تحلیلگران معتقد هستند که تعمیق مالی می‌تواند سرعت رشد اقتصادی را افزایش دهد (فلیچی و بخارانی، ۱۳۹۶). جهت‌گیری‌های سیاست اقتصادی با اهداف تعمیق مالی هماهنگ است و اهمیت رو به رشد آن را برجسته می‌کند. اقتصاد دیجیتال، دارای ویژگی‌های مقیاس بزرگ، توسعه سریع و اتصال قوی است که نیازمند ارائه حمایت مالی دقیق‌تر و کارآمدتر است (لیو، ۲۰۲۲). در شرایط جهانی شدن و باز شدن بازارهای اقتصادی، تعمیق گشایش مالی به بخش مهمی از سیاست‌های اقتصادی بسیاری از کشورها تبدیل شده است. در برابر این پس زمینه، توانایی مدیران شرکت‌ها برای عملیات و توسعه شرکت‌ها بسیار مهم است (کین و همکاران، ۲۰۲۴).

تعمیق مالی به رویکرد چندبعدی توسعه یک سیستم مالی چند سطحی بازار محور برای افزایش رشد اقتصادی اشاره دارد. این رویکرد شامل باز کردن و توسعه بازارهای مالی، ایجاد محصولات و خدمات مالی نوآورانه، آغاز اصلاحات در مؤسسات مالی و تقویت نظارت مالی است. امروزه اقتصاد دیجیتال دیگر محدود به صنایع الکترونیک، ارتباطات و اطلاعات نیست، بلکه در حال دستیابی به

1. Yang, C. (2023).
2. Palil et al. (2020).
3. Liu (2022).
4. Qin, J. et al. (2024).

یکپارچگی عمیق با اقتصاد سنتی است. اقتصاد دیجیتال دیگر صرفاً بخشی از اقتصاد نیست، بلکه نمایانگر اقتصاد به عنوان یک کل است. با توجه به پتانسیل رشد و سودآوری بالای آن، اقتصاد دیجیتال و صنایع مرتبط با آن، به حمایت مالی قابل توجهی نیاز دارند. تعمیق مالی می تواند ذخیره دارایی های نقد را افزایش، و مقیاس تأمین مالی را گسترش دهد (وانگ، ۲۰۰۲)، جریان سرمایه را به سمت صنایع دیجیتالی رقابتی و با بازده بالا هدایت کند و در نتیجه، توسعه سریع و ارتقا آن ها را شکل دهد. مؤسسات مالی حمایت خود را از طریق سیاست های اعتباری نسبت به صنایع نوظهور افزایش داده اند و تحول دیجیتالی صنایع سنتی را ترویج می کنند (لو، ۲۰۲۳).

علاوه بر این، تعمیق مالی منطقه ای می تواند دسترسی واسطه های مالی، مانند بانک ها و سرمایه گذاران خطرپذیر به اطلاعات واقعی شرکت را بهبود بخشد و در نتیجه، محدودیت های تأمین مالی را که شرکت ها با آن مواجه هستند، کاهش (چن و همکاران، ۲۰۱۳)، و کانال های تأمین مالی شرکت را گسترش می دهد، هزینه های تأمین مالی را نیز کاهش، و گزینه های بیشتری را ارائه می دهد. برای شرکت های اقتصاد دیجیتال، تعمیق مالی می تواند کارایی تخصیص منابع را در اقتصاد دیجیتال از طریق ادغام فناوری های مدرن مانند داده های بزرگ افزایش دهد. سرمایه گذاری مؤثر و جوه در جنبه های کلیدی اقتصاد دیجیتال را می توان با تعمیق مالی تسهیل کرد و در نتیجه، توسعه آن را ارتقا داد.

با توسعه سریع اقتصاد دیجیتال، مدیریت ریسک های مالی مرتبط ضروری می شود. تعمیق مالی می تواند با تقویت سیستم بازار مالی و محیط نظارتی و اجرای سایر اقدامات برای تضمین رشد سالم و پایدار اقتصاد دیجیتال، این خطرات را برطرف کند. علاوه بر این، تعمیق مالی باعث نوآوری در سیستم های پرداخت دیجیتال، ارز دیجیتال، فناوری مالی و سایر حوزه های مرتبط می شود و از این رو، خدمات مالی کارآمدتر و راحت تر برای حمایت از رشد اقتصاد دیجیتال ارائه می کند. در نتیجه، تعمیق مالی نقش مهمی در حمایت از توسعه سالم و پایدار اقتصاد دیجیتال ایفا می کند. محدودیت های مالی را کاهش، و کارایی تخصیص منابع را افزایش می دهد، ریسک های مالی را مدیریت می نماید و در صورت لزوم، پشتیبانی مالی و خدمات مهمی را ارائه می کند (شان و همکاران، ۲۰۲۳).

۲-۳. تعمیق مالی، نوآوری فناوری و توسعه اقتصاد دیجیتال

نوآوری تکنولوژیکی، ویژگی های چرخه طولانی، بازده بالا و ریسک بالا را نشان می دهد. با این حال، مؤسسات مالی اغلب در ارائه حمایت مالی، از پروژه های نوآوری با چرخه های طولانی و ریسک های

1. Wang (2002).

2. Lu (2023).

3. Chen et al. (2013).

4. Shan et al. (2023).

بالاتر استفاده، و محدودیت سرمایه برای نوآوری فناوری برای شرکت‌ها ایجاد می‌کنند. اولاً، تعمیق مالی می‌تواند این چالش را با گسترش مقیاس پس‌انداز، افزایش در دسترس بودن وجوه قابل استقراض، و کاهش رقابت برای وجوه شرکتی کاهش دهد (کی‌آن، ۲۰۲۲)؛ ثانیاً، تعمیق مالی طیف گسترده‌ای از ابزارهای مالی را ترویج می‌کند که ریسک سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهد و تمایل آن‌ها را برای سرمایه‌گذاری تقویت می‌کند. با پیشرفت عمیق‌تر مالی، مؤسسات مالی می‌توانند توانایی خود را در جمع‌آوری اطلاعات در مورد نوآوری شرکت افزایش، و چالش عدم تقارن اطلاعات را کاهش دهند. علاوه‌براین، تعمیق مالی می‌تواند کارایی تبدیل پس‌انداز به سرمایه‌گذاری، کاهش هزینه‌های تأمین مالی نوآوری، کاهش ریسک‌های سرمایه‌گذاری، کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و در نتیجه، حجم سرمایه‌گذاری در پروژه‌های نوآورانه را افزایش دهد که منجر به نوآوری فناوری می‌شود.

واسطه‌های مالی ارزش نوآوری فناوری را ارزیابی خواهند کرد و راه‌هایی مانند نوآوری محصول و توانمندسازی فناوری را برای گسترش دامنه وثیقه بررسی خواهند کرد. این تلاش‌ها حمایت مالی بیشتری را برای نوآوری سازمانی فراهم، و پیشرفت‌های فناوری را تقویت می‌کند (یانگ و همکاران، ۲۰۲۲).

نوآوری تکنولوژیک، نه تنها منبع اساسی بهره‌وری، بلکه یک محرک حیاتی برای توسعه اقتصاد دیجیتال است. دستیابی به نوآوری‌های فناورانه در صنایع سنتی می‌تواند مصرف انرژی را کاهش داده و فرایند دیجیتالی شدن را تسریع کند و به ارتقاء توسعه اقتصادی پایدار کمک کند (چن و همکاران، ۲۰۲۲). این تحول دیجیتالی، صنایع سنتی را تسهیل می‌کند و توسعه اقتصاد دیجیتال را ترویج می‌دهد. از طریق تحلیل فوق، بدیهی است که تعمیق مالی می‌تواند نوآوری فناورانه را ارتقا دهد. نوآوری فناورانه، به نوبه خود، پایه و اساس دستیابی به توسعه اقتصاد دیجیتال را ایجاد می‌کند.

۳-۳. رشد اقتصادی و اقتصاد دیجیتال

امروزه فناوری اطلاعات اینترنتی با پیشرفت جهانی شدن اقتصادی به سرعت در حال گسترش و استفاده است. اقتصاد دیجیتال که با دیجیتالی شدن، شبکه‌سازی و هوشمندی مشخص می‌شود، به سرعت در حال رشد بوده، و به نیروی محرکه اصلی برای نوآوری‌ها و تغییرات اقتصادی و اجتماعی جامع تبدیل شده است (لی و همکاران، ۲۰۲۳). ویژگی‌های اقتصاد دیجیتال شامل پشتیبانی از داده‌ها، ادغام نوآوری و اشتراک‌گذاری باز است (لی و همکاران، ۲۰۲۰) که با مفهوم توسعه باکیفیت بالا هم‌زمان است.

1. Qian (2022).
2. Yang et al. (2022).
3. Chen et al. (2022)
4. Li, K. et al. (2020).

در حال حاضر، مهم‌ترین موضوع، چگونگی استفاده از اقتصاد دیجیتال به عنوان نیروی محرکه برای ترویج تحول و ارتقاء ساختار اقتصادی و توسعه پایدار اقتصادی است (وانگ و همکاران، ۱، ۲۰۲۲). براساس دیدگاه‌ها و روش‌های مختلف تحقیق، برخی از محققان بر این باورند که بین اقتصاد دیجیتال و توسعه اقتصادی همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد (یانگ و همکاران، ۲، ۲۰۲۲). با این حال، این رابطه مثبت، مسیر نفوذ پیچیده‌تری دارد که اغلب به صورت ویژگی‌های غیرخطی ظاهر می‌شود (وی، ۳، ۲۰۲۰).

تحول دیجیتال، فرصت‌های رشد جدیدی را برای کشورهای در حال توسعه به ارمغان می‌آورد، به‌ویژه با ترویج بهینه‌سازی ساختارهای صنعتی، بهبود کارایی تولید و افزایش قابلیت‌های نوآوری. چشم‌انداز اقتصادی این کشورها با استفاده از فناوری‌های دیجیتال مانند محاسبات ابری، داده‌های بزرگ، هوش مصنوعی و اینترنت اشیا در حال تغییر است و مسیرهایی را برای بهبود کیفیت رشد اقتصادی باز می‌کند. این دگرگونی در عصر رسانه‌های دیجیتال که گردش اطلاعات، رفتار مصرف‌کننده و مدل‌های تجاری را تغییر می‌دهد، اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. بنابراین، بررسی نقش اقتصاد دیجیتال در بهبود کارایی رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه برای درک روندهای توسعه اقتصادی فعلی، بسیار مهم است و اهمیت عملی قابل توجهی برای تدوین سیاست‌های اقتصادی آینده دارد (فنگ و همکاران، ۴، ۲۰۲۴).

نقش اقتصاد دیجیتال در ایجاد کارایی و بهبود کیفیت رشد اقتصادی در کشورها مورد توجه روزافزونی قرار گرفته است. این روند در سطح جهانی، به‌ویژه در کشورهای بزرگ و به سرعت در حال توسعه، مشهود بوده، و بررسی چگونگی استفاده مؤثر از مزایای اقتصاد دیجیتال برای بهبود کیفیت رشد اقتصادی، حیاتی شده است. با بالا رفتن رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، درآمد این کشورها افزایش یافته در ادامه، آن‌ها اقدام به واردات تکنولوژی‌های جدید از کشورهای مجاور و حتی کشورها پیشرفته کرده که این همان اثر فضایی و جغرافیایی توسعه اقتصاد دیجیتال است که با توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات طبق الگوی رشد مجدد، باعث رشد و توسعه اقتصادی در کشور می‌شود. در حقیقت اثر فضایی و منطقه‌ای توسعه اقتصاد دیجیتال، باعث سرریز شدن فناوری اطلاعات و ارتباطات به کشورهای همسایه شده که این امر، باعث بالا رفتن رشد و توسعه اقتصادی در آن‌ها خواهد شد (لی و همکاران، ۵، ۲۰۲۳).

1. Wang et al. (2022).
1. Yang et al. (2022).
3. Wei, L. (2020).
4. Fang, X. et al. (2024).
5. Li, X. Wu, Q. (2023).

۴-۳. درجه باز بودن اقتصاد و توسعه اقتصاد دیجیتال

با رواج اقتصاد دیجیتال، در زمینه جهانی‌شدن، توسعه تجارت جهانی، توسعه مالی و بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی دیگر را ارتقا داده و درعین‌حال، به رشد اقتصاد جهانی کمک کرده، فناوری اطلاعات و ارتباطات موانع اطلاعاتی توسعه صنعت را از بین برده و تابش و انتشار اقتصاد را ارتقا داده است (باکاری و همکاران، ۲۰۲۲) و استفاده گسترده از آن به‌شدت بر تولید و سبک زندگی مردم تأثیر می‌گذارد. راحتی ارائه شده توسط فناوری، کارایی و بهره‌وری استفاده از منابع را بهبود بخشیده، و باعث توسعه بی‌سابقه شهرنشینی و صنعتی شدن بسیاری از کشورهای جهان شده است. نتایج بیشتر مطالعات نشان می‌دهد که فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌طور قابل توجهی به توسعه اقتصادی از طریق تأثیرات مثبت بر بهره‌وری کمک می‌کند (جرگینسون و همکاران، ۲۰۱۶ و نیبل، ۲۰۱۸). توسعه مالی، یکی از عوامل مهم توسعه اقتصادی و اجتماعی است. توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های مبادلاتی بین کشورها، شبکه‌های منطقه‌ای و حتی در مقیاس جهانی را ارتقا داده است. در نتیجه، نقدینگی در سرمایه را افزایش، نرخ بهره وام‌های بانکی را کاهش می‌دهد و توسعه مالی را پیش می‌برد (رحیم و همکاران، ۲۰۲۰). درعین‌حال، دسترسی به اعتبار و سپرده‌ها و همچنین اثربخشی تخصیص اعتبار نیز می‌تواند بهبود یابد و منجر به توسعه مالی فراگیرتر شود (وانگ، ۲۰۲۴).

رابطه نزدیک بین توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات و بخش مالی، و همچنین درجه باز بودن اقتصاد، همان‌طور که در بالا ذکر شد، روشن شده است. پیشرفت بخش مالی با ارائه حمایت‌هایی مانند سرمایه‌گذاری خطرپذیر، تأمین مالی، و وام، تشویق شرکت‌های نوآور به شکوفایی در اقتصاد دیجیتال و استفاده از فناوری‌های جدید و مدل‌های کسب‌وکار نوآورانه، کار شرکت‌های نوظهور را تسهیل می‌کند. در حال حاضر، بخش مالی نیز در حال گذار به سمت دیجیتالی‌سازی جامع خدمات مالی است که شامل بانکداری آنلاین، پرداخت‌های الکترونیکی، تراکنش‌های سرمایه‌گذاری و وام‌دهی دیجیتال می‌شود و از این طریق، کاربران را به انجام تراکنش‌های مالی در اینترنت و پلتفرم‌های تلفن همراه تشویق می‌کند و در نتیجه، کاربرد فناوری اطلاعات و ارتباطات را پیش می‌برد (ظفر و همکاران، ۲۰۲۲).

درجه باز بودن اقتصاد همچنین پیامدهای قابل توجهی برای توسعه اقتصاد دیجیتال دارد. با تقویت باز بودن بازار، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مشارکت در همکاری‌های بین‌المللی، تبادل

1. Bakari et al. (2022).
2. Jorgenson et al. (2016).
3. Niebel (2018).
4. Raheem et al. (2020).
5. Wang, Q. et al. (2024).
6. Zafar et al. (2022).

فناوری و سرمایه‌گذاری در سطح جهانی را نیز تشویق می‌کند و در نتیجه، نوآوری و توسعه در فناوری اطلاعات و ارتباطات را پیش می‌برد. کاهش موانع تجاری و حذف محدودیت‌ها و موانع در تجارت دیجیتال مانند کاهش تعرفه، کاهش موانع غیرتعرفه‌ای و ساده‌سازی رویه‌های تجاری، گردش فرامرزی محصولات ICT را تسهیل می‌کند و کارایی تجارت را افزایش می‌دهد. مشارکت در زنجیره ارزش جهانی، تقویت همکاری تجارت بین‌الملل، ترویج تخصیص جهانی منابع و نوآوری فناوری توسط شرکت‌های چندملیتی، جنبه‌های حیاتی درجه باز بودن اقتصاد هستند که توسعه اقتصاد دیجیتال را تقویت می‌کنند (مرشد، ۲۰۲۰).

۵-۳. اندازه دولت و توسعه اقتصاد دیجیتال

اقتصاد دیجیتال، پنجمین انقلاب تکنولوژیکی را آغاز کرده است که با تکیه بر داده‌های دیجیتالی در مقیاس بزرگ و زیرساخت‌های مخابراتی، از انقلاب‌های قبلی متمایز شده است. در این زمینه، اندازه و نقش دولت‌ها و سازمان‌های نظارتی در تسهیل گذار هموار به اقتصاد دیجیتال، بسیار مهم است. اجرای سیاست‌های مناسب و راهبردی، عناصر کلیدی برای یک انتقال مؤثر هستند. علاوه بر این، اندازه دولت‌ها نقش مهمی در ایجاد زیرساخت‌های دیجیتالی با پشتیبانی از داده‌های بزرگ، هوش مصنوعی، اینترنت موبایل و محاسبات ابری ایفا می‌کنند.

برای پرداختن به چشم‌انداز در حال تحول اقتصاد دیجیتال، برای دولت‌ها و سازمان‌های نظارتی، ضروری است که دسترسی همگانی به اینترنت را بدون توجه به موقعیت جغرافیایی ارتقا دهند. آن‌ها همچنین باید همکاری، تجارت و خدمات بدون مانع را در داخل و خارج از مرزهای ملی تقویت کنند. در تنظیم استفاده از پلتفرم‌ها و فناوری‌های مختلف، به‌ویژه آن‌هایی که به‌صورت محلی توسعه یافته‌اند، آژانس نظارتی باید از محدودیت‌های غیرضروری که می‌تواند نوآوری را از بین ببرد، اجتناب کند. علاوه بر این، اطمینان از امنیت و ثبات اینترنت و تشویق به پذیرش فناوری، به‌ویژه در میان جمعیت محتاط نسبت به فناوری مانند افراد مسن، از وظایف حیاتی آژانس است. تجهیز شهروندان به مهارت‌های لازم برای مشارکت در اقتصاد دیجیتال نیز یک مسئولیت مهم است.

علاوه بر این، بخش اقتصاد دیجیتال باید بر استفاده از اقتصاد دیجیتال برای افزایش رونق داخلی، بهبود مهارت‌ها و آموزش دیجیتال و تسهیل مشارکت در حوزه‌های فرهنگی و سیاسی با گسترش فضای دیجیتال تمرکز کند. تأکید بر ابتکارات دولت الکترونیک، که در آن، خدمات دولتی به‌صورت دیجیتالی قابل دسترسی است، می‌تواند شفافیت و کارایی را در خدمات عمومی و حکمرانی افزایش دهد. برای دولت‌ها مهم است که معیارهایی را ارائه کند که به‌طور دقیق، سهم اقتصاد دیجیتال را در معیارهایی مانند تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری کند و سیاستگذاران و سهامداران را قادر سازد تا تصمیمات آگاهانه بگیرند (اولوید و همکاران، ۲۰۲۳).

با اتخاذ این استراتژی‌ها، دولت‌ها می‌توانند اندازه و اهمیت اقتصادی اقتصاد دیجیتال را بهتر درک کنند و امکان تدوین سیاست‌های آگاهانه و حکمرانی مؤثر در این چشم‌انداز در حال تحول را فراهم نمایند. در نتیجه، اهمیت اقتصاد دیجیتال در اندازه‌گیری شاخص توسعه یک کشور، اکنون برای دولت‌ها بسیار مهم است که روش‌های جمع‌آوری و در دسترس قرار دادن داده‌ها برای اندازه‌گیری‌های مناسب را توسعه دهند و درعین حال، این تلاش‌ها را در سطح محلی، منطقه‌ای و جهانی هماهنگ کنند تا بتوانند زمینه‌های پیشرفت را ببینند، بهترین شیوه‌ها را بیاموزند و مقایسه کنند (لین و همکاران، ۲۰۲۲).

بنابراین، برای ترویج توسعه باکیفیت اقتصاد دیجیتال، دولت ملزم به بهبود ظرفیت خدمات عمومی، تسریع زیرساخت‌های اطلاعاتی و ارتباطی و همچنین ایجاد یک محیط کسب‌وکار مطلوب است (چن و همکاران، ۲۰۲۳).

۴. معرفی داده‌ها و مدل

تحقیق حاضر از نظر ماهیت و روش، توصیفی و از نظر هدف، کاربردی است. در این تحقیق برای جمع‌آوری مطالب نظری، از روش کتابخانه‌ای (کتاب و مقالات) و اسناد کاوی استفاده به عمل آمده، و از داده‌های بانک جهانی^۳ استفاده شده است. متغیرهای موردنظر در بخش مدل‌سازی عبارت‌اند از:

۱. توسعه اقتصاد دیجیتال (ICT): توسعه فناوری و اطلاعات

۲. تعمیق مالی: اندازه بازار سرمایه

۳. درجه باز بودن اقتصاد: جمع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی کشورها

۳. اندازه دولت: سهم مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص داخلی کشورها

۴. رشد اقتصادی: رشد اقتصادی به معنای افزایش بازدهی اقتصادی که در طول دوره زمانی حداقل دو دوره سه ماهه متوالی باشد.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرهای

Table 1: Descriptive statistics of variables

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشدگی
تعمیق مالی (F)	۴۹/۱۴	۵۳/۶۳	۲۸۷۷/۱۶۶	۵/۸۵۴	۵۴/۴۸۰
اقتصاد دیجیتال (ICT)	e۰/۰۷+۲/۲۸	e۰/۰۷+۲/۸۶	e۱۴+۸/۲۰	۱/۸۵۳	۶/۴۸۷
درجه باز بودن اقتصاد (D)	۴/۰۶۴	۲۶/۶۹۹	۷۱۲/۸۶۶	۱۲/۴۵۱	۱۸۹/۱۷۲
اندازه دولت (G)	e۱۰+۱/۱۷	e۱۰+۲/۷۸	e۲۰+۷/۷۵	۲/۴۲۴	۷/۷۶۴
رشد اقتصادی (Y)	۳/۳۷۴	۸/۱۴۴	۶۶/۳۳۸	۲/۱۶۲	۴۱/۴۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Lynn et al. (2022).

2. Chen et al. (2023).

۳. منبع: بانک جهانی <https://data.worldbank.org/>

در حال حاضر، با توجه به توسعه روش‌های اقتصادسنجی، و دسترسی راحت‌تر به داده‌های پنل، همچنین گسترش نرم‌افزارهای کامپیوتری و با بالا رفتن نیاز روزافزون تصمیم‌گیران اقتصادی و سیاست‌گذاران به دقیق‌تر بودن پیش‌بینی‌ها از آینده متغیرهای کلان اقتصادی، روش‌های پانل پویای فضایی گسترش پیدا کردند.

الگوهای فضایی وابسته به هیچ تئوری خاص اقتصادی نیستند و تنها با الهام از حقایق موجود در ارتباط با وجود روابط علی، تأثیرپذیری و تأثیرگذاری از یکدیگر بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورها براساس معیار «بهترین پیش‌بینی» قرار می‌گیرند.

متغیرهای جغرافیایی - اقتصادی یک منطقه، از عوامل مهمی است که برنامه‌ریزان اقتصادی باید به آن توجه کنند. متغیرهای جغرافیایی - اقتصادی هر منطقه، می‌تواند نقاط قوت، ضعف، فرصت و تهدیدهای یک منطقه را که بر توسعه اقتصاد دیجیتال آن منطقه اثرگذار است، نشان دهد. یکی از این متغیرها، فاصله اقتصادی مناطق با یکدیگر است. فاصله اقتصادی، اشاره به راحتی و سختی انتقال کالاها، خدمات، سرمایه، فناوری و نیروی کار بین مناطق مختلف دارد. در این چهارچوب، فاصله را می‌توان یک مفهوم اقتصادی دانست.

مجاورت، یکی از عناصر مهم و تأثیرگذار یک منطقه بر استفاده از سرریزهای مناطق دیگر است. بدین‌صورت که انتقال دانش و فناوری و سرریز تکنولوژی در نواحی‌ای که از نظر جغرافیایی و اقتصادی، فاصله کمتری از یکدیگر دارند، بیشتر است. با کم کردن فاصله اقتصادی بین مناطق مختلف، هزینه‌های جابه‌جایی نیروی کار کاهش می‌یابد و هرچه این هزینه‌ها کمتر باشد، تقسیم‌کار جغرافیایی بیشتر خواهد شد. هرچه تقسیم‌کار جغرافیایی بیشتر باشد، تخصص، مهارت و بهره‌وری نیروی کار، افزایش و ضایعات تولید کاهش می‌یابد، و این امر، منجر به بالا رفتن رشد اقتصادی منطقه‌ای است. فاصله مفهوم مهمی است که نقش مجاورت و همسایگی را در وابستگی‌های اقتصادی بین کشوری پررنگ‌تر می‌کند. مباحث رشد و توسعه اقتصادی منطقه‌ای، اغلب بر وابستگی اقتصادی مناطق مختلف متمرکز است. به‌طور کلی، فرض می‌شود که اقتصاد یک منطقه از اقتصاد سایر مناطق مستقل نباشد و پیشرفت و بهبود تکنولوژی در یک منطقه، متعاقباً بر تولید مناطق دیگر تأثیر خواهد داشت.

از نظر براتا (۲۰۰۹)^۱، هرچه فاصله بین مناطق از یکدیگر بخصوص مناطقی با ظرفیت اقتصادی بالا کمتر شود، دسترسی به فرصت‌های موجود مانند سرریز تکنولوژی و تبادل اطلاعات، سریع‌تر و آسان‌تر می‌شود؛ همچنین در آن مناطق، دسترسی به بازارهای نیروی کار و دسترسی بنگاه‌ها به مشتریان راحت‌تر خواهد شد و این دسترسی برای مناطق موردنظر افزایش می‌یابد.

داده‌ها به‌صورت سالانه و در دوره زمانی ۲۰۲۳-۲۰۰۰ و شامل ۱۶ کشور عضو منا می‌باشد. به‌منظور برآورد مدل اقتصادسنجی، نرم‌افزار STATA15 استفاده خواهد شد. در مباحث منطقه‌ای، مدل‌های سنجی فضایی مختلفی به کار می‌رود. در این پژوهش، از مدل پانل پویای تصادفی با کاربرد مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین SGMM-DPD-SDM با ضرایب دومرحله‌ای آرانو-

1. Brata, A. G. (2009).

۲. در این گروه تعدادی از کشورها به دلیل فقدان داده حذف شدند.

باور/ بلاندل - باند پویای تصادفی استفاده خواهد شد. به‌منظور ارزیابی تعمیق مالی، درجه باز بودن اقتصاد، اندازه دولت و رشد اقتصادی بر توسعه اقتصاد دیجیتال در کشورهای عضو منا، از اقتصادسنجی فضایی استفاده شده است.

در این مدل، توسعه اقتصاد دیجیتال کشورها به‌عنوان متغیر وابسته و کلیدی به شمار می‌رود. به‌منظور تصریح مدل، لازم است متغیرهای اثرگذار بر متغیر وابسته براساس مبانی نظری، مانند تعمیق مالی، درجه باز بودن اقتصاد، اندازه دولت و رشد اقتصادی به‌عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل شوند. وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل، منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اختلال به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود. در نتیجه، استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی (در مدل پانل اثرات ثابت و اثرات تصادفی) نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱؛ بالتاجی، ۲۰۰۸). استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری، این ایراد یعنی درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اختلال ندارند، به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (گرین، ۲۰۱۲).

برآوردگر GMM، برآوردگر پرتوانی است که برخلاف روش حداکثر درست‌نمایی (ML) نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰). روش حداقل مربعات دومرحله‌ای که به‌منظور رفع مشکل همبستگی جملات اختلال و متغیرهای توضیحی ارائه شده است، به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، منجر به محاسبه واریانس بزرگ برای برآوردگرها و عدم معنی‌داری آن‌ها خواهد شد (یاوری و اشراف‌زاده، ۱۳۸۴). برای حل این مشکل، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته آرلانو و باند (۱۹۹۱) پیشنهاد شد. این روش، به‌واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی می‌تواند برای شرایط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی‌های ناشناخته برآوردگر پرتوانی محسوب شود (مشکی، ۱۳۹۰). همچنین کاربرد روش GMM با داده‌های پانل پویا (DPD)، مزیت‌هایی مانند لحاظ ناهمسانی انفرادی، حذف تورش‌ها در رگرسیون‌های مقطعی و در نتیجه، برآوردگرهایی با کارایی بالاتر و هم‌خطی کمتر خواهد بود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰).

برای شروع کار اقتصادسنجی فضایی، باید مطمئن شد که مدل مربوطه از نوع فضایی است که طبق آزمون موران انجام می‌شود. بعد از تأیید، ممکن است مدل فضایی حالات مختلف زیر را داشته باشد: (۱) مدل خود رگرسیون فضایی؛ (۲) مدل دوربین فضایی؛ (۳) مدل خطای فضایی؛ (۴) مدل خودهمبستگی فضایی؛ (۵) مدل فضایی تعمیم‌یافته با اثرات تصادفی آزمون‌های تشخیصی والد و

1. Arellano & Bond (1991).
2. Baltagi (2008).
3. Green (2012).
4. Arellano & Bond (1991)

هاسمن که برای مراحل فوق و تعیین مدل نهایی ضروری است (منجذب و نصرتی ۱۳۹۷). برای تخمین مدل، ابتدا باید متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شود. سازگاری تخمین زنده GMM به معتر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. این اعتبار می تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و باور (۱۹۹۱) آزمون شود. اولی آزمون سارگان^۳ از محدودیت های از پیش تعیین شده است که معتر بودن ابزارها را آزمون می کند. دومی آماره M2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفصیلی مرتبه اول را آزمون می نماید. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون، شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتر بودن ابزارها فراهم می کند. به عبارتی، تخمین زنده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

در این پژوهش، از مدل پانل پویای تصادفی (DPD) به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و تخمین زن های آرلانو- باور/ بلاندل- باند استفاده شد. در مدل اقتصادسنجی مرسوم مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) دارای متغیر تأخیری متغیر وابسته است و به همین دلیل، به آن مدل داده های تابلویی پویا نیز گفته می شود. آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بلاندل و بوند (۱۹۹۸) با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو- بوند و آرلانو- باور/ بوندل- بوند براساس شیوه هایی است که تأثیرات فردی^۴ در مدل لحاظ می شود (ندیری و همکاران، ۱۳۹۱). از مزایای روش دوم بر روش اول، افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین های کارآمدتر و دقیق تر می باشد (بالتاجی، ۲۰۰۸).^۷

در بخش اقتصادسنجی فضایی نیز با تشکیل ماتریس مجاورت و سپس استاندارد کردن این ماتریس و در نهایت، با ضرب ماتریس مجاورت استاندارد شده، در بردار متغیر وابسته، متغیر جدیدی حاصل می شود که به آن، متغیر تأخیر فضایی یا متغیر وقفه فضایی گفته می شود و بدین ترتیب، با حضور متغیر تأخیری فضایی، مدل اقتصادسنجی فضایی نیز، به صورت پویا برآورد می گردد. به صورت خلاصه، تمام مدل های فضایی در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) به شکل زیر است:

۱. Arellano, M. & Bond, S. (1991).

۲. Arllano-bavar (1991).

۳. Sargan Test

۴. Arellano, M. and O. Bover (1995).

۵. Blundell, R. and S. Bond (1998).

۶. Individual effect

۷. Baltagi (2008).

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it} \quad (1)$$

W ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است، پارامتر ρ ضریب متغیر وابسته فضایی WY است که وابستگی فضایی و متوسط اثر مشاهدات همسایه یا مجاور بر مشاهدات بردار متغیر وابسته را اندازه‌گیری می‌کند. τ ضریب وقفه اول متغیر وابسته است. جزء اخلاط مدل دارای سه بخش است: جزء اخلاط بین گروهی v_{it} ، جزء اخلاط درون گروهی γ_t و جزء اخلاط در طول زمان a_i ، به صورتی که جزء اخلاط کل مدل به سه بخش تجزیه شده است.

$$v_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n E_{ij} v_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

به‌طوری‌که u_{it} جمله خطا است که به‌صورت نرمال توزیع شده است. W ماتریس فضایی است. a_i اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی) و γ_t نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌دهد. اگر $\tau = 0$ باشد، مدل‌ها ایستا، و اگر $\tau \neq 0$ باشد، مدل‌ها پویا خواهند بود؛ یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM) خواهد بود (جانگ و لی، ۲۰۰۸).

مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته پانلی دوربین SDM با فرض $(\lambda = 0)$ استخراج می‌گردد:

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it} \quad (3)$$

$$v_{it} = u_{it} \quad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T$$

مدل SDM استاندارد نیز با لحاظ قید $\tau = 0$ به‌دست خواهد آمد. البته در مدل‌های متداول اقتصادسنجی فضایی بین دو ماتریس W برای وقفه فضایی متغیر وابسته و ماتریس D برای وقفه فضایی متغیرهای مستقل، تفاوتی قائل نمی‌شوند و این منجر به $D_{ij} = W_{ij}$ و $Z_{it} = X_{it}$ می‌گردد. بدین ترتیب، ماتریس وزنی مکانی به این صورت تعریف می‌گردد:

$$y_{it} = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{it} \end{bmatrix} u_{it} = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{it} \end{bmatrix} w = \begin{bmatrix} 0 & w_{12} & \dots & w_{1,n-1} & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \dots & w_{2,n-1} & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ w_{n-1,1} & w_{n-1,2} & \dots & 0 & w_{n-1,n} \\ w_{n1} & w_{n2} & \dots & w_{n,n-1} & 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

همچنین براساس مدل فضایی دوربین (SDM)، مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در اقتصادسنجی فضایی به شکل زیر تصریح می‌گردد:

$$ICT_{it} = \alpha + \beta_1 ICT_{i,t-1} + \beta_2 F_{i,t} + \beta_3 D + \beta_4 G_{i,t} + \beta_5 Y_{i,t} + \rho_1 W_{i,t} F_{it} + \rho_2 W_{i,t} D_{it} + \rho_3 W_{i,t} G_{it} + \rho_4 W_{i,t} Y_{it} + \alpha_{it} + \gamma_{it} + u_{it} \quad (5)$$

$$i = 1, \dots, 16 \quad t = 2000, \dots, 2023$$

جدول ۲: معرفی متغیرها و پارامترهای مدل اقتصادسنجی متعارف و فضایی

Table 2: Introducing the variables and parameters of conventional and spatial econometric models

توسعه اقتصاد دیجیتال در هر کشور i در زمان $t-1$	$ICT_{i,t-1}$
تعمیق مالی	F
درجه باز بودن اقتصاد	D
اندازه دولت	G
رشد اقتصادی	Y
دلالت بر اثرات فردی غیرقابل مشاهده دارد.	μ_{it}
جمله اختلال مدل پانل به طوری که $V_{it} = \mu + u_{it}$ می باشد.	V_{it}
دلالت بر باقیمانده جمله اختلال یا جزء اختلال حالت ویژه دارد؛ که به دو بخش جملات اختلال مقطعی ε_i و جملات اختلال سری زمانی ε_t تقسیم می گردد.	u_{it}
همبستگی فضایی تعمیق مالی که از ترکیب متغیر تعمیق مالی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین کننده همبستگی فضایی تعمیق مالی است، استخراج شده است.	$\rho_1 W_{it} F_{it}$
همبستگی فضایی درجه باز بودن اقتصاد	$\rho_2 W_{it} D_{it}$
همبستگی فضایی اندازه دولت	$\rho_3 W_{it} G_{it}$
همبستگی فضایی رشد اقتصادی	$\rho_4 W_{it} Y_{it}$
عرض از مبدأ	α
ضرایب متغیرهای توضیحی به طوری که $K = 1, 2, \dots$	β_k

مزایای روش GMM پویا نسبت به روش های دیگر:

۱. حل مشکل درونزا بودن متغیرها: یکی از مزیت های اصلی تخمین زن GMM پویا، آن است که تمام متغیرهای رگرسیون که با جزء اختلال همبستگی ندارند (از جمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی)، می توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند (گرین، ۲۰۱۲).
۲. کاهش و رفع هم خطی در مدل: استفاده کردن از متغیرهای وابسته وقفه دار منجر به از بین رفتن هم خطی در مدل می شود.
۳. حذف متغیرهای ثابت در طی زمان: با استفاده از این روش، بسیاری از متغیرها همانند فرهنگ، قومیت، مذهب و اقلیم حذف می شوند که در طول زمان ثابت هستند. متغیرهای حذف شده، باعث ایجاد تورش در تخمین مدل می شوند. با استفاده از این روش، می توان تأثیر این عوامل را با استفاده از تفاضل گرفتن، از آمارها حذف کرد (بالتاجی، ۲۰۰۸).
۴. افزایش بعد زمانی متغیرها: تخمین برش مقطعی ممکن است بتواند رابطه بلندمدت بین متغیرها را به دست آورد، اما این نوع تخمین ها، مزیت های سری های زمانی آمارها را ندارند که کارآمدی برآوردها را افزایش دهد. استفاده از بعد زمانی سری آمار، این امکان را فراهم می کند تا تأثیر تمام

1. Green (2012).

2. Baltagi (2008).

عوامل مشاهده نشده ثابت، زمانی که تفاوت‌های بین کشوری، تفاوت در توسعه اقتصاد دیجیتال را نشان می‌دهد، در برآورد ملاحظه شوند (هسیائو، ۲۰۰۳).

۵. شرح و تفسیر نتایج

۵-۱. آزمون ایستایی متغیرها

در این قسمت از پژوهش، به بررسی ایستایی متغیرها پرداخته می‌شود که از دو آزمون هریس-تزاوالیس^۲ و آزمون بریتونگ استفاده شده است (جدول شماره ۳). توسعه اقتصاد دیجیتال و اندازه دولت با یک تفاضل ایستا می‌شوند؛ تعمیق مالی، رشد اقتصادی و درجه باز بودن اقتصاد در سطح ایستا هستند و بنابراین، برای نشان دادن کاذب نبودن رگرسیون برآورده شده، از آزمون همگرایی پانل استفاده خواهد شد که نتایج آن در جدول شماره ۴ ارائه شده است.

جدول ۳: آزمون ایستایی هریس-تزاوالیس و بریتونگ

Table 3: Harris-Tzavalis and Britton Stationarity Test

نماد	آزمون	آزمون هریس-تزاوالیس	ایستایی	آزمون بریتونگ	ایستایی
متغیر	متغیر	ضریب	آماره z	احتمال	ضریب
تعمیق مالی	F	۰/۷۶	-۳/۷۴	۰/۰۰	-۲/۷۳
تعمیق مالی	$I(0)$				۰/۰۰۳
تعمیق مالی	$I(1)$	۰/۹۸	۳/۴۳	۰/۹۹۹	۷/۷۹
تعمیق مالی	$I(1)$	۰/۹۰	۰/۸۰	۰/۷۸۹	-۰/۰۵
تعمیق مالی	$I(0)$	-۰/۱۹۳	-۳۴/۴۰	۰/۰۰	-۶/۶۱۷
تعمیق مالی	$I(0)$	۰/۱۰	-۲۴/۸۱۰	۰/۰۰	-۴/۴۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۲. آزمون هم‌جمعی تابلویی (پدرونی)

در این بخش برای اینکه نشان داده شود که رگرسیون برآوردی کاذب نیست، از آزمون هم‌جمعی تابلویی (پدرونی) استفاده می‌شود؛ که در آن، به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخته می‌شود. نتایج این آزمون در جدول شماره ۴ بر اساس آماره‌های هفت‌گانه پدرونی ارائه شده و نشان‌دهنده وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرها است. هفت آماره ذکر شده توسط پدرونی (۱۹۹۱) برای ارزیابی هم‌جمعی بین متغیرها است که شامل چهار آماره درون‌گروهی و سه آماره بین‌گروهی^۴ است. به آماره‌های حاصل شده از روش درون‌گروهی، آماره‌های هم‌جمعی داده‌های ترکیبی گفته می‌شود که با پیشوند *pane* نشان داده شده‌اند. آماره‌های به‌دست‌آمده از روش بین‌گروهی را، آماره‌های هم‌جمعی میانگین گروهی داده‌های ترکیبی^۵ نامیده و با پیشوند *grou* نمایش داده شده‌اند.

1. Hsiao (2003).

2. Harris-Tzavalis unit-root test

3. Pedroni (1991).

4. within-dimension

۵. group mean panel cointegration statistics

همان‌طور که پدرونی (۲۰۰۴) بیان کرده است، آزمون‌های adf و t برای نمونه‌های کوچک‌تر مناسب‌تر هستند و تمایل بیشتری به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی دارند.

جدول ۴: آزمون هم‌انباشتگی پانلی پدورنی

Table 4: Pedornini panel cointegration test

آماره‌های آزمون	آماره‌های Panel	آماره‌های Group
V	۲/۰۰۳	-
ρ	۲/۴۰۶	۳/۶۳
t	-۰/۴۹۷	۰/۳۴۳
adf	-۰/۳۰۸	-۰/۱۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش * تمام آماره‌های آزمون پدرونی دارای توزیع نرمال $N(0, 1)$ هستند.

۳-۵. نتایج برآورد به روش اقتصادسنجی فضایی

در تشخیص وجود همبستگی فضایی بین اجزاء اخلاص، قبل از برآورد مدل اصلی از آزمون موران و آزمون گری استفاده شد. هدف از انجام این آزمون، بررسی وجود همبستگی فضایی توسعه اقتصاد دیجیتال بین کشورها بوده، که مقدار مثبت آماره موران بیانگر خودهمبستگی فضایی مثبت و مقدار منفی آن بیانگر پدیده خودهمبستگی فضایی منفی است. در خودهمبستگی مثبت، کشورهای با اقتصاد دیجیتال بالا، به‌طور متوسط، توسط کشورهای با اقتصاد دیجیتال بالا احاطه شده‌اند. همچنین زمانی که این آماره علامت منفی را نشان می‌دهد، کشورهای با اقتصاد دیجیتال پایین در کنار هم تجمع دارند. در آزمون گری، با کنار هم قرار گرفتن کشورهای غیرمشابه از نظر توسعه اقتصاد دیجیتال، این آماره به سمت مقادیر بزرگ‌تر می‌رود و با افزایش این اختلاف، به حداکثر مقدار خود یعنی دو می‌رسد. نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های موران و گری، در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵: نتایج آزمون تشخیص همبستگی فضایی

Table 5: Results of the spatial correlation detection test

آزمون	مقدار	آماره Z	احتمال
Moran I	۰/۸۹۲	۳/۸۲۵	۰/۰۰۰
Geary	۰/۰۰	-۲/۰۲۱	۰/۰۲۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول ۵، نتایج نشان می‌دهد که در هر دو آزمون، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد رد شده و میان توسعه اقتصاد دیجیتال کشورها، همبستگی فضایی مثبتی وجود دارد. با توجه به نتایج آزمون‌های تشخیصی، وجود پدیده وابستگی فضایی توسعه اقتصاد دیجیتال در قالب مدل پانل براساس هر دو آزمون تأیید شده و باید مدل در حضور بعد فضایی و منطقه‌ای انجام شود؛ بنابراین، استفاده از مدل OLS غیرکارا بوده و در نتیجه، باید از مدل پویای دوربین فضایی استفاده کرد.

۴-۵. برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو- باور / بلاندل-باند گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی دوربین (SGMM)

در این قسمت از برآورد مدل فضایی آرلانو - باور، دو برآورد متعارف و فضایی به‌دست می‌آید. نتایج به‌دست آمده در جدول ۶ ارائه شده است. در قسمت متعارف برآورد مدل، نتایج نشان می‌دهد که وقفه اول فضایی متغیر وابسته با سطح اطمینان ۹۵ درصد، معنی‌دار بوده و ضریب این متغیر برابر با $0/82$ می‌باشد؛ که گویای پویایی مدل بوده و نشان می‌دهد که یکی از متغیرهای مؤثر بر توسعه اقتصاد دیجیتال، توسعه اقتصاد دیجیتال در دوره گذشته است. همان‌طور که اشاره شد، مفهوم تأخیر فضایی و منطقه‌ای در ارتباط با مجموعه همسایگان، مربوط به مکان و منطقه‌ی خاص است که عمل تأخیر فضایی و منطقه‌ای برای ایجاد میانگین وزنی مشاهدات همسایه عمل می‌کند؛ بنابراین، مشاهده می‌شود که میانگین وزنی توسعه اقتصاد دیجیتال در هر کشور مؤثر بر توسعه اقتصاد دیجیتال کشور مورد مطالعه است؛ به‌طوری‌که هر چه کشورهای مجاور توسعه اقتصاد دیجیتال بالاتری داشته باشند، توسعه اقتصاد دیجیتال آن کشور بالاتر می‌رود و میزان اثرگذاری آن به مقدار $0/82$ است.

متغیر تعمیق مالی، ضریب $0/03$ دارد که نشان می‌دهد، تعمیق مالی می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی سطح دیجیتال کشورها را بهبود بخشد. تعمیق مالی، تخصیص وجوه به صنایع اقتصاد دیجیتال را از طریق کانال‌های اعتباری و تأمین مالی تسهیل، رشد صنایع دیجیتال را تقویت می‌کند و درنهایت، توسعه اقتصاد دیجیتال را ارتقا می‌دهد. علاوه‌براین، تعمیق مالی، محصولات و خدمات مالی نوآورانه‌ای مانند بانکداری آنلاین و پرداخت‌های شخص ثالث را معرفی می‌کند که به کارایی و اثربخشی تأمین مالی برای شرکت‌های درگیر در اقتصاد دیجیتال کمک می‌کند (شان و همکاران، ۲۰۲۳).

متغیر اندازه دولت نیز ارتباط معناداری با متغیر توسعه اقتصاد دیجیتال دارد و با افزایش یک درصدی سهم مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص داخلی کشورها، توسعه اقتصاد دیجیتال را $0/03$ درصد افزایش می‌دهد. همچنین نتایج به‌دست‌آمده، نشان می‌دهد که متغیر رشد اقتصادی با ضریب $0/04$ در سطح پنج درصد معنی‌دار است و رشد اقتصادی، ارتباط معنی‌داری با توسعه اقتصاد دیجیتال دارد. با توجه به اینکه ضریب این متغیر، بزرگ‌ترین عدد را در برآورد متعارف دارد، این نتیجه نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تا چه حد می‌تواند بر توسعه اقتصاد دیجیتال کشورها مؤثر باشد.

متغیر درجه باز بودن اقتصاد در سطح پنج درصد، معنی‌دار، و بیانگر این است که با یک درصد افزایش جمع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی کشورها، توسعه اقتصاد دیجیتال به‌اندازه $0/01$ درصد افزایش می‌یابد. عرض از مبدأ در این مدل، تفسیر اقتصادی ندارد. تنها می‌توان تفسیری از ضریب آن داشت که برابر با $1/59$ درصد است که از نظر آماری، معنی‌دار است. بدین ترتیب، بیشترین ضریب برآوردی را در میان متغیرهای مستقل، متغیر رشد اقتصادی و کمترین ضریب را درجه باز بودن اقتصاد به خود اختصاص داده‌اند. ضمن اینکه همه ضرایب برآوردی بجز درجه باز بودن اقتصاد، به‌لحاظ آماری معنادار بوده و جهت اثرگذاری متغیرهای این مدل بر متغیر وابسته، منطبق با تئوری‌های مبانی نظری است.

جدول ۶: برآورد ضرایب دومرحله‌ای آرلانو-باور / بلاندل-باند

Table 6: Estimation of two-stage Arellano-Bauer/Blundell-Bond coefficients

متغیر	نماد	ضریب	آماره t	احتمال آزمون	برآورد فاصله‌ای ۹۵ درصد
وقفه اول فضایی متغیر وابسته	ICT.L1	۰/۸۲	۱۰۸/۰۱	۰/۰۰	۰/۸۳۷
تعمیق مالی	F	۰/۰۳	۱/۷۴	۰/۰۸۳	۰/۰۶۶
اندازه دولت	G	۰/۰۳	۲/۴۷	۰/۰۱۴	۰/۰۶۲
رشد اقتصادی	y	۰/۰۴	۳/۲۴	۰/۰۰۱	۰/۰۶۲
درجه باز بودن اقتصاد	D	۰/۰۰۱	۰/۱۰	۰/۳۸۸	۰/۰۲۰
عرض از مبدأ	cons	۱/۵۹	۴/۷۸	۰/۰۰	۲/۲۴۵
اثر فضایی					
تعمیق مالی	W1x-F	۰/۰۵	۳/۹۸	۰/۰۰	۰/۰۸۱
اندازه دولت	W1x-G	۰/۱۷	۲/۱۹	۰/۰۲۹	۰/۰۳۰
رشد اقتصادی	W1x-Y	۰/۰۵	۴/۱۳	۰/۰۰	۰/۰۶۷
درجه باز بودن اقتصاد	W1x-D	۰/۰۳	۳/۳۱	۰/۰۰۱	۰/۰۵۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در بررسی متغیرهای فضایی دوربین مدل برآوردی، اثر فضایی تعمیق مالی (W1x-F)، اثر مثبت و غیرمستقیمی به میزان ۰/۰۵ بر توسعه اقتصاد دیجیتال کشورها دارد. با افزایش تعمیق مالی در کشورهای مجاور توسعه اقتصاد دیجیتال، در کشور موردنظر افزایش یافته، بدین صورت که تعمیق مالی در کشورهای مجاور، به رویکرد چندبعدی توسعه یک سیستم مالی چند سطحی بازار محور برای افزایش توسعه اقتصاد دیجیتال است؛ که این رویکرد، منجر به سرریز شدن محصولات و خدمات مالی نوآورانه، همچنین باز کردن و توسعه بازارهای مالی، آغاز اصلاحات در مؤسسات مالی و تقویت نظارت مالی در کشور موردنظر خواهد شد. W1x-G اثر مثبت فضایی اندازه دولت بر توسعه اقتصاد دیجیتال را نشان می‌دهد که از لحاظ آماری معنادار است و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی به میزان ۰/۱۷ درصد بر توسعه اقتصاد دیجیتال دارد؛ یعنی با بزرگ شدن اندازه دولت‌ها در کشورهای مجاور، توسعه اقتصاد دیجیتال بهبود یافته و باعث سرریز شدن آن به کشور موردنظر خواهد شد.

W1x-Y اثر فضایی رشد اقتصادی را نشان می‌دهد که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی به میزان ۰/۰۵ بر توسعه اقتصاد دیجیتال دارد، با بالا رفتن رشد اقتصادی در کشورهای مجاور، منجر به سرریز شدن توسعه اقتصاد دیجیتال در کشور موردنظر می‌شود و بنابراین، با توجه به پیشرفت روزافزون بخش دیجیتال اقتصاد دنیا، با استفاده از فناوری‌ها و نوآوری‌های جدید، اقتصاد کشورها پویا شده و مدام در حال تغییر و تحول هستند. همچنین فاصله بین کشورهای دنیا از لحاظ بهره‌مندی از فناوری‌های دیجیتال، بر رشد جهانی و اهمیت بخش دیجیتال اقتصاد اثرگذار است.

W1x-D بیانگر اثر فضایی درجه باز بودن است که از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی به اندازه ۰/۰۳ بر توسعه اقتصاد دیجیتال دارد. چنانچه جمع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی در کشورهای مجاور بالا رود، توسعه اقتصاد دیجیتال در کشور موردنظر، افزایش می‌یابد. با بالا رفتن میزان صادرات و واردات در کشورهای مجاور، منجر به انتقال تکنولوژی به کشور موردنظر شده و در نتیجه، توسعه اقتصاد دیجیتال را به همراه خواهد داشت. به‌طور کلی در بین متغیرهای فضایی دوربین،

همه متغیرها معنادار هستند که نشان‌دهنده وجود و تأیید اثر فضایی متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته است. بیشترین اثر، مربوط به متغیر اندازه دولت و کمترین اثر را درجه باز بودن اقتصاد دارد.

جدول ۷: آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD

Table 7: GMM-DPD model specification tests

احتمال	ضریب	نوع آزمون
۰/۰۰۰	۱۹۳۱۱/۲۹	آزمون والد
-	۰/۹۹۹۸	Raw Moments R^2
-	۰/۹۹۹۸	Raw Moments $\bar{R}^2$
-	۰/۹۸۱۷	(Buse, 1973) R^2
-	۰/۹۸۱۳	(Buse, 1973) $\bar{R}^2$
-	۰/۳۵۰	Root MSE (Sigma)
۰/۰۰۰	۴۶۷/۱۶۱	سارگان LM آزمون بیش‌شناسایی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول ۷، برای نشان دادن سازگار بودن برآوردهای دومرحله‌ای آرلانو-باور/ بلاندل-باند از آزمون‌های تصریح مدل GMM-DPD استفاده شده، آرلاندو و بلاندل^۱ از آزمون سارگان برای نشان دادن اعتبار متغیرها استفاده می‌کنند که توزیع آن کای مربع است. ضرایب نیکویی برازش فضایی و گشتاوری با مقادیر ۹۹ و ۹۸ درصد، نشان می‌دهند که مدل موردبررسی به‌درستی تصریح شده است و نوسانات متغیرهای مستقل فضایی، می‌توانند نوسانات متغیر وابسته فضایی را بررسی کنند. همچنین آماره آزمون سارگان در جدول ۷، خبر از انتخاب درست متغیرهای ابزاری می‌دهد و در این صورت، بین متغیرهای ابزاری و جمله خطا، خودهمبستگی وجود ندارد. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده از آزمون والد فرضیه صفر، مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد، رد می‌شود. درنتیجه، ضرایب برآورده شده از مدل، مورد تأیید بوده و نیز معنی‌دار بودن کل مدل رگرسیون، مورد تأیید می‌باشد.

۵-۵. آزمون وجود اثرات خودهمبستگی پانل فضایی

در جدول ۸، اثرات خودهمبستگی فضایی در مدل‌های SGMM-DPD-SDM بررسی شده است. در ابتدا از آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلاص که شامل آزمون‌های مورآن MI عمومی، گری GC عمومی، گتیس-اوردز G0 عمومی، مورآن MI جملات اخلاص، LM (بوریدج) و LM (روبوست) است، استفاده شده که نشان از وجود خودهمبستگی فضایی می‌دهد، سپس خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد که آزمون وقفه LM (آنسلین) عدم وجود خودهمبستگی فضایی را نشان می‌دهد و در آخر، خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته توسط آزمون LM SAC (LMerr + LMLag_R) بررسی می‌شود که وجود خودهمبستگی فضایی هم‌زمان جملات اخلاص و وقفه متغیر وابسته، رد نمی‌شود.

جدول ۸: آزمون وجود اثرات خودهمبستگی در مدل پانل فضایی

Table 8: Testing for the existence of autocorrelation effects in the spatial panel model

نام آزمون	نماد	آماره	احتمال آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خودهمبستگی فضایی برای جملات اخلال				
موران MI عمومی	GLOBAL Moran MI	-۰/۱۷۲	۰/۰۰۱۷	
گری GC عمومی	GLOBAL Geary GC	۱/۷۷۱	۰/۰۰۰	
گتیس-اوردز G0 عمومی	GLOBAL Getis-Ords GO	۰/۱۷۲	۰/۰۰۱	رد فرضیه صفر که نشان می‌دهد جملات اخلال، دارای خودهمبستگی فضایی هستند.
موران MI جملات اخلال	Moran MI Error Test	-۳/۱۱۵	۰/۰۰۱۸	
LM (بوریدج)	LM Error (Burridge)	۹/۲۸۷	۰/۰۰۲۳	
LM (روبوست)	LM Error (Robust)	۸/۳۶۱	۰/۰۰۳۸	
آزمون خودهمبستگی فضایی برای وقفه اول فضایی متغیر وابسته				
وقفه LM (آنسلین)	LM Lag (Anselin)	۱/۵۶۶	۰/۲۱۰	عدم وجود خودهمبستگی فضایی وقفه متغیر وابسته
آزمون خودهمبستگی فضایی همزمان جملات اخلال و وقفه متغیر وابسته				
LM SAC (LMerr + LMLag_R)		۹/۹۲۸	۰/۰۰۷	وجود خودهمبستگی فضایی همزمان
Cook-Weisberg LM Test		کوک-ویسبرگ	۳۳/۸۰۶	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵-۶. آزمون ناهمسانی واریانس فضایی

برای بررسی ناهمسانی واریانس مدل، از آزمون‌های ناهمسانی واریانس در جدول ۹ استفاده شده است.

جدول ۹: آزمون واریانس ناهمسانی فضایی در مدل SGMM-DPD

Table 9: Spatial heterogeneity variance test in the SGMM-DPD model

نماد آزمون	نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال آزمون
Engle LM ARCH	انگل	۲۴/۶۹۲	۰/۰۰۰
Hall-Pagan LM	هال-پاگان	۶۳/۶۹۲	۰/۰۰۰
Harvey LM Test	هاروی	۳۳/۰۵۶	۰/۰۰۰
Wald Test	والد	۸۱/۵۶۳	۰/۰۰۰
Glejser LM Test	گلچسر	۴۱/۶۷۳	۰/۰۰۰
Breusch-Godfrey Test	بروش-گادفری	۳۲/۹۰۵	۰/۰۰۰
White Test - Koenker(R2)	وایت	۱۳/۴۴۹	۰/۰۹۷
Cook-Weisberg LM Test	کوک-ویسبرگ	۳۳/۸۰۶	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۹، می‌توان دریافت که در همه آزمون‌های فوق، فرضیه صفر مبنی بر اینکه در

مدل ناهمسانی، واریانس فضایی وجود ندارد، رد می‌شود و این آزمون‌ها نیز وجود ناهمسانی واریانس فضایی در مدل را تأیید می‌کنند. اگر فرض وجود واریانس ناهمسانی تأیید شود، علاوه بر کاهش کارایی ضرایب، ضرایب تورش‌دار نیز خواهند بود؛ بنابراین، لازم است جهت برطرف کردن ناهمسانی واریانس فضایی، از روش‌های وزنی استفاده کرد: روش اول: استفاده از ماتریس فضایی؛ روش دوم: معکوس ماتریس فضایی و روش سوم: معکوس مربعی ماتریس فضایی؛ که در این پژوهش، از روش سوم یعنی معکوس مربعی ماتریس فضایی به‌منظور رفع ناهمسانی واریانس فضایی استفاده شد.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

اقتصاد دیجیتال به‌عنوان یک نیروی محرکه قدرتمند برای رشد اقتصادی پایدار ظاهر شده است و نقشی اساسی در بهبود توسعه اقتصاد ایفا می‌کند. با این وجود، صنایع و بخش‌های دیجیتال، اغلب برای به دست آوردن حمایت مالی کافی، با چالش‌هایی مواجه می‌شوند. برای پرداختن به این موضوع، این مقاله یک سیستم ارزیابی جامع برای توسعه اقتصاد دیجیتال طراحی می‌کند؛ که در این مطالعه، با استفاده از داده‌های پانل، به بررسی نقش اثر تعمیق مالی، درجه باز بودن اقتصاد، رشد اقتصادی و اندازه دولت بر توسعه اقتصاد دیجیتال کشورهای عضو منای سال‌های ۲۰۲۳-۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج برآورد متعارف، حاکی از آن است که با افزایش یک‌درصدی تعمیق مالی، اقتصاد دیجیتال ۰/۰۳ واحد افزایش می‌یابد؛ بدین صورت که تعمیق مالی باعث افزایش پس‌انداز داخلی، ورود سرمایه خارجی و میزان کلی پس‌انداز می‌شود. این پس‌انداز افزایش یافته می‌تواند مجموعه وجوه قابل وام را تقویت کند؛ بنابراین، سرمایه‌گذاری در اقتصاد دیجیتال را ترویج می‌کند. علاوه بر این، رقابت شدید بازار، تخصیص کارآمد فرصت‌های سرمایه‌گذاری را تضمین می‌کند، با تأکید بر پروژه‌های با بازده بالا؛ در نتیجه، از توسعه صنایع دیجیتال جدید و ترویج رشد اقتصاد دیجیتال حمایت می‌کند. همچنین با کاهش هزینه‌های تأمین مالی پروژه‌های نوآورانه، تعمیق مالی باعث تحریک نوآوری‌های تکنولوژیکی می‌شود. این پیشرفت‌ها در فناوری، اجرای پروژه‌ها و صنایع دیجیتال جدید را تسهیل می‌کند، تحول دیجیتالی صنایع سنتی را تسریع می‌بخشد، به تدریج صنایع عقب‌مانده با مصرف انرژی و آلودگی بالا را کنار می‌گذارد و در نهایت، توسعه اقتصاد دیجیتال را ارتقا می‌دهد (شان و همکاران، ۲۰۲۳).

اندازه دولت و رشد اقتصادی با ضرایب، به ترتیب، هر کدام ۰/۰۳ و ۰/۰۴ که نشانگر تأثیر چشمگیر مثبت و مستقیم این دو متغیر بر توسعه اقتصاد دیجیتال و بیانگر اهمیت میزان تأثیرگذاری این دو متغیر است. همان‌طور که گفته شد، در این مطالعه، شاخص اندازه دولت با نسبت سهم مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص داخلی کشورها در نظر گرفته شد که میزان حمایت دولت از کشور را بیان می‌کند. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، هرچه اندازه دولت‌ها بزرگ‌تر باشد، برخورداری کشورها از داشتن یک جامعه با رشد اقتصاد دیجیتال بالا بیشتر می‌شود و بنابراین، با بزرگ شدن اندازه دولت‌ها، توسعه اقتصاد دیجیتال نیز در سطح جوامع بین‌المللی افزایش می‌یابد. درخصوص رشد اقتصادی نیز براساس تئوری رشد اقتصادی سولو، وجود تکنولوژی در تابع تولید، باعث افزایش تولید و در نتیجه، رشد اقتصادی می‌شود و با افزایش تولید ناخالص داخلی، درآمد ملی نیز افزایش می‌یابد.

بدین ترتیب، وقتی درآمد کشور بالا رود، میزان ورود فن‌آوری‌های جدید و تکنولوژی‌های هایتک به داخل کشور زیاد شده و در نتیجه، توسعه اقتصاد دیجیتال را افزایش می‌دهد. همچنین با افزایش یک‌درصدی درجه باز بودن اقتصاد، توسعه اقتصاد دیجیتال ۰/۰۱ درصد افزایش می‌یابد که در توجیه این امر می‌توان گفت، با توجه به اینکه متغیر مذکور نسبت جمع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی کشورها در نظر گرفته شده، تأثیر آن بر توسعه دیجیتال مثبت است؛ یعنی با افزایش میزان ورود صادرات و واردات تکنولوژی‌های جدید به داخل کشور، این امر منجر به بالا رفتن فناوری و اقتصاد دیجیتال خواهد شد.

در بررسی متغیرهای فضایی دوربین مدل برآوردی، اثر فضایی متغیر تعمیق مالی با ضریب ۰/۰۵ از لحاظ آماری معنادار بوده و تأثیر مثبت و غیرمستقیمی بر توسعه اقتصاد دیجیتال دارد که نشان از تأثیر بازارهای مالی در توسعه دیجیتال کشورها است؛ یعنی افزایش یک درصدی در تعمیق مالی کشورهای مجاور، باعث می‌شود که توسعه اقتصاد دیجیتال در کشور موردنظر به اندازه ۰/۰۳ درصد افزایش یابد. اثر فضایی متغیر اندازه دولت با ضریب ۰/۲۱ از نظر آماری معنادار بوده و می‌توان گفت که بیشترین اثر فضایی و جغرافیایی را در بین متغیرهای مورد استفاده دارد که این نشان از اهمیت اندازه دولت‌ها است و چنانچه اندازه دولت در کشورهای مجاور یک درصد افزایش یابد، توسعه اقتصاد دیجیتال در کشور مورد نظر به اندازه ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد. رشد اقتصادی نیز با ضریب ۰/۰۵ بعد از اندازه دولت، بیشترین تأثیر فضایی و منطقه‌ای را بر توسعه اقتصاد دیجیتال دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصدی رشد اقتصاد در کشورهای مجاور، توسعه اقتصاد دیجیتال به اندازه ۰/۰۵ درصد در کشور موردنظر رشد خواهد یافت. اثر فضایی و منطقه‌ای درجه باز بودن بر توسعه اقتصاد دیجیتال به اندازه ۰/۰۳ درصد است. این متغیر از نظر آماری معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی میزان صادرات و واردات در کشورهای مجاور، افزایش توسعه اقتصاد دیجیتال، به اندازه ۰/۰۳ درصد در کشور موردنظر است. این ضریب، بیانگر اهمیت صادرات و واردات در کشورها بر توسعه اقتصاد دیجیتال بوده، و نشان‌دهنده اهمیت بالای مراودات تجاری بین کشورها است.

کشورهای عضو می‌توانند با استفاده از موارد زیر، به ایجاد توسعه دیجیتال بیشتر کمک کنند. به عنوان مثال، با ایجاد مناطق آزاد تجاری و بازارهای مشترک به منظور ایجاد یکپارچگی اقتصادی و اجرای سیاست‌های یکپارچه تجاری برای از بین بردن موانع تجاری بین خود مانند تعرفه‌ها، سهمیه و سایر موانع غیرتعرفه‌ای، موانع تجاری و گمرکی را برای یکدیگر حذف نموده و سیاست‌های تجاری منسجمی را در مقابل یکدیگر اتخاذ کنند. کشورها می‌توانند با تسهیل جابه‌جایی نیروی کار و سرمایه، خط تولید و فناوری خود را به کشور دیگر عضو انتقال دهند. این موضوع سبب افزایش بهره‌وری اقتصادی تسهیل در ورود مؤسسات مالی خارجی و افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در بین کشورهای عضو می‌شود؛ زیرا عوامل تولید آزادانه به جایی منتقل می‌شوند که بیشترین بهره‌وری را داشته باشند. و در آخر، کشورها با یکپارچگی اقتصادی کامل بین دو یا چند کشور، می‌توانند سیاست‌های یکپارچه و هماهنگ اقتصادی (سیاست‌های پولی، مالی، مالیاتی، و برنامه‌های رفاه اجتماعی) نیز داشته باشند

تا اقتصاد آنها به یک موجودیت واحد تبدیل شده تا منابع مالی اضافی و فناوری پیشرفته را جذب، و از این طریق، روند اقتصاد دیجیتال را تسریع کنند.

سپاسگزاری: -

تأییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۵۰ درصد)، نویسنده دوم (۲۵ درصد) و نویسنده سوم (۲۵ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Ahmadi, Saida. (2023). Development strategies of digital economy in Iran. *Scientific Monthly "Economic Security"*, 11(4), 16-4. [In Persian]
- Anwari, Ebrahim, Takband, Elham and Khodapanah, Massoud. (2023). Analysis of the effect of financial and economic indicators on stock market depth indicators: A case study of selected developing countries. *Two Scientific Quarterly Journals of Economic Studies and Policies*, 10(1), 53-78. doi: 10.22096/esp.2023.131541.1379. [In Persian]
- Arellano, M. and O. Bover. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68:29-51.
- Arellano, M. Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment. *Rev. Econ. Stud.*, 58, 277-297.
- Azimi, Atiyeh, Jalai Esfandabadi, Seyed Abdul Majid, Hassanzadeh Jazdani, & Dr. Alireza. (2022). Investigating the effect of financial depth on money market and macroeconomic variables: Stochastic dynamic general equilibrium approach. *Islamic Economics and Banking*, 39(11), 79-104.
URL: <http://mieaoi.ir/article-۱۲۱۵-۱-fa.html>. [In Persian]
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data* (Vol. 4, pp. 135-145). Chichester: Wiley.
- Bakari, S. El Weriemmi, M. & Mabrouki, M. (2022). The impact of digitalization and trade openness on economic growth: New evidence from richest Asian countries. *Journal of Research, Innovation and Technologies*, 1(2), 7.
- Chen, D. Wei, G., & Xiao, J. (2013). Efficiency of legal institutions, financial deepening and family control preferences. *Economic Research Journal (Chinese)*, 10, 55-59.
- Chen, H., & Shen, Y. (2022). New ideas on green finance to boost the development of digital economy. *Gansu Social Sciences*, 2.
- Chen, Y., Peng, Z., Peng, C. & Xu, W. (2023). Impact of new government-business relations on urban digital economy: Empirical evidence from China. *Finance Research Letters*, 58, 104325.
- Falihi, Nemat, and Bokharai, Rehane. (2016). Investigating the effect of financial depth on economic growth in Iran. *Financial Economics (Financial Economics and Development)*, 11(38), 63-80. SID.
<https://sid.ir/paper/502336/fa>. [In Persian]
- Fang, X., & Ju, C. (2024). Digital transformation and corporate financialization in emerging markets: Evidence from:
<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S2405844024006479>
- Ghasemi, Abdul Rasul, Nazari, & Saba. (2016). Investigating the role of financial deepening on macroeconomic turbulence. *Financial Economics*, 10(35), 27-44. [In Persian]
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*, 7th. ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
- Hsiao, F., & Gibson, E. (2003). Processing relative clauses in Chinese. *Cognition*, 90(1), 3-27.

- Huang, R. H. & Wang, C. M. (2023). Fintech-bank partnership in China's credit market: Models, risks and regulatory responses. *European Business Organization Law Review*, 24(4), 721-755.
- Jorgenson, D. W., & Vu, K. M. (2016). The ICT revolution, world economic growth, and policy issues. *Telecommunications Policy*, 40(5), 383-397.
- Li, D. (2022). Financial technology empowering high-quality development of digital economy-A Record of the 9th. Zhongguancun financial technology forum annual meeting. *China Finance J.*, 4, 21-23.
- Li, K. Kim, D. J. Lang, K. R. Kauffman, R. J., & Naldi, M. (2020). How should we understand the digital economy in Asia? Critical assessment and research agenda. *Electronic Commerce Research and Applications*, 44, 101004.
- Li, X., & Wu, Q. (2023). The impact of digital economy on high-quality economic development: Research based on the consumption expansion. *Plos One*, 18(12), e0292925.
- Liao, L. (2022). Accelerating the construction of digital finance to support the development of the digital economy. *Mod. Finance Guide*, 12, 4-5.
- Liu, L.G. (2022). Financial support for digital economic development, creating a new engine for economic growth. *Tsinghua Finance Rev.*, 5, 69-71.
- Lu, J.W. (2023). Research on the Impact of finance on high-quality development of manufacturing industry under the background of digital economy. *China Ind. Econ.*, 1, 138-140.
- Lynn, T. Rosati, P. Conway, E. Curran, D. Fox, G., & O'Gorman, C. (2022). The digital economy and digital business. In *Digital Towns: Accelerating and Measuring the Digital Transformation of Rural Societies and Economies* (pp. 69-89). Cham: Springer International Publishing.
- Manjazebe Mohammad Reza and Nosrati Reza. (2017). *The Book of advanced econometric models with Evioz and Esteta*. Mehraban Kitab Institute. [In Persian]
- Meshki, Mehdi. (2011). Determining factors affecting the performance of stock companies using the method of generalized moments (GMM) and estimated generalized least squares (EGLS). *Advances in Accounting (Shiraz Social and Human Sciences)*, 3(1 (serial 3/60)), 119-91. SID.
<https://sid.ir/paper/454741/fa> [In Persian]
- Murshed, M. (2020). An empirical analysis of the non-linear impacts of ICT-trade openness on renewable energy transition, energy efficiency, clean cooking fuel access and environmental sustainability in South Asia. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(29), 36254-36281.
- Mushtaqi, Laleh, & Samadpour, Narges. (2024). The long-term and short-term effects of financial efficiency and financial depth on economic growth. *Financial Monetary Economics*. doi: 10.22067/mfe.2024.87178.1403. [In Persian]
- Naderi, Mohammed; Mohammadi, Timur. (2011). Investigating the impact of institutional structures on economic growth with dynamic tabular data GMM method. *Economic Modeling Quarterly*, Fifth Year, No. 3, 24-1.
<https://www.sid.ir/paper/176133/fa> [In Persian]
- Niebel, T. (2018). ICT and economic growth-comparing developing, emerging and developed countries. *World Development*, 104, 197-211.

- Oloyede, A. A., Faruk, N., Noma, N., Tebepah, E., & Nwaulune, A. K. (2023). Measuring the impact of the digital economy in developing countries: A systematic review and meta-analysis. *Heliyon*, 9(7).
- Palil, M. R. Amin, H. B., & Turmin, S. Z. (2020). Challenges in implementing taxes on e-commerce transactions in Malaysia. *Jurnal Bisnis Dan Akuntansi*, 22(2), 179-200.
- Qian, H. X., & An, T. L. (2022). The influence mechanism of financial deepening on technology innovation in China. *Nanjing J. Soc. Sci*, 7, 50-60.
- Qin, J., Li, M., You, J., & Zhang, Z. (2024). Financial opening deepening, managerial ability, and corporate cost stickiness. *Finance Research Letters*, 67, 105786.
- Raheem, I. D. Tiwari, A. K., & Balsalobre-Lorente, D. (2020). The role of ICT and financial development in CO₂ emissions and economic growth. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(2), 1912-1922.
- Rahnema Roud Pushti, Fereydoun, Taqvi, Mahdi, and Shahvardiani, Shadi. (2013). Financial deepening and financial system development. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies)*, 6(17), 15-28. [In Persian]
- Salmanpour, Ali. (2013). Investigating the impact of financial deepening on economic growth in Iran. *Quantitative Studies in Management*, 5(2), 164-180. SID. <https://sid.ir/paper/192026/fa>. [In Persian]
- Shan, S., & Liu, C. (2023). Research on the impact of financial deepening on digital economy development: An empirical analysis from China. *Sustainability*, 15(14), 11358.
- Wang, J. Wang, B. Dong, K., & Dong, X. (2022). How does the digital economy improve high-quality energy development? The case of China. *Technological Forecasting and Social Change*, 184, 121960.
- Wang, Q. Hu, S., & Li, R. (2024). Could information and communication technology (ICT) reduce carbon emissions? The role of trade openness and financial development. *Telecommunications Policy*, 48(3):102699
- Wang, Y. A. (2002). Measure of China's financial deepening process using financial stock indicators. *J. Finance Res.*, 1, 82-92.
- Wei, L. (2020). Research on quality evaluation and promotion strategy of digital economy development. *Open Journal of Business and Management*, 8(02), 932.
- World Bank Group. (2018), Digital Disruption and Digital Economy Development.
- Yang, C. (2023). Digital economy drives regional industrial structure upgrading: Empirical evidence from China's comprehensive big data pilot zone policy. *Plos one*, 18(12), e0295609.
- Yang, G. Deng, F. Wang, Y., & Xiang, X. (2022). Digital paradox: Platform economy and high-quality economic development-New evidence from provincial panel data in China. *Sustainability*, 14(4), 2225.
- Yang, L., Yang, L.X., & Zhang, Z.T. (2022). Financial support, technological innovation, and industrial structure upgrading. *Acc. Econ. Res.*, 5, 89-104.
- Yang, W.Z., Yu, J., & Li, K. (2020). Financial resource allocation, technological progress and economic development. *J. Fin. Res.*, 12, 75-94.

- Yavari, Kazem, and Ashrafzadeh, Seyyed Hamidreza. (2005). Economic integration of developing countries; Application of gravity model with consolidated data by GMM and convergence method. *Business Journal*, 9(36), 1-28. SID. <https://sid.ir/paper/371636/fa> [In Persian]
- Yuan, S. Musibau, H. O. Genç, S. Y. Shaheen, R. Ameen, A., & Tan, Z. (2021). Digitalization of economy is the key factor behind fourth industrial revolution: How G7 countries are overcoming with the financing issues?. *Technological Forecasting and Social Change*, 165, 120533.
- Zafar, M. W., Zaidi, S. A. H., Mansoor, S., Sinha, A., & Qin, Q. (2022). ICT and education as determinants of environmental quality: The role of financial development in selected Asian countries. *Technological Forecasting and Social Change*, 177, 121547.

The Dynamic Impacts of Monetary Policy on the Returns of Small and Large Industries in the Tehran Stock Exchange (A Short-Term and Long-Term Analysis)

Seyed Hassan Masoudi Alavi¹, Mohammad Nadiri² , Alireza Saranj³

1. Department of Financial management and Accounting, Farabi College, University of Tehran, Iran. E-mail: Seyed.alavi.masou@ut.ac.ir

2. Associate Professor, Department of Financial management and Accounting, Farabi College, University of Tehran, Iran. (Corresponding Author). E-mail: M.nadiri@ut.ac.ir

3. Associate Professor, Department of Financial management and Accounting, Farabi College, University of Tehran, Iran. E-mail: Alisaranj@ut.ac.ir

Abstract

The aim of this article is to investigate the impact of monetary policy on the return of small and large industries in the Tehran Stock Exchange in the long and short term. According to existing theories, the impact of monetary policies varies depending on the size of the industries and their type of impact on these policies. To investigate this issue, industries were first divided into two groups: small industries (17 industries) and large industries (18 industries). Then, by applying the Principal Component Analysis (PCA) method and using the proxies of credit volume, exchange rate, and net foreign assets of the Central Bank, the monetary conditions index was created as a measure of the specific monetary policy of the Iranian economy. Finally, using the Pooled Mean Group (PMG) model, the effect of monetary policies on small and large industries listed on the stock exchange was investigated monthly during the period from April 2010 to March 2024. The results obtained show that in the long term, monetary policy has a positive and significant effect on the return of small industries, but this policy has no effect on large industries in the period under study. On the other hand, there is a difference between the effects of monetary policy on the returns of small (large) industries in the short and long term. According to the results obtained, investors are advised to adjust their portfolios according to the investment time horizon.

Article information

Review History:

Received: Sep . 30, 2024

Revised: Oct. 14, 2024

Accepted: Oct. 29, 2024

Keywords:

Monetary Conditions Index (MCI)

Monetary policy

PMG model

Return of large industries

Return of small industries

JEL Classification:

E52, E58, C23

Corresponding Author:

M.nadiri@ut.ac.ir



Aim and Introduction

Financial markets have become one of the most attractive environments for investment in the modern era. Through the efficient allocation of capital, these markets exert a significant influence across various domains, including trade, education, employment, technology, and the broader economy. Financial markets are categorized into specific industries and sectors based on the characteristics of the goods and services produced. These unique features and industry-specific conditions influence productivity, which in turn affects returns.

Industry-level returns reflect a combination of financial and non-financial factors that shape stock market dynamics. Industry data offer critical insights into the sources of a country's economic growth, particularly from an industrial standpoint. Furthermore, industries often act as a leading force in the stock market, as their performance is closely tied to macroeconomic fundamentals.

There are two primary approaches to investing in stocks and generating returns commensurate with risk: the fundamental approach and the technical approach. The fundamental approach is based on three key levels of analysis. The first is macroeconomic analysis, which considers variables such as gross domestic product, monetary policy, and the broader economic environment, along with their effects on the returns of various industries and sectors. The second is industry analysis, which evaluates the performance of companies within a specific industry based on the unique conditions and characteristics of that industry. The third is company analysis, which focuses on assessing a firm's current operations and financial status to determine its intrinsic value and future potential. Therefore, industry-level analysis serves as a crucial component within the broader framework of fundamental investment analysis. At the industry level, macroeconomic variables—especially government monetary policy—play a pivotal role. Monetary policy influences capital markets through four primary transmission channels: the exchange rate, interest rate, credit, and asset prices.

Methodology

To examine the research hypotheses regarding the impact of monetary policy on the returns of small and large industries from April 2010 to March 2024, this study employs the Pooled Mean Group (PMG) estimator on monthly data. A key advantage of this method is its capacity to handle both stationary and non-stationary variables, thereby overcoming issues related to cointegration and the limited power of unit root tests in long-term estimations.

The model used is a Panel Autoregressive Distributed Lag (ARDL) framework, which enables the simultaneous estimation of short-term and long-term coefficients. In this framework, a long-run relationship is assumed between Y_t and X_t , with fixed effects μ_i .

The error correction model is as follows:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \theta y_{it-1} + \beta_i' X_{it} + \lambda p - l \omega_{ij} * \Delta y_{it-j} + j = 0 q - l \delta_{ij} * \Delta X_{it-j} + \dots + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

The final equation is as follows :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \theta y_{it-1} - \theta_i' X_{it} + j = l p - l \omega_{ij} * \Delta y_{it-j} + j = 0 q - l \delta_{ij} * \Delta X_{it-j} + \dots + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

In this study, the dependent variable is the industry return (IR) for small and large industries, and the key independent variable is Monetary Policy (MP)—measured via

the Monetary Conditions Index based on principal component analysis. Additional control variables include Liquidity Volume (LV), Oil Price (OP), and the Consumer Price Index (CPI).

Findings

The results for long-term relationships reveal a positive and significant relationship between monetary policy and the return of small industries on the Tehran Stock Exchange, with an estimated coefficient of approximately 4.1%. However, no significant long-term relationship was found between monetary policy and the return of large industries.

In the short term, the error correction terms are estimated at -0.78 and -0.70 for small and large industries, respectively. This indicates that roughly 78% and 70% of the disequilibrium between the independent and dependent variables is corrected each period, guiding the system toward long-run equilibrium. In the first model (small industries), monetary policy has no immediate impact on returns. Conversely, in the second model (large industries), monetary policy exerts a significant short-term effect at the 5% level.

Conclusion

Government policies exert a profound influence on financial markets, with monetary policy playing a distinct and varying role across industries. Despite its importance, this differentiation has received limited attention in Iran. This study contributes to the literature by analyzing the differential effects of monetary policy on small and large industries, using the PMG model to estimate both short-term and long-term impacts on a monthly basis from April 2010 to March 2024.

The findings reveal that, in the long run, monetary policy exerts a positive and significant impact on the returns of small industries, whereas this effect is absent in large industries. In the short run, with the significance of the error correction term confirming the adjustment toward long-term equilibrium, the dynamics between the independent and dependent variables become balanced over time. Furthermore, the analysis indicates that monetary policy has no significant effect on small industries in the short term but demonstrates a positive and significant impact in the long term. In contrast, for large industries, monetary policy has no discernible effect in the long run but exerts a positive and significant influence in the short term.

These results confirm both the main and sub-hypotheses of the study, which posit that the effects of monetary policy vary between small and large industries and differ across time horizons. Consequently, investors are advised to consider firm size, as reflected in market value, when constructing their portfolios. Specifically, they should align their investment strategies with their time horizons—favoring small industries for long-term investments and large industries for short-term opportunities.

تأثیرات پویای سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ بورس اوراق بهادار تهران (تحلیل کوتاه‌مدت و بلندمدت)

سید حسن مسعودی علوی^۱، محمد ندیری^۲ ID، علیرضا سارنج^۳

۱. دانشجوی دکتری مالی، مهندسی مالی دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران، تهران، ایران
Seyed.alavi.masou@ut.ac.ir
۲. دانشیار گروه مالی و حسابداری دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
M.nadiri@ut.ac.ir
۳. دانشیار گروه مالی و حسابداری دانشکدگان فارابی، دانشگاه تهران، تهران، ایران
Alisaranj@ut.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
هدف از نگارش این مقاله، بررسی تأثیر سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ در بورس اوراق بهادار تهران در افق زمانی بلندمدت و کوتاه مدت است. با توجه به تئوری‌های موجود، تأثیر سیاست‌های پولی با توجه به اندازه صنایع و نوع تأثیرپذیری آنها از این سیاست‌ها، متفاوت است. برای بررسی این موضوع، ابتدا صنایع به دو گروه صنایع کوچک (۱۷ صنعت) و بزرگ (۱۸ صنعت) تقسیم شدند. سپس با کاربرد روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) و با استفاده از نماگرهای حجم اعتبارات، نرخ ارز و خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، شاخص شرایط پولی به عنوان معیاری از سیاست پولی خاص اقتصاد ایران طراحی شد. در انتها با استفاده از مدل میانگین گروهی تلفیق شده (PMG)، تأثیر سیاست‌های پولی بر صنایع کوچک و بزرگ بورسی در بازه زمانی فروردین ماه ۱۳۸۹ تا اسفندماه ۱۴۰۲ به صورت ماهانه بررسی گردید. نتایج به دست آمده، نشان می‌دهد که در بلندمدت، سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار است؛ اما این سیاست، تأثیری بر صنایع بزرگ در دوره مورد بررسی ندارد. از طرفی، بین تأثیرات سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک (بزرگ) در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تفاوت وجود دارد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که با توجه به افق زمانی سرمایه‌گذاری، پرتفوی خویش را تعدیل نمایند.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۷/۰۸ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۲۲ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۷
	کلمات کلیدی: سیاست پولی شاخص شرایط پولی (MCI) بازده صنایع کوچک بازده صنایع بزرگ مدل PMG
	طبقه‌بندی JEL: E52, E58, C23
	نویسنده مسئول: M.nadiri@ut.ac.ir

۱. مقدمه

بازار سهام، یکی از جذاب‌ترین محیط‌های سرمایه‌گذاری در عصر حاضر هستند. این بازار به واسطه انتقال کارای وجوه، تأثیر قابل‌توجهی بر بسیاری از بخش‌های مختلف اقتصادی دارند (هیرانشا و همکاران، ۱۸، ۲۰۱۸). این بازار با توجه به ویژگی کالاها و خدمات تولید شده، به صنایع و بخش‌های مشخص تقسیم می‌گردد. این ویژگی‌ها و شرایط خاص صنایع، بر بازدهی آن‌ها مؤثر بوده و منجر به تغییر آن می‌گردد. بازده صنایع درواقع نماینده تمامی عوامل مالی و غیرمالی مؤثر در صنایع بورسی است (هوک و لو، ۲، ۲۰۲۲؛ اتاناسولگو، بریسیم و دلیس، ۳، ۲۰۰۸). داده‌های سطح صنعت، منبع رشد اقتصادی کشور را با منشأ صنعتی آن در اختیار تحلیلگران اقتصادی قرار می‌دهد (جورگنسون و نومارا، ۴، ۲۰۰۵). از طرف دیگر، صنایع می‌توانند بازار سهام را رهبری کنند، زیرا بازده صنایع مبتنی بر اطلاعات بنیادهای اقتصاد کلان است که رهبری کل بازار را نیز برعهده دارد (هونگ، توروس و والکانوف، ۵، ۲۰۰۷).

بررسی رفتار قیمت سهام با استفاده از مدل‌های متعدد، همواره مورد توجه محققان بوده تا بتوانند بازدهی متناسب با ریسک را پیش‌بینی کنند (فاما، ۱۹۹۵). با این حال، تجزیه و تحلیل حرکات بازار سهام، بازده و ریسک آن، به دلیل ماهیت پویا، غیرخطی، غیرثابت و ناپارامتریک بازارها بسیار چالش برانگیز است (ابو مصطفی و همکاران، ۷، ۱۹۹۶). طبق گفته ژونگ، ژیاو و انکه، ۸ (۲۰۱۷)، بازارهای سهام تحت تأثیر بسیاری از عوامل مرتبط با یکدیگر قرار دارند که شامل متغیرهای اقتصادی، سیاسی، روان‌شناختی و شرکت هستند. تحلیل فنی و بنیادی، دو رویکرد اصلی برای تحلیل بازارهای مالی هستند (پارک و همکاران، ۹، ۲۰۰۷؛ نگوین و همکاران، ۱۰، ۲۰۱۵). برای سرمایه‌گذاری در سهام و دستیابی به سودهای بالا با ریسک کم، سرمایه‌گذاران، از این دو رویکرد اصلی برای تصمیم‌گیری در بازارهای مالی استفاده می‌کنند (آروالو و همکاران، ۲۰۱۷).

به گفته هو و همکاران ۱۱ (۲۰۱۵)، تجزیه و تحلیل بنیادی، عمدتاً مبتنی بر سه جنبه اساسی است: ۱) تجزیه و تحلیل اقتصاد کلان مانند تولید ناخالص داخلی، سیاست پولی و تأثیرات این متغیرها بر بازدهی صنایع و بخش‌های مختلف؛ ۲) تجزیه و تحلیل صنعت مرتبط با بازدهی شرکت‌ها در صنعت براساس وضعیت و شرایط خاص صنعت؛ ۳) تجزیه و تحلیل شرکت که عملیات جاری و

1. Hiransha et al. (2018).
2. Hoque & Low (2022).
3. Athanasoglou, Brissimis & Delis (2008).
4. Jorgenson & Nomura (2005).
5. Hong, Torous & Valkanov (2007).
6. Fama (1995).
7. Abu-Mostafa et al. (1996).
8. Zhong, Xiao, and Enke (2017).
9. Park et al. (2017).
10. Nguyen et al. (2015).
11. Hu et al. (2015).

وضعیت مالی یک شرکت را برای ارزیابی ارزش داخلی و آتی آن، تجزیه و تحلیل می‌کند (شاه، هورانا و فرهنا، ۲۰۱۹).

بنابراین، در تحلیل سطح صنعت، نقش عوامل کلان اقتصادی برجسته است. این عوامل بر بازدهی و سود شرکت‌های صنایع بورسی و درنهایت، بازدهی شاخص صنایع مؤثرند. به گفته داریک (۱۹۹۵)، سیاست پولی، یکی از مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر بازدهی بازار سهام است. در بین عوامل مؤثر بر بازده بازار سهام و صنایع بورسی، بررسی تأثیر سیاست‌های مختلف پولی، همواره یکی از موضوعات جذاب برای پژوهشگران حوزه مالی در کشورهای مختلف بوده است. در ایران نیز پژوهش‌هایی، به ارتباط سیاست پولی و بازار سهام پرداخته‌اند، و به‌طور خلاصه، یافته‌های آن‌ها حاکی از این است که کانال نقدینگی و تسهیلات اعطایی توأم با نرخ ارز، تأثیر مثبت و افزایش نرخ بهره، تأثیر منفی بر بازدهی شاخص کل بورس دارد (جلیلی و همکاران، ۱۳۹۵؛ زمریدیان و همکاران، ۱۳۹۴؛ عباسیان، نظری و فرزندگان، ۱۳۹۱؛ صالحی و همکاران، ۱۴۰۱).

اقدامات سیاست پولی با تلاش بانک مرکزی برای تغییر عرضه پول یا نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت، به منظور تأثیرگذاری بر متغیرهای واقعی همانند تولید و اشتغال در اقتصاد آغاز می‌گردد که این اقدامات، می‌تواند منجر به افزایش یا حل بحران‌ها و چالش‌های اقتصادی گردد (میشکین، ۲۰۰۰). تغییرات عرضه پول، نرخ ارز، نرخ بهره و حجم اعتبارات، بر تمامی محیط‌های سرمایه‌گذاری به‌ویژه صنایع بازار سهام مؤثر است. براساس تئوری‌های اقتصادی و مالی، کانال‌های متعددی وجود دارد که از طریق آنها، سیاست پولی می‌تواند تأثیرات واقعی خود را بر بازار سهام داشته باشد. به طور سنتی، ادبیات سیاست پولی بین چهار کانال انتقال اثرات سیاست پولی بر بازار سهام، تمایز قائل شده است (میشکین، ۱۹۹۵؛ ایرلند، ۲۰۰۵؛ لیو، ۲۰۲۴). این چهار کانال شامل کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی و کانال اعتباری است؛ لذا بین سیاست پولی و بازدهی صنایع از طریق کانال‌های فوق، ارتباط وجود دارد.

همان‌طور که ذکر شد، مطالعات متعددی به ارتباط بین سیاست پولی و شاخص بازار سهام پرداخته‌اند، لیکن نوع و جهت ارتباط بین سیاست پولی و صنایع این بازار تاکنون مورد ارزیابی قرار نگرفته است. در بررسی صنایع مشتمل بر صنایع کوچک و بزرگ، صنایع کوچک در صورت اعمال سیاست‌های پولی انقباضی، بیشتر تحت تأثیر این سیاست‌ها قرار گرفته و حجم اعتبارات به‌طور سخت‌گیرانه‌تری به سوی آن‌ها روانه می‌گردد. حال آنکه در صنایع بزرگ به علت دسترسی بهتر به منابع و اعتبار بالا در بازار، این شرایط معکوس است (تومار و کشاروانی، ۲۰۲۲). لذا، تاکنون پژوهشی

1. Shah, Haruna & Farhana (2019).

2. Thorbecke (1995).

3. Mishkin (1995).

4. Ireland (2005).

5. Liu (2024).

6. Tomar & Kesharwani (2022).

به بررسی تأثیرات سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ بورس اوراق بهادار تهران نپرداخته، و رابطه کوتاهمدت و بلندمدت بین آن‌ها را ارزیابی نکرده است. در این پژوهش، با بهره‌گیری از مدل میانگین گروهی تلفیق شده^۱ (PMG) و با ایجاد شاخص شرایط پولی^۲ (MCI)، اولاً، به دنبال بررسی تأثیرات پویای سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ بورس اوراق بهادار تهران و ثانیاً، با بهره‌مندی از مدل فوق، به دنبال ارزیابی این تأثیرات در دوره زمانی کوتاهمدت و بلندمدت بوده‌ایم. در ادامه، بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم، روش پژوهش، بخش چهارم، نتایج و بخش پنجم، جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

بازار سهام و صنایع زیرمجموعه آن، تحت تأثیر عوامل متعدد کلان اقتصادی و صنعتی قرار دارند. در این بین، سیاست‌های کلان دولت‌ها که به‌طور کلی به دو نوع سیاست پولی و مالی قابل تقسیم‌بندی است، تأثیر بالایی بر بازارها به‌ویژه بازارهای مالی دارد. براساس دیدگاه برنانکه و بلایندر^۳ (۱۹۹۲) و فورر و مور^۴ (۱۹۹۵)، سیاست پولی و ابزارهای آن، یکی از مهم‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر بازدهی بازار سهام بوده، و از طرفی، بازار سهام نیز یکی از کانال‌های اصلی انتقال سیاست پولی است (دی گیووانی و هال^۵، ۲۰۲۲).

سیاست پولی، سیاستی است که توسط بانک مرکزی یک کشور برای تأثیرگذاری بر شرایط پولی جهت دستیابی به اهداف گسترده‌تری مانند اشتغال بالا و ثبات قیمت (که معمولاً به‌عنوان نرخ تورم پایین و باثبات تعبیر می‌شود) اتخاذ می‌گردد، حال آنکه از جمله اهداف دیگر سیاست پولی یک کشور، می‌تواند ایجاد ثبات اقتصادی یا حفظ قدرت پول ملی یک کشور در مقابل سایر ارزها باشد (لیندسی و والیچ^۶، ۲۰۱۸). به‌طور کلی، سیاست پولی به دو نوع سیاست پولی انقباضی و انبساطی تقسیم می‌شود که این دو نوع سیاست، با توجه به اهداف متفاوت اقتصادی موجود، با استفاده از ابزارهای نرخ بهره، نرخ ذخیره قانونی، نرخ تنزیل مجدد، کنترل کمی و کیفی اعتبارات و عملیات بازار باز جهت کنترل مدیریت عرضه پول و حجم نقدینگی و اجزای منابع آن اعمال می‌گردد (سول^۷، ۲۰۲۲؛ صمصامی مزرعه آخوند و بختیاری، ۱۴۰۳). این ابزارها بر بازار سرمایه و صنایع آن تأثیرگذار هستند. در هر صنعتی، شرکت‌ها براساس عوامل متعدد خاص صنعت یا کلان قابلیت رشد و افول دارند. عوامل هر صنعت از مواد اولیه گرفته تا بازار فروش، می‌تواند متغیر باشد و بازدهی را تحت تأثیر قرار دهد. برای مدیران پورتهوی نیز مهم است که درک درستی از تأثیر عوامل ریسک خاص صنعت بر

1. Pooled Mean Group
2. Monetary Conditions Index
3. Bernanke & Blinder (1992).
4. Fuhner & Moore (1995).
5. Di Giovanni & Hale (2022).
6. Lindsey & Wallich (2018).
7. Sule (2022).

بازده سهام داشته باشند؛ زیرا تغییرات در تعامل ریسک و بازده اثرگذار است (کوالجیا، برایتمن و آکت ۱، ۲۰۰۰). چنین تحلیلی، اثربخشی پوشش ریسک و تنوع پرتفوی را افزایش می‌دهد. علاوه بر این، اهمیت عوامل ریسک خاص صنعت در هدایت بازده سهام و نیز قیمت سهام که برگرفته از عوامل مرتبط با فعالیت تجاری صنایع بوده، مؤثر است (وی و همکاران ۲، ۲۰۱۹).

همچنین براساس مطالعات تجربی صورت گرفته، تأثیر عوامل خاص صنعت بر بازده صنایع، بیشتر از عوامل داخلی مؤثر بر بازده شرکت‌ها است (اتاناسولگو، بریسم و دلیس ۳، ۲۰۰۸). توضیح احتمالی دیگر، این است که تمرکز صنعت و ساختار محصول احتمالاً بر ریسک جریان‌های نقدی شرکت و در نتیجه بازده سهام آن تأثیر می‌گذارد (هو و رابینسون ۴، ۲۰۰۶)؛ لذا در میان عوامل کلان اثرگذار بر بازدهی صنایع، سیاست پولی از اهمیت بالایی برخوردار است. سیاست پولی و ابزارهای مرتبط با آن اثرات خاصی را مبتنی بر نوع فعالیت صنایع بر بازدهی آن‌ها می‌گذارد. تأثیرات متمایز سیاست پولی بر اساس ویژگی‌های سطح صنعت متفاوت است. تجزیه و تحلیل چگونگی واکنش به تغییرات سیاست پولی با این ویژگی‌ها تغییر می‌کند. همان‌طور که ددولا و لپی ۵ (۲۰۰۵) استدلال کردند، داده‌های سطح صنعت متأثر از کانال انتقال پولی هستند و عوامل تعیین‌کننده حساسیت به سیاست پولی معمولاً در صنایع داخل یک کشور متفاوت می‌باشند.

ادبیات نظری بحث به‌طور سنتی، چهار کانال را مشخص نموده است که از طریق آن‌ها سیاست پولی می‌تواند بر بازار سرمایه و بازدهی صنایع بورسی تأثیر بگذارد. این کانال‌ها عبارتند از: ۱- کانال نرخ بهره؛ ۲- کانال اعتباری؛ ۳- کانال نرخ ارز؛ ۴- کانال قیمت دارایی (میشکین، ۲۰۱۰). کانال نرخ بهره، معمولاً به‌عنوان مکانیزم اصلی انتقال «کینزی» در نظر گرفته می‌شود که به موجب آن، یک سیاست پولی انقباضی (همانند افزایش نرخ بهره در کوتاه‌مدت) منجر به افزایش نرخ‌های بلندمدت از طریق انتظارات براساس فرضیه ساختار زمانی نرخ بهره می‌گردد. با افزایش نرخ بهره واقعی به دنبال افزایش نرخ بهره اسمی، سرمایه‌گذاری ثابت تجاری، سرمایه‌گذاری در مسکن، مخارج بادوام مصرف‌کننده و موجودی کالا کاهش یافته و منجر به کاهش تقاضای کل و تولید می‌شود (باتس، گیلیودوری و هوبن ۶، ۲۰۲۳).

این تأثیرات منجر به تغییرات بازدهی صنایع بازار سرمایه می‌گردد که از دو بعد: ۱- هزینه‌های تأمین مالی بنگاه‌ها و ارزش‌گذاری پروژه‌های شرکت‌های بورسی و ۲- تغییرات ترجیحات سرمایه‌گذاران به علت افزایش نرخ بدون ریسک، قابل ارزیابی است. افزایش نرخ بهره، منجر به انتقال

1. Cavaglia, Brightman & Aked (2000).
2. Wei et al. (2019).
3. Athanassoglou, Brissimis & Delis (2008).
4. Hou & Robinson (2006).
5. Dedola and Lippi (2005).
6. Bats, Giuliadori & Houben (2023).

و جوه سرمایه‌گذاران به سمت ابزارهای مالی با درآمد ثابت نیز می‌گردد (هوی و همکاران، ۲۰۲۱؛ دوپور، ۲۰۱۱).

از طرفی، تأثیرات نرخ بهره را می‌توان مبتنی بر مدل‌های ارزش‌گذاری اوراق بهادار مانند گوردون و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ۳ نشان داد (ماندالا و همکاران، ۲۰۲۳). عملکرد کانال نرخ بهره در اکثر کشورهای در حال توسعه که دارای بازارهای مالی کم‌عمق بوده و دولت مالک اکثر بانک‌ها است، می‌تواند ضعیف باشد. در چنین کشورهایی، محدودیت‌های نرخ بهره الزام‌آور است و بانک‌های دولتی، انگیزه محدودی برای اعطای اعتبار براساس معیارهای تجاری دارند (هوروات و همکاران، ۲۰۰۶). مطالعات برنانکه و گرتلر ۶ (۱۹۸۹) و برنانکه، گرتلر و گیلکریست ۷ (۱۹۹۹)، از جمله مطالعاتی هستند که بحث تأثیرگذاری سیاست پولی از طریق کانال اعتبار را توسعه داده‌اند. براساس دیدگاه آنها، سیاست پولی انقباضی، ارزش خالص شرکت‌ها را کاهش می‌دهد (شامل کاهش مجموع دارایی‌های نقد و وثیقه قابل فروش و افزایش تعهدات معوقه). این امر، باعث می‌شود تا وام‌گیرندگان کمتر بتوانند برای وام‌های خود وثیقه بگذارند. لذا برای جبران ریسک، وام‌دهندگان، نرخ بهره بالاتری (از طریق صرف ریسک تأمین مالی خارجی) دریافت می‌کنند که منجر به کاهش سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها و در نتیجه، تولید می‌شود. به‌طور خاص، اعتقاد بر این است شرکت‌هایی که وثیقه گذاشتن در آنها با مشکلات بنیادی بیشتری مواجه است (مثلاً به دلیل اندازه کوچک‌تر یا ماهیت دارایی‌هایشان)، در برابر این مکانیسم آسیب‌پذیرتر باشند (گرتلر و گیلکریست، ۱۹۹۴).

در نتیجه، انتظار می‌رود، صنایعی که دارایی‌های قابل وثیقه کمتری دارند، نسبت به سیاست‌های پولی انقباضی (و به‌طور کلی کاهش رشد اقتصادی)، حساس‌تر باشند. در این زمینه، برنانکه، گرتلر و گیلکریست (۱۹۹۹) نیز از «حساسیت بیش از حد» به شوک‌های پولی برای شرکت‌ها و صنایعی که از نظر مالی دارای محدودیت هستند، اشاره کرده‌اند.

در مطالعات در خصوص کانال اعتبار، به دو مسیر انتقال کانال ترازنامه (درآمد وام‌گیرندگان و اثرات ترازنامه‌ای) و کانال وام‌دهی بانکی (عرضه اعتبار) اشاره شده است (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۵؛ روزا، ۱۰، ۱۹۵۱؛ بلیندر و استیگلیتز، ۱۱، ۱۹۸۳). کانال دیگری که باعث انتقال اثرات سیاست پولی به بازار سرمایه بوده، کانال نرخ ارز است. سیاست‌های انقباضی پولی معمولاً ارزش پول داخلی را افزایش

1. Huy et al. (2021).
2. Dupor (2011).
3. Capital Asset Pricing Model
4. Mandala et al. (2023).
5. Horvath et al. (2006).
6. Bernanke & Gertler (1989).
7. Bernanke, Gertler & Gilchrist (1999).
8. Excess Sensitivity
9. Bernanke et al. (1995).
10. Roosa (1951).
11. Blinder & Stiglitz's (1983).

می‌دهند و می‌توانند صادرات خالص و تقاضای کل را کاهش دهند (تیلور، ۱۹۹۵). با این حال، مکانیسم دقیق بسته به قیمت ارز و نوع صنایع متفاوت است؛ به‌ویژه، زمانی که قیمت‌ها به پول داخلی کشور مبدأ یعنی پول ملی تعیین گردد، کاهش ارزش پول مبدأ، باعث ارزان‌تر شدن کالاهای این کشور در کشورهایی که واردات کالاهای فوق را انجام می‌دهند، می‌شود. کاهش ارزش پول ملی (پول رایج در کشور مبدأ)، منجر به ارزان‌تر شدن کالاهای این کشور در کشورهای واردکننده این کالاها می‌گردد و پیش‌بینی می‌شود که سیاست‌های انقباضی پولی (که معمولاً منجر به تقویت پول ملی می‌شود)، تولید را بیشتر در صنایع وابسته به صادرات کاهش دهد و در عمل، قیمت‌های بسیاری از کالاهای مبادله شده با پول داخلی تعیین می‌شود (گاپینس و همکاران، ۲۰۲۰). جهت و شدت تأثیرگذاری این کانال به قیمت ارز کالاهای وارداتی و در نتیجه، نرخ تورم کالاهای وارداتی، میزان افزایش و همچنین ویژگی‌های کلان محیط اقتصادی بستگی دارد (کامپا و گلدبرگ، ۲۰۰۴؛ کارا و همکاران، ۲۰۰۵). به عنوان مثال، دورو، انگل و استورگارد (۲۰۰۳)، به اهمیت ثبات سطح کلان برای داشتن سطح پایین نرخ ارز اشاره می‌کنند.

آنها استدلال می‌کنند که کشورهایی با نوسانات پایین رشد پول، نوسانات نرخ ارز پایینی را تجربه می‌کنند، در حالی که در کشورهایی که رشد پول نوسان بالایی دارد، نرخ ارز نیز دارای نوسان بیشتری است. نوع رژیم نرخ ارز، بر اثربخشی کانال نرخ ارز به‌عنوان مکانیزم انتقال تأثیر می‌گذارد. با یک رژیم نرخ ارز شناور، کانال نرخ ارز از طریق عرضه و تقاضای کل تأثیر می‌گذارد؛ اما اگر نرخ ارز به ارز دیگری متصل شود، توانایی مقام پولی در یک کشور کوچک برای تأثیرگذاری بر تولید واقعی از طریق کانال نرخ ارز محدود خواهد بود. در این حالت، نرخ بهره داخلی با نرخ بهره کشور دیگری که ارز به آن متصل است، تعیین می‌شود. با این حال، اگر دارایی‌های داخلی و خارجی به دلیل کنترل سرمایه جانشین ناقص یکدیگر باشند، ممکن است نرخ‌های بهره داخلی، از سطوح بین‌المللی منحرف شوند، بنابراین، حتی با یک رژیم نرخ ارز ثابت، مقامات پولی ممکن است هنوز فضایی برای مانور داشته باشند. با این وجود، اگر دارایی‌های مالی داخلی و خارجی نزدیک به جانشین کامل باشند، ممکن است در کشورهای به شدت دلاری شده، دامنه سیاست پولی به شدت محدود گردد (کامین و همکاران، ۱۹۹۸؛ دیلا روشا، ۱۹۹۸). ارتباط بین بازار سرمایه و نرخ ارز، حاکی از وجود اثرات متقارن و گاه نامتقارن است؛ به‌طوری‌که این اثر در حالت صعودی و نزولی و نیز کوتاه‌مدت و بلندمدت، تفاوت دارد (هنری، ۲۰۱۹؛ موانا و نجبله، ۲۰۱۷).

1. Taylor (1995).
2. Gopinat et al. (2020).
3. Campa & Goldberg (2004).
4. Kara et al. (2005).
5. Devereux, Engel & Storgaard (2003).
6. Kamin et al. (1998).
7. De la Rocha (1998).
8. Henry (2019).

براساس تئوری‌های موجود، نرخ ارز می‌تواند تأثیرات منفی (دیدگاه سهام‌گرا)، مثبت (دیدگاه جریان‌گرا) و بدون ارتباط (دیدگاه عدم تعامل) بر بازده شاخص بازار سهام داشته باشد. اما این اثرات بر بازدهی صنایع مبتنی بر نوع صنعت متفاوت است. در صنایع صادراتی، افزایش نرخ ارز باعث افزایش درآمدهای ارزی که عمده منبع درآمدی این صنایع است، می‌گردد. هزینه‌های این صنایع شامل مواد اولیه، نیروی کار و ... است که با پول داخلی تأمین می‌گردد؛ بنابراین، صنایع صادرات محور از دو منبع افزایش مقداری صادرات و کاهش ارزش پول داخلی منتفع می‌شوند، حال آنکه در صنایع وارداتی، افزایش نرخ ارز منجر به بالا رفتن هزینه‌های تولید شده و باعث کاهش سود و بازدهی این صنایع می‌شود (محسنی و صادقی شاهدانی، ۱۳۹۷).

در صنایع کوچک، نوسانات در متغیرهای اساسی کلان اقتصادی مانند نرخ ارز، اثرات بیشتری را نسبت به صنایع بزرگ می‌گذارد (دوکاس، هال و لانگ، ۲۰۰۳). کانال قیمت دارایی آخرین دیدگاه درخصوص کانال تأثیرگذاری سیاست پولی است. این دیدگاه، منعکس‌کننده تأثیر سیاست پولی بر قیمت دارایی‌های داخلی مانند اوراق قرضه، سهام و املاک و مستغلات است و از طریق تغییرات در ارزش سهام شرکت‌ها و ثروت خانوار عمل می‌کند. نظریه Q-توبین^۲ (۱۹۶۹) و نظریه مصرف چرخه عمر آندو و مودیلیانی^۳ (۱۹۶۳)، دو دیدگاه معروف از کانال قیمت دارایی در مکانیسم انتقال سیاست پولی هستند.

سیاست پولی انقباضی، منجر به کاهش ارزش دارایی‌ها می‌شود که به دنبال خود، باعث کاهش ثروت خانوار و کاهش مصرف و تولید می‌شود. با این حال، میشکین (۱۹۹۵) اظهار می‌دارد که Q-توبین تأثیر بازارهایی را که مستقیماً تحت تأثیر اقدامات سیاست پولی قرار می‌گیرند، دربر می‌گیرد. به عنوان مثال، کاهش ارزش زمین و دارایی، ارزش بازار این صنعت را نسبت به هزینه جایگزینی آن کاهش می‌دهد، که منجر به کاهش هزینه در ساخت و ساز می‌شود. اثربخشی کانال قیمت دارایی با عملکرد اقتصاد کلان که بر بازارهای دارایی تأثیر می‌گذارد، متفاوت است. به عنوان مثال، سطح عملکرد و درجه سازماندهی بازارهای اوراق بهادار، انتظارات از عملکرد کلان اقتصادی آتی که بر سودهای آتی و نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت تأثیر می‌گذارد، حباب‌های سفته‌بازی، تغییرات در صرف ریسک و غیره بر قیمت بازار دارایی تأثیر می‌گذارد. باتوجه به چنین عواملی کارآیی، کانال قیمت دارایی دارای یک جزء عدم قطعیت است. این عدم قطعیت به‌ویژه در کشورهای نوظهور که بازارهای دارایی سطحی‌تر و کمتر رقابتی هستند و عملکرد اقتصاد کلان بی‌ثبات‌تر می‌باشد، زیاد است. در مجموع، عملکرد کانال قیمت دارایی در بازارهای نوظهور در مقایسه با کشورهای صنعتی غیرقابل پیش‌بینی‌تر است (کامین و همکاران، ۱۹۹۸).

1. Doukas, Hall & Lang

2. Q-Tobin Theory

3. life-cycle theory of consumption Ando and Modigliani's

۳. پیشینه پژوهش

۳-۱. پیشینه داخلی

کشاورزحداد و مهدوی (۱۳۸۴)، در پژوهشی در زمینه مکانیسم انتقال سیاست پولی از طریق بازار سهام، نشان دادند که علیت از سمت میزان نرخ رشد اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی به سمت بازده بازار سهام وجود دارد و افزایش تلاطم در میزان اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی، باعث افزایش تلاطم در بازده بازار سهام می‌شود. همچنین علیت از سمت نرخ رشد عرضه پول به سمت بازده بازار سهام وجود دارد و افزایش تلاطم در میزان نرخ رشد عرضه پول، باعث کاهش بازده بازار سهام می‌شود. وجود این رابطه را به این صورت می‌توان بیان کرد که با افزایش حجم پول، نقدینگی این سرمایه‌ها به سمت بازار دارایی‌های واقعی سرازیر می‌شوند و سرمایه‌گذاران اندک این بازارها، به خروج تشویق می‌شوند.

شهبازی و همکاران (۱۳۹۲)، بازدهی بازار سهام را با منشأ سیاست پولی و مالی مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که فرضیه بازار کارا نسبت به سیاست‌های مالی به دلیل اثرات با وقفه مخارج دولت و مالیات بر بازدهی جاری سهام، اثری ندارد. این بدین مفهوم است که فعالان بازار سهام توجهی بر اطلاعات موجود در زمینه سیاست‌های مالی ندارند، حال آنکه این اطلاعات می‌توانند در تعیین بازدهی سهام نقش معنی‌داری داشته باشند. همچنین، باتوجه به نتایج مدل برآورد شده، مقادیر جاری عرضه پول، اثر منفی معنی‌داری بر بازدهی جاری سهام دارد؛ ولی وقفه‌های این متغیر، تأثیری بر بازدهی جاری سهام ندارند. بنابراین، می‌توان گفت که فرضیه کارایی بازار سهام نسبت به سیاست‌های پولی پذیرفته می‌شود. نتایج مؤید این است که بر خلاف سیاست‌های مالی، فعالان بازار سهام به سیاست‌های پولی به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر بر بازدهی سهام می‌نگرند و تغییرات این سیاست‌ها را در محاسبات خود لحاظ می‌کنند.

در مطالعه‌ای رحمانی و همکاران (۱۳۹۵)، با عنوان "بررسی اثر واکنش به قیمت دارایی‌ها در سیاست پولی بر تثبیت اقتصاد کلان"، نشان دادند که بانک‌های مرکزی به تحولات بازار دارایی‌ها به ویژه قیمت سهام حساسیت داشته و البته شدت این واکنش در چندک‌های پایین‌تر بیشتر است.

پهلوانی و بوستانی (۱۳۹۵)، در پژوهش خود با عنوان "نوسانات بازار سهام و سیاست پولی در ایران"، دریافتند که اولاً، با استفاده از قاعده ساده بهینه‌سازی پولی و تعیین بهینه ضرایب قاعده تیلور توسط سیاستگذاران پولی، تابع زیان کاهش می‌یابد؛ ثانیاً، شوک انتظارات درونی، بیانگر اندازه نسبی حباب جاری به حباب جدید ظاهر شده است و انتقال آن به اقتصاد واقعی از طریق محدودیت‌های اعتباری درون‌زا صورت می‌گیرد و بیشتر نوسانات بازار سهام و بخش قابل توجهی از تغییرات در مقادیر واقعی را توضیح می‌دهد و منجر به حرکت هم‌جهت بین قیمت سهام و اقتصاد واقعی می‌شود؛ ثالثاً، با استفاده از قاعده ساده بهینه‌سازی پولی و تعیین بهینه ضرایب قاعده تیلور پولی با لحاظ نوسانات قیمت سهام در قاعده سیاستی، بانک مرکزی می‌تواند تابع زیان را کاهش دهد و لزوم دخالت سیاستگذار پولی در شرایط حباب بازار سهام در اقتصاد را تأیید می‌نماید.

در مطالعه‌ای، جهانگیری و حسینی ابراهیم‌آباد (۱۳۹۶)، با عنوان بررسی آثار سیاست پولی، نرخ ارز و طلا بر بازار سهام در ایران با استفاده از مدل گارچ نمایی^۱ (EGARCH) در بازه زمانی فرودین‌ماه ۱۳۸۰ تا اسفندماه ۱۳۹۵ و به‌کارگیری مدل خودرگرسیون غیرخطی و مارکوف، دریافتند که یک مدل با دو رژیم، در رژیم ۱، بین مقادیر گذشته بازده نرخ ارز و بازده شاخص کل بازار سهام، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و بین بازده شاخص کل بازار سهام و وقفه بازده سکه بهار آزادی، رابطه منفی و معنادار برقرار است. نتایج مربوط به رژیم صفر نیز حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین مقادیر گذشته نرخ رشد نقدینگی و بازده شاخص کل بازار سهام در رژیم صفر است. نتایج همچنین نشان داد که شوک‌های جاری نرخ ارز و نقدینگی، اثر منفی و معناداری بر بازده شاخص کل بازار سهام دارد.

میرشفیعی و همکاران (۱۳۹۹)، در مقاله‌ای، به بررسی ناپایداری بازار سهام و تحلیل شوک سیاست پولی در بازه زمانی ۱۳۸۰ الی ۱۳۹۵ با تواتر فصلی پرداختند. نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که شوک‌های سیاست پولی بر تغییرات تولید، اثری منفی و معنادار دارند. همچنین می‌توان گفت که سیاست پولی، اثری معنادار و مثبت بر ناپایداری بازار سهام و ناپایداری نیز اثری مثبت و معنادار بر سیاست پولی از طریق تغییرات حجم پول دارد. در این پژوهش، پیشنهاد شده است تا سیاست‌گذاران پولی جهت ایجاد ثبات در این بازارهای مالی، از ورود شوک‌های سیاست پولی به بازارهای مالی جلوگیری کنند.

در مطالعه‌ای، تأثیر سیاست پولی بر رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران توسط شرخواه، رضازاده و جهانگیری (۱۴۰۲)، صورت گرفت. آن‌ها دریافتند که رفتار رمه‌ای، یکی از اصلی‌ترین عوامل شکل‌گیری بحران‌های مالی است. اقتصاددانان در شناسایی دلایل وقوع چنین رفتاری، انگشت اتهام را به‌سوی عوامل مختلفی نشانه رفته‌اند که شاید بتوان گفت سیاست پولی در صدر این فهرست قرار دارد. نتایج این پژوهش با استفاده از مدل غیرخطی خودرگرسیون واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته، حاکی از آن است که رفتار رمه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران، دارای یک رفتار متغیر طی زمان است و الگوی خطی برای بررسی چنین رفتاری مناسب نیست؛ همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد که براساس مقادیر مختلف متغیر رشد نقدینگی، رفتار سرمایه‌گذاران تغییر می‌کند، به نحوی که برای مقادیر رشد نقدینگی ماهانه کوچک‌تر از $\frac{2}{3}$ درصد، رفتار عقلایی در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری مشاهده می‌شود، اما با افزایش نرخ رشد نقدینگی و عبور از این آستانه به‌مرور، رفتار رمه‌ای، رفتار غالب در بازار سهام می‌شود.

۲-۳. پیشینه خارجی

هاید^۱ (۲۰۰۷)، در پژوهشی به بررسی حساسیت بازده سهام در سطح صنعت به شوک‌های بازار، نرخ ارز و نرخ بهره در چهار اقتصاد بزرگ اروپایی: فرانسه، آلمان، ایتالیا و بریتانیا پرداخت. براساس نتایج این پژوهش، علاوه بر قرار گرفتن در معرض ریسک بازار، سطوح قابل توجهی از قرار گرفتن در معرض ریسک نرخ ارز در چهار کشور و ریسک نرخ بهره در فرانسه و آلمان شناسایی شده است. علاوه بر این، واکنش‌ها به منابع ریسک به اجزای قابل تفکیک به اخبار مربوط به سود سهام آینده، نرخ‌های بهره واقعی و بازده مازاد تجزیه می‌شوند. هر سه منبع ریسک، حاوی اطلاعات قابل توجهی در مورد بدهی‌های نقدی آتی و بازده مازاد هستند. نتایج، شواهد قابل توجهی از مواجهه با ریسک‌های بازار، نرخ ارز و نرخ بهره ارائه می‌کنند. مطابق با مطالعات قبلی، نشان می‌دهد که بتای بازده مازاد بازار تقریباً برای همه صنایع در هر چهار کشور مهم و مثبت است.

آتیس و ایرر^۲ (۲۰۱۸)، واکنش نامتقارن بازده بازار سهام و نوسانات به سیاست پولی در ترکیه را در دوره ۲۰۰۲:۱-۲۰۱۶:۱۲ تجزیه و تحلیل کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ بهره در کوتاه مدت، اثر قابل توجهی بر بازده بازار سهام در دوره‌های صعودی و نزولی ندارد. برعکس، در بلندمدت، نرخ بهره بر نوسانات بازار سهام در بازارهای صعودی و نزولی، تأثیر مثبتی دارد، با این حال، این تأثیر در دوره‌های بازار صعودی، بیشتر از بازار نزولی است. به عبارت دیگر، سیاست پولی در دوره‌های بازار صعودی، مؤثرتر است.

آلتینتاس و یاکوبا^۳ (۲۰۱۸)، واکنش نامتقارن قیمت‌های بازار سهام به قیمت‌های نفت و شوک‌های عرضه پول را با استفاده از رویکرد غیرخطی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی (NARDL) در ترکیه بررسی کردند. نتایج این مطالعه، نشان داد که قیمت سهام به‌طور نامتقارن به تغییرات عرضه پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت پاسخ می‌دهد. براساس نتایج این پژوهش، صرف نظر از شوک‌های مثبت یا منفی در عرضه پول، قیمت سهام افزایش می‌یابد. این یافته‌ها همچنین واکنش نامتقارن بلندمدت قیمت‌های بورس ترکیه به قیمت‌های جهانی نفت را نشان می‌دهد که اهمیت غیرخطی بودن متغیرهای مالی کلان را تأیید می‌کند.

فانگ و همکاران^۴ (۲۰۱۹)، به بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر مقیاس شرکت در سطوح مختلف اندازه شرکت پرداختند. آنها دریافتند که شرکت‌های چینی، با کاهش مقیاس خود، به افزایش نرخ‌های بهره وام و الزامات نرخ ذخیره قانونی واکنش نشان می‌دهند. نتایج رگرسیون چندکی همچنین نشان داد که شرکت‌های بزرگ‌تر با تنظیم مقیاس‌های خود، به میزان بیشتری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر، به هر دو ابزار سیاستی، واکنش قوی‌تری نشان می‌دهند. علاوه بر این، شرکت‌های دولتی نسبت به شرکت‌های غیر دولتی در همه توزیع‌های اندازه شرکت، با شدت کمتری

1. Hyde (2007).

2. Gacener, Atis & Erer (2018).

3. Altintas & Yacouba (2018).

4. Fang et al. (2019).

نسبت به تغییرات خط‌مشی واکنش نشان می‌دهند. تأثیر سیاست پولی بر مقیاس شرکت نیز پس از اینکه به بانک‌های تجاری، آزادی عمل بیشتری در تعیین نرخ‌های بهره داده شد، قوی‌تر است.

کرایان و کلین^۱ (۲۰۱۹)، اثرات شوک‌های سیاست پولی بر حباب‌های بخش انرژی را در ایالات متحده مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها تفاوت‌های قابل توجهی در تأثیر شوک‌های سیاست پولی برای کل اقتصاد و برای بخش انرژی دریافتند و به نظر می‌رسد که این بخش، نسبت به نرخ بهره حساسیت بالایی دارد.

در مطالعه‌ای توسط تومار و کشاروانی^۲ (۲۰۲۲)، تأثیر نامتقارن سیاست پولی بر بخش‌های مختلف بازار سهام هند بررسی گردید. نتایج این مطالعه نشان داد که تفکیک اثرات نامتقارن متغیرهای سیاست پولی با روش NARDL، نشان‌دهنده اطلاعات معناداری مربوط به هر بخش است. این دو با استفاده از معادله تصحیح خطا، عملکرد آینده بخش (صنعت) را پیش‌بینی کردند. براساس نتایج به دست آمده، ضریب تصحیح خطا (ECT) برای اکثر بخش‌ها قابل توجه و بزرگ بود. افزایش تورم به‌طور قابل توجهی (و بسیار بیشتر از کاهش آن)، بر بخش‌های مختلف بازار سهام هند تأثیر می‌گذارد. برای کوتاه‌مدت، نرخ ارز واقعی مثبت با وقفه ۲ ماهه، برای همه بخش‌ها تأثیرگذار است. بخش بهداشت و سلامت، دارای حساسیت بالایی نسبت به تغییر متغیرهای سیاست پولی است.

پژوهشی توسط چاوز^۳ (۲۰۲۳)، با عنوان اثرات شوک سیاست پولی بر سودآوری صنعت از طریق شرکت‌های سهامی عام در کشور پرو انجام گرفت. وی از شوک سیاست پولی استفاده کرد که درونزایی احتمالی بین سیاست پولی با فعالیت اقتصادی و پیش‌بینی بانک مرکزی از رویدادهای اقتصادی را کنترل می‌کند. نتایج نشان داد که از نظر کمیت و ماندگاری، برای آن متغیرهای وابسته از طریق صنایع، ناهمگن و متمایز هستند. این نتایج حاکی از وجود یک کانال اعتباری قوی در مکانیسم انتقال شوک سیاست پولی است.

در مطالعه‌ای دیگر توسط چوکو^۴ (۲۰۲۳)، تأثیر سیاست پولی بر عملکرد بخش‌های منتخب اقتصاد نیجریه با رویکرد ARDL^۵ بررسی شد. نتایج این مطالعه نشان داد که سیاست پولی، تأثیر ناچیزی بر بخش تولید و کشاورزی دارد؛ اما تأثیر قابل توجهی بر بخش بانکی در نیجریه داشته است؛ بنابراین، این مطالعه از جمله نیاز به بهبود کانال‌های ارتباطی بین بانک مرکزی و سهام‌داران در بخش‌های تولیدی، کشاورزی و بانکی را توصیه می‌کند.

با توجه به پیشینه پژوهش و بررسی‌های صورت گرفته، این پژوهش از چند جنبه نسبت به پژوهش‌های صورت گرفته متفاوت است: اول اینکه، تا به حال در اکثر پژوهش‌های صورت گرفته در ایران، تأثیرات سیاست پولی و ابزارهای مرتبط با آن بر بازدهی شاخص کل بورس بررسی شده‌اند و

1. Caraiani & Călin (2019).

2. Tomar & Kesharwani (2022).

3. Chavez (2023).

4. Chukwu (2023).

5. Autoregressive Distributed Lag Model

تاکنون در هیچ پژوهشی، تأثیر سیاست‌های پولی بر بازدهی در سطح صنعت بررسی نشده است؛ دوم آنکه، با توجه به ماهیت متفاوت صنایع، این پژوهش با تفکیک صنایع به صنایع کوچک و بزرگ، نوع اثرات متفاوت سیاست پولی را به صورت مجزا بر بازدهی این صنایع بررسی می‌کند؛ سوم اینکه، روش مورد استفاده در این پژوهش، روش PMG است. این روش علاوه بر بررسی پویایی‌های تأثیر سیاست پولی بر صنایع، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت این نوع سیاست‌ها را نیز مشخص می‌کند؛ زیرا افق زمانی، عامل مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در بازار سهام است. نکته آخر آنکه، در این پژوهش از شاخص شرایط پولی که از ترکیب متغیرهای خاص پولی و با روش PCA استخراج، و به عنوان شاخص سیاست پولی در مقاله استفاده شده است.

با توجه به نکات بیان شده و مباحث مورد بحث در مبانی و پیشینه پژوهش، فرضیات زیر در این پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرند. فرضیه اصلی: ۱- تأثیر سیاست پولی بر صنایع کوچک و بزرگ متفاوت است. فرضیات فرعی: ۱- تأثیر سیاست پولی بر صنایع کوچک در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است؛ ۲- تأثیر سیاست پولی بر صنایع بزرگ در کوتاه‌مدت و بلندمدت، متفاوت است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

۴-۱. جامعه و نمونه آماری پژوهش

در این پژوهش، برای بررسی فرضیه‌ها از داده‌های ماهانه مربوط به ۳۵ صنعت بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی فروردین‌ماه ۱۳۸۹ تا اسفندماه ۱۴۰۲ استفاده شده است. جهت بررسی این فرضیه‌ها، صنایع موجود براساس ارزش بازاری و با استفاده از شاخص میانه به ۱۷ صنعت کوچک و ۱۸ صنعت بزرگ تقسیم شدند که اسامی این صنایع به تفکیک در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱: تفکیک صنایع کوچک و بزرگ

Table 1: Separation of small and large industries

صنایع کوچک		صنایع بزرگ	
۱- محصولات چوبی	۱۰- سایر مالی	۱- ماشین آلات	۱۰- مواد دارویی
۲- ذغال سنگ	۱۱- کاشی و سرامیک	۲- بیمه و بازنشتگی	۱۱- خودرو
۳- منسوجات	۱۲- محصولات فلزی	۳- انبوه سازی	۱۲- سرمایه‌گذاری‌ها
۴- انتشار و چاپ	۱۳- قند و شکر	۴- غذایی بجز قند	۱۳- بانک‌ها
۵- سایر معادن	۱۴- زراعت	۵- فنی و مهندسی	۱۴- کانه فلزی
۶- وسایل ارتباطی	۱۵- لاستیک	۶- رایانه	۱۵- فرآورده‌های نفتی
۷- محصولات کاغذی	۱۶- دستگاه‌های برقی	۷- حمل و نقل	۱۶- چندرشته‌ای صنعت
۸- محصولات چرمی	۱۷- کانی غیرفلزی	۸- رادیویی	۱۷- شیمیایی
۹- استخراج نفت بجز کشف		۹- سیمان	۱۸- فلزات اساسی

مأخذ: نرم افزار ره‌آوردنوین و یافته‌های پژوهش

۲-۴. متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته در دو مدل مورد آزمون، به ترتیب، بازدهی صنایع کوچک و بازدهی صنایع بزرگ (IR) است که داده‌های آن، از نرم افزار ره‌آورد نوین استخراج گردیده است. شاخص شرایط پولی (MP)، متغیر مستقل اصلی پژوهش است که به‌عنوان نماینده سیاست پولی در نظر گرفته شده است. این شاخص با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ (PCA) و با ترکیب متغیرهای خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، حجم اعتبارات و نرخ ارز ایجاد شده، و داده‌های این متغیرها از سایت بانک مرکزی استخراج گردیده است. این روش، برای شاخص‌سازی بین گروه‌هایی که با یکدیگر همبسته هستند، به کار رفته و با تعیین بهترین اوزان به‌صورت خودکار، سعی در ایجاد بهترین شاخص را از بین متغیرها موجود دارد (آبدی و ویلیام، ۲۰۱۰).

شاخص شرایط پولی در مطالعات تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۵)، خورسندی و همکاران (۱۳۹۰)، فریدمن^۳ (۱۹۹۴ و ۱۹۹۶)، آماوت و بور^۴ (۲۰۲۴)، مورد ارزیابی قرار گرفته است و معیاری برای مشخص نمودن وضع موجود سیاست پولی و میزان اثرگذاری آن بر اقتصاد بوده، و در برخی مطالعات نیز این شاخص به‌عنوان معیاری از سیاست پولی در نظر گرفته شده، و این شاخص، اولین بار توسط بانک مرکزی کانادا ارائه گردیده است و از یک الگوی اقتصاد کلان باز که تابعی از نرخ ارز، نرخ بهره و حجم اعتبارات است به دست می‌آید (تقی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۵).

برای اعمال سیاست پولی، استفاده از نرخ بهره در کشورهای در حال توسعه همانند ایران، تأثیر بسزایی بر بازارها ندارد و وزن آن در ایجاد شاخص شرایط پولی، بسیار ناچیز است (داووی و همکاران، ۱۴۰۰). البته نقش تغییرات نرخ بهره در روند صعودی و نزولی بازار متفاوت بوده و مطالعات متعددی نامتقارن بودن آن را نشان داده‌اند؛ اما در عمل و در ایجاد شاخص شرایط پولی، وزن کمی را به آن تخصیص داده‌اند؛ لذا در این مطالعه، نماگرهایی که وزن بالایی براساس مطالعات فوق در شاخص شرایط پولی داشته‌اند و نیز تغییرات آن‌ها در یک جهت (افزایش یا کاهش) اثرات مشابهی را بر بازدهی خواهد داشت، استخراج گردیده است. متغیرهای کنترلی جهت برآورد بدون تورش مدل، به ترتیب، قیمت نفت (OP) از سایت اوپک، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) و حجم نقدینگی (LV) از سایت بانک مرکزی است.

1. Principal Component Analysis
2. Abdi & Williams (2010).
3. Freedman (1994; 1996).
4. Amaut & Bauer (2024).

۳-۴. مدل پژوهش

در این مقاله، برای بررسی فرضیات پژوهش یعنی تأثیرات سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک و بزرگ از برآوردگر میانگین گروهی تلفیق شده^۱ (PMG) پسران و همکاران^۲ (۱۹۹۹)، استفاده می‌شود. مزیت این رویکرد، آن است که در این روش، نیازی به هم‌جمع بودن مرتبه ریشه واحد متغیرهای مختلف پژوهش نیست و مرتبه هم‌جمعی متغیرهای آن می‌تواند متفاوت از یکدیگر باشد (کیم و همکاران^۳، ۲۰۱۰). از جمله مزایای دیگر رویکرد PMG، این است که با استفاده از این روش، می‌توان روابط بلندمدت و همچنین ضرایب کوتاه‌مدت در بین متغیرهای مورد پژوهش را به‌طور هم‌زمان استخراج کرد. در یک چهارچوب داده پنل، فرض کنید که رابطه بلندمدت بین X_t و Y_t وجود دارد و μ_i اثرات ثابت می‌باشد.

$$Y_{it} = \mu_i + \theta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (۱)$$

لذا معادله تصحیح خطا را به‌صورت زیر می‌توان نوشت:

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i' X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \quad (۲)$$

$$\sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \dots + \epsilon_{it}$$

جایی‌که:

$$\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \omega_{ij}), \beta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \quad (۳)$$

$$\omega_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \omega_{im}, j = 1, 2, \dots, p-1 \quad (۴)$$

و

$$\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, j = 1, 2, \dots, q-1 \quad (۵)$$

با تلفیق معادلات فوق، معادله نهایی برای این پژوهش به‌صورت زیر درمی‌آید:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} = & \mu_i + \phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i' X_{it}) + \\ & \sum_{j=1}^{p-1} \omega_{ij}^* \Delta R_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta MP_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta LV_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta CPI_{i,t-j} + \\ & \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta OP_{i,t-j} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (۶)$$

که در این معادله، θ_i رابطه بلندمدت یا تعادل بین X_{it} و Y_{it} را اندازه‌گیری می‌کند، ضریب کوتاه‌مدت مربوط به X_t و Y_t توسط ω_{ij}^* و δ_{ij}^* تعیین می‌شود و نیز ϕ_i سرعت نیل به بلندمدت از متغیر Y_{it} به

X_{it} را نشان می‌دهد. در صورتی که $\emptyset_i$ منفی باشد، حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و توضیحی است.

پسران، شین و اسمیت (۱۹۹۹)، به منظور رفع تورش ناشی از شیب های ناهمگن در الگوهای تابلویی پویا، دو روش جایگزین متفاوت را ارائه کرده‌اند که این دو روش، برآوردگر میانگین گروهی ۱ (MG) و برآوردگر میانگین گروهی ترکیب شده (PMG) است. در صورتی که محدودیت‌های همگن در بلندمدت معتبر باشد، برآوردهای MG ناکارا بوده و رویکرد PMG یک برآوردگر کاراتری خواهد بود. پسران و همکاران (۱۹۹۹)، آماره هاسمن^۲ استاندارد را برای آزمایش اعتبار از محدوده همگن بلندمدت و از این رو، مناسب بودن برآوردگر PMG را ارائه دادند. اگر آزمون نتواند فرضیه‌های ناهمگن بودن ضرایب بلندمدت را رد کند، برآوردگر PMG نسبت به برآوردگر MG ارجح است (مسعودی علوی، ندیری و سارنج، ۱۴۰۰).

۵. نتایج

۵-۱. آمار توصیفی

جدول ۲: آمار توصیفی

Table 2: Descriptive statistics

OP	CPI	LV	MP	IR	آماره
					متغیر
۷۶/۳۲۱۳۷	۵۵/۷۴۴۰۵	۳۰۸۶۰/۲۰	-۶/۷۰ E-۱۶	۰/۰۷۸۱۲۰	میانگین
۷۴/۸۶۰۰۰	۲۹/۵۵۰۰۰	۱۲۵۸۷/۵۰	-۰/۶۳۱۵۸۹	۰/۰۰۶۹۴۵	میانه
۱۲۲/۴۹۰۰	۲۳۰/۲۰۰۰	۷۹۲۵۶/۳۰	۶/۳۲۰۵۳۵	۱۵/۷۰۵۸۹	حداکثر
۱۹/۹۰۰۰۰	۹/۰۰۰۰	۲۴۰۰/۶۵۰	-۱/۳۶۵۲۴۶	-۰/۹۱۲۴۰۰	حداقل
۲۵/۱۴۲۶۰	۵۵/۹۰۷۹۲	۳۰۶۹۲/۵۶	۱/۳۵۶۹۴۶	۰/۵۰۶۲۰۶	انحراف معیار
-۰/۰۵۱۷۰۸	۱/۶۱۸۸۶۰	۱/۲۹۲۹۴۲	۱/۳۷۲۸۵۶	۱۹/۷۱۵۱۱	چولگی
۱/۹۰۹۱۰۳۵	۴/۶۰۶۳۶۶	۳/۵۳۸۰۹۹	۵/۲۲۸۷۰۲	۴۵۷/۵۲۹۶	کشیدگی
۲۸۵۶	۲۸۵۶	۲۸۵۶	۲۸۵۶	۲۸۵۶	تعداد مشاهدات (مدل اول)
۳۰۲۴	۳۰۲۴	۳۰۲۴	۳۰۲۴	۳۰۲۴	تعداد مشاهدات (مدل دوم)

مأخذ: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز

در جدول (۲)، آمار توصیفی متغیرهای مدل تشریح شده است. بازدهی صنایع کوچک و بزرگ به‌عنوان متغیر وابسته پژوهش، دارای میانگین حدود ۷/۸ درصد می‌باشد که در بیشترین و کمترین مقدار، به ۱۵/۷ و ۹۱- درصد رسیده است. متغیر مستقل، سیاست پولی (MP) دارای میانگین ۱۶- و ۶/۷۰ E- انحراف معیار ۱/۳۵ می‌باشد. بیشترین انحراف معیار مربوط به متغیر حجم نقدینگی (LV) بوده، که با توجه به اقتصاد ایران عینی است.

۲-۵. همبستگی بین متغیرها

جدول ۳: همبستگی بین متغیرهای مدل

Table 3: Correlation between model variables

VIF	OP	CPI	LV	MP	متغیرها
۱/۸۸۷۵				۱	MP
۱۰/۹۰۲۲			۱	۰/۹۳۵۹۴۹	LV
۱/۵۵۸۲		۱	۰/۹۹۱۹۴۳	۰/۹۱۸۶۰۱	CPI
۹/۶۰۹۵	۱	۰/۰۳۱۱۸۴	-۰/۰۱۹۷۸۰	-۰/۱۲۰۲۹۶	OP

مأخذ: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز

در جدول ۳، ضرایب همبستگی بین متغیرهای پژوهش و ضرایب عامل تورم واریانس (VIF) آن‌ها نشان داده شده است. در صورتی که مقدار VIF بیشتر از ۱۰ و یا ضریب همبستگی بالای ۹۰ درصد باشد، شواهدی دال بر وجود هم‌خطی در بین متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد (گجراتی، ۲۰۱۴). همان‌طور که نتایج جدول نشان می‌دهد، بین سه متغیر LV، MP و CPI همبستگی نسبتاً بالایی وجود دارد و VIF متغیر LV بالاتر از ۱۰ است. یک راه حل ساده برای حل این مسئله در مدل، حذف یکی از متغیرهای دارای هم‌خطی است؛ اما به دلیل اهمیت این متغیرها و احتمال تورش تصریح، از حذف آن‌ها در مدل اجتناب گردید. مدل‌های پژوهش با و بدون این متغیرها آزمون گردیدند و از آنجا که نتایج تخمین، تفاوت معنی‌داری با یکدیگر نداشتند، بنابراین، از این متغیرها در مدل بدون نگرانی درخصوص وجود هم‌خطی استفاده گردید. در عین حال، متخصصان اقتصادسنجی بیان می‌نمایند که مشکل هم‌خطی بیشتر مشکل داده‌ها است تا مدل و افزایش حجم نمونه و تخمین مدل با روش‌هایی همانند داده‌های تابلویی، می‌تواند مشکل هم‌خطی را کاهش داده و حل نماید (بروکز، ۲۰۱۹).

۳-۵. مانایی متغیرها

جدول ۴: بررسی مانایی متغیرها براساس روش لوین، لین و چو

Table 4: Stationarity of variables LLC method

مرتبه مانایی	آماره آزمون	متغیرها
سطح	-۸/۲۰۱۸۸***	IR
مرتبه اول	-۲۳/۳۳۰۴***	MP
مرتبه دوم	-۶/۳۶۹۸۵***	LV
مرتبه اول	-۴/۱۸۵۵۳***	CPI
مرتبه اول	-۱۱/۴۸۴۱***	OP

مأخذ: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز

*** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

برای اجتناب از مسئله رگرسیون کاذب در مدل‌های پنل دیتا، لازم است که مسئله مانایی و هم‌انباشتگی متغیرهای پژوهش ارزیابی گردد. آزمون لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، روشی مناسب برای نشان دادن مانایی متغیرها است. لوین، لین و چو (LLC) نشان دادند که در داده‌های پنلی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای ترکیب داده‌ها، دارای قدرت بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه بوده، و در جدول (۴)، مانایی متغیرها به روش LLC ارائه گردیده است. براساس جدول فوق، هیچ کدام از متغیرها در سطح مانا نیستند؛ لذا، یکی از مزیت‌های استفاده از مدل PMG نیز بهره‌گیری در چنین شرایطی است.

۴-۵. هم‌انباشتگی متغیرهای مدل پژوهش

آزمون هم‌انباشتگی برای بررسی روابط بلندمدت بین متغیرهای مدل، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مدل‌های پنل دیتا، از روش‌هایی همانند روش کائو^۲ و پدرونی^۳ برای وجود یا عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل استفاده می‌شود.

در این پژوهش، از روش پدرونی (۲۰۰۴) برای ارزیابی هم‌انباشتگی مدل‌ها بهره می‌گیرد. این روش، امکان وجود ناهمگنی در عرض از مبدأ و شیب معادله هم‌انباشتگی را فراهم می‌نماید. آزمون هم‌انباشتگی پدرونی از جملات اخلاص تخمینی رگرسیون بلندمدت استفاده می‌کند و معادله عمومی آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha_i + \theta_i t + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_m X_{mit} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، i نماینده مقاطع و t دوره زمانی و m تعداد متغیرهای توضیحی است. متغیرهای α_i و θ_i امکان بررسی اثرات ثابت خاص مقطع و همچنین روندهای معین را فراهم می‌سازند. ε_{it} پسماندهای تخمین حاصل از روابط بلندمدت است.

جدول ۵: آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

Table 5: Pedroni cointegration test

مدل (۲)		مدل (۱)		Within-dimension (panel)
Weighted Statistic	Statistic	Weighted Statistic	Statistic	
۰/۸۵۸۷۶۰	۵/۵۳۳۴۸۱***	۰/۴۷۹۲۲۳	۱۲/۵۱۶۵۳***	Panel v-Stat
-۴۳/۲۴۲۹۹***	-۶۱/۶۸۰۷۰***	-۴۹/۴۷۱۶۹***	۷۲/۴۳۴۷۵***	Panel p-Stat
-۳۱/۲۰۴۸۴***	-۴۴/۳۷۴۰۲***	-۳۴/۶۳۵۱۷***	-۵۱/۳۵۵۴۱***	PanelPP-Stat
-۳۰/۳۴۷۰۳***	-۴۴/۰۲۹۸۵***	-۲۲/۸۹۳۰۱***	-۲۸/۳۰۵۸۴***	PanelADF-Stat
Statistic		Statistic		Between-dimension (group)
-۴۹/۹۰۳۵۶***		-۵۷/۲۹۱۱۹***		Panel p-Stat
-۳۹/۳۱۲۵۲***		-۴۴/۵۵۶۴۶***		PanelPP-Stat
-۳۷/۵۱۲۳۵***		-۲۷/۸۷۷۹۵***		PanelADF-Stat

مأخذ: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز

*** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

1. Levi, Lin & Chu (2002).

2. kao

3. Pedroni (2004).

در جدول (۵)، نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی بین متغیرهای مورد آزمون در مدل‌های دوگانه تخمینی یعنی تخمین مدل با صنایع کوچک (مدل ۱)، تخمین مدل با صنایع مرتبط با بزرگ (مدل ۲) گزارش شده است. از آنجاکه در هر دو مدل تخمینی، سطح احتمال بالاتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه، فرض هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل اثبات می‌گردد. همچنین در آزمون با روش مدل Panel-ARDL لازم است با استفاده از آزمون هاسمن تعیین نمود که روش مناسب برای تخمین، روش MG یا PMG است. با توجه به آزمون صورت گرفته در هر دو مدل، آماره احتمال آزمون هاسمن بالاتر از ۰/۰۵ بود و با توجه به آماره احتمال آزمون، PMG روش مناسب‌تری برای برآورد مدل‌های مورد آزمون است.

۵-۵. نتایج برآورد مدل در بلندمدت و کوتاه‌مدت

نتایج برآورد تخمین مدل‌ها در بلندمدت برای ۲ گروه مجزای صنایع کوچک و بزرگ در جدول (۶) و نتایج برآورد برای کوتاه‌مدت در جدول (۷) ارائه گردیده است.

جدول ۶: نتایج برآورد بلندمدت

Table 6: Long-term Estimate Results

مدل اول (صنایع کوچک)		مدل دوم (صنایع بزرگ)	
ضریب	آماره t	ضریب	آماره t
MP	۰/۰۴۱۳۰۱	۲/۷۴۸۴۴۹***	۱/۰۸۴۹۳۹
LV	-۰/۰۴۵۵۹۴	۲/۲۰۲۱۱۴**	۴/۱۳۱۹۸۶***
CPI	-۲/۰۰۲۱۱۴	-۲/۷۲۳۹۰۰***	۳/۶۰۳۰۲۴***
OP	۰/۰۰۰۷۶۵	۳/۶۲۲۳۱۱***	-۴/۶۵۸۱۳۸***

مأخذ: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز

*** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

نتایج روابط بلندمدت در دو مدل برای صنایع کوچک و بزرگ در جدول (۶) آمده است. در مدل اول، بین سیاست پولی (MP) و بازده صنایع بورس اوراق بهادار تهران، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و این رابطه با ضریب حدود ۴/۱ درصد در تمامی سطوح تأیید می‌شود؛ اما هیچ رابطه معنی‌داری بین این دو متغیر در مدل دوم یعنی بین صنایع بزرگ مشاهده نگردید. در مدل اول، حجم نقدینگی (LV)، رابطه مثبت و معنی‌داری را با بازده صنایع کوچک دارد و این معنی‌داری در سطح ۵ درصد تأیید می‌گردد.

بر اساس نتایج به دست آمده، تأثیر شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) بر بازدهی صنایع بورس اوراق بهادار تهران، در سطح ۵ درصد منفی و معنی‌دار است. در مدل دوم نیز بین حجم نقدینگی (LV)، رابطه مثبت و معنی‌داری با بازده صنایع کوچک وجود دارد و در تمامی سطوح، این معنی‌داری تأیید می‌گردد. به‌طور کلی براساس نتایج فوق، فرضیه اصلی پژوهش یعنی تفاوت در اثرگذاری سیاست

پولی بر صنایع کوچک و بزرگ تأیید می‌شود و این نتایج هم‌راستا با مطالعات بابانگیدا و خان^۱ (۲۰۲۱)، ایرر، گسنر و آتیس^۲ (۲۰۱۸)، و تیریایی، سیلان و اردوغان^۳ (۲۰۱۹) است.

جدول ۷: نتایج برآورد کوتاه‌مدت

Table 7: Short-term Estimate Results

مدل اول (صنایع کوچک)		مدل دوم (صنایع بزرگ)	
متغیرها	ضریب	آماره t	ضریب
۱ (-0)	-۰/۷۸۶۰۴۹	-۱۷/۳۸۱۳۳***	آماره t
۱IR(-Δ)	-۰/۰۴۴۴۱۶	-۱/۳۷۶۹۱۶	ضریب
۲IR(-Δ)	-۰/۰۳۰۲۸۳	-۱/۲۳۴۷۳۵	-۲۲/۰۴۵۱۴***
MPΔ	-۰/۰۴۷۴۰۲	-۰/۹۱۸۳۰۰	-۲/۹۴۷۱۶۱***
۱MP(-Δ)	۰/۱۳۳۳۳۷	۰/۸۰۰۶۳۹	-۲/۶۵۰۵۷۷***
۲MP(-Δ)	۰/۲۰۴۰۴۵	۱/۷۱۶۰۰۲*	۵/۲۱۳۳۷۷***
۳MP(-Δ)	۰/۱۰۶۱۴۴	۱/۵۷۶۷۱۲	۰/۹۲۸۰۰۸
LVΔ	۰/۰۰۱۱۱۸	۲/۲۵۶۵۲۰**	۲/۳۷۰۷۲۳**
۱LV(-Δ)	۵/۹۰E-۰۵	۱/۳۰۲۳۲۸	۱/۹۹۶۵۹۷**
۲LV(-Δ)	۱/۵۷E-۰۵	۰/۴۹۸۰۱۰	۱/۷۲۴۹۶۸**
۳LV(-Δ)	-۹/۷۹E-۰۵	-۰/۱۵۴۰۱۶	۱/۶۱۱۷۱۲
CPIΔ	-۰/۰۱۵۴۰۷	-۱/۲۵۶۰۵۸	-۱/۸۷۴۸۳۷**
۱CPI(-Δ)	-۰/۰۰۸۷۹۸	-۱/۶۲۰۱۸۰	-۲/۷۴۳۹۵۹***
۲CPI(-Δ)	-۰/۰۱۴۲۴۳	-۱/۵۸۴۶۴۱	۱/۳۴۴۸۳۷
۳CPI(-Δ)	-۰/۰۳۳۳۳۹	-۱/۷۳۳۱۱۸*	-۲/۱۴۲۴۲۳**
OPΔ	-۰/۰۰۹۹۶۰	-۱/۳۸۰۶۷۲	-۰/۸۰۴۲۵۵
۱OP(-Δ)	-۰/۰۰۲۸۴۲	-۰/۶۴۱۸۳۹	-۸/۷۸۶۳۴۶***
۲OP(-Δ)	-۰/۰۰۴۸۳۳	-۰/۸۱۹۷۴۶	۳/۲۰۵۶۴۳***
۳OP(-Δ)	-۰/۰۰۰۵۴۲	-۰/۲۴۵۸۱۴	-۲/۶۷۰۷۳۴***
Intercept	۰/۰۱۹۱۷۵	۰/۰۱۱۸۶۶	-۱/۶۵۹۲۱۵
			-۲/۳۸۸۵۲۰***
			-۰/۶۶۰۰۱۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش، خروجی نرم افزار ایویوز

*** معنی‌دار در سطح ۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد * معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

در جدول (۷)، ارتباط بین سیاست پولی و سایر متغیرهای کنترلی با بازده صنایع بورس اوراق بهادار تهران در دو گروه صنایع کوچک و بزرگ در کوتاه‌مدت ارائه شده است. وقفه‌ها در این مدل‌ها براساس معیار اطلاعات آکائیک و به‌طور خودکار انتخاب شده‌اند. در آزمون کوتاه‌مدت، تمرکز اصلی بر ضریب تصحیح خطای مدل (Δ) است که سرعت تعدیل روابط متغیرها بین کوتاه‌مدت و بلندمدت را نشان می‌دهد. ضریب تصحیح خطا در ۲ مدل تخمینی، به ترتیب، ۰/۷۸- و ۰/۷۰- درصد است و به این معنا است که در هر دوره، حدود ۷۸ صدم و ۷۰ صدم عدم تعادل از کوتاه‌مدت به بلندمدت

1. Babangida & Khan (2021).
2. Erer & Gacener-Atis (2018).
3. Tiryaki, Ceylan & Erdogan (2019).

بین متغیرهای توضیحی و وابسته کاهش یافته و رابطه بین متغیرها در بلندمدت به تعادل نیل می‌کند. در مدل اول، در سایر وقفه‌ها سیاست پولی اثری بر بازدهی صنایع ندارد، لیکن در مدل دوم، در سطح ۵ درصد، تأثیر سیاست پولی بر بازدهی صنایع بورس اوراق بهادار تهران تأیید می‌گردد؛ لذا فرضیات فرعی مبنی بر تفاوت اثرگذاری سیاست پولی بر صنایع کوچک (بزرگ) در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد تأیید است.

۶. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

سیاست پولی ازجمله تأثیرگذارترین سیاست‌ها بر بازارهای مالی و به‌ویژه بازارهای سهام و صنایع مختلف بورسی است. با توجه به ماهیت متمایز بخش‌ها و صنایع مختلف بازار سهام، تأثیر این سیاست بر صنایع مختلف، متفاوت است. براساس نظریه‌های موجود، تأثیر سیاست پولی بر صنایع با توجه به اندازه این صنایع (صنایع کوچک و صنایع بزرگ) و نیز در دو افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت، متفاوت است.

در این پژوهش، تأثیر سیاست پولی در دوره زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بازدهی ۱۷ صنعت کوچک (مدل اول) و ۱۸ صنعت بزرگ (مدل دوم) بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی فروردین‌ماه ۱۳۸۹ الی اسفندماه ۱۴۰۲ به‌صورت ماهانه با استفاده از روش PMG بررسی شده است. نتایج حاکی از آن است در بلندمدت، سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار است؛ اما این تأثیر در صنایع بزرگ، منتفی است. همچنین بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، در صنایع کوچک و بزرگ، عدم تعادل موجود در کوتاه‌مدت به ترتیب با سرعت ۷۸ درصد و ۷۰ درصد به تعادل در بلندمدت نیل می‌کند.

از طرف دیگر، تأثیر سیاست پولی بر بازدهی صنایع کوچک در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است؛ به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت، بی‌ارتباط و در بلندمدت، دارای اثر مثبت و معنی‌دار است. در صنایع بزرگ نیز سیاست پولی در بلندمدت، فاقد اثر و در کوتاه‌مدت، دارای اثر مثبت و معنی‌دار است؛ لذا فرضیه اصلی پژوهش مبنی بر تفاوت تأثیر سیاست پولی بر صنایع کوچک و بزرگ، تأیید می‌شود.

در خصوص فرضیات فرعی نیز تفاوت اثرگذاری سیاست پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر دو مدل، برای صنایع کوچک و بزرگ تأیید شد. نتایج از منظر اثرگذاری سیاست پولی بر بازدهی بازار سهام در کوتاه‌مدت و بلندمدت و نه در صنایع خاص، هم‌راستا با پژوهش‌های جلیلی و همکاران (۱۳۹۵)، عثمانی و همکاران (۱۴۰۲)، عزلی و همکاران (۲۰۱۴) و تومار و کشاورانی (۲۰۲۲) است. البته به جهت اینکه مطالعات فوق، در افق کوتاه‌مدت و بلندمدت صورت گرفته است، لذا صرفاً از این منظر قابل مقایسه می‌باشد. نتایج به دست آمده با واقعیت‌های موجود در اقتصاد ایران و بازار سهام منطبق است.

در سال‌های اخیر، اقتصاد ایران با تحریم‌های شدید ظالمانه به‌ویژه تحریم فروش نفت، تحریم بانک مرکزی، تحریم‌های بانکی و تحریم صنایع خودرو و دیگر صنایع بزرگ مهم روبرو بوده است. این تحریم‌ها باعث کاهش شدید درآمدهای ارزی (که عمده درآمد ایران از طریق فروش نفت است) و از دست دادن کنترل بانک مرکزی بر متغیرهای کلان اقتصادی و بروز شوک‌های ارزی، کسری‌های شدید بودجه به‌وجود آمده است که این امر، منجر به چاپ پول بدون پشتوانه و افزایش حجم نقدینگی و درنتیجه، تورم‌های مزمن شده است (کشاورز حداد، ابونوری و جهانی، ۱۳۹۹؛ رودری و همکاران، ۱۴۰۳). سایه تحریم، ریسک جنگ همراه با تنش‌های منطقه‌ای، تأثیرات متفاوتی را بر صنایع مختلف از جمله صنایع کوچک و صنایع بزرگ گذاشته و منجر به افزایش ریسک سیستماتیک در بازار سهام شده است.

همچنین در دوره تحت بررسی، سیاست‌های مخرب دولت نیز نقشی اساسی در به‌وجود آمدن شرایط موجود و کاهش بازده صنایع به‌ویژه صنایع بزرگ داشته است. قیمت‌گذاری دستوری در صنایع مختلف بورسی به‌ویژه صنایع بزرگی همانند صنایع خودروسازی، فولاد، سیمان و صنایع پتروشیمی و پالایشی، افزایش ناگهانی نرخ‌های خوراک صنایع شیمیایی، تسعیر درآمدهای ارزی صنایع صادراتی با نرخ‌های دستوری، ناترازی انرژی و قطعی‌های مکرر برق و گاز صنایع در فصول تابستان و زمستان، از جمله تصمیمات نادرست دولت درخصوص صنایع بورسی بوده، که منجر به کاهش بازدهی آن‌ها شده، و بیشتر این آسیب‌ها متوجه صنایع بزرگ بورسی بوده، که بازدهی آن‌ها را در بلندمدت کاهش داده، و ریسک فراوانی را متوجه این صنایع کرده است.

از منظری دیگر، دولت در برهه‌ای از زمان با تشویق مردم به سرمایه‌گذاری در بورس و فروش سهام خود در صنایع بزرگ به مردم، اقدام به تأمین کسری بودجه خود از بازار سهام نمود که در این بازه زمانی در طی سال‌های ۱۳۹۸ تا مرداد ۱۳۹۹، بازار سهام به شدت رشد کرد. با افزایش شدید قیمت سهام در این دوره و به‌وجود آمدن شرایط حبایی موجود و اشباع بازار سهام و کاهش توجه دولت به این بازار، بازار سهام با ریزش شدیدی روبرو شد که این ریزش منجر به بی‌اعتمادی شدید سرمایه‌گذاران به این بازار و انتقال پول به بازارهای موازی و دارایی‌های مالی دیگر مانند طلا، ارز، خودرو و ملک شده، و این امر نیز خود نقشی اساسی در کاهش بازدهی سهام صنایع به‌ویژه صنایع بزرگ داشته است. با توجه به شرایط مورد بحث، صنایع بزرگ، بیشترین تأثیر منفی را از شرایط موجود داشته‌اند و درنتیجه، در بلندمدت بیش از آنکه بازده این صنایع تحت تأثیر سیاست‌های پولی دولت باشد، تحت تأثیر واقعیت‌های موجود اقتصاد ایران بوده است.

با توجه به ویژگی‌های صنایع کوچک، این صنایع تأثیر کمتری را از این شرایط در بلندمدت پذیرفته‌اند و انطباق‌پذیری بیشتری با شرایط به‌وجود آمده داشته‌اند. همچنین به‌نظر می‌رسد تأثیرپذیری بازده صنایع کوچک و بزرگ در کوتاه‌مدت، از سیاست‌های پولی متأثر از روندهای کوتاه‌مدتی شکل گرفته در بازار سهام به‌دلیل پمپاژ اخبار مثبت به بازار و نوسان‌گیری معامله‌گران

کوتاه‌مدت از این بازار بوده که با رویکرد کلاسیکی از سیاست پولی در کوتاه‌مدت و خنثی بودن آن در بلندمدت، سازگار است.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، به سیاست‌گذاران اقتصادی کشور توصیه می‌شود که سیاست‌های پولی را منطبق با واقعیت‌های موجود اقتصاد تنظیم، و از دخالت‌های دستوری در بازار سهام اجتناب نمایند و نیز با ایجاد اطمینان در بازار سهام، باعث افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران شوند تا اثر ریسک سیستماتیک تا حد ممکن کاهش یابد. همچنین به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود که در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود، با توجه به شرایط بازار، به عامل اندازه‌بازاری صنایع یعنی کوچک و بزرگ بودن صنایع توجه نموده و افق زمانی سرمایه‌گذاری خود را مطابق با نوع صنعت تنظیم نمایند.

ارزیابی تأثیرات سیاست‌های پولی بر صنایع صادراتی و وارداتی، بررسی نقش عوامل روانی و احساسی سرمایه‌گذاران در اثرگذاری سیاست پولی بر صنایع مختلف، بررسی تأثیرات نامتقارن سیاست‌های پولی بر صنایع و شرکت‌های بورسی در شرایط صعودی و نزولی بازار سرمایه، بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر تصمیمات مالی شرکت‌ها همانند تصمیمات تأمین مالی و ساختار سرمایه بهینه شرکت‌ها و ارزش‌گذاری آنها از جمله موضوعات قابل بحث برای پژوهش‌های آتی است.

سپاسگزاری: با سپاس از داوران محترم ناشناس که با ارائه نظرات ارزشمندشان به ارتقای این پژوهش کمک نمودند. همچنین از سردبیر محترم مجله، کارشناس محترم مجله و سایر دست‌اندرکاران مجله کمال تشکر را داریم.

تاییدیه‌های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهم نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۳۳ درصد)، نویسنده دوم (۳۳ درصد) و نویسنده سوم (۳۳ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Abu-Mostafa, Yaser S., and Amir F. Atiya. (1996). Introduction to financial forecasting. *Applied Intelligence*, 6: 205-13. [CrossRef]
- Abdi, H., & Williams, L. J. (2010). Principal component analysis. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 2(4), 433-459.
- Arévalo, Rubén, Jorge García, Francisco Guijarro, and Alfred Peris. (2017). A dynamic trading rule based on filtered f lag pattern recognition for stock market price forecasting. *Expert Systems with Applications*, 81: 177-92. [CrossRef]
- Arnaut, Z., & Bauer, M. (2024). Monetary policy and financial conditions. *FRBSF Economic Letter*, 2024, 07.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. <https://www.jstor.org/stable/1817129>
- Altintas, H., & Yacoub, K. (2018). Asymmetric responses of stock prices to money supply and oil prices shocks in Turkey: New evidence from a nonlinear ARDL approach. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8, 45-53.
- Athanasoglou, P.P., Brissimis, S.N., Delis, M.D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *J. Int. Financ. Mark. Inst. Money*, 18, 121-136. [CrossRef]
- Aslanidis, N., Osborn, D. R., & Sensier, M. (2002). *Smooth Transition Regression Models in UK Stock Returns*. University of Manchester, Mimeo.
- Abbasian, E. Nazari, M and Farzanegan, E. (2011). The effect of monetary policy on the emergence of a stock price bubble in the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange*, 5(18), 0-0. SID. <https://sid.ir/paper/496484/fa>. [In Persian]
- Bashiri, S. Pahlavani, M. and Bustani, Reza. (2015). Stock market fluctuations and monetary policy in Iran. *Economic Modeling Research Report*, 7(23), 157-103. (In Persian).
- Bats, J. V., Giuliadori, M., & Houben, A. C. (2023). Monetary policy effects in times of negative interest rates: What do bank stock prices tell us?. *Journal of financial intermediation*, 53, 101003.
- Babangida, J. S. (2021). Effect of monetary policy on the Nigerian stock market: A smooth transition autoregressive approach. *CBN Journal of Applied Statistics*, 12(1), 1-21.
- Bernanke, Ben, and Mark Gertler. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review*, 79, No. 1, 14-31.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*, 1: 1341-1393.
- Bernanke, Ben, and Alan Blinder. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82, 901-921.
- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge university press.
- Cavaglia, S., Brightman, C., Aked, M. (2000). The increasing importance of industry factors. *Financ. Anal. J.*, 56, 41-54. [CrossRef]
- Campa, J. and L. Goldberg. (2002). Exchange rate pass-through into import prices: A macro or micro phenomenon?. *NBER Working Paper*, No. 8934, May.

- Chavez, C. (2023). Heterogeneous effects of monetary policy on industries: evidence from publicly traded firms in Peru. *Latin American Journal of Trade Policy*, 6(15), 79-105.
- Chukwu, K. O. (2023). Monetary policy and performance of selected sectors of Nigeria economy. *UBS Journal of Business and Economic Policy*, 1(4), 233-249.
- Caraiani, P., & Călin, A. C. (2019). Monetary policy effects on energy sector bubbles. *Energies*, 12(3), 472.
- Di Giovanni, J., & Hale, G. (2022). Stock market spillovers via the global production network: Transmission of US monetary policy. *The Journal of Finance*, 77(6), 3373-3421.
- Doukas, J. A., Hall, P. H., & Lang, L. H. (2003). Exchange rate exposure at the firm and industry level. *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 12(5), 291-346.
- Devereux, M., C. Engel and P. Storgaard. (2003). Endogenous exchange rate pass through when nominal prices are set in Advance. *NBER Working Paper*, No. 9543. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- De la Rocha, J. (1998). The transmission mechanism of monetary policy in Peru. *The Transmission of Monetary Policy in Emerging Market Economies*, (3), 181.
- Dupor, B. (2001). Investment and interest rate policy. *Journal of Economic Theory*, 98(1), 85-113.
- Davoodi, P., Sezavar, M., & Eslamian, M. (2022). Introduction and estimation of monetary conditions index for Iran's economy using Johansson-Josilius error correction method. *MIEAOI*. 11(38) : 1. [In Persian]
- Erer, D., & Gacener-Atis, A. (2018). The impact of monetary policy on stock returns during bull and bear markets: The evidence from Turkey. *Ege Akademik Bakis (EgeAcademicReview)*, 18, 699-710.
<https://doi.org/10.21121/eab.2018443010>.
- Fama, Eugene F. (1995). Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal*, 51: 75-80. [CrossRef]
- Freedman, C. (1994). The use of indicators and of the monetary conditions index in Canada. *Frameworks for monetary stability. Policy Issues and Country Experiences*, 458-476.
- Fang, L., He, L., & Huang, Z. (2019). Asymmetric effects of monetary policy on firm scale in China: A quantile regression approach. *Emerging Markets Review*, 38, 35-50.
- Fuhrer, Jeffrey C. and George R. Moore. (1995). Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output. *American Economic Review*, 85, 219-2390.
- Gopinath, Gita, Emine Boz, Camila Casas, Federico J. Diez, Pierre-Olivier Gourinchas, and Mikkel Plagborg-Møller. (2020). Dominant currency paradigm. *American Economic Review*, 110, No. 3: 677-719.
- Gurji, I. and Madani, S. (2006). Investigating and evaluating the evolution of the classical school to neoclassical and then to new classical. How new are the new classics?. *Economic Research*, (70), 31-67. SID.
<https://sid.ir/paper/11614/fa>. [In Persian]

- Gujarati, D. (2014). *Econometrics by Example*. Bloomsbury Publishing.
- Hyde, S., & Bredin, D. (2011). Regime changes in the relationship between stock returns and the macroeconomy. *SSRN Electronic Journal*.
<https://doi.org/10.2139/ssrn.686878>.
- Hyde, Stuart. (2007). The response of industry stock returns to market, exchange rate and interest rate risks. *Managerial Finance*, 33(9), 693-709.
- Hiransha, M., E. A. Gopalakrishnan, Vijay Krishna Menon, and Soman Kp. (2018). NSE stock market prediction using deep-learning models. *Procedia Computer Science*, 132: 1351-62.
- Hu, Yong, Kang Liu, Xiangzhou Zhang, Lijun Su, E. W. T. Ngai, and Mei Liu. (2015). Application of evolutionary computation for rule discovery in stock algorithmic trading: A literature review. *Applied Soft Computing*, 36: 534-51. [CrossRef]
- Huy, D. T. N., Nhan, V. K., Bich, N. T. N., Hong, N. T. P., Chung, N. T., & Huy, P. Q. (2021). Impacts of internal and external macroeconomic factors on firm stock price in an expansion econometric model-A case in Vietnam real estate industry. *Data Science for Financial Econometrics*, 189-205.
- Hong, H., Torous, W., & Valkanov, R. (2007). Do industries lead stock markets? *Journal of Financial Economics*, 83, 367-396.
- Hoque, M. E., & Low, S. W. (2022). Impact of industry-specific risk factors on stock returns of the Malaysian oil and gas industry in a structural break environment. *Mathematics*, 10(2), 199.
- Hou, K., Robinson, D. (2006). Industry concentration and average stock returns. *J. Financ.*, 61, 1927-1956. [CrossRef]
- Hull, John. (2012). *Risk Management and Financial Institutions*. Web Site. Vol. 733. John Wiley & Sons.
- Henry, J. T. (2019). Impact of oil price volatility on exchange rate in Nigeria. *International Journal of Research and Innovation in Social Science (IJRISS)*, 3(2), 1-16.
- Ireland, P. (2005). The monetary transmission mechanism. *Federal Reserve Bank of Boston Working Papers*, No. 06-1.
- Jorgenson, D. W., & Nomura, K. (2005). The industry origins of Japanese economic growth. *Journal of the Japanese and International Economies*, 19, 482-542.
- Jahangiri, Kh. and Hosseini Ebrahimabad, S. A. (2016). Investigating the effects of monetary policy, exchange rate and gold on the stock market in Iran using the MS-VAR-EGARCH model. *Financial Research*, 19(3). 414-389. [In Persian]
- Kara, H., H. Kucuk Tuger, U. Ozlale, B. Tuger, D. Yavuz, and E. Yucel. (2005). Exchange rate pass through in Turkey: Has it changed, and to what extend?. *Research Department Working Papers*, No. 05/04, The Central Bank of Republic of Turkey.
- Kamin, S., P. Turner, and J. Van't dack. (1998). The transmission mechanism of monetary policy in emerging market economies: An overview. *BIS Policy Papers*, No. 3, 5-64.

- Kim, D. H., Lin, S. C., & Suen, Y. B. (2010). Dynamic effects of trade openness on financial development. *Economic Modelling*, 27(1), 254-261.
- Khaje Saeed, Z. Farzin Vash, A. Elahi, N and Asgharpour, H. (2017). The contribution of monetary policy influencing paths on the total price index of Tehran securities market. *Planning and Budgeting*, 23(4), 112-87. SID. <https://sid.ir/paper/385765/fa>. (In Persian).
- Keshavarzhadad, Gh. and Mahdavi, Omid. (2004). Is the stock market in Iran's economy a channel for monetary policy transition?. *Economic Research*, No. 71, 147-170. [In Persian]
- Keshavarz Haddad, G. Abu Noori, I. and Jahani, T. (2019). Uncertainty of oil income, sanctions and fluctuations of macroeconomic variables. *Iran Economic Research*, 25(82), 1-42. doi: 10.22054/ijer.2020.11906. [In Persian]
- Komijani, A., Bayat, S. & Sobhanian. S.M.M. (2017). Testing the long run neutrality and super-neutrality of money in Iran. *Bi-Quarterly Scientific Journal of Economic Studies and Policies*, 0(23), 3-16. doi:10.22096/esp.2013.26150. [In Persian]
- Liu, C. (2024). Monetary policy transmission mechanism and regional effects: An overview. *Academic Journal of Business & Management*, 6(4), 212-218.
- Lindsey, D.E., Wallich, H.C. (2018). *Monetary Policy*. In: *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan, London. Retrieved August 15, 2023.
- McMillan, D. G. (2001). Nonlinear predictability of stock market returns: Evidence from nonparametric and threshold models. *International Review of Economics and Finance*, 10, 353-368. <https://doi.org/10.1016/S1059-056000093-4>.
- Mirshafiei, A. Shahrestani, H. Memarnejad, A and Ghaffari, F. (2019). Stock market uncertainty and monetary policy shock analysis on it. *Economic research and policies*, 28(95), 339-375. SID. <https://sid.ir/paper/968618/fa>. [In Persian]
- Mishkin, F. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 3-10.
- Mishkin, F. S. (2010). Monetary policy flexibility, risk management, and financial disruptions. *Journal of Asian Economics*, 21(3), 242-246.
- Mandala, J., Soehaditama, J. P., Hernawan, M. A., Yulihapsari, I. U., & Sova, M. (2023). Implementing the capital asset pricing model in forecasting stock returns: A literature review. *Indonesian Journal of Business Analytics*, 3(2), 171-182.
- Mwaanga, C., & Njebele, N. (2017). The long-run and short-run relationship between the exchange rates and stock market prices. *Journal of Financial Risk Management*, 6(4), 315-324.
- Mohseni, H. and Sadeghi Shahdani, M. (2018). The series of exchange rate fluctuations on the capital market in Iran. *Applied Theories of Economics*, 6(1), 77-96. SID <https://sid.ir/paper/399171/fa>.
- Masoudi Alavi, S. H., Nadiri, M., & Saranj, A. R. (2021). The dynamic impact of oil price on investor sentiment in Tehran Stock Exchange: An industry-level analysis. *Iranian Journal of Finance*, 5(3), 38-57. [In Persian]

- Nguyen, Thien Hai, Kiyooki Shirai, and Julien Velcin. (2015). Sentiment analysis on social media for stock movement prediction. *Expert Systems with Applications*, 42: 9603-11. [CrossRef]
- Osmani, F., Cheshomi, A., Salehnia, N., Ahmadi Shadmehri, M. T. (2023). The reaction of stock returns of Iranian different industries to inflation and interest rates with the Panel-ARDL approach. *JPBUD*, 28(1), 53-75. doi:10.61186/jpbud.28.1.53.
- Park, Cheol-Ho, and Scott, H. Irwin. (2007). What do we know about the profitability of technical analysis?. *Journal of Economic Surveys*, 21: 786-826. [CrossRef]
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79-113.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 597-625.
- Rahmani, T. Komijani, A. Mehrara, M. and Saifi, T. (2015). Investigating the effect of reaction to asset prices in monetary policy on macroeconomic stabilization based on the quantile approach (A cross-country study). *Economic Strategy Scientific Research Quarterly* 5(17). [In Persian]
- Roudari, S., Tehranchian, A., Arabi, S. H., Adeli, O. A. (2023). Investigating the threshold role of sanctions on the effect of oil revenues on liquidity in Iran: New evidence from the TSVAR model. *QEER*, 19(76) :1-27. [In Persian]
- Sarantis, N. (2001). Nonlinearities, cyclical behavior and predictability in stock markets: International evidence. *International Journal of Forecasting*, 17, 459-482. <https://doi.org/DOI: 10.1016/S0169-20700100093-0>.
- Shahbazi, K., Rezaei, I. and Abbasi, A. (2012). Monetary and financial policies and stock market efficiency: Empirical evidence in Iran. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies)*, 6(20), 63-77. SID. <https://sid.ir/paper/200068/fa>. [In Persian]
- Salehi, S., Yazdanian, N., Hemmati, H. and Mirarab Baighi, S. A. (2023). Stock price synchronization based on uncertainty in monetary policies. *Financial Knowledge of Securities Analysis (Financial Studies)*, 14(55), 15-32. SID. <https://sid.ir/paper/1063293/fa>. [In Persian]
- Sharrakhah al-Anaq, M. H. Rezazadeh, A. and Jahangiri, Shahab. (2024). The effect of monetary policy on herd behavior in Tehran Stock Exchange. *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, 12(47), 101-132. doi: 10.22084/aes.2023.27600.3569. (In Persian).
- Sule, A. (2022). Pass-Through effect of monetary policy tools on economic growth in Nigeria. *Journal of Public Affairs*, 22(3), e2588.
- Samsami mazrae akhond, H. & Bakhtiari, A. (2024). Investigating the effects of the components of liquidity sources in Iran's economy: *DSGE Approach*. <https://dx.doi.org/10.22034/24.2.20>. [In Persian]

- Tomar, K. S., & Kesharwani, S. (2022). Asymmetric effect of monetary policy on Indian stock market sectors: Do monetary policy stimulus transpire the same effect on all sectors?. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 1999058.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Thorbecke, W. (1997). On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635-654.
- Tomar, K. S., & Kesharwani, S. (2022). Asymmetric effect of monetary policy on Indian stock market sectors: Do monetary policy stimulus transpire the same effect on all sectors?. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 1999058.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal Of Money, Credit and Banking*, 1(1), 15-29.
- Thorbecke, W. (1997). On stock market returns and monetary policy. *The Journal of Finance*, 52(2), 635-654.
- Tiryaki, A., Ceylan, R., & Erdoğan, L. (2018). Asymmetric effects of industrial production, money supply and exchange rate changes on stock returns in Turkey. *Applied Economics*, 51(20), 2143-2154. 10.1080/ 00036846.2018.1540850.
- Wei, L., Li, G., Zhu, X., Sun, X., Li, J. (2019). Developing a hierarchical system for energy corporate risk factors based on textual risk disclosures. *Energy Econ.*, 80, 452-460. [CrossRef]
- Zhong, Xiao, and David Enke. (2017). Forecasting daily stock market return using dimensionality reduction. *Expert Systems with Applications*, 67: 126-39. [CrossRef]
- Zare, R., Azali, M., Habibullah, M. S., & Azman-Saini, W. N. W. (2014). Monetary policy effectiveness and stock market cycles in ASEAN-5. *Applied Economics*, 46(20), 2362-2374.
- Zomardian, Gholamreza, Shabanzadeh, Mehdi, and Shariatzadeh, Iraj. (2014). Investigating the effectiveness of Iran's capital market from monetary and financial policy uncertainty. *Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management)*, 6(25), 81-106. [In Persian]
- Zarifteh, L., Asari Arani, A., Yavari Kazem and Heydari, H. (2018). Evaluation of the transmission mechanism of monetary policy effects on the stock market in Iran using structural vector autoregression (SVAR). *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 17 (4):173-195. [In Persian]

The Role of Perceptual Variables in the Tourism Demand Function in Cultural-Historical Destinations: A Case Study of Isfahan City

Mozhgan Moallemi¹ , Mohammad Zahedi²

1. Assistant Professor, Economics Department, Faculty of Management, Economics and Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Author Corresponding). E-mail: moallemi_m@pnu.ac.ir
2. Faculty Member of Tourism Management Department, University of Sheikh Bahaie, Eesfehan, Iran. E-mail: zahedi@shbu.ac.ir

Abstract

In the studies related to estimating the travel demand function, mainly quantitative variables as well as the type of macro-level data have been used. It seems that in choosing Iran as a historical-cultural tourism destination, the cost dimensions of travel (price) are not very important, and if it were not so, at the moment, with the depreciation of the Rial, Iran should have hosted a large number of foreign tourists. Therefore, it seems that qualitative variables have played a significant role in the demand for travel to the country, which is often related to tourists' feelings and perceptions of these variables. The innovation of this paper is to estimate the travel demand function to Isfahan with an emphasis on perceptual variables. The travel demand model was estimated using the logit method. Moreover, micro-level data for 335 samples of tourists have been identified. According to the results, the most important variable affecting the demand for travel to Isfahan is the sense of safety and security at the destination. It plays a distinguishable role as a perceptua variable. Therefore, a double effort should be made to convey a sense of security to those seeking to travel to this destination, because improving the image of Iran and the image of the destination in the target markets is an undeniable necessity.

Article information

Review History:

Received: Sep. 06, 2024

Revised: Oct. 07, 2024

Accepted: Oct. 29 , 2024

Keywords:

City of Isfahan

Cultural-historical destinations

Perceptual variables

Safety and security

Tourism demand function

JEL Classification:

Z38, Z32, D12, C13

Corresponding Author:

moallemi_m@pnu.ac.ir



Aim and Introduction

Tourism destinations are neither homogeneous nor universally competitive products, and it is inappropriate to evaluate tourists' destination choices based on simplified assumptions that disregard perceptual factors. Despite this, most studies on tourism demand rely heavily on quantitative variables, particularly macro-level data, due to the challenges associated with measuring non-quantitative dimensions.

In the context of Iran as a cultural-historical tourism destination, travel costs appear to have limited influence on tourists' decision-making. If such factors were decisive, the devaluation of the Iranian rial would have significantly increased the influx of foreign tourists. Instead, it seems that qualitative factors, especially those linked to tourists' perceptions and experiences, play a more substantial role in shaping tourism demand.

The novelty of this study lies in its emphasis on perceptual variables in estimating the tourism demand function for the city of Isfahan, a renowned cultural-historical destination.

Methodology

The tourism demand model was estimated using the logit method. The study's target population consists of cultural-historical tourists, and the sample includes 335 respondents, selected via convenience sampling from locations in Isfahan, cyberspace, and Istanbul.

Results and Discussion

Among conventional quantitative variables commonly used in tourism demand models, only the distance variable proved to be statistically significant. Greater distance between the tourist's origin and the destination imposes higher time and monetary costs, thereby reducing demand. However, in the case of a unique cultural-historical destination, the exclusivity of the tourism offering may prompt motivated tourists to overcome distance-related obstacles to reach the desired destination.

The estimation results show that the coefficient for the distance variable is -0.049 , indicating a negative relationship between distance and the probability of choosing Isfahan as a travel destination. This implies that for each unit increase in distance, the likelihood of travel to Isfahan decreases by approximately 5%. Nevertheless, the relatively small magnitude of the coefficient suggests that, despite the inverse relationship, distance may not constitute a decisive factor in deterring travel to culturally significant destinations.

Furthermore, the coefficient for the safety and security variable was estimated at 0.207 and found to be statistically significant. This finding reveals that a one-unit increase in the perceived level of safety and security at the destination raises the probability of travel to that destination by approximately 21%. This highlights the critical role of perceptual variables—particularly safety and security—in shaping tourism demand.

The results also indicate that the quality of services at the destination, encompassing accommodation and catering services, significantly influences tourism demand.

The strong significance of this variable, following the safety and security factor, underscores its substantial role in shaping tourists' travel decisions.

In contrast, the price variable, although theoretically expected to exhibit a negative relationship with demand—consistent with consumer demand theory—was not found to be statistically significant. This result underscores the dominant role of qualitative variables in influencing tourism demand, suggesting that these factors may outweigh the influence of traditional quantitative indicators such as price.

Conclusion

The findings of this study reveal that the most influential factor affecting tourism demand in Isfahan is the perceived safety and security at the destination. As a key perceptual variable, its impact surpasses that of more traditional economic indicators, emphasizing the importance of fostering a strong sense of security among potential tourists. Accordingly, strategic efforts aimed at enhancing Iran's international image and strengthening Isfahan's reputation as a safe destination in key target markets are essential.

The lack of statistical significance for two conventional quantitative variables—price and income—can be interpreted in light of the dominant influence of perceived security. Despite Iran's position as one of the most affordable tourist destinations globally, concerns regarding safety appear to override cost advantages. Drawing on Lancaster's theory, which conceptualizes travel as a multidimensional product, this study highlights the pivotal role of qualitative variables such as safety, service quality, and the local community's attitudes toward tourists. These factors evidently hold greater significance in the decision-making process than price or income, suggesting a paradigm shift in how tourism demand should be modeled and understood.

جایگاه متغیرهای ادراکی در تابع تقاضای سفر به مقاصد فرهنگی - تاریخی (مورد شهر اصفهان)

مژگان معلمی^۱ ، محمد زاهدی^۲

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت، اقتصاد و حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
moallemi_m@pnu.ac.ir (نویسنده مسئول)

۲. عضو هیئت علمی گروه مدیریت جهانگردی، دانشگاه شیخ بهایی، اصفهان، ایران
zahedi@shbu.ac.ir

چکیده	اطلاعات مقاله
در مطالعات مربوط به تخمین تابع تقاضای سفر، عمدتاً از متغیرهای کمی و آن‌هم از نوع داده‌های سطح کلان استفاده شده است. به نظر می‌رسد در انتخاب ایران به عنوان یک مقصد گردشگری تاریخی- فرهنگی، ابعاد هزینه‌ای سفر اهمیت چندانی ندارند که اگر چنین نبود، در حال حاضر، با کاهش ارزش ریال باید ایران میزبان خیل عظیم گردشگران خارجی می‌شد. از این رو، به نظر می‌رسد که متغیرهای کیفی، نقش قابل توجهی را در تقاضای سفر به کشور داشته که اغلب با احساس و ادراک گردشگران از این متغیرها در ارتباط است. نوآوری مقاله حاضر، تخمین تابع تقاضای سفر به شهر اصفهان با تأکید بر متغیرهای ادراکی است. مدل تقاضای سفر با استفاده از روش لاجیت و داده‌های سطح خرد برای ۳۳۵ نمونه از گردشگران، تخمین زده شده است. براساس نتایج حاصله، مهم‌ترین متغیر تأثیرگذار بر تقاضای سفر به اصفهان، احساس ایمنی و امنیت در مقصد به عنوان یک متغیر ادراکی است. از این رو، باید تلاش مضاعفی در انتقال احساس امنیت به متقاضیان سفر به این مقصد صورت پذیرد؛ زیرا بهبود وجهه ایران و تصویر مقصد نزد بازارهای هدف، ضرورتی انکارناپذیر است.	تاریخچه داوری: دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۱۶ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۷/۱۵ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۸/۰۷
	کلمات کلیدی: ایمنی و امنیت تابع تقاضای سفر متغیرهای ادراکی مقاصد فرهنگی- تاریخی شهر اصفهان
	طبقه‌بندی JEL: Z38, Z32, D12, C13
	نویسنده مسئول: moallemi_m@pnu.ac.ir

۱. مقدمه

توسعه مقاصد گردشگری، مستلزم آگاهی از عوامل مؤثر بر تقاضای سفر به این مقاصد است. در مدل‌های اقتصادی متعارف که به سفر از سمت تقاضا پرداخته‌اند، عمدتاً استفاده از داده‌های سطح کلان و عوامل کمی همچون سطح درآمد در سرزمین مبدأ گردشگران، سطح قیمت‌ها در مقصد و نرخ ارز مورد توجه بوده‌اند؛ اما مقاصد گردشگری، محصولات همگن و رقابتی نیستند تا بتوان با ساده ساختن فروض حاکم بر انتخاب آن‌ها و با نادیده انگاشتن عناصر ادراکی که در نظر گردشگر حائز اهمیت هستند، در مورد انتخاب آن‌ها قضاوت نمود.

در اهمیت مقاله حاضر، باید به این نکته که از سوی استابلر، پاپاتئودورو و سینکلر (۲۰۱۰)، مورد تأکید قرار گرفته است، اشاره داشت. ایشان اظهار می‌دارند که قابلیت‌های نظری موجود در تئوری‌های اقتصادی، اغلب در حوزه گردشگری، به شکلی جامع به کار گرفته نشده‌اند؛ زیرا اغلب محققان به دلیل محدودیت‌های موجود در داده‌های غیرکمی، گرایش به تخمین تقاضا مبتنی بر متغیرهای کمی شده دارند. کار کردن با داده‌های مربوط به این نوع متغیرها در مدل‌های اقتصادسنجی، آسان‌تر است. این درست همان ادعایی است که سایر محققان بنام اقتصاد گردشگری، همچون سونگ و ویت (۲۰۰۰) نیز بر آن تأکید ورزیده‌اند و نقطه عزیمت مقاله حاضر از مطالعات متعارف نیز همین جا است. به عبارت دیگر، در اکثر مطالعات، گرایش به متغیرهای کمی و گریز از لحاظ نمودن متغیرهای ادراکی (کیفی)، به نقطه ضعف مطالعات تقاضای سفر مبدل شده است.

از این رو، هدف مقاله حاضر، تخمین تقاضای سفر به اصفهان به‌عنوان یک مقصد تاریخی-فرهنگی با تأکید بر نقش عوامل ادراکی و با استفاده از داده‌های سطح خرد است. منظور از عوامل ادراکی، تأثیر احساس یا ادراک گردشگران از متغیرهای کیفی مؤثر بر تقاضای سفر است. بر این اساس، مقاله حاضر در ۶ بخش تهیه شده است. در ادامه در راستای هدف مقاله، به بیان مبانی نظری عوامل مؤثر بر تقاضای سفر پرداخته می‌شود. بخش سوم، به پیشینه پژوهش اختصاص یافته است. در بخش چهارم، مدل رگرسیونی جهت تخمین تقاضای سفر به اصفهان به‌عنوان یک مقصد تاریخی-فرهنگی تصریح می‌شود. در بخش پنجم، نتایج حاصل از تخمین، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. نتیجه‌گیری و پیشنهادات نیز در بخش ششم ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری عوامل مؤثر بر تقاضای سفر

در ادامه متغیرهای کمی و کیفی مورد توجه در تقاضای سفر و زمینه‌های نظری ورود این متغیرها به مدل تقاضای سفر، به اجمال و یک به یک مورد بررسی قرار می‌گیرند.

1. Stabler, Papatheodorou and Sinclair (2010).

2. Song and Witt (2000).

۱-۲. درآمد و قیمت

در نظریه لنکستر (۱۹۷۱)، با استفاده از روش برنامه ریزی خطی، مقادیر مطلوب تقاضا برای سفر به‌دست می‌آید. براساس این نظریه، هدف گردشگر به حداکثر رساندن تابع مطلوبیت خود است. تابع مطلوبیت گردشگر، تابعی از بردار محصولات گردشگری است. در پی به حداکثر رساندن این تابع، گردشگر با محدودیت (قید)هایی مواجه است. از حل این الگوی بهینه‌یابی مقید، مقادیر مطلوب تقاضای سفر برای مقاصد مختلف و محصولات گوناگون به‌دست می‌آید (استابلر، پاپاتئودورو و سینکلر، ۲۰۱۰). در این نظریه، با افزایش درآمد گردشگر، خط بودجه وی به بیرون منتقل می‌شود و مقدار استفاده از محصولات گردشگری، افزایش خواهد یافت.

علاوه بر این، در این الگو، اگر قیمت محصول یا هزینه یک تفریحگاه، افزایش (کاهش) یابد، مقدار استفاده گردشگر از این محصول گردشگری کاهش (افزایش) خواهد یافت.

۲-۲. ایمنی و امنیت

در نتایج مطالعات مربوط به تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر گردشگری به‌طور عمده، بر بررسی کاهش تعداد گردشگران تأکید می‌شود. به‌عنوان نمونه‌ای دیگر، ناآرامی‌های سیاسی، احتمال بروز پتانسیل رشد گردشگری در کشورهای خاورمیانه را تحت تأثیر قرار داده و توسعه صنعت گردشگری در این منطقه هم‌اکنون به‌طور وسیعی به تعویق افتاده است (کفایت و همکاران، ۲۰۲۳). نتایج مطالعاتی نظیر تحقیقات داس و دیرنزو (۲۰۱۰)، هاتی، مک آلر و شریف (۲۰۰۵) و پریدوکس، لاوز و فولکنر (۲۰۰۳)، نشان می‌دهند که بی‌ثباتی سیاسی و تروریسم، به‌تنهایی می‌تواند باعث کاهش تقاضای گردشگری شود (دوری نوگورانی، ۲۰۱۲).

تقریباً هر نظرسنجی در مورد دیدگاه گردشگران احتمالی پس از حوادث تروریستی، نشان می‌دهد که تروریسم بر گردشگری تأثیر می‌گذارد. البته با گذشت زمان، حوادث تروریستی، ممکن است از خاطره‌ها پاک شود و حتی گردشگران بالقوه با قیمت‌های پایین و پیشنهاد‌های ویژه وسوسه شوند.

۳-۲. کیفیت خدمات گردشگری

کیفیت خدمات در صنعت گردشگری شامل مجموعه‌ای از ابعاد است که تجربه سفر را شکل می‌دهند. این ابعاد شامل خدمات اقامتی، حمل و نقل، راهنمایی‌های گردشگری، خدمات پذیرایی و سایر خدمات مرتبط با گردشگری است (پاراسورامن، زیتهامل و بری، ۱۹۸۵). از دیدگاه گردشگران،

1. Lancaster (1971).
2. Kefayat et al. (2023).
3. Das and Dirienzo (2010).
4. Hoti, McAleer and Shareef (2005).
5. Prideaux, Laws and Faulkner (2003).
6. Dorri Nogorani (2012).
7. Parasuraman, Zeithaml and Berry (1985).

کیفیت خدمات به ادراکات و انتظارات آنها وابسته است؛ به طوری که هر چه خدمات ارائه شده به انتظارات آنها نزدیکتر باشد، ادراک آنها از کیفیت خدمات بالاتر است (گریونروس^۱، ۱۹۹۴). ارتقاء کیفیت خدمات از جنبه‌های مختلف نظیر راحتی، امنیت و دسترسی، تأثیر بسزایی بر جذب و نگهداشت گردشگران دارد (وو و ژانگ^۲، ۲۰۱۹).

چهارچوب مفهومی تأثیر کیفیت خدمات بر تقاضای سفر در سه سطح بررسی می‌شود: سطح تأکید، کیفیت خدمات به ادراکات ذهنی گردشگران از خدمات بستگی دارد. سطح دوم، تقاضای سفر واقعی است که شامل میزان سفرهای انجام شده به یک مقصد خاص است و سطح سوم، تأثیرات بلندمدت که شامل تأثیرات اجتماعی و اقتصادی بر صنعت گردشگری در سطح ملی و بین‌المللی است. ارتقاء کیفیت خدمات می‌تواند باعث افزایش رضایت گردشگران شود که خود به تقاضای تکراری منجر می‌شود. همچنین، خدمات بهتر می‌تواند به کاهش نگرانی‌های مربوط به سفر (مانند شرایط بهداشتی و حمل و نقل و ...) کمک کند که در نهایت، باعث افزایش تقاضا می‌شود (فورسیت و دایر^۳، ۲۰۰۶).

۴-۲. جاذبه‌های منحصربه‌فرد مقصد (عوامل تاریخی، فرهنگی و ...)

در حالی که ثبت یک اثر در فهرست آثار یونسکو می‌تواند نوعی مزیت نسبی را برای یک مقصد فراهم آورد، اما باید توجه داشت که یک مقصد گردشگری تا چه حد قادر است با معرفی آن اثر ثبت شده، کارایی فنی در عرضه صنعت گردشگری را افزایش داده و بدین ترتیب، مزیت نسبی خود را به یک مزیت رقابتی تبدیل نماید.

اسناد رسمی یونسکو، به نحوی بر تأثیر مثبت ثبت آثار در سازمان یونسکو بر گردشگری اشاره دارند. با این حال، موفقیت واقعی این ابتکار، بستگی به میزان مشارکت و آگاهی جامعه محلی (ساکنان، کارآفرینان بخش‌های مختلف و غیره) از اهمیت دادن به اهداف فرهنگی خود برای توسعه کنونی و آینده قلمرو آنها دارد (جیمورا^۴، ۲۰۱۱).

علاوه بر این، بی بدیل و یکه بودن جاذبه‌ها، ویژگی انحصاری به آنها می‌دهد که رقابت با آن را دشوار می‌سازد. ون هوف^۵ (۲۰۰۵)، در بررسی بازار محصولات گردشگری از جمله محصولات دارای بازار نزدیک به انحصار کامل فروش به جاذبه‌های گردشگری منحصربه‌فرد اشاره می‌کند. بر این اساس، در چنین شرایطی، اینکه تأثیر متغیرهای کمی یا کیفی دیگر بر تقاضا برای سفر به این مقصد منحصربه‌فرد، از اهمیتی متفاوت از معمول برخوردار گردند، دور از انتظار نیست.

1. Grönroos (1994).
2. Wu and Zhang (2019).
3. Forsyth and Dwyer (2006).
4. Jimura (2011).
5. Van Hove (2005).

۵-۲. نگرش مردم محلی نسبت به گردشگر

در طول سال‌های گذشته، نگرش جامعه میزبان به اثرات گردشگری، توجه محققان زیادی را به خود جلب کرده است. گسترش این مطالعات، اهمیت دخالت و واکنش جامعه میزبان برای رسیدن به توسعه گردشگری را در مقاصد مختلف مورد تأکید قرار می‌دهد (گورسوی و همکاران، ۲۰۱۸). چندین روش به‌عنوان چهارچوب تئوریک برای درک واکنش مردم نسبت به گردشگری وجود دارد که تئوری مبادله اجتماعی^۲، چرخه حیات گردشگری^۳ و روش تفکیکی^۴، از آن جمله است. در تئوری مبادله اجتماعی، ساکنان یک جامعه باید تصمیم بگیرند که میزان حمایت آن‌ها تا چه میزان به منافع و هزینه‌های گردشگری یا پیامدهای اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و نگرانی‌های زیست محیطی وابستگی دارد (نانکو و رامکیسون^۵، ۲۰۱۱). براساس این نظریه، اگر ساکنان درک کنند که این مبادلات بدون تحمیل هزینه‌های غیرقابل تحمل و به نفع آنها است، در حمایت از گردشگری اقدام می‌کنند. از سوی دیگر، اگر ساکنان درک کنند که در توسعه گردشگری، جامعه هزینه‌های بیشتری را نسبت به مزایای آن متحمل خواهد شد، به احتمال زیاد به مخالفت با این توسعه می‌پردازند (نانکو^۶، ۲۰۱۶).

در مدل چرخه حیات گردشگری، ارزیابی توسعه گردشگری مقصد در طول زمان، مورد توجه است. بدین ترتیب، نحوه نگرش میزبان، تحت تأثیر روند تغییرات و توسعه گردشگری قرار می‌گیرد (کیم^۷، ۲۰۰۲). متغیرهای مؤثر بر نگرش ساکنان محلی، سطح توسعه گردشگری در مقصد است که با افزایش آن، نگرش‌های منفی ساکنان تشدید می‌شود (مک گیپی و آندرک^۸، ۲۰۰۴). زمانی که گردشگری در مقصد رو به رشد خیلی زیاد است، ظرفیت برد اجتماعی به حد نهایی خود می‌رسد و در نتیجه، توسعه گردشگری برای ساکنان غیرقابل تحمل می‌شود (هرناندز، چون و گارسیا^۹، ۱۹۹۶). در رویکرد تفکیکی، هزینه و منافع بخش‌ها یا گروه‌های مختلف مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بدین ترتیب، کسانی که در راستای نیازهای گردشگران فعالیت می‌کنند نگرش مثبت‌تری به گردشگری دارند تا آن‌هایی که ارتباطی با گردشگران ندارند (مادریگال^{۱۰}، ۱۹۹۳).

۶-۲. فاصله جغرافیایی مبدأ تا مقصد

اولین بار با الهام از مدل جاذبه، متغیر فاصله جغرافیایی در مدل‌های تقاضای سفر وارد شده است. این مدل از مدل جاذبه^۱ (گراناش) نیوتن مشتق شده و در ادبیات موضوع، نخستین بار برای پیش بینی

1. Gursoy et al. (2018).
2. Social Exchange Theory
3. Tourism Life Cycle
4. Segmentation Approach
5. Nunkoo and Ramkissoon (2011).
6. Nunkoo (2016).
7. Kim (2002).
8. McGehee and Andereck (2004).
9. Hernandez, Cohen and Garcia (1996).
10. Madrigal (1993).

الگوها و جریان‌های تجارت بین‌المللی بین دو نقطه (کشور) به کار رفته است. رابطه اصلی مفهوم جاذبه به شکل زیر است:

$$F_{ij} = g \cdot \frac{m_i m_j}{d_{ij}^2} \quad (1)$$

که در این رابطه، F_{ij} نیروی گرانشی (جریان تجارت) بین دو کشور، m_i و m_j حجم (اندازه) اقتصادی دو کشور، g نیز ضریب گرانشی و d_{ij} فاصله بین این دو کشور را نشان می‌دهد. بعدها از این مدل برای اندازه‌گیری تقاضای گردشگری در یک مقصد خاص در مقایسه با مبدأ استفاده گردید. نکته حائز اهمیت، آن است که فاصله جغرافیایی، تأثیری معکوس بر تقاضای مقاصد جذب‌کننده گردشگری داشته و سبب کاهش تقاضای گردشگری می‌گردد (نظری، اسفیدانی و طباطبایی، ۱۳۹۷).

۳. پیشینه پژوهش

در این قسمت، برخی از مطالعات انجام شده در خارج و داخل کشور درخصوص عوامل مؤثر بر تقاضای سفر مورد بررسی قرار می‌گیرند.

آکاموی، ابراهیم و سوارای^۲ (۲۰۲۲)، بر اثرات تهدیدات امنیتی مانند تروریسم، بی‌ثباتی سیاسی و بازی‌های قدرت ژئوپلیتیکی بر عملکرد صنعت گردشگری جهانی تأکید می‌کنند. آنها با استفاده از روش داده‌های پانلی شامل ۱۶۱ کشور، نشان می‌دهند که تهدیدات امنیتی، اثرات منفی قابل توجهی بر ورود گردشگران، درآمد گردشگری و سهم گردشگری در اشتغال و تولید ناخالص داخلی دارد. نجویا و همکاران^۳ (۲۰۲۲)، اشاره می‌کنند که ضمن پر کردن شکاف در ادبیات موضوع موجود، تأثیر ناآرامی‌های سیاسی و تروریسم را در یک اقتصاد در حال ظهور همچون کنیا که با وقایع مخرب جدی از این نظر روبرو بوده است، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که بدون شک، درآمد بخش گردشگری در اثر این وقایع، کاهش یافته که این امر، منجر به تأثیرات مخرب کوتاه‌مدت و بلندمدت برای اقتصاد این کشور شده است.

نور و شارما^۴ (۲۰۲۳)، به بررسی تأثیر کیفیت خدمات مورد انتظار و ادراک شده بر رضایت مشتری در زمینه توسعه گردشگری پایدار بنگلادش پرداخته‌اند. آن‌ها بر خدمات و امکانات هتل‌ها و متل‌های نقاط مختلف گردشگری و مکان‌هایی که مقصد گردشگران و بازدیدکنندگان هستند، تمرکز کرده‌اند. یافته‌های این مطالعه، نشان می‌دهد که، هم کیفیت خدمات مورد انتظار و هم، کیفیت خدمات ادراک شده، تأثیر مثبت بر رضایت گردشگر دارند.

زینا و همکاران^۵ (۲۰۲۳)، به بررسی تأثیر کیفیت خدمات در صنعت گردشگری و هتلداری بر وفاداری گردشگران به مقاصد گردشگری می‌پردازند. نتایج این مطالعه، به‌ویژه بر نقش تصویر مقصد گردشگری و اعتماد گردشگران بازدیدکننده از شهرهای کشور مصر به‌عنوان عوامل میانجی و

1. Nazari, Esfidani and Tabatabai (2017).
2. Akamavi, Ibrahim and Swaray (2022).
3. Njoya et al. (2022).
4. Noor and Sharma (2023).
5. Zeina et al. (2023).

تعدیل‌کننده تأکید دارد. نتایج نشان می‌دهد که کیفیت خدمات در صنعت گردشگری و هتلداری، تأثیر مثبت و معناداری بر وفاداری گردشگران به مقاصد گردشگری دارد. همچنین، تصویر مقصد گردشگری به‌طور معناداری، رابطه بین کیفیت خدمات و وفاداری گردشگران را میانجی‌گری می‌کند. اعتماد گردشگران نیز به‌عنوان یک عامل تعدیل‌کننده در این رابطه عمل می‌کند. این یافته‌ها بر اهمیت بهبود کیفیت خدمات و تصویر مقصد گردشگری در جذب و حفظ گردشگران تأکید دارد.

ژانگ^۱ (۲۰۲۰)، عنوان می‌کند که با توسعه اقتصادی، مردم بیشتر و بیشتر سفر را انتخاب می‌کنند و درآمد ساکنان، یک عامل مهم مؤثر بر مصرف گردشگری است. نتایج نشان می‌دهد که بین رشد درآمد ساکنان و مصرف گردشگری، رابطه پایداری وجود دارد.

نگوین^۲ (۲۰۲۲)، با هدف تعیین کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای گردشگری در بازارهای بین‌المللی، نشان می‌دهد که تقاضای گردشگری از بازارهای عمده آسیایی به ویتنام نسبت به درآمد، کشش پذیر است. از سوی دیگر، تقاضای گردشگری از بازارهای عمده بین‌قاره‌ای به ویتنام، تقریباً نسبت به قیمت بی‌کشش است. علاوه بر این، نتایج این مطالعه، گویای این واقعیت است که اثرات متفاوت درآمد و قیمت بر تقاضای سفر در بیشتر بازارهای عمده دیده می‌شود.

تان و سوون^۳ (۲۰۲۳)، به بررسی تأثیر عامل قیمت در بازدید گردشگران از مالزی از مبدأ ۲۱ کشور می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که قیمت، تأثیر منفی بر تقاضای گردشگری از کشورهای آسه آن و کشورهای غربی دارد. علاوه بر این، تقاضای گردشگری از کشورهای آسه آن، با کاهش ارزش پول ملی مالزی افزایش می‌یابد، اما این اثر برای چین، آسیا و کشورهای غربی، برعکس است. یافته‌های کلی نشان می‌دهد که در مناطق مختلف، واکنش به عامل قیمت متفاوت است.

حسینی، استفانی و حسینی^۴ (۲۰۲۱)، به تأثیر سایت‌های ثبت میراث جهانی بر بخش گردشگری در کشورهای در حال توسعه می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که ثبت‌های جهانی، تأثیر مثبتی بر تقاضای گردشگری در کشورهای در حال توسعه دارد و می‌تواند به‌عنوان یک ابزار تبلیغاتی مورد استفاده قرار گیرد.

فن، لیو و کیوه^۵ (۲۰۱۸)، با استفاده از یک چهارچوب مفهومی، به بررسی ارتباط میان نگرش جامعه میزبان و توسعه گردشگری می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که در سطوح نسبتاً پایین توسعه در جامعه میزبان، به‌دلیل بهبود رفاه شخصی، حمایت بیشتری از گردشگری می‌شود. بنابراین، سود اقتصادی، بیشتر از زیان اجتماعی و زیست‌محیطی است. از سوی دیگر، زمانی که صنعت گردشگری به یک سطح آستانه‌ای توسعه دست یابد، رفاه میزبانان به حداکثر سطح خود رسیده و پس از آن، رو به کاهش می‌گذارد. در نتیجه، میزبانان نگرش منفی نسبت به توسعه گردشگری ایجاد می‌کنند.

1. Zhang (2020).

2. Nguyen (2022).

3. Tan and Soon (2023).

4. Hosseini, Stefaniec and Hosseini (2021).

5. Fan, Liu and Qiu (2018).

وانگ و همکاران^۱ (۲۰۲۳)، در مطالعه‌ای، تأثیر تصویر ذهنی مقاصد گردشگری، بر تمایل گردشگران به بازدید این مقاصد را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که تصویر ذهنی قوی، یکی از عوامل اصلی جذب گردشگران و افزایش تقاضای سفر به آن مقصد است. به‌ویژه، عوامل بصری و ارتباطات دیجیتال، نقشی حیاتی در شکل‌گیری این تصویر ذهنی ایفا می‌کنند.

صادقی و همکاران^۲ (۱۴۰۳)، به تبیین و بررسی اثرات عوامل کلان اقتصادی و سیاسی نرخ ارز، نرخ تورم و ریسک سیاسی بر توسعه گردشگری در ایران با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) طی دوره زمانی ۱۴۰۰-۱۳۷۹ در کشور ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه، حاکی از آن است که شوک مثبت ریسک سیاسی و نرخ تورم، هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت، موجب کاهش توسعه گردشگری بوده، در حالی که شوک منفی ریسک سیاسی و نرخ تورم، موجب افزایش آن شده است.

زاهدی و همکاران^۳ (۲۰۱۷)، ضمن واکاوی مبانی نظری انتخاب مقصد از سوی گردشگران، پنج عامل قیمت، جاذبه‌های اصیل و منحصر به فرد، ایمنی و امنیت، نگرش مردم و مقام‌های جامعه محلی به گردشگر و نیز خدمات گردشگری را در حکم عوامل مؤثر بر انتخاب مقاصد تاریخی- فرهنگی شناسایی کرده‌اند.

علیقلی‌زاده فیروزجانی، رمضان زاده لسیوئی و اسماعیلی^۴ (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای، به بررسی نگرش ساکنین محلی (منطقه خور و بیابانک) به توسعه گردشگری پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مردم محلی از توسعه گردشگری حمایت قابل توجهی می‌کنند و این حمایت، تحت تأثیر متغیرهای سطح توسعه گردشگری، وابستگی درآمدی و سطح تحصیلات می‌باشد.

۴. تصریح مدل رگرسیونی

مدل‌های رگرسیونی که در آن‌ها متغیر وابسته دلالت بر وجود (بلی) یا عدم وجود (خیر) حالتی دارند، به‌عنوان مدل‌های رگرسیونی، دارای متغیر وابسته تقسیم شده به دو گروه، شناخته شده‌اند. در میان روش‌های تخمین این مدل‌ها، سه روش شناخته شده است که عبارتند از: مدل احتمال خطی^۵ (LPM)، مدل لاجیت^۶ و مدل پروبیت^۷.

کاربرد مدل LPM از این نظر که با روش حداقل مربعات معمولی به لحاظ خطی بودن بر حسب پارامترها (و نه لزوماً متغیرها) قابل تخمین است. اگر چه این مدل، از سهولت کاربرد برخوردار بوده، اما با مشکلات متعددی مواجه است که عبارتند از: ۱- غیر نرمال بودن توزیع جزء اخلاص؛ ۲- ناهمسانی

1. Wang et al. (2023).

2. Sadeghi et al. (2024).

3. Zahedi et al. (2017).

4. Aliqoli Zadeh Firouzjani, Ramazan Zadeh Lasbui and Ismaili (2014).

5. Linear Probability Model

6. Logit Model

7. Probit Model

واریانس؛ ۳- امکان قرار گرفتن احتمال‌های تخمینی خارج از حوزه صفر و یک. با وجود حل این مشکلات، همچنان مدل LPM مدل جالب توجهی نیست؛ چراکه در مسائل مربوط، انتظار بر این است که احتمال‌های شرطی، به‌طور غیرخطی با افزایش متغیرهای توضیحی، افزایش یابد (گجراتی، ۲۰۱۷).

اگر چه انواع تابع توزیع تجمعی بسیار فراوان است، اما در عمل، توابع توزیع تجمعی لاجستیک و نرمال، اندکی مورد استفاده قرار می‌گیرند که اولی مدل لاجیت و دومی مدل پروبیت نامیده می‌شود. هم در مدل‌های لاجیت و هم در مدل‌های پروبیت، این تضمین وجود دارد که احتمال‌های تخمینی در محدوده صفر و یک قرار بگیرند و به‌طور غیرخطی، با متغیرهای توضیحی مرتبط باشند. از این دو مدل، مدل لاجیت نسبتاً ساده‌تر است، چراکه به‌وسیله لگاریتم گیری، مدلی که برحسب پارامترها غیرخطی بوده، به یک مدل خطی تبدیل می‌شود که به سادگی با روش OLS قابل تخمین است. برای مدل‌های LPM، لاجیت و پروبیت، مقدار ضریب تعیین محاسبه شده معمول به‌عنوان معیار خوبی برازش مدل، زیر سؤال می‌رود (گجراتی، ۲۰۱۷).

به عبارت دیگر، الگوی لاجیت، الگوی رگرسیونی است که معمولاً، در حالتی که متغیر وابسته در دو حالت صفر و یک قرار می‌گیرد، استفاده می‌شود. این گونه الگوها، الگوهای با متغیر وابسته کیفی نامیده می‌شوند. بنابراین، با توجه به نوع متغیر وابسته، در این مقاله (تقاضای سفر) که به‌صورت یک متغیر کیفی (به‌صورت صفر و یک) می‌باشد، از روش لاجیت برای تخمین مدل رگرسیونی تقاضای سفر استفاده می‌شود.

براساس مبانی نظری مطرح شده در بخش دوم مقاله و پیشینه پژوهش، متغیرهای کلیدی مؤثر بر انتخاب مقاصد فرهنگی - تاریخی و تقاضای سفر به آن، شامل مجموعه‌ای از متغیرهای کمی و کیفی هستند. قیمت محصول، درآمد گردشگر، فاصله جغرافیایی مبدأ و مقصد از جمله متغیرهای کمی و متغیرهای منحصر به فرد بودن و اصالت جاذبه‌های مقصد، ایمنی و امنیت، کیفیت خدمات در مقصد و نگرش مردم محلی به گردشگران، به‌عنوان متغیرهای کیفی در نظر گرفته شده‌اند.

در مورد متغیر ایمنی و امنیت در مقصد، این متغیر شامل حوزه‌های دسترسی به امکانات آب سالم بهداشتی و مخاطرات ایمنی و امنیتی از قبیل وقوع جرائم و نظایر آن می‌باشد که در سؤالات پرسشنامه مطالعه حاضر، مورد توجه قرار گرفته است. در پرسشنامه طراحی شده مقاله حاضر، متغیر کیفیت خدمات گردشگری در مقصد، از عواملی شامل خدمات اقامت، غذا و نوشیدنی‌ها تشکیل شده است. همچنین متغیر قیمت محصول گردشگری، کلیه هزینه‌های مربوط به حمل و نقل تا مقصد (بلیط هواپیما و سایر وسایل حمل و نقل) و نیز اقامت در مقصد را در قالب سؤالات پرسشنامه مقاله حاضر دربر می‌گیرد.

در مورد متغیر درآمد، به دلیل تفاوت‌های درآمدی در سراسر جهان و با توجه به ماهیت خرد داده‌های پژوهش، به جای آنکه مطابق معمول چنین مطالعاتی، از میانگین درآمد سرانه استفاده شود،

از گردشگر پرسیده شده که سطح درآمد خود را نسبت به متوسط جامعه مبدأ چگونه ارزیابی می‌کند. در مورد معیار متغیر فاصله، سطح بندی فواصل میان سرزمین مبدأ تا ایران، در چهار سطح از حوزه جغرافیایی نزدیک (معادل عدد ۱) تا دورترین فاصله که به منطقه آمریکا، استرالیا و اقیانوسیه مربوط است (معادل عدد ۴) انجام پذیرفت و مطابق متعارف مدل‌های جاذبه، توان دوم این عدد در مدل مورد استفاده قرار گرفته است. بر این اساس، تصریح مدل رگرسیونی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Y_i = \ln\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right) = c + \beta_1 U_i + \beta_2 S_i + \beta_3 Q_i + \beta_4 P_i + \beta_5 A_i + \beta_6 DI_i^2 + \beta_7 I_i + e_i \quad (2)$$

که در آن: Y_i متغیر نماینده تقاضای سفر است. این متغیر که به‌صورت صفر و یک تعریف شده، بیانگر سفر به مقصد اصفهان به‌عنوان یک مقصد تاریخی- فرهنگی است. همچنین U_i ، منحصر به فرد بودن و اصالت محصول گردشگری مقصد، S_i ایمنی و امنیت، Q_i کیفیت خدمات گردشگری در مقصد، P_i قیمت محصول گردشگری، A_i نگرش مردم محلی نسبت به گردشگر، I_i درآمد گردشگر، D_i فاصله جغرافیایی مبدأ تا مقصد و e_i نیز جزء اخلاص مدل می‌باشد.

در مقاله حاضر، پرسشنامه بسته‌ای تهیه گردید و پس از اطمینان از روایی و پایایی آن، اطلاعات مربوط، از جامعه گردآوری شد. جامعه آماری پژوهش، گردشگران فرهنگی - تاریخی و نمونه مورد نظر براساس جدول مورگان، شامل ۳۳۵ گردشگر است که در شهر اصفهان، فضای مجازی و شهر استانبول به شیوه‌ای در دسترس انتخاب شده‌اند. پرسشنامه مذکور در قالب ۵۳ سؤال طراحی گردید. سؤال نخست جهت اطمینان یافتن از ماهیت پاسخگو به‌عنوان گردشگر فرهنگی- تاریخی طراحی شده تا در صورتی که وی خود را از این قسم گردشگران نمی‌داند، تکمیل پرسشنامه ادامه نیابد. در ۴۵ سؤال، عوامل گوناگون مؤثر بر انتخاب مقصد از سوی گردشگر مورد توجه قرار گرفته‌اند. همچنین تعداد ۷ سؤال به ویژگی‌های جمعیت‌شناختی پرسش‌شوندگان اختصاص دارد که موضوعاتی از قبیل سن، جنسیت، سطح تحصیلات، سرزمین مبدأ، سطح درآمد، وضعیت تأهل و سرانجام اینکه آیا پیش‌تر اصفهان را مورد بازدید قرار داده‌اند یا خیر، می‌پردازد.

نتایج جمعیت‌شناختی نمونه مورد بررسی، دلالت بر آن داشت که در حدود ۴۶ درصد گردشگران مورد پرسش را زنان تشکیل می‌دادند. پرسش‌شوندگان در محدوده سنی ۶۵-۱۸ سال قرار داشتند. بیشترین فراوانی، به جمعیت میان سال (۴۵-۲۷ سال) اختصاص داشت. ۸۶ درصد پرسش‌شوندگان از تحصیلات دانشگاهی برخوردار بودند. این موضوع با شناختی که از ویژگی‌های گردشگران فرهنگی- تاریخی در دسترس است، انطباق داشت.

با توجه به ماهیت متغیر وابسته که مقادیر صفر و یک را اختیار می‌کند، مدل با استفاده از روش لاجیت تخمین زده شده است. مقدار صفر، برای گردشگرانی است که به اصفهان سفر نکرده‌اند و مقدار یک، میزان متغیر وابسته برای گردشگرانی است که سفر به اصفهان را تجربه نموده‌اند.

۵. تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از تخمین

در تحلیل اقتصادسنجی مدل‌های لاجیت، هم‌خطی، به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن، دو یا چند متغیر مستقل، دارای همبستگی بسیار بالایی هستند. وجود هم‌خطی می‌تواند بر تخمین‌های ضرایب

مدل تأثیر بگذارد و باعث افزایش واریانس این تخمین‌ها شود. از این رو در ادامه، به بررسی آزمون چندخطی^۱ از طریق ماتریس همبستگی پرداخته می‌شود. این آزمون، قبل از تخمین مدل انجام می‌گیرد.

جدول ۱: ماتریس همبستگی بین متغیرهای توضیحی مدل

Table 1: Correlation matrix between explanatory variables of the model

I_i	A_i	DI_i^2	P_i	Q_i	S_i	U_i	متغیر
-۰/۰۳	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۱۵	۰/۰۴	-۰/۲۳	۱	U_i
-۰/۰۵	-۰/۳۵	-۰/۰۹	-۰/۱۷	-۰/۳۷	۱	-۰/۲۳	S_i
۰/۱۴	۰/۲۲	-۰/۰۳	۰/۰۴	۱	-۰/۳۷	۰/۰۴	Q_i
-۰/۲۰	۰/۰۰۰۴	۰/۰۱	۱	۰/۰۴	-۰/۱۷	۰/۱۵	P_i
-۰/۱۶	۰/۱۱	۱	۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۹	۰/۱۷	DI_i^2
۰/۰۷	۱	۰/۱۱	۰/۰۰۰۴	۰/۲۲	-۰/۳۵	۰/۱۹	A_i
۱	۰/۰۷	-۰/۱۶	-۰/۲۰	۰/۱۴	-۰/۰۵	-۰/۰۲	I_i

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۱)، نشان می‌دهد که مقدار همبستگی بین متغیرها در محدوده ۰ تا ۰/۳۷ است که به‌عنوان همبستگی ضعیف در نظر گرفته می‌شود و این مقدار به خودی خود، نشانه جدی از هم‌خطی نمی‌باشد.

آزمون نیکویی برازش هاسمر-لمشو^۲، یکی از متداول‌ترین آزمون‌ها برای ارزیابی نیکویی برازش در مدل‌های لاجیت است. در این آزمون، فرض صفر (H_0) بیان می‌کند که مدل، به‌خوبی داده‌ها را برازش می‌کند (پنگ، لی و انگرسول^۳، ۲۰۰۲). نتایج این آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲: نتایج آزمون‌های پس از برازش مدل

Table 2: Results of post-fitting tests

۱۲/۲۲	مقدار آماره	آماره H-L	آزمون هاسمر-لمشو
۰/۱۴	احتمال		
۱۲/۱۳	مقدار آماره	آماره اندروز	آزمون والد
۰/۲۸	احتمال		
۳۵/۳	مقدار آماره	آماره کای دو	آزمون والد
۷	درجه آزادی		
۰/۰۰۰	احتمال		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

براساس نتایج جدول (۲)، احتمال آماره‌های آزمون هاسمر-لمشو بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است و از این رو، نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. به عبارت دیگر، این نتیجه، نشان می‌دهد که مدل به‌خوبی داده‌ها را برازش می‌کند و نشانه‌ای از عدم نیکویی برازش وجود ندارد. بنابراین، می‌توان گفت که مدل لاجیت

مقاله حاضر، به‌خوبی نشان‌دهنده روابط بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته است. در نتیجه، شواهد کافی برای ادعای اینکه مدل با داده‌ها تناسب ندارد، وجود ندارد.

از سوی دیگر، برای انجام آزمون معنی‌داری کل مدل رگرسیونی، می‌توان از آزمون والد استفاده نمود. این آزمون، به بررسی معنی‌داری کلی مدل و توانایی متغیرهای مستقل برای توضیح متغیر وابسته کمک می‌کند. به عبارت دیگر، در مدل لاجیت، این آزمون بیان‌کننده آن است که آیا ضرایب متغیرهای مستقل به‌صورت ترکیبی معنی‌دار هستند یا خیر. براساس نتایج جدول (۲)، از آنجایی که احتمال آماره کای دو آزمون والد، کمتر از ۰/۰۵ است، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای مستقل مدل، به‌صورت کلی معنی‌دار هستند.

پس از آزمون‌های تشخیصی پیش و پس از تخمین مدل، به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از تخمین پرداخته می‌شود. براساس مبانی نظری مطرح شده در بخش دوم، انتظار می‌رود که منحصر به‌فرد بودن محصول گردشگری، ایمنی و امنیت و کیفیت خدمات گردشگری در مقصد، همچنین درآمد گردشگر و نگرش به گردشگر، تأثیر مثبتی بر تقاضای سفر وی داشته باشد؛ درحالی‌که متغیرهای قیمت و فاصله جغرافیایی، باعث کاهش احتمال انتخاب مقصد توسط گردشگر شود. بنابراین، انتظار می‌رود که بجز دو متغیر قیمت و فاصله جغرافیایی، علامت ضرایب بقیه متغیرهای موجود در مدل مثبت باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی، در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳: نتایج تخمین مدل رگرسیونی

Table 3: Estimation results of regression model

نوع متغیر	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
متغیرهای کیفی	Si	۰/۵۲۷	۰/۱۸۸	۲/۸	۰/۰۰۵۱
	Ui	۰/۱۵۸	۰/۱۶۸	۰/۹۳۷	۰/۳۴۸
	Ai	۰/۲۳۷	۰/۱۳۴	۱/۷۶	۰/۰۷۷۶
متغیرهای کمی	Qi	۰/۴۵۸	۰/۱۴۲	۳/۲۲	۰/۰۰۱۳
	Pi	-۰/۱۶۹	۰/۱۱۴	-۱/۴۸	۰/۱۳۷
	Ii	۰/۰۳۴	۰/۲۱۹	۰/۱۵۵	۰/۸۷۶
	Dli2	-۰/۱۲۳	۰/۰۲۸	-۴/۲۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	C	-۳/۰۵	۱/۳۵	-۲/۲۴	۰/۰۲۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابراین می‌توان مدل رگرسیونی تخمین زده شده را به‌صورت زیر نمایش داد:

$$Y_i = -3.05 + 0.158 U_i + 0.527 S_i + 0.458 Q_i - 0.169 P_i + 0.237 A_i - 0.123 DI_i^2 + 0.034 I_i + e_i \quad (3)$$

بر اساس اطلاعات جدول (۳)، نتایج تخمین را می‌توان به قرار زیر تفسیر نمود:

با توجه به تأکید در مقاله حاضر بر نقش ویژه متغیرهای ادراکی در تابع تقاضای سفر، در ابتدا به بررسی متغیرهای کیفی پرداخته می‌شود. اولین متغیر کیفی مهم ضریب متغیر ایمنی و امنیت (S_i) است. نتایج تخمین، نشان می‌دهد که این متغیر، دارای علامت مثبت است و بیانگر ارتباط مستقیم میان میزان ایمنی و امنیت در مقصد و تقاضای سفر به آن است. علامت این ضریب با مبنای نظری پژوهش که در قسمت دوم مقاله بیان شده است، انطباق دارد. موضوعاتی از قبیل اوضاع امنیتی در مقصد، میزان جرائم در مقصد، سطح روابط میان سرزمین‌های مبدأ و مقصد و حتی مسائلی مانند کیفیت خدمات بهداشتی و آزادی‌های فردی در مقصد، در قالب این متغیر قرار گرفته‌اند. همان‌گونه که نتایج ارائه شده در جدول نشان می‌دهد، ضریب این متغیر از نظر آماری در سطح ۹۹ درصد اطمینان، معنی‌دار است. این میزان از معنی‌داری، نشان‌دهنده اهمیت بسیار بالای موضوع امنیت در تصمیم‌گردشگران برای سفر به یک مقصد است، تا حدی که ممکن است متغیرهای متعارف مؤثر بر تقاضای سفر از قبیل قیمت و درآمد و حتی وجود جذابیت‌های منحصربه‌فرد را تحت تأثیر قرار دهد. به‌هرصورت، گردشگر فرهنگی- تاریخی با ویژگی‌های خاص خود، برای خطر کردن سفر نمی‌کند. بنابراین، ضریب ایمنی و امنیت در مورد گردشگران فرهنگی- تاریخی، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

ضریب متغیر منحصربه‌فرد بودن و اصالت جاذبه‌ها (U_i)، دارای علامت مثبت بوده و نشان‌دهنده رابطه مستقیم میان وجود جاذبه‌های منحصربه‌فرد و اصیل در مقصد و تقاضای سفر به آن است. این موضوع نیز با مبنای نظری پژوهش مطابقت دارد؛ زیرا دلیل اصلی سفر به یک مقصد، بهره‌مندی از جاذبه‌های آن است. این متغیر، منحصربه‌فرد بودن و اصالت جاذبه‌ها و نیز غنای فرهنگی مقصد را پوشش داده است. درخصوص پژوهش حاضر، با توجه به ماهیت پرسش‌شوندگان که گردشگران فرهنگی- تاریخی بوده‌اند، انتظار مثبت بودن این ضریب کاملاً منطقی است. با این حال، نتایج حاصل از تخمین، دلالت بر آن دارد که ضریب متغیر مورد نظر از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. توجیه منطقی این موضوع را باید در تأثیر متغیرهای اثرگذار دیگر که در این مقاله به آن‌ها پرداخته شده است، جستجو کرد.

سفر به یک مقصد، محصولی ترکیبی و دارای وجوه متعدد است. اهمیت برخی متغیرها در تصمیم‌گردشگر برای سفر به یک مقصد، گاه چنان است که نقش برخی دیگر از متغیرها را در تصمیم‌نهایی به سفر کمرنگ می‌کند. استدلال نهایی، به موضوع امنیت باز می‌گردد. به‌هرصورت، به‌رغم وجود جذابیت‌های منحصربه‌فرد در مقصد، روشن است که گردشگر فرهنگی- تاریخی با ویژگی‌های خاص خود (سطح تحصیلات بالا و میانگین سنی متوسط به بالا)، برای خطر کردن به این مقاصد سفر نمی‌کند.

ضریب متغیر کیفیت خدمات گردشگری در مقصد (Q_i) نیز مطابق انتظار (از لحاظ مبنای نظری)، مثبت است. این متغیر، بیانگر کیفیت عرضه خدمات اقامت و غذا به‌عنوان دو عنصر کلیدی سمت عرضه در صنعت گردشگری می‌باشد. سفر بدون بهره‌مندی از دو عنصر اقامت و غذا، معنی نمی‌یابد و

البته باید خاطر نشان کرد که کیفیت خدمات گردشگری در مقصد بر کسب تجربه مطلوب‌تر نزد گردشگر و در نتیجه، تکرار سفر یا توصیه مقصد به دیگران، تأثیری مثبت دارد. این علامت نیز با مبانی نظری مطرح شده در قسمت دوم مقاله، منطبق می‌باشد. در عین حال، ضریب این متغیر در سطح ۹۹ درصد از نظر آماری معنی‌دار است که بیانگر اهمیت موضوع کیفیت خدمات در مقصد بر تقاضای سفر به آن است. مقصدی رقابتی است که نه تنها، تعداد بیشتری گردشگر را به سوی خود جلب نماید، بلکه مقدم بر آن، بتواند ایشان را وادارد تا بیشتر هزینه کنند. در نتیجه، ارتقاء کیفیت خدمات گردشگری، خواهد توانست یک مقصد گردشگری را به مقصدی رقابت‌پذیر نزدیک سازد و ضمن جلب تعداد بیشتری از گردشگران، منافع مالی بیشتری را کسب نماید.

ضریب متغیر نگرش نسبت به گردشگر در جامعه محلی (A_i)، از نظر علامت، مثبت می‌باشد؛ به این معنی که گردشگر به سوی مقصدی روانه می‌شود که به او روی خوش نشان می‌دهد و از او استقبال می‌کند و اگر نگران رفتار جامعه میزبان، با خود باشد، در سفر به مقصد مورد نظر مردد خواهد بود. به عبارت دیگر، تصمیم گردشگر برای سفر به مقصدی معین، تحت تأثیر انتظار او از برخورد جامعه میزبان قرار دارد. بنابراین، در خصوص متغیر نگرش نسبت به گردشگر در جامعه محلی، باید گفت که این علامت، با مبانی نظری در انطباق بوده، و بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل، ضریب این متغیر در سطح احتمال ۹۰ درصد معنی‌دار است. این متغیر نیز یکی از مهم‌ترین وجوه کیفی سفر بوده، که در ایده مقاله حاضر مورد تأکید قرار داشته است. به این ترتیب، می‌توان گفت که حدس‌های پژوهشگر در خصوص نقش تأثیرگذار متغیرهای کیفی در تقاضای سفر، مورد تأیید قرار می‌گیرند.

در مقابل، ضریب متغیرهای کمی که به‌طور مرسوم در تبلیغات ویژه جذب گردشگر روی آن تأکید ویژه وجود دارد، اغلب در مدل تقاضای سفر تخمین زده شده در مقاله حاضر، معنادار نشده است. در میان متغیرهای کمی مورد نظر، تنها ضریب متغیر فاصله (DI_i) که نماینده فاصله جغرافیایی میان مبدأ سفر گردشگران و مقصد ایران است، در سطح ۹۹ درصد اطمینان، معنی‌دار شده و از نظر علامت نیز منفی می‌باشد. هرچه فاصله مبدأ تا مقصد بیشتر است، دسترسی به مقصد و زمان و انرژی مورد نیاز برای طی طریق، افزایش می‌یابد و خستگی بیشتری بر گردشگر تحمیل می‌گردد. بنابراین، علامت منفی متغیر فاصله با مبانی نظری مدل‌های جاذبه منطبق است.

از سوی دیگر، ضریب سایر متغیرهای کمی مانند قیمت و درآمد، از نظر آماری معنی‌دار نبوده‌اند. ضریب متغیر قیمت (P_i)، دارای علامت منفی است. این متغیر بیانگر هزینه‌های سفر به مقصد و اقامت در آن است و به‌طور متعارف، از کلیدی‌ترین متغیرهای وارد شده به مدل‌های تقاضای سفر به شمار می‌رود. بر مبنای نظریه تقاضا، انتظار می‌رود که این متغیر، علامتی منفی داشته باشد. بنابراین، علامت ضریب بر اساس مبانی نظری، منطقی است؛ اما نکته جالب توجه آن است که ضریب متغیر قیمت، حتی در سطح ۹۰ درصد اطمینان نیز معنی‌دار نمی‌باشد.

اینک این سؤال مطرح است که آیا معنی‌دار نبودن ضریب متغیر قیمت، باید به‌عنوان یک نقطه ضعف در نتایج تخمین مدل دانسته شود؟ پاسخ البته منفی است. باید یادآور شد که مبنای شکل‌گیری ایده مقاله حاضر، دقیقاً در همین نکته نهفته است که آیا تقاضای سفر به مقصدی فرهنگی و منحصر به فرد، الزاماً باید تحت تأثیر متغیرهای اقتصادی از قبیل قیمت قرار گیرد و اگر چنین بود، با توجه به شرایط جاری که کشور ایران به‌عنوان ارزان‌ترین مقصد گردشگری دنیا مطرح است؛ چرا تعداد گردشگر ورودی به کشور، تا این اندازه ناچیز بوده و تحت تأثیر عامل قیمتی قرار نمی‌گیرد. نکته مهم را باید در نظریه لنکستر برای تقاضای سفر جستجو نمود. او تأکید دارد که سفر به‌عنوان محصولی چند بعدی، تحت تأثیر متغیرهای کیفی قرار دارد. درست از همین زاویه است که معنی‌داری متغیری نظیر ایمنی و امنیت یا کیفیت خدمات گردشگری در مقصد بسیار بالا بوده است و ضریب متغیری همچون قیمت، وقتی دغدغه‌های امنیتی نسبت به مقصد وجود داشته باشد، از لحاظ آماری معنی دار نمی‌گردد.

سرانجام متغیر درآمد گردشگر و تأثیر آن بر تقاضای سفر، مورد بررسی قرار می‌گیرد. علامت ضریب این متغیر مثبت است. بدیهی است که این علامت در انطباق با نظریه تقاضا قرار دارد، اما مشاهده می‌گردد که ضریب متغیر درآمد نیز از نظر آماری معنی‌دار نیست. این موضوع هم با توجه به اهمیت و تأثیرگذاری ویژه متغیرهای کیفی در تقاضای سفر و تقدم آن بر عمده متغیرهای کمی، قابل توجیه است.

همان‌طور که ملاحظه شد، با ورود متغیرهای ادراکی (کیفی) در مدل تقاضای گردشگری، از معناداری متغیرهای کمی کاسته شده است. این تأثیرگذاری به‌ویژه در مورد مقاصد گردشگری که در نگاه گردشگران از برجسب‌های امنیتی و یا شاخص‌های امنیتی ضعیف رنج می‌برند، بسیار مشهود خواهد بود. معناداری بالای متغیرهای کیفی مانند ایمنی و امنیت در مقابل معناداری پایین متغیرهای کمی در تابع تقاضای سفر به اصفهان، نشان از وجود مشکلات اساسی در ادراک گردشگران از وضعیت امنیت و ایمنی در ایران دارد. مسئله‌ای که باعث شده با وجود کاهش شدید ارزش پول و مقرون به صرفه بودن خدمات گردشگری برای گردشگران خارجی، باز هم صنعت گردشگری خارجی در اصفهان بسیار ضعیف باشد.

در مدل لاجیت تخمین زده شده (نتایج جدول ۳)، ضرایب متغیرها اثر تغییر یک واحد در میزان متغیر مربوطه را بر لگاریتم مزیت برتری (نسبت احتمال سفر به مقصد به احتمال عدم انجام سفر)، نشان می‌دهد. در نتیجه، با توجه به آنکه نتایج حاصل از نرم‌افزار Eviews 10 در تخمین مدل‌های لاجیت قابلیت برآورد اثرات نهایی را ندارد، به منظور محاسبه این اثرات، از روش برنامه‌نویسی استفاده می‌شود. پس از محاسبه این اثرات نهایی، نتایج مربوط همراه با رتبه‌بندی متغیرهای مربوطه در جدول (۴) ارائه می‌گردد.

جدول ۴: نتایج حاصل از محاسبه اثرات نهایی مدل
Table 4: Results of calculating the model final effects

متغیرهای معنی‌دار	ایمنی و امنیت	کیفیت خدمات در مقصد	نگرش جامعه محلی نسبت به گردشگر	فاصله جغرافیایی مبدأ تا مقصد سفر
میزان ضریب نهایی	۰/۲۰۷	۰/۱۸۱	۰/۰۹۳	۰/۰۴۸
متغیر مورد نظر				
سطح معنی‌داری (درصد)	۹۹	۹۹	۹۰	۹۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضرایب نهایی در حقیقت، بازگو کننده آن است که به‌ازای هر واحد تغییر در متغیر مستقل مورد نظر، احتمال انجام سفر به مقصد تا چه حد تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اینک براساس نتایج جدول (۴)، به تحلیل ضرایب نهایی متغیرهایی که در تخمین معنی‌دار شده‌اند، پرداخته می‌شود. یادآور می‌گردد که متغیرهای منحصربه‌فرد بودن، قیمت و درآمد از میان متغیرهای مدل، از معنی‌داری لازم جهت تحلیل برخوردار نبودند. به‌رغم این معنی‌دار نبودن، همه متغیرهای مذکور، دارای علامتی منطبق با مبانی نظری پژوهش بوده‌اند.

ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر ایمنی و امنیت، دلالت بر تأثیر مستقیم احساس وجود امنیت در مقصد بر تقاضای سفر به آن است. همان‌گونه که جدول (۴) نشان می‌دهد، ضریب نهایی مربوط به متغیر ایمنی و امنیت برابر ۰/۲۰۷، می‌باشد. مقدار ضریب مذکور، نشان می‌دهد هر یک واحد تغییر در برداشت گردشگر نسبت به وجود ایمنی و امنیت در مقصد، تا ۲۱ درصد احتمال انجام سفر به آن مقصد را تغییر می‌دهد.

مقدار بسیار بالای ضریب متغیر ایمنی و امنیت، نشان می‌دهد که تهدیدات امنیتی، اثرات علی و سرریز منفی قابل توجهی بر ورود گردشگران بین‌المللی دارد. علاوه بر این، ایمنی و امنیت، اثرات سرریز بلندمدت بر صنعت و درآمد گردشگری نیز دارد و بنابراین، باید به‌صورت ویژه، مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حوزه گردشگری قرار گیرد.

پس از متغیر امنیت، متغیر کیفیت خدمات گردشگری در مقصد، از مقدار ضریب بالاتری در میان سایر متغیرها برخوردار بود. روشن است که گردشگر با پرداخت هزینه سفر، انتظار دریافت خدماتی متناسب با سطح هزینه مربوط را دارد. او به سفر آمده است تا از مقصد و خدمات گردشگری آن در تعطیلات خود لذت ببرد و از همین رو، کیفیت خدمات باید از درجه تأثیرگذاری بالایی برخوردار باشد. مقصدی با کیفیت پایین خدمات، نخواهد توانست طرف توجه گردشگران قرار گیرد و از گردونه رقابت مقاصد خارج می‌شود.

درخصوص متغیر کیفیت خدمات، میزان ضریب نهایی برابر با ۱/۸۱ است. این ضریب، بیانگر آن است که هر یک واحد ارتقا در کیفیت خدمات گردشگری در مقصد که اینجا شامل عناصر کلیدی اقامت و غذا بوده‌اند، می‌تواند احتمال سفر به مقصد تاریخی- فرهنگی مورد نظر را تا حدود ۱۸ درصد افزایش دهد.

نگرش نسبت به گردشگر، متغیر دیگری است که در انطباق با مبانی نظری معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت بر تقاضای سفر بوده است. ضریب نهایی برای این متغیر، برابر با ۰/۹۴ است. نشان‌دهنده تأثیرپذیری تقریباً ۹ درصدی تقاضای سفر از دیدگاه جامعه محلی نسبت به گردشگر است. البته با توجه به تعداد کم گردشگر خارجی در اصفهان و در نتیجه، بازخورد کم گردشگران و نرسیدن به نقطه اشباع، اثرات این متغیر هنوز به‌صورت دقیق قابل ارزیابی نیست. همان‌طور که در مبانی نظری در بخش دوم مقاله اشاره شد، واکنش مردم نسبت به گردشگری با تکیه بر تئوری مبادله اجتماعی، روش تفکیکی و چرخه حیات گردشگری، تحلیل می‌گردد.

بر اساس تئوری مبادله اجتماعی، اگر ساکنان به تأثیرات مثبت گردشگری و کسب منفعت خوشبین باشند، تمایل به حمایت و همکاری خواهند داشت. بنابراین القاء اثرات مثبت توسعه صنعت گردشگری بر منافع جامعه محلی، می‌تواند تمایل به مشارکت و حمایت از گردشگری را تقویت نماید. براساس مبانی نظری روش تفکیکی گروه‌های مختلف جامعه، سطوح مختلفی از هزینه و منافع گردشگری را احساس می‌کنند. بدین ترتیب، افرادی که منافع خود را در ارتباط با حضور گردشگران می‌دانند، نگرش مثبت‌تری به گردشگری دارند. وابستگی بسیار زیاد آنان به درآمد بخش گردشگری به‌عنوان یک درآمد اصلی، می‌تواند در نگرش جامعه محلی به گردشگری مؤثر باشد. به‌هرحال، برای موفقیت در توسعه گردشگری، مشارکت جوامع محلی در منطقه الزامی است.

در مدل چرخه حیات توسعه گردشگری، با افزایش تعداد گردشگران، نگرش‌های منفی ساکنان تشدید می‌شود و ممکن است نگرش مردم نسبت به گردشگری، تحت تأثیر روند تحول و توسعه گردشگری در مقصد قرار گیرد. میزبانان باید منابع عمومی را با گردشگران به اشتراک بگذارند. بنابراین، افزایش تعداد گردشگران، منجر به محدود شدن مصرف منابع عمومی توسط ساکنان جامعه محلی و در نتیجه، کاهش رفاه می‌گردد. در واقع، یک ظرفیت برد اجتماعی برای صنعت گردشگری وجود دارد که بیشتر از آن، واکنش‌های منفی نسبت به صنعت گردشگری تقویت می‌شود. این موضوع با توجه به حجم اندک گردشگری در شهر اصفهان و فاصله زیاد تا ظرفیت برد اجتماعی آن، هنوز به‌عنوان یک چالش در این حوزه شناخته نمی‌شود.

در مورد متغیر فاصله سرزمین مبدأ تا مقصد مورد نظر، ضریب مربوطه برابر با ۰/۴۹- می‌باشد؛ که بیانگر تأثیر معکوس عامل فاصله میان مبدأ تا مقصد و اثرگذاری تقریباً اندک این متغیر بر انتخاب اصفهان به‌عنوان یک مقصد منحصربه‌فرد تاریخی- فرهنگی است. به دیگر سخن، هر یک واحد فاصله بیشتر میان مبدأ تا مقصد مورد نظر، تا حدود ۵ درصد از احتمال سفر به آن مقصد می‌کاهد.

مقایسه ضرایب نهایی متغیرهای مدل، نشان‌دهنده یافته‌هایی ارزشمند است. نگاه به این نکته که بزرگ‌ترین ضریب نهایی، متعلق به متغیر ایمنی و امنیت است، نشان از اهمیت عامل امنیت در انتخاب یک مقصد مانند اصفهان دارد. سؤالات مربوط به این متغیر، در واقع، احساس گردشگر نسبت به امنیت در مقصد مورد نظر را مورد پرسش قرار می‌دهد. از همین رو است که به‌رغم وجود امنیت در کشور نسبت به بسیاری مقاصد دیگر گردشگری، با توجه به عواملی همچون نقش رسانه‌های خارجی، روابط سیاسی کشور با سرزمین‌های مبدأ گردشگران و هشدارهای امنیتی وزارت خارجه کشورهای مبدأ گردشگران و عواملی از این دست، می‌تواند به گردشگران احساسی از ناامنی را منتقل سازد.

۶. نتیجه گیری و پیشنهادات

اگرچه ضریب متغیر قیمت (P_i) حسب انتظار و در انطباق با نظریه تقاضای مصرف‌کننده، دارای علامت منفی بود، اما نکته جالب توجه آن است که ضریب این متغیر قیمت، معنی‌دار نبوده است. در این خصوص توجیهی منطقی وجود دارد که در ادامه، به آن پرداخته می‌شود. می‌توان این ادعا که قیمت و کیفیت پایین نزد متقاضیان سفر، دو روی یک سکه هستند را مورد تأیید قرار داد. از این رو، تأکید بر ارزیابی مقصد ایران نزد گردشگران خود، با نگرش موجود درخصوص کیفیت پایین خدمات گردشگری در مقصد، بر محدود بودن تقاضای سفر به مقصد اصفهان و ایران، تأثیرگذار بوده است. همچنین، علامت ضریب متغیر درآمد گردشگر (I_i) در انطباق با مبنای نظری نظریه تقاضای مصرف‌کننده، مثبت بود؛ اما این ضریب از نظر آماری، معنی‌دار نبود. این نتیجه نیز به اهمیت و تأثیرگذاری بسیار زیاد متغیرهای کیفی در تقاضای سفر و تقدم آن‌ها بر عمده متغیرهای کمی، دلالت دارد.

در توجیه معنی‌دار نبودن دو متغیر کمی متعارف یعنی قیمت و درآمد، می‌توان استدلال نمود که اهمیت کلیدی عامل امنیت در انجام سفر تا آن حد بوده است که سفر به مقصد را حتی با وجود آنکه ایران به‌عنوان ارزان‌ترین مقصد گردشگری جهان شناخته می‌شود، از گردونه تأثیرگذاری خارج نموده است. لنکستر تأکید دارد که سفر به‌عنوان محصولی چند بعدی، تحت تأثیر متغیرهای کیفی قرار دارد. درست از همین زاویه است که در مقاله حاضر، معنی‌داری متغیرهایی نظیر ایمنی و امنیت یا کیفیت خدمات گردشگری در مقصد و نگرش جامعه مقصد به گردشگر موجه بوده و ضریب متغیرهایی همچون قیمت و درآمد گردشگر، از لحاظ آماری، معنی‌دار نمی‌شود.

علاوه بر این، باید توجه داشت که، هر چه سطح درآمد گردشگر بیشتر می‌شود، حساسیت او نسبت به عامل ایمنی و امنیت و نیز کیفیت خدمات در مقصد بیشتر می‌شود. این موضوع بویژه در خصوص گردشگران فرهنگی- تاریخی، اهمیت بیشتری دارد؛ زیرا این دسته از گردشگران، خطر نمی‌کنند و ترجیح می‌دهند مقصدی را برای بازدید انتخاب کنند که علاوه بر تأمین ایمنی و امنیت، از کیفیت خدمات بالاتری برخوردار باشد. این مسئله به‌خصوص در مورد کاوی این مقاله (مقصد اصفهان) به دلیل نوع نگاهی که گردشگران بین‌المللی به موضوع امنیت در ایران دارند، صادق خواهد بود.

یافته‌های حاصل از نتایج تخمین و محاسبه ضرایب نهایی، نشان از آن داشت که در میان متغیرهای کمی مرسوم در تخمین مدل‌های تقاضای سفر، تنها متغیر فاصله معنی‌دار شد. هر چه فاصله مبدأ تا مقصد بیشتر باشد، به واسطه تحمیل هزینه‌های پولی و زمانی بیشتر بر گردشگر، تقاضا به مقصد تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ اما وقتی سخن از انتخاب یک مقصد منحصر به فرد تاریخی- فرهنگی در میان است، وجود عرضه انحصاری در بازار محصول، می‌تواند منجر به پذیرش فاصله بیشتر از سوی گردشگر مشتاق برای دستیابی به محصول مورد نظر گردد.

علاوه بر این، نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب تأثیر متغیر ایمنی و امنیت، بیش از ۴ برابر ضریب تأثیر متغیر فاصله است (مقدار ۰/۲۰۷ در مقابل ۰/۰۴۸). یعنی احساس ایمنی و امنیت به راحتی می‌تواند اثر فاصله را پوشش دهد. نتیجه منطقی حاصل، آن است که در جستجوی بازارهای هدف گردشگری برای اصفهان، نباید چندان دل نگران فاصله جغرافیایی آن‌ها از این مقصد بود. به عبارت دیگر، نباید سرمایه‌گذاری در جلب گردشگران فرهنگی- تاریخی از مبادی دورتر، مورد غفلت واقع شود.

براساس نتایج حاصل از تخمین، از میان متغیرهای کیفی مورد نظر در مقاله حاضر، متغیر ایمنی و امنیت (Si)، از معنی داری بالایی برخوردار بوده است. به گونه‌ای که معنی‌داری بالای ضریب این متغیر، دلالت بر اهمیت بسیار بالای موضوع امنیت در تصمیم گردشگران برای سفر به یک مقصد دارد. ضریب نهایی این متغیر نشان داد که هر یک واحد افزایش در برداشت گردشگر از وجود ایمنی و امنیت در مقصد، ۲۱ درصد بر احتمال سفر به اصفهان (به عنوان یک مقصد تاریخی- فرهنگی) می‌افزاید. از این رو، باید تلاش مضاعفی در انتقال احساس امنیت به متقاضیان سفر به این مقصد صورت پذیرد. گردشگران نگران وجود شرایط ایمن و امن در مقصد ما هستند. بهبود وجهه ایران و تصویر مقصد نزد بازارهای هدف، ضرورتی انکارناپذیر است. اتخاذ یک رویکرد منطقی در بازاریابی مقصد، نقشی تعیین کننده در این زمینه ایفا خواهد کرد. گردشگرانی که برای نخستین بار به ایران سفر می‌کنند، از سطح رضایت خاطر بسیار بالایی برخوردارند؛ زیرا در واقع، تصویر ذهنی ایشان از مقصد ایران، تصویری نامطلوب و نا امن بوده است. حضور در کشور ما به زوده شدن این تصویر نادرست منجر می‌شود. حفظ ارتباط با ایشان و تلاش برای بهره‌مندی از نقش آن‌ها در ترویج مقصد به کمک ابزارهای روزآمد نظیر مشارکت در شبکه‌های اجتماعی در این زمینه، سودمند است.

براساس نتایج تخمین مدل اقتصادسنجی، متغیر کیفیت خدمات گردشگری در مقصد شامل دو عنصر کلیدی کیفیت خدمات اقامتی و خدمات پذیرایی، از عوامل مؤثر بر تقاضای سفر به مقصد شناخته شد. میزان بالای ضریب نهایی این متغیر، دلالت بر تأثیرگذاری قابل توجه آن بر تقاضای سفر دارد. ایران در شاخص توسعه سفر و گردشگری (TTDI) ۱ در سال ۲۰۲۴ در میان ۱۱۹ کشور مورد بررسی، با نمره ۳/۷۲ در رتبه ۷۳ قرار گرفته و این امر، دلالت بر آن دارد که برای توسعه گردشگری

ورودی، بی تردید باید بر ارتقاء کیفیت خدمات گردشگری افزود (مجمع جهانی اقتصاد، ۲۰۲۴). ارتقاء کیفیت، نه تنها براساس نتایج مدل، بر افزایش تقاضای سفر به مقصد تأثیری مثبت بر جای می‌گذارد، بلکه سبب خواهد شد تا ارزش افزوده حاصل از خدمات ارائه شده به گردشگران نیز افزایش یابد. مقصدی رقابتی است که نه تنها تعداد بیشتری گردشگر را به سوی خود جلب نماید، بلکه مقدم بر آن، بتواند ایشان را وادارد تا بیشتر هزینه کنند. در نتیجه ارتقاء کیفیت خدمات، گردشگری خواهد توانست یک مقصد گردشگری تاریخی- فرهنگی نظیر اصفهان را به مقصدی رقابت پذیر نزدیک سازد و ضمن جلب تعداد بیشتری از گردشگران، منافع مالی بیشتری را کسب نماید. توسعه امکانات و خدمات سطح بالا از قبیل احداث هتل‌های با کیفیت بالا در این زمینه، باید بیش از گذشته طرف توجه قرار گیرد.

متغیر نگرش نسبت به گردشگر از سوی جامعه محلی (A_i)، ازجمله وجوه کیفی‌ای بوده که در ایده مقاله حاضر، مورد تأکید قرار داشته است. نتایج تخمین، نشان داد که متغیر نگرش جامعه میزبان نسبت به گردشگران، بر تقاضای سفر به اصفهان، تأثیرگذار بوده است. از این رو سیاست‌گذاران و مدیران جامعه مقصد، باید ضمن توجه و تأکید بر آموزش مردم و مقامات محلی، نسبت به رفتار با گردشگر درخصوص انتقال دیدگاه مثبت جامعه میزبان به بازارهای هدف، اهتمام ورزند. میهمان نوازی سنت حسنه مردم اصفهان شناخته می‌شود، اما اینکه تا چه حد بازارهای هدف از این ویژگی مطلع هستند، موضوع دیگری است. این موضوع بر اهمیت رسانیدن پیام میهمان نوازی و امنیت موجود - که از خصایص جامعه میزبان است - به بازار هدف دلالت دارد.

در یک جمع‌بندی کلی، می‌توان گفت که عمده متغیرهای ادراکی (کیفی) مد نظر در مقاله حاضر، از معنی‌داری لازم برخوردار بودند. اینک زمان آن است که به چرایی این موضوع به اختصار پرداخته شود. در نظریه نئو کلاسیکی تقاضا، فرض بر آن است که مصرف کننده مطلوبیت خود را از مصرف یک کالا به‌عنوان یک کل، کسب می‌نماید؛ حال آن که بر مبنای نظریه لنگستر، مصرف کننده در پی مصرف خدماتی با ویژگی‌هایی است که محصول واجد آن‌ها است، یعنی مصرف‌کنندگان، محصولات را براساس خدماتی که برای آن‌ها فراهم می‌سازند، انتخاب می‌کنند. باید توجه داشت که محصول گردشگری نیز دقیقاً دارای چنین وضعیتی است. اخذ تصمیم برای سفر به یک مقصد گردشگری، بسته‌ای از مشخصه‌های گوناگون را پیش‌روی گردشگر قرار می‌دهد. حمل و نقل، اقامت، غذا و نوشیدنی‌ها، خدمات راهنمایی، جاذبه‌هایی که سفر به منظور بازدید از آن‌ها شکل می‌گیرد، تنها برخی از این ابعاد دانسته می‌شوند.

از این رو، رضایت خاطری که گردشگر (به‌عنوان متقاضی سفر)، از تجربه سفر یا همان مصرف محصول کسب می‌کند، مبتنی بر کمیت و کیفیت متفاوت این ابعاد و عناصر ادراکی در مقصد خواهد بود.

سپاسگزاری:

تأییدیه های اخلاقی: موردی وجود ندارد.

تعارض منافع: موردی وجود ندارد.

سهام نویسندگان در مقاله: نویسنده اول (۷۰ درصد) و نویسنده دوم (۳۰ درصد)

منابع مالی / حمایت‌ها: وجود ندارد.

References

- Akamavi, R.K., Ibrahim, F. and Swaray, R. (2023). Tourism and troubles: Effects of security threats on the global travel and tourism industry performance. *Journal of Travel Research*, 62(8), 1755-1800.
- Aliqoli Zadeh Firouzjani, N., Ramazan Zadeh Lasbui, M. and Ismaili, M. (2014). Measuring the attitude and inclination of the host community towards the development of tourism in rural areas of desert and arid zones (Case study: rural areas of Khur and Biabanak county). *Geo-Regional Studies of Dry Areas*, 5(18), 37-53. [In Persian]
- Blanke, J. and Chiesa, T. (2013). *World Travel and Tourism Competitiveness Report*. World Economic Forum, Geneva, Switzerland.
- Blanke, J. and Chiesa, T. (2017). *World Travel & Tourism Competitiveness Report*. World Economic Forum, Geneva, Switzerland.
- Dorri Nogoorani, H. (2012). The economics of terrorism: Concepts, key issues and empirical studies. *Journal of Security Horizons*, 5(16), 105-135. [In Persian]
- Fan, D. X. F, Liu, A. and Qiu, R. T. R. (2018). Revisiting the relationship between host attitudes and tourism development: A utility maximization approach. *Journal of Tourism Economics*, Vol. 25(2), 1-18.
- Forsyth, P., and Dwyer, L. (2006). Tourism service quality and travel demand: An economic analysis. *Economic Review of Tourism*, 12(2), 34-52.
- Gajarati, D. (2017). *Foundations of Econometrics*. Translated by Hamid Abreshami, Tehran, Tehran University Press. [In Persian]
- Grönroos, C. (1994). Service quality and customer satisfaction. *Journal of Marketing*, 58(1), 77-88.
- Gursoy, D., Ouyang, Z., Nunkoo, R., & Wei, W. (2018): residents' impact perceptions of and attitudes towards tourism development: A MetaAnalysis. *Journal of Hospitality Marketing and Management*, 28(1), 1- 28.
- Hernandez, S. A., Cohen, J. and Garcia, H. L. (1996). Residents' attitudes towards an instant resort enclave. *Annals of Tourism Research*, 23(4), 755-779.
- Hosseini, K., Stefaniec, A. and Hosseini, P. (2021). World heritage sites in developing countries: Assessing impacts and handling complexities toward sustainable tourism. *Journal of Destination Marketing & Management*, Vol. 20, 1-12.
- Jimura, T. (2011). The impact of world heritage site designation on local communities, A case study of Ogimachi, Shirakawa-mura, Japan. *Tourism Management*, 32(2), 288-296.
- Kefayat, M., Ebrahimi, M., Zare, H. and Aminifard, A. (2023). The impact of tourism on economic growth in selected Middle Eastern countries: A Panel Spatial Econometric Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, (4) 20, 179-146. [In Persian]
- Kim, J. (2002). The Effects of Tourism Impacts upon Quality of Life of Residents in the Community. Dissertation Submitted to the Faculty of the Virginia Polytechnic Institute and State University in Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of Doctor of Philosophy in Hospitality and Tourism Management.

- Lancaster. K (1971). *Consumer Demand: A New Approach*. New York: Colombia University Press.
- Madrigal, R. (1993). A tale of tourism in two cities. *Annals of Tourism Research*, 22(2), 336-353.
- McGehee, N. G. and Andereck, K. L. (2004). Factors predicting rural residents' support of tourism. *Journal of Travel Research*, 43(2), 131-140
- Munoz, T. (2007). German demand for tourism in Spain. *Tourism Management*, Vol. 28, 12-22.
- Nazari, M., Esfidani, M. R. and Tabatabai, M. (2016). Evaluation of factors affecting the attraction of international tourists using the Gravity Model. Tehran, *Journal of Economic Research*, 52, 215-243. [In Persian]
- Nguyen, Q. H. (2021). Tourism demand elasticities by income and prices of international market regions: Evidence using Vietnam's data. *Economies*, 10 (1), 1-18.
- Njoya, E, T., Efthymiou, M., Nikitas, A. and Connell, J. (2022). The effects of diminished tourism arrivals and expenditures caused by terrorism and political unrest on the Kenyan economy. *Economies*, 10, 1-20.
- Noor, A. and Sharma, M. (2020). Correlation between customer satisfaction and service quality: An empirical study on sustainable tourism development in Bangladesh. *Neuro Quant ology*, 21(3), 157-168.
- Nunkoo, R. (2016). Toward a more comprehensive use of social exchange theory to study residents' attitudes to tourism. *Procedia Economics and Finance*, 39(3), 588-596.
- Nunkoo, R. and Ramkissoon, H. (2011). Developing a community support model for tourism. *Annals of Tourism Research*, 38(3), 964-988.
- Parasuraman, A., Zeithaml, V., and Berry, L. (1985). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, 64(1), 12-40.
- Peng, C.Y.J., Lee, K.L. and Ingersoll, G.M. (2002). An introduction to logistic regression analysis and reporting. *The Journal of Educational Research*, 96(1), 3-14.
- Sadeghi, K., Farhang, A. A., Mohammadpour, A., & Hajibolandi, M. (2024). Examining the asymmetric effects of political risk, exchange rates, and inflation rates on the development of the tourism industry in Iran. *Economic Research (Growth and Sustainable Development)*, 24(2), 115-139 [In Persian]
- Song, H. and Witt, S. (2000). *Tourism Demand Modeling & Forecasting*. Amsterdam, Pergamum.
- Stabler, M., Papatheodorou, A. and Sinclair, M.T. (2010). *The Economics of Tourism*. London, Routledge.
- Tan, C. Y. and Soon, S.-V. (2023). Tourism demand for Malaysia: Further evidence from Panel Approaches. *Asia Pacific Management Review*, Vol. 28, 459- 469.
- Van Hove, N. (2005). *Economics of Tourism Destinations*. Amsterdam, Elsevier.

- Wang, L., Li, Y., & Zhang, Q. (2023). The role of destination image in promoting travel demand: A multi-national study. *Journal of Travel Research*, 62(4), 856-869.
- World Economic Forum, UN Tourism; World Travel & Tourism Council (2024).
- Wu, J., and Zhang, S. (2019). Tourism service quality and its long-term effects on travel demand. *Tourism Economics*, 25(4), 567-585.
- Zahedi, M., Akbari, N., Emadzadeh, M., Khoshakhlaq, R., Ranjberian, B. (2018). Identifying the factors influencing tourism demand to cultural and historical destinations (Case study: Isfahan). *Journal of Urban Economics*, 3(1), 25-41. [In Persian]
- Zeina, M. M. A., Ammar, S. A. M., Ahmed, M. F. A., Elwardany, W. M. M., & Abdulaziz, T. A. (2023). Service quality in tourism and hospitality industry and tourist destination loyalty Post-COVID-19: The role of tourism destination image and tourist trust. *The International Journal of Tourism and Hospitality Studies*, 5(1), 26-50.
- Zhang, R. (2020). Research on the relationship between residents' income growth and tourism consumption: A case study of Wuhan. *Modern Economy*, 11(3), 763-775.

Contents	Page
■ Natural Resource Abundance and Economic Growth in Mineral Exporting Countries Reza Mohseni(<i>Ph.D.</i>) , Fazel Moridi Farimani (<i>Ph.D.</i>) and Sarina Khanlarkhani (<i>M.A.</i>).....	1
■ The Effect of Political Stability, Governance Conditions, and Risk on the Formal and Informal Sectors of Iran's Economy Mohammad Mostafazadeh (<i>M.A.</i>), Parviz Davood (<i>Ph.D.</i>), Aliakbar Arabmazar (<i>Ph.D.</i>) and Hossein Samsami Mazraeakhund (<i>Ph.D.</i>)	41
■ The Economic Effects of Changing the Commuting Pattern in Isfahan: A Three-Regional Input-Output Approach Using a Combined Location Quotient-Gravity Method Nuraddin Sharify (<i>Ph.D.</i>), Saeedeh Izadi (<i>Ph.D.</i>)and Fatemeh Bazzazan (<i>Ph.D.</i>).....	73
■ The Impact of Political Instability and Conflict on Economic Growth in Selected Developing and Developed Countries Mahmoud Sharifpour (<i>Ph.D.</i>), Lotfali Agheli (<i>Ph.D.</i>) and Maral Eskandari (<i>Ph.D.</i>).....	103
■ Analyzing the Effect of the Strength of Legal Rights Index on Vulnerable Employment in OPEC Member Countries: A Panel Smooth Transition Regression Approach Firas Sabah Alivi (<i>M.A.</i>), Sara Ghobadi (<i>Ph.D.</i>), Saad Makassees (<i>Ph.D.</i>) and Hossein Sharifi Renani (<i>Ph.D.</i>).....	133
■ Investigating Factors Affecting the Stock Price Index in Iran: A Machine Learning Approach Mohammad Mahdi Barghi Osgouei (<i>Ph.D.</i>), Reza Rajpour (<i>Ph.D.</i>), Saman Hatamerd (<i>Ph.D.</i>), Maryam Amini (<i>Ph.D.</i>) and Sadeq Rezaie (<i>Ph.D.</i>).....	165
■ The Effect of Transfer Taxes on the Housing Price Bubble in Shiraz City Sara Parang (<i>M.A.</i>), Zahra Dehghan Shabani (<i>Ph.D.</i>), Ali Asgary (<i>Ph.D.</i>) and Ebrahim Hadian (<i>Ph.D.</i>)	197
■ The Impact of Monetary Policy on the Stock Price Bubble in Selected D-8 Countries Seyed Kamal Sadeghi (<i>Ph.D.</i>), Davood Behboudi (<i>Ph.D.</i>) and Seyed Mohammad Reza Hosseini (<i>M.A.</i>).....	227
■ Analysis of Herd Behavior Caused by Dependency Culture in Iran's Housing Market Vahid Nikpey Pesyan (<i>M.A.</i>), Yousef MohhamadZadeh (<i>Ph.D.</i>), Ali Rezazadeh (<i>Ph.D.</i>) and Habib Ansari Samani (<i>Ph.D.</i>)	257
■ Investigating the Spatial Effect of Financial Deepening on the Development of the Digital Economy in MENA Member Countries Abolfazl Falah (<i>M.A.</i>), Marjan Damankeshideh (<i>Ph.D.</i>) and Manijeh Hadinejad (<i>Ph.D.</i>) ...	291
■ The Dynamic Impacts of Monetary Policy on the Returns of Small and Large Industries in the Tehran Stock Exchange (A Short-Term and Long-Term Analysis) Seyed Hassan Masoudi Alavi (<i>M.A.</i>), Mohammad Nadiri (<i>Ph.D.</i>) and Alireza Saranj (<i>Ph.D.</i>)	327
■ The Role of Perceptual Variables in the Tourism Demand Function in Cultural-Historical Destinations: A Case Study of Isfahan City Mozhgan Moallemi (<i>Ph.D.</i>) and Mohammad Zahedi (<i>M.A.</i>)	359

In the name of Allah
**Quarterly Journal of
Economic Research and Perspectives**

Publisher: **The Economic Research Institute (ERI)
Tarbiat Modares University.**

Editor in Chief: **Majid Sameti**, Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Editorial Board Members: **Majid Ahmadian**, Professor of Energy Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
Hossein Asgharpour, Professor of Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran
Abbas Assari Arani, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Yadoallah Dadgar, Professor of Economics, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
Morteza Ezzati, Associate Professor of Economics, Research Institute of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Abdolmajid Jalaiee, Professor of Economics, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran
Saeid Rasekhi, Professor of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
Srdjan Redzepagic, Professor of Economics, University Côte d'Azur (University Nice Sophia Antipolis) Nice, France
Hossein Sadeghi, Associate Professor of Energy Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Mostafa Salimifar, Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
Majid Sameti, Professor of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Mansour Zaranejad, Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
Kazem Yavari, Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran

Associate Editors: **Ali Mohammad Ahmadi**, Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Lotfali Agheli, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Morteza Ezzati, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
Amir Hossein Mozayani, Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Manager in charge: **Parastoo Mohammadi**, Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Editorial Coordinator: Maryam Talebi

Address: The Economic Research Institute, Tarbiat Modares University
P.O. Code : 1411713116, Tehran, Iran
Tel: + 98 21 82883907, Fax: +98 21 82883923
Website : Ecor.modares.ac.ir



eISSN: 3115-8846
pISSN: 3115-9168



Quarterly Journal Of

Economic Research and Perspectives

Vol. 25, No. 3, Autumn, 2025

■ Natural Resource Abundance and Economic Growth in Mineral Exporting Countries Reza Mohseni(Ph.D.) , Fazel Moridi Farimani (Ph.D.) and Sarina Khanlarkhani (M.A.)	1
■ The Effect of Political Stability, Governance Conditions, and Risk on the Formal and Informal Sectors of Iran's Economy Mohammad Mostafazadeh (M.A.), Parviz Davood (Ph.D.), Aliakbar Arabmazar (Ph.D.) and Hossein Samsami Mazraekhund (Ph.D.)	41
■ The Economic Effects of Changing the Commuting Pattern in Isfahan: A Three-Regional Input-Output Approach Using a Combined Location Quotient-Gravity Method Nuraddin Sharifi (Ph.D.), Saeedeh Izadi (Ph.D.) and Fatemeh Bazzazan (Ph.D.)	73
■ The Impact of Political Instability and Conflict on Economic Growth in Selected Developing and Developed Countries Mahmoud Sharifpour (Ph.D.), Lotfali Agheli (Ph.D.) and Maral Eskandari (Ph.D.)	103
■ Analyzing the Effect of the Strength of Legal Rights Index on Vulnerable Employment in OPEC Member Countries: A Panel Smooth Transition Regression Approach Firas Sabah Alivi (M.A.), Sara Ghobadi (Ph.D.), Saad Makassees (Ph.D.) and Hossein Sharifi Renani (Ph.D.)	133
■ Investigating Factors Affecting the Stock Price Index in Iran: A Machine Learning Approach Mohammad Mahdi Barghi Osgouei (Ph.D.), Reza Rajpour (Ph.D.), Saman Hatameri (Ph.D.), Maryam Amini (Ph.D.) and Sadeq Rezaie (Ph.D.)	165
■ The Effect of Transfer Taxes on the Housing Price Bubble in Shiraz City Sara Parang (M.A.), Zahra Dehghan Shabani (Ph.D.), Ali Asgari (Ph.D.) and Ebrahim Hadian (Ph.D.)	197
■ The Impact of Monetary Policy on the Stock Price Bubble in Selected D-8 Countries Seyed Kamal Sadeghi (Ph.D.), Davood Behboudi (Ph.D.) and Seyed Mohammad Reza Hosseini (M.A.)	227
■ Analysis of Herd Behavior Caused by Dependency Culture in Iran's Housing Market Vahid Nikpey Pesyan (M.A.), Yousef MohammadZadeh (Ph.D.), Ali Rezazadeh (Ph.D.) and Habib Ansari Samani (Ph.D.)	257
■ Investigating the Spatial Effect of Financial Deepening on the Development of the Digital Economy in MENA Member Countries Abolfazl Falah (M.A.), Marjan Damankeshideh (Ph.D.) and Manijeh Hadinejad (Ph.D.)	291
■ The Dynamic Impacts of Monetary Policy on the Returns of Small and Large Industries in the Tehran Stock Exchange (A Short-Term and Long-Term Analysis) Seyed Hassan Masoudi Alavi (M.A.), Mohammad Nadiri (Ph.D.) and Alireza Saranj (Ph.D.)	327
■ The Role of Perceptual Variables in the Tourism Demand Function in Cultural-Historical Destinations: A Case Study of Isfahan City Mozghan Moallemi (Ph.D.) and Mohammad Zahedi (M.A.)	359